

数字乡村发展政策实施能否推动革命老区 农业新业态创业活动*

赵路犇¹ 林海^{1,2}

摘要: 推动农业新业态创业活动, 转变传统农业经营模式, 是革命老区农业产业振兴的重要内容。本文基于 2012—2022 年县级面板数据, 采用双重差分模型实证评估数字乡村发展政策实施对革命老区农业新业态创业活动的影响。研究发现: 第一, 数字乡村发展政策实施能够促进革命老区农业新业态创业活动, 这一结论经过替换被解释变量、排除其他政策影响、调整回归模型等一系列稳健性检验后仍然成立。第二, 数字乡村发展政策实施通过强化区域创新应用能力、匹配农业规模经营需求和增加政府财政投入三条路径影响革命老区农业新业态创业活动, 在红色空间覆盖范围较小、基层组织能力较强、区位禀赋条件较好的情况下这一效应更加突出。第三, 数字乡村发展政策实施对基层组织能力较强的邻接革命老区县存在正向的溢出效应。因此, 应进一步扩大国家数字乡村试点政策覆盖范围, 深化数字乡村发展政策实施对革命老区农业产业振兴的影响。同时, 寻求不同类别革命老区县发展的特有优势, 积极培育革命老区农业新业态领域内企业的自发调整能力, 激活革命老区产业发展的主动性。

关键词: 数字乡村发展政策 革命老区 农业新业态 创业活动 数字农业

中图分类号: F325.2 **文献标识码:** A

一、引言

创业是就业与经济增长的重要来源。在数字经济快速发展的背景下, 以数字技术与传统产业深度融合为特征的新业态创业活动, 成为地区经济增长的新动能。得益于数字基础设施水平提高和通信、大数据等技术快速发展, 数字技术作为“新农具”已被广泛应用于农业生产的方方面面, 推动传统农业边界不断模糊, 形成更多的新质生产力, 催生出大量的农业新业态。从内涵来看, 农业新业态以数字技术、数据要素为驱动资源或应用手段, 是传统农业与新型信息技术、智能技术深度融合所形成的,

*本文研究得到国家自然科学基金面上项目“关系网络与社会互动: 基于空间计量经济学的方法”(编号: 71773120)和国家社会科学基金重大项目“建立解决相对贫困的长效机制研究”(编号: 20ZDA073)的资助。本文通讯作者: 林海。

以数字平台和数字技术的广泛参与为核心特征的农业生产、管理和经营新模式。其中，尤以智慧农业、精准农业等为典型代表。作为农业新业态发展的重要基础，农业新业态企业的重要性愈发凸显。从现实情况来看，积极推动各地区农业新业态企业发展，激发农业新业态创业活动，成为优化区域农业产业布局，实现乡村振兴与农业农村高质量发展的重要抓手。

长期以来，受历史因素与地理资源的影响，革命老区承载了中国相当大规模的农业产出与人口。从2022年数据来看，第一产业增加值对革命老区县地区生产总值的平均贡献率达16.8%，较全国平均贡献率高出约10个百分点^①。在农业经营方式上，革命老区仍未能从根本上转变传统的农业经营模式。同时，受城镇化进程的影响，传统农业生产要素不断流出，革命老区农业发展面临着“不可持续”的问题。因此，加快推进革命老区农业新业态产业布局，提振革命老区农业新业态创业活动，以数字技术助推革命老区传统农业转型升级，成为新时期革命老区补齐农业现实短板、实现乡村产业振兴的重要手段。但是，革命老区在推进数字技术与农业融合发展的过程中面临着内生动力不足、市场带动型农业布局调整能力较弱等问题。何种措施是推动革命老区农业布局调整以及促进革命老区农业新业态创业活动的可行方案？外生的政策推动是否为影响革命老区农业新业态创业活动的核心因素？这是当前亟待回答的现实问题。

学术界关于创业活动和农民农村创业行为的研究相对比较充分。一方面，在对创业活动影响因素的研究中，有文献从政府管理与区域制度的角度着手，考察政府行为对创业活动产生的影响（Chowdhury et al., 2019）。部分研究发现，税收政策是影响创业活动的重要因素，研发税收减免将在很大程度上促进区域创业行为（Cullen and Gordon, 2006）。适度的政策激励与监管方式改善也有助于激发创业活动（Acs et al., 2016）。例如，健全的法律保护制度与产权界定标准能够极大程度地鼓励创新和投资，最终引致创业活动增多，但过度的监管将损伤创业活力（Berdiev and Saunoris, 2018）。此外，政府及其委托机构所提供的公共服务有助于降低新创企业启动成本、增加新创企业进入资本市场的机会（Dhliwayo, 2017），最终影响企业的实际存活率。另一方面，在针对农民和农村创业的研究中，现有文献证明，创业活动整体上有利于促进新产品产出，拓宽固有的市场覆盖范围，推动产业结构优化，带来具有“创造性破坏”性质的创新型增长，促进区域经济高质量发展（赵涛等；2020）。在影响创业活动的各项因素中，外出务工所积累的资金与技能是影响农民创业行为的重要因素（贺小丹等，2021），务工经历加深了农民对现代产业发展和市场规律的认识，加快了人力资本与农村新创企业相结合，有助于改善农村地区的生产结构和收入水平（李兰冰等，2020）。梳理上述研究可发现，现有文献多聚焦于创业的影响因素和经济后果，鲜有研究根据区域发展需求或产业布局调整需要，针对性地关注特定产业中的创业活动。

与上述研究相似，当前有关革命老区创业活动的文献仅笼统地从整体层面探讨了创业活动的影响因素，并未对革命老区内农业新业态领域的创业活动展开专门研究。一方面，部分文献基于早期的相关政策，探讨了政策实施对革命老区创业活动的影响。例如，张明林和曾令铭（2020）基于省份层面

^①资料来源：国家统计局网站，<https://data.stats.gov.cn/easyquery.htm?cn=C01>。

数据实证分析了革命老区振兴规划政策实施对区域创业活力的影响，发现该政策实施对革命老区创业活力存在明显的抑制作用。梁兴群等（2020）同样认为，革命老区多位于脱贫攻坚时期划定的集中连片特困区，早期推行的部分政策举措难以真正实现扭转产业增长方式、推动区域经济持续增长的目标。另一方面，随着数字技术与农业农村融合进程的加快，有文献开始注意到数字乡村建设与数字农业相关企业发展的关系。例如，林海等（2023）研究认为，支持数字农业相关企业的创设和发展是数字乡村建设的重要内容，数字农业相关企业的创设意愿和发展程度亦是评价数字乡村建设成效的重要标准。尽管现有文献清楚地认识到政府干预对创业活动的重要作用，但准确评估某一具体政策实施对创业活动影响的研究仍不充分，尤其是缺乏对革命老区农业新业态领域创业活动的考察。在数字经济快速发展的背景下，准确评估数字乡村发展政策的实施效果，对于革命老区优化农业产业布局、转变传统农业经营模式，进而实现乡村产业振兴具有重要意义。

本文的边际贡献在于：第一，现有文献普遍关注数字乡村发展、数字化转型与革命老区农业全要素生产率、农民收入之间的关系，鲜有文献聚焦数字乡村发展政策实施对以数字农业相关企业为代表的农业新业态领域企业发展的影响，本文对这一研究领域的缺失予以补充。第二，本文以县域创新能力、农业规模经营需求和地方财政投入为切入点，系统梳理数字乡村发展政策实施影响革命老区农业新业态创业活动的机制，有利于在更深层次丰富对数字乡村发展政策与农业新业态创业活动关系的理论认识，亦可为破解革命老区传统农业转型难题提供理论参考。

二、政策背景与理论分析

（一）政策背景与实践特征

作为网络强国、数字中国和乡村振兴战略的交汇点，数字乡村发展得到了国家层面的高度重视。2018年中央“一号文件”提出实施数字乡村战略，标志着中国农业农村信息化建设进入全面提升的新阶段。2019年，中共中央办公厅、国务院办公厅印发《数字乡村发展战略纲要》，为乡村数字化发展提供了更为有力的支持。尽管上述政策文件紧贴中国农业农村信息化发展所面临的新变化，具有一定指引性作用，但在实际发展过程中，如何推动数字乡村有序演进，使各个地区基于自身资源禀赋优势建设数字乡村，仍是有待探索的问题。

为解决上述问题，2020年中央网信办等七部门联合印发了《关于开展国家数字乡村试点工作的通知》，随后又公布了《国家数字乡村试点地区名单》，确定了117个县（市、区）为首批国家数字乡村试点地区^①，为精准识别不同地区在发展数字乡村时所展现的区域特有优势、总结数字乡村建设经验提供了有益的参考。数字乡村试点地区的建设目标主要囊括以下七个方面：第一，开展数字乡村整体规划设计，因地制宜编制数字乡村建设规划；第二，完善乡村信息基础设施，积极探索新型数字基础设施的应用场景；第三，探索乡村数字经济新业态，大力培育信息化程度高、示范带动作用强的生

^①资料来源：《国家数字乡村试点地区名单公布》，https://www.cac.gov.cn/2020-10/23/c_1605022250461079.htm?from=groupmessage。

产经营组织，挖掘新型数字技术在农业生产中的应用空间；第四，促进信息化与乡村治理深度融合，充分发挥基层治理作用；第五，完善信息服务体系，精准对接农业农村实际需求；第六，打造设施资源整合共享机制，推动信息整合；第七，调动市场积极性，培育数字乡村良好生态。从数字乡村试点地区的各项建设目标中能够发现，农业新业态经营主体的发展，尤其是农业新业态经营主体创业活动整体水平的高低，是评判数字乡村发展政策实施效果的重要标准。

（二）核心概念界定

对农业新业态，特别是农业新业态创业活动概念的界定，是展开理论与实证分析的必要前提。现有研究多将农业新业态归结为农业经营主体为满足市场对产品和服务的新需求，推动农业与其他产业相互融合，最终形成的超越传统农业的新型经营模式（戴天放，2014）。其中，以智慧农业、数字农业、精准农业等为代表的高新技术对农业渗透融合产生的新业态是农业新业态未来重要的发展方向。基于现有的研究基础，本文将“农业新业态创业活动”定义为“农业经营主体在积极利用大数据、物联网等新兴数字技术的前提下，依托本地的自然禀赋条件与经济社会环境，通过机会识别与要素整合，最终实现新组织创立的过程”。农业新业态创业活动具备以下两方面重要特征：第一，数字技术参与度高，数字技术与企业生产、经营活动密切相关；第二，覆盖范围广，包括所有农业新业态领域内的创业活动。

（三）理论分析与研究假说

1.数字乡村发展政策实施对革命老区农业新业态创业活动的影响。经济个体的活动内嵌于制度中，经济主体的创业意愿及其最终行动受到制度情境的深刻影响。其中，与企业创立和发展直接相关的制度情境主要体现在政策情境和市场情境中（林菁菁等，2021）。对中国而言，政策情境对企业创设的影响则表现得更加直接（洪银兴，2014），创业活动的兴起与发展是在一定的政策情境中，创业主体与其所处区域的要素条件和限制因素相互联系的结果（Minniti，2008）。中国的农村地区，特别是革命老区，普遍具有封闭与稳定的特点，信息交换速度较慢、资源流转速度较缓，数字乡村发展政策的实施在一定程度上打破了这种局限，推动了资源与信息流动性的不断增强。首先，数字乡村发展政策实施能够提升农业经营主体的认知与信息获取能力，丰富农业经营主体的创业知识与技能，推动农业经营主体数字素养和数字技术使用能力不断提升，促进农业新业态领域内创业活动的开展。其次，数字乡村发展政策实施能通过促进农地流转、提升农业生产效率等方式，提振农业生产过程中规模化经营的需求，增加农业新业态创业活动。再次，数字乡村发展政策实施所带来的财政投入提高也将从缓解资金约束、促进区域数字基础设施建设等方面为改善新创企业的营商环境作出贡献。最后，数字乡村发展政策实施丰富了农村居民获取信息的方式，使农村居民得以广泛接触现代数字技术和优质商品，从而使农村释放出经济转型升级的消费需求，创造出推动经济高质量发展的新动力，为农业新业态相关企业培育出潜在的客户需求，为农业新业态创业活动的顺利开展预备前提条件（王剑程等，2020）。综上所述，本文提出研究假说H1。

H1：数字乡村发展政策实施会促进革命老区农业新业态创业活动。

2.数字乡村发展政策实施影响革命老区农业新业态创业活动的机制。数字乡村发展政策实施可能通过以下三条路径对革命老区农业新业态创业活动产生影响。首先，数字乡村发展政策实施可通过提升区域创新应用能力影响农业新业态创业活动。随着数字乡村建设进程的不断推进，云计算、大数据、物联网等信息技术与农业经营管理深度融合，农业经营主体对数字技术在农业中应用的理解与认知程度不断提升，推动农业生产经营过程中数字技术的应用不断深化。远程教育及在线培训使得农业经营主体拥有更多知识获取渠道，这不仅强化了他们的创新应用能力，也有助于产生更多关于新技术、新模式的思考，并最终落实到农业新业态的创业实践活动中。创新应用能力提升将有效促进农业新业态创业活动。一方面，创新应用能力提升使得新业态创业主体能够更好地评估创业的实际收益和风险，进而作出更合理的创业决策。另一方面，具备良好创新应用能力的创业主体能够在多领域、多场景下开展创业活动，缓解当前市场中农业生产和服务相关企业相对缺乏的问题。

其次，数字乡村发展政策实施可通过匹配农业规模经营需求促进农业新业态创业活动。随着中国对农业适度规模经营重视程度不断提高，农业经营规模存在逐步扩大的潜力，原有的经营模式与经营手段逐渐无法匹配新时期适度规模经营的需要，不断催生出对新型农业生产和服务方式的需求。在这种情况下，数字乡村发展政策的实施，使得外部资本和高技术人才流向农业，农业新业态创业活动水平随之提升。

最后，数字乡村发展政策实施可通过影响政府财政投入促进农业新业态创业活动。第一，数字乡村发展政策实施有助于提高涉农领域的财政资金利用效率。数字乡村发展政策的实施为政府涉农财政支出指明了方向和目标，有利于更高效地发挥专项资金的优势，实现项目建设目标。第二，数字乡村发展政策实施为试点地区进一步争取专项补助和建设资金提供了契机。从财政投入对农业新业态创业活动的影响来看，一方面，财政支持有助于吸引高素质人才为革命老区的发展作出贡献；另一方面，财政投入所关联的金融支持，将放宽农业新业态创业活动的融资约束条件。

综上所述，本文提出研究假说 H2。

H2：数字乡村发展政策实施通过强化区域创新应用能力、匹配农业规模经营需求和增加政府财政投入三条路径影响革命老区农业新业态创业活动。

3.数字乡村发展政策实施对革命老区农业新业态创业活动的溢出效应。数字要素在参与经济活动时往往表现出跨时空、高速度、低成本复制的特征，具备良好的流动属性，受物理空间裹挟的程度较轻。基于上述特征，数字乡村发展政策实施会对邻接地区产生一定的辐射作用，表现出明显的空间溢出效应。此外，随着县域数字化水平提高，信息共享特征不断凸显，区域间地理界限的壁垒逐渐模糊，经济活动联系更为密切，单区域的政策效果对其邻接地区的外溢效应逐渐显现。具体来看，数字乡村发展政策实施能够有效压缩不同县域间信息的时空距离，增强区域间互动的广度和深度，促进技术、知识与资本融合，拓展数字人才合作渠道，带动区域协同发展，进而实现政策实施对邻接地区农业新业态创业活动的溢出效应。此外，数字乡村建设使得农业经营主体能够借助互联网平台在更大的地理空间范围内寻求潜在的合作伙伴，推动农业新业态创新资源的共享、创业资本的整合和创新成果的社会化应用进程。然而，值得注意的是，数字乡村发展政策实施并不会对所有邻接地区产生相同的溢出

效应。在政策实施过程中，基层组织承担了主要的组织统筹与协调落实工作，因此，数字乡村发展政策实施能否产生溢出效应，一方面取决于地理空间条件与信息传输条件，另一方面也取决于邻接县基层组织的外向政策学习和吸收能力。综上所述，本文提出研究假说 H3。

H3：数字乡村发展政策实施会对基层组织能力较强的邻接革命老区县产生溢出效应。

三、研究设计

（一）变量选择与说明

1.被解释变量。本文将基于主成分分析法构建的革命老区农业新业态创业活动综合水平作为被解释变量。现有文献多以当年区域新成立企业数量表征区域创业活动水平（张柳钦等，2023），但这一测度方法存在变量设置过于简单、所属不同细分行业的企业新注册数量易被重复计算等问题，因此，本文以农业新业态领域内各细分行业当年新注册企业数为二级指标，利用主成分分析法构建综合指数，以更好地表征革命老区农业新业态创业活动水平。参照林海等（2023）的研究，本文认为农业新业态应覆盖以下七个领域：智慧农业、精准农业、智慧农业管理系统、农产品电商、植保无人机、农业大数据和农业物联网。在具体测算过程中，由于各二级指标的量纲、属性以及对综合指数的作用存在一定相似性，本文直接使用二级指标的原始数据进行主成分分析，选取累计方差贡献超过 90%的主成分特征进行综合指标计算，最终得到 2012—2022 年各革命老区县的农业新业态创业活动综合水平。

2.核心解释变量。本文的核心解释变量为“是否为国家数字乡村试点地区”，即处理组和处理年份的交互项。国家数字乡村试点地区名单的公布为本文研究提供了较为理想的准自然实验情景^①，因此，本文基于国家数字乡村试点地区名单构建核心解释变量。具体而言，若革命老区县在观测年度已被划定为国家数字乡村试点地区，则“是否为国家数字乡村试点地区”变量赋值为 1，否则赋值为 0。

3.控制变量。为探究数字乡村发展政策实施对革命老区农业新业态创业活动的净效应，本文选取如下控制变量：①经济发展水平。经济发展水平是影响创业活动的重要因素之一，本文采用县域地区生产总值的对数值表征区域经济发展水平。②金融发展水平。县域金融发展对创业活动存在积极作用，本文采用金融机构期末贷款余额与县域地区生产总值之比表征金融发展水平。③产业结构。本文采用第三产业增加值与县域地区生产总值之比表征产业结构。④教育水平。教育具有提升人力资本、提振创业活力的重要作用，本文采用普通中学在校学生数与县域总人口之比表征教育水平。⑤社会福利水平。本文以县域社会福利收养单位床位数的对数值表征社会福利水平。⑥农业就业规模。农业就业规模对农业新业态布局存在重要影响，本文以县域农林牧渔业从业人员数的对数值表征农业就业规模。⑦消费水平。本文采用社会消费品零售总额与地区生产总值之比表征消费水平。⑧储蓄规模。本文以县域城乡居民储蓄存款余额的对数值表征储蓄规模。

^①资料来源：《国家数字乡村试点地区名单公布》，https://www.cac.gov.cn/2020-10/23/c_1605022250461079.htm?from=groupmessage。

4.机制变量。由上述理论分析可知，数字乡村发展政策实施可通过强化区域创新应用能力、匹配农业规模经营需求和增加政府财政投入三条路径对革命老区农业新业态创业活动产生影响，因此，本文引入县域创新能力、农业规模经营需求和地方财政投入三个机制变量。具体来看，参照史亚茹和于津平（2023）的方法，本文以县域当年实用新型专利申请数表征县域创新能力；参考石飞等（2023）的处理方式，以机收面积与常用耕地面积之比表征农业规模经营需求；参考刘丹等（2023）的做法，以地方财政一般预算支出表征地方财政投入。

（二）模型构建

1.基准模型。本文将国家数字乡村试点政策的实施看作一项准自然实验，采用双重差分模型（difference in differences，简称 DID）考察以国家数字乡村试点政策为代表的数字乡村发展政策的实施对革命老区农业新业态创业活动的影响，基准模型如下：

$$DAEV_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 post_t \times treat_i + \delta X_{it} + \gamma_t + \eta_i + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

（1）式中： $DAEV_{it}$ 为被解释变量，表示革命老区县 i 在 t 年的农业新业态创业活动综合水平； $post_t$ 是时间虚拟变量，若观测年份 t 为试点当年或以后年份，则变量取值为 1，否则取值为 0； $treat_i$ 为是否属于试点范围的虚拟变量，若革命老区县 i 属于试点地区，则变量取值为 1，否则取值为 0；双重差分项 $post_t \times treat_i$ 表示革命老区县 i 在 t 年是否属于国家数字乡村试点地区；系数 α_1 是本文所关注的核心系数； X_{it} 为控制变量； δ 为控制变量的系数； α_0 为常数项； γ_t 为年份固定效应； η_i 为县级固定效应； ε_{it} 为随机扰动项。

2.机制检验模型。现有文献中广泛采用的中介效应模型可能存在估计偏误问题（江艇，2022），为更直观地展现数字乡村发展政策实施影响革命老区农业新业态创业活动的机制，本文设定如下模型进行机制检验：

$$channel_{it} = \beta_0 + \beta_1 post_t \times treat_i + \delta X_{it} + \gamma_t + \eta_i + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

（2）式中： $channel_{it}$ 表示机制变量，包括县域创新能力、农业规模经营需求和地方财政投入； β_1 为核心解释变量的回归系数， β_0 为常数项。其他符号的含义与（1）式相同。

3.溢出效应检验模型。借鉴刘奥和张双龙（2023）的做法，本文采用剔除试点县的样本进行溢出效应分析，具体模型设定如下：

$$DAEV_{it} = \chi_0 + \chi_1 treatn_{it} + \delta X_{it} + \gamma_t + \eta_i + \varepsilon_{it} \quad (3)$$

（3）式中： $treatn_{it}$ 表示革命老区县 i 在 t 年是否邻接已被选为国家数字乡村试点的革命老区县； χ_1 为核心解释变量的回归系数， χ_0 为常数项。其他符号的含义与（1）式相同。本文感兴趣的是数字乡村发展政策实施对邻接革命老区县的溢出效应，因此，对（3）式估计的样本中剔除了国家数字乡村试点县，仅保留非试点县的样本。系数 α_1 表示数字乡村发展政策实施对邻接革命老区县的溢出效应，若 α_1 为正，则表明数字乡村发展政策实施能够促进邻接革命老区县的农业新业态创业活动，即存在溢出效应。

（三）数据来源与描述性统计

本文使用 2012—2022 年中国县域面板数据探究数字乡村发展政策实施对革命老区农业新业态创业活动的影响。革命老区分布在全国 28 个省份的 1599 个县（市、区）^①。本文着重考察革命老区实施数字乡村发展政策的效果，因此对所有革命老区县样本予以保留。在此基础上，本文剔除了 2012—2022 年这一窗口期内数据缺失较为严重的样本县，最终形成 1305 个革命老区县县的平衡面板数据。

本文实证分析所用数据来源于以下几个方面：第一，有关革命老区农业新业态创业活动的数据采用基于 Python 语言的爬虫程序，从天眼查网站和国家企业信用信息公示系统网站^②获得。参照林海等（2023）的做法，本文根据“智慧农业”“精准农业”“智慧农业管理系统”“农产品电商”“植保无人机”“农业大数据”“农业物联网”七个关键词搜索 2012—2022 年每年新成立企业数量信息，包括企业名称、注册地址、注册资本、成立日期等具体信息。第二，国家数字乡村试点涉及的政策实施时间、地区、判别标准等信息来源于中央网信办网站^③。第三，表征区域经济、金融、教育、产业结构的控制变量以及表征农业规模经营需求、地方财政投入的机制变量的数据来源于 2013—2022 年（历年）《中国县域统计年鉴》和《中国农村统计年鉴》。现有年鉴数据中并不包括 2022 年的数据，因此，2022 年各县数据均来自于各县政府网站所公布的 2022 年《国民经济和社会发展统计公报》。第四，表征县域创新能力的机制变量的数据来源于国家知识产权局在线数据库^④。

主要变量的定义及描述性统计结果如表 1 所示。

表 1 变量定义及描述性统计结果

变量名称	变量定义或赋值	均值	标准差
革命老区农业新业态创业活动综合水平	基于主成分分析法测算的县域农业新业态创业活动综合水平	0.001	0.518
是否为国家数字乡村试点地区	若某县在当年已被划定为国家数字乡村试点地区，则变量取值为 1，否则取值为 0	0.045	0.208
经济发展水平	县域地区生产总值（亿元）	260.600	321.785
金融发展水平	年末金融机构各项贷款余额与县域地区生产总值之比	0.827	1.251
产业结构	第三产业增加值与县域地区生产总值之比	0.409	0.138
教育水平	普通中学在校学生数与县域总人口之比	0.048	0.031
社会福利水平	社会福利收养单位床位数（万张）	0.189	0.236
农业就业规模	农林牧渔业从业人员数（万人）	11.902	8.995
消费水平	社会消费品零售总额与县域地区生产总值之比	0.422	0.454
储蓄规模	城乡居民储蓄存款余额（亿元）	191.464	213.189
县域创新能力	县域当年实用新型专利申请数（项）	342.275	1048.852

^①资料来源：《中国老区建设促进会简介》，<http://www.zhongguolaoqu.com/index.php?m=content&c=index&a=lists&catid=25>。

^②天眼查网站：<https://www.tianyancha.com>。国家企业信用信息公示系统网站：<https://www.gsxt.gov.cn/index.html>。

^③资料来源：《国家数字乡村试点地区名单公布》，https://www.cac.gov.cn/2020-10/23/c_1605022250461079.htm。

^④国家知识产权局在线数据库：<https://www.cnipa.gov.cn/col/col61/index.html>。

表1 (续)

农业规模经营需求	县域机收面积与常用耕地面积之比	0.792	0.538
地方财政投入	县域地方财政一般预算支出 (亿元)	41.650	47.130

注：经济发展水平、社会福利水平、农业就业规模和储蓄规模四个变量在表中汇报的是原值，后文实证模型中均使用对数值。

四、实证分析结果

(一) 基准回归结果

在基准回归中，本文采用递进式的回归策略，相关实证结果报告在表2中。以表2(4)列结果为例子，在综合考虑年份和县级固定效应并纳入所有控制变量的情况下，核心解释变量的系数为0.189，在1%的统计水平上显著。这表明，数字乡村发展政策实施显著提升了革命老区农业新业态创业活动综合水平。表2中各列结果显示，不同模型设定形式下的核心解释变量均显著，且系数均为正，说明数字乡村发展政策实施对革命老区农业新业态创业活动的影响比较稳健，假说H1得以验证。

表2 数字乡村发展政策实施影响革命老区农业新业态创业活动综合水平的基准回归结果

变量名称	革命老区农业新业态创业活动综合水平							
	(1)		(2)		(3)		(4)	
	系数	标准误	系数	标准误	系数	标准误	系数	标准误
是否为国家数字乡村试点地区	0.465***	0.080	0.191***	0.055	0.190***	0.055	0.189***	0.056
经济发展水平					0.060**	0.026	0.075***	0.027
金融发展水平					0.012	0.009	0.012	0.008
产业结构					0.021	0.033	-0.021	0.047
教育水平							-0.280**	0.141
社会福利水平							-0.006	0.006
农业就业规模							-0.149***	0.041
消费水平							0.079*	0.046
储蓄规模							-0.068**	0.032
常数项	-0.006	0.004	-0.002	0.004	-0.875**	0.381	1.614**	0.714
年份固定效应	未控制		已控制		已控制		已控制	
县级固定效应	未控制		已控制		已控制		已控制	
观测值	14355		14355		14355		14355	
R ²	0.010		0.378		0.379		0.380	

注：①***、**和*分别表示1%、5%和10%的显著性水平。②表中标准误为稳健标准误。

(二) 稳健性检验

1. 平行趋势检验。为检验革命老区国家数字乡村试点县与非试点县的农业新业态创业活动在政策实施前是否存在差异，本文参照方锦程等(2023)的做法，采用如下模型进行平行趋势检验：

$$DAEV_{it} = \phi_0 + \sum_{k=t-8, k \neq t-2}^{k=t+2} \theta_k D_k \times treat_i + \delta X_{it} + \gamma_t + \eta_i + \varepsilon_{it} \quad (4)$$

(4) 式中： D_k 表示时间窗口内第 k 年的时间虚拟变量，以政策实施前 2 期为基期； θ_k 为核心解释变量的回归系数； ϕ_0 为常数项。其他符号的含义与 (1) 式相同。

图 1 汇报了平行趋势检验的估计结果，结果显示，数字乡村发展政策实施前各期核心解释变量的估计系数均不显著，无法拒绝估计系数为 0 的原假设，这意味着双重差分模型满足政策实施前处理组与控制组存在平行趋势的前置条件。从动态效果来看，核心解释变量的回归系数自政策实施后 1 期开始表现为显著。这一事实亦说明，数字乡村发展政策由政策落地至发挥作用需要一定的时间，政策冲击对经济主体的影响往往存在时滞。

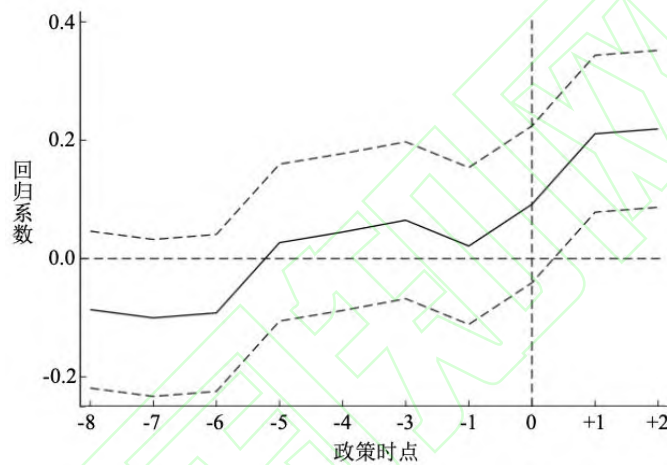


图 1 平行趋势检验结果

注：图中实线表示回归系数，虚折线表示回归系数 95% 的置信区间。

2. 考虑其他政策的影响。除了数字乡村发展政策外，其他政策的实施也可能对农业新业态创业活动产生影响。第一，以“宽带中国”试点政策为代表的信息基础设施建设政策能够通过激发区域创新影响创业行为。本文设置“宽带中国”试点政策变量，若革命老区县当年位于“宽带中国”试点政策范围内则变量赋值为 1，否则赋值为 0。试点名单来源于工业和信息化部网站^①。第二，对农民而言，以电子商务进农村综合示范政策为代表的电商下乡政策能够通过缓解农民融资约束推动区域创业活动（涂勤和曹增栋，2022）。本文设置电子商务进农村综合示范政策变量，若革命老区县当年位于政策范围内则变量赋值为 1，否则赋值为 0。示范县名单来源于商务部网站^②。第三，以返乡创业试点政策为代表的创业扶持政策将直接对农业新业态创业活动产生影响（黄祖辉等，2022）。本文设置返乡创

^①资料来源：《2016 年度“宽带中国”示范城市名单公告》，https://www.miit.gov.cn/jgsj/txs/wlfz/art2020/art_f9f5db18c95a48a498e487a74699312c.html。

^②资料来源：《2014 年、2015 年、2016 年电子商务进农村综合示范县名单》，http://www.mofcom.gov.cn/article/zt_dzswjnc/lannufive/201705/20170502572784.shtml。

业试点政策变量,若革命老区县当年位于返乡创业试点地区则变量赋值为1,否则赋值为0。试点地区名单来源于国家发展改革委网站^①。第四,聚焦拓宽农村网络覆盖率的电信普遍服务试点项目也容易对本文的核心结论形成干扰。本文设置电信普遍服务试点政策变量,若革命老区县当年位于电信普遍服务试点地市则变量赋值为1,否则赋值为0。试点地市名单来源于工业和信息化部网站^②。第五,以推动现代农业发展为目的的农业现代化示范区政策也是影响农业新业态创业活动的重要因素。本文设置农业现代化示范区政策变量,若革命老区县当年位于农业现代化示范区范围内则变量赋值为1,否则赋值为0。示范区名单来源于农业农村部网站^③。第六,2017年起农业农村部(原农业部)组织开展的数字农业建设试点项目也可能对农业新业态创业活动产生影响。本文手工收集了各县当年获批的数字农业建设试点项目数,以当年获批的数字农业建设试点项目数与政策实施年份变量的交互项构造数字农业建设试点政策变量。试点项目信息来源于农业农村部网站^④。第七,以革命老区振兴规划为代表的重点区域发展政策也可能对部分革命老区的农业新业态创业活动产生影响。本文设置革命老区振兴发展规划政策变量,若革命老区县当年位于革命老区振兴发展规划范围内则变量赋值为1,否则赋值为0。革命老区振兴发展规划资料来源于重点革命老区所涉及省份的人民政府官网。

综上所述,本文将“宽带中国”试点政策、电子商务进农村综合示范政策、返乡创业试点政策、电信普遍服务试点政策、农业现代化示范区政策、数字农业建设试点政策和革命老区振兴发展规划政策7个变量依次纳入模型,以期更干净地识别数字乡村发展政策实施对革命老区农业新业态创业活动综合水平的影响,具体回归结果如表3所示。在综合考虑其他政策的影响后,数字乡村发展政策实施对革命老区农业新业态创业活动综合水平依然存在显著的正向影响,与基准回归结果一致。

表3 排除其他政策影响的稳健性检验结果

变量	革命老区农业新业态创业活动综合水平						
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
是否为国家数字乡村试点地区	0.188*** (0.055)	0.187*** (0.055)	0.186*** (0.055)	0.180*** (0.055)	0.176*** (0.054)	0.155*** (0.053)	0.155*** (0.053)
“宽带中国”试点政策	0.106*** (0.014)	0.103*** (0.014)	0.103*** (0.014)	0.099*** (0.014)	0.099*** (0.014)	0.088*** (0.013)	0.088*** (0.013)

^①参见《关于同意河北省大名县等135个县(市、区)结合新型城镇化开展支持农民工等人员返乡创业试点的通知》, https://www.ndrc.gov.cn/xxgk/zcfb/tz/201711/t20171102_962582.html。

^②资料来源:《2016年度电信普遍服务试点地市的公示》, https://www.miit.gov.cn/zwgk/wjgs/art/2020/art_19acbeb27adc4cab8d2af21c6c8d39ff.html。

^③资料来源:《关于创建农业现代化示范区名单(第一批)公示公告》, https://www.moa.gov.cn/xw/zxfb/202111/t20211119_6382561.htm?ivk_sa=1024320u。

^④参见《农业部办公厅关于做好2017年数字农业建设试点项目前期工作的通知》, https://www.moa.gov.cn/gk/tzgg_1/tfw/201703/t20170320_5530019.htm。

表3 (续)

电子商务进农村综合示范政策	-0.050***	-0.051***	-0.037***	-0.038***	-0.030**	-0.031***	
	(0.012)	(0.012)	(0.012)	(0.012)	(0.012)	(0.012)	
返乡创业试点政策		0.030	0.040**	0.040**	0.046**	0.046**	
		(0.020)	(0.020)	(0.020)	(0.020)	(0.020)	
电信普遍服务试点政策			-0.106***	-0.106***	-0.083***	-0.084***	
			(0.013)	(0.013)	(0.012)	(0.012)	
农业现代化示范区政策				0.095	0.083	0.083	
				(0.070)	(0.070)	(0.070)	
数字农业建设试点政策					0.019***	0.019***	
					(0.004)	(0.004)	
革命老区振兴发展规划政策						0.012	
						(0.018)	
常数项	1.263*	1.064	1.046	0.781	0.788	0.270	0.306
	(0.696)	(0.698)	(0.695)	(0.680)	(0.681)	(0.638)	(0.657)
控制变量	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制
年份固定效应	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制
县级固定效应	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制
观测值	14355	14355	14355	14355	14355	14355	14355
R ²	0.382	0.383	0.383	0.385	0.385	0.389	0.389

注：①***、**和*分别表示1%、5%和10%的显著性水平。②括号内为稳健标准误。

3. 替换被解释变量。以主成分分析法测度的农业新业态创业活动综合水平可能存在表现方式不直观、难以反映企业数相对变化、未考虑注册资本异质性问题，本文采用以下方式重新构建被解释变量：①将同一年度、同一革命老区县中农业新业态各领域新注册企业数的简单加总值作为被解释变量，以更加直观地体现革命老区县农业新业态创业活动。②将当年存续的农业新业态企业数与农业全行业企业数之比作为被解释变量，以刻画农业新业态创业活动的相对变化。③引入注册资本规模。第一步，计算每个县、每个关键词所属企业的平均注册资本；第二步，分别计算每个县中各关键词所属企业平均注册资本与所有关键词平均注册资本之和的比值；第三步，以该比值为权重对各关键词所包含的当年新注册农业新业态企业数加总，并将其作为被解释变量。以上述三种方式重新构建被解释变量后的回归结果如表4的(1)~(3)列所示，回归结果显示，核心解释变量依然显著，且系数均为正。

表4 其他稳健性检验结果

变量	(1) 简单加总	(2) 农业新业态 企业数占比	(3) 以注册资本 规模加权	(4) 剔除直辖市 样本	(5) PSM-DID	(6) 双重机器学习
是否为国家数字乡村试点地区	6.480*** (2.008)	0.017*** (0.006)	1.306*** (0.442)	0.134** (0.053)	0.149*** (0.053)	0.124*** (0.040)

表4 (续)

常数项	66.975** (31.249)	0.104 (0.075)	14.735* (8.300)	0.485 (0.610)	0.162 (0.656)	0.024*** (0.005)
控制变量	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制
年份固定效应	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制
县级固定效应	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制
观测值	14355	14355	14355	14091	14330	14355
R ²	0.472	0.759	0.346	0.376	0.390	

注：①***、**和*分别表示1%、5%和10%的显著性水平。②括号内为稳健标准误。

4.考虑特殊地区的影响。直辖市内的县(市、区)与其他地级市内的县(市、区)相比拥有更高的经济和行政地位,忽略这一事实将对本文核心结论产生影响。因此,本文剔除北京、上海、天津、重庆辖域的县(市、区)后再次回归,以排除特殊地区的影响。结果如表4(4)列所示,核心解释变量依然显著。

5.基于倾向得分匹配双重差分法的检验。国家数字乡村试点地区在选取过程中可能存在倾向于选择数字基础设施条件较好、政府数字化关注程度较高的地区,这些地区本身就存在着有利于农业新业态企业创设的便利条件,致使处理组与控制组之间存在着固有的“系统差异”。此时,传统双重差分模型所得到的研究结论易遭到质疑。鉴于此,本文采用基于倾向得分匹配(propensity score matching,简称PSM)的双重差分法重新估计数字乡村发展政策实施的处理效应。具体而言,借鉴李金磊和黄远标(2023)的思路,本文采用逐期匹配的方法,选取区域政府数字关注度、区域互联网普及率^①和前文所报告的控制变量作为协变量,采用1:1近邻匹配的方式对样本进行匹配,对匹配后的样本重新回归,结果如表4(5)列所示。PSM-DID的回归结果同样支持基准回归结果中的论断。

6.基于双重机器学习的再检验。农业新业态创业活动受经济社会中诸多因素的影响,当存在高维控制变量时,传统回归模型将面临较大的“维度诅咒”问题,估计结果的准确性存疑。鉴于此,本文采用双重机器学习的方法处理上述问题。具体而言,训练集与测试集的样本分割比例为3:2,采用随机森林算法对主回归与辅助回归进行预测求解,结果如表4(6)列所示。结果显示,数字乡村发展政策实施对革命老区县农业新业态创业活动综合水平仍有显著的正向影响。

7.排除内生性的影响。在前文分析中,本文已进行了平行趋势检验,并尽可能通过多种方法进行了稳健性检验。但是,研究本身还存在着“内生的政策选择”以及控制变量与农业新业态创业活动之间互为因果所导致的内生性问题。鉴于此,本文采用以下方式缓解可能存在的内生性问题:首先,为排除控制变量与被解释变量互为因果的影响,借鉴邹璠和周力(2023)的做法,对所有控制变量进行滞后一期处理,重新回归的结果如表5(1)列所示。回归结果显示,核心解释变量仍在1%的水平上显著,系数为正,与基准回归结果一致。其次,从国家数字乡村试点地区评定的流程来看,国家数字

^①本文采用从各县(市、区)政府官网上收集到的以“数字乡村”“数字农业”为代表的关键词数量表征区域政府数字关注度,以宽带接入用户数与年末总人口之比表征互联网普及率。

乡村试点地区的选取是一个由县或市申报，国家批示的过程，试点地区的选择并非完全随机，存在“政策自选择”的风险。为了纠正上述问题，本文采用 Heckman 两步法缓解“政策自选择”所带来的内生性问题。具体而言，本文分别计算地级市政府数字乡村持续关注度和县（市、区）数字乡村持续关注度^①，将上述两个变量同时引入模型作为排他性变量，使用 Probit 模型获取各县（市、区）被选为国家数字乡村试点地区的概率，在此基础上计算得到逆米尔斯比率，然后将逆米尔斯比率加入基准模型回归，回归结果如表 5（2）列所示。回归结果显示，核心解释变量仍在 1%的水平上显著，且系数为正。

表 5 排除内生性问题的回归结果

变量	革命老区农业新业态创业活动综合水平			
	(1)		(2)	
	系数	标准误	系数	标准误
是否为国家数字乡村试点地区	0.178***	0.054	0.186***	0.056
逆米尔斯比率			-0.068	0.081
常数项	0.575	0.695	1.934**	0.803
控制变量	已控制		已控制	
年份固定效应	已控制		已控制	
县级固定效应	已控制		已控制	
观测值	13050		14355	
R ²	0.396		0.380	

注：①***和**分别表示 1%和 5%的显著性水平。②表中标准误为稳健标准误。

（三）机制分析

县域创新应用能力、农业规模经营需求和政府财政投入是影响县域农业新业态创业活动的重要因素。尽管前文已证实数字乡村发展政策实施能显著推动革命老区农业新业态创业活动，但仍有必要进一步检验数字乡村发展政策实施能否通过强化区域创新应用能力、匹配农业规模经营需求和增加政府财政投入促进农业新业态创业活动。机制分析的回归结果如表 6 所示。

表 6（1）列是数字乡村发展政策实施对县域创新能力的回归结果，结果显示，核心解释变量显著，系数为正，表明数字乡村发展政策实施能增强县域创新能力，进而促进革命老区农业新业态创业活动。

（2）列与（3）列分别展示了数字乡村发展政策实施对农业规模经营需求和地方财政投入的回归结果，结果显示，核心解释变量均显著，且系数均为正，表明数字乡村发展政策实施能够通过匹配农业规模经营需求、增加地方财政投入的机制推动革命老区农业新业态创业活动。综上，假说 H2 得以验证。

^①本文统计了 2012—2022 年各地级市政府工作报告中“数字乡村”出现频次，以观测年份与“数字乡村”首次在政府工作报告中出现的时间间隔（以年计）表征地级市政府数字乡村持续关注度。上述持续关注度越高，地级市对国家数字乡村试点地区的申报越重视。此外，本文还统计了各县（市、区）政府网站“政务公开”类别下“数字乡村”的报道数量，计算了各年度“数字乡村”报道数量的增长率，以到观测年份为止上述增长率连续为正的年份数量表征县（市、区）政府数字乡村持续关注度。

表6 机制分析的回归结果

变量	(1)	(2)	(3)
	县域创新能力	农业规模经营需求	地方财政投入
是否为国家数字乡村试点地区	270.635*** (0.974)	6.990*** (1.882)	8.033*** (3.053)
常数项	107.025*** (13.248)	116.266*** (37.937)	74.046* (39.450)
控制变量	已控制	已控制	已控制
年份固定效应	已控制	已控制	已控制
县级固定效应	已控制	已控制	已控制
观测值	14355	14355	14355
R ²	0.781	0.957	0.916

注：①***和*分别表示1%和10%的显著性水平。②括号内为稳健标准误。

(四) 异质性分析

1. 基于红色空间覆盖范围的异质性分析。不同的革命老区县在红色资源禀赋、革命斗争历史文化等方面往往表现出明显差别。本文基于红色空间覆盖范围不同，考察数字乡村发展政策实施对农业新业态创业活动影响的差异。参考韩广富和刘心蕊（2019）的思路，本文以县域所辖的被认定为革命老区乡镇的数量占全部乡镇数的比重为依据，对革命老区县予以划分^①。在此基础上，本文采用两种方式构建红色空间覆盖范围虚拟变量：第一，若革命老区县属于“一类革命老区县”或“二类革命老区县”，则红色空间覆盖范围I变量赋值为1，否则赋值为0。第二，若革命老区县属于“一类革命老区县”，则红色空间覆盖范围II变量赋值为1，否则赋值为0。将上述虚拟变量与是否为国家数字乡村试点地区变量的交互项引入模型，采用三重差分法回归，结果如表7（1）列和（2）列所示。结果显示，三重差分项在1%的水平显著，系数为负。这说明，在红色空间覆盖范围较大的地区，数字乡村发展政策实施对农业新业态创业活动的影响较弱，其背后的逻辑在于：革命斗争历史较为丰富的革命老区县拥有更为丰富的红色资源，农业数字化转型需求相对不足，且连片的红色革命乡镇更易催生优质的红色旅游路线，以旅游产业发展带动区域经济发展更易成为该类革命老区县主要的发展方式。

2. 基于基层组织能力的异质性分析。基层组织是国家和社会的衔接点，是推动政策落地、影响乡村产业发展的重要因素。参照林海等（2023）的方法，本文构建基层组织能力虚拟变量。首先，以革命老区县内村委会数量与街道办事处数量之和与县域国土面积的比值表征基层组织能力。其次，计算基层组织能力中位数，若基层组织能力大于或等于中位数，则基层组织能力变量赋值为1，否则赋值为0。将基层组织能力变量与是否为国家数字乡村试点地区变量的交互项引入模型，采用三重差分法回归，结果如表7（3）列所示。结果显示，在基层组织能力较强的革命老区县中，数字乡村发展政策

^①90%及以上乡镇为革命老区乡镇的县为一类革命老区县，50%~89%乡镇为革命老区乡镇的县为二类革命老区县，10%~49%乡镇为革命老区乡镇的县为三类革命老区县，10%以下乡镇为革命老区乡镇的县为四类革命老区县。

实施对农业新业态创业活动的促进效果更好，这一结果符合理论预期。

3.基于区位禀赋条件的异质性分析。距中心城市较近的地区能够享受中心城市所提供的商品流通服务、大规模潜在交易对象等优势条件，具有更好的区位禀赋条件。借鉴张科等（2023）的思路，本文构建区位禀赋条件虚拟变量。具体而言，本文以革命老区县质心^①距其所属地级市质心的直线距离表征区位禀赋条件，按距离远近是否大于其中位数设置区位禀赋条件虚拟变量，若革命老区县质心距所属地级市质心的距离大于或等于样本中位数，则区位禀赋条件变量赋值为1，否则赋值为0，三重差分回归结果如表7（4）列所示。结果显示，在区位禀赋条件较好的革命老区县中，数字乡村发展政策实施对农业新业态创业活动的促进效果更强。

表7 异质性分析的回归结果

变量	革命老区农业新业态创业活动综合水平			
	(1)	(2)	(3)	(4)
是否为国家数字乡村试点地区	0.368*** (0.117)	0.294*** (0.078)	0.057 (0.048)	0.312*** (0.094)
是否为国家数字乡村试点地区× 红色空间覆盖范围I	-0.293** (0.126)			
是否为国家数字乡村试点地区× 红色空间覆盖范围II		-0.326*** (0.087)		
是否为国家数字乡村试点地区× 基层组织能力			0.325*** (0.122)	
是否为国家数字乡村试点地区× 区位禀赋条件				-0.242** (0.109)
常数项	1.578** (0.712)	1.548** (0.712)	1.437** (0.707)	1.603** (0.714)
控制变量	已控制	已控制	已控制	已控制
年份固定效应	已控制	已控制	已控制	已控制
县级固定效应	已控制	已控制	已控制	已控制
观测值	14355	14355	14355	14355
R ²	0.381	0.381	0.381	0.380

注：①***和**分别表示1%和5%的显著性水平。②括号内为稳健标准误。

（五）对溢出效应的讨论

为分析数字乡村发展政策实施是否会对邻接革命老区县农业新业态创业活动产生溢出效应，本文通过剔除试点县样本的方式，基于（3）式进行回归，回归结果如表8所示。表8的（1）～（3）列报告了以主成分分析法测度的革命老区农业新业态创业综合水平为被解释变量的回归结果，（4）～（6）列报告了以农业新业态创业企业数量简单加总得到的农业新业态创业企业数为被解释变量的回归

^①参照杜之利等（2021）的研究，质心指各县（市、区）地理边界所构成的多边形的中心点。

结果。整体来看,当以不同方式测度农业新业态创业活动时,数字乡村发展政策实施所产生的溢出效应存在一定差异。由本文的理论分析可知,上述差异在一定程度上是邻接革命老区县基层组织对邻近区域政策实施的归纳总结能力和外向的政策学习能力不同所导致的。因此,本文进一步考虑将基层组织能力差异纳入政策空间溢出效应的分析过程,对政策空间溢出效应的异质性进行检验。

基于上述分析,本文在(3)式基础上进一步按照基层组织能力的差异展开分样本回归,具体结果如表8的(2)列、(3)列、(5)列和(6)列所示。回归结果显示,在基层组织能力较强样本的回归结果中,核心解释变量在1%的水平上显著,系数为正;在基层组织能力较弱样本的回归结果中,核心解释变量不显著。这一结果表明,数字乡村发展政策实施对那些具有较强基层组织能力的邻接县产生了空间溢出效应。从背后的经济逻辑来看,数字乡村建设进程加快有利于拓展商业合作渠道、加强邻近区域间人才合作的广度和深度,实现知识共享,最终加快创新应用的社会化进程。

表8 对溢出效应检验的回归结果

变量	革命老区农业新业态创业活动综合水平			农业新业态创业企业数		
	(1) 全样本	(2) 基层组织能力强	(3) 基层组织能力弱	(4) 全样本	(5) 基层组织能力强	(6) 基层组织能力弱
是否邻接已被选为试点的革命老区县	0.028 (0.024)	0.088*** (0.030)	-0.016 (0.037)	2.203** (1.087)	6.483*** (2.142)	-0.033 (1.105)
常数项	-0.001 (0.004)	2.430*** (0.878)	1.043 (1.479)	62.209** (30.635)	63.327 (51.129)	2.139 (30.908)
控制变量	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制
年份固定效应	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制
县级固定效应	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制
观测值	13706	6912	6788	13706	6912	6788
R ²	0.334	0.415	0.306	0.442	0.506	0.399

注:①***和**分别表示1%和5%的显著性水平。②括号内为稳健标准误。③“是否邻接已被选为试点的革命老区县”变量即(3)式中的交互项。

五、结论与政策启示

数字化进程的不断推进为革命老区转变农业经营模式、寻求产业发展新动能提供了契机。当前,中国不断出台相关政策,对县域数字化发展特别是农村地区数字化发展予以支持。在上述背景下,为明晰革命老区在数字时代实现产业振兴的新路径,有必要从政策支持与农业新业态创业关系的视角切入,探讨以国家数字乡村试点为代表的数字乡村发展政策实施能否有效推动革命老区农业新业态创业活动。为回答这一问题,本文首先从理论层面探讨了数字乡村发展政策实施对革命老区农业新业态创业活动的影响及其机制。在此基础上,基于2012—2022年全国1305个革命老区县(市、区)的县级面板数据,采用双重差分模型实证检验了数字乡村发展政策实施对革命老区农业新业态创业活动的影响。研究发现:第一,数字乡村发展政策实施能够促进革命老区农业新业态创业活动,这一结论经过

替换被解释变量、排除其他政策影响、调整回归模型等一系列稳健性检验后仍然成立。第二，数字乡村发展政策实施通过强化区域创新应用能力、匹配农业规模经营需求和增加政府财政投入三条路径影响老区农业新业态创业活动。第三，数字乡村发展政策实施推动农业新业态创业活动的效应在革命老区区县满足红色空间覆盖范围较小、基层组织能力较强、区位禀赋条件较好的条件时发挥得更好。第四，数字乡村发展政策实施对基层组织能力较强的邻接革命老区区县存在明显的溢出效应。

基于上述结论，本文得到如下政策启示：第一，拓宽数字乡村试点政策的覆盖范围，深化数字乡村发展政策对革命老区产业振兴的影响。从革命老区自身来看，应积极把握现行政策红利，充分利用革命老区农业产业布局调整的外部推力。第二，基于不同革命老区县区的禀赋差异，分类别、多阶段地推动政策落地，实现政策“因地制宜”。具体来说，对部分红色空间覆盖范围较广、红色革命斗争历史比较丰富的革命老区县，可基于自身禀赋优势调整政策落地方案，在政策实施过程中增强数字技术与优势产业融合发展的意识，有重点地推动革命老区县产业振兴。同时，可优先鼓励和培育一批政策实施效果较好的革命老区县，充分发挥其示范效应和溢出效应，最终实现革命老区县的全面振兴。第三，培育革命老区农业新业态领域内企业的自发调整能力，增强革命老区产业发展的主动性。随着乡村地区数字化、信息化程度不断提高，农业规模经营的需求不断提升，需要更多上下游配套产业来搭建完整的区域产业链条。但是，仅仅依靠政策推动难以形成产业调整和发展的内驱动力，因此，应积极培育革命老区农业新业态领域内企业的自发调整能力，形成革命老区产业发展的内在动力。

参考文献

- 1.戴天放，2014：《农业业态概念和新业态类型及其形成机制初探》，《农业现代化研究》第2期，第200-203页。
- 2.杜之利、苏彤、葛佳敏、王霞，2021：《碳中和背景下的森林碳汇及其空间溢出效应》，《经济研究》第12期，第187-202页。
- 3.方锦程、刘颖、高昊宇、董纪昌、吕本富，2023：《公共数据开放能否促进区域协调发展？——来自政府数据平台上线的准自然实验》，《管理世界》第9期，第124-142页。
- 4.韩广富、刘心蕊，2019：《改革开放以来革命老区扶贫脱贫的历史进程及经验启示》，《当代中国史研究》第1期，第101-115页。
- 5.贺小丹、董敏凯、周亚虹，2021：《乡村振兴背景下农民工回流与农村资源配置——基于农民工返乡后行为的微观分析》，《财经研究》第2期，第19-33页。
- 6.洪银兴，2014：《论市场对资源配置起决定性作用后的政府作用》，《经济研究》第1期，第14-16页。
- 7.黄祖辉、宋文豪、叶春辉、胡伟斌，2022：《政府支持农民工返乡创业的县域经济增长效应——基于返乡创业试点政策的考察》，《中国农村经济》第1期，第24-43页。
- 8.江艇，2022：《因果推断经验研究中的中介效应与调节效应》，《中国工业经济》第5期，第100-120页。
- 9.李金磊、黄远标，2023：《跨境电子商务与城市创业活力——来自跨境电子商务综合试验区的经验证据》，《国际贸易问题》第12期，第151-167页。
- 10.李兰冰、姚彦青、张志强，2020：《农村劳动力跨部门流动能否缩小中国地区收入差距？》，《南开经济研究》

第4期,第127-143页。

11.梁兴群、韦鸿、夏庆利、余家凤,2020:《我国集中连片特困区旅游扶贫效率与扶贫路径》,《统计与决策》第21期,第16-20页。

12.林海、赵路森、胡雅淇,2023:《数字乡村建设是否能够推动革命老区共同富裕》,《中国农村经济》第5期,第81-102页。

13.林菁菁、张雁鸣、苏敬勤,2021:《从资源拼凑到资源协奏——一个制度情境视角的解释》,《管理评论》第10期,第249-262页。

14.刘奥、张双龙,2023:《革命老区振兴规划实施的共同富裕效应——基于城乡收入差距视角》,《中国农村经济》第3期,第45-65页。

15.刘丹、尤佳、张龙耀,2023:《金融科技对农村商业银行绩效的影响:“契机”还是“阻力”——以江苏省为例》,《中国农村经济》第11期,第122-139页。

16.石飞、杨庆媛、王成、江娟丽、胡蓉,2023:《耕地健康视角的耕地休耕空间配置研究——以贵州省松桃县为例》,《长江流域资源与环境》第5期,第1090-1101页。

17.史亚茹、于津平,2023:《跨境电商改革与企业创新——基于跨境电商综合试验区设立的准自然实验》,《国际贸易问题》第4期,第37-55页。

18.涂勤、曹增栋,2022:《电子商务进农村能促进农户创业吗?——基于电子商务进农村综合示范政策的准自然实验》,《中国农村观察》第6期,第163-180页。

19.王剑程、李丁、马双,2020:《宽带建设对农户创业的影响研究——基于“宽带乡村”建设的准自然实验》,《经济学(季刊)》第1期,第209-232页。

20.张科、熊子怡、黄细嘉、赵磊,2023:《红色旅游发展与革命老区城乡收入差距——基于双重差分法的经验分析》,《中国农村经济》第5期,第103-121页。

21.张柳钦、李健生、孙伟增,2023:《制度创新、营商环境与城市创业活力——来自中国自由贸易试验区的证据》,《数量经济技术经济研究》第10期,第93-114页。

22.张明林、曾令铭,2020:《国家优先支持革命老区的政策效果及治理启示》,《中国行政管理》第6期,第92-96页。

23.赵涛、张智、梁上坤,2020:《数字经济、创业活跃度与高质量发展——来自中国城市的经验证据》,《管理世界》第10期,第65-76页。

24.邹璠、周力,2023:《均衡视角下东西部协作与县域经济高质量发展——以脱贫攻坚时期结对帮扶为例》,《南京农业大学学报(社会科学版)》第6期,第77-90页。

25.Acs, Z., T. Astebro, D. Audretsch, and D. Robinson, 2016, “Public Policy to Promote Entrepreneurship: A Call to Arms”, *Small Business Economics*, 47(1): 35-51.

26.Berdiev, A., and J. Saunoris, 2018, “Corruption and Entrepreneurship: Cross-Country Evidence from Formal and Informal Sectors”, *Southern Economic Journal*, 84(3): 831-848.

27.Chowdhury, F., D. Audretsch, and M. Belitski, 2019, “Institutions and Entrepreneurship Quality”, *Entrepreneurship Theory and Practice*, 43(1): 51-81.

- 28.Cullen, J., and R. Gordon, 2006, "Tax Reform and Entrepreneurial Activity", *Tax Policy and the Economy*, 20(1): 1-20.
- 29.Dhliwayo, S., 2017, "Defining Public-Sector Entrepreneurship: A Conceptual Operational Construct", *The International Journal of Entrepreneurship and Innovation*, 18(3): 153-163.
- 30.Minniti, M., 2008, "The Role of Government Policy on Entrepreneurial Activity: Productive, Unproductive, or Destructive?", *Entrepreneurship Theory and Practice*, 32(5): 779-790.

(作者单位: ¹ 中国农业大学经济管理学院;

² 中国农业大学国家乡村振兴研究院革命老区研究中心)

(责任编辑: 胡 祎)

Does the Implementation of Digital Rural Development Policy Promote Entrepreneurial Activities in New Agricultural Business Formats in Old Revolutionary Base Areas?

ZHAO Luben LIN Hai

Abstract: Promoting entrepreneurial activities in new agricultural business formats and transforming traditional agricultural mode have become the essential components of the industrial revitalization of agriculture in old revolutionary base areas.. This study empirically evaluates the impact of implementation of the digital rural development policy on entrepreneurial activities in new agricultural business formats in old revolutionary base areas based on the county-level panel data from 2012 to 2022, by using Difference-in-Differences model. The results are as followed. First, the implementation of the digital rural development policy significantly boosts entrepreneurial activities in new agricultural business formats in old revolutionary base areas, which remains valid even after a series of robustness tests such as replacing the explanatory variables, excluding the influence of other policies, and adjusting the regression model. Second, we find that the implementation of the digital rural development policy promotes entrepreneurial activities in new agricultural business formats in old revolutionary base areas by enhancing regional innovation capabilities, adapting to the demands of scaled operation of agriculture, and increasing fiscal investments, which perform better in areas with small red spatial coverage, strong grassroots organizational capacity, and better locational endowments. Third, the impact of implementation of the digital rural development policy has a positive spillover effect in the neighboring old revolutionary counties with strong grassroots organization capabilities. Therefore, the government should further expand the coverage of digital rural pilot areas and deepen the impact of digital rural development policy on industrial revitalization in old revolutionary base areas. Meanwhile, it seeks the unique advantages of the development of different types of old revolutionary base areas, actively cultivates the spontaneous adjustment ability of enterprises in the field of new agricultural formats, and activates the initiative of industrial development in old revolutionary base areas.

Keywords: Implementation of Digital Rural Development Policy; Old Revolutionary Base Areas; New Agricultural Business Formats; Entrepreneurial Activities; Digital Agriculture