

农村发展电子商务促进了乡村创业吗： 来自中国镇级面板数据的证据

张学翠^{1,2}, 刘修岩^{1,3}, 王 峤⁴

(1. 东南大学经济管理学院, 江苏 南京 211189; 2. 兰州理工大学经济管理学院, 甘肃 兰州 730050;
3. 东南大学国家发展与政策研究院, 江苏 南京 211189; 4. 暨南大学产业经济研究院, 广东 广州 510610)

摘要: 激发乡村创业活力是激活乡村内生发展动力、进而促进乡村产业振兴的关键。基于 2005—2018 年中国 32 457 个乡镇平衡面板数据, 采用交错 DID 方法, 研究电子商务进农村综合示范县政策对乡村创业的因果效应。研究发现, 这项政策主要通过提升农村居民数字化应用能力激发农村创业主体创业热情, 活跃本地市场交易激发了潜在创业机会, 打破地理距离对本地市场潜能的约束而促进了乡村创业。这项政策对西部和东北地区乡镇以及农业创业具有显著促进作用; 对高铁开通区县、非国家级贫困县、农业机械化水平较高、创新水平较高县的乡镇, 以及人口规模较大、地理坡度较低、人力资本水平较高的乡镇, 其创业促进作用更大。传统金融增强了其作用效果。这项政策作用仅来自本县乡镇的创造效应, 对其周围 0~40 km 范围内非试点县乡镇的创业活动既无虹吸、也无空间溢出。研究结果为电商助力乡村创业、激发乡村经济活力、促进乡村产业振兴提供了经验证据。

关键词: 农村电子商务; 电子商务进农村综合示范县政策; 乡村创业; 交错 DID; 镇级面板数据

中图分类号: F325.3 **文献标识码:** A **文章编号:** 1005-0566(2025)03-0089-14

Does rural e-commerce development promote rural entrepreneurship: Evidence from town-level panel data in China

ZHANG Xuecui^{1,2}, LIU Xiuyan^{1,3}, WANG Qiao⁴

(1. School of Economics and Management, Southeast University, Nanjing 211189, China;
2. School of Economics and Management, Lanzhou University of technology, Lanzhou 730050, China;
3. National School of Development and Policy, Southeast University, Nanjing 211189, China;
4. Institute of Industrial economics, Jinan University, Guangzhou 510610, China)

Abstract: Stimulating rural entrepreneurship vitality is the key to activate rural endogenous development momentum and promote rural industrial revitalization. Based on the 32,457 balanced panel data at town level in China from 2005 to 2018 and using staggered DID method, this study empirically investigates the causal effect of “E-Commerce into the Rural Comprehensive Demonstration County Plan” on rural entrepreneurship. This study find that this plan mainly promotes rural entrepreneurship through three mechanisms: improving rural residents’ digital application ability, further stimulating the possible entrepreneurs’ bussiness start-up enthusiasm; activating local marketing transaction, further stimulating the

收稿日期: 2024-09-14 修回日期: 2025-02-10

基金项目: 国家社会科学基金重大招标项目“新发展格局下长三角一体化大市场研究”(22&ZD066)。

作者简介: 张学翠(1982—), 女, 甘肃白银人, 东南大学经济管理学院博士生, 兰州理工大学经济管理学院讲师, 研究方向为区域经济与创业研究。通信作者: 刘修岩。

potential entrepreneurial opportunities; breaking out the geographical distance constraints of the local market potential. We also find that it has more significant effect in western and northeastern regions, and agricultural entrepreneurship. It also has a greater promotion effect in those townships with larger population size, lower geographic slope, higher human capital level, also in those towns which belong to high-speed railway access counties, non-national poverty-stricken counties, higher agricultural mechanization level and innovation level counties. In addition, traditional finance enhances its effectiveness. Spatial effect analysis shows that this effect only came from the creation effect of the towns in the pilot counties, and there was no “siphon effect” and spatial spillover effect on the entrepreneurship activities of non-pilot county towns within 0 ~ 40km surrounding area of pilot county townships. This study provides empirical evidence for e-commerce to help rural entrepreneurship, stimulate rural vitality and further promote rural industrial revitalization.

Key words: rural e-commerce; E-Commerce into the Rural Comprehensive Demonstration County Plan; rural entrepreneurship; staggered DID; town-level panel data

2023 年年底召开的中央经济工作会议强调,要以科技创新推动产业创新,特别是以颠覆性技术和前沿技术催生新产业、新模式、新动能,发展新质生产力^[1]。国际复杂环境进一步凸显国内大循环的重要性。快速推进的城市化和工业化使乡村成为中国经济的最大短板、畅通国内大循环的重要突破口,提振中国经济活力的关键。乡村振兴的首要任务是乡村产业振兴,既要提升现有产业发展质量,也要注重培育新兴产业。数字化不断向乡村生产生活渗透,如何借助数字化激发乡村经济活力是实现乡村振兴的关键。电子商务是数字经济的重要源头,是数字经济最活跃、最集中的新业态新模式^①;农村电子商务是农村发展数字经济、实现乡村振兴的最好抓手。

我国农村电商发展进程大体可分为路径探索(2003—2015 年)、规模化专业化(2016—2020 年)、“数商兴农”高质量发展(2021 年以后)3 个阶段。为推动电商发展、助力乡村振兴,2014 年财政部、商务部联合开展“电子商务进农村综合示范县”项目(以下简称“电商进村”政策),农村电商开始快速发展。主要表现为:第一,农村互联网基础设施建设逐渐完善。截至 2021 年 11 月底,行政村全部实现“村村通宽带”,打通了农村接入数字经济时代的“信息大动脉”^②。第二,农村电商物流配送服务体系更加通畅。截至 2022 年年底,商务部累计支

持 1 489 个县建设县级电商公共服务中心和物流配送中心超 2 600 个,村级电商物流服务站 15.3 万个^③。第三,农村数字经济规模不断扩大。电子商务交易形式活跃、电商销售渠道多样化使农村网络交易规模不断扩大。2023 年全国农村网络零售额达 2.5 万亿元,比 2014 年增长近 13 倍;农产品网络零售额达 5 870.3 亿元。第四,电子商务带动产业发展^[2]、农民增收^[3],促进乡村人才振兴。从 2012 年到 2022 年底,返乡入乡创业人员累计达 1 220 万人。其中,大专以上学历人员超过 15%,且大部分从事农村电商、三产融合等新业态^④。

可持续的交易须有可持续的生产和服务来支撑,才能形成“生产扩大—销售增长—生产进一步扩大”的良性循环。农村创新创业既是乡村产业振兴的活力之源,也是农业高质量发展、农村产品全产业链构建的关键。那么,农村发展电子商务是否促进了乡村创业?

本文基于中国 32 457 个乡镇 2005—2018 年平衡面板数据,以电子商务进农村综合示范县政策为大规模准自然实验,采用交错 DID 方法,考察了该项政策对乡村创业的影响。研究发现,该政策主要通过提升农村居民数字化应用能力、激发了农村主体创业热情,促进本地市场交易活跃、激发了乡村创业机会,以及降低地理距离对本地市场潜能的约束等三条途径促进了乡村创业。政策

① 欧阳日辉:从“电子商务”到“数商兴农”_腾讯新闻(qq.com)。

② 参见:https://www.miit.gov.cn/工信部官网:我国行政村全面实现“村村通宽带”。

③ 数据来源:中国发展网,商务部:累计支持 1 489 个县建设县级电商公共服务中心和物流配送中心超过 2 600 个。

④ 数据来源:全国电子商务公共服务网(2023-10-30)。

效应具有区域、行业、不同应用情境等多维异质性。调节效应分析发现,互联网金融对政策效果作用甚微,传统金融对此有增强效果。此外,本文还构建了空间 DID 模型检验了空间效应,发现试点县乡镇对其周围 0 ~ 40 km 范围内非试点县乡镇的创业既没有虹吸效应,也没有空间溢出,政策的创业促进效应仅来自本县乡镇的创造效应。

本文的边际贡献主要有:开展了“电商进村”政策对乡村创业的影响研究,丰富了农村电商发展效应研究;剔除街道层面变量干扰,将农村创业问题聚焦到乡镇空间,选用了细颗粒度的镇级面板数据全面刻画农村创业,将农村电商发展对乡村个体、农户家庭创业的影响拓展到了对整个镇域空间所有创业主体的影响,提升了研究的精细度和广度,也为农村经济研究提供了新的、更为细化的空间视角;丰富了该项政策的效应评估,为其他国家通过实施电商助农政策促进农村新企业增长、激发农村经济活力贡献了中国经验。

本文余文安排如下:第一部分文献述评;第二部分为“电商进村”政策梳理、理论分析与研究假说;第三部分为模型设计、变量选取与数据来源;第四部分汇报了实证结果;第五部分进一步分析了机制、异质性,以及调节效应和空间效应;第六部分为结论及政策启示。

一、文献述评

既有研究关于电子商务发展对农村经济的影响主要有两支。一是广泛意义上的影响。电子商务具有减贫、增收作用^[3-5],提高农户家庭生活性消费^[6],促进家庭创业、线上创业,对线下创业有“带动效应”和“替代效应”^[7],提高家庭农场农业经营性收入^[8],农民使用电子商务显著增加了其产品售价和销售收益,靠近乡镇的农村家庭从中受益更多^[9]。二是“电商进村”政策的影响。“电商进村”政策具有减贫增收作用^[10-11],促进了农户家庭消费支出^[12],缩小了农村家庭消费不平等^[13-14],农村电子商务服务网点建设提高了家庭

网络消费^[15],促进消费优化升级;促进农民就业非农化、本地化^[16-17],促进农村妇女创业、在线创业^[18-19];减少了人均资本外流,吸引人口流入^[20],优化了农村产业发展要素环境;减少了农村耕地弃置^[21];促进产业结构转型升级^[22],扩大市场可及性、降低地理位置和人口规模的约束,推动县域经济增长^[6,23]。

综上,既有文献对农村发展电子商务的影响开展了充分研究,但尚有一些不足。

第一,数据、视角不够精细。已有研究多基于宏观数据,主要是省级、城市以及县级数据,统计指标不同程度地混入了街道层面数据,而街道是城市的基层单元,乡镇才是农村的基层单元,研究乡村问题数据选取的层次越高,估计越粗略,越难以排除街道数据的干扰。

2024 年《关于进一步全面深化改革推进中国式现代化的决定》强调,必须统筹新型工业化、城镇化和乡村全面振兴。乡镇是连接城乡、县乡的重要纽带,是各项农村政策落实的基地,乡镇高质量发展是检验乡村振兴政策效果的最直接体现^⑤;是建设新型城镇化的重要载体、促进城乡融合的重要支撑^[24-25]。本文将研究视角聚焦到乡镇尺度,力求能更为精细地刻画电子商务发展对农村经济活动的影响。

第二,鲜见关于农村电子商务发展对乡村创业影响的全面刻画。除宏观数据以外,既有研究基于微观调查数据考察了农村电子商务对农户个体、农村家庭创业的影响。调查表明,当前农村创业主体中有 70% 是企业主、高校毕业生、返乡农民工和个体经营者^[26]。农地确权改革激发了专业农户和大农户的创业热情,吸引了城市居民到农村创业^[27]。乡村当前创业主体多样化,城乡双向人口流动、“资本下乡”等也带来要素重构。综上,鲜见电子商务对乡村整体创业活动的刻画。

囿于农村各类创业主体的数据难以获取,本文尝试从空间视角解决此问题,将研究视角聚焦到乡镇尺度,剔除街道样本干扰,采用中国镇级这

⑤ <https://acin.org.cn/40341.html> 中国行业新闻网;张超文会长应邀出席 2023 全国乡镇高质量发展交流会。

一细颗粒度数据,全面考察电商进村政策对农村创业的影响。既突破了已有研究数据粗略的约束,又剥离了街道变量的干扰,得到尽可能干净的处理效应。同时,从空间尺度上覆盖了各类乡村创业主体,在研究精细度和广度上弥补了现有研究的不足,为电子商务对乡村经济的影响研究提供了新的、更加细化的视角。

二、政策梳理、理论分析与研究假说

(一) 电子商务进农村综合示范县政策梳理

2014 年起,为贯彻落实《关于全面深化农村改革加快推进农业现代化的若干意见》,加快电子商务在农村的推广运用,财政部、商务部开展电子商务进农村综合示范县试点,旨在打通农村物流“最后一公里”,促进农产品上行和城市工业品消费品下乡。本文整理了 2014—2018 年此工作的具体任务、中央财政资金支持方向及试点选择标准^⑥,发现其主要通过中央财政资金支持“县—乡—村”三级电商物流配送设施建设、农产品品牌化、产业链各环节设施建设以及电子商务培训等推动电商扶贫。

(二) 理论分析与研究假说

1. 电子商务与乡村创业

中国农村电商发展主要由政府和大型电商企业两种力量推动。秦芳等^[28]用阿里巴巴区县电商发展大数据和 CHFS 数据发现地区电商发展水平促进了家庭创业、线上创业,对线下创业存在“带动效应”和“替代效应”。淘宝村镇现象是电子商务集聚化的重要表现,学界关注较多。Mei 等^[29]发现,农村电子商务集聚激发了家庭创业热情,促进了家庭创业。Zang 等^[30]发现农民创业、地方参与、充足的政府干预对乡村发展至关重要。Zhang 等^[31]发现淘宝村促进新企业注册、降低电子商务企业成本,增加了农民收入。周浪^[32]发现,农村电商规模化发展伴随着新一轮“资本下乡”,电商资本为乡村增权赋能。

“电商进村”政策由政府主导并推动农村电商的规模化、集聚化。研究表明,“电商进村”政策减少了农村人均资本外流,改善了农村物流基础设施,吸引了人才流入,促进在线创业^[19-20],提高农户、妇女的创业概率,扩大了创业规模^[18,33]。因此,当前中国农村电商发展吸引了各类要素参与农村创业。基于此,本文提出如下假说。

假说 H1:“电商进村”政策能促进乡村创业。

2. 电商进村政策影响乡村创业的理论机制

“电商进村”政策的中央财政资金重要支持方向之一是“农村电子商务培训”。2014 年以来,各试点县对农村潜在创业主体开展电商培训,内容涵盖电商创业各个环节,对接城市市场,促进农村产品上行,加强农村电商创业孵化。在农村产品产业链的构建上,还加强了与农村产品上行有关的品牌、营销培训^⑦。电商培训激发了农民参与热情,提高了其数字化应用能力,刺激了网络创业,并有助于带动实体创业。借助智能手机和电脑网络,电商在农村加快普及。商务部数据显示,2013 年至 2021 年,我国农村网络零售额增加了 18 倍多,高于全国电子商务整体增速^⑧。电商发展有效提升了农村居民的数字应用能力。基于此,本文提出以下假说。

假说 H2a:“电商进村”政策提高了农村居民数字化应用能力,提高了其网络创业能力,进而促进乡村创业。

“电商进村”政策中央财政资金另一个重要的支持方向是“建立完善县—乡—村三级物流配送体系”。“网络是天路,交通是地路。”农村电商发展离不开互联网、交通、电力、物流和仓储等基础设施。截至 2020 年 6 月底,全国具备条件的乡镇和建制村 100% 通硬化路,98% 的贫困村通光纤,96.6% 的乡镇设立了快递服务网点,实现了县、乡、村三级电商管理与物流配送网络全覆盖^⑨。农村物流配送网络既突破了农村产品上行“最初一

⑥ 受篇幅所限,未汇报附表 1:2014 年—2018 年电子商务进农村综合示范工作政策要点,作者留存备索。

⑦ 资料来源:https://www.sohu.com/a/368501654_99909493/电商培训显实效 人才振兴促发展。

⑧ 数据来源:<https://www.thepaper.cn/>这十年,乡村被电商改变:全国农村网络零售额翻 18 倍。

⑨ 数据来源:<https://www.cac.gov.cn/>国家互联网信息办公室官网。

公里”的约束,为农村产品走入全国市场打通了最初的物流堵点,也解决了城市产品下乡“最后一公里”的难题,为城市产品走入农村市场疏通了最后的物流堵点,丰富了农民消费需求,激发了农民增收热情,活跃了农村市场,激发了农村就业创业热情,吸引各类人员返乡入乡。互联网与物流配送体系分别在虚拟空间、地理空间上连接了乡村与外地市场。据此,本文提出如下假说。

假说 H2b:“电商进村”政策活跃了本地市场交易,激发了乡村创业机会。

假说 H2c:“电商进村”政策打破了地理距离对本地市场潜能的约束,促进了乡村创业。

三、模型设计、变量选取与数据来源

(一)模型设计及变量选取

本文基于镇级面板数据,使用交错双重差分方法(Staggered DID)研究“电商进村”政策对乡村创业的影响。处理组为试点县所辖乡镇,控制组为非试点县所辖乡镇。因乡镇与所在县域空间关系密切,基于地理学第一定律,本文同时控制县域与乡镇两个层面各时变化经济指标,并引入城市年份交乘固定效应,控制城市层面可能对乡镇创业存在的各种不可观测时变化影响因素。双重差分法进行政策评估的前提是必须满足平行趋势检验,为了更好地满足这一要求,借鉴 Bu 等^[27]的研究,加入城市层面特定时间趋势,控制较长时期内由于城市快速发展、城市化不断推进对所辖乡镇经济活动的影响。最终设定计量模型为:

$$townentre_{it} = \beta_0 + \beta_1 ecomm_{jt} + \beta_2 controls_{ijt} + \lambda_i + \lambda_{ct} + \lambda_{c-time} + \varepsilon_{ijct} \quad (1)$$

式(1)中, i 、 j 、 c 、 t 分别代表乡镇、区县、城市、年份; $ecomm_{jt}$ 是核心解释变量“电商进村”政策交互项,若 j 县 t 年及以后受到政策冲击则取值为 1,

否则为 0;借鉴林嵩等^[34], $townentre_{it}$ 是被解释变量乡村创业,为 i 乡镇 t 年新增企业数量 + 1 取自然对数; $controls_{ijt}$ 为县级、乡镇级控制变量, λ_i 为乡镇固定效应, λ_{ct} 为城市年份交乘固定效应, λ_{c-time} 为城市特定时间趋势项, ε_{ijct} 为随机扰动项。

另外,2014 年电商进村示范县项目开始实施,选取了 56 个试点县;2015 年试点县数量猛增到 198 个,且国家级贫困县数量占比达 46.48%,而对国家级贫困县靶向实施的精准扶贫政策也正式开始,精准扶贫政策与“电商进村”政策对乡村影响的时空交叠性必然对识别后者的乡村创业效应造成干扰。研究表明,精准扶贫政策显著促进乡镇创业^[35],因此本文进一步控制精准扶贫政策冲击的交互项 TPA_{policy} 。

控制变量包括乡镇与区县两个层面。乡镇控制变量有:乡镇规模 $Intownpop$,用乡镇人口作为代理变量,其值为乡镇层面 $1\text{ km} \times 1\text{ km}$ 栅格人口数据 + 1 取自然对数;乡镇自然、文化基础条件 $lnbeauwill$,借鉴 Duvivier 等^[36]的研究,本文通过控制乡镇各年拥有的美丽休闲乡村数量来控制自然、文化等基础条件对乡村创业的影响^⑩,其值为各乡镇每年“美丽休闲乡村”数量 + 1 取自然对数;乡村公路建设显著促进农民创业^[37],社区基础设施投资带动创业^[38],本文采用乡镇公路里程取自然对数作为乡村交通基础设施水平的代理变量 $Intownroad$ (城市公路里程平均化处理而来);借鉴刘修岩等^[39]的做法,乡镇与最近最大市场的地理距离 $distyear$ 为乡镇到最近城市 CBD 的直线距离时变化处理而来^⑪。

区县控制变量有:市场化程度 ie ,借鉴叶文平等^[40]的研究,用区县地区生产总值与政府预算收入比值 + 1 取自然对数衡量,该比值越大,表明政府对市场干预程度越低,市场化程度越好。农业

⑩ 数据来源:农业农村部自 2010 年起每年开展中国美丽休闲乡村推介活动并发布的“美丽休闲乡村名单”。来源: http://www.xccys.moa.gov.cn/xxzlex/202002/t20200227_6337877.htm。2010—2013 年名称为“中国最有魅力休闲乡村”,2014—2015 年更名为“中国最美休闲乡村”,2016—2020 年更名为“中国美丽休闲乡村”。虽名称略有不同,但遴选标准都为自然环境优美、生态资源丰富、村落民居原生状态保持完整、产业特色突出的村落,可以用来控制乡村自然文化等基础条件,本文通过对这些名单进行仔细核对并手工整理得到各乡镇逐年美丽休闲乡村数量。

⑪ 具体计算方法:先用 ArcGIS 求各乡镇质心并提取其经纬度信息,再根据城市夜间灯光栅格数据识别出各城市夜间最亮的单元作为城市 CBD,并提取其经纬度信息,进而求出各乡镇质心到最近城市 CBD 的直线距离,然后对这一最近距离以年份倒数为权重进行时变化处理得到。

技术创新水平 *lnagripower*, 农业技术创新水平的提高会促进农业生产率的提高, 农民非农就业与创业活动概率增加, 借鉴谭词等^[41]的做法, 取农业机械总动力作为农业技术创新水平的代理变量, 其值为区县农业机械总动力 + 1 取自然对数。借鉴赵涛等^[42], 控制了地区经济规模 *lngdp*, 其值为区县地区生产总值取自然对数; 金融发展水平 *finance*, 其值为区县年末金融机构各项贷款余额占地区生产总值比重; 借鉴林嵩等^[34], 控制产业结构 *lninstruc*, 衡量区县产业发展水平, 其值为一产与二产之和占地区生产总值的比重(前后缩尾 1% 处理以剔除异常值); 政府规模 *govscale*, 其值为政府预算支出占地区生产总值比重; 人力资本水平 *edu*, 其值为在校中学生人数占总人口比重(前后缩尾 1%); 医疗保障水平 *medical*, 其值为医疗机构床位数自然对数。各变量描述性统计见表 1。各个变量的均值为正值, 最大值与最小值之间差异不大, 且样本标准差也较小, 说明样本对整体的代表性较好。

表 1 各变量描述性统计分析

变量	观测值	均值	标准差	最小值	最大值
<i>townentre</i>	454 398	2. 502	1. 461	0	9. 401
<i>ecomm</i>	435 344	0. 086	0. 281	0	1
<i>lntownpop</i>	454 384	9. 816	1. 022	1. 867	13. 485
<i>lnbeauwill</i>	454 398	0. 003	0. 043	0	1. 099
<i>lntownroad</i>	397 796	1. 894	0. 847	0	7. 497
<i>lngdp</i>	420 899	13. 582	1. 169	8. 812	18. 345
<i>lninstruc</i>	418 724	0. 647	0. 1	0. 326	0. 851
<i>finance</i>	401 162	0. 554	0. 36	0	7. 405
<i>lnagripower</i>	390 499	3. 374	0. 934	0	5. 82
<i>ie</i>	420 346	3. 107	0. 577	0. 306	12. 343
<i>govscale</i>	419 520	0. 255	0. 271	0. 005	16. 735
<i>edu</i>	421 844	0. 066	0. 028	0. 019	0. 182
<i>medical</i>	410 934	7. 042	0. 931	2. 303	9. 579
<i>TPApolicy</i>	454 398	0. 107	0. 31	0	1

(二) 数据来源

本文电子商务进农村综合示范县名单来自商务部^⑫, 各乡镇新增企业数量为 *Python* 提取整理的 100 m × 100 m 栅格数据, 人口数据来自 ArcGIS

提取的 *Worldpop* 1 km × 1 km 栅格数据; 美丽休闲乡村数量、680 个全国连片特困地区分县名单与全国 832 个贫困县名单、区县专利、高铁开通数据分别来自农业农村部网站、国家乡村振兴局(原国务院扶贫办)、国家知识产权局、12306 官方网站。镇级淘宝村数量根据阿里研究院发布的淘宝村名单整理并逐一汇总到各乡镇, 数字普惠金融指数来自北京大学数字金融研究中心, 其余数据来自城市或县域统计年鉴。

本文从 2018 年“统计用区划代码和城乡划分代码”筛选出全国乡镇、街道级代码, 根据《统计用区划代码和城乡划分代码编制规则》剔除街道样本, 仅保留乡镇样本, 匹配其他数据, 剔除异常值和数据严重缺失的观测值, 最终得到 2005—2018 年 32 457 个乡镇平衡面板数据, 共 454 398 条观测值, 覆盖了全国乡镇总数的 81. 25% 以上^⑬。

四、实证结果

(一) 基准回归

表 2 汇报了本文基准回归结果。第(1)列为仅控制乡镇固定效应、城市年份交乘固定效应; 第(2)列~第(5)依次控制乡镇变量、区县变量、精准扶贫政策交互项, 以及城市层面时间趋势固定效应, 结果均显示电商进村政策在 1% 水平上显著促进了乡村创业, 且核心解释变量系数最终稳定为 0. 023 9。全文以第(5)列为最终基准回归结果。由于政策冲击针对县域, 本文研究以试点县所辖乡镇为处理组样本, 以非试点县所辖乡镇为控制组样本, 假定乡镇内部自相关, 各乡镇之间互相独立, 稳健标准误聚类到乡镇层面。

(二) 事件研究法动态效应检验

双重差分方法分析的前提是必须满足平行趋势检验, 即处理组与控制组之间事前不存在显著性差异, 平行趋势检验仅可观测出政策冲击之前两组间差异, 基于事件研究法的动态效应检验不

⑫ 2014 年、2015 年、2016 年电子商务进农村综合示范县名单: http://m.mofcom.gov.cn/article/zt_dzswjnc/lanmufive/201705/20170502572784.shtml 2017 年电子商务进农村综合示范县名单: https://scjss.mofcom.gov.cn/gzdt/art/2017/art_7beec3a96e8d4523858f947a3000e8bd.html 2018 年电子商务进农村综合示范县名单: https://www.mofcom.gov.cn/tjsj/ywtjxxhz/qcltsj/art/2018/art_4d252367fba047418b36965508c1cbe4.html

⑬ 数据说明: 国家统计局: 2018 年全国乡镇总数 39 945 个。

表 2 基准回归结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	townentre	townentre	townentre	townentre	townentre
ecomm	0.040 2 *** (7.124 4)	0.043 6 *** (7.234 6)	0.037 8 *** (5.691 7)	0.023 9 *** (3.552 8)	0.023 9 *** (3.551 2)
Intownpop	—	-0.361 3 *** (-9.542 0)	-0.312 7 *** (-7.373 3)	-0.317 4 *** (-7.501 2)	-0.317 4 *** (-7.497 8)
lnbeauwill	—	0.018 1 (0.581 9)	0.043 4 (1.177 1)	0.043 4 (1.183 9)	0.043 4 (1.183 4)
Intownroad	—	0.527 2 *** (14.888 6)	0.473 2 *** (12.167 3)	0.479 9 *** (12.361 0)	0.479 9 *** (12.355 4)
distyear	—	-0.012 5 (-0.953 4)	-0.038 5 (-1.567 8)	-0.020 9 (-0.856 5)	-0.020 9 (-0.856 1)
lngdp	—	—	0.168 6 *** (10.377 3)	0.154 0 *** (9.475 9)	0.154 0 *** (9.471 7)
indstruc	—	—	0.138 2 *** (2.729 5)	0.135 9 *** (2.691 2)	0.135 9 *** (2.690 0)
finance	—	—	0.037 4 *** (3.609 9)	0.034 7 *** (3.355 9)	0.034 7 *** (3.354 3)
lnagripower	—	—	0.041 2 *** (4.526 7)	0.037 9 *** (4.181 9)	0.037 9 *** (4.180 0)
ie	—	—	-0.085 0 *** (-11.169 2)	-0.083 3 *** (-10.989 9)	-0.083 3 *** (-10.985 0)
gonscale	—	—	0.104 3 *** (3.906 7)	0.078 6 *** (2.964 7)	0.078 6 *** (2.963 3)
edu	—	—	0.001 8 (0.930 6)	0.001 6 (0.825 8)	0.001 6 (0.825 4)
medical	—	—	0.061 1 *** (7.964 8)	0.060 2 *** (7.857 2)	0.060 2 *** (7.853 6)
TPApolicy	—	—	—	0.105 1 *** (11.519 7)	0.105 1 *** (11.514 5)
Constant	2.467 2 *** (5 071.794 6)	5.862 6 *** (7.215 1)	3.800 8 *** (2.964 4)	3.208 3 ** (2.521 8)	3.208 3 ** (2.520 7)
Observations	435 330	379 092	316 992	316 992	316 992
R ²	0.890 5	0.888 0	0.882 2	0.882 3	0.882 3
Town fe	是	是	是	是	是
City-Year fe	是	是	是	是	是
City-Time-Trend fe	—	—	—	—	是

注：***、**、* 分别表示在 $p < 0.01$ 、 $p < 0.05$ 、 $p < 0.1$ 时有统计学意义。括号中的值为乡镇层面聚类稳健标准误。下同。

仅可以看出政策冲击之前两组间是否存在显著性差异,还可以看出政策冲击之后处理组相对于控制组的变化情况。因此,本文构建事件研究法动态效应检验模型为:

$$townentre_{it} = \beta_0 + \sum_{k=-9, k \neq -1}^{k=4} \varphi_k ecomm_{jt}^k + \beta_2 controls_{ijt} + \lambda_i + \lambda_{ct} + \lambda_{c-time} + \varepsilon_{ijt} \quad (2)$$

本文研究窗口期为 2005—2018 年,政策从 2014 年开始试点,选用 2013 年为基期(即 $k = -1$)回归,模型(2)中的系数 φ_k 为重点关注系数,汇报结果见图 1。试点县乡镇与非试点县乡镇的创业活动在政策开始实施之前并无显著性差异,

除 2015 年稍有波折之外,2014 年及之后处理组创业活动相对控制组而言持续显著上升,表明“电商进村”政策显著促进乡村创业。

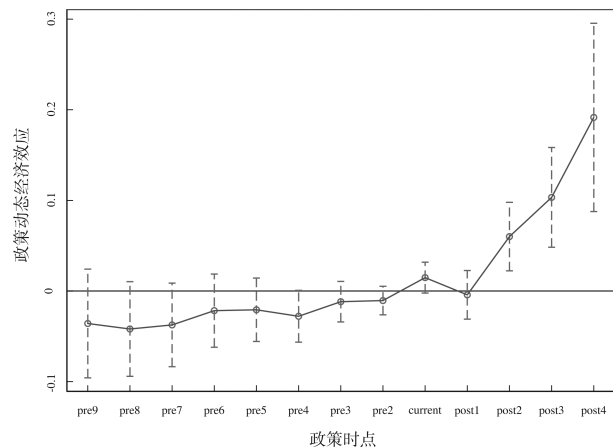


图 1 事件研究法动态效应检验

(三) 内生性检验

由于“电商进村”政策是从 2014 年开始实施,本文梳理贫困县确定标准发现,在此之前,国家、各省(区)、民族地区等都有不同贫困县标准,且标准随时间推移有所调整。本文可能遗漏了来自国家级贫困县(以下简称“国贫县”)政策造成的内生性问题。通过梳理国贫县标准及发布时间、名单,发现在本文研究窗口期内有 2012 年和 2014 年两次名单调整。国务院扶贫办 2012 年公布了 680 个全国连片特困地区分县名单^⑭,2014 年根据新的贫困标准调整、新增,最终确定了 832 个国贫县,2015 年正式开展精准扶贫政策,将这 832 个国贫县作为靶向施策县域,在 2020 年年底之前实现全部脱贫摘帽^⑮。因此,电商进村政策与精准扶贫政策对农村经济发展的影响存在时空交叠。经逐一核对,将这两份名单都覆盖的贫困县作为本文的“国贫县”范畴,从中可看出国贫县的确定已经同时考虑了经济贫困县域和老少边穷县域,且覆盖了绝大多数欠

^⑭ 根据《中国农村扶贫开发纲要(2011—2020 年)》精神,按照“集中连片、突出重点、全国统筹、区划完整”的原则,以 2007—2009 年 3 年的人均县域国内生产总值、人均县域财政一般预算收入、县域农民人均纯收入等与贫困程度高度相关的指标为基本依据,考虑对革命老区、民族地区、边疆地区加大扶持力度的要求,国家在全国共划分了 11 个集中连片特殊困难地区,加上已明确实施特殊扶持政策的西藏、四省藏区、新疆南疆三地州,共 14 个片区,680 个县,作为新阶段扶贫攻坚的主战场。https://www.gov.cn/gzdt/2012-06/14/content_2161045.htm

^⑮ 我国 832 个贫困县全部脱贫摘帽——时政——人民网 (people.com.cn)

发达革命老区县。据此,本文逐一核对了 2014—2018 年各省(区)电商进村政策试点县国贫县占比^⑩。2014 年电商进村政策开始,在试点选择上遵循了“效率优先、兼顾公平”的原则,体现出一定贫困县倾向性,8 个试点省份中有 6 个体现出电商扶贫特征,占全部试点县比重平均为 26.78%。从 2015 年开始,政策的电商扶贫、扶持欠发达革命老区倾向性加强,此后电商进村试点县国贫县占比逐年提高^⑪,2017—2018 年试点县除了国家级贫困县,其余 42 个为欠发达革命老区县,仅占两年 520 个试点县总数的 8%。政策逐渐调整内容、方向,并扩大试点范围,力求取得更大的电商扶贫效果。这就不可避免存在试点自选择偏误导致的内生性。因此,必须进行试点县选择标准的内生性检验。本文将试点县选择标准确定为 2012 年和 2014 年两次国贫县名单都覆盖的贫困县,借鉴王奇等^[23]的做法,加入试点县选择标准与时间函数交互项控制试点选择标准内生性。构建模型为:

$$townentre_{it} = \beta_0 + \beta_1 ecomm_{it} + \mu[S \times \varphi(t)] + \beta_2 controls_{ijt} + \lambda_i + \lambda_{ct} + \lambda_{c-time} + \varepsilon_{ijct} \quad (3)$$

表 3 政策试点选择标准内生性检验

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	townentre	townentre	townentre	townentre	townentre
<i>ecomm</i>	0.022 9 *** (3.386 1)	0.025 0 *** (3.635 6)	0.028 0 *** (4.038 1)	0.030 8 *** (3.289 2)	0.032 7 *** (3.494 8)
<i>standt</i>	0.008 8 *** (5.690 5)	0.015 7 *** (4.475 2)	-0.002 7 (-0.373 4)	-0.002 6 (-0.348 9)	—
<i>standtsqu</i>	—	-0.000 8 ** (-2.417 8)	0.003 5 ** (2.362 5)	0.003 4 ** (2.301 7)	—
<i>standicub</i>	—	—	-0.000 2 *** (-3.153 6)	-0.000 2 *** (-3.021 1)	—
<i>standpost</i>	—	—	—	-0.006 8 (-0.493 7)	-0.012 2 (-0.883 3)
<i>Constant</i>	3.003 7 ** (2.369 1)	3.000 4 ** (2.367 8)	2.923 6 ** (2.307 1)	2.920 1 ** (2.304 1)	2.786 8 ** (2.197 3)
<i>Observations</i>	316 992	316 992	316 992	316 992	316 992
<i>R²</i>	0.882 4	0.882 4	0.882 4	0.882 4	0.882 4
<i>Controls</i>	是	是	是	是	是
<i>Town fe</i>	是	是	是	是	是
<i>City-Year fe</i>	是	是	是	是	是
<i>City-Time-Trend fe</i>	是	是	是	是	是
<i>Stand-year fe</i>	—	—	—	—	是

$S \times \varphi(t)$: S 代表试点选择标准,本文以前文设定的国贫县作为电商进村试点县选择标准虚拟变量,若某乡镇所在区县属于国贫县则赋值为 1,否则为 0。 $\varphi(t)$ 为时间函数,分别是观测值年份与样本期初年份差值、此差值的二次方、三次方。本文依次控制政策试点选择标准与这三个时间函数的交互项,其他控制变量及固定效应控制方法同基准回归模型(1)。

表 3 汇报了内生性检验结果。第(1)列—第(3)列逐步控制试点县选择标准与三个时间函数的交互项,结果显示政策依然在 1% 水平上显著促进了乡村创业,且系数与基准回归结果相近;第(4)列进一步控制试点县选择标准与电商扶贫政策冲击虚拟变量的交互项 *standpost*;第(5)列再次控制试点县选择标准与年份交乘固定效应,结果显示,试点县选择标准与年份交乘固定效应、试点县选择标准与三个时间函数的交互项,这二者发生了完全共线,后者被完全 omit。以上结果均在 1% 水平上显著,表明考虑了试点选择标准内生性问题后,电商进村试点县政策仍然显著促进乡村创业。本文同时将 2017—2018 年国家公布的电子商务试点县名单中特别注明的欠发达革命老区县名单也纳入作为更广泛的试点县选择标准再次进行内生性检验,结果不变^⑫。

(四) 稳健性检验

1. PSM - DID

借鉴 Heckman 等^[43]、曹希广等^[44]的研究,分别采用 1:1 最近邻匹配、卡尺半径 0.01 范围内 1:1 最近邻匹配两种方法并分别生成新的核心解释变量 *ecommpsm*,再次用 DID 回归,结果显示电商进村政策在 1% 水平上显著促进乡村创业,且系数与基准回归非常接近,表明结果稳健^⑬。

2. 安慰剂检验

为验证电商进村政策对乡村创业的促进作用并非由其他政策或不可观测的随机因素引起,本

⑩ 受篇幅所限,此处未汇报 2014—2018 年电商进村政策试点县国贫县占比图,作者留存备案。
⑪ 2014—2018 年“电商进村”试点县中,国贫县占比分别为 26.78%、46.48%、68.59%、87.54%、75.93%。
⑫ 受篇幅所限,未报告包含革命老区县的内生性检验实证结果,作者留存备案。
⑬ 受篇幅所限,未报告 PSM - DID 及相应检验实证结果,作者留存备案。

文设定政策交互项为随机抽样变量,用 `permute` 命令,对模型(1)进行 500 次重复回归,将生成的 500 个虚假政策虚拟变量估计系数分布及对应的 p 值直观地呈现在图 2 中。结果显示,虚假估计系数呈现以零值为中心的正态分布,真实估计系数(最右侧虚线)完全独立于虚假政策估计系数,且 p 值绝大多数高于 0.1,表明通过安慰剂检验。

3. 其他稳健性检验

本文进一步考虑遗漏变量影响(主要考虑区县交通基础设施、创新水平)、缩短研究窗口期至 2010—2018 年、改变聚类层次、剔除区和县级市及各类开发区样本等 4 个方面进行稳健性检验,结果均显示电商进村政策对乡村创业的促进效应依旧在 1% 水平上显著^②。

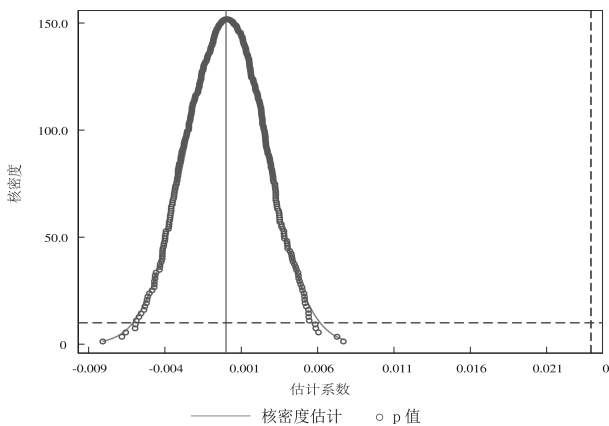


图2 安慰剂检验

4. 考虑交错 DID 异质性处理效应的稳健性检验

借鉴 De Chaisemartin 等^[45]和刘冲等^[46]的研究,交错 DID 模型可能存在异质性处理效应(heterogeneous treatment effects),本文先用 `twowayfweights` 命令进行交错 DID 异质性处理效应稳健性检验的负权重检验,结果表明所有试点政策在各年的处理效应都为正且无负权重,再用 `did_multipligt` 计算得到异质性处理稳健性指标为 0.015,小于基准回归处理效应 0.023 9,但并不接近 0,说明异质性处理效应并没

有使基准回归的估计结果产生偏误,表明结果稳健。

五、进一步分析

(一) 机制检验

本文首先采用替换被解释变量法检验电商进村政策是否对机制变量有显著效应,再借鉴徐舒等^[47]和乔雪等^[48]的做法,构建包含三次交互项的模型(4),进一步检验电商进村政策是否通过某一机制路径促进了乡村创业。

$$townentre_{it} = \beta_0 + \beta_1 ecomm_{jt} + \beta_2 ecomm_{jt} \times Z_{it} + \beta_3 Z_{it} + \beta_4 controls_{ijt} + \lambda_i + \lambda_{ct} + \lambda_{c-time} + \varepsilon_{ijt} \quad (4)$$

1. 农村居民数字化应用能力提升机制

根据假说 H2a 的分析,电商进村政策可能促进农村居民数字化应用能力提升,此处直接实证检验这一机制。阿里研究院数据表明,2014 年以前,淘宝村^③数量增加缓慢。2014—2018 年间全国淘宝村数量从 212 个增长至 3 202 个,年均增长率为 352.59%,覆盖范围由东部、南部、城市周围逐渐转向西部、北部、贫困县域。农村电子商务集聚显著激发了家庭创业热情,增加了家庭创业^[29]。在数字经济背景下,农户网络创业受其数字化应用能力的制约。借鉴田野等^[49]的研究,本文用乡镇淘宝村数量反映农村居民数字化应用能力 tbv (淘宝村数量 + 1 取对数)。首先检验电商进村政策对农村居民数字化应用能力的影响,再用模型(4)进一步检验该政策是否通过提升农村居民数字化应用能力促进了乡村创业。表 4 第(1)列、第(2)列分别汇报了以上两种检验结果,电商进村政策在 1% 水平上显著促进了农村居民数字化应用能力的提升,第(2)列交互项系数显示电商进村政策通过促进农村居民数字化应用能力提升而显著促进了乡镇创业。

2. 本地市场交易活跃机制

根据假说 H2b 的分析,电商进村政策可能通过促进本地市场交易活跃而促进乡村创业。此处直接实证检验这一机制。反映本地市场交易活跃的常用指标是社会消费品零售总额^④。本文以此

② 受篇幅所限,未报告其他稳健性检验实证结果,作者留存备索。

③ 阿里研究院定义的淘宝村主要指活跃网店数量占当地家庭户数 10% 以上、电子商务年交易额 1 000 万元以上的村庄。

④ 资料来源:国家统计局。社会消费品零售总额是指企业(单位、个体户)通过交易直接售给个人、社会集团非生产、非经营用的实物商品金额,以及提供餐饮服务所取得的收入金额。

衡量市场需求活跃程度 retail。由于乡镇社会消费品零售总额数据缺失,使用区县社会消费品零售总额平均化指标(按 worldpop 1 km × 1 km 人口栅格数据平均化处理并 +1 取自然对数)。表 4 第(3)列、第(4)列分别显示电商进村政策促进了乡镇市场交易活跃、政策进一步通过活跃市场交易显著促进了乡镇创业。

表 4 数字化应用能力提升机制与市场交易活跃机制

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	tbv	townentre	retail	townentre
<i>ecomm</i>	0.222 9 *** (2.931 9)	0.025 9 (0.277 2)	0.008 3 *** (3.683 1)	-0.299 3 *** (-5.497 7)
<i>ecomm × tbv</i>	—	0.107 4 * (1.945 2)	—	—
<i>tbv</i>	—	0.043 0 ** (2.085 4)	—	—
<i>ecomm × retail</i>	—	—	—	0.033 3 *** (6.207 3)
<i>retail</i>	—	—	—	0.111 7 *** (7.056 3)
<i>Constant</i>	54.471 8 (0.625 9)	78.169 3 (1.361 4)	-2.832 2 *** (-5.653 6)	3.093 5 ** (2.230 6)
<i>Observations</i>	2 440	2 440	297 118	297 118
<i>R</i> ²	0.822 6	0.949 6	0.996 0	0.881 4
<i>Controls</i>	是	是	是	是
<i>Town fe</i>	是	是	是	是
<i>City-Year fe</i>	是	是	是	是
<i>City-Time-Trend fe</i>	是	是	是	是

3. 政策是否降低了地理距离对乡镇经济活动的约束、进而促进了乡村创业?

假说 H3c 理论分析了电商进村政策可能通过降低地理距离约束而促进乡村创业,此处进行实证检验。电子商务发展通过支持网络创业、搭建网络平台输出农村产品信息,并通过不断完善和县乡村物流配送体系输出产品,相比传统产品输出到目标市场的过程,大大降低了贸易成本,缩短了运输链条,从而更可能有助于市场潜能较小、地理位置偏远的地区连接市场。借鉴 Harris^[50]、王奇等^[23]的研究,本文构建了乡镇市场潜能指标:

$$MP_i = \sum_c \frac{pop_c}{dis_{ic}} \quad (5)$$

式(5)中,*i* 代表乡镇,*c* 代表城市,*pop_c* 为城市

人口,代表城市市场规模。*dis_{ic}* 代表各乡镇到国内所有城市 CBD 的直线距离矩阵。按照 Harris 对市场潜能公式的设定,distance 是市场之间贸易往来的交通成本,可以是任意两点之间的直线距离矩阵,不一定是县对或者城市对。由于电商进村政策是基于互联网而实施的,考虑到城市市场的网络消费能力远大于区县市场。因此,本文用各乡镇质心到国内所有城市 CBD 的直线距离矩阵,衡量乡镇与城市市场的地理距离对乡镇市场潜能的约束。表 5 第(1)列~第(2)列汇报了检验结果,表明电商进村政策降低了地理距离对本地市场潜能的约束,使地理距离偏远的地区获得了更大的市场机会,进而促进了偏远地区乡镇创业。

表 5 电商进村政策降低地理距离对本地市场潜能约束机制

变量	(1)	(2)
	MP	townentre
<i>ecomm</i>	-0.002 9 ** (-2.008 3)	0.184 4 ** (2.170 6)
<i>ecomm × MP</i>	—	-0.013 0 * (-1.885 0)
<i>MP</i>	—	0.012 6 * (1.776 8)
<i>Constant</i>	49.789 5 *** (17.927 3)	2.571 5 * (1.920 6)
<i>Observations</i>	316 992	316 992
<i>R</i> ²	0.985 4	0.882 3
<i>Controls</i>	是	是
<i>Town fe</i>	是	是
<i>City-Year fe</i>	是	是
<i>City-Time-Trend fe</i>	是	是

(二)异质性分析

本文依次分析了区域异质性、行业异质性,发现电商进村政策显著促进西部和东北部地区乡村创业,对中部、东部地区作用效果为正但并不显著;且只对农业创业有显著促进作用,说明政策更多带动了种植业养殖业等农业子产业的发展,没有起到对农产品深加工和农村其他行业新兴产业培育的作用。另外,一系列具体应用情境异质性检验发现,政策对高铁开通区县、非国贫县、人力资本水平越高的县、创新水平越高的县所辖乡镇的创业促进作用更大,以及对人口规模越大、地势越平坦的乡镇作用更强^②。

② 受篇幅所限,未报告异质性检验实证结果,作者留存备案。

(三) 调节效应分析

金融发展水平是区域创业活动的重要支撑。受金融知识缺乏的制约,农民创业资金来源单一。调研结果显示农村创业资金 93.3% 来源于自有资金,59.5% 是银行贷款,36.5% 是政府扶持资金^[26]。近年来,互联网金融逐渐渗透农村生产生活。一方面,数字金融改善了农村居民的创业行为,并带来了创业机会的均等化,尤其有助于促进低物质资本或低社会资本家庭的创业行为,促进了中国包容性增长^[51];通过支持创新创业显著提升地区共同富裕水平^[52],通过缓解农户信贷约束、增加农户信息可得性和强化社会信任促进了农户创业,提高了创业绩效^[53]。另一方面,农村居民数字金融使用率较低、使用广度和深度不足、使用质量不高制约了数字金融在农村的发展^[54]。那么,数字金融究竟能否支持电商进村政策的乡镇创业促进效应?

本文使用北京大学 2014—2018 年县域数字普惠金融指数实证检验数字金融对电商进村政策乡村创业促进作用的调节效应^[55]。借鉴江艇^[56]的研究,用模型(4)进行调节效应检验,发现仅覆盖广度对电商进村政策的乡镇创业促进作用有微弱正向作用,其他方面都没有对乡村创业发挥作用,传统金融反而对乡村创业起到一定支持作用,这与薛永基的调研结果一致^②。

(四) 空间效应分析

电子商务进村政策推动“县—乡—村”三级物流体系畅通,必然加速商品、信息、人员流动,可能产生更多创业机会,试点县可能比非试点县更有优势,因而可能在乡镇空间尺度上存在试点县政策在县内的创造效应、非试点县到试点县的创业转移效应,以及试点县对非试点县在一定地理阈

值内的空间溢出效应。借鉴曹希广等^[44]、Wang 等^[57]的研究,本文构建空间 DID 模型检验试点县政策的空间效应:

$$townentre_{it} = \beta_0 + \beta_1 ecomm_{jt} + \sum_{l=1}^2 \alpha^l (post_{ijt} \times \sum_{l=1}^2 ring_{ij}^l) + \beta_2 controls_{ijt} + \lambda_i + \lambda_{ct} + \lambda_{c-time} + \varepsilon_{ijct} \quad (6)$$

核心解释变量、被解释变量、控制变量及固定效应控制方法同基准回归模型(1)。处理组和控制组需要重新设定。首先用 ArcGIS 提取每个乡镇质心经纬度,用 GEODESIC 方法计算所有样本乡镇之间的测地线距离^⑤,再将每个样本点对应的最近距离划分为 3 个环 ring1、ring2、ring3,分别对应 0~20 km、20~40 km、40~80 km^⑥,将原控制组样本对应最近距离在 0~20 km、20~40 km(分别对应驾车耗时半小时、一小时空间距离)范围内的乡镇样本设定为新处理组,将 40~80 km 范围内的乡镇样本设定为新控制组,并将新处理组虚拟变量、新控制组虚拟变量分别与试点政策虚拟变量交互,生成每个环对应的 $post_{ijt} \times \sum_{l=1}^2 ring_{ij}^l$ 项,当新处理组样本周围最近乡镇 i 在 t 年是试点县乡镇,则该交互项取值为 1,表明新处理组样本可能受其最近试点县乡镇的空间影响,否则为 0。系数 α^l 即为相应环内样本在 t 年受到最近试点县乡镇政策冲击的平均处理效应。在对应地理阈值范围内,若该系数显著为正,表明试点县政策对非试点县乡镇产生了空间溢出效应;若显著为负,则存在非试点县乡镇创业活动向试点县乡镇的空间转移;若不显著,则表明政策仅对本县乡镇创业活动具有创造效应,对非试点县乡镇既没有虹吸效应,也没有空间溢出。

表 6 汇报了电商进村政策对试点县乡镇及其

② 受篇幅所限,未报告调节效应具体实证结果,作者留存备案。

⑤ 具体是考虑椭球体曲率计算样本在椭球体上的最短路径,找出与每个乡镇最近的乡镇,并计算出两点之间的测地线距离,避免由于地表坡度、地球曲率等原因使用直线距离造成的误差。

⑥ 连接乡镇之间的公路包括两类,即县域之间的三级公路和县域内各个乡镇之间的四级公路,三级公路设计时速为 30~40 km/h,根据交通部发布的《农村公路工程技术标准》,四级公路设计时速为 30 km/h。因此,本文选择 40 km 之内,分析试点县政策对驾车耗时在 1 小时以内的非试点县乡镇样本的空间效应。

周围 40km 范围内的非试点县乡镇创业活动的空间效应。结果均显示,政策仅对试点县乡镇的创业活动产生了显著促进作用,对其周围 0~20 km、20~40 km 范围内的非试点县乡镇的创业活动都没有产生显著效应。第(1)列仅控制乡镇年份双向固定效应,第(2)列加入区县及乡镇控制变量,并控制城市年份交乘固定效应,以减少遗漏变量造成的高估;第(3)列进一步控制城市层面特定时间趋势固定效应,系数稳定在 0.023 3,表明政策仅促进试点县乡镇创业增长了 2.3%,这种促进作用并非来自其他非试点县乡镇的创业转移,也没有对其周围相应地理阈值范围内非试点县乡镇创业产生空间溢出。

表 6 电子商务试点县政策对乡镇创业促进作用的空間效应检验

变量	(1)	(2)	(3)
	townentre	townentre	townentre
<i>ecomm</i>	0.083 0 *** (13.879 7)	0.023 3 *** (3.455 5)	0.023 3 *** (3.453 9)
<i>within_20 km</i>	-0.023 8 (-1.192 9)	-0.036 1 (-1.637 4)	-0.036 1 (-1.636 6)
<i>within_20-40 km</i>	-0.029 0 (-0.354 2)	0.057 7 (0.513 7)	0.057 7 (0.513 4)
<i>Constant</i>	2.463 7 *** (4 702.033 7)	3.222 9 ** (2.533 2)	3.222 9 ** (2.532 1)
<i>Observations</i>	435 344	316 992	316 992
<i>R²</i>	0.849 6	0.882 3	0.882 3
<i>Controls</i>	—	是	是
<i>Town fe</i>	是	是	是
<i>Year fe</i>	是	—	—
<i>City-Year fe</i>	—	是	是
<i>City-Time-Trend fe</i>	—	—	是

六、结论与政策启示

(一)研究结论

本文基于中国镇级面板数据,采用交错 DID 方法,研究了电子商务进农村综合示范县政策对乡村创业的影响。结果显示,这项政策通过提升农村居民数字化应用能力、活跃本地市场交易和降低地理距离对本地市场潜能的约束,对乡村创业产生了促进作用。此外,这项政策促进西部和东北部及农业创业;对高铁开通区县、非国贫县、人力资本水平越高的县、创新水平越高的县所辖乡镇的创业促进作用更大,对人口规模越大、地势

越平坦的乡镇作用更强。传统金融具有正向调节作用,数字普惠金融在支持电商进村政策促进乡村创业方面还有很大作用空间;这项政策效果仅来自对本县乡镇创业活动的创造效应,对周围一定地理阈值范围内的乡镇创业既没有虹吸效应,也没有空间溢出。

(二)政策启示

基于以上,电商扶贫、电商助农是激活乡村活力的有效路径。为此,应继续提升农村居民数字化应用能力,从全产业链视角提高其对农村产品生产运营各环节知识与技能的掌握运用,为实现农村电商高质量发展阶段——“数商兴农”培养更多人才;加强金融支持,注重提升农民数字金融素养;加强电商发展东西协作、原国贫县多学习东部尤其是江浙的先进经验,结合本地特色,优化本地电商发展策略;非试点县乡村产业培育不能抱有搭便车心理,应主动提高自身农村电子商务发展水平,激发本地乡村创业活力。

(三)优势与不足

研究农村问题尤其是基于乡镇层面开展研究最大的桎梏是数据难以获取。本文被解释变量、重要控制变量等尽可能采用空间数据,最大程度减少了统计数据缺失的约束和结果偏误,也最大程度提高了估计精度;在模型方面本文采用较为严格的固定效应控制方法和两种机制检验,最大可能提高了结果的准确性;分析了多维异质性及政策的调节效应、空间效应,全面考察了政策效果。本文尚存在诸多不足。一是数据不够新,未能更好地支持对农村电商发展及其创业效应最新趋势的估计。被解释变量“乡村创业”数据仅截至 2020 年,采用统计数据的变量受新冠疫情影响导致本文估计结果有偏,因此研究仅能截至 2018 年。二是研究不够前沿,未能紧扣农村电商的最新进展。根据《“十四五”电子商务发展规划》,农村电商主要通过“数商兴农”、“互联网+”农产品出村进城等助力乡村振兴,本文研究了农村电商在其规模化发展阶段如何助力乡村创业,但未能

提供在其高质量发展阶段影响乡村创业及新业态培育的经验证据。未来还需要对此进行更广泛的探究。

参考文献:

- [1]林毅夫,王贤青. 新质生产力[M]. 北京:中信出版集团,2024:序言.
- [2]张洪振,李桐林,孔媛,等. 电子商务能够促进乡村特色农业发展吗:基于全国村庄和规模经营农户的经验证据[J]. 世界农业,2024(5):56-68.
- [3]张海霞. 电子商务发展、非农就业转移与农民收入增长[J]. 贵州社会科学,2020(10):126-134.
- [4]邱子迅,周亚虹. 电子商务对农村家庭增收作用的机制分析:基于需求与供给有效对接的微观检验[J]. 中国农村经济,2021(4):36-52.
- [5]李琪,唐跃恒,任小静. 电子商务发展、空间溢出与农民收入增长[J]. 农业技术经济,2019(4):119-131.
- [6]葛颖. 电子商务对农户行为、县域经济发展影响的实证研究:以内蒙古为例[D]. 呼和浩特:内蒙古农业大学经济管理学院,2021:118-134.
- [7]秦芳,谢凯,王剑程. 电子商务发展的创业效应:来自微观家庭数据的证据[J]. 财贸经济,2023(2):154-168.
- [8]马彪,彭超,薛岩,等. 农产品电商会影响我国家庭农场的收入吗?[J]. 统计研究,2021(9):101-113.
- [9]LIU M, MIN S, MA W L, et al. The adoption and impact of E-commerce in rural China: application of an endogenous switching regression model[J]. Journal of rural studies, 2021, 83(4):106-116.
- [10]赵绍阳,周博,周作昂. 电商发展能降低贫困发生率吗:来自电子商务进农村综合示范县的证据[J]. 统计研究,2023(2):89-100.
- [11]唐跃恒,杨其静,李秋芸,等. 电子商务发展与农民增收:基于电子商务进农村综合示范政策的考察[J]. 中国农村经济,2020(6):75-94.
- [12]马彪,张琛,郭军,等. 电子商务会促进农户家庭的消费吗:基于“电子商务进农村综合示范”项目的准自然实验研究[J]. 经济学(季刊),2023(5):1846-1864.
- [13]尹志超,吴子硕. 电商下乡能缩小农村家庭消费不平等吗:基于“电子商务进农村综合示范”政策的准自然实验[J]. 中国农村经济,2024(3):61-85.
- [14]张诚,翁希演. 电子商务进农村综合示范政策实施缩小了农户消费差距吗[J]. 中国农村观察,2024(2):46-68.
- [15]王奇,李涵,赵国昌,等. 农村电子商务服务点、贸易成本与家庭网络消费[J]. 财贸经济,2022(6):128-143.
- [16]潘嗣同,龚教伟,高叙文,等. 电商进村政策实施的就业效应与机制分析[J]. 中国农村经济,2024(4):141-162.
- [17]张琛,马彪,彭超. 农村电子商务发展会促进农村劳动力本地就业吗[J]. 中国农村经济,2023(4):90-107.
- [18]DONG S Y, WANG N, FAN C W, et al. E-commerce and rural women entrepreneurship: based on the quasi-natural experiment of “comprehensive demonstration policy” for e-commerce in rural areas[J]. Economic analysis and policy, 2024, 83:749-765.
- [19]ZHAO Z, LIU R W, WANG Q. Place-based policies and e-commerce development in rural China[J]. China economic review, 2024, 83(2):102085.
- [20]卜洁文,汤龙,赵妍妍,等. 农村发展电子商务能减缓资本与劳动力要素外流吗:以电子商务进农村综合示范政策为例[J]. 金融研究,2023(10):145-164.
- [21]WANG Y H, YANG A X, LI Y Q, et al. Effect of e-commerce popularization on farmland abandonment in rural China: evidence from a large-scale household survey[J]. Land use policy, 2023, 135(12):106958.
- [22]陶涛,樊凯欣,朱子阳. 数字乡村建设与县域产业结构升级:基于电子商务进农村综合示范政策的准自然实验[J]. 中国流通经济,2022(5):3-13.
- [23]王奇,牛耕,赵国昌. 电子商务发展与乡村振兴:中国经验[J]. 世界经济,2021(12):55-75.
- [24]张学良,潘婷. 中国式现代化背景下的中国乡镇实践与发展路径探析[J]. 重庆大学学报(社会科学版),2024(1):1-17.
- [25]方创琳,赵文杰. 新型城镇化及城乡融合发展促进中国式现代化建设[J]. 经济地理,2023(1):10-16.
- [26]薛永基. 农村创业赋能农业强国建设的内在机理与实践进路[R]. 国家治理,2023(2):30-36.
- [27]BU D, LIAO Y. Land property rights and rural enterprise growth: evidence from land titling reform in China[J]. Journal of development economics, 2022, 157(6):102853.
- [28]秦芳,谢凯,王剑程. 电子商务发展的创业效应:来自微观家庭数据的证据[J]. 财贸经济,2023(2):154-168.
- [29]MEI Y, MAO D L, LU Y H, et al. Effects and mechanisms of rural E-commerce clusters on households' entrepreneurship behavior in China[J]. Growth and change, 2020, 51(12):1588-1610.
- [30]ZANG Y Z, HU S G, ZHOU B B, et al. Entrepreneurship

and the formation mechanism of Taobao Villages: implications for sustainable development in rural areas[J]. Journal of rural studies, 2023, 100: 103030.

[31] ZHANG N, YANG W T, KE H Q. Does rural e-commerce drive up incomes for rural residents? evidence from taobao villages in China[J]. Economic analysis and policy, 2024, 82: 976-998.

[32] 周浪. 另一种“资本下乡”: 电商资本嵌入乡村社会的过程与机制[J], 中国农村经济, 2020(12): 35-55.

[33] 涂勤, 曹增栋. 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[J]. 中国农村观察, 2022(6): 163-180.

[34] 林嵩, 谷承应, 斯晓夫, 等. 县域创业活动、农民增收与共同富裕: 基于中国县级数据的实证研究[J]. 经济研究, 2023, 58(3): 40-58.

[35] ZHANG X C, CHEN L, LIU X Y. Does poverty alleviation policy promote rural entrepreneurship? evidence from China's TPA policy[R]. Working paper, 2024: 1-25.

[36] DUVIVIER C, BUSSIERE C. The contingent nature of broadband as an engine for business startups in rural areas[J]. Journal of regional science, 2022, 62(11): 1329-1357.

[37] 张亨溢. 农村公路开通对农民创业的影响研究[D]. 重庆: 西南大学经济管理学院, 2023: 95-115.

[38] 万海远. 城市社区基础设施投资的创业带动作用[J]. 经济研究, 2021(9): 39-55.

[39] 刘修岩, 杜聪, 盛雪绒. 容积率规制与中国城市空间结构[J]. 经济学(季刊), 2022(7): 1447-1466.

[40] 叶文平, 李新春, 陈强远. 流动人口对城市创业活跃度的影响: 机制与证据[J]. 经济研究, 2018(6): 157-170.

[41] 谭词, 杨军, 孙嘉泽. 数字乡村背景下农村电子商务如何提高农业劳动生产率: 基于电子商务进农村综合示范县的准自然实验[J]. 世界农业, 2022(8): 77-89.

[42] 赵涛, 张智, 梁上坤. 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[J]. 管理世界, 2020(10): 65-76.

[43] HECKMAN J J, TODD P. Matching as an econometric evaluation estimator: evidence from evaluating a job training programme[J]. Review of economic studies, 1997(64): 605-654.

[44] 曹希广, 邓敏. 电子商务政策与企业家创业精神[J]. 世界经济, 2024(4): 31-64.

[45] DE CHAISEMARTIN C, D'HAULTFOEUILLE X. Two-way fixed effects estimators with heterogeneous treatment effects[J]. American economic review, 2020, 110(9): 2964-2996.

[46] 刘冲, 沙学康, 张妍. 交错双重差分: 处理效应异质性与估计方法选择[J]. 数量经济技术经济研究, 2022(9): 177-204.

[47] 徐舒, 王貂, 杨汝岱. 国家级贫困县政策的收入分配效应[J]. 经济研究, 2020(4): 134-149.

[48] 乔雪, 袁璐璐, 罗楚亮. 乡村宽带建设与农村劳动力迁移[J]. 中国农村经济, 2023(9): 74-100.

[49] 田野, 叶依婷, 黄进, 等. 数字经济驱动乡村产业振兴的内在机理及实证检验: 基于城乡融合发展的中介效应[J]. 农业经济问题, 2022(10): 84-96.

[50] HARRIS C D. The Market as a factor in the localization of industry in the United States[J]. Annals of the association of American geographers, 1954, 44(4): 315-348.

[51] 张勋, 万广华, 张佳佳, 等. 数字经济、普惠金融与包容性增长[J]. 经济研究, 2019(8): 71-86.

[52] 王筱澍. 数字普惠金融能促进共同富裕吗: 基于创新创业视角的实证分析[J]. 财经理论与实践, 2025, 46(1): 19-26.

[53] 何婧, 李庆海. 数字金融使用与农户创业行为[J]. 中国农村经济, 2019(1): 112-126.

[54] 庄腾跃, 李顾杰, 罗剑朝. 农户数字金融使用决策存在邻里效应吗[J]. 中国农村经济, 2024(8): 125-144.

[55] 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, 19(4): 1401-1418.

[56] 江艇. 因果推断经验研究中的中介效应与调节效应[J]. 中国工业经济, 2022(5): 100-120.

[57] WANG Q, LIU X Y, ZHANG F, et al. Subways and the diffusion of knowledge: evidence from China[J]. China & world economy, 2022, 30: 60-99.

(本文责编: 润 泽)