

# 乡村创新创业推动县域经济增长： 理论逻辑和实证分析

高 静<sup>1,2</sup>, 李 丹<sup>1</sup>, 陈 峰<sup>1</sup>

(1. 西南大学 经济管理学院, 重庆 400715;  
2. 西南大学 乡村振兴战略研究院, 重庆 400715)



**摘 要** 鼓励乡村创新创业发展, 充分激发乡村双创活力, 将为推动县域经济增长提供充足内生动能和重要发展机遇。利用浙大卡特一企研团队 2023 年公布的“乡村创新创业指数”, 基于中国 2014—2021 年 1836 个县域平衡面板数据, 实证考察乡村创新创业对县域经济增长的影响效应及作用机理。结果表明: (1) 乡村创新创业能够显著推动县域经济增长。乡村创新创业水平每提高 1%, 推动县域 GDP 增加 4%; (2) 在劳动力流出地区、实体金融和数字普惠金融服务较好的地区以及乡村振兴战略实施以来, 推动作用更为显著; (3) 机理检验表明, 乡村创新创业主要通过促进高质量充分就业、激发消费活力和推进产业结构升级推动县域经济增长; (4) 乡村创新创业对县域经济增长的影响存在门槛效应, 当政府介入力度维持在合理区间时, 推动作用才能得到充分发挥; (5) 进一步分析发现, 乡村创新创业还能够通过促进产业均衡发展、区域绿色低碳, 推动县域经济高质量发展。因此应进一步支持乡村创新创业融合发展, 以就业、消费和产业结构升级为重点, 以提升政务服务效率、推进有为政府建设为保障, 为县域经济增长乃至高质量发展凝聚充足动力。

**关键词** 乡村创新创业; 经济增长; 高质量发展; 县域经济

**中图分类号**: F320.3 **文献标识码**: A **文章编号**: 1008-3456(2025)01-0079-15

**DOI 编码**: 10.13300/j.cnki.hnwkxb.2025.01.008

县域经济历来是整个国家最有活力的经济单元, 构成了中国经济的微观基础, 在中国式现代化建设中占据重要地位。党的二十届三中全会指出, 推动城乡融合发展, 县域是主阵地和着力点, 因势利导培育县域经济新的增长点将是促进城乡融合发展的重要举措。然而, 由于县域多分布广、禀赋差异大、单体经济量小, 在经济增长中普遍面临就业机会不足<sup>[1]</sup>、消费活力不强<sup>[2]</sup>、产业结构层级不高<sup>[3]</sup>等现实困境。再加上当前经济下行压力, 工业化、城镇化可持续增长动力不强, 财政、民生保障不足, 缺乏强劲的内生动能。

习近平总书记指出, “创新是引领发展的第一动力”。党的十八大以来, 中国政府积极推动创新与创业融合发展, 对推动新旧动能转换和经济结构升级、扩大就业和改善民生、实现机会公平发挥了重要作用, 为促进经济增长提供了有力支撑<sup>①</sup>。乡村作为县域发展的重要支撑点, 承载着百姓的烟火生活和千百年来发家致富的朴素愿望, 天然成为创新创业的热土。农业农村部统计数据显示, 截至 2022 年底, 中国已建成农村双创示范园 1096 个, 返乡入乡创业人员数量累计达 1220 万人, 带动乡村就业超过 3400 万人<sup>②</sup>, 乡村创新创业势头正劲, 已然成为稳定就业、保障民生、推动经济增长的重要力

收稿日期: 2024-04-17

基金项目: 国家社会科学基金项目“返乡创业赋能乡村产业振兴的长效机制与政策研究”(21BGL078); 西南大学“创新研究 2035 先导计划”(SWUPilotPlan026)。

① 资料来源于《国务院关于推动创新创业高质量发展打造“双创”升级版的意见》, [https://www.gov.cn/zhengce/content/2018-09/26/content\\_5325472.htm](https://www.gov.cn/zhengce/content/2018-09/26/content_5325472.htm)。

② 资料来源于光明网, [https://politics.gmw.cn/2023-02/17/content\\_36372410.htm](https://politics.gmw.cn/2023-02/17/content_36372410.htm)。

量。在此背景下,深入探讨乡村创新创业“能否”“如何”“何种程度上”推动县域经济增长,对于推动乡村振兴和城乡融合发展并进而具有重要意义。

从改革开放初期的“个体户”、20世纪90年代的乡镇企业、21世纪初金融危机下的农民工返乡创业,到乡村振兴战略以来国家设立的农村创新创业典型示范县,乡村创新创业活动与中国发展紧密相连。张茂林<sup>[4]</sup>、王玉西等<sup>[5]</sup>发现,在早期农民工返乡创业能够加速人才回流,带来了经济资本、先进技术和现代化思想观念,有利于打破制约地方经济增长的要素瓶颈。陈剑波研究发现以创办乡镇企业为主体的乡村创业活动能够显著带动当地经济增长、收入增加和社会福利改善<sup>[6]</sup>。进入新时代,新技术的涌现和国家重大战略的部署,推动乡村创新创业活动蓬勃发展,返乡入乡创新创业规模不断扩大、主体类型多元、业态更为丰富。黄祖辉等<sup>[7]</sup>、魏滨辉等<sup>[8]</sup>和郭东等<sup>[9]</sup>利用双重差分法,检验了政府支持下的农民工返乡创业活动对于县域经济发展、产业结构转型升级以及缩差共富的积极作用;王轶等则利用农业企业微观数据,实证检验了返乡创业对农民农村共同富裕的重要贡献<sup>[10]</sup>。此外,还有研究从环境和资源利用角度出发,证实了乡村创业活动有利于高效利用资源<sup>[11]</sup>、促进碳减排<sup>[12]</sup>,推动县域经济增长方式转变,实现可持续发展。多数研究认为乡村创新创业活动能够推动县域经济增长,但也有部分学者持相左观点。肖翔尹等通过访谈,发现了由于意识观念、城乡文化等存在显著差异,农民工返乡创业活动可能会受到外界环境阻碍,从而制约其推动经济增长的效能发挥<sup>[13]</sup>;蒲晓轩等则认为由于本土农村创业主体的个体素质整体较低,难以利用电子商务等先进网络化平台展示自己的产品,在一定程度上制约农村创业主体的生产效率提升<sup>[14]</sup>。

上述文献积极关注乡村创业尤其是返乡创业对于县域经济的影响,为本文的研究提供了坚实基础,但仍存在以下研究空间:一是研究内容上,对乡村创新以及乡村创新创业融合发展作用的关注不足;二是理论框架上,乡村创新创业如何推动县域经济增长的黑箱尚未明晰,作用机制有待进一步解析;三是研究方法上,主要根据某一政策实施节点,采用政策评估法揭示政策实施的节点效应,未能准确揭示乡村创新创业推动县域经济增长的动态效应和全貌;四是研究数据上,缺乏一套系统反映中国乡村创新创业发展实际的数据。

鉴于此,本文将尝试从以下三个方面做出贡献:一是拓展研究内容。从县域经济增长面临的困境及乡村创新创业蓬勃发展的事实出发,考察乡村创新创业对县域经济增长的影响,并进一步分析对县域经济高质量发展的作用。二是拓展分析框架。从高质量充分就业、消费活力以及产业结构升级三个方面分析乡村创新创业推动县域经济增长的作用机理,并考察政府介入力度如何影响乡村创新创业的经济增长效应,为推动县域经济增长提供新思路。三是充实数据支撑。采用浙大卡特一企研乡村产业研究团队2023年最新公布的乡村创新创业指数,利用大容量样本精确量化并系统性地实证检验乡村创新创业对县域经济增长的影响,确保研究结论的科学性和可靠性。

## 一、理论分析与研究假说

熊彼得和罗默均指出创新是推动经济增长的根本动力。推动创新,企业家是主体。企业家的创业活动能够检验创新的价值,创业活动的持续推进需要创新动力作为支撑。因此,创新与创业有机交融,推动经济快速增长。当前,全面推进乡村振兴的战略布局为乡村创新创业提供了更广阔的发展空间。乡村创新创业的主体是人,回流的人才将他们的知识、技能和创新思维转化为推动乡村发展的实际动力,激活了乡村发展的潜力。乡村创新创业活动促进了城乡要素的有机融合,吸引城市科技、资本等要素向县域下沉,推动传统产业向现代化转型,同时也培育了文旅康养、生态体验等新兴产业和新业态<sup>[15]</sup>,为当地提供更多更高质量的就近就业机会<sup>[16]</sup>、创设更多消费新场景<sup>[17]</sup>,为推动县域经济增长发挥重要作用。数据测算显示,2014—2021年间中国乡村创新创业水平增长91.8%,年均增长9.7%,乡村创新创业的持续健康发展为区域经济增长提供了不竭动力<sup>[18]</sup>。

### 1. 乡村创新创业推动县域经济增长:作用机理

(1)就业效应。即乡村创新创业能够促进高质量充分就业。凯恩斯指出,实现充分就业是推动

经济增长的重要动力。就业是民生之本,充分就业能够提供稳定的收入来源,增加居民收入,从而推动经济增长。当前,充分就业主要是指就业数量的合理增加和就业质量的持续提升,是高质量的充分就业<sup>①</sup>。第一,从就业数量看。乡村创新创业以涉农为主,农业产业体系创新培育了种养大户、家庭农场等产业带头人,市场主体的增加能够创造出大量就业岗位需求,为外出返乡农民工和当地剩余劳动力提供就近就业机会<sup>[19]</sup>。此外,推进乡村创新创业,政府投入了大量基础设施建设项目,通过“以工代赈”“以工代补”等准公益性方式为低技能群体带来了更多非农领域的就业机会。第二,从就业质量看。就业质量的提升主要体现在劳动者报酬增加和就业环境改善等方面<sup>[20]</sup>。乡村创新创业带动了生产设施、交通物流以及涉农型新型基础设施的改善,将以往“面朝黄土背朝天”的生产环境改善为清洁化、智能化的新型生产环境,提高了劳动者的就业舒适度;同时,数字技术、农旅融合培育的新业态创造了农业数据分析师、电商直播员、民宿管家以及视频剪辑师等专业化、职业化的就业岗位,提高了劳动者的报酬。进一步地,高质量的就业机会能够吸引更多青年人才返乡入乡,形成人才回流与乡村创新创业的良性循环。如四川省金堂县,以乡村创新创业为重要抓手,打造乡村IP,创造了大量本土高质量的就业岗位,吸引了外出人才回流,显著推动了当地经济增长。截至2022年初,金堂县创新创业产值达80亿元,带动26万余人就业,拉动GDP增长1.3个百分点<sup>②</sup>。

(2)消费效应。即乡村创新创业能够激发消费活力。马克思的消费理论阐述了消费在经济增长过程中的重要地位。消费作为推动经济增长的“三驾马车”之一,在当前投资、出口相对疲软的情况下,已成为畅通经济循环的关键和推动经济发展的重要引擎<sup>[21]</sup>。尤其在县乡地区,消费需求旺盛,提质扩容的潜力亟待挖掘。第一,从消费总量看。相比工薪群体,从事创新创业的主体具有更高的刚性社交需求。如经营洽谈、餐饮接待、交通通信、家庭教育和医疗健康等<sup>[22]</sup>。能够直接带动当地消费总量增加,拉动经济增长。第二,从消费质量看。消费质量的提升主要体现在消费品类更加多元、消费结构更加优化以及区域消费共享能力不断提升等方面。乡村创新创业主体多有非农领域的生活经验,培育了敏锐的市场洞察力。这些主体瞄准消费者对绿色、文化、互动体验的新需求,选择在文旅康养、农耕体验、生态农产品等领域开展生产经营活动<sup>[23]</sup>,从而为消费者提供品质化、定制化的消费产品,促进消费选择多样化,增强消费体验感。此外,数智技术驱动下的数字创新创业活动蓬勃发展,涌现出一批“电商村”“数字村”和“淘宝村”。这些地区依托当地特色产业,借助现代网络技术,通过直播带货、电商直销等新型营销方式,有效对接了市场供需,畅通了区域间的消费渠道,促进优质产品“走出去”。既创造了大量的经济效益,推动当地经济增长,更加速了全国统一大市场的构建<sup>[24]</sup>。如浙江省安吉县,立足县域发展实际,积极探索农村电商发展新模式,成功将安吉白茶、安吉核桃等特色产品推向全国市场,显著推动了当地经济增长。截至2023年底,安吉县电商网络零售额达220亿元,跨境电商出口额达68亿元<sup>③</sup>。

(3)产业效应。即乡村创新创业能够推进产业结构升级。钱纳里的工业化阶段理论阐释了产业结构升级是推动经济持续增长的重要动力。尤其在县乡地区,产业结构升级红利对县域经济增长的贡献达到了24.35%<sup>[25]</sup>。产业结构升级主要表现为以第一产业为主逐渐转向以第二产业和第三产业为主的演进过程,不仅要改造提升传统产业,更要发展壮大新兴产业。第一,从改造提升传统产业看。乡村创新创业培育了农民合作社、家庭农场、科技型龙头企业等新型经营主体,这些主体引入现代信息技术、生物技术等先进科技手段开展生产经营活动,重塑了传统农业生产经营模式,推动其产业体系、生产体系、经营体系改造升级<sup>[7]</sup>,也拉动了现代农机装备产业和智能化的农业社会服务产业发展。第二,从发展壮大新兴产业看。从事乡村创新创业的主体往往更具有创新精神,会积极引入先进数智技术和新型经营理念,与传统产业交织融合,培育了健康食品加工、有机质农业、农货直播等新产业和新业态<sup>[26]</sup>,激发了县域经济增长活力。农业农村部统计数据显示,超过85%的乡村创新

① 资料来源于《中共中央 国务院关于实施就业优先战略促进高质量充分就业的意见》, [https://www.gov.cn/zhengce/202409/content\\_6976469.htm](https://www.gov.cn/zhengce/202409/content_6976469.htm)。

② 资料来源于人民网, <http://finance.people.com.cn/n1/2022/1111/c445573-32564139.html>。

③ 资料来源于安吉县人民政府, [https://www.anji.gov.cn/art/2024/1/26/art\\_1229211475\\_58921307.html](https://www.anji.gov.cn/art/2024/1/26/art_1229211475_58921307.html)。



创业项目涉及一、二、三产业融合,充分融入了新兴时尚元素和现代产业要素,推动了农业延链拓链、提质增效,培育了农村电商、农旅研学等新兴业态<sup>①</sup>。同时,新产业和新业态的不断发展还有利于形成产业集群,产生规模效应,夯实县域经济增长的持久动力。如重庆秀山县的农产品电商和湖南安化县的中药材健康加工产业基地,都是以乡村创新创业活动为重要抓手,立足资源禀赋,通过构建“多元一体、上下联动”的发展模式,打造特色产业集群,显著推动了当地经济增长。

## 2. 乡村创新创业推动县域经济增长:政府介入力度的门槛效应

发挥乡村创新创业对县域经济增长的推动作用需要一定的外部支撑,而政府介入是不可或缺的关键力量。然而,政府介入对于乡村创新创业的影响并非单一的促进作用,而是呈现出复杂的非线性关系。已有研究也从理论和数理两个层面验证了政府介入对创新创业活动的双重影响<sup>[27-28]</sup>。一方面,当政府介入力度处在合理区间时,政府作为创新创业活动的有效引导者和监管者,能够通过科学规划、财税优惠、政务服务优化等措施,为乡村创新创业营造良好的环境,激发市场主体的活力。有助于降低创新创业主体的初期成本,加速科技成果的转化应用,推动传统产业改造升级,培育壮大新兴产业,从而创造新的经济增长点。另一方面,当政府介入力度超过了一定限度时,其对乡村创新创业的正效应会逐渐减弱,甚至可能产生负面效应。过度的政府干预可能使得部分创新创业主体依赖政策扶持和财政补贴,出现盲目复制、恶性竞争等情况,导致“僵尸企业”和“政策套利”等现象的出现。不仅会消耗大量公共资源,降低资源配置效率,不利于自主经营能力和核心竞争力的培育,还会抑制创新精神和市场活力。长此以往,县域经济增长将面临结构性失衡和动力不足的问题,发展不平衡不充分的困境无法得到有效缓解<sup>[29]</sup>。

基于以上分析,提出本文的研究假说:

H<sub>1</sub>: 乡村创新创业能够推动县域经济增长。

H<sub>2</sub>: 乡村创新创业能够通过促进高质量充分就业、激发消费活力和推进产业结构升级推动县域经济增长。

H<sub>3</sub>: 只有政府介入力度维持在合理区间时,乡村创新创业的经济增长效应才能得到充分发挥。

本文的理论分析框架见图1。

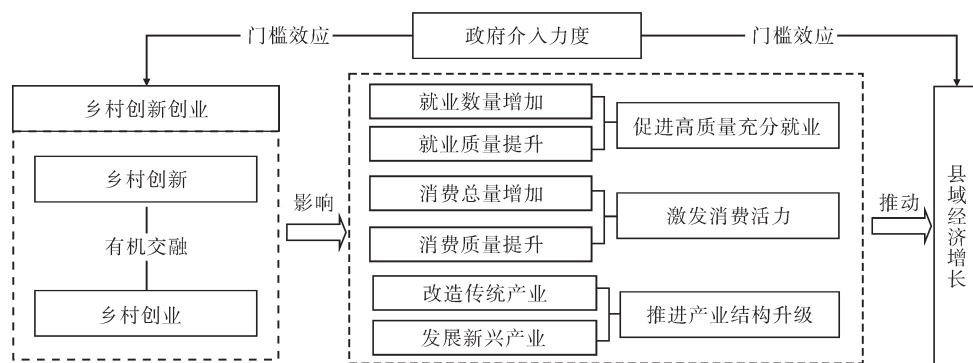


图1 理论分析框架

## 二、研究设计

### 1. 模型设计

为精准识别乡村创新创业对县域经济增长的影响,本文使用2014—2021年中国28个省(自治区、直辖市)1836个县的平衡面板数据进行分析<sup>②</sup>。由于乡村创新创业对县域经济增长的影响存在个体和时间差异,构建了双向固定效应模型作为基准回归模型,见式(1):

① 资料来源于农业农村部, <http://www.moa.gov.cn/xw/zwtd/201912/t201912276333997.htm>。

② 为了确保数据支撑的针对性、完整性和真实性,本文剔除了来自北京市、天津市、上海市、香港特别行政区和澳门特别行政区的样本。

$$JJZZ_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 CXC Y_{it} + \sum \gamma C_{it} + v_t + \mu_i + \epsilon_{it} \quad (1)$$

在式(1)中, $i$ 代表县域个体, $t$ 代表年份, $JJZZ_{it}$ 代表县域经济增长, $CXC Y_{it}$ 代表乡村创新创业, $C_{it}$ 是代表可能影响被解释变量的控制变量的集合, $v_t$ 和 $\mu_i$ 分别代表年固定效应和县固定效应, $\epsilon_{it}$ 代表随机扰动项。

为探究乡村创新创业推动县域经济增长的作用机理,本文借鉴了江艇<sup>[30]</sup>的研究构建如下模型进行检验,表达见式(2)、式(3):

$$JLBL_{it} = \lambda_0 + \lambda_1 CXC Y_{it} + \sum \gamma C_{it} + v_t + \mu_i + \epsilon_{it} \quad (2)$$

$$JJZZ_{it} = \omega_0 + \omega_1 CXC Y_{it} + \omega_2 JLBL_{it} + \sum \gamma C_{it} + v_t + \mu_i + \epsilon_{it} \quad (3)$$

在式(2)、式(3)中, $JLBL_{it}$ 代表高质量充分就业、消费活力以及产业结构升级的变量集合,其余变量与基准回归模型一致。

进一步地,为识别政府介入力度的门槛效应,本文参考 Hansen<sup>[31]</sup>的研究,首先构建单门槛模型,表达见式(4):

$$JJZZ_{it} = \beta_0 + \beta_1 CXC Y_{it}(q_{it} \leq \gamma_1) + \beta_2 CXC Y_{it}(q_{it} > \gamma_1) + \sum \gamma C_{it} + v_t + \mu_i + \epsilon_{it} \quad (4)$$

在式(4)中, $q_{it}$ 代表门槛变量,其余变量与基准回归模型一致。识别出单个门槛值后,需要进一步构造双门槛、三门槛模型以检验是否存在两个及以上门槛值,双门槛模型表达见式(5):

$$JJZZ_{it} = \beta_0 + \beta_1 CXC Y_{it}(q_{it} \leq \gamma_1) + \beta_2 CXC Y_{it}(\gamma_1 < q_{it} \leq \gamma_2) + \beta_3 CXC Y_{it}(q_{it} > \gamma_2) + \sum \gamma C_{it} + v_t + \mu_i + \epsilon_{it} \quad (5)$$

在式(5)中, $\gamma_1$ 代表了第一个门槛, $\gamma_2$ 代表了第二个门槛值,其余变量与基准回归模型一致。

## 2. 变量界定与数据来源

(1)变量界定。被解释变量。被解释变量是县域经济增长,本文参考张国建等<sup>[32]</sup>的研究,选取各县当年GDP作为县域经济增长的表征变量。同时,借鉴韦欣等<sup>[33]</sup>的做法,选取区域面积生产总值作为参照变量。具体而言,利用各县当年GDP比上区域面积来衡量。

核心解释变量。核心解释变量为乡村创新创业,本文参考阮建青等<sup>[34]</sup>的研究,利用浙大卡特—企研乡村产业研究团队2023年公布的“中国乡村创新创业指数”来衡量。该指标体系结合乡村创新创业实际,从“乡村创新”和“乡村创业”两个维度进行衡量,其中“乡村创新”包含了技术创新、品牌创新、绿色创新、数字创新4个二级指标;“乡村创业”包含了农业及相关产业创业、农民合作社创业、家庭农场创业3个二级指标,最终形成了涵盖21个指标的乡村创新创业测量体系,具有良好的可信性和代表性。

机理变量。根据理论分析,乡村创新创业能够通过就业效应、消费效应和产业效应三条路径推动县域经济增长。据此,本文引入高质量充分就业、消费活力和产业结构升级3个机理变量进行分析。其中,高质量充分就业从就业数量和就业质量两个维度利用熵值法构建指标:就业数量利用各县当年年末第二产业和第三产业从业人员数量的总和来衡量;就业质量分别利用各县当年年末第二、三产业从业人员数量与年末总人口之比、城镇新增就业人数与乡村新增就业人数之比、城镇居民人均可支配收入以及农村居民人均可支配收入来衡量。消费活力从消费总量和消费质量两个维度利用熵值法构建指标:消费总量参考罗明忠等<sup>[8]</sup>的研究,利用各县当年社会消费品零售总额来衡量;消费质量利用各县当年社会消费品零售总额与全国当年消费品零售总额之比来衡量。产业结构升级则参考袁航等<sup>[35]</sup>的研究,利用各县当年的产业结构升级系数来衡量。计算方法见式(6):

$$ISU = \sum_{f=1}^3 q_f \times f = q_1 \times 1 + q_2 \times 2 + q_3 \times 3 \quad (6)$$

在式(6)中, $q_f$ 代表各县第 $f$ 产业的增加值占地区生产总值的比重,系数值越大,意味着产业的发展越高级,表明该地区的产业结构升级水平越高,其余变量与基准回归模型一致。

门槛变量。本文选取政府介入力度作为门槛变量,参考吕冰洋等<sup>[36]</sup>的做法,利用各县当年财政一般预算支出与GDP的比值来衡量。

控制变量。考虑到县域经济增长还会受到宏观层面的制度调控、社会发展等因素影响。本文对一系列可能存在的潜在影响因素进行了控制,控制变量包括:区域面积,利用各县当年的区域面积数值来衡量;人口数量,利用各县当年年末人口总数来衡量;通信设施普及程度,利用各县当年固定电话用户数与年末总户数之比来衡量;对外开放程度,利用各县当年实际利用的外资数额来衡量;工业发展程度,利用各县当年所拥有的工业企业数量来衡量;经济集聚程度,利用各县当年第二、三产业增加值与区域面积之比来衡量。

考虑到数据之间的差异过大可能导致样本离散程度存在偏误,为了降低其对回归结果的影响,本文对标准差偏大的连续变量进行标准化处理。

(2)数据来源。本文使用了2015—2022年各地区《县域统计年鉴》的公开数据、浙江大学企研—卡特团队发布的“中国乡村创新创业指数”以及北京大学发布的“数字普惠金融指数”<sup>①</sup>。经过整理,最终得到14688个观察值。对于一些缺失的变量,使用线性插值和回归填补的方法进行补充。本文使用的变量名称、说明与描述性统计见表1。

表1 变量的描述性统计结果				N=14688
变量	变量说明	平均数	标准差	
县域经济增长	各县当年GDP,标准化	0.748	1.000	
	各县当年GDP/区域面积	0.624	0.889	
乡村创新创业	乡村创新创业指数,标准化	2.735	1.021	
区域面积	各县当年区域面积值,标准化	0.426	1.000	
人口数量	各县当年年末总人口,标准化	1.299	1.004	
通信设施普及程度	各县当年固定电话用户数/年末总户数,标准化	0.028	1.000	
对外开放程度	各县当年实际利用的外资数额,标准化	0.017	1.000	
工业发展程度	各县当年所拥有的工业企业数量,标准化	0.604	1.000	
经济集聚程度	各县当年第二、三产业增加值之和/区域面积,标准化	0.766	1.702	
高质量充分就业	利用各县当年就业数量和就业质量构建的指标	0.129	0.075	
消费活力	利用各县当年消费总量和消费质量构建的指标	0.155	0.105	
产业结构升级	各县当年产业结构升级系数	2.217	0.169	
政府介入力度	各县当年财政一般预算支出/各县当年GDP	0.355	0.377	

三、基准回归结果及分析

1. 基准回归分析

乡村创新创业对县域经济增长影响的基准回归结果详见表2。表2(1)列、(3)列未考虑控制变量,回归结果表明,乡村创新创业变量在1%的显著性水平下为正,系数分别为0.050、0.043。表2(2)列、(4)列汇报了添加控制变量的估计结果,乡村创新创业变量在1%的显著性水平下为正,系数为0.040、0.035,这意味着在控制了可能影响因素后,乡村创新创业水平每提高1.0个百分点,对县域经济增长的推动作用分别为4.0、3.5个百分点。总体而言,乡村创新创业能够显著推动县域经济增长。假说H<sub>1</sub>得到充分验证。

2. 内生性讨论

为了解决可能存在的反向因果、选择性偏差、遗漏变量内生性问题,本文采取四种方法进行处理。

(1)工具变量法。乡村创新创业对于县域经济增长的推动作用已得到验证,同时县域经济增长也为乡村创新创业拓展了空间,二者之间可能存在互为因果的内生性问题,本文利用工具变量法进

① 本文所使用的数字普惠金融数据来源于北京大学数字金融研究中心, <https://idf.pku.edu.cn/yjcg/zsbq/513800.htm>。

行处理。参照陈斌开等<sup>[37]</sup>的研究,利用“宗族文化”构建乡村创新创业的工具变量。已有研究多利用族谱数量来衡量宗族文化,考虑到县域族谱数量不可获取,参考张川川等<sup>[38]</sup>的做法,利用“该县所在地区在宋朝经历战争的次数”<sup>①</sup>来衡量。当代宗族文化的发展格局与历史上世家大族的迁徙有着密切联系,中国古代历史的最近一次大规模世家大族迁移主要发生在宋代,源于频繁的战争。因此,选取该变量作为“宗族文化”的代理变量具有合理性。宗族文化对于创新创业精神的促进作用已得到学界的充分论证,同时其作为一种无形的精神力量不会对县域经济增长产生直接影响,满足相关性和排他性要求。因此,选取宗族文化作为处理内生性问题的工具变量有其合理性。考虑到在宋朝经历战争的次数是非时变的历史变量,将其与历年的全国乡村创新创业总指数交乘构造工具变量,并采用2SLS法进行回归。结果如表3(1)列、(2)列所示。在第一阶段,工具变量与乡村创新创业呈高度正相关; $F$ 值=25.83>10,证明不存在弱工具变量的问题; $P$ 值=0.000<0.1,证明不存在工具变量识别不足。在第二阶段,乡村创新创业仍然在1%的水平上显著推动县域经济增长。说明在控制了可能存在的内生性问题后。本文的基准回归结论仍然成立。

(2)准自然实验。为进一步缓解内生性问题,本文利用2016年以来中国分三批开展的返乡创业试点政策作为外生冲击,构建多时点双重差分模型进行检验,模型见式(7):

$$JJZZ_{it}=\theta_0+\theta_1Policy_{it}+\sum\gamma C_{it}+v_i+\mu_t+\epsilon_{it}$$

(7)

在式(7)中, $Policy_{it}$ 表示*i*县在*t*年是否为返乡创业试点县,其余变量与基准回归模型一致。

表3(3)列的回归结果表明,返乡创业试点政策十分显著地推动了县域经济增长,并且通过了平行趋势检验见图2,证实了本文基准回归结果是真实可靠的。

(3)PSM法。PSM方法能够有效缓解样本的选择偏差问题。首先,将乡村创新创业指数按照平均值划分,当指数高于平均值赋值为1,反之赋值为0。接着,计算地区参与乡村创新创业的倾向得分值,并参考Rosenbaum等<sup>[39]</sup>的做法,采用主流的最近邻半径匹配、核匹配两种匹配策略,检验乡村创新创业带来的县域经济增长效应。表3(4)列、(5)列的回归结果表明,无论采用哪种匹配方法,乡村创新创业对于县域经济增长的影响都是显著为正的,进一步证实了基准回归结果的稳健性。

表2 基准回归结果		N=14688			
变量	县域经济增长				
	(1)	(2)	(3)	(4)	
乡村创新创业	0.050*** (0.008)	0.040*** (0.006)	0.043*** (0.007)	0.035*** (0.006)	
区域面积		-0.003 (0.013)		-0.007 (0.010)	
人口数量		0.059 (0.059)		0.067 (0.054)	
通信设施普及程度		-0.000 (0.000)		-0.000 (0.000)	
对外开放程度		-0.008*** (0.001)		-0.007*** (0.001)	
工业发展程度		0.449*** (0.069)		0.392*** (0.063)	
经济集聚程度		0.001 (0.001)		0.001 (0.001)	
常数项	0.503*** (0.021)	0.174*** (0.113)	0.413*** (0.019)	0.106*** (0.104)	
县及年固定效应	已控制	已控制	已控制	已控制	
拟合优度	0.202	0.353	0.194	0.350	

注: \*、\*\*、\*\*\*分别表示在10%、5%、1%水平上显著;括号内为县域层面的聚类稳健标准误。下同。

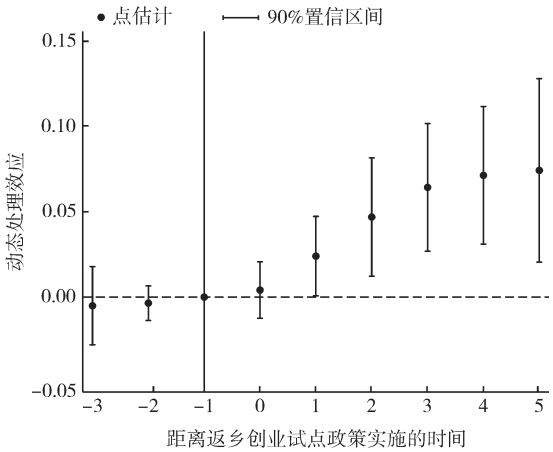


图2 平行趋势检验

① “该县所在地区在宋朝经历战争的次数”手动整理自《中国历代天灾人祸表》。



(4)Oster 边界检验法。遗漏变量是模型设定的常见问题,参考 Hailemariam 等<sup>[40]</sup>的研究方法,以评估是否由于遗漏变量而引起的内生性问题显著存在。具体步骤如下:第一步,根据基准回归模型分别确定在不加控制变量和加入控制变量的系数,以及与之对应的  $R_1^2$ 、 $R_2^2$ ;第二步,根据公式确定  $R_{MAX}^2$ ;第三步,求得  $\delta=1.385>1$ ,可以判断出遗漏变量对回归结论的影响是微弱的。

3. 稳健性检验

(1)替换被解释变量。经济发展水平最直接的衡量指标是地区生产总值。除此之外,财政收入也是衡量经济发展的重要标识<sup>[41]</sup>。为了多元刻画县域经济增长,本文选取各县当年财政一般预算收入来替换各县当年 GDP 作为被解释变量。表4(1)列的回归结果表明,在对被解释变量进行替换后,乡村创新创业仍然对县域经济增长产生了显著的推动作用,这表明本文的结论是稳健的。

(2)剔除贫困县样本。本文的样本中涵盖了原国家级贫困县,考虑到贫困县的经济发展状况与非贫困县相比差异显著,且贫困县地区的乡村创新创业水平会受到国家相关政策的倾斜,这部分样本可能会影响回归结果的有效性。因此,将样本中的贫困县剔除后再次进行回归。表4(2)列的回归结果表明,乡村创新创业对于县域经济增长的影响系数仍然显著为正,进一步说明研究结果的稳健性。

(3)降低外部冲击干扰。考虑到新冠疫情对中国经济造成了严重冲击。为了降低这一外部冲击干扰,本文剔除疫情发生的2020、2021两年数据后进行回归。表4(3)列的回归结果表明,回归结果显著为正,证实了乡村创新创业推动县域经济增长的作用是持久的,不受短期重大公共事件的影响。

(4)缩尾处理。为了避免极端值对回归结果的影响,本文对被解释变量分别进行了1%和5%水平的缩尾处理。表4(4)列、(5)列的回归结果表明,乡村创新创业仍然对县域经济增长具有显著的推动效应,再次证明了实证结果具有良好的稳健性。

(5)考虑时间趋势差异。考虑到宏观经济的波动,乡村创新创业推动县域经济增长的作用因时而异,本文参考龚斌磊等<sup>[42]</sup>的研究方法,在基准回归模型设定上进一步考虑了时间差异影响。表4

表 3 内生性讨论结果

变量	乡村创新创业		县域经济增长		
	工具变量法		准自然实验	最近邻半径匹配法	核匹配法
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
工具变量	0.000*** (0.000)				
乡村创新创业		0.550*** (0.158)		0.041*** (0.006)	0.040*** (0.006)
返乡创业试点政策			0.045** (0.019)		
控制变量	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制
县及年固定效应	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制
一阶段 F 值	25.83				
LMP 值		0.000			
拟合优度		-0.900	0.349	0.354	0.353
观察值	14688	14688	14688	14659	14652

表 4 稳健性检验结果

变量	县域经济增长						
	(1) 替换被解释变量	(2) 剔除贫困县样本	(3) 降低外部冲击干扰	(4) 缩尾处理 1	(5) 缩尾处理 2	(6) 考虑时间趋势差异	(7) 滞后两期解释变量
乡村创新创业	0.043*** (0.007)	0.055*** (0.011)	0.037*** (0.006)	0.027*** (0.005)	0.014*** (0.004)	0.008* (0.005)	
乡村创新创业滞后两期							0.026*** (0.006)
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
县及年固定效应	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制
拟合优度	0.142	0.181	0.248	0.317	0.327	0.620	0.358
观察值	14688	8600	11016	14688	14688	14688	11016



(6)列的回归结果表明,在加入了时间趋势差异项后,乡村创新创业仍然较为显著地推动县域经济增长。

(6)滞后两期解释变量。考虑到乡村创新创业成效显现的滞后性,本文将乡村创新创业滞后两期重新回归。表4(7)列的回归结果表明,乡村创新创业仍然在1%的水平上显著推动县域经济增长。进一步证实了本文研究结论是稳健可靠的。

4. 异质性分析

(1)劳动力流动异质性。劳动力流动是影响区域经济发展的重要因素,为了检验乡村创新创业推动县域经济增长是否存在劳动力流动上的分异性,本文首先利用公式“(各县当年年末人口-各县户籍人口)/各县户籍人口”计算出每个县的劳动力流动率,并将乡村创新创业与劳动力流动率进行交乘后纳入基准回归模型。其次,根据劳动力流动情况划分样本,若大于等于0,视为劳动力流入;反之,视为劳动力流出。考虑到劳动力流动情况可能不是固定的,若该地劳动力流入情况持续时间大于4年(样本期为8年),均赋值为1,视为劳动力流入县;反之,均赋值为0,视为劳动力流出县。表5(1)列、(2)列、(3)列的回归

变量	县域经济增长		
	(1)	(2)	(3)
	全样本	劳动力流入县	劳动力流出县
乡村创新创业	0.042*** (0.031)	0.026*** (0.009)	0.042*** (0.008)
乡村创新创业× 劳动力流动率	0.036*** (0.010)		
劳动力流动率	-0.114*** (0.031)		
控制变量	已控制	已控制	已控制
县及年固定效应	已控制	已控制	已控制
拟合优度	0.354	0.413	0.367
观察值	14688	5584	9104
Chow P值		0.080*	

结果表明,一是劳动力流动会对乡村创新创业推动县域经济增长的效能产生影响。二是在劳动力流出县,推动作用更为显著。可能原因是,劳动力流出县的居民主要前往经济更为发达的地区寻求就业机会,在中国支持返乡入乡创业政策的引导下,这类群体返乡入乡从事创新创业活动,利用在发达地区积累的先进技术和管理经验撬动本土资源资产,由此培育的新产业、新业态成为当地县域经济增长的新动能。进一步利用Chow检验组间是否存在差异,并在分组回归表中报告系数差异P值。可以看出组间P值=0.080,在10%的显著性水平上具有统计学意义,表明组间差异明显。

(2)乡村振兴战略异质性。在中国,政策支持是经济增长的重要支撑。2017年,党的十九大提出了乡村振兴战略,为推动乡村创新创业发展提供了强大的政策动力。基于此,将整体样本划分为提出乡村振兴战略前和提出乡村振兴战略后两个时间子样本,以探究乡村振兴战略能否提升乡村创新创业推动县域经济增长的效能。表6的回归结果表明,在乡村振兴战略提出后,乡村创新创业推动县域经济增长的效能更强。这是因为,中国在“三农”领域的重大战略布局,为乡村乃至县域的发展提供了充足政策红利,调动了各类主体参与乡村创新创业的激情。进一步利用Chow检验组间是否存在差异,并在分组回归表中报告系数差异P值。可以看出战略提出前和战略提出后组间P值=0.029,在5%的显著性水平上具有统计学意义,表明组间差异明显。

表6  乡村振兴战略异质性结果  N=14688		
变量	县域经济增长	
	(1)2017年以前	(2)2017年及以后
乡村创新创业	0.016*** (0.004)	0.020*** (0.005)
控制变量	已控制	已控制
县及年固定效应	已控制	已控制
拟合优度	0.214	0.458
Chow P值		0.029**

(3)金融服务水平异质性。金融是国民经济发展的命脉,同时也是创新创业活动顺利开展的坚实物质基础。基于此,本文引入实体金融和数字普惠金融两个变量,以检验乡村创新创业推动县域经济增长的作用是否存在金融服务水平上的分异性。具体而言,实体金融利用各县当年年末金融机构贷款数额来衡量,数字普惠金融利用北大“数字普惠金融”指数来衡量。考虑到实体金融和数字普惠金融与上文的异质性不同,可能不完全遵循线性变化的原则。因而参照Yan等<sup>[43]</sup>的做法,采用带有

固定效应估计的偏线性函数系数模型(PLFC)进行分析。图3结果表明,一是乡村创新创业推动县域经济增长的效应受实体金融的影响,实体金融服务水平越高,乡村创新创业越能够推动县域经济增长;二是数字普惠金融与实体金融相比,仍需要一个较长的积累过程,才能充分发挥其助力乡村创新创业的效能。因此,要继续探索金融服务“数实结合”的路径,推进“线上+线下”服务模式融合,针对乡村创新创业群体提供专业化、精准化的金融服务。

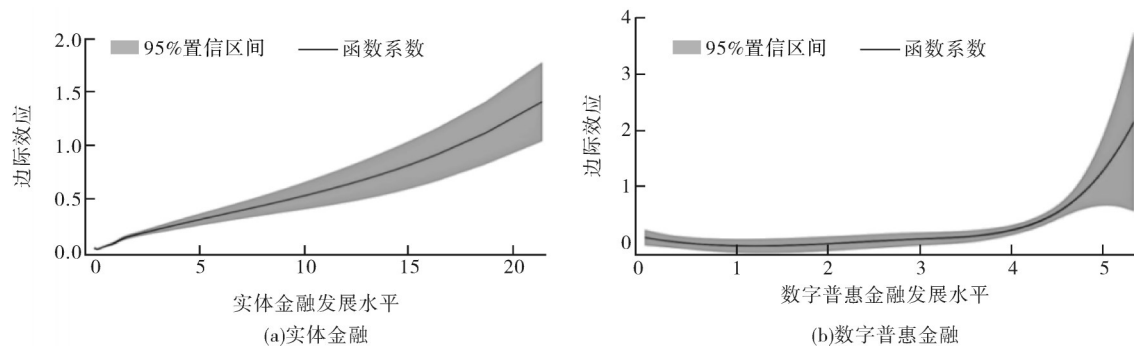


图 3 金融服务水平异质性结果

四、作用机理与门槛效应检验

1. 促进高质量充分就业

表7(1)列的回归结果表明,乡村创新创业能够显著促进县域高质量充分就业。这是因为,乡村创新创业活动的开展能够直接为当地劳动力创造更多更高质量的就业岗位,实现“离土不离乡”就业。此外,创新创业活动的持续发展和高质量就业机会的不断增加还能够吸引人才返乡入乡,为地区注入高质量劳动力要素,显著提升当地的人力资本,从根本上改善就业结构和就业质量。

2. 激发消费活力

表7(2)列的回归结果表明,乡村创新创业可以显著激发县域消费活力。这是因为,一是从事乡村创新创业的群体在生产经营活动中会产生较大的消费需求,直接带动当地消费总量增加;二是乡村创新创业多采用农文旅融合、电商直播等新型商业模式,不仅能提供优质多样的产品和服务,还能引导消费者追求更高品质的生活方式,从而带动消费结构优化升级。

3. 推进产业结构升级

表7(3)列的回归结果表明,乡村创新创业能够显著推进县域产业结构升级。这是因为,从事乡村创新创业的主体引入现代数字化、智能化、网络化技术赋能其生产经营活动,既带动传统产业改造升级,更培育了如生命农业、智慧农业、文旅康养等新产业和新业态,从而加速了县域产业结构的更新与迭代。

进一步检验高质量充分就业、消费活力以及产业结构升级对于县域经济增长绩效的影响。表8(1)列、(2)列、(3)列的回归结果表明,高质量

表 7 机理检验结果 1 N=14688			
变量	(1) 促进高质量充分 就业	(2) 激发消费活力	(3) 推进产业结构 升级
乡村创新创业	0.001** (0.000)	0.002*** (0.001)	0.005*** (0.002)
控制变量	已控制	已控制	已控制
县及年固定效应	已控制	已控制	已控制
拟合优度	0.473	0.402	0.316

表 8 机理检验结果 2 N=14688			
变量	县域经济增长		
	(1)	(2)	(3)
乡村创新创业	0.039*** (0.006)	0.035*** (0.006)	0.040*** (0.006)
促进高质量充分就业	1.451*** (0.304)		
激发消费活力		2.743*** (0.490)	
推进产业结构升级			0.148*** (0.051)
控制变量	已控制	已控制	已控制
县及年固定效应	已控制	已控制	已控制
拟合优度	0.363	0.414	0.355

充分就业的实现、消费活力的迸发和产业结构的持续升级均十分显著地推动县域经济增长。这说明:首先,高质量充分就业的实现为县域经济增长提供了大量优质劳动力要素;其次,作为推动经济增长的三大动力之一,消费活力的迸发能够直接拉动县域经济增长;最后,产业结构的持续升级为县域经济增长提供了充足动能。因此,假说H<sub>2</sub>得到充分验证,即乡村创新创业通过促进高质量充分就业、激发消费活力以及推进产业结构升级三条间接机理路径提升了县域经济绩效。

4. 政府介入力度的门槛效应

(1)效应检验。本文引入政府介入力度这一门槛变量进行检验。表9中的检验结果表明,政府干预力度的双重门槛效应在1%的水平下高度显著,三重门槛效应不显著。这表明存在双重门槛效应。相应的第一门槛值是0.070,第二门槛值是0.158。门槛值结果见表10。

(2)估计值结果。表11的回归结果表明,政府的最佳介入力度应不超过0.070,只有当介入力度保持在该水平上,乡村创新创业才能够最大

限度地发挥推动县域经济增长的效应。当政府介入的力度超过0.070时,随着政府介入力度的不断加大,乡村创新创业推动县域经济增长的作用减弱。由此,假说H<sub>3</sub>得到充分验证。

表9 门槛效应检验结果

门槛变量	门槛检验	F值	P值	临界值		
				1%	5%	10%
政府介入力度	单门槛	1247.960***	0.000	35.759	30.741	25.087
	双门槛	479.150***	0.000	39.320	26.972	21.202
	三门槛	408.550	0.500	579.237	521.810	498.092

注:bootstrap抽样次数为300次。

表10 门槛估计值结果

门槛变量	门槛数量	门槛值
政府介入力度	双门槛	0.070
		0.158

表11 门槛回归结果 N=14688

变量系数	门槛变量为政府介入力度
政府介入力度<0.070	0.321*** (0.042)
0.070≤政府介入力度<0.158	0.195*** (0.010)
政府介入力度≥0.158	0.119*** (0.007)
拟合优度	0.340

五、进一步分析:县域经济高质量发展

乡村创新创业对县域经济增长的推动作用及其机理已得到充分检验。当前,中国已经步入高质量发展阶段。党的二十届三中全会进一步强调,“高质量发展是全面建设社会主义现代化国家的首要任务”。推动经济高质量发展,县域经济是基础,也是短板。经济增长与经济高质量发展是两个不同的概念,经济增长主要集中在经济规模的扩大上,而经济高质量发展是一个更全面的概念。它不仅包括经济规模的扩大、总量的增加,还强调要素优化配置的高效、产业发展的均衡、区域协调共享的提升以及环境的可持续发展<sup>[44]</sup>。因此,在对乡村创新创业推动县域经济增长的作用进行全面分析之后,有必要进一步探究其对县域经济高质量发展的影响。已有研究多通过熵值法构建指标测度县域经济高质量发展<sup>[45]</sup>,但这种方法难以避免赋权的偏误性。基于此,本文结合经济高质量发展的内涵要求,从资源配置高效、产业发展均衡、区域协调共享以及区域绿色低碳四个维度出发,检验乡村创新创业能否推动县域经济高质量发展。

1. 资源配置高效性

提高资源配置效率是实现经济高质量发展的应有之义。本文参考戴魁早等<sup>[46]</sup>的研究,引入资本效率、劳动效率两个变量来衡量资源配置高效性。其中,资本效率利用各县当年GDP与社会投资额的比值来衡量,劳动效率利用各县当年GDP与各县当年年末第二、三产从业人员数量之和的比值来衡量。表12(1)列、(2)列的回归结果

表明,乡村创新创业能够促进资本效率和劳动效率的提升,但效果并不显著。可能原因是,一是乡村资本市场的不完善导致资金获取成本高、渠道狭窄,限制了创新创业活动的规模化发展,进而制约资

表12 进一步分析结果1 N=14688

变量	(1)资本效率	(2)劳动效率
乡村创新创业	0.003(0.004)	0.078(0.026)
控制变量	已控制	已控制
县及年固定效应	已控制	已控制
拟合优度	0.040	0.009



本效率的大幅提升。二是长期以来中国二元结构带来的农村人口从乡到城的流动惯性造成劳动力外流严重,乡村创新创业虽然能够吸引劳动力回流,但实现大幅度提升劳动效率仍需要长期的积累过程。

2. 产业发展均衡性

机理检验结果表明,乡村创新创业能够显著推进县域产业结构升级。在此基础上,本文进一步将三次产业进行细分,以检验乡村创新创业能否推动三次产业全面发展。表 13(1)列、(2)列、(3)列的回归结果表明,乡村创新创业显著推动了一、二、三产业的发展,且三者系数相近。这证明了乡村创新创业有助于推动县域产业全面发展,为实现经济高质量发展奠定产业基石。

表 13 进一步分析结果 2 N=14688

变量	(1)第一产业	(2)第二产业	(3)第三产业
乡村创新创业	0.022*** (0.005)	0.026*** (0.007)	0.055*** (0.008)
控制变量	已控制	已控制	已控制
县及年固定效应	已控制	已控制	已控制
拟合优度	0.407	0.247	0.366

3. 区域协调共享性

实现区域协调共享是经济高质量发展的根本目的。从县域发展实际来看,不平衡不充分问题依然严峻,主要体现在城乡内部和区域之间。基于此,本文引入区域收入共享和城乡收入协调这两个变量,以检验乡村创新创业能否推动区域协调共享。其中,区域收入共享利用各县当年人均 GDP 与全国人均 GDP 的比值来衡量,城乡收入协调利用各县当年城镇居民人均可支配收入与农村居民人均可支配收入的比值来衡量。表 14(1)列、(2)列的回归结果表明,在当前阶段乡村创新创业未能推动区域协调共享。相反,乡村创新创业加剧了城乡之间的收入不平等。可能原因是,虽然乡村创新创业也为县域经济增长带来了新的发展机会,但创新要素在城乡之间的配置依然不合理,短期内县域城镇地区的创新要素尚未能产生溢出效应,因此如何通过乡村创新创业推动城乡之间的创新要素均衡、实现区域协调共享依然任重道远。

表 14 进一步分析结果 3 N=14688

变量	(1)区域收入共享	(2)城乡收入协调
乡村创新创业	-0.018(0.011)	0.029*** (0.007)
控制变量	已控制	已控制
县及年固定效应	已控制	已控制
拟合优度	0.010	0.333

4. 区域绿色低碳性

推动绿色低碳环保是经济高质量发展的底色。2024 年政府工作报告提出“要大力发展绿色低碳经济”,已有研究也证实了创新创业对于区域绿色低碳的促进作用<sup>[12]</sup>。基于此,本文进一步检验乡村创新创业能否促进县域绿色低碳。空气质量是绿色低碳的重要衡量标准。因此,本文选取各县当年 PM2.5 的平均浓度值衡量区域绿色低碳。表 15 的回归结果表明,乡村创新创业能够显著降低 PM2.5 的平均浓度、改善当地空气质量,促进区域绿色低碳。可能原因是,PM2.5 主要来源于重工业排放,而乡村创新创业发展模式多为三产融合,污染排放少,从根源上减少了 PM2.5。有效带动当地环境质量的提升,为县域经济高质量发展凝聚绿色动能。

表 15 进一步分析结果 4 N=14688

变量	区域绿色低碳
乡村创新创业	-0.064*** (0.008)
控制变量	已控制
县及年固定效应	已控制
拟合优度	0.605

六、结论与启示

1. 结 论

党的二十届三中全会指出,要“促进城乡共同繁荣发展”。县域作为连接城市与乡村的关键环节,是推进城乡融合发展的重要切入点。在此背景下,本文将乡村创新与乡村创业视为有机交融的整体,实证检验乡村创新创业对县域经济增长的推动效应及作用机理。结论如下:第一,乡村创新创业显著推动县域经济增长。乡村创新创业水平每提高一个百分点,推动县域经济增长四个百分点。

多种方法均证实研究结论十分稳健;第二,从制约县域经济发展的现实困境出发,发现乡村创新创业能够通过促进高质量充分就业、激发消费活力、推进产业结构升级,破解“县域不经济”。此外,政府对乡村创新创业的介入力度并不是越大越好,只有保持在合理的范围,才能充分激发乡村创新创业推动县域经济增长的效能;第三,在劳动力流出地区、实体金融和数字普惠金融发展好的地区,外界条件的完备更能发挥乡村创新创业推动县域经济增长的作用。在乡村振兴战略提出后,长效政策红利充分激发乡村创新创业对县域经济增长的推动效应;第四,进一步分析发现乡村创新创业虽然能够通过促进产业均衡发展、区域绿色低碳助力县域经济高质量发展,但对资源配置高效和区域协调共享的推动能力仍待提升。

## 2. 启 示

根据以上结论,本文得到的政策启示如下:第一,大力推动乡村创新创业高质量发展。鼓励富含创新的乡村创业活动,不断提升乡村创新创业带来的产出附加值。涉农产业是县域经济发展的根基,要引导新型农业经营主体、涉农企业等树立大农业、大食物观念,瞄准市场消费新动向,挖掘乡村特色资源和多功能性。利用先进生物技术、数字技术、智能技术赋能传统产业转型升级,打造特色种养、农产品精深加工、生命农业等“一村一品”“一县一品”富民产业。第二,以就业、消费和产业结构升级为重点,推动县域经济可持续增长。加强县域产业规划的顶层设计,培育更高质量的创新创业主体,进而创造出电商直播员、旅游引导员、研学讲师和农业数据分析师等更多样化、高质量的就业岗位;还要通过干中学、传帮带、定制式等途径提高劳动力的职业技能以胜任新型就业岗位;立足数、农、文、旅融合的新业态培育,创造现代感和乡土色相融合的乡村展演、研学体验,完善旅游导视、卫生服务、寄递物流等现代性的服务支撑,不断拓展乡村消费新场景。第三,提升政务服务效率,推进有为政府建设。以要素支撑服务为重点,为各类主体提供土地使用、金融支持、产品宣传等便捷化、数字化的创业政策包。让政策主动找人,实现创业政策一键查、创业政务一码办;同时还要探索建立乡村创新基金,补充包容创业失败的社会保障、创业保险等政策,支持乡村创新创业者通过连续创业走向成功。

## 参 考 文 献

- [1] 王垚.以“流”促“留”:长三角县域新型城镇化的空间模式与规划策略[J].城市规划,2024,48(3):13-23,64.
- [2] 朱华雄,王文.经济视角下的县域城镇化:内在逻辑、难点及进路[J].新疆师范大学学报(哲学社会科学版),2022,43(5):57-66,2.
- [3] 张林.数字普惠金融、县域产业升级与农民收入增长[J].财经问题研究,2021(6):51-59.
- [4] 张茂林.“民工潮”“逆潮回归”现象的理论思考[J].经济研究,1996(7):54-58,66.
- [5] 王西玉,崔传义,赵阳.打工与回乡:就业转变和农村发展——关于部分进城民工回乡创业的研究[J].管理世界,2003(7):99-109,155.
- [6] 陈剑波.制度变迁与乡村非正规制度——中国乡镇企业的财产形成与控制[J].经济研究,2000(1):48-55,80.
- [7] 黄祖辉,宋文豪,叶春辉,等.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[J].中国农村经济,2022(1):24-43.
- [8] 魏滨辉,罗明忠,曾春影.劳动力返乡创业与县域产业结构升级:理论线索与经验证据[J].中国农村经济,2023(10):26-48.
- [9] 郭东,李琳,庞国光,等.农民工返乡创业何以缩小县域城乡收入差距——基于返乡创业试点政策的考察[J].中国人口科学,2024,38(5):50-65.
- [10] 王轶,刘蕾.返乡创业质量与农民共同富裕[J].统计研究,2024,41(5):124-136.
- [11] 潘彪,黄征学,党丽娟.县域经济高质量发展的差异化路径:基于经济—人口—资源环境三维分类框架[J].中国软科学,2024(1):110-119.
- [12] 魏滨辉,罗明忠.劳动力返乡创业与县域绿色低碳发展[J].广东财经大学学报,2024,39(1):70-84.
- [13] 肖翔尹,郭星华.意识的冲突:返乡农民工创业困境研究[J].中州学刊,2022(8):79-85.
- [14] 蒲晓轩,刘世源,孙武军.“互联网+”与返乡创业企业经营绩效[J].会计与经济研究,2024,38(1):118-138.
- [15] 文丰安.乡村产业数字化、生态化质量转型:基本内涵、问题分析及保障路径[J].宏观质量研究,2023,11(4):109-118.
- [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] 魏滨辉, 罗明忠, 夏海龙, 等. 返乡创业能促进农村家庭消费增长吗?[J]. 南方经济, 2023(10):145-160.
- [18] 高鸣, 周子铭. “千万工程”经验赋能乡村产业发展的理论逻辑、现实基础与行动路径[J]. 南京农业大学学报(社会科学版), 2024, 24(2):1-15.
- [19] 豆书龙, 叶敬忠. 乡村振兴与脱贫攻坚的有机衔接及其机制构建[J]. 改革, 2019(1):19-29.
- [20] 戚聿东, 刘翠花, 丁述磊. 数字经济发展、就业结构优化与就业质量提升[J]. 经济学动态, 2020(11):17-35.
- [21] 陈姝兴, 丁任重. 消费潜力与宏观经济增长: 基于社会再生产的理论和经验分析[J]. 政治经济学评论, 2023, 14(6):71-101.
- [22] DMITRIY K. A consumption-based measure of the monetary rewards to entrepreneurship[J]. Journal of entrepreneurship and public policy, 2014, 3(1):49-71.
- [23] 王敬尧, 郑鹏. 优化消费营商环境的县域治理行为及其路径选择[J]. 中国行政管理, 2023, 39(11):35-44.
- [24] 宋瑛, 谢浩, 王亚飞. 农产品电子商务有助于贫困地区农户增收吗——兼论农户参与模式异质性的影响[J]. 农业技术经济, 2022(1):65-80.
- [25] 张广胜, 王振华. 县域经济增长中结构红利的测度及决定——基于中国 1820 个县面板数据的实证分析[J]. 经济理论与经济管理, 2014(6):102-112.
- [26] 罗明忠, 魏滨辉. 返乡创业、产业升级与农民收入增长[J]. 中南财经政法大学学报, 2023(1):83-96.
- [27] CANH P N, THANH D S. The influences of government spending on energy poverty: evidence from developing countries[J]. Energy, 2022, 238:121785.
- [28] 刘巍伟, 朱小羽, 刘玉祺. 知识创业研究的现状、演化与展望[J]. 高等工程教育研究, 2023(2):196-200.
- [29] 王文龙. 省直管县体制降低了地区经济绩效吗——基于苏浙两省典型样本市县的比较[J]. 经济学家, 2022(4):109-117.
- [30] 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.
- [31] HANSEN B E. Threshold effects in non-dynamic panels: estimation, testing, and inference[J]. Journal of econometrics, 1999, 93(2):345-368.
- [32] 张国建, 佟孟华, 李慧, 等. 扶贫改革试验区的经济增长效应及政策有效性评估[J]. 中国工业经济, 2019(8):136-154.
- [33] 韦欣, 徐佳. 基层治理改革与县域经济发展——基于乡镇合并改革的经验证据[J]. 经济科学, 2024(1):85-103.
- [34] 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, 38(5):9-18.
- [35] 袁航, 朱承亮. 国家高新区推动了中国产业结构转型升级吗[J]. 中国工业经济, 2018(8):60-77.
- [36] 吕冰洋, 陈怡心, 詹静楠. 政府预算管理、征税行为与企业经营效率[J]. 经济研究, 2022, 57(8):58-77.
- [37] 陈斌开, 陈思宇. 流动的社会资本——传统宗族文化是否影响移民就业?[J]. 经济研究, 2018, 53(3):35-49.
- [38] 张川川, 马光荣. 宗族文化、男孩偏好与女性发展[J]. 世界经济, 2017, 40(3):122-143.
- [39] ROSENBAUM P R, RUBIN D B. The central role of the propensity score in observational studies for causal effects[J]. Biometrika, 1983, 70(1):41-55.
- [40] HAILEMARIAM A, CHURCHILL S A, SMYTH R, et al. Income inequality and housing prices in the very long-run[J]. Southern economic journal, 2021, 88(1):295-321.
- [41] 查婷俊. “新基建”的空间非均衡及增长收敛性分析: 以广东省为例[J]. 暨南学报(哲学社会科学版), 2023, 45(10):101-114.
- [42] 龚斌磊, 张启正, 袁菱苒, 等. 财政分权、定向激励与农业增长——以“省直管县”财政体制改革为例[J]. 管理世界, 2023, 39(7):30-46.
- [43] YAN Z M, ZOU B L, DU K R, et al. Do renewable energy technology innovations promote China's green productivity growth? Fresh evidence from partially linear functional-coefficient models[J]. Energy economics, 2020, 90:104842.
- [44] 魏敏, 李书昊. 新时代中国经济高质量发展水平的测度研究[J]. 数量经济技术经济研究, 2018, 35(11):3-20.
- [45] 邹璠, 周力. 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[J]. 南京农业大学学报(社会科学版), 2023, 23(6):77-90.
- [46] 戴魁早, 黄姿, 王思曼. 数字经济促进了中国服务业结构升级吗?[J]. 数量经济技术经济研究, 2023, 40(2):90-112.



## Rural Innovation and Entrepreneurship Promote County Economic Growth: Theoretical Logic and Empirical Analysis

GAO Jing, LI Dan, CHEN Feng

**Abstract** Encouraging the development of rural innovation and entrepreneurship, fully stimulating the vitality of rural innovation and entrepreneurship, will provide ample intrinsic momentum and significant development opportunities for promoting county-level economic growth. Utilizing the latest “Rural Innovation and Entrepreneurship Index” published by the Zhejiang University Cater-Enterprise Research Team, based on balanced panel data from 1836 counties in China between 2014 and 2021, an empirical examination was conducted to investigate the impact effect and mechanism of rural innovation and entrepreneurship on county-level economic growth. The results indicate that: (1) Rural innovation and entrepreneurship can significantly promote county-level economic growth. For every 1% increase in the level of rural innovation and entrepreneurship, there is a 4% increase in county GDP; (2) In regions with labor outflows, better physical financial services, and digital inclusive financial services, as well as since the implementation of the Rural Revitalization Strategy, the driving role is more pronounced; (3) Mechanism tests show that rural innovation and entrepreneurship mainly promote county-level economic growth through fostering high-quality and full employment, stimulating consumption vitality, and advancing industrial structure upgrades; (4) the impact of rural innovation and entrepreneurship on county-level economic growth exhibits threshold effects, meaning that its driving role can only be fully realized when the intensity of government intervention is maintained within a reasonable range; (5) Further analysis reveals that rural innovation and entrepreneurship can also promote county-level economic high-quality development by facilitating balanced industrial development and regional green and low-carbon transitions. Therefore, it is necessary to further support the integrated development of rural innovation and entrepreneurship, focusing on promoting high-quality and full employment, stimulating consumption vitality, and advancing industrial structure upgrades as key points, while enhancing the efficiency of government services and promoting the construction of an effective government as guarantees, to gather sufficient impetus for county-level economic growth and high-quality development.

**Key words** rural innovation and entrepreneurship; economic growth; high quality development; county economy

(责任编辑:金会平)