

新质生产力：颠覆性创新与基要性变革*

——兼论农业高质量发展的本质规定和努力方向

罗必良

摘要：发展新质生产力是重大的理论命题。本文梳理了新质生产力的概念体系，并将创新特别是颠覆性技术创新置于核心位置。在此基础上，通过对“大分流”与长期经济增长的历史考察和对经济长波与增长根源的经验分析，揭示技术创新的革命性意义。经济的长期增长，不仅取决于颠覆性技术的创新，也取决于与之关联的技术采纳和技术渗透。文章从“凡勃伦命题”出发，将人类的“三项本能”及其对应的“三类主体”与新质生产力的“三大催生”连接起来，构建“三项本能×三类主体×三大催生”的分析框架，以期揭示新质生产力的生成逻辑。其中，由“求知本能”驱动的颠覆性技术创新，其创新主体主要是思想家与战略科学家，其有效性来源于思想市场及其竞争；由“功利本能”驱动的技术采纳与生产要素创新性配置，其创新主体主要是企业家群体，其有效性来源于企业家市场及其竞争；由“亲善本能”驱动的技术渗透与产业深度转型升级，其创新主体主要是政府，其有效性来源于国家之间的战略竞争。进而，文章基于“熊彼特—张培刚”生产函数及其基要性变革，阐明了提升全要素生产率的决定机理。最后，文章进一步关注新质生产力推进农业高质量发展的目标定位与努力方向，提出了农业领域发展新质生产力的若干方案性策略。

关键词：新质生产力 “凡勃伦命题” 颠覆性创新 基要性变革 农业高质量发展

中图分类号：F061.1; F320.1 **文献标识码：**A

从“新发展阶段”“新发展理念”到“新发展格局”，习近平提出了一系列的新理念新思想新战略，把坚持高质量发展作为新时代的硬道理。生产力是推动社会进步最活跃、最革命的要素，生产力发展是衡量社会发展的带有根本性的标准。习近平指出：“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新质生产力是先进生产力

*本文研究受国家自然科学基金重点项目“乡村振兴战略实施中政府与市场的关系及其协调研究”（编号：71933004）的资助。感谢编辑部约稿，使我有机会再次对这一重要议题进行新的思考。当然，文责自负。

^①资料来源：《中央经济工作会议在北京举行 习近平发表重要讲话 李强作总结讲话 赵乐际王沪宁蔡奇丁薛祥李希出席会议》，《人民日报》2023年12月13日01版。

的重要表现形式，是由技术革命性突破、要素创新性配置、产业深度转型升级而催生出的当代先进生产力。从理论上来讲，习近平关于“新质生产力”的重要论述，是马克思主义生产力理论在当代中国的创新与发展，也进一步丰富和发展了习近平经济思想的理论体系。从实践上来讲，发展新质生产力，既为中国式现代化建设指明了方向，也为新时代推进高质量发展奠定了新的生产力理论基础。同样，推进中国式农业现代化进程，实现“大国小农”向“大国强农”的历史性跨越，迫切需要加快发展以高质量为目标、以创新引领为导向、以科技赋能为内核的新质生产力，加快建设农业强国（罗必良和耿鹏鹏，2024）。

一、引论：新质生产力的概念体系

新质生产力作为重大的原创性概念，体现了高质量发展作为时代主旋律的理论自觉，有着丰富而深刻的含义。这一理论创新是综合把握世界科技与产业变革的发展趋势、准确判断中国社会经济发展的新格局与新任务，特别是深刻理解世界百年未有之大变局所带来的机遇和挑战而提出来的，有着深刻的历史背景与战略把握（见表1）。

表1

新质生产力提出的时代背景

基本要求	目标定位
是新形势下应对世界百年未有之大变局的根本要求。当前，人类社会的生产力系统正处在科技创新更加密集、新兴产业蓬勃兴起、产业格局重新塑造、国际力量对比发生重大调整的重要时期，国际产业竞争越发加剧	要努力抢占科技创新的最前沿和制高点。要充分利用新型举国体制的制度优势，加强科技领域的基础性研究，突破关键性核心技术瓶颈，增强科技产业化市场化转化能力，建设能够有效支撑现代化经济体系的世界科技强国
是新格局中推动中国经济高质量发展的根本要求。从中国高质量发展的现实格局看，唯有通过科技创新，方能摆脱传统经济增长方式、摆脱传统生产力发展路径，驱动生产力迭代升级，以新质生产力赋能经济社会建设	要挖掘经济增长新动能。传统经济发展模式难以为继，迫切需要转向创新驱动型经济；传统优势产业国际竞争力下降，迫切需要新的经济增长点与拉动力；传统产业转型升级相对滞后，迫切需要科技与产业深度融合提升
是新征程中实现中国式现代化宏伟目标的根本要求。发展新质生产力是实现中国式现代化的必由之路和必然选择。必须以科技创新催生新产业、新模式、新动能，切实贯彻创新、协调、绿色、开放、共享的新发展理念	要以发展新质生产力为根本动力，跨越“中等技术陷阱”“去工业化陷阱”“修昔底德陷阱”。必须夯实战略性新兴产业和未来产业的发展基础，这是促使新质生产力茁壮成长，为中国式现代化注入强大动力的必由之路

资料来源：罗必良（2024）、郇雷（2024）、吕薇等（2024）。

生产力及其发展是人类社会发展的根本动力。高质量发展需要新的生产力理论来指导。因此，立足新形势下应对世界百年未有之大变局、新格局中推动中国经济高质量发展、新征程中实现中国式现代化宏伟目标的三大根本要求，必须深刻认识新质生产力的本质内涵。

对于什么是新质生产力、如何发展新质生产力，习近平给出的综合性概括是：“新质生产力是创新起主导作用，摆脱传统经济增长方式、生产力发展路径，具有高科技、高效能、高质量特征，符合新发展理念的先进生产力质态。它由技术革命性突破、生产要素创新性配置、产业深度转型升级而催生，以劳动者、劳动资料、劳动对象及其优化组合的跃升为基本内涵，以全要素生产率大幅提升为核

心标志，特点是创新，关键在质优，本质是先进生产力。”^①

这一重要论述系统勾画了新质生产力的概念体系。这一概念体系可以表达为“一个主导”“三大催生”“三元要素”“三个质态”“一个标志”（见图1）。

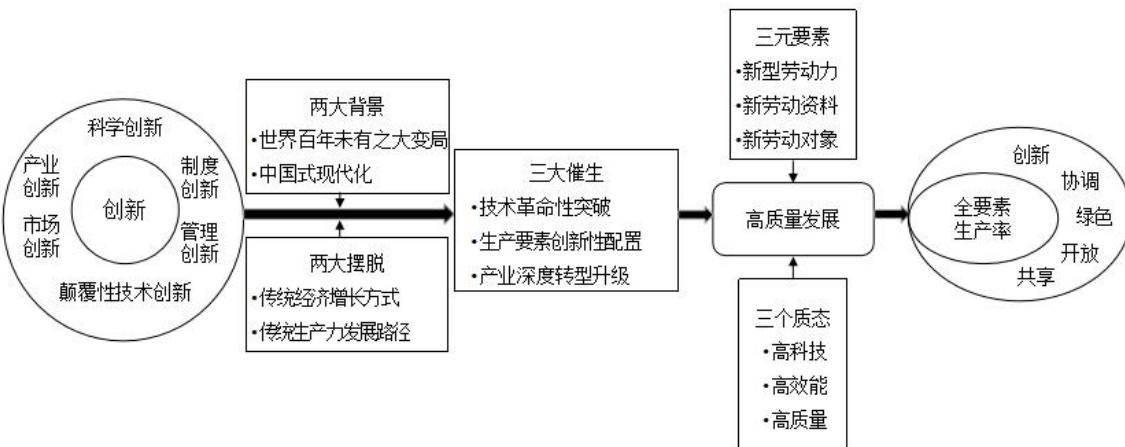


图1 新质生产力的概念体系

该概念体系包含了四个方面的重点：①新质生产力的主导力量。新质生产力的主导力量是创新，涉及科学创新、制度创新、技术创新、产业创新、市场创新、管理创新等相互关联的不同层面。只有坚持创新驱动，才能摆脱传统经济增长方式与传统生产力发展路径。②新质生产力的催生路径。一是以颠覆性技术和前沿技术的创新，催生新产业、新模式、新动能，发展新质生产力^②，并由此形成高科技、高效能、高质量的先进生产力质态^③。二是依靠科技手段、数字技术和创新赋能，促进生产要素的创新性配置及其优化组合的跃升。其中，高素质劳动者是新质生产力的行为主体，高技术含量的劳动资料是新质生产力的手段支撑，更广范围的劳动对象是新质生产力的物质基础。由此，以新质生产力赋能传统生产力三要素，推动劳动力、资本、土地、知识、技术、管理、数据等要素的创新性配置。三是以战略性新兴产业和未来产业为主要载体，以数字化、网络化、智能化重塑经济增长新动能，实现产业的深度转型升级与产业链现代化，在改造传统产业的同时，建设具有完整性、先进性、安全性的现代化产业体系。③新质生产力的核心标志。新质生产力以全要素生产率大幅提升为核心标志。科技是第一生产力。要以重大科技创新为引领，加快科技创新成果向现实生产力转化，推进技术的普及化、通用化以及在产业中的广泛渗透，由此以强大的生产力推动全要素生产率的显著提升。④新质生产力的发展理念。发展新质生产力，必须完整、准确、全面贯彻新发展理念，必须把坚持高质量发展作为新时代的硬道理。高质量发展依赖于新质生产力的生成与拓展，并遵循和贯彻新发展理念。其

^①习近平：《发展新质生产力是推动高质量发展的内在要求和重要着力点》，《求是》2024年第11期，第6页。

^②资料来源：《中央经济工作会议在北京举行 习近平发表重要讲话 李强作总结讲话 赵乐际王沪宁蔡奇丁薛祥李希出席会议》，《人民日报》2023年12月13日01版。

^③资料来源：《习近平在中共中央政治局第十一次集体学习时强调：加快发展新质生产力 扎实推进高质量发展》，https://www.gov.cn/yaowen/liebiao/202402/content_6929446.htm。

中，绿色发展是高质量发展的底色。新质生产力必须在本质上是绿色生产力，从而实现“科技创新+资源配置+产业结构”的绿色化，牢固树立和践行创新、协调、绿色、开放、共享的新发展理念。创新是新质生产力的核心动力，协调是新质生产力的内在要求，绿色是新质生产力的基本底色，开放是新质生产力的外部条件，共享是新质生产力的根本目标。

二、经济增长的决定论逻辑：技术创新及其渗透

新质生产力是在推进经济高质量发展的大背景下提出的。因此，讨论经济增长的决定性机理有助于增进对新质生产力本质的理解。鉴于新古典经济学已经讲述了足够多的关于经济增长逻辑的故事，这一部分试图从人类长期经济增长的历史中挖掘其决定性根源。

（一）回顾历史之谜：大分流的动因

探寻经济增长根源的研究文献浩如烟海。其中，关于19世纪初之后的“西方世界的兴起”或东西方“大分流”成因的历史之谜，尤其受到学界关注。在众多的解释中，产权与制度一直是占据主导地位的重要分析线索（罗必良，2020）。经济学家尤其是经济史学家认为，对于全球范围内普遍存在的长期经济增长或停滞的大分流现象，制度能够为其提供强有力的解释（诺斯和托马斯，1999）。以至于Olson（1996）强调，各国财富的巨大差异，唯一合乎逻辑的解释，是由于各国的制度及政策质量存在显著的差异。其核心命题是：制度是重要的。

但该命题受到了两个方面的挑战。一是制度解释的“悖论”。制度变迁分为突变型变迁与渐进型变迁。但无论哪类变迁，都表达为一种新的高效率制度对原有低效率制度的替代，并呈现制度与环境的结构性改善过程。问题在于，既然制度变迁是一种效率提升的转换过程，那为何会反过来导致长期的经济增长停滞呢？不仅如此，有些国家甚至出现了相对无效的制度长期存续的情形（罗必良，2020）。诺斯的解释是，制度变迁中存在的自我提高或正反馈机制，会导致变迁轨迹的路径依赖，而这类依赖的形成主要由历史上的偶然性事件以及初始选择所决定（诺斯，1994）。可见，将“制度是重要的”的命题转换为“历史是重要的”命题，这种历史决定的“宿命论”无疑大大损伤了其理论解释力。二是经济学界的“因果革命”。比较制度历史分析学派关于经济增长决定性因素的解释，往往以国家为观测单元，集中于国家层面的制度比较（格雷夫，2008）。缺乏严格细致的因果检验，导致严重的遗漏变量问题。正因如此，“制度是重要的”的判断总是被质疑为是一类相关性分析而不是因果效应检验，以至于关于“大分流”的成因，除了“制度论”之外，还可以从不同的维度来解释。例如，受气候、土壤、动植物所影响的“地理论”，由宗教信仰等所导致的“文化论”，缘于矿藏位置和黑死病等偶然因素的“冲击论”，等等（李芮，2015）。可以认为，由于长期经济增长是涉及经济、社会、文化等因素的复杂现象，不同的理论见解尽管有着不同的解释能力，却总是相互关联的。

（二）长期经济增长：“马尔萨斯陷阱”、工业革命与技术进步

1800年以前，人类经济的发展模式和其他动物并没有本质差异。虽然人类早已从采猎社会过渡到农业社会，但因受到土地等自然资源的约束，人类社会整体一直处于一种物质财富的紧平衡状态。当人均收入上升时，人口总量会增加；人口增加会导致人均收入水平下降，持续的下降则会导致饥荒与

死亡；总人口的下降又导致人均收入增长缓慢，但又很快会因人口的增长而消失……。这就是著名的“马尔萨斯陷阱”。应该说，在农业革命之后近万年的发展历程中，人类社会一直在这样的“收入上升—人口增加—收入下降—人口减少……”的循环陷阱中反复挣扎而处于“未发展状态”。

直到第一次工业革命，才历史性地改变了人类经济的增长轨迹（见图2）。英国之所以成为工业革命的发祥地，并不主要是依靠其所拥有的煤矿、海外殖民地、宗教改革或启蒙运动（当时欧洲大部分国家也具有类似的禀赋资源或具有类似的背景），而是因为技术进步以及与之关联的人口结构转型、识字率提升以及劳动效率提高（盖勒，2022）。例如，在纺织行业，虽然2002年印度现代棉纺厂工人的时薪只有0.38美元，远不及美国本土工人时薪9美元的水平，但印度工人每小时有效工作时间只有15分钟左右。这表明，尽管技术与设备可以复制，但富裕国家发展的现代生产技术却是与受过训练、认真尽职、全心投入的劳动力相匹配的（克拉克，2020）。

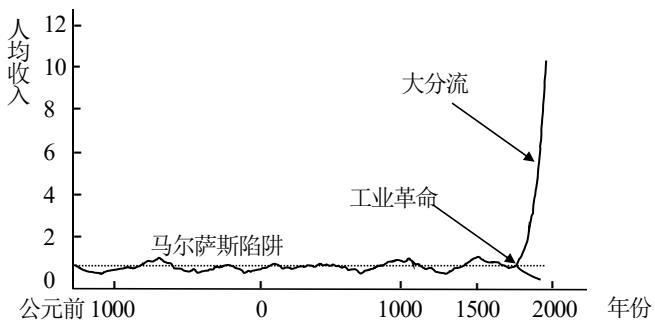


图2 人类经济的增长轨迹

注：图中将1800年的人均收入水平设为1。

资料来源：克拉克（2020）。

美国经济发展具有三个重要的阶段性转换，包括在19世纪后半叶紧追英国，进入20世纪从欧洲接过全球主导权，第二次世界大战结束后又彻底击败最强对手苏联。对于美国的成功，有人归因于地理和资源禀赋，有人归因于制度和意识形态，还有人归因于地缘政治和移民输入。回顾过去200多年的历史，可以发现的一个基本事实是：美国经济的追赶和超越，与三次工业革命是紧密关联的^①。第一次工业革命，由蒸汽动力技术所推动，美国是“追赶国”；第二次工业革命，由电力和内燃机等技术牵引，美国是“并进国”；第三次工业革命，引擎是芯片和软件等信息技术，美国是“领先国”。

正如克拉克（2020）所言，尽管从亚当·斯密时代开始，制度分析就已在经济学及经济史学中扮演主角，但在工业革命的故事中，以及此后的经济表现方面，制度充其量只有次要的直接影响^②。历

^① 资料来源：《技术浪潮和国家竞争：为什么美国连赢了三次？》，<https://finance.sina.com.cn/wm/2024-06-17/doc-inazachc6201754.shtml>。

^② 人们普遍认为，技术专利制度激励了技术的创新发明。但基本的事实是，对于一项技术，如果没有技术发明本身，没有一定的技术实践以及由此形成的对技术特性的理解，那么，关于这项技术的专利是不可能建立的。因此，就初始情形而言，专利制度应该是技术创新活动的结果而不是前提。当然，技术专利制度诱发新的技术发明，则是另一个话题。

史证明：第一，正是技术进步的速度超过人口增长的速度，才迎来了工业革命；第二，建立在技术进步基础之上的工业化生产模式，加剧了历史的大分流。

（三）聚焦创新性突破：颠覆性、通用性与渗透性

1.长波理论：颠覆性技术创新的主导作用。长波理论源于康德拉季耶夫（1986）。大量研究表明，经济长波与世界经济发展有着相当的吻合度，也与熊彼特（1991）的创新理论有着惊人的一致性（见图3）。在每一次的经济长波中，技术创新是根本的驱动力。创新能够从内部不停地革新经济结构，既不断破坏旧有的秩序和结构，又不断创造新的结构。这一过程被称为“创造性破坏”。由此，创新不断创造性地打破旧的市场均衡，经济增长就是以这种“创造性破坏”为特征的动态演化过程。在创造性破坏中，颠覆性技术创新对每一轮从波谷走向波峰的经济增长发挥着关键作用。

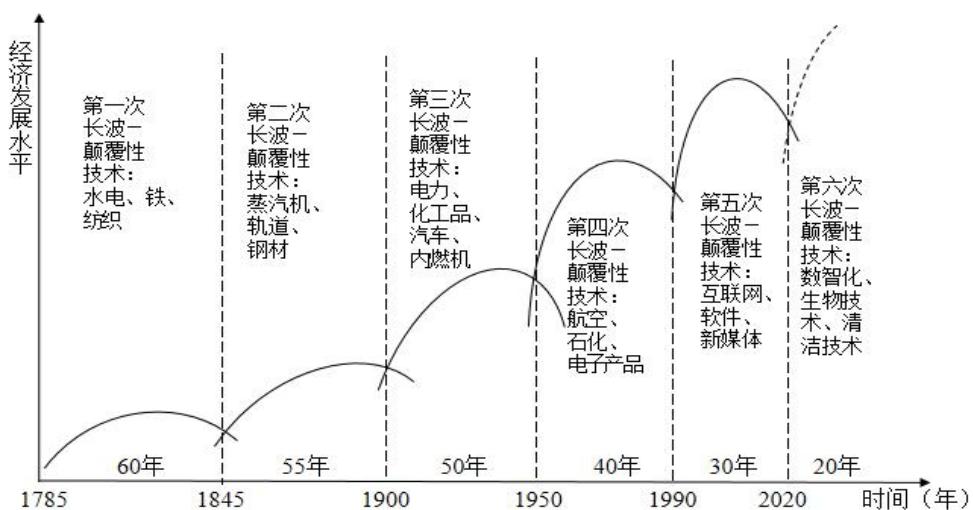


图3 经济长波与颠覆性技术创新

应该重视的基本事实是，经济长波的周期长短，与颠覆性技术创新及其推广紧密相关。随着时代发展，一个基本的趋势是长波兴衰周期的缩短与颠覆性技术迭代的加速，或者说从“技术奇点”到“经济奇点”的快速转换，不仅意味着颠覆性科技创新水平的提高、创新频率的加快，也表达为新技术使用的滞后性减缓、新技术渗透率的提升。正因如此，世界经济才得以以接近指数型的方式增长。

2.增长根源：技术创新及其通用性。1956年，著名经济学家索洛发表了被称为“上帝的模型”的关于经济增长逻辑的论文（Solow, 1956）。有趣的是，这个试图揭示储蓄和人均资本存量关系的模型，却意外地论证了技术进步对于增长的重要性。Solow（1956）基于该模型展开的一个统计核算发现，人均资本的变动只能解释人均收入变动的12.5%，其他的87.5%则来自余值的贡献。这个余值是什么呢？索洛给出的答案是技术进步。这就是今天应用甚广的“索洛模型”。在索洛之后，众多学者尝试在模型中加入各种要素，试图用它们来解释增长，但结果却反复证实了技术在增长过程中的重要性。由此引发的问题是，揭示增长的奥秘，理解人口规模、资本存量等宏观要素的运行规律固然重要，但最为根本的是要揭开技术进步推进经济增长的奥秘。

众所周知，科技创新是推动生产力大幅跃迁的杠杆支点，而颠覆性的技术创新往往会诱发一系列

迭代升级的创新。在历次的科技革命中，由技术创新引发的新生产要素不断涌现，新的产品不断更新，新的结构不断迭代。特别是，科技创新与实体经济深度融合，技术的通用化以及向产业的广泛渗透，能够持续赋能并扩展现代经济的增长空间。例如，在 20 世纪 80 年代，日本一度在半导体和消费电子方面占据了主导地位。但在 20 世纪 90 年代，日本在密集使用信息技术的行业中，其全要素生产率远落后于美国。相反，美国使用信息和通信技术的服务行业普遍走向了“计算机化”、普及化与通用化。这一对比的重要启迪是：技术进步促进经济增长，不仅取决于颠覆性技术创新，更依赖于技术的通用、普及尤其是向更多行业的广泛渗透^①。

3. 技术的使用与渗透：经验证据。探寻经济增长的根源、理解技术进步的作用，必须回答两个关联性的问题：第一，对于长期经济增长问题，技术在人类历史上究竟发挥了什么作用？第二，对于国家之间经济差距，技术究竟扮演了何种角色？两项研究提供的经验证据或许能够给出部分答案。

一是关于技术的使用。Comin and Mestieri (2018) 通过构建技术传播的不同模式，讨论了技术进步在经济增长变迁中扮演的角色。文章将技术的生产率贡献分解为两种情形。其中，“广延边际”指技术使用的滞后性。因为新技术内含更高的生产率，所以减缓新技术使用的滞后性会提高总生产率。

“集约边际”是指新技术的渗透率。新技术使用的范围越大，带来的生产率进步越多。文章基于过去 200 年中 130 个国家、25 种技术的实证分析表明：在过去两个世纪，富国与穷国在技术采用滞后性方面的差异变小了，但在技术渗透率上的差距不断扩大。Comin and Mestieri (2018) 认为，滞后性在很大程度上解释了 19 世纪欧洲与世界其他地区的收入差距，但一直延续至 20 世纪的大分流，则是由技术渗透率上的差异导致的。1820—2000 年，西方和非西方国家间的收入差距扩大了 3.9 倍，由技术渗透率差距所导致的收入差距则扩大了 3.2 倍。这表明，技术渗透具有相当于 82% 的解释力。

二是关于技术的差异。Sampson (2023) 构建了一个内生增长模型。该模型揭示了国家间研发效率差异、行业间技术创新和技术引进差异，共同决定了技术差距、贸易模式和收入不平等的均衡水平。文章设定：第一，由于国家创新系统的差异，国家间研发效率不尽相同，具有更好的创新系统的国家在研发中具有绝对优势，在研发效率越高的国家，企业技术创新门槛越低，从事技术创新的企业越多；第二，在技术创新和技术引进中，知识被视作投入，每个国家的知识水平是国内生产率前沿和全球知识资本的均值，国内生产率前沿决定了知识溢出本地化的权重；第三，将平衡增长路径定义为一个均衡，在该均衡中，所有国家和行业的加总变量都有恒定的增长率，而生产率分布以恒定的速率向外转移。Sampson (2023) 使用 OECD 经济体数据的实证结果表明：①技术创新对国际不平等的影响程度取决于各国间技术扩散的速率。当技术扩散较快，创新者与模仿者间的距离较小；较慢的技术扩散则会增强知识创造国家的比较优势。②创新性更强的国家在创新依赖度更高的行业具有比较优势，而且，当创新依赖度更高时，由研发效率差异导致的国际工资和收入差距将会更明显。

上述两项经验研究表明，技术进步对经济增长具有革命性意义。第一，在技术进步中，与技术采

^① 在技术引进与移植越发普遍的全球化进程中，掌握技术已经不是最棘手的难题，但技术的扩散尤其是在更广泛的产业中渗透，已经成为国家经济增长的战略选项。可以认为，技术扩散渗透正在成为国家之间经济增长差异的重要动因。

纳是否滞后相比，技术的通用性及使用的渗透率是决定经济增长的核心根源。第二，一国的经济增长不仅缘于技术创新与技术扩散，更取决于其产业结构对技术创新的依赖度。一个更依赖技术创新的产业结构体系，是获得经济增长和比较优势的关键（见图 4）。

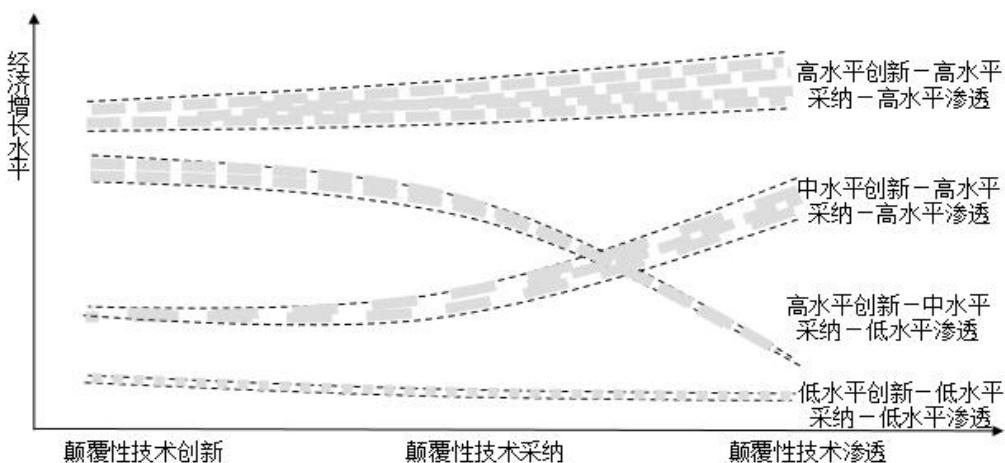


图 4 颠覆性技术的“创新—采纳—渗透”与经济增长

三、解构新质生产力：“凡勃伦命题”、创新线索与基要性变革

新质生产力概念体系的核心是创新。经济长波理论、长期增长理论和经验证据均表明，技术进步推进经济增长，不仅取决于颠覆性的技术创新，亦取决于技术的扩散与广泛渗透。可以认为，在新质生产力的三大催生因素中，技术革命性突破是传统生产力转型为新质生产力的前提，而要素创新性配置与产业深度转型升级则是颠覆性技术采纳与渗透的结果，由此才能达成全要素生产率的大幅提升。

（一）打开创新的“黑箱”：基于“凡勃伦命题”的分析线索

颠覆性技术概念由 Bower and Christensen (1995) 最早提出，用以描述那些与当前主导技术存在根本原理性差别的全新技术，例如喷气式发动机之于螺旋桨发动机、数字信号之于模拟信号等，往往具有探索性、偶发性、不确定性等重要特性，且通常来源于基础研究领域思想家与科学家的自由探索。当然，企业家的创造性破坏与政府有组织的科技突破也具有重要作用。

凡勃伦曾经提出了理解人性特征即本能的基本命题 (Veblen, 1914)。该命题由三个方面组成。一是求知本能 (idle curiosity)，是指人具有探索未知的愿望，它来自人的好奇心、求知欲与想象力，且独立于物质利益和其他功利目的。这与“人的中性”假设的理论传统相一致。二是匠人本能 (the instinct of workmanship)。在远古的自然状态，人类就养成了争强好胜的竞赛天性。由此，人的行为总是具有目的性，总是企图表现自己的生命活动力以及能够获得的成就。这一本能亦可视为“功利的本能”。这与“人的自利性”假设的理论传统相一致。三是亲善本能 (parental bent)，即人对自己的亲代、同胞和族群之福祉表现出善意的关怀。这与“人的利他性”假设的理论传统相一致^①。

^①有些文献将 parental bent 翻译为“父母本能”“亲代本能”“亲本偏向”等。遵照凡勃伦的阐释，本文采用罗必良 (2005) 的做法，将其称为“亲善本能”。

显然，“凡勃伦命题”能够增进对技术创新源泉与经济增长逻辑的理解。其中，人类的求知本能，有助于事实发现、认知积累与知识创新；人类的功利本能，有助于诱导技艺改进、工具革新与技术创新；人类的亲善本能，有助于思想的传播与知识的分享，并通过技术的推广与渗透扩大公共利益，从而改善社会福利。由此可见，“凡勃伦命题”能够为理解创新行动及其溢出效应提供基本的逻辑线索。

基于“凡勃伦命题”，将人类“三项本能”与新质生产力的“三大催生”连接起来，有助于打开颠覆性技术创新、采纳及其渗透的“黑箱”。其中，由“求知本能”驱动的颠覆性技术创新，其创新主体主要是思想家与战略科学家，其有效性来源于思想市场及其竞争；由“功利本能”驱动的技术采纳与生产要素创新性配置，其创新主体主要是企业家群体，其有效性来源于企业家市场及其竞争；由“亲善本能”驱动的技术渗透与产业深度转型升级（产业创新），其创新主体主要是政府，其有效性来源于国家之间的战略竞争。

值得注意的是，求知本能及其思想家与战略科学家、功利本能及其企业家群体，并没有得到新古典经济学应有的重视。尽管政府功能受到广泛关注，但其亲善功能没有得到恰当的机理性阐述。已有研究表明：第一，好奇心对教育、探索和科学发现有着重要的驱动作用，且在信息时代的重要性将越发突出，并成为经济增长源泉的主要力量之一（Wojtowicz and Loewenstein, 2020）。第二，新制度经济学认为资源的错配与交易成本有关，并将帕累托状态之外的其他情形均视为非效率的。事实上，降低交易费用的政策努力所付出的代价或许比帕累托改进所获得的效率更大。交易成本在相当大的程度上由信息成本决定，只有当企业家在竞争性过程中稳定传递信息流给市场参与者时，信息成本的降低才成为可能（柯兹纳，2013）。第三，营商环境是企业决策与价值创造的基础。作为重要的善治手段，政府信息公开会激励企业家花费更多时间开展生产性活动。政府信息公开会通过缓解政策信息不对称（预期效应）、提高政府监管效能（规范效应）等机制影响企业家活动及其配置（于文超等，2023）。

基于上述分析，可构建新质生产力的“三项本能×三类主体×三大催生”的逻辑分析框架（见图5）。

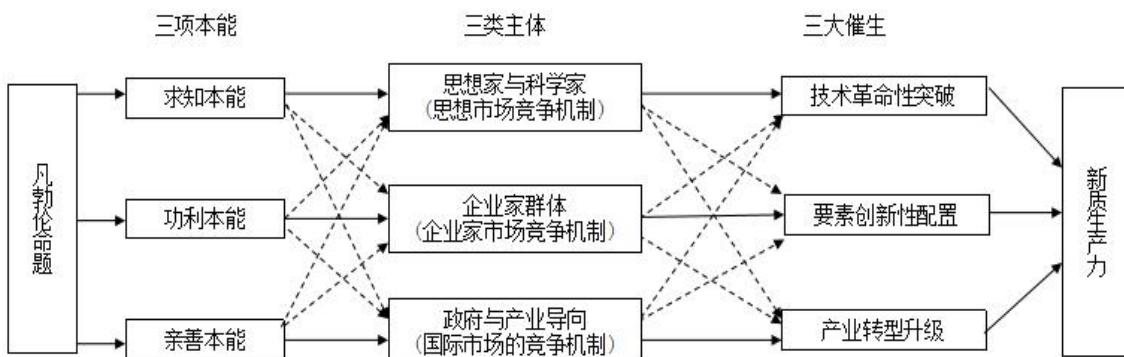


图5 理解新质生产力：一个逻辑分析框架

（二）求知本能、思想市场与规律性探索：技术革命性突破

1. 求知本能与思想市场。创新性与创造力是技术革命性突破的核心驱动力。认知层面的好奇心和求知本能作为重要的内在动机，被认为是激发人类创造力的先决条件。好奇心是人类在认识世界过程中，天生具有的对未知和新异事物进行探索的心理倾向，并形成热衷于非确定性、新奇感、复杂性以

及探索的本性偏好。由此所激发的创造性思维与规律性探索，往往是颠覆性创新与革命性创新的源头（李珍，2020）。事实上，如果人类缺乏对天体运动的好奇心、缺乏对自然界基本现象及其生成机理与规律性的求知欲，人类就不可能建立起时间概念。对时间、季节与历法的规律性把握，以及由此形成的因地制宜与因时制宜的行为响应，是人类生存最为重要的规律性遵循。

在科学研究领域，从科学家发现一个新现象到转化为技术与使用，大约需要历时 20~40 年（李珍，2020）。问题是，由好奇心所激发的奇思妙想，有可能被社会压制并泯灭，众所周知的“日心说”即如此。许多重大的科技创新都源于异想天开。例如，星链计划、脑机接口、元宇宙等，都是经由想象提出来的。技术变革尤其是颠覆性技术的变革，往往来源于思想与原理的重大突破，但如果没意见市场与思想市场的有序竞争，就很难有新的科学理念的出现和传播。正因如此，科斯（2012）强调思想市场及其竞争的重要性。他指出，竞争性思想市场的发育，能够培育宽容并诱导优胜劣汰，从而能够在思想竞争中克服偏见、自负与误导。没有这样的思想市场，人才的多样性必将枯竭，长此以往必然导致科技创新乏力。现代经济增长理论对经济增长动力的认识已经不断深化，其中，思想市场的重要性不断凸显。最新的、基于交流的内生增长理论认为，微观个体思想交流的速度以及与谁进行交流，将决定总体的经济增长率（叶初升等，2023）。

2.好奇心、创新发明及其证据。在人力资本构成中，许多知识与技能可以通过后天习得，但有些“异想天开”的认知却来源于与众不同的先天心智，例如警觉、判断与创造性破坏。一项有趣的研究证明了好奇心与技术创新的内在关联性。Litina and Fernández (2020) 证明，接触罕见的自然事件会激发好奇心，诱导人们思考并进行规律性探索，从而促进科技创新并最终促进经济增长。例如，作为一种天体现象，日全食是随机外生的，但地球上不同地域的人们能够观察到的频率是有差异的。日全食往往会影响狗、蛙、鸟等动物的异常行为以及天象的频繁、异常变化，可能激发人们探索自然的好奇心，促使人们形成文字与记录，促进分析与推理，甚至诱导在历法等方面的规律性探索，从而启迪族群的复杂思维与创新活动。这两位作者利用公元前 2000 年至公元 2000 年长达 4000 年数据的分析结果表明，族群所经历日全食越多，其所具有的好奇心越能显著促进科技的创新发明与技术水平的提升，越能提升由城镇化水平（人口密度）所表达的经济发展水平，越能推进由政治层级数量所表达的社会发展。

（三）功利本能、企业家与技术渗透：要素创新性配置

1.认识市场的本质：企业家的作用。要素创新性配置是催生新质生产力的重要方面。尽管新古典经济学认为市场竞争是实现要素配置的基本方式，但这一竞争过程的驱动力既不是由消费者提供，也不是由生产资料（土地、资本、货物与劳动力）所有者提供，而是由追求利润的企业家提供。为此，柯兹纳（2013）把市场看作一个创业驱动的过程，看作一个与“创业警觉”“创业发现”相关的知识分散过程，看作企业家之间为发现分散的知识展开竞争的过程。所以，企业家的本质是搜索和发现尚未被利用的知识及其所隐含的机会，并以此来驱动市场竞争。因此，企业家精神的核心是：一方面，在非均衡的市场中，企业家对潜在的利润机会保持着高度的“创业警觉”，并通过“创业警觉”获利；另一方面，市场非均衡因市场参与方的“无知”而存在，企业家的“发现”则有助于消除初始的“无知”，并通过“创业发现”而获利。

2.功利本能：企业家精神与要素创新性配置。在“赢利性”或者如凡勃伦所说的“功利本能”的驱动下，企业家利用其独特的“警觉”“发现”做出创业行动，包括使用新技术，雇用对分散知识有搜索、识别、采纳能力的工程师、技术工人、企业管理人员以及商业业务人员，进行有效率的资源配置与市场运作。当然，企业家的“赢利性”或“功利本能”并不能等同于“自私的利己主义”。第一，分散知识的利用，包括利用由价格、生产工艺、技术装备、产量选择、要素投入等方面因素所引发的资源配置扭曲的信息，使企业家的创业行动能够有助于纠正市场中的行为偏差，从而优化资源配置，推动经济增长（张利飞和张运生，2023）。第二，企业家发现市场机会可以引发更多的创业行为，而创业行为的逐利与竞争，会诱导越来越多的创业企业为社会创造就业机会并推进国家经济繁荣。

尽管在熊彼特（1991）看来，创新包括不同的方面，例如开发一种新的产品、采用一种新的生产方法、开辟一个新的市场、控制一种新的供给来源、建立一种工业新组织，但创新的主体是企业家。不同的是，企业家的创新并不必然建立在新的科学发现基础上，而是通过对不同要素进行重新组合，对市场过程中的机会做出反应。如前所述，技术革命性突破是重要的，但技术的采纳尤其是技术的渗透更具有革命性意义。发明是播撒种子，企业家则是将其变为果实。事实上，企业家基于其“警觉”“发现”所进行的创新性活动，包括通过赋能新型劳动力、新型劳动工具与新型劳动对象，对土地、资本、技术、知识、管理、数据等生产要素进行的创新性配置，与技术革命性突破或颠覆性技术创新紧密关联，从而成为技术采纳与技术渗透的能动性主导力量。

3.要素创新配置的关键：企业家与颠覆性技术渗透。颠覆性技术创新可以表达为不同的情形，包括新原理和新发现的原始创新、现有技术的集成创新与应用、技术的跨领域转移与重新组合等（王安等，2017）。但颠覆性技术的采纳与扩散往往会破坏原有的技术轨迹、突破技术发展的瓶颈，进而开辟新的技术路径。所以，一方面，理解和认识颠覆性技术，在初始期通常具有模糊性；另一方面，颠覆性技术对市场及其要素配置会带来怎样的影响，也具有不确定性。正因如此，企业家独有的“警觉”“发现”等先天禀赋，使其在资源配置、生产经营中发挥了组织者和领导者的作用。

如前所述，高水平的经济增长，特别是颠覆性技术所诱导的要素发现与要素创新性配置，在很大程度上源于企业家的认知判断与策略选择。所以，企业家精神隐含的一个重要功能是，通过企业家市场的信号传递、学习与模仿，加快技术在产业链、关联产业乃至更广泛的要素与产品市场的渗透，从而减缓采纳颠覆性技术的时滞，加快从技术奇点到经济奇点的转变，并由此缩短经济长波时间^①。经济增长的国家差异，源于技术水平的差异，更源于技术渗透范围的差异，特别是企业家精神与企业家市场发育的差异^②。在经济增长的背后，在经济长波周期迭代的背后，隐含着企业家功能的

^①熊彼特（1991）认为，企业家创新的非连续性，导致了经济发展的周期性，从而引发了经济长波。这一判断是值得商榷的。第一，熊彼特混淆了技术创新与企业家创新的本质差异；第二，企业家的创新应该是随机的，并且是多样的，不存在“非连续性”问题。显然，熊彼特在这里忽视了企业家的异质性特征。

^②中国改革开放后，由外资的大量进入、技术的广泛引进、产业的快速转移尤其是企业家市场的范围扩展所造就的“经济增长奇迹”，能够对此提供生动的例证。

决定性机理：技术革命频率的加快，由企业家推进的技术采纳、技术渗透与要素的创新性配置，将不断缩短经济长波，加速经济增长（见图 6）。已有研究证明：技术复杂性增加有助于推动企业在技术采纳（研发、发明专利）、产品市场竞争与资本市场竞争方面的响应行为（侯晓晨和徐玉德，2024）；企业家精神在直接促进技术创新扩散的同时，也通过加强知识共享间接地促进技术创新扩散（孙冰和田胜男，2022）。

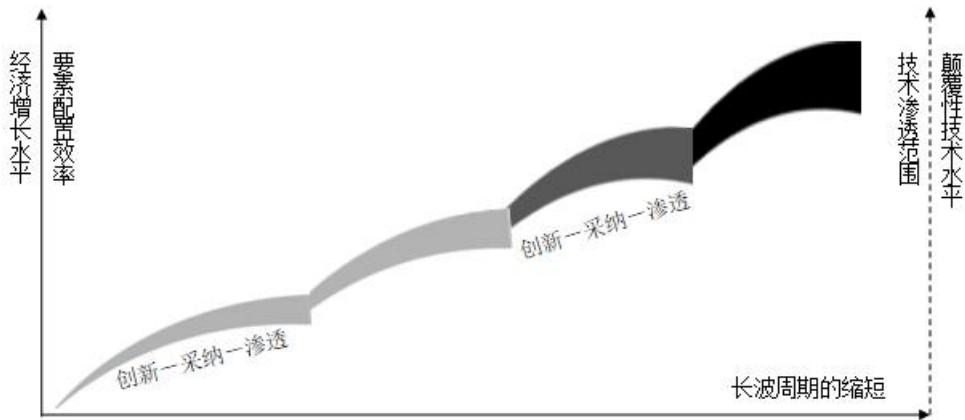


图 6 企业家推进要素创新性配置：技术渗透与经济长波

（四）亲善本能、国家竞争与技术竞争战略：产业深度转型升级

1. 亲善本能、行为诱导与政府职能。从合意性与合法性来说，国家可以被视为全体国民基于共同利益所组成的利益共同体。政府在逻辑上是代表着共同体行使强制权力的合法组织。从这个层面来说，政府具有维护公民权益、保护公共利益并促进民众释放心底道德资源与亲善本能的重要功能。

政府是由人构成的，不能排除自利性与机会主义行为动机（Buchanan, 1975），但长期性的国家竞争能够约束政府的自利与短期行为。Thies (2004) 的研究能够为此提供一个反事实证据。该作者基于 1975—2000 年 83 个后殖民发展中国家的实证研究表明，国家的外部竞争（威胁）显著刺激了国家汲取能力的提高，这在验证国家掠夺理论的同时，从国家治理偏差角度证明了原殖民国家落后的重要根源。有人将西欧的经济崛起归功于多中心的国家体系，因为多中心的竞争关系能够促进知识多元化，使得竞争性的思想市场成为可能，并激励了制度创新和国家能力建设投资（戴蒙德，2016）。《孟子·告子下》中深刻地指出：“入则无法家拂士，出则无敌国外患者，国恒亡。然后知生于忧患而死于安乐也。”（杨伯峻，2016）即：一个国家，如果在内没有坚守法度的大臣和足以辅佐君王的贤士，在外没有与之匹敌的邻国和来自外国的威胁，就常常会有覆灭的危险。这阐明了国家竞争与政府善治的关联性。一个亲善且善治的政府，应该能够诱导并协调不同的利益主体形成一致性的集体行动，从而努力实现公共利益的最大化。

新的全球化进程所导致的大国竞争，已经转向了全产业链控制能力的竞争。产业政策、市场规模与尖端技术成了主导竞争的核心因素。鉴于思想市场与企业家市场的重要性，政府有必要围绕国家科技战略与产业战略对这两类市场主体进行行为诱导与规范。一方面，正如 Coase (1974) 所言，知识分子往往表现一种褒思想市场而贬商品市场的失之偏颇的倾向。如果说商品市场存在不完全性，那么，

思想市场的偏差与误导性至少与商品市场一样普遍。所以，抑制思想市场的功利性，维护基于好奇心的纯洁性与亲善本能的利他性，就应该强调政府对思想市场进行适当干预、包容与诱导的必要性。另一方面，在技术采纳与渗透中，企业家也会犯错，创业也可能失败，这需要政府与社会的包容与支持。但重要的是，企业家的短期行为、垄断行为、利用信息不对称的选择性策略，尤其是利用技术专利制度攫取垄断租金而损害公共利益，既会导致市场的偏差，也会导致技术渗透与产业转型升级的偏差。因此，开放企业家市场、规范企业家行为、激励企业的社会责任，是政府发挥职能的重要方面。

2.国家科技竞争、战略性产业导向与产业深度转型升级。按照传统的竞争逻辑，土地与人口规模、科技水平、经济实力与军事实力，一直是国家间竞争的重要构件。但在新的历史阶段，科技竞争已经成为国际竞争尤其是大国博弈的核心内容。最具代表性的事实是，美国以国防部高级研究计划局、国土安全先进研究项目局、能源部先进研究项目局等机构为牵引、多主体参与构建的颠覆性技术创新生态系统，先后诞生了互联网、隐形飞机、GPS 等改变“游戏规则”与世界经济格局的颠覆性技术（李莉等，2023）。推进颠覆性创新以抢占科技前沿，尤其是推进有组织的科技创新，已成为国家科技与产业竞争的重要方式（见表 2）。

表 2 国家竞争、技术革命与产业发展

霸权周期		领导国	挑战国	政府行为	技术变迁
第一次	1516—1580 年	葡萄牙	西班牙	皇室资助航海事业与航海技术改进	地理大发现
第二次	1609—1688 年	荷兰	英国、法国	成立皇家学会等，资助与军事技术相关的力学、弹道学研究	科学革命
第三次	1714—1792 年	英国	法国	资助与军事技术相关的研究，促成了蒸汽机的改进	第一次技术革命
第四次	1815—1914 年	英国	德国	政府资助和采购，带动了钢铁、内燃机、有线电报等产业的发展	第二次技术革命
第五次	1945—1991 年	美国	苏联	政府资助和采购，带动了计算机、软件等产业发展	第三次技术革命
第六次	2020 年以来	不确定	不确定	数智化、绿色化、蓝色化、新生物学和再生革命、新物理学和时空革命（可能）	颠覆性科技革命

资料来源：黄琪轩（2018）。

应该认识到，人们已经习惯了工业化就是机械化、电气化、信息化等传统认知。事实上，无论是机械化大工厂时代的钢铁、水泥等产业，电气化时代的汽车、火车等产业，还是信息化时代的计算机、通信设备等产业，都面临着重大的产业转型升级与绿色低碳革命的挑战（张建君，2024）。一个显著的趋势是，传统工业正在成为战略性新兴产业和未来产业的基础性行业，而颠覆性技术所主导的产业支撑和产业引领全面升级，正在要求所有行业都必须结合新的技术革命与数智化态势，全面实现产业的转型升级。产业转型升级至少包括两个方面：一是推动传统产业的动能改造转换，培育战略性新兴产业和新动能，催生未来产业；二是分别以战略性新兴产业带动经济结构质态升级，以未来产业培育引领结构演进的方向。产业安全、产业升级与产业战略，越发成为国家竞争的关键方面。

要特别说明的是，在“三项本能×三类主体×三大催生”的逻辑框架中，思想家（战略科学家）、企业家与政府三大主体并非各自独立作为，它们之间有着重要的互动性。如图 7 所示，主体之间形成良性互动的创新生态，即不断扩展的思想市场、不断发育的企业家市场，以及有界又有为的政府作用，形成交集且交集范围不断扩大，是发展新质生产力的重要保障，并决定着新质生产力的提升空间。

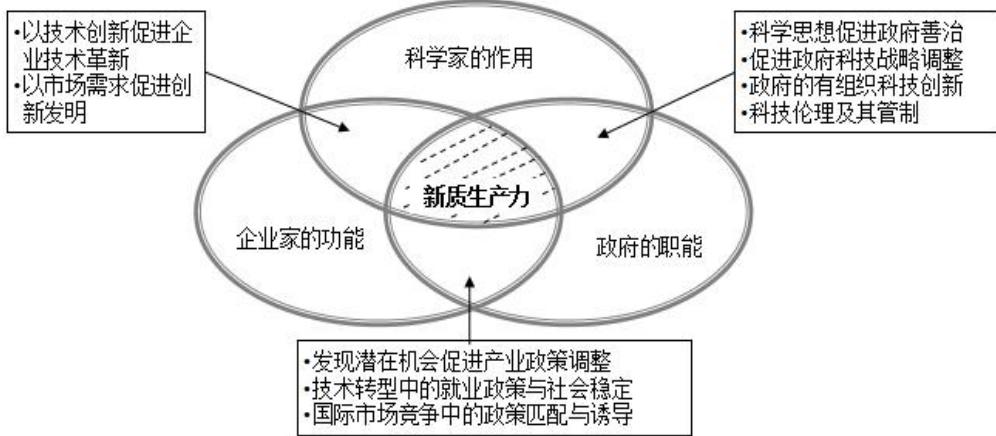


图 7 发展新质生产力：战略科学家、企业家与政府的互动关系

（五）全要素生产率：“熊彼特—张培刚”生产函数及其基要性变革

新质生产力以全要素生产率大幅提升为核心标志。如前所述，全要素生产率的测度源于索洛的核算公式，是剔除资本、劳动等投入要素外其他所有因素所带来的产出增长率，即索洛余值。这一余值的提高通常被归因于科技进步和技术效率提高。因此，全要素生产率契合了新质生产力的发展要求。

1. 从索洛余值到“索洛悖论”：技术进步与全要素生产率。信息与数字技术是现代科技进步的重要突破。然而，索洛基于对计算机广泛使用的考察发现，信息技术并未有效提升全要素生产率。他抱怨道，“计算机时代来临的迹象随处可见，唯独生产率的统计除外”（Solow, 1987）。这就是广受关注的“索洛悖论”。很长时间以来，经济学家因按照索洛公式找不到新技术带来生产率提升的证据而倍感沮丧。甚至有人认为，人类可能将因此生活在一个“索洛悖论”的时代（Capello et al., 2022）。

对此，Brynjolfsson and Kahn (2002) 给出了多个层面的解释，包括对技术的过高期望、统计数据与经济核算的误差、产业差异带来的租值耗散，以及技术配套的滞后。索洛公式源于对投入产出的核算，但 GDP 统计的是市场中交易的商品和服务，遗漏了生活便利提高、劳动强度与危险降低、闲暇时间增加等众多与人们生活质量紧密关联的方面。显然，这些无法在全要素生产率测度中得到反映。

应该重视三个方面的问题。第一，数据既可以作为新要素投入，也可以与旧要素形成新的组合。问题是，数据要素本身的创新性，使其在不同组合中所具有的价值是未知的。这类创新性无法由索洛模型所刻画的产出特征与函数性质来表达。第二，“索洛悖论”并不是因为互联网等新技术对经济增长没有贡献，而是因为新技术与传统产业的组合存在滞后性，而且在不同行业表现异质性与“经济奇点”。第三，随着数字技术的发展，由资本所体现的技术进步、由机器人替代所节省的劳动力，将会

越发成为基本趋势。而由索洛公式所设定的资本和劳动力之间的单一的替代弹性并不合理。可以认为，在颠覆性技术革命尤其是人工智能革命背景下，需要改变由索洛模型来表达经济增长的生产函数及其所测度的全要素生产率的方式。

2. “熊彼特—张培刚”生产函数：基要生产函数及其超越。一方面，熊彼特（1991）认为，企业家的创新是“生产要素的重新组合”，并将“新组合”引入生产体系，以“建立一种新的生产函数”。尽管已有研究对熊彼特的思想进行了形式化的内生增长模型表达（Aghion and Howitt, 1992），但几乎都没有有效刻画颠覆性技术及其渗透价值，因而对由创新引发的“生产函数”的决定性机理的认识非常有限。另一方面，张培刚（2014）将“工业化”（可理解为长期经济增长）界定为：“一系列基要的‘生产函数’连续发生变化的过程。这种变化可能最先发生于某一个生产单位的生产函数，然后再以一种支配的形态形成一种社会生产函数而遍及于整个社会。”其中，由“基要”生产函数变化所诱致的其他生产函数变化，表达了技术进步所呈现的报酬递增（罗必良，2022）。

基于上述分析，可以将熊彼特的因创新形成的“新的生产函数”与张培刚的“生产函数连续发生变化”结合起来，统称为“熊彼特—张培刚”生产函数。按照前文所分析的新质生产力的催生逻辑，在此系列生产函数中：①技术创新尤其是颠覆性技术的引进，构成了第一级新的基要生产函数；②颠覆性技术采纳应用与劳动者、劳动资料、劳动对象所形成的新的组合及生产要素创新性配置，构成了第二级新的基要生产函数；③颠覆性技术的渗透所推进的产业深度转型升级，构成了新质生产力第三级基要生产函数连续发生变化的跃迁过程。图8是“熊彼特—张培刚”生产函数的一个示意性刻画。

在图8中，无论是一般性技术创新还是颠覆性技术创新，它们都有生产函数连续发生变化的可能性空间（分别由 G_1 和 D_1 表达的可能性曲线）。但不同的是，颠覆性技术创新不仅实现了生产力的革命性提升（从产出 Y_0 到 Y_1 ），而且由 D_0 扩展到 D_1 的可能性空间更大，并相继通过技术创新、技术采纳与广泛技术渗透的连续性生产函数变化，“爆发性”地推进了经济全面增长。可以认为，由颠覆性技术所引发的生产要素创新性配置与产业深度转型升级，具有规模经济与报酬递增的经济增长性质。

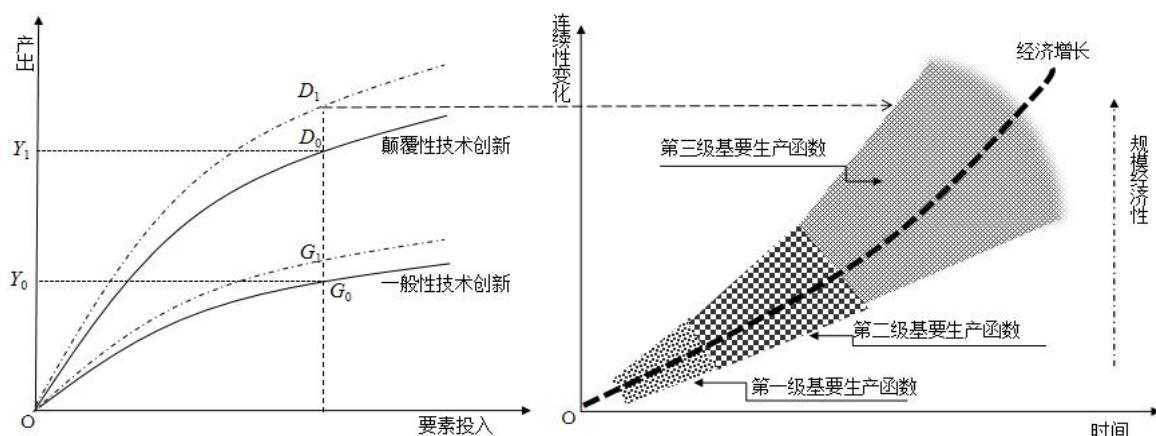


图8 新质生产力：“熊彼特—张培刚”生产函数

资料来源：参考高芸和赵芝俊（2020）绘制。

钟茂初（2024）对新质生产力生产函数做了如下抽象化处理：①将与颠覆性技术创新相关联的各

类投入（研发、基础设施、人力资本等），视为新的资本类生产要素；②将由颠覆性技术推广应用所驱动的经济活动资本规模，视为新的生产要素的配置特征；③由于颠覆性技术所驱动的经济活动具有循环扩张的特性，因此新构造的生产函数具有规模递增效应，而颠覆性技术与传统产业的融合具有替代效应的性质。由此，在传统生产力向新质生产力的转型过程中，其整体经济活动 Y ，由资本(K_0)驱动的传统经济活动(Y_0)与由颠覆性技术驱动的新型经济活动(Y_1 , X 为新质生产要素)加总构成。此外，考虑到新质生产力的底色是低碳绿色(E 为碳排放额度)，于是，有如下生产函数：

$$Y = Y_0(K_0(E_0)) + Y_1(X, K_1(E_1)) \quad (1)$$

经济增长即可表达为：

$$\Delta Y = \frac{dY_0}{dK_0} \frac{dK_0}{dE_0} \Delta E_0 + \frac{\partial Y_1}{\partial X} \Delta X + \frac{\partial Y_1}{\partial K_1} \frac{dK_1}{dE_1} \Delta E_1 \quad (2)$$

不过，(2)式的这一表达是新古典经济学的范式，无法刻画颠覆性技术革命带来的基要生产函数的跃迁。对此，本文做进一步的修改。经济活动的主体是企业家，因此，构建企业家决策的生产函数。在传统生产力向新质生产力的转型过程中，其整体经济活动 Y 表现为：在企业家的利润最大化动机驱使下，由资本(K_0)驱动的传统经济活动(Y_0)会被由颠覆性技术驱动的新型经济活动(Y_1)所替代。颠覆性技术采用的资本要素为 K_1 。当然，如果 K_1 与 K_0 不同，那么，前者可视为新质生产要素；如果 K_1 与 K_0 相同，颠覆性技术表现为生产函数 $Y_0(\cdot)$ 到 $Y_1(\cdot)$ 的迭代；或者两者兼而有之。无论哪种变化，经济活动水平的跃迁都无法在新古典经济学的边际分析框架下进行讨论。因此，经济增长可表达为企业家在两种完全不同技术上的理性决策过程：

$$Y = \text{Max} \{Y_0(K_0), Y_1(K_1)\} \quad (3)$$

应该强调的是，由新质生产力所践行的创新、协调、绿色、开放、共享的新发展理念，以及由此呈现的高质量发展格局，将使得未来的全要素生产率可能并不局限于物质层面的经济增长。人们对美好生活的需要，将使得精神生活与福利最大化成为主导方向。因此，基于福利维度的核算方式与生产率测度，将对以索洛模型为核心的全要素生产率（包括与之相关的数据包络分析和随机前沿分析）的传统测算体系形成重要的方法论挑战。可以预期的是，增长理论的未来发展可能并不局限于生产函数方面的考量，而一个具有开放、包容、可持续的福祉改善的增长方式，需转向“算法”模型的开拓，从而实现与新质生产力发展相对应的研究范式转型（谢丹阳和周泽茜，2019）。

四、以新质生产力推进农业高质量发展：目标定位与努力方向

党的二十届三中全会要求“健全因地制宜发展新质生产力体制机制”。立足新质生产力的催生逻辑和这一实践要求，以新质生产力推进农业高质量发展，必须立足中国的农情与目标定位，推进农业领域的颠覆性技术创新，特别是技术的渗透与生产要素的创新性配置。而依赖于新质生产力的农业业态与产业结构体系，应该是农业高质量发展的重要线索。

（一）中国情境：农业发展需要什么样的新质生产力

中国用占世界 9% 的耕地、6% 的淡水养活了世界近 20% 的人口（郭永田，2024）。这个卓越的成就来之不易，中国为之付出了巨大的历史性努力。同时，也还面临着巨大的长期性约束。推进中国农业的高质量发展，既需要通过发展新质生产力来解决历史遗留问题，也需要通过发展新质生产力来化解长期的挑战问题。

1. 大国人口与“马尔萨斯陷阱”——如何化解紧张的人地关系，是农业领域发展新质生产力必须面对的禀赋特性。中国是资源总量大国和人均资源小国。在中国历史上，人地矛盾曾经多次引发饥荒与治乱循环而陷入“马尔萨斯陷阱”。庞大人口规模对耕地资源构成了历史性的长期压力：一方面，中国农作物播种面积基本稳定在 25 亿亩左右，按照复种指数 1.3 测算，至少需要 19.2 亿亩耕地作支撑，足见中国现有 19.18 亿亩耕地已经种足种满；另一方面，目前中国耕地质量平均等级仅为 4.76 等，其中 7~10 等低质量耕地占 22%，且水土资源空间分布不均衡不匹配，具备灌溉条件的耕地仅约五成（郭永田，2024）。因此，发展农业领域的新质生产力，必须切实贯彻藏粮于地、藏粮于技战略，既要强化耕地数量与质量保护，提升并拓展耕地的潜在生产能力，又要不断拓宽食物来源，切实贯彻大农业观、大国土观与大食物观，全方位夯实国家安全的食物根基。所以，中国农业迫切需要通过革命性的技术手段来发展能保障粮食安全与耕地资源安全的新质生产力。

2. 农业垦殖与“资源诅咒”——如何打破低水平循环陷阱，是农业领域发展新质生产力必须面对的生产特性。自然资源丰裕与否并不是一国经济发展的决定因素。丰富的资源条件甚至会导致经济增长的禀赋依赖而出现“资源诅咒”。尽管中国农业资源并不丰裕，但数千年的农耕历史却陷入了低水平农业垦殖的“资源诅咒”。中国的农业历史，本质上是依赖于“低层次平面垦殖”来维系“人口—土地—粮食”的循环史。人口的增加，必须依赖土地的不断垦殖来谋求粮食保障，粮食保障所增加的人口又加剧了对土地垦殖的压力……，如此循环往复，既引发了生态环境的不断恶化，又诱发了超稳定差序社会结构与封闭农业经济结构的路径依赖（中国农村发展问题研究组，1984）。迄今为止，中国农业依然处于较低的开发层次。世界银行数据显示，2019 年中国劳均农林牧渔增加值为 5609 美元，仅为美国的 5.6%、日本的 31.6% 和欧盟的 22.0%（罗必良，2023a）。所以，中国农业迫切需要通过生产要素的创新性配置来发展能促进农业可持续发展的新质生产力。

3. 小农经营与“舒尔茨假说”——大国小农格局如何转型，是农业领域发展新质生产力必须面对的组织特性。小农户家庭承包经营是中国农业经营的基本格局。如何将小农户融入现代农业发展进程，使其成为推进农业转型以及高质量发展的中坚力量，是中国农业现代化历史进程中的重大议题（罗必良，2022）。舒尔茨（1987）认为，在传统农业中生产要素和技术水平保持不变的低水平均衡情形下，唯有通过外生干预来引进新的生产要素，才可能促进传统农业的现代化转型。但长期的实践证明，舒尔茨的理论主张，虽被众多发展中国家作为农业发展的政策指南，但并未取得令人满意的效果（罗必良，2022）。因此，如何突破小规模农户采纳现代科技的门槛约束，如何将小农户引入现代农业发展轨道，并让广大农民分享农业分工经济与现代化的发展成果，是中国农业高质量发展中面临的重要挑战（罗必良，2017）。在以新质生产力推进中国式农业现代化的新征程中，更不能忽视农民与农户等

微观主体不可替代的力量。所以，中国农业迫切需要通过现代农业产业转型与动能转换来发展能促进高质量发展的新质生产力。

（二）本质规定：中国农业高质量的目标定位

发展新质生产力，核心在于促进高质量发展。由中国的国情与农情所决定的新质生产力的发展方向，框定了中国农业高质量发展的目标定位。

一是农业生产能力大幅增强。保障粮食和重要农产品的供给，始终是中国农业发展的头等大事，提升供给保障能力是建设农业强国的首要目标（罗必良，2024）。对于人口众多的中国来说，端牢“饭碗”是天大的事情。所以，确保“粮食安全”“社会安定”，是比“经济发达”更加迫切的要求（罗必良和陈良彪，2022）。因此，由新质生产力所支撑的农业高质量发展，必须着力促进粮食等重要农产品生产能力的大幅增强，夯实农产品供给的基本功能。

二是农业生产效率大幅提升。“着力提升全要素生产率”是推动农业高质量发展的重要方向。然而，以劳动力和土地来推进农业增长的传统模式以及以化肥、农药与水资源大量粗放使用扩大产出的模式，已经难以为继，通过技术进步提升全要素生产率则变得日趋重要。科技兴农、技术惠农已然成为转变农业生产方式、引领农业现代化进程的基本理念（罗必良和耿鹏鹏，2024）。通过生产性外包服务化解小农户采纳现代科技的门槛，以迂回投资的方式赋能小农户引进现代生产要素，是提高农业生产效率的重要方式。因此，由新质生产力所支撑的农业高质量发展，必须着力提高资源利用率与配置效率，着力激发农业全要素生产率增长动能。

三是农业生产业态大幅转型。打破低水平循环陷阱，必须着力推进农业业态的转型与拓展。第一，突破农业的禀赋依赖特性。必须坚持大国土观，充分发挥不同地区的自然资源比较优势，不断拓展农业的广度与深度。统筹推进农业生产布局由平原向山地延伸、由陆域向海域拓展，向森林、江河湖海要食物、要营养。第二，突破农业的生命节律特性。通过基因工程、现代种业、智能装备与农业算法的突破，以生境营造工程技术、人工光源研发技术、温室调控技术等，打破农业的生命节律约束，不断拓展农业技术边界和农业生产边界。第三，突破农业的产品生产特性。在保障食物安全的基础上，既要注重农业多种功能的深度开发，促进一二三产业融合发展，又要注重农业新兴产业、新业态的广度拓展，大力发展营养农业、医疗农业、生物质农业和碳汇农业。由此，以新质生产力推动农业向绿色低碳、持续高效、智慧智能与业态创新的“大农业”方向发展（魏后凯和吴广昊，2024）。

四是农业生产韧性大幅强化。农业是国家稳定与发展的基本盘，在危机动荡和不确定环境中尤其考验一个国家农业的韧性。面对资源禀赋约束趋紧和食物消费结构升级的矛盾，中国必须统筹利用国际和国内两个市场两种资源，努力形成以国内大循环为主体、国内国际双循环相互促进的新发展格局。面对地缘政治、贸易保护、自然灾害和生物性公共安全事件等风险冲击越发频繁的态势，中国迫切需要增强农业面对内外部风险的生产韧性，努力发展新质生产力推进农业高质量发展，从而以绿色高效确保资源环境的可持续、以智能科技应对气候与灾害冲击、以先进种业科技应对生物安全、以产业链完整性应对地缘政治风险（罗必良，2024）。

五是农业生产收益大幅增加。中国式现代化是人口规模巨大的现代化，是全体人民共同富裕的现代化。农民作为社会低收入群体，是实现全体人民共同富裕特别要重视的群体。中国举全国之力打赢了脱贫攻坚战，但不可忽视的是，尽管农村居民收入在不断提高，但城乡之间的相对收入差距仍然十分明显。长期以来，中国农民的收入增长主要来源于农业的经营性增收与外出务工的工资性增收，但是，一方面，农业生产成本的不断上升，尤其是小规模的经营格局，使农民从农业经营实现增收的空间极为有限；另一方面，城市产业的转型升级，尤其是资本、技术对劳动的加速替代，使农民的非农就业空间及其工资性收入增长空间日益收缩。因此，必须多措并举扩展农民收入来源。事实上，农业的多功能价值属性隐含着农民增收的广泛潜力。由新质生产力所支撑的农业高质量发展，通过技术赋能拓展农民增收渠道，能助力共同富裕。

（三）努力方向：以新质生产力推进农业高质量发展

建设农业强国，迫切需要加快发展以高质量发展为目标、以颠覆性农业技术创新为引领、以农业生产要素创新性配置与农业产业深度转型升级为支撑的农业领域的新质生产力。基于中国农情与目标定位，农业领域新质生产力的着力点与发展方向，可表达为“一个主导”“两个支撑”“六大行动计划”。其中，“一个主导”是指推进颠覆性农业技术创新；“两个支撑”是指推进农业要素创新性配置、推进农业产业深度转型升级；“六大行动计划”是指未来农业科技行动计划、农业新兴产业行动计划、农业数字化行动计划、低碳循环农业行动计划、新型农业经营主体培育计划、乡村振兴科技行动计划。

1. 推进颠覆性农业技术创新。推进农业高质量发展，建设农业强国，必须面向世界农业科技前沿，通过颠覆性技术创新，加快科技兴农发展步伐。其中，农业生物技术、生物质工程技术、信息智能技术等，作为科技创新最活跃的前沿方向，对农业领域的新质生产力发展具有突破性意义。

一是合成生物学和基因组学育种技术。实现生物制造的底层技术、装备与原料的自主可控，是农业科技竞争的重要方向。①DNA 测序与合成、基因组设计构建、基因编辑等，构成了合成生物学的底层技术；②DNA 合成原料、工具酶、工业酶、生物试剂等，构成了合成生物学的底层原料；③高通量、低成本的 DNA 合成仪开发等，构成了合成生物学的底层装备。在此基础上，合成生物学利用“底盘+模块+元件”的思路，有目标地创建新生命体系，已经对以往农业育种以驯化、诱变为主导思想的育种思路进行了扩展（高芸和赵芝俊，2020）。在动物育种方面，利用基因组信息直接进行基因组选择，对目标性状进行准确选育，颠覆了过去大群体遗传评估、后裔验证的传统育种技术路线（王栋等，2018）。应该强调，种业创新并非独立事件，既要与节地节水、生物多样性保护与大农业发展方向紧密结合，又要与良田、良机、良法、良制合理匹配（罗必良，2023b），不断提升种业创新的技术渗透率。

二是以微生物组学为基础的农业生物质工程。微生物组学是继基因组学后生命科学与生物技术研究领域的重大突破之一。生物质产业具有可再生、清洁、低碳等多途径替代优势。生命科学和新型纳米材料等技术，为农业生物肥料和生物药物发展提供了全新途径和技术支撑，并将推动相关战略性新兴产业快速成长（王栋等，2018）。例如，利用合成生物学制备病虫害防治药物，利用新材料研发高效药物传递系统，利用作物微生物组学和合成菌群学构建生态稳定的多菌种复合微生物材料。通过颠

覆性生物技术革新，将农作物秸秆和畜禽粪污等废弃物进行资源化利用，开发出生物质燃料、生物质能源等新产品，有助于减排增绿并提高农业资源利用度（罗必良，2024）。生物质产业的可再生、清洁、低碳、惠农和对化石能源多途径的替代等优势，可以带动农业机械、生物质加工、生物制造、人造淀粉、热能转化、肥料制造及物流等产业联动发展，实现颠覆性创新。

三是大数据和信息技术支持下的智慧农业。以大数据、云计算、人工智能、区块链等为代表的新一代数字技术，不仅为农业技术的组合创新提供了新手段，而且为农业生产的组织模式变革带来了新机遇。其中，大数据技术已经成为众多科技领域中不可或缺的一环，并支持智慧农业的深度发展。例如，农业动植物生理传感器、动植物生长优化模型、气候变化与农业空间优化模型、现代农机装备与智能机器人，已经成为智能农业的技术热点；基于人工智能的智慧农业将向专家服务系统、远程智能控制系统、农业物联网监测系统、农机与农事服务系统、作物健康与水土肥可视系统等方面快速推进，能够帮助农业经营主体科学决策、规避农业气候风险、促进农业降本提质增效；以加密算法、数据真实、信息共享为特征的区块链技术，能够重构并优化农产品质量安全溯源系统；以新兴传感技术（传感器、红外感应器和无人机等）、计算技术（云计算等）以及网络通信技术（5G等）共同构成的新型农业物联网系统，有助于加快促进农业基础设施的数字化。

2. 推进农业要素创新性配置。农业发展的生产函数已经逐步由土地、劳动与资金的传统要素组合转换为向技术、空间、信息、智能延伸的新组合，生产方式由谋求经济增长转向追求高质量发展，目标取向也由产品生产不断向功能价值开发进行全方位拓展。因此，农业领域新质生产力的发展必须在生产要素上进行创新性与扩展性的组合配置。在农业生产领域，要实现从传统要素到重构基要函数的历史性转变，必须构建“五节约”的激励机制，以节水、节地、节劳、节药、节肥相互协调推进农业的绿色化发展；必须构建“五良法”的匹配机制，以良种、良田、良机、良法、良制相互依存推进农业的高质量发展；必须构建“五要素”的集成机制，以劳动力、土地（国土资源）、动植物（以及微生物）、装备（农机与信息技术）、组织（生产组织、合作组织、服务组织）相互整合推进农业的综合性发展。

推进农业要素创新性配置的重点有以下三点。一是培育高素质劳动力。农业劳动力是生产力发展中最具能动性的因素，也是生产函数中最关键的决定性因素。在传统生产力的构成要素中，劳动力因素主要表达为体力与经验积累。而在新质生产力中，劳动力则必须具备知识、技能以及与新的生产方式相匹配的创新性与职业化精神和素养。二是更新劳动工具。工具革命是生产力跃迁的重要动因。在信息化背景下，推进农业装备的精细化与智能化是最基本的趋势。以气候适应性工具（例如设施农业）应对不确定性、以节律适宜性工具（例如反季节农业）突破时间约束、以地理及资源适宜性工具（例如森林食源）突破空间约束，将极大地拓展农业的传统边界、扩展农业增长潜能。三是拓展劳动对象。劳动工具与劳动对象具有紧密关联性。工具的革命性技术突破，有助于劳动对象的延伸，而劳动对象的扩展，则会为工具的创新发明提供需求导向。颠覆性的技术创新必然会促进农业劳动对象的广泛延伸，森林农业、沙漠农业、海洋农业将成为新的农业形态，细胞工厂、植物工厂、基因工程将成为农业新的生产组织形式，人造食品、定制食品、保健食品甚至药食集成品则有可能成为农业新的产品形

态。此外，观光农业、休闲农业、康养农业、碳汇农业则将颠覆农业劳动对象的传统功能认知。

3.推进农业产业深度转型升级。新质生产力的核心是创新，但载体仍然在产业。推进农业产业的转型升级，必须坚持三个基本原则。一是发挥区域的比较优势。中国农业所具有的多样化的地域特征，决定了新质生产力的发展必须充分因地制宜并凸显其特色产业发展方向，做到宜粮则粮、宜经则经、宜牧则牧、宜渔则渔、宜林则林。二是尊重农民的主体地位。推进农业的高质量发展，建设农业强国，必须全面贯彻以农民为中心的发展理念。要通过科技赋能农民，通过改善农业生产条件和农民就业创业环境，构建符合市场经济要求的乡村产权体系，支持引导农民盘活土地、资金、技术、劳动力等自然资源和社会资源，广辟创业就业空间，拓展就业增收渠道，不断增加农民的经营性收入、工资性收入和财产性收入（罗必良和陈良彪，2022）。三是保护农业文化遗产。农业的产业转型，不能因为谋求经济利益而牺牲精神文明。要大力保护“丰富多彩、特色鲜明、乡情浓郁、古色古香”的农业文化遗产，把农业文化遗产与农业产业深度转型融合起来，让中华农耕文明历史根脉绵延不断并随时代进步而发展演进，成为支撑乡村振兴的宝贵资源与产业转型升级的禀赋根基。

以科技创新推进农业的转型发展，必须把握三个基本方向。一是培育农业战略性新兴产业。坚持创新驱动，推动科技创新、产业创新与制度创新协调互促，带动重点领域和关键环节取得新突破，发展高科技农业产业，增强新兴产业与战略性产业集群发展能级。二是完善农业产业体系。大力推动品质革命，以质量品牌提档升级带动产业集群提质增效，促进集群价值链整体跃升。树立绿色发展理念，加强绿色技术与农艺推广应用，构建农业绿色产业体系。三是优化农业产业结构。积极培育家庭农场、农民专业合作社、农业企业等新型经营主体，促进不同类型的农业适度规模经营；推进农业产业链的延链、补链、强链，完善联农带农机制，实现一二三产业协同发展，促进农业增产提质增效；深化和拓展农业国际合作，加快培育全球性农业食品企业，打造海外食物供应链，增强中国农产品全球供应链韧性。

4.着力实施“六大农业行动计划”。一是面向全球未来农业产业高地，实施“未来农业科技行动计划”。引领未来前沿、抢占产业高地是农业领域新质生产力发展的核心方向。重点在于：①围绕粮、棉等大宗农产品，在种质、选育、繁育等关键环节突破一批核心技术，形成拥有自主知识产权的优良种质资源和新品种；②集成运用生物技术、生物质工程技术与智能技术，加强农业产业链中“卡脖子”技术的研发，强化技术渗透，形成系列品种、种养技术和设施设备相配套的技术体系，应用推广多功能、通用化、智能化、经济型的农业装备设施；③聚焦未来农业的原创性、颠覆性科技重大领域，抢占世界未来农业高科技阵地与产业高地。

二是面向构建现代农业产业体系，实施“农业新兴产业行动计划”。优化产业布局、构建产业体系是农业领域新质生产力发展的必然要求。重点在于：①构建产学研创新联合体机制，加速重大科技成果产业化与市场化；②加速推进传统农业优势产业实现高科技、高效能、高质量质态的迭代升级；③打破农业的时空边界，研发新型健康食品及功能食品，建立健全新型加工产品的质量标准体系，培育形成一批战略性新兴产业；④强化有组织的科研布局，加速发展壮大生物种业、生物饲料、生物肥料、生物制造、新型食品等农业新兴产业集群，构建“战略性新兴产业+传统优势产业+特色优质产业”

的现代农业产业体系，全面提升中国农业产业国际竞争力。

三是面向现代农业发展新形势，实施“农业数字化行动计划”。数字技术与智能化是农业领域发展新质生产力的关键所在。重点在于：①开展交叉研究与联合攻关，赋能农业生产机械化、自动化、智慧化，示范推广设施农业、立体农业、精准农业的智慧化模式，提升农业的集约化水平；②集聚信息技术和人才资源要素的新组合，培育数字农业的专业化队伍与社会化服务组织，搭建并支持数字农业发展联盟；③加快建设科技创新能力强、主导产业突出、设施装备先进、辐射带动有力的数字农业产业园区；④重点发展数字种业、畜禽智能养殖、智慧海洋渔业、数字农机装备、病虫疫情数字化防控、面源污染数字化监测与防控、重要农产品链条智能监测预警等重大工程，不断提升数智化水平。

四是面向绿色发展战略布局，实施“低碳循环农业行动计划”。绿色发展是高质量发展的底色，新质生产力必须提升绿色生产力。重点在于：①加强农业节地、节水、节能、节肥、节药、节材等技术研发，提高农业资源利用效率。②加强农业污染治理、耕地保护、高标准农田建设等的技术支撑，培育壮大生物质产业，促进发展农业绿色生产力。③人工碳汇是碳管理技术体系的重要组成部分，是未来绿色科技发展的重要方向。开展陆地生态人工碳汇、陆地地质人工碳汇、工业人工碳汇、海洋人工碳汇的前沿技术攻关，加强可再生能源驱动二氧化碳转化利用、二氧化碳捕集转化一体化等新兴技术的研发验证与推广，积极培育碳汇市场并与国际市场对接。

五是面向农业经营方式转型，实施“新型农业经营主体培育计划”。必须培育一批农业思想家、农业战略科学家、农业工程师与农艺师、农业企业家，以及广大农业技术人才队伍、服务人才队伍、新型农业产业工人、职业农民与新型农业经营主体。重点是：①深度调动农业战略科学家、农业技术人员和广大农村能人的积极性，拓展农业技术创新的思想源头；②采用多种模式培育经营管理型、专业技能型和技术服务型人才，形成推动技术创新、采纳与渗透的农业职业队伍体系；③搭建农村创新创业平台，实施农村创新创业导师与带头人培育行动计划。④构建技术与人才依赖型的农业产业体系。

六是面向全面推进乡村振兴战略，实施“乡村振兴科技行动计划”。发展农业领域的新质生产力，必须有力、有效带动一二三产业融合协调与乡村振兴发展。重点在于：①树立大国土观、大食物观和大农业观，全方位多途径开发食物资源；②发展农业领域的新质生产力与全面推进乡村振兴战略紧密衔接，提升农业科技服务的能力和水平；③加大农业农村产业发展的投入力度，例如鼓励有条件的地方按市场化方式设立乡村产业发展基金，重点用于乡村产业科技研发；④搭建社会资本与乡村产业振兴的连接通道与激励机制，支持引导和鼓励工商资本参与其中，尤其是通过金融政策配套帮助产业做大做强做优；⑤不断提升重大技术成果的通用化与渗透率，既能促进科技兴农、科技兴村、科技兴民，又能为农业转型、乡村绿美与农村文化价值提升提供持久的科技支撑。

参考文献

- 1.戴蒙德, 2016: 《枪炮、病菌与钢铁: 人类社会的命运》, 谢延光译, 上海: 上海译文出版社, 第437-447页。
- 2.盖勒, 2022: 《人类之旅: 财富与不平等的起源》, 余江译, 北京: 中信出版社, 第7页、第61页、78-92页。
- 3.高芸、赵芝俊, 2020: 《我国农业颠覆性技术创新的可能方向与路径选择》, 《改革》第11期, 第98-108页。

- 4.格雷夫, 2008: 《大裂变: 中世纪贸易制度比较和西方的兴起》, 郑江淮等译, 北京: 中信出版社, 第 2-19 页。
- 5.郭永田, 2024: 《全力提升耕地质量 夯实粮食安全根基》, 《农村工作通讯》第 11 期, 第 28-30 页。
- 6.侯晓晨、徐玉德, 2024: 《产业技术复杂性与企业家技术创新行为》, 《山西财经大学学报》第 2 期, 第 54-67 页。
- 7.郇雷, 2024: 《习近平关于发展新质生产力重要论述的深远意义》, 《理论视野》第 4 期, 第 19-24 页。
- 8.黄琪轩, 2018: 《世界技术变迁的国际政治经济学——大国权力竞争如何引发了技术革命》, 《世界政治研究》第一辑, 第 88-111 页。
- 9.康德拉季耶夫, 1986: 《经济生活中的长波》, 载《现代国外经济学论文选》第十辑, 北京: 商务印书馆, 第 1-20 页。
- 10.科斯, 2012: 《科斯: 中国改革: 商品市场与思想市场的发展》, 《学术界》第 2 期, 第 242-244 页。
- 11.柯兹纳, 2013: 《竞争与企业家精神》, 刘业进译, 杭州: 浙江大学出版社, 第 25-73 页。
- 12.克拉克, 2020: 《告别施舍: 世界经济简史》, 洪世民译, 桂林: 广西师范大学出版社, 第 1-15 页。
- 13.李莉、崔磊磊、刘安蓉、曹晓阳、彭现科, 2023: 《国家颠覆性技术创新战略问题及对策研究》, 《全球科技经济瞭望》第 6 期, 第 9-15 页。
- 14.李芮, 2015: 《经济史研究中的文化偏见——对“大分流”之争的评述与反思》, 《浙江社会科学》第 9 期, 第 32-37 页。
- 15.李珍, 2020: 《好奇心、创造性思维与科技创新》, 《光明日报》11 月 6 日 11 版。
- 16.罗必良, 2005: 《新制度经济学》, 太原: 山西经济出版社, 第 179-184 页。
- 17.罗必良, 2017: 《论服务规模经营——从纵向分工到横向分工及连片专业化》, 《中国农村经济》第 11 期, 第 2-16 页。
- 18.罗必良, 2020: 《制度变迁: 路径依赖抑或情境依赖? ——兼论中国农业经营制度变革及未来趋势》, 《社会科学战线》第 1 期, 第 38-51 页。
- 19.罗必良, 2022: 《基要性变革: 理解农业现代化的中国道路》, 《华中农业大学学报(社会科学版)》第 4 期, 第 1-9 页。
- 20.罗必良, 2023a: 《从农业大国到农业强国如何突破》, 《中国党政干部论坛》第 3 期, 第 17-21 页。
- 21.罗必良, 2023b: 《种业振兴与粮食安全》, 《华南农业大学学报》第 6 期, 第 827-836 页。
- 22.罗必良, 2024: 《论农业新质生产力》, 《改革》第 4 期, 第 19-30 页。
- 23.罗必良、陈良彪, 2022: 《坚持以中国式农业农村现代化夯实中国式现代化》, 《南方日报》11 月 14 日 A7 版。
- 24.罗必良、耿鹏鹏, 2024: 《农业新质生产力: 理论脉络、基本内核与提升路径》, 《农业经济问题》第 4 期, 第 13-26 页。
- 25.吕徽、金碚、李平、王蕴、任保平、张辉、盛朝迅、李开孟, 2024: 《以新促质, 蓄势赋能——新质生产力内涵特征、形成机理及实现进路》, 《技术经济》第 3 期, 第 1-13 页。
- 26.诺斯, 1994: 《制度、制度变迁与经济绩效》, 刘守英译, 上海: 上海三联书店, 第 123-139 页。
- 27.诺斯、托马斯, 1999: 《西方世界的兴起》, 厉以平、蔡磊译, 北京: 华夏出版社, 第 5-25 页。
- 28.舒尔茨, 1987: 《改造传统农业》, 梁小民译, 北京: 商务印书馆, 第 20-28 页。
- 29.孙冰、田胜男, 2022: 《企业家精神如何影响技术创新扩散: 一个有调节的中介模型》, 《系统管理学报》第 1 期, 第 134-142 页。

- 30.王安、孙棕檀、沈艳波、徐源, 2017: 《国外颠覆性技术识别方法浅析》, 《中国工程科学》第5期, 第79-84页。
- 31.王栋、陈源泉、李道亮、朱万斌、谭伟明、杜太生、田见晖、康绍忠, 2018: 《农业领域若干颠覆性技术初探》, 《中国工程科学》第6期, 第57-63页。
- 32.魏后凯、吴广昊, 2024: 《以新质生产力引领现代化大农业发展》, 《改革》第5期, 第1-11页。
- 33.谢丹阳、周泽茜, 2019: 《经济增长理论的变迁与未来: 生产函数演变的视角》, 《经济评论》第3期, 第30-39页。
- 34.熊彼特, 1991: 《经济发展理论》, 何畏、易家详等译, 北京: 商务印书馆, 第64-105页。
- 35.杨伯峻, 2016: 《孟子译注》, 北京: 中华书局, 第330页。
- 36.叶初升、李承璋、廖卓婷, 2023: 《思想交流与经济增长研究进展》, 《经济评论》第3期, 第125-140页。
- 37.于文超、刘丽、陈刚, 2023: 《政府信息公开对企业家活动配置的影响研究》, 《经济评论》第6期, 第40-57页。
- 38.张建君, 2024: 《发展新质生产力的时代背景及重大意义》, 《党的建设》第4期, 第18-19页。
- 39.张利飞、张运生, 2023: 《伊斯雷尔·柯兹纳对企业家精神研究的贡献——科睿唯安“引文桂冠”经济学奖得主学术贡献评介》, 《经济学动态》第7期, 第147-157页。
- 40.张培刚, 2014: 《农业与工业化》, 北京: 中国人民大学出版社, 第107-110页。
- 41.中国农村发展问题研究组, 1984: 《农村经济变革的系统考察》, 北京: 中国社会科学出版社, 第14-21页。
- 42.钟茂初, 2024: 《“新质生产力”发展演进及其增长路径的理论阐释》, 《河北学刊》第2期, 第151-157页。
- 43.Aghion, P., and P. Howitt, 1992, “A Model of Growth Through Creative Destruction”, *Econometrica*, 60(2): 323-351.
- 44.Bower, J. L., and C. M. Christensen, 1995, “Disruptive Technologies: Catching the Wave”, *Harvard Business Review*, 73(1): 43-53.
- 45.Brynjolfsson, E., and B. Kahn, 2002, *Understanding the Digital Economy: Data, Tools, and Research*, Cambridge, MA: MIT Press, 1-10.
- 46.Buchanan, J. M., 1975, “A Contractarian Paradigm for Applying Economic Theory”, *The American Economics Review*, 65(2): 225-230.
- 47.Capello, R., C. Lenzi, and G. Perucca, 2022, “The Modern Solow Paradox. In Search for Explanations”, *Structural Change and Economic Dynamics*, 63(4): 166-180.
- 48.Coase, R. H., 1974, “The Market for Goods and the Market for Idea”, *American Economic Review*, 64 (2): 384-391.
- 49.Comin, D., and M. Mestieri, 2018, “If Technology Has Arrived Everywhere, Why Has Income Diverged?” *American Economic Journal: Macroeconomics*, 10(3): 137-178.
- 50.Litina, A., and E. R. Fernández, 2020, “Celestial Enlightenment: Eclipses, Curiosity and Economic Development Among Pre-modern Ethnic Groups”, Working Papers, halshs-03044843, <https://halshs.archives-ouvertes.fr/halshs-03044843>.
- 51.Olson, M., 1996, “Distinguished Lecture on Economics in Government: Big Bills Left on the Sidewalk: Why Some Nations are Rich, and Others Poor”, *Journal of Economic Perspectives*, 10(2): 3-24.
- 52.Sampson, T., 2023, “Technology Gaps, Trade, and Income”, *American Economic Review*, 113 (2): 472-513.
- 53.Solow, R., 1956, “A Contribution to the Theory of Economic Growth”, *Quarterly Journal of Economics*, 70(1) : 65-94.
- 54.Solow, R., 1987, “We’d Better Watch Out”, *New York Times Book Review*, 7: 36.

55.Thies, C. G., 2004, "State Building, Interstate and Intrastate Rivalry: A Study of Post-Colonial Developing Country Extractive Efforts, 1975-2000", *International Studies Quarterly*, 48(1): 53-72.

56.Veblen, T., 1914, *The Instinct of Workmanship and the State of the Industrial Arts*, New York: MacMillan Co., 25-37, 78-96.

57.Wojtowicz, Z., and G. Loewenstein, 2020, "Curiosity and the Economics of Attention", *Current Opinion in Behavioral Sciences*, Vol 35: 135-140.

(作者单位：华南农业大学国家农业制度与发展研究院)

(责任编辑：陈秋红)

New Quality Productive Forces, Disruptive Innovation, and Fundamental Change: The Essential Requirements and Striving Direction for High-Quality Development of Agriculture

LUO Biliang

Abstract: Developing new quality productive forces is an important theoretical proposition. This paper reviews the conceptual system of new quality productive forces, centering on innovation, especially disruptive technological innovation. On this basis, this paper reveals the revolutionary significance of technological innovation through the historical examination of the "Great Divergence" and long-term economic growth on the one hand, and the empirical analyses of economic long waves and root sources of economic growth on the other. Long-term economic growth depends not only on disruptive technological innovations, but also on the widespread adoption and application of related technologies. Starting from the proposition of Veblen, the paper connects the "three instincts of human beings" and their corresponding "three types of subjects" with the "three promoters" of the new quality productive forces, and constructs an analytical framework of the "three instincts × three subjects × three promoters", aiming to reveal the generation logic of new quality productive forces. Among them, for the disruptive technological innovation driven by the "intellectual instinct", its innovation subjects mainly are thinkers and strategic scientists, and its effectiveness stems from the market of ideas and their competition. For the technology adoption and innovative allocation of productive factors driven by the "utilitarian instinct", its innovation subjects mainly are entrepreneurial groups, and its effectiveness stems from the market of entrepreneurs and their competition. For the technology application and industrial deep transformation and upgrading driven by the "goodwill instinct", its main subject of innovation is the government, and its effectiveness stems from the strategic competition among countries. Moreover, based on the Schumpeter-Peikang Chang production function and its fundamental changes, this paper elucidates the determining mechanism of improving total factor productivity. Finally, the paper further focuses on the target positioning and direction of efforts for high-quality development of agriculture, and puts forward the operational strategies of developing new quality productive forces in the agricultural field.

Keywords: New Quality Productive Forces; Proposition of Veblen; Disruptive Innovation; Fundamental Change; High-Quality Development of Agriculture

丰收的嘉奖：财政激励与粮食增产*

罗斯炫^{1,2} 张俊飚^{3,4}

摘要：常规产粮大县奖励政策是中央政府为了调动地方政府粮食生产积极性、缓解产粮大县财政困难的重要举措，但其粮食增产效果及作用机制尚未明晰。本文基于群聚分析法，利用奖励入围条件所形成的制度断层点，估计了该政策实施对粮食生产的影响。结果表明：2005—2020年，该政策实施产生了明显的群聚现象，即县域粮食产量频数分布在奖励入围断点20万吨处呈现左侧缺失与右侧群聚。该政策实施促使操纵区间内县域粮食单产平均提高5.0%，且提高了复种指数与农业机械化水平。财政收支缺口大、产业结构高级化程度低的县和贫困县受财政激励更强，表现出更高的粮食增产成效。进一步，该政策还提高了县级层面的农业全要素生产率和农业劳动生产率。经计算，该政策实施的预计收益下限值远大于其预计成本上限值，具有较高的经济效益。本文研究有助于认识县级政府对粮食生产财政转移支付的反应程度、财政激励的作用区间以及财政转移支付对粮食安全的贡献，为中央政府进一步优化和创新粮食生产财政转移支付制度，充分发挥财政助力粮食安全重要职能提供来自微观层面的经验证据。

关键词：常规产粮大县奖励政策 财政激励 财政转移支付 粮食安全 群聚分析

中图分类号：F812; F326.11 **文献标识码：**A

一、引言

一直以来，保障中国粮食安全、推进粮食生产的主体责任由县级政府承担。产粮大县作为保障国家粮食安全的主力军，更是承担了扛稳粮食安全的重任。然而，产粮大县普遍面临的种粮效益低、地方财政负担重、经济增长迟缓等问题，严重挫伤了县级政府的抓粮积极性（魏后凯和王业强，2012）。这在客观上要求中央政府必须采取相应的财政制度安排对产粮大县粮食生产予以扶持和保护，其中，健全地方政府抓粮担责尽义的机制保障是工作中的重要一环。

对于自分税制改革后财力不足、事权颇多的县级政府而言，在自上而下的标尺竞争中，发展粮食

*本文研究得到国家社会科学基金重点项目“基于经济高质量发展的农业自然资源高效利用研究”（编号：20AZD091）和浙江农林大学科研发展基金人才启动项目“中国农业绿色低碳发展研究”（编号：2023FR015）的支持。笔者感谢宋洪远研究员、郭红东教授、张龙耀教授和张寒教授给予本文的建设性意见。当然，文责自负。本文通讯作者：张俊飚。

生产会挤占有限的、可投入非粮食生产部门的财政资金。全面废除农业税之后，农业基本上不再为县级政府贡献财政收入，而粮食生产的弱政绩性决定了县级政府选择发展粮食生产就意味着在资源配置上将面临巨大的机会成本（田建民和孟俊杰，2010）。况且，因粮食安全具有外部性，产粮大县事实上还承担了部分粮食调入区的粮食安全责任，这无疑又加重了县级政府的财政负担。

因此，一个摆在中央政策制定者面前且需要予以高度重视的现实困局是，在机会成本与外部性的共同作用下，县级政府从事粮食生产、履行粮食安全主体责任的积极性正逐渐减弱，粮食生产难以成为其主要工作任务中的优先政策（谭明智，2014）。对中央政府而言，如何在现行体制背景下，调动县级政府发展粮食生产的积极性，是保障粮食安全甚至国家长治久安的重大命题。

粮食生产的财政转移支付制度是中央政府破局的关键所在。2023年底，中央农村工作会议和中央经济工作会议上多次提及要探索建立粮食产销区省际横向利益补偿机制。2024年，中央“一号文件”重点围绕健全主产区利益补偿机制进行了具体阐述。2024年，政府工作报告提出“加大产粮大县支持力度，完善主产区利益补偿机制。”^①2024年6月，习近平总书记在主持中央全面深化改革委员会第五次会议时强调：“稳定粮食生产，确保粮食安全，必须保护和调动农民种粮和地方抓粮积极性，健全种粮农民收益保障机制和粮食主产区利益补偿机制，提高政策精准性、实效性，夯实粮食安全根基。”^②由此可见，要进一步压实地方政府抓粮担责尽义，则离不开对地方政府财政激励政策的优化与完善。因此，有必要在中国式财政分权视角下重新审视粮食主产区利益补偿机制，对既有的粮食生产财政转移支付制度展开进一步评价。

中央政府于2005年起实施的常规产粮大县奖励政策，为本文识别粮食生产的财政转移支付制度对提高地方政府重农抓粮积极性的激励效应提供了良好的研究素材。常规产粮大县奖励政策是为了缓解产粮大县财政困难和调动地方重视粮食增产积极性而设立的一种代表性的纵向利益补偿机制。该政策在制度设计上基本具备解决粮食生产外部性与机会成本下产粮大县利益流失问题的可能。既有研究如费佐兰等（2016）、辛翔飞等（2016）、赵和楠和侯石安（2021）以及伍骏骞和张星民（2023）等，均肯定了产粮大县奖励政策实施对提高地方政府抓粮积极性的作用。然而，上述研究较少关注县级政府对粮食生产的态度，以及由此引发的地方政府对中央政府粮食生产转移支付政策的差异化响应行为。

在中国式财政分权体制下，无论是从预算最大化理论抑或地方财政收入绩效考核角度而言，产粮大县为何在几乎无法从粮食生产中获得税收收入的前提下仍发展粮食生产，这本身是需要思考的问题。具体到常规产粮大县奖励政策，可以认为该项奖励类似于中央与地方之间形成一种契约关系，即中央将粮食安全的责任通过以奖代补的形式发包，并配上雄厚的财力保证。同时，中央政府在粮食产量等指标上设置奖励门槛，其中重要的一条是，以县为单位，过去5年平均粮食产量大于20万吨。县级

^①参见《政府工作报告——2024年3月5日在第十四届全国人民代表大会第二次会议上》，https://www.gov.cn/yaowen/liebiao/202403/content_6939153.htm?pc。

^②参见《习近平主持召开中央全面深化改革委员会第五次会议强调完善中国特色现代企业制度 建设具有全球竞争力的科技创新开放环境》，https://www.gov.cn/yaowen/liebiao/202406/content_6956762.htm。

政府如果想要获得该财政奖励资金，则应提前着手粮食增产安排。如此，在争取转移支付、缓解财力紧张的激励下，县级政府在一定程度上具有了发展粮食生产的积极性（曾明，2015）。然而，并非全部的县级政府均会一致响应该奖励政策。因为该政策设计的财政激励不是普惠制的，而是特惠制的。县级政府需要结合自身粮食生产现状与中央财政拨付的奖励资金规模，在考虑增产投入成本以及预期产量水平基础上，决定粮食增产安排。例如，年产粮 19 万吨与 15 万吨的两个县，在财政激励前，前者更容易通过粮食增产安排达到奖励入围条件，而后者很有可能对该政策无动于衷。换言之，是否获得该政策奖励资金对县级政府而言是一种自选择行为。因此，在“中央财政直接发包—县级政府财政争取”的央地关系安排中，只有部分县级政府会积极响应常规产粮大县奖励政策。

Zhang et al. (2020) 发现了常规产粮大县奖励政策入围条件设置下县级政府响应的自选择行为。该研究认为，常规产粮大县奖励政策实施并未带来粮食增产，反而促使部分县级政府在受财政激励后为了获取转移支付而虚报粮食产量数据。这一结论与其他同类研究的结论完全不同，究其原因，可能是方法选用问题。Zhang et al. (2020) 发现了常规产粮大县奖励政策奖励入围条件所形成的制度断层点以及 20 万吨断点左右两边的群聚现象，故其在识别设计上相比前述研究更接近于政策本质。但该研究并未意识到常规产粮大县奖励入围条件所形成的是前置断点，并非断点回归设计中的后置断点^①。由于该政策奖励入围条件是预先公布给县级政府的，故部分接近于奖励门槛的县级政府可以根据自身当前的生产能力，选择是否“提升”粮食产量^②。在财政激励之下，县域粮食产量分布在 20 万吨及其右侧附近出现反常堆积，而在 20 万吨左侧附近则出现反常空洞，这种现象被称为群聚现象（Kleven, 2016）。鉴于此，本文从中国式财政分权视角，构建由常规产粮大县奖励政策入围条件引发群聚现象的典型化模型，刻画县级政府对财政激励的反应行为，说明群聚现象产生的微观基础，并采用专门用于评估前置断点型制度的新兴因果识别方法——群聚分析法，估计常规产粮大县奖励政策对县一级粮食生产的增产效果。

相比既有研究，本文研究可能的贡献有两个方面：其一，既有研究仅验证了财政转移支付在提高县域粮食产量方面具有正面效果，而本文则进一步识别县级政府面对财政激励的反应程度和财政激励的作用区间，计算由政策实施而产生的在财政激励作用区间内县域粮食单产增幅情况，为准确认识粮食生产财政转移支付对粮食安全的积极贡献和优化常规产粮大县奖励政策提供经验支持。同时，本文证伪了 Zhang et al. (2020) 所提出的粮食产量虚报之说，证实了财政制度支持农业发展的

^①后置断点是指政策断点的设置滞后于个体的主观选择，而前置断点是政策断点的设置在个体作出行为决策前就已彰显，个体会依据预期成本或收益在政策断点左右的非连续变化而调整行为决策，以优化其效用（张航和范子英，2019）。显然，前置断点的出现本身就会导致个体的自选择行为，故断点回归设计、双重差分法等天然地不适用于评估此类政策。

^②此处的“提升”是指，在财政激励之下，县级政府为了获取常规产粮大县奖励，采取一系列粮食增产的措施。一个直观反应是，从全国所有县构成的粮食产量频数分布上看，在 20 万吨左右突然出现不连续。若没有常规产粮大县奖励政策实施，则频数分布（反事实分布）应是平滑的。因此，后文中出现的“提升”行为是强调政策冲击下县级政府对粮食生产活动安排的行为调整，而“提升”行为在群聚分析方法论中又被称为“操纵”行为。

有效性和以稳产增产为导向的粮食安全政策的真实性。其二，在方法上，本文使用的群聚分析法是最适用于具有前置断点型制度的新兴政策评估方法。本文是目前国内较早使用群聚分析法评估粮食生产财政转移支付制度的研究，一定程度上有助于该方法在中国农业经济研究与农业支持政策评估方面的推广应用。

二、制度背景与理论分析

（一）制度背景

粮食主产区产粮越多，地方财政负担越重，挫伤了地方政府粮食生产的积极性，这也是1998—2003年粮食产量和粮食种植面积连年下降的原因之一。在此形势下，国家着手制定和实施以促进粮食增产为导向的财政转移支付制度，并在政策支持上向粮食主产县倾斜（魏后凯和王业强，2012），用以解决好外部性与机会成本双重作用下的产粮大县利益流失问题。

一方面，粮食作为准公共品且具有正外部性，理应由政府作为保障粮食安全的责任主体。倘若需要由某个地方负责，则国家应向该地方政府给予相应的财政转移支付（龚为纲，2015）。因此，由中央政府设立和增加对县级政府的粮食生产转移支付，是实现外部性内部化的直接办法。其作用在于可避免“财政穷县”将压缩粮食生产作为保证自身财政收入的一项“理性选择”，从而化解产粮大县因粮食生产而产生的收益与成本不对称问题。

另一方面，县级政府作为国家政权结构中承上启下、城乡联结的行政节点，发展地区经济、改善民生福祉是其首要的主体责任。即使粮食生产不是负担，受地方政府间竞争的政治考核制度引导，粮食生产也难以成为县级领导主动施政的首选，且地方财政支出结构中并不偏好农业支出（吕冰洋，2021）。因此，对于中央政府而言，既要求还是“经济弱县”的产粮大县集中精力发展经济，又要求其承担并不能产生实际经济绩效的粮食生产任务，则在通过财政转移支付缩小地方财力差距的同时，应实现县级政府财权与事权的匹配（黄少安，2018）。换言之，粮食生产的财政转移支付应具备一般性转移支付资金的功能，以满足县级政府财政资金使用的灵活性偏好，增强其财政统筹运用能力（陈少强和贾颖，2014）。如此，“财政穷县”为谋求对“工业小县”“经济弱县”的突破，反而会积极重视对粮食生产的扶持与发展，以确保其在粮食生产上的优势地位（曾明，2015）。中央政府通过“以奖代补”式的财政转移支付可促使县级政府在发展粮食生产与发展地方经济之间达成“两难自解”的效果（吕冰洋等，2021；赵和楠和侯石安，2021）。

为此，2005年4月财政部印发《中央财政对产粮大县奖励办法》，对粮食生产达到一定规模的县直接给予奖励。这标志着粮食生产奖励政策正式出台。本文重点关注常规产粮大县奖励政策。该政策经历多次完善，但政策的基本设计保持不变。

常规产粮大县奖励政策具有如下特征：一是按照“测算到县、拨付到县”的原则，确定粮食商品量、粮食产量与粮食播种面积作为奖励指标。测算数据以分县统计年鉴为依据。“常规产粮大县入围条件：一是近五年平均粮食产量大于4亿斤，且粮食商品量大于1000万斤的县级行政单位。二是未

达到上述标准，但在主产区粮食产量或商品量前列 15 位，非主产区前列 5 位的县级行政单位”^①。该条件的重点在县域粮食产量，因为当粮食产量超过“4 亿斤”（20 万吨）时，商品量很容易达到 5000 吨（Zhang et al., 2020）。因此，粮食产量 20 万吨即为前置断点。另外，《中央财政对产粮大县奖励办法》还规定，“奖励入围的县原则上一定 3 年不变”，即中央政府在 2008 年才会确定新一轮常规产粮大县奖励入围名单。由于县级政府不能提前了解到新一轮的奖励入围条件会选择何段时期作为测算依据，且过去的产量数据已无法改变，故粮食产量略低于 20 万吨的县级政府将有极大动机安排粮食增产工作，以保证从 2005 年起每年粮食产量均超过 20 万吨。理论上讲，从 2005 年以来，县域粮食产量分布中可观察到在 20 万吨附近的群聚现象。二是常规产粮大县奖励资金的分配参照因素法，以粮食商品量、产量、播种面积及上年产粮大县奖励资金绩效评价得分值作为分配因素，与省级财力状况挂钩，且不同地区采取不同的奖励系数。奖励资金作为一般性转移支付（财力性转移支付），主要用于纾解县乡财政困难，由中央财政全额拨付到县级财政，然后由县级政府统筹安排，合理使用。

自政策实施起，中央财政不断加大产粮大县奖励资金支持力度，奖励资金规模已由 2005 年的 55 亿元增至 2020 年的 466.7 亿元，年均增幅达 15.3%。获得这一奖励一方面已成为产粮大县的一种政治荣耀，另一方面更是产粮大县扩充可支配财力、减轻公共支出负担的重要来源。

（二）理论分析

1. 在常规产粮大县奖励政策下群聚现象产生的微观基础。本文根据常规产粮大县奖励政策的奖励入围条件，构建一个典型化模型来刻画县级政府对财政激励的反应程度以及群聚现象产生的原因。简单起见，根据产粮大县的特点，假设一个县在经济运行过程中只存在粮食生产部门，县级政府财政支出分为政府的公共投资支出 P_i 和用于政府自身消费的非生产性支出 E_i 两大类。同时，假设县级政府有两大目标：自身政府消费、通过粮食增产实现政治晋升。那么，县级政府的效用函数可以设定如下：

$$U_i = Y_i + \lambda \ln E_i \quad (1)$$

(1) 式中：下标 i 表示县级政府； U_i 为县级政府效用； Y_i 为县域粮食产量； λ 反映县级政府关注自身消费的程度，其取值范围为 $(0, +\infty)$ 。

因农业税改革后粮食生产不再贡献地方财政收入，设县级政府的财力来源有两类：一是上级政府的财力性转移支付 S_i ；二是可能争取的中央政府对粮食生产的财政奖励 $\sigma_i Y_i$ ，且该奖励是制度断层型（notched）设计。根据常规产粮大县奖励入围条件，县级政府的预算约束可设定如下：

$$E_i + P_i + \delta_i Y_i = S_i + \sigma_i d(Y_i > \hat{Y}) Y_i \quad (2)$$

(2) 式中： \hat{Y} 表示粮食产量 20 万吨的奖励入围断点； $d(Y_i > \hat{Y})$ 为示性函数，表示是否具有常规产粮大县奖励资格，即当 $Y_i > \hat{Y}$ 时， $d=1$ ，反之， $d=0$ ； δ_i 衡量的是由外部性与机会成本所致县

^①参见《财政部关于印发中央财政对产粮大县奖励办法的通知》，http://www.mof.gov.cn/gkml/caizhengwengao/caizhengbuwengao2005/caizhengbuwengao20056/200805/t20080525_42774.htm。

级政府每生产一单位粮食的经济损失； σ_i 表示中央政府制定的差异化奖励系数，反映粮食生产奖励资金的分配办法。将（2）式代入（1）式后，重新整理可得：

$$U_i = Y_i + \lambda \ln(S_i + \sigma_i d(Y_i > \hat{Y}) Y_i - P_i - \delta_i Y_i), \quad S_i + \sigma_i d(Y_i > \hat{Y}) Y_i - P_i - \delta_i Y_i > 0 \quad (3)$$

图1展示了在制度断层型设计的粮食生产奖励下县级政府的期望效用^①。在断点 \hat{Y} 上，县级政府增加1单位粮食产量，所得的奖励资金将由0跃升至 $\sigma_i \hat{Y}$ 。这使得20万吨左侧的县级政府会受到很强的财政激励。换言之，当县域粮食产量足够接近 \hat{Y} 时，并且断点处的预期效用 $U(\hat{Y})$ 高于其内部均衡时的预期效用 $U(Y_i^*)$ ，县级政府将有足够的激励把粮食产量提高至 \hat{Y} 的右侧。

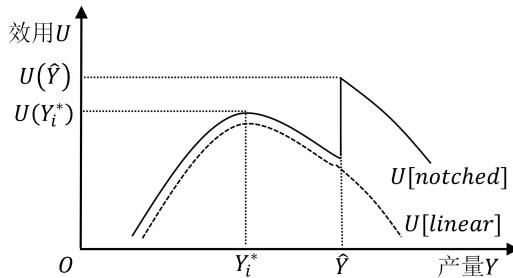


图1 制度断层型设计的粮食生产奖励下县级政府的期望效用

注： $U[\text{linear}]$ 是线性设计的粮食生产奖励下的效用曲线， $U[\text{notched}]$ 是制度断层型设计的粮食生产奖励下的效用曲线。 $U(Y_i^*)$ 、 $U(\hat{Y})$ 分别表示 Y_i 处于内部均衡点 Y_i^* 、20万吨粮食产量奖励入围断点 \hat{Y} 时的效用水平。

进一步地，图2展示了制度断层型设计的粮食生产奖励对县域粮食产量分布的影响。

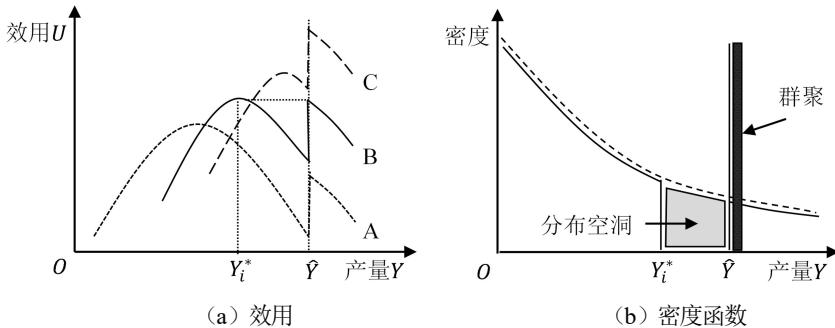


图2 制度断层型设计的粮食生产奖励对县域粮食产量分布的影响

注：图(a)中，短线虚线、实线和长线虚线组成的图案分别代表三类有代表性的县级政府A、B和C的效用函数曲线。图(b)中，实线代表制度断层型设计的粮食生产奖励下的县域粮食产量分布，短线虚线代表线性设计的粮食生产奖励（假若未有制度断层型设计的粮食生产奖励）下的县域粮食产量分布（反事实分布）。

图2(a)描绘了三类有代表性县级政府(A、B和C)的效用曲线。县级政府A的粮食产量 Y_i 远

^①作为参照，笔者还分析了当粮食生产奖励为线性转移支付时的县级政府行为。篇幅所限，未在此展示，感兴趣者可在《中国农村经济》网站(zgncjj.ajcass.com)查阅本文附录。

离断点 \hat{Y} ，其效用最大值大于断点处的效用，即 $U(Y_i^*) > U(\hat{Y})$ ，故县级政府 A 会把粮食生产安排在其内部均衡水平 Y_i^* 上。相反，县级政府 C 会把粮食生产安排在断点 \hat{Y} 上，因为此处其效用大于其内部均衡水平上的效用，即 $U(Y_i^*) < U(\hat{Y})$ 。

值得关注的是县级政府 B，其粮食产量在内部均衡水平上的效用与在断点上的效用无差异。单独将县级政府 B 的内部均衡水平 Y_i^* 标记为 \tilde{Y}_i ，即有：

$$\tilde{Y}_i + \lambda \ln(S_i - P_i - \delta_i \tilde{Y}_i) = \hat{Y} + \lambda \ln(S_i + \sigma_i \hat{Y} - P_i - \delta_i \hat{Y}) \quad (4)$$

换言之，县级政府 B 代表的便是那类在县域粮食产量分布上的边际迁移者。在图 2 (a) 中，对处于县级政府 B 右侧附近的县而言，一旦 Y_i^* 超过 \tilde{Y}_i ，则必然有很大激励将粮食生产安排在断点上，以取得高于内部均衡水平上的效用，即 $U(Y_i^*) < U(\hat{Y})$ 。对处于县级政府 B 右侧那些 $Y_i^* > \hat{Y}$ 的县级政府而言，它们会将粮食生产安排在内部均衡水平上，因为此时 $U(Y_i^*) > U(\hat{Y})$ 。

因此，在制度断层型设计的粮食生产奖励下，粮食产量的内部均衡水平 Y_i^* 位于区间 (\tilde{Y}_i, \hat{Y}) 内的县级政府产生了不一样的粮食生产安排。这就造成了图 2 (b) 所示的群聚式分布。原本县域粮食产量分布上处在区间 (\tilde{Y}_i, \hat{Y}) 内的县级政府集体“迁移”至 \hat{Y} 处。带来的结果是：一方面，造成了在该区间的反常空洞；另一方面，大量县级政府“迁移”至 \hat{Y} 处带来的异常堆积使得密度飙升，形成了在 \hat{Y} 处特殊的群聚现象。

2. 常规产粮大县奖励政策促进县域粮食增产的机理分析。在长期以来的城市与工业偏向发展战略下，产粮大县的农田水利等农业基础设施因政府财力有限而投资不足。作为一种财政激励手段，常规产粮大县奖励入围条件的设置改变了县级政府财政支出偏向，使县级政府积极重视对粮食产业的扶持与发展。因财政奖励资金规模主要与粮食产量挂钩，为继续保留产粮大县的荣誉与获得财政转移支付，已获得奖励的县级政府会继续追加粮食生产建设公共投资，以保持在粮食生产上的优势地位及已经取得的相关政绩，从而在粮食生产上形成长远发展态势。而接近奖励入围条件的县级政府亦会在财政激励之下，有步骤地提高粮食生产能力、组织粮食增产安排，为争取下一轮奖励资格而准备(曾明, 2015)。

理论上，若要提高县域内粮食产量，增产主攻途径有两个：一是新增县域内耕地面积，二是提高现有耕地面积上的单产水平。对县级政府而言，在行政命令下通过坡改梯、未利用地与农用地整理开发、旧村复垦等方式可在短期内实现耕地面积增加。然而，城镇化与工业化进程对土地资源需求呈刚性增长，宜农后备耕地资源有限，新增耕地面积的机会成本逐渐提高。这在很大程度上影响了县级政府对粮食增产的决策。特别是在粮食生产财政转移支付的激励下，若要长期保持获奖的殊荣与稳定的转移支付，县级政府注定需要将公共投资的注意力集中在提高单位耕地面积的产出水平上。

事实上，《全国新增 1000 亿斤粮食生产能力规划（2009—2020 年）》中对如何提高单位耕地面积产出水平作出了制度安排：在南方水稻种植区，主要是增加复种指数，推广双季稻；在华北平原，主要是玉米增密行动，改套种为直播，以适应机械化作业；在东北地区，主要是大面积推广耐密型玉

米和水稻大棚育秧与合理密植，发展大型农机和促进粮食生产全程机械化。由此可见，中央政府的政策构想是，在有效耕地面积增长有限的情况下，在单位耕地面积上增加复种指数与推广机械化生产，应是县级政府对粮食生产领域公共投资的两大主要方向。具体而言：一方面，产粮大县奖励资金部分被用于农机具购置补贴配套支持或补贴区域特色适用性农机具，从而增加全社会农机保有量。而农机保有量的增加将提高农机作业量，进而提高农业机械化水平。另一方面，产粮大县对粮食生产领域公共投资多集中于开展中低产田改造、加强农田水利设施建设等，旨在通过改善粮食生产的物质条件以实现公共资本对私人资本的部分替代。私人部门因单位产品上的生产成本下降，获得了更强的经济激励，进而有动力通过提高复种指数来进一步挖掘土地潜力，以实现更高的粮食产量与种粮效益。

三、特征性事实、识别设计与数据说明

(一) 特征性事实

粮食产量超过 20 万吨可获得常规产粮大县奖励的财政激励会促使县级政府想办法提高粮食产量，以满足奖励入围条件。如果在奖励入围断点 20 万吨的两侧，县域粮食产量存在显著的群聚现象，则说明县级政府受到了该政策的财政激励并积极响应。图 3 展示了 2005—2020 年县域粮食产量频数分布与密度检验结果。

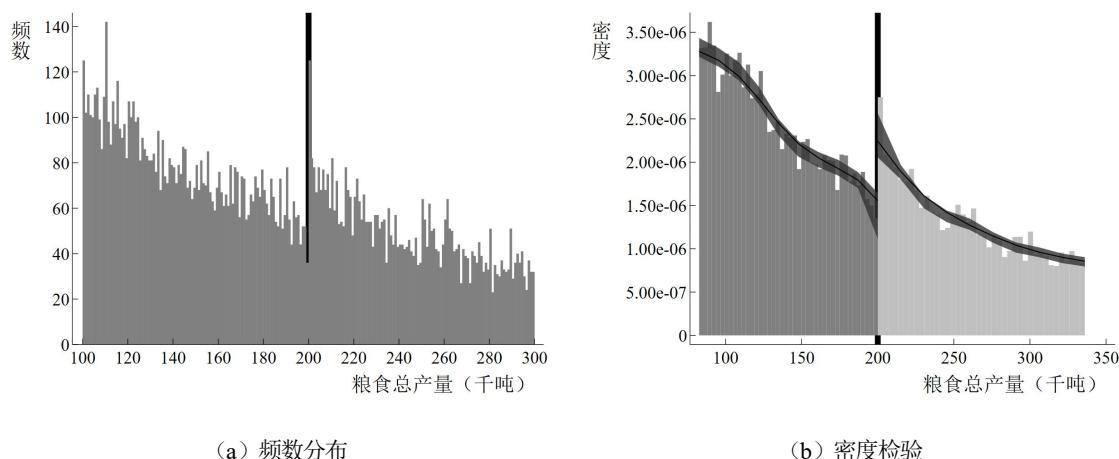


图 3 2005—2020 年县域粮食产量频数分布与密度检验

注：横坐标单位为千吨；图（b）中呈现的是稳健误差修正法下的密度检验结果，使用二阶多项式估计概率密度，使用三阶多项式估计偏差，制度断点左、右侧带宽分别为 39130.55、45357.96，核函数为三角核，经偏差校正的稳健统计量 t 值为 4.88， p 值为 0.00，故拒绝 20 万吨断点两侧密度相等的原假设。

由图 3 可知，2005—2020 年县域粮食产量在 20 万吨附近存在明显的群聚现象，即县域粮食产量频数分布在 20 万吨右侧附近呈现堆积，而在左侧却呈现空洞。为与 Zhang et al. (2020) 对比，本文采用检验断点回归设计适用性的 Cattaneo 稳健误差修正法。县域粮食产量是该政策认定奖励资格的关键性条件，故可视为驱动变量。结果显示，在 1% 统计水平上拒绝认为 20 万吨两侧密度函数满足连续性，

即存在内生分组，换言之，部分县级政府通过“提升”其粮食产量获得了常规产粮大县奖励^①。

（二）识别设计

上述特征性事实及断点回归设计检验说明常规产粮大县奖励政策促使县级政府在粮食产量上发生“提升”行为，即财政激励之下的粮食增产安排。这种县级政府的自选择行为使处理组的识别不可能是外生的，从而意味着常见的因果识别方法（如双重差分法、断点回归设计等）在识别假设上与群聚现象产生的微观基础并不适配。因此，本文使用专门针对群聚现象研究的新兴识别方法——群聚分析法，利用县域粮食产量大于20万吨的奖励入围条件所形成的制度断层点，识别常规产粮大县奖励政策实施后的粮食增产效果及作用路径。

群聚分析法是用于分析政策冲击导致个体产生“操纵”行为的因果识别方法，其核心在于估计个体在未受到政策冲击下的反事实分布（Kleven, 2016; Saez, 2010），即全国范围内粮食产量在20万吨附近的县在没有常规产粮大县奖励政策冲击下的分布状况。群聚分析法的基本假设是，政策冲击的效果会集中体现在包含制度断点的一个操纵区间内，而非操纵区间的分布曲线应与反事实曲线基本重合，故可利用非操纵区间的分布曲线进行高阶拟合，以获得操纵区间的反事实分布，进而通过真实分布与反事实分布的比较，识别政策的影响（Cengiz et al., 2019）。其中，反事实分布的估计应满足两个基本条件：一是反事实分布曲线应是连续的、平滑的且可微的，即使奖励入围门槛左右两侧的县域粮食产量分布突变改变，仍可以从非操纵区间拟合出反事实分布曲线；二是群聚现象的产生不会令县的数量凭空增减，无论是否发生摩擦，必须满足奖励入围断点左侧县数量减少量（塌陷量，missing mass）与右侧县数量增加量（群聚量，bunching mass）相等，即确保（相比于反事实分布）右侧多出的县全部由左侧迁移而来。为量化常规产粮大县奖励政策所产生的“操纵”行为，本文基于Diamond and Persson (2016) 提供的制度断层点（notches）类型政策冲击的识别策略，构造反事实分析框架，如图4所示。

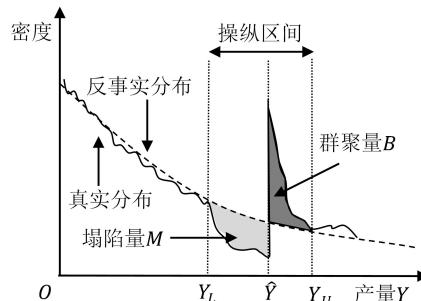


图4 反事实框架下群聚识别

注：实线代表常规产粮大县奖励政策实施后真实的县域粮食产量分布，虚线代表反事实框架下的县域粮食产量分布。真实分布曲线对比反事实分布曲线存在明显的塌陷与群聚。 $[Y_L, Y_U]$ 定义为常规产粮大县奖励政策实施带来的操纵区间。

1. 确定操纵区间与绘制反事实分布。识别该政策因果效应的关键在于确定政策引发操纵的区间范

^①诚然，这一时期发现的群聚现象未必是该政策实施所致，也可能是已有粮食生产支持政策所延续的效果。然而，本文并未直接发现1997—2004年县域粮食产量分布上存在群聚现象以及相关的密度检验证据。篇幅所限，密度检验证据未在此展示，感兴趣者可在《中国农村经济》网站（zgncjj.ajcass.com）查阅本文附录。

围 $[Y_L, Y_U]$ 。本文选择粮食产量为10万~30万吨的县作为研究对象，以尽可能涵盖政策激励的作用区间，并将县按粮食产量由低到高排列，以1000吨作为单位将10万~30万吨区间分为200个格子（bins）。本文设置高阶多项式对非操纵区间的县域粮食产量分布进行拟合，然后根据拟合分布来预测操纵区间的反事实分布，即估计反事实状态下每个格子内县的数量。高阶多项式的具体形式如下：

$$C_j = \sum_{h=0}^q \theta_h (Y_j)^h + \sum_{i=Y_L}^{Y_U} \varphi_i d(Y_j = i) + \varepsilon_j \quad (5)$$

(5) 式中： C_j 表示第 j 个粮食产量格子内有实际粮食产量观测值的县数量； Y_j 表示第 j 个粮食产量格子内的粮食产量； q 为多项式的最高阶数， θ_h 为多项式系数， φ_i 为截距项， ε_j 为误差项。等号右边第一项用 q 阶多项式来刻画无政策冲击时的反事实分布；右边第二项为一组虚拟变量，用来单独提取制度断点附近的操纵区间，通过给受政策作用的第 i 个粮食产量格子加入截距项 φ_i 的方式，以反映真实分布偏离反事实分布的程度，其中 Y_L 、 Y_U 分别为操纵区间的下限和上限。 $d(Y_j = i)$ 为示性函数。当 $Y_j \in [Y_L, Y_U]$ 时， $d(Y_j = i) = 1$ ；反之， $d(Y_j = i) = 0$ 。由于该政策具有财政激励效果，故 $[Y_L, Y_U]$ 可视为该政策激励的作用区间。

在估计(5)式前需要确定两类参数：操纵区间的上下限 $[Y_L, Y_U]$ 、多项式的最高阶数 q 。早期的群聚分析研究使用的是目测法，而本文使用 Diamond and Persson (2016) 提供的完全数据驱动 (data-driven) 方法，通过最小化均方误差之和与断点左侧的塌陷量等于右侧的群聚量两个判别标准来确定最优操纵区间和最优阶数，以避免人为识别所造成的估计偏误。其中，塌陷量 M 和群聚量 B 分别表示由操纵行为导致制度断点一侧缺失的县数量和一侧多出的县数量。其数学表达式分别如下：

$$M = \sum_{Y_L}^{\hat{Y}} (\hat{C}_j - C_j) \quad (6)$$

$$B = \sum_{Y^*}^{\hat{Y}} (C_j - \hat{C}_j) \quad (7)$$

(6) 式和 (7) 式中， \hat{C}_j 为操纵区间内县数量的反事实估计值。确定最优操纵区间和最优阶数的过程是：首先，采用交叉验证方法，将样本随机分为5组，在每一阶数下用其余4组的分布来预测剩下一组的分布，记录每一阶数下5次预测分布的均方误差之和。其次，寻找最小的均方误差之和，确定对应的多项式阶数为最优阶数。再次，在最优阶数确定后，给定任意一个操纵区间上限 Y_U ，先确定群聚量 B ，然后以 $M = B$ 为约束条件，计算得到一个操纵区间下限 Y_L 。最后，通过反复迭代，从一系列 $[Y_L, Y_U]$ 的组合中，选取可使均方误差之和最小的那组为最优操纵区间。在上述过程完成后，可得到图4中虚线所示操纵区间的县域粮食产量频数的反事实分布。 \hat{C}_j 的数学表达式如下：

$$\hat{C}_j = \sum_{h=0}^q \hat{\theta}_h (Y_j)^h \quad (8)$$

2.计算意向处理效应。根据前文理论分析，常规产粮大县奖励政策会通过增加私人资本投入与土地投入以达到粮食增产，故财政激励促使县级政府的“提升”行为亦会反映在相关农业生产要素投入上。为此，在已得县域粮食产量的反事实分布的基础上，本文进一步估计操纵区间内县域粮食单产、相关生产要素投入的反事实值，进而计算该政策对县域粮食产量、生产要素投入的意向处理效应（Intention to Treat，简称 ITT ）（Diamond and Persson, 2016; 王伟同等, 2020; 范子英等, 2022）。在（5）～（8）式的基础上，县级某项生产指标的反事实水平的计算公式如下：

$$R_j = \sum_{h=0}^q \theta_h (Y_j)^h + \sum_{i=Y_L}^{Y_U} \phi_i d(Y_j = i) + \varepsilon_j \quad (9)$$

(9) 式中： R_j 表示第 j 个格子内的县域某项生产指标的均值。本文关注的生产指标是县域粮食单产、复种指数、农业机械化水平，并取对数值。由（5）式、（9）式估计得到操纵区间内县数量的反事实分布与反事实状态下的生产指标，其经济学含义是：平均而言，由政策冲击而导致的操纵区间内所有县的 R 项指标相较于反事实值的变动水平。意向处理效应 ITT_R 的计算公式如下：

$$ITT_R = E(R_j | C_j; Y_j \in [Y_L, Y_U]) - E(\hat{R}_j | \hat{C}_j; Y_j \in [Y_L, Y_U]) = \frac{1}{N} \left(\sum_{i=1}^N R_i - \sum_{j=1}^J \hat{C}_j \hat{R}_j \right) \quad (10)$$

(10) 式中： N 为操纵区间内县数量， J 为操纵区间内格子的数量， \hat{R}_j 为生产指标 R_j 的反事实值。例如，若 R 是县域粮食单产对数值 $\ln Y$ ，则估计得到的 ITT_R 的经济学含义是，由该政策实施而导致在操纵区间内粮食单产的增幅情况 ($\Delta Y/Y$)。

（三）数据说明

本文使用的是 2000—2020 年中国县域混合截面数据。数据来源于《中国县（市）社会经济统计年鉴》《中国县域统计年鉴》。该数据在最大限度上覆盖了中国全部县级行政单位，近似于总体，故满足群聚分析法的数据质量要求^①。本文将全样本分为两部分：2005—2020 年样本用于群聚分析法的基准回归和 ITT 估计，包括 2532 个县级行政单位，共 40496 个观测值；2000—2004 年样本用于群聚分析法的证伪检验与稳健性检验，包括 2544 个县级行政单位，共 18854 个观测值。

本文在分析常规产粮大县奖励政策的粮食增产效应时使用的变量是粮食单产。在验证该政策促进粮食生产的真实性时，涉及变量包括复种指数、农业机械化水平和农业劳动力投入强度^②。

^①由于群聚分析是对断点附近小样本的局部估计，故精确地估计群聚需要部门数据（administration data），而非抽样数据（survey data），以减少测量误差。因此，调查数据中很少出现群聚现象（Kleven, 2016）。

^②粮食单产=粮食总产量/常用耕地面积，复种指数=农作物总播种面积/常用耕地面积，农业机械化水平=农业机械总动力/常用耕地面积，农业劳动力投入强度=农林牧渔业从业人员数×（农业增加值/第一产业增加值）/常用耕地面积。篇幅所限，变量的描述性统计结果未在此展示，感兴趣者可在《中国农村经济》网站（zgncjj.ajcass.com）查阅本文附录。

四、实证结果分析

(一) 没有政策冲击时的反事实分布

本文基于 Diamond and Persson (2016) 的做法，利用 2005—2020 年样本，通过完全数据驱动的方式确定了 (5) 式中多项式的最优阶数为 6 阶，操纵区间为 $[186000, (200000), 210000]$ ，操纵区间内共 1548 个观测值。群聚分析法识别出群聚量 B (反常堆积样本) 为 141，标准误为 31.45， B 在 1% 水平上显著，表明常规产粮大县奖励政策的确导致断点 20 万吨附近的群聚现象发生。

图 5 用县域粮食产量频数分布图直观地展示了 2005—2020 年县域粮食产量反事实频数分布情况和群聚现象。通过对真实分布与反事实分布，可发现在奖励入围断点 20 万吨处呈现明显的左侧缺失与右侧群聚。然后，根据 $M = B$ 约束条件，确定操纵区间下限为 186000 吨。具体而言，在操纵区间 $[200000, 210000]$ 内，真实分布相比于反事实分布多出的样本（群聚量 B ）占总样本的 22.14%，说明常规产粮大县奖励政策导致 22.14% 的县出现“操纵”行为，实现了粮食产量增长。这验证了前文的理论分析，即在原本位于奖励入围断点左侧附近的部分县，在该政策实施后推行了粮食增产措施，其粮食总产量成功跃至 20 万吨右侧。因此，常规产粮大县奖励政策实施确实具有激励县级政府重视粮食增产的效果。该政策激励的作用范围即操纵区间为 186000 吨至 210000 吨，粮食产量处于该范围内的县级政府具有响应政策的积极性，并通过实施粮食增产计划，提高粮食总产量以获得财政奖励。

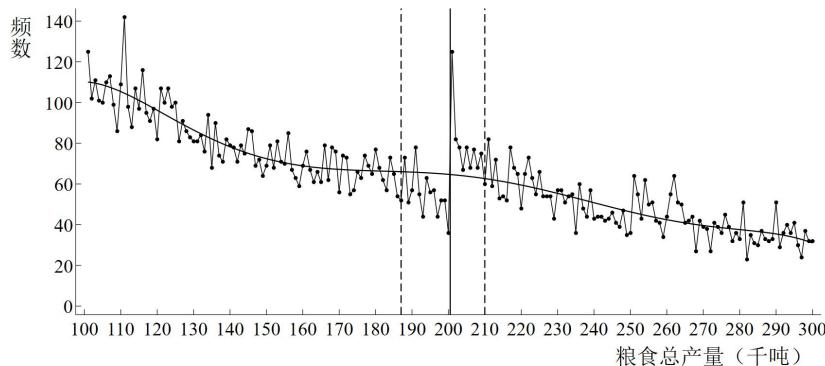


图 5 2005—2020 年县域粮食产量的反事实频数分布

注：横坐标单位为千吨，纵坐标反映的是县数量。折线代表县域粮食产量的真实频数分布，平滑曲线代表县域粮食产量的反事实频数分布。垂直于横轴的虚线和实线分别表示操纵区间的上、下限两端和断点所在处。

(二) 基准估计

1. 常规产粮大县奖励政策实施的粮食增产效应估计。本文按照 (9) 式、(10) 式估计常规产粮大县奖励政策实施对县域粮食单产的意向处理效应 (ITT_Y) 及其动态变化。由表 1 (1) 列可知，从 2005—2020 年全样本估计来看，相比于反事实情形，在县级政府“提升”粮食产量的安排下，操纵区间内县粮食单产平均提高 5.0%，且在 1% 水平上显著。这表明，该政策实施显著促进了县域粮食增产。

进一步地，本文依据各时期国民经济发展目标和中央政府对农业发展战略要求，按照国家“十五”“十二五”“十三五”规划纲要期限，将 2005—2020 年样本期划分为 2005—2010 年、2011—2015

年和 2016—2020 年 3 个时段，以考察该政策的动态处理效应。

由表 1(2)列～(4)列可知，从时间维度上看，常规产粮大县奖励政策实施的动态 ITT_Y 大体呈现先升后降的特征。具体而言，该政策在实施初始的“十一五”时期，其对受财政激励县的粮食单产的促增效应偏小，即操纵区间内县域粮食单产平均提高 3.8%。在“十二五”时期，操纵区间内县域粮食单产平均提高 13.0%。这说明，随着政策实施时间的推移，粮食增产效应逐渐显现并增强。之后，在“十三五”时期，增产效应下降为 8.9%。这或许与该时期内产粮大县奖励资金增长率的下降趋势有关。根据财政部预算司公布的中央对地方转移支付决算数据，“十二五”时期，产粮大县奖励资金、一般性转移支付 5 年年均增长率分别为 9.75%、9.22%。但是，2016 年起，产粮大县奖励资金每年增速均低于同期的一般性转移支付增速且呈明显下降趋势。“十三五”时期，产粮大县奖励资金增长率由 2016 年的 9.99% 下降至 2020 年的 3.78%。由此可见，中央对地方产粮大县的奖励资金转移支付力度有所减弱，这在一定程度上削弱了县级政府在粮食增产方面的努力（高鸣和魏佳朔，2021）。同时，从操纵区间估计结果来看，该政策激励的作用范围逐渐扩大，由最初的[193000, 203000]增加至[186000, 210000]。这表明，“以奖代补”式的粮食生产财政转移支付的涵盖面日益扩大，越来越多的县级政府受到财政激励，并在调整粮食生产安排的成本收益核算下做出响应粮食增产的理性反应。

表 1 常规产粮大县奖励政策实施对县域粮食单产的整体及动态影响

	(1)	(2)	(3)	(4)
	2005—2020 年	2005—2010 年	2011—2015 年	2016—2020 年
多项式最优阶数	6	2	4	6
操纵区间下界（吨）	186000	193000	186000	186000
操纵区间上界（吨）	210000	203000	206000	210000
群聚量 B	141*** (31.45)	34*** (9.50)	46*** (11.57)	40*** (15.82)
群聚量 B 占比 (%)	22.14	17.16	21.99	35.36
ITT_Y	0.050*** (0.002)	0.038*** (0.006)	0.130*** (0.036)	0.089*** (0.017)
操纵区间内观测值	1548	260	435	446
10 万～30 万吨范围内观测值	12683	5156	4167	3360

注：因变量为县域粮食单产的对数值；括号内为标准误，采用自助法重复抽样 500 次；***表示在 1% 水平上显著。

2. 常规产粮大县奖励政策实施的增产路径。正如 Zhang et al. (2020) 的研究发现，图 5 中群聚现象的产生可能并非因为常规产粮大县奖励政策的财政激励效应使县级政府采取粮食增产安排，从而实现县域粮食产量向 20 万吨右侧的飞跃，而是该政策激励使县级政府产生了粮食产量虚报动机，即通过高报粮食产量以谋求获取财政奖励资金的可能。在现实中，粮食产量的统计工作由国家统计局组织实施，通过农业普查与常规粮食统计调查获取数据，其中，后者具体采用抽样调查和全面统计相结合的方式确定播种面积和产量。近些年，国家统计局依托卫星遥感、地理信息系统等信息化手段不断提高粮食统计数据质量。总之，对县级政府而言，粮食产量数据造假在技术上可能性不大，且在政治上

风险极大。因此，为验证 Zhang et al. (2020) 的粮食产量虚报一说，本文使用群聚分析法对复种指数、农业机械化水平展开检验。若县域粮食产量虚报一说成立，则意味着通过群聚分析法仅能观察到操纵区间内该政策实施促进粮食增产，而无法观察到复种指数、农业机械化水平的变化。相反，若复种指数、农业机械化水平有显著的正向增长，则可在很大程度上证伪县域粮食产量虚报一说。

本文将 (9) 式中 R_j 分别替换为第 j 个格子内的复种指数、农业机械化水平对数的均值，并以表 1 (1) 列的参数设定与估计结果为基准，计算该政策实施对某项生产要素投入的意向处理效应 (ITT_R)。由表 2 (1) 列和 (2) 列可知，2005—2020 年，常规产粮大县奖励政策的实施显著促进了复种指数和农业机械化水平的提高。操纵区间内县域复种指数平均提高 10.1%，农业机械化水平平均提高 24.0%。上述 ITT_R 均在 1% 水平上显著。本文认为，县级政府虚报粮食产量一说难以解释相关农业生产投入的群聚现象，并有理由相信常规产粮大县奖励政策实施具有切实促进粮食增产的积极效果。

表 2 常规产粮大县奖励政策实施对复种指数、农业机械化水平、农业劳动力投入强度的影响

	(1)	(2)	(3)
	复种指数对数	农业机械化水平对数	农业劳动力投入强度对数
ITT_R	0.101*** (0.025)	0.240*** (0.052)	-0.054 (0.041)
操纵区间内观测值	472	651	523
10 万~30 万吨范围内观测值	4071	5548	4412

根据前文分析，在耕地面积有限的前提下，提高单位面积机械化水平与增加复种指数是县级政府实现粮食增产的主要公共投资方向。为了进一步验证，本文还估计了常规产粮大县奖励政策对农业劳动力投入强度的影响。由表 2 (3) 列可知， ITT_R 为 -5.4% 但不显著，且与赵和楠和侯石安 (2021) 的发现相似。表 2 (1) 列~(3) 列分别涉及农业生产过程中的土地、资本和劳动力投入，通过横向比较系数可以发现，常规产粮大县奖励政策实施主要通过鼓励增加土地投入和农机投入，来推动县级粮食生产过程中的粮食增产。现实中，产粮大县大力推广耕种管收全程机械化作业，从而带动复种指数提高，而该过程中较少需要劳动力参与，甚至一部分劳动力被机械化作业所替代。值得说明的是，由于县级统计年鉴中农业生产相关数据有限以及缺乏地方政府农业投资方面的信息，本文未能直接验证常规产粮大县奖励政策实施后有关粮食生产公共投资方面的增长情况，但从估计结果与现实情形来考量，该政策的实施确实促进了受激励产粮大县内复种指数与农业机械化水平的大幅提升。

(三) 稳健性检验

基准结果表 1 (1) 列的可靠性均依赖于对反事实分布的准确估计，故本文根据群聚分析法的特点，采用多种方式展开稳健性检验^①。

1. 更换箱宽、更改多项式最高阶数与更换次优操纵区间的检验。第一，本文将基准设定中格子宽度从 1000 吨分别修改为 500 吨和 2000 吨，然后使用完全数据驱动方法确定多项式最优阶数与最优操

^① 篇幅所限，稳健性检验的计量模型设定与估计结果未在此展示，感兴趣者可在《中国农村经济》网站 (zgncjj.ajcass.com) 查阅本文附录。

纵区间。格子宽度缩小意味着估计偏差缩小但估计方差增大，反之意味着估计偏差扩大但估计方差缩小。结果显示，操纵区间、群聚量 B 和 ITT_y 的识别与表 1 (1) 列基本无差别。第二，本文将多项式最高阶数修改为次优的 7 阶、5 阶，并强行固定操纵区间为 [186000, 210000]。结果显示，在其他设定不变的情况下，仅修改最高阶数后识别得到的群聚量 B 及其占比和 ITT_y 与基准结果接近。第三，本文将基准设定中的参数组合（最高阶数、操纵区间上下限）由最优的 (6, [186000, 210000]) 调整为次优的 (6, [184000, 210000]) 和 (6, [186000, 212000])，观察参数估计的变化情况。结果显示，群聚量 B 及其占比和 ITT_y 的估计结果仍与基准结果相一致。

2. 伪断点处的反事实估计检验。为了检验 20 万吨附近群聚现象的产生是否由不可观测因素导致，本文选取粮食产量 10 万吨、15 万吨处展开伪断点检验。理论上，该两处并非奖励条件设置的断点所在，故不应该估计出显著的政策效应。倘若在该两处发现了群聚现象，则有很大理由推断前文基准结果反映的并非真实的政策效应。经检验，笔者未发现在 10 万吨、15 万吨处有明显异于分布别处的反常堆积，且群聚量 B 和进一步计算而得的 ITT_y 均在统计上不显著。另外，图 5 中在 11 万吨处亦可观察到在分布上有较为突出的局部异常波动，本文同样使用群聚分析法检验该处是否也存在群聚现象。结果表明，识别出的群聚量 B 为 22，标准误为 15.76，可认为同样不存在群聚现象， ITT_y 数值偏小且不显著。由此可见，本文暂未发现前文基准结果受不可观测因素干扰的证据。此外，选取的 10 万吨、11 万吨和 15 万吨正好具备整数特征，故间接证明了基准结果不存在整数效应的干扰。

3. 控制整数效应。在数据填报中，出于填报模糊处理或者财务数据惯性，官方数据可能被以整数形式记录，从而存在整数效应（round-number bunching），降低反事实曲线对真实分布的拟合能力^①。笔者发现，在控制整数效应后，重新估计的反事实频数分布图与图 5 高度相似，且未在整 5000 吨、整 10000 吨的位置上表现明显的波动，且新估计的群聚量 B 为 133， ITT_y 为 0.049，均在 1% 水平上显著，与表 1 (1) 列结果差异较小。可以认为，基准结果不受整数效应的干扰。

五、进一步讨论

(一) 异质性分析：财政激励

理论上，财政激励是理解常规产粮大县奖励政策实施产生粮食增产积极成效的关键机制。同是年粮食产量 19 万吨的两个县，受财政激励更强的县级政府更倾向于积极响应政策。具体地，对于“财粮倒挂”的产粮大县而言，受中央政府财政激励的强弱主要取决于县自身的财力约束程度（贾晓俊和岳希明，2012）。自身财力不足或财力约束较大的县级政府更迫切地需要上级部门的财政转移支付，进而在粮食增产上付诸更多努力（曾明，2015；龚为纲，2015）。

本文参考范子英等（2022）的做法，将粮食产量处于操纵区间 [200000, 210000] 的县按异质性特征划分若干子样本，并保留其中一个子样本和操纵区间外的所有样本，用于异质性检验。本文选取财政收支缺口与产业结构高级化作为分组变量。一方面，常规产粮大县奖励政策赋予了县级政府在奖励资

^①据国家统计局介绍，粮食产量主要通过“实割实测”统计得到，故理论上县域粮食单产的统计应不存在整数效应。

金支出上的自主性，且明确用于弥补财政收支缺口。另一方面，产粮大县普遍存在产业结构单一的发展困境，尤其在取消农业税之后，产业结构层次低更是加剧了产粮大县的财政困难。因此，财政收支缺口大或产业结构高级化程度低的县具有更强的财政激励，应预期到该政策实施对其的 ITT 更大。其中，财政收支缺口为地方财政一般预算支出与地方财政一般预算收入的差额；产业结构非农化是产业结构高级化的重要途径，故采用第二、第三产业增加值占地区生产总值的比重来衡量县产业结构高级化程度。二者均以中位数确定分组。

常规产粮大县奖励政策实施对粮食产量的异质性 ITT 估计结果显示^①，该政策实施对各类型的县均有稳产增产效果，但操纵区间内财政收支缺口大的县的粮食单产平均提高幅度相对于财政收支缺口小的县高出 5.8%，操纵区间内产业结构高级化程度低的县的粮食单产平均提高幅度相对于产业结构高级化程度高的县高出 4.7%。由此可见，该政策实施对具有财政困难、产业结构单一低质特征的县针对性更强，在调动地方政府抓好粮食生产方面发挥了财政激励的预期作用。

进一步地，832 个原国家级贫困县中有 222 个既是产粮大县又是贫困县。此类县财政困难、产业结构层次低，常规产粮大县奖励政策实施对这些县级政府同样具有更强的财政激励。2016 年《国务院办公厅关于支持贫困县开展统筹整合使用财政涉农资金试点的意见》提出，对纳入扶贫资金统筹整合的常规产粮大县奖励资金，贫困县可根据本地脱贫攻坚规划，统筹整合使用。这意味着，中央政府在促进产粮大县财力与事权平衡上更倾向于照顾贫困县，以助其达成粮食安全与扶贫开发的双重政治任务。相比于非贫困县，统筹使用资金的自主权无疑对贫困县政府而言是一种财政激励的具体表征。

为此，本文以原国务院扶贫开发领导小组办公室 2012 年公布的《国家扶贫开发工作重点县名单》作为分组变量。异质性 ITT 估计结果表明，该政策对贫困县与非贫困县均有效果，但操纵区间内贫困县的粮食单产平均提高幅度相对于非贫困县高出 2.2%。结果表明，贫困县与非贫困县的粮食增产效果差异同样源于县级政府受政策激励强度的不同。奖励资金统筹整合使用于扶贫开发之中，对身负粮食安全与扶贫开发的双重政治任务的县级政府而言更具有通过粮食增产以获取财力性补助的诉求与动力。

（二）拓展分析：对农业高质量发展的影响

在粮食生产端，建设农业强国需要摆脱依赖要素投入增长维持粮食增产的发展模式，而要以农业全要素生产率的提升作为主要驱动方式。对于产粮大县而言，其高质量发展取决于粮食生产效率能否持续改善。因此，为更加全面评估常规产粮大县奖励政策实施所带来的影响，本文从生产效率角度入手，结合现有数据集，选取农业全要素生产率和农业劳动生产率来衡量生产率变化。具体地，本文采用增长核算方法反映农业全要素生产率的变动情况，使用单位劳动力第一产业增加值（消胀后的第一产业增加值/农林牧渔业从业人员数，单位是元/人）度量农业劳动生产率（罗斯炫等，2022）。估计结果表明，相比于反事实状态，该政策实施显著地使农业全要素生产率、农业劳动生产率平均提高 0.8% 和 3.6%。这一结果反映了该政策实施有助于产粮大县实现农业高质量发展作用。

^①篇幅所限，异质性分析、拓展分析中的计量模型设定和实证回归结果等详细说明未在此展示，感兴趣者可在《中国农村经济》网站（zgncjj.ajcass.com）查阅本文附录。

（三）成本—收益分析：对估计结果的经济解读

上述分析结果已然证明常规产粮大县奖励政策实施具有显著提高县域粮食产量的正面效果，起到促进粮食增产的政策目的，但中央政府对粮食生产财政转移支付也是昂贵的。为此，站在政策制定者角度而言，有必要比较该政策实施的成本与收益，以合理评价粮食生产奖励项目的经济性。

本文根据上述实证结果和有限的公开资料，对常规产粮大县奖励政策的成本与收益作粗略分析。表1（1）列显示，2005—2020年，该政策实施促使操纵区间内县域粮食单产平均提高5%。在本数据集中，操纵区间内粮食单产均值为每公顷6.21吨，平均提高5%，就意味着平均每公顷增产0.31吨。在不考虑县常用耕地面积增加的情况下，以2005年操纵区间内县域常用耕地面积均值38610.37公顷为依据，从收益角度，可计算出常规产粮大县奖励政策带来的粮食增量及其经济价值。2005—2020年，该政策实施使操纵区间内县域粮食产量共增加1852.83万吨，即平均每年增加115.80万吨。进一步，若以进口换取这部分粮食增量，则2005—2020年该政策实施所带来的粮食增量价值在482.88亿～717.84亿元^①。应注意到，因统计年鉴中存在数据缺失，部分县域观测值未用于群聚分析估计中，故上述计算的操纵区间内粮食增量是对真实产量增量的低估。因此，以上估计的粮食增量的经济价值可视为常规产粮大县奖励政策实施后额外收益的下限。

对于常规产粮大县奖励政策实施的成本，限于数据的可获得性，本文只能利用有关部门公开的信息进行大致的估算。本文利用群聚分析法估计得到，2005—2020年，常规产粮大县奖励政策实施使22.14%的县域粮食产量观测值在分布上从20万吨左侧跃至20万吨右侧。根据农业农村部介绍，常规产粮大县奖励标准为500万～8000万元^②，假设前述22.14%的县均获得奖励资格，那么，从财政资金支出角度，则中央财政需要安排奖励资金17.14亿～274.18亿元对这部分县给予财政奖励。本文取顶格275亿元作为政策实施后额外成本的上限。

综合比较可知，2005—2020年，常规产粮大县奖励政策实施的预计收益下限值远大于其预计成本上限值，这在一定程度上意味着中央政府“以奖代补”式的财政转移支付制度不仅激励了县级政府抓粮重粮，而且项目本身也具有较高的经济效益^③。

六、结论与政策启示

本文从中国式财政分权视角，重点关注常规产粮大县奖励政策，建立粮食生产财政转移支付制度的因果识别框架，探讨其对县级政府推动粮食生产行为的真实影响。由于该政策奖励入围条件可以促使县级政府发生“提升”行为，即财政激励之下的粮食增产安排，该自选择行为使得双重差分法、断

^①本文参考海关总署公布的近期（2018年1月至12月—2023年1月至2月）中国粮食进口均价数据，取最低的2018年每吨2606.2元和最高的2023年1月至2月每吨3874.3元计算。资料来源：<http://stats.customs.gov.cn>。

^②参见《2015年国家深化农村改革、发展现代农业、促进农民增收政策措施》，http://www.moa.gov.cn/gk/zcfg/qnhnzc/201504/t20150430_4570011.htm。

^③当然，这只是一个“粗糙”的政策实施成本—收益讨论，严谨的分析还有待后续对相关数据进一步掌握。

点回归设计等方法不再适用。因此，本文采用针对性的因果识别方法——群聚分析法，分析了财政激励引发群聚现象的微观基础，并基于中国县域混合横截面数据，利用粮食产量大于 20 万吨的奖励入围条件所形成的制度断层点，考察了常规产粮大县奖励政策实施的粮食增产效果及其作用机制。本文研究得出如下结论：

第一，常规产粮大县奖励政策实施具有激励县级政府重粮抓粮的效果。政策实施前粮食产量位于奖励入围断点左侧附近的部分县，在财政激励之下其粮食产量提高至 20 万吨右侧，即存在明显的群聚现象。该政策激励的作用范围为 186000~210000 吨，政策实施使 22.14% 的县采取了粮食增产措施。整体上，该政策的实施显著提高了县域粮食产量。2005—2020 年，常规产粮大县奖励政策实施促使操纵区间内县域粮食单产平均提高 5.0%。从时间上看，该政策的动态处理效应大体呈现先升后降的特征。

第二，常规产粮大县奖励政策实施对粮食的增产作用是通过显著提升受激励县的复种指数和农业机械化水平来实现的。该政策的实施促使操纵区间内县域复种指数平均提高 10.1%，农业机械总动力水平平均提高 24.0%。对相关农业生产投入的群聚现象的验证，也有力地证实了中国粮食增产的真实性，证伪了粮食产量虚报一说。

第三，常规产粮大县奖励政策实施的初衷是为了缓解产粮大县财政收支困难，相比而言，贫困县和财政收支缺口大的县受财政激励更强，对增产目标响应更积极，从而表现出更高的粮食增产成效。

第四，在促进粮食增产的同时，常规产粮大县奖励政策实施对县域农业全要素生产率、农业劳动生产率均具有显著提升作用，有助于产粮大县农业高质量发展。

第五，经粗略计算，2005—2020 年常规产粮大县奖励政策实施的预计收益下限值远大于其预计成本上限值，反映了该政策实施在粮食增产方面所具有的较大经济效益。

粮食生产的财政转移支付制度是解决外部性与机会成本双重作用下产粮大县利益流失问题的关键所在。在中国式财政分权体制内，设计良好的财政激励机制是在粮食安全的大前提下激励地方政府重粮抓粮的重要一环。因此，本文研究有如下政策启示：

第一，提升常规产粮大县奖励政策实施的稳产增产效果。当前，常规产粮大县利益补偿规模相对较小，而奖励资金额度直接关系到政策效果的发挥，因此，中央政府应充分考虑产粮大县客观存在的利益流失，继续提高常规产粮大县奖励资金额度，强化财政激励，进一步提升县级政府抓粮食生产的积极性。

第二，创新常规产粮大县奖励政策的粮食生产激励模式。中央政府可在现有的粮食产量 20 万吨奖励条件基础上，探寻 10 万吨、15 万吨、25 万吨等多个数量门槛以及阶梯式的奖励方案，让各产量阶段的县级政府均有激励、有能力追逐和实现粮食增产目标。这有利于进一步强化粮食安全“全国一盘棋”，并将中央政府切实保障种粮利益的决心印在每一块田间地头。

第三，完善常规产粮大县奖励资金使用管理制度。中央政府可在保证奖励资金使用灵活性的前提下，融入专项转移支付制度设计，引导县级政府将奖励资金配置到区域优势特色农业产业上，整合粮食产业链上下游，推进三产融合发展，从而激励产粮大县迈向农业强县，实现农业高质量发展。同时，中央政府应加大对低收入地区倾斜支持力度，提高低收入地区县级政府统筹整合使用奖励资金的财政管理能力，从而更好地发挥财政资金“四两拨千斤”的作用，为低收入地区的乡村振兴注入更大动能。

本文研究结论以及对群聚分析法的运用，可为其他粮食生产财政转移支付的政策评估提供参照，在一定程度上有助于从中国式财政分权视角深化对完善主产区利益补偿机制问题的认识。当然，本文研究尚有不足，主要是未能剖析产粮大县政府财政支出决策，难以把握其对常规产粮大县奖励资金的使用效率，从而无法有针对性地提出关于财政资源配置的优化建议。这是笔者后续研究的方向。

参考文献

- 1.陈少强、贾颖, 2014: 《财政专项资金改革研究》, 《中央财经大学学报》第5期, 第3-10页。
- 2.范子英、程可为、冯晨, 2022: 《用地价格管制与企业研发创新: 来自群聚识别的证据》, 《管理世界》第8期, 第156-178页。
- 3.费佐兰、王有国、郭翔宇, 2016: 《产粮大县奖励政策实施的效果评价——以黑龙江省为例》, 《农村经济》第5期, 第35-41页。
- 4.高鸣、魏佳朔, 2021: 《加快建设国家粮食安全产业带: 发展定位与战略构想》, 《中国农村经济》第11期, 第16-34页。
- 5.龚为纲, 2015: 《项目制与粮食生产的外部性治理》, 《开放时代》第2期, 第103-122页。
- 6.黄少安, 2018: 《改革开放40年中国农村发展战略的阶段性演变及其理论总结》, 《经济研究》第12期, 第4-19页。
- 7.贾晓俊、岳希明, 2012: 《我国均衡性转移支付资金分配机制研究》, 《经济研究》第1期, 第17-30页。
- 8.罗斯炫、何可、张俊飚, 2022: 《改革开放以来中国农业全要素生产率再探讨——基于生产要素质量与基础设施的视角》, 《中国农村经济》第2期, 第115-136页。
- 9.吕冰洋, 2021: 《国家能力与中国特色转移支付制度创新》, 《经济社会体制比较》第6期, 第29-38页。
- 10.吕冰洋、李钊、马光荣, 2021: 《激励与平衡: 中国经济增长的财政动因》, 《世界经济》第9期, 第3-27页。
- 11.谭明智, 2014: 《严控与激励并存: 土地增减挂钩的政策脉络及地方实施》, 《中国社会科学》第7期, 第125-142页。
- 12.田建民、孟俊杰, 2010: 《我国现行粮食安全政策绩效分析》, 《农业经济问题》第3期, 第11-15页。
- 13.王伟同、李秀华、陆毅, 2020: 《减税激励与企业债务负担——来自小微企业所得税减半征收政策的证据》, 《经济研究》第8期, 第105-120页。
- 14.魏后凯、王业强, 2012: 《中央支持粮食主产区发展的理论基础与政策导向》, 《经济学动态》第11期, 第49-55页。
- 15.伍骏骞、张星民, 2023: 《粮食生产激励能促进农民增收和县域经济发展吗? ——基于产粮大县奖励政策的准自然实验》, 《财经研究》第1期, 第124-138页。
- 16.辛翔飞、张怡、王济民, 2016: 《中国产粮大县的利益补偿——基于粮食生产和县域财政收入的视角》, 《技术经济》第1期, 第83-87页。
- 17.曾明, 2015: 《财政转移支付的激励效应: 地方政府为什么支持粮食生产? ——基于粮食主产区JS县的调研》, 《南京农业大学学报(社会科学版)》第3期, 第60-68页。
- 18.张航、范子英, 2019: 《群聚分析法: 原理、争议及应用前景》, 《数量经济技术经济研究》第9期, 第152-168页。
- 19.赵和楠、侯石安, 2021: 《产粮大县奖励政策促进了县域粮食生产吗? ——来自河南县域面板数据的证据》, 《地方政府研究》第11期, 第75-85页。
- 20.Cengiz, D., A. Dube, A. Lindner, and B. Zipperer, 2019, "The Effect of Minimum Wages on Low-Wage Jobs", *The Quarterly*

Journal of Economics, 134(3):1405-1454.

- 21.Diamond, R., and P. Persson, 2016, “The Long-Term Consequences of Teacher Discretion in Grading of High-stakes Tests”, NBER Working Paper 22207, <https://www.nber.org/papers/w22207>.
- 22.Kleven, H. J., 2016, “Bunching”, *Annual Review of Economics*, Vol. 8: 435-464.
- 23.Saez, E., 2010, “Do Taxpayers Bunch at Kink Points?”, *American Economic Journal: Economic Policy*, 2(3): 180-212.
- 24.Zhang X., X. Yu, and L. You, 2020, “Does the Granary County Subsidy Program Lead to Manipulation of Grain Production Data in China?”, *China Economic Review*, Vol. 62, 101347.

(作者单位: ¹湖南农业大学经济学院;

²华中农业大学农业绿色发展实验室;

³浙江农林大学浙江省乡村振兴研究院;

⁴浙江农林大学经济管理学院)

(责任编辑: 小 林)

The Reward of Bumper Harvests: Fiscal Incentives and Grain Production Growth

LUO Sixuan ZHANG Junbiao

Abstract: The regular grain-producing county reward policy is an important initiative by the central government to motivate local governments to be more proactive in grain production and to alleviate the financial difficulties of the grain-producing counties. However, the effectiveness of grain production and its mechanism of action are not yet clear. Based on the cluster analysis method, this paper uses the notched point formed by the reward entry conditions to estimate the impact of the policy implementation on grain production. From 2005 to 2020, the implementation of this policy produces an explicit bunching effect, i.e., the distribution of the number of counties at the discontinuity of 200,000 tons exhibits a left-hand side missing and right-hand side bunching. The policy leads to an average increase of 5.0% in county grain yield in the manipulation interval, and improves the multiple-crop index and the level of agricultural mechanization. Counties with large gaps of fiscal revenue and expenditure, low levels of industrial structure optimization, as well as poor counties are more strongly motivated by fiscal incentives, and show higher grain increase effects. Furthermore, the policy has also significantly increased the county's agricultural total factor productivity and agricultural labor productivity. The estimated minimum benefit value of the policy implementation is much greater than the maximum expected cost value, which has a high economic benefit. In conclusion, this paper helps to understand the degree of response of county-level governments to fiscal transfer payments for grain production, the range of action of fiscal incentives, and the contribution of fiscal transfer payments to food security. It provides micro-level empirical evidence for the central government to further optimize and innovate the fiscal transfer system, and to give full play to the critical function of fiscal incentives for grain security.

Keywords: The Regular Grain-Producing County Reward Policy; Fiscal Incentives; Fiscal Transfers; Grain Security; Bunching Analysis

农业社会化服务中的“集体统筹制” 及其实践逻辑*

梁 伟

摘要：村集体是促进小农户与农业社会化服务有效衔接的重要力量，探讨其在农业社会化服务供给中的作用有重要价值。本文借助农业组织化的理论资源，构建“能力—载体—机制”的三维分析框架，以寿光市东斟灌村为例，探讨村集体如何作为农业社会化服务的供给主体发挥作用。研究发现：面对小农户的产业发展困境，村集体依托服务型合作社，为小农户提供组织化的农业社会化服务，促进了小农户的现代化转型。服务型合作社的运作模式可以概括为集体统筹制，村集体通过以农户需求回应为基础的服务统筹和以土地统筹经营为基础的农户组织化，实现农业社会化服务的组织化供给。农业社会化服务组织化的关键在于村集体对村庄社会的再组织，从而降低小农户获取农业社会化服务的成本与组织化难度。这种再组织包括三个方面：其一，充分调动村庄社会的土地资源和社会资源，实现对村庄资源的整合，推动村集体的组织化能力建设；其二，强化农户之间、农户与村集体的产业关联与土地利益关联，促使小农户形成紧密的利益关系，从而构建服务型合作社这一组织化载体；其三，以集体统筹农业社会化服务为基础，重塑统分结合的双层经营体制，推动集体经营机制创新，进而服务于组织化机制的生成。本文对更好发挥村集体在农业社会化服务中的作用具有启示意义。

关键词：服务型合作社 村集体 组织化 农业社会化服务 小农户

中图分类号：F326.6 **文献标识码：**A

一、问题的提出

大国小农是中国的基本国情。正确处理小农户家庭经营与现代农业发展的关系，是中国探索农业现代化道路必须着力解决的重大问题。党的十九大报告提出，要健全农业社会化服务体系，实现小农户和现代农业发展有机衔接。2021年发布的《农业农村部关于加快发展农业社会化服务的指导意见》（以下简称《意见》）也明确要求，发展多元化、多层次、多类型的农业社会化服务，促进小农户和

*本文受到国家社会科学基金一般项目“共同富裕背景下农村集体经济高质量发展路径研究”（编号：22BKS172）和国家资助博士后研究人员计划“农业社会化服务促进小农户与现代农业衔接的机制研究”（编号：GZC20230188）的资助。

现代农业有机衔接。可以看出，发展农业社会化服务已成为实现小农户和现代农业有机衔接的关键途径。在这一思路下，将农民组织起来，进一步健全农业社会化服务体系是中国发展现代农业的重要出路（孔祥智和穆娜娜，2018）。但是，在分散经营情景下，小农户对接农业社会化服务仍然存在较大困难。为应对这一问题，《意见》明确指出，要把农村集体经济组织作为组织小农户接受农业社会化服务的重要力量。基于此，深入探讨村集体^①在促进小农户对接农业社会化服务方面的作用方式与实践逻辑，对于推进小农户的现代化意义重大。

既有的关于小农户对接农业社会化服务的研究，主要包括以下两个方面的内容：

一是小农户的农业社会化服务需求与服务供给现状研究。小农户经营规模小且土地分散，随着农业劳动力老龄化趋势的加快，小农户对农业技术、生产信息、良种和生产资金等服务的需求不断增加（闵师等，2019）。为满足小农户的农业社会化服务需求，各地探索出土地托管（焦芳芳和刘启明，2020）、农业生产托管（曾福生和史芳，2021）、农机社会化服务（印子，2023）等服务供给方式，但是实践效果并不好。土地托管演变为土地流转，种植大户取代小农户成为经营主体（韩庆龄，2019）。农业生产托管具有发展潜力，但是也存在组织成本高、小农户增收机制不健全和专业化服务主体发育不成熟等问题（杜洪燕等，2021）。虽然农机社会化服务能够为小农户提供生产支持，但是，社会化服务体系往往以大户为中心，容易形成对小农户的排斥。总之，在农业社会化服务对接小农户的过程中，小农户在不同程度上处于人格依附和市场依附的状态（叶敬忠等，2018）。

二是有关农业社会化服务对接小农户的路径研究。围绕这一问题，主要形成了两种对接路径。第一种是新型农业经营主体带动小农户的路径。龙头企业、农民专业合作社等新型农业经营主体以及提供农业社会化服务的新型服务主体，是促进小农户与现代农业相容性发展的重要主体（陈航英，2019）。通过加强新型农业经营主体的社会化服务能力建设，可以将小农户纳入现代农业的发展轨道（赵晓峰和赵祥云，2018）。龙头企业能够促进小农户的现代化，主要方式是纵向一体化分工与合作（李静和陈亚坤，2022）。此外，合作社也被认为是小农户与现代农业发展有机衔接的理想载体（徐旭初和吴彬，2018），尤其是提供农业社会化服务的股份合作社（何晓龙，2023）。随着分工体系的进一步发展，农业社会化服务组织发挥着越来越重要的作用（穆娜娜和钟真，2022）。第二种是创新农业社会化服务供给模式的路径，例如构建多元化的社会化服务体系（杨进等，2020）、数字化“金融+产业”服务模式（刘冬文等，2023）、农户本位的农业社会化服务供给模式（黄思，2023）。上述农业社会化服务供给模式都致力于克服小农户的生产困境，降低小农户对接农业社会化服务的交易成本。

总体而言，现有研究从不同角度呈现了小农户对接农业社会化服务的现状与路径，对于进一步开展相关研究具有一定的启发性。然而，现有研究仍然存在一定的局限性：第一，既有研究大多关注小农户与新型农业经营主体或市场化服务主体的衔接机制，也有一些研究关注村集体在促进小农户对接农业社会化服务中的作用（钟丽娜等，2022），但是，这些研究仅仅将村集体视为小农户与农业社会

^①在很多地区，集体经济组织与村“两委”在组织和功能上有重合，二者的边界相对模糊。本文中的村“两委”也深度参与农业社会化服务的供给，因此，本文仅在引用政策文件或具有明确指涉时使用集体经济组织，其余皆表述为村集体。

化服务有机衔接的中介，忽视了村集体在供给农业社会化服务方面的价值。第二，既有研究大多从经济效率角度探讨农业社会化服务的供给，忽视了新型农业经营主体、市场化服务主体与小农户之间的不平等交易关系。只有将小农户组织起来对接农业社会化服务，才能避免小农户被资本压榨的风险，同时也能克服小农户的生产困境（冯小，2023）。因此，如何在农业社会化服务供给中实现小农户的组织化，才是更值得思考的问题。

鉴于相关研究的不足，本文试图探讨以下问题：村集体是如何作为农业社会化服务的供给主体促进小农户对接农业社会化服务的？村集体又是如何供给农业社会化服务的？村集体供给农业社会化服务的内在逻辑是什么？为了回答上述问题，本文以山东省寿光市东斟灌村的农业社会化服务供给实践为研究案例，从农业组织化的视角出发，探讨村集体主导的农业社会化服务供给模式，在此基础上深入阐释农业社会化服务有效供给的实践逻辑。

二、理论基础与分析框架

（一）农业组织化的研究进路

组织化是通过一定的社会经济组织形式与制度来协调社会分工，从而使社会分工成为一个相互联系、相互依赖的有机整体的过程（温琦，2009）。在西方经济学理论中，农业组织化往往与纵向一体化理论联系在一起。Eswaran and Kotwal (1985) 指出，农业组织化是通过纵向一体化的方式对农产品生产过程进行协调，使处于农产品生产销售上下游环节的各个主体形成稳定交易关系的过程。在中国这样一个人多地少的国家，农业组织化必须考虑小农户的切身利益。因此，有学者指出，农业组织化是小农户融入农业体系，与其他生产经营主体协调整合从而实现农业规模效益的过程（潘璐，2021）。

在中国的农业发展进程中，形成了两种农业组织化思路：第一种思路是横向组织化，即分散的小农户通过正式契约或非正式联结的方式组织起来，共同利用生产要素或社会化服务，从而克服小农户生产的困境（潘璐，2021）；第二种思路是纵向组织化，即在不改变农户作为农业生产基本单元的前提下，推动农户与农户、农户与企业或合作社建立契约关系，对单个农户独立面对市场的交易行为进行替代，最终实现规模效益（罗必良，2020）。组织的存在与所处的更大体系密切相关，最好或最合适的组织结构与组织面临的环境要求或条件有关（徐旭初等，2019）。因此，上述两种农业组织化思路共享一个假设，即组织应当具备一定的组织能力：一方面，横向组织化应当满足小农户的效率需求，降低交易成本，同时也要满足村庄所处的制度环境及特定组织形式的合法性要求（潘璐，2021）；另一方面，生产性服务组织与经营性服务组织既要推动小农户引进现代生产要素，又要促进小农户提升现代经营水平，从而实现小农户的纵向组织化（罗必良，2020）。概言之，农业组织化应当建立在相关主体具备组织化能力的基础之上。

从地方实践看，“公司+农户”“合作社+农户”“农业社会化服务对接农户”是农业组织化的主要模式（肖剑和罗必良，2024）。“公司+农户”模式的优点是交易成本较低，但由于市场信息的不对称性、机会主义行为等因素的影响，交易双方存在合约风险，小农户利益容易受到损害（张建雷，2020）。“合作社+农户”模式可以将分散的农户整合起来，农户共同分享生产、销售、加工等环节的规模效益，

从而兼顾公平与效率（苑鹏，2013；黄宗智，2015）。但是，实践中普遍存在合作社“异化”和“大农吃小农”的困境（全志辉和温铁军，2009）。在“农业社会化服务对接农户”模式中，小农户只是被动卷入分工经济，缺乏主体性。换句话说，以公司、农民专业合作社和社会化服务组织等载体为基础的农业组织化路径，虽然有助于提高小农户的经济效率，但是无法改变小农户的依附性地位。由于农业组织化路径的固有缺陷，一些学者开始探索以村集体为基础的农业组织化路径。王海娟和胡守庚（2022）提出，村集体构成了中国式农业现代化道路的组织基础。与以企业、合作社为载体的农业组织化形式相比，以村集体为载体的农业组织化路径具有公共性、内生性和非契约性的特征（潘璐，2021）。冯小（2023）发现，除了以利益联结为基础的“公司+小农户”“专业合作社+小农户”等组织方式，社区内存在村集体和小农户多元要素合作的组织化形式。还有学者发现，以村集体为基础的社区是小农户组织化与农业现代化转型的重要动力（梁伟，2022）。

在上述研究的基础上，学术界进一步探讨了农业组织化的实现机制。肖剑和罗必良（2024）认为，农业组织化表现出契约化、合作化、分工化的多维度特征，因此，农业组织化的实现机制应当包括契约精神、合作意识以及企业家精神在内的人力资本提升。部分学者更加关注村集体推动农业组织化的实现机制。在小农户组织化过程中，必须通过产权共享动力机制、合意利益分配机制和持续共生经营机制实现产业链之间的动态共进演化，在此基础上实现小农户的利益维护和可持续内生发展（徐旭初等，2019）。有学者认为，应当充分发挥村集体的统筹优势，从而重组农业生产方式，构建以家庭经营为基础的现代农业生产经营体系（钟丽娜等，2022）。当村集体参与农业发展时，农业组织化的实现机制是激活集体统筹功能、整合体制内外资源和组织化供给农业社会化服务（钟丽娜等，2021）。孙新华（2024）发现，集体统筹机制是农业组织化的关键所在，这个机制包含统筹规划机制、统筹管理机制和统筹衔接机制，村集体有效统筹小农户产业发展中的公共环节，从而弥补小农户的不足。

纵观农业组织化的研究脉络，可以发现，农业组织化涉及三个关键要素：组织化能力、组织化载体与组织化机制。在上述三个关键要素中，组织化能力是农业组织化的客观基础，组织化载体是农业组织化的具体形式，组织化机制是农业组织化的实现过程。三大要素彼此联系，共同构成农业组织化理论的整体性框架。

（二）“能力—载体—机制”：农业社会化服务组织化的分析框架

既有研究指出了村集体在农业组织化中的作用，但是大多围绕农业生产和流通环节展开，缺乏对农业社会化服务组织化的考察。小农户面临土地细碎化、交易成本高、供需不匹配等问题，在对接农业社会化服务方面存在诸多困境。有鉴于此，一些学者提出，在“大国小农”的基本国情下，将小农户组织起来对接农业社会化服务，是推动小农户走向现代化的重要路径（钟丽娜等，2022；陈义媛，2024）。在农业社会化服务组织化过程中，村集体能够发挥重要作用：一方面，村集体通过发挥组织协调功能，可以将小农户组织起来对接农业社会化服务（徐勤航等，2022）；另一方面，村集体统筹农业社会化服务，不仅是一种有效且低组织成本的服务路径（陈义媛，2023），而且是一种以农户为本位的农业社会化服务供给路径（黄思，2023）。钟丽娜等（2021）认为，村集体主导的农业社会化服务能够增强村集体经济的实力，进一步巩固村级农业生产性公共服务的供给能力，有利于构建小农

户与现代农业衔接的长效机制。因此，农业社会化服务组织化需要建立在统分结合的双层经营体制的基础之上，农业经营活动则要兼顾效率和公平原则，从而促进小农户的现代化。上述研究虽然具有启发性，但是未对农业社会化服务组织化进行系统分析，难以呈现农业社会化服务组织化的完整逻辑。

依据上述相关讨论，本文构建了“能力—载体—机制”的分析框架（见图1），试图从组织化能力、组织化载体与组织化机制三个维度回答由村集体主导的农业社会化服务供给如何可能的问题。具体而言，本文将系统回答村集体何以具备组织农户的能力、村集体通过何种载体供给农业社会化服务以及村集体如何为农户供给农业社会化服务三个问题。

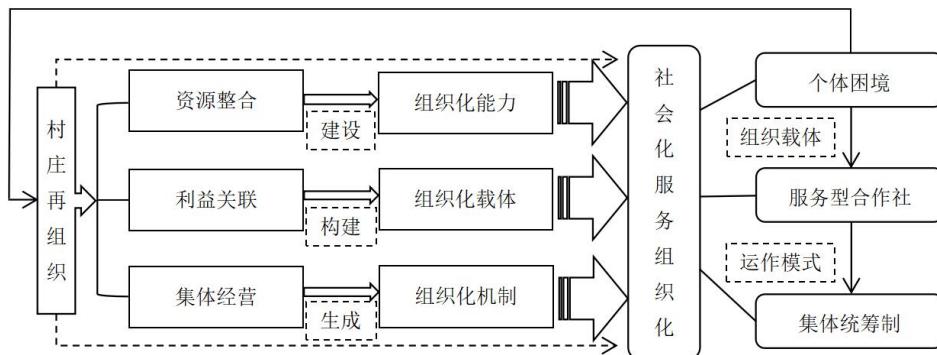


图1 农业社会化服务组织化的分析框架

在组织化能力方面，村集体供给农业社会化服务的能力来自村集体自身的资源条件与社会基础。集体土地是村集体能够组织化供给农业社会化服务的核心资源。村集体以集体所有的土地为基础，主动行使集体土地的管理权能，并且按照村民自治的原则管理集体土地。在集体土地管理实践中，村集体强化了其在农业社会化服务供给中的组织化能力。村庄社会资源是村集体提升组织化能力的另一个要素。村庄是一个熟人社会，拥有丰富的乡土社会资源，例如建立在地缘和血缘关系基础上的人情、面子和价值认同等。村集体往往吸纳了大量村庄精英，这些精英不仅能够有效整合村庄中的社会资源，也能够通过对社会资源的运用实现对其他农户的社会动员。村集体通过村庄精英实现农民动员的过程，也是村集体强化组织化能力的过程。

在组织化载体方面，服务型合作社是农业社会化服务组织化的载体，村集体通过服务型合作社可以实现对农业社会化服务的统筹供给。在组织化载体的形成过程中，村集体通过强化农户之间、农户与集体之间的利益关联，使农户围绕农业社会化服务形成了有机的整体，进而促使服务型合作社持续发挥作用。

在组织化机制方面，统分结合的双层经营体制有助于村集体形成农业社会化服务的组织化机制。村集体以统分结合的双层经营体制为基础，通过集体统筹服务型合作社的方式，向农户供给组织化的农业社会化服务。这在本质上代表了另一种形式的集体经营机制。在集体经营机制的基础上，村集体不仅能够为农户提供农业生产中的公共服务，同时也能够降低农业社会化服务组织化的难度，从而推动小农户获取低成本的农业社会化服务。

三、资料来源与案例说明

本文分析所用的案例材料来自笔者 2021 年 6 月在山东省寿光市开展的驻村调研。调研时长 14 天，采用半结构式访谈方法，对寿光市东斟灌村的村组干部、大棚蔬菜种植户、大棚装备企业负责人、东斟灌村所在街道的政府工作人员等 30 余名调查对象进行了深入访谈。访谈内容包括村庄产业转型发展历程、农户经营情况、农业社会化服务供需情况、村庄治理等。通过访谈，笔者对东斟灌村的农业社会化服务实践形成了整体性认识。这些认识对深入开展学术研究具有重要价值。

山东省寿光市是设施蔬菜的发源地和全国最大的蔬菜集散地，素有“中国蔬菜之乡”的美誉。20世纪 80 年代初，在农户自发探索与地方政府的大力支持下，山东省寿光市的蔬菜产业开始起步。经过 40 余年的快速发展，寿光市已经形成了高度发达的蔬菜产业链体系，涉及蔬菜栽培、农产品流通、大棚装备制造、良种研发、农药化肥生产研发等多个分支，其蔬菜产业全国闻名。截至 2018 年，寿光全市蔬菜种植面积发展到 84 万亩^①。2022 年，寿光市仅设施蔬菜种植面积就达到 60 万亩^②。寿光市蔬菜产业最大的特色是，发达的产业体系与小农户家庭经营之间形成了良性互动关系，小农户仍然是寿光蔬菜产业的主要经营主体。但是，随着农产品市场竞争的日益激烈和新品种、新技术、新设备的持续更新，如何将现代生产要素引入小农户经营的轨道，是寿光市蔬菜产业发展面临的重大挑战。2016 年以来，寿光市在国家政策和地方政府的推动下，探索通过农业社会化服务体系来促进小农户的现代化。东斟灌村自 2008 年开始就启动了农业社会化服务体系建设，为寿光市乃至全国提供了重要的经验参考。

东斟灌村位于寿光市最东端，2020 年，全村有 586 户 2400 余人，耕地面积 4486 亩，从事蔬菜种植的农户达 300 余户，人均年收入 2.9 万元。东斟灌村长期实行两田制，人均 1 亩口粮田，其他土地由集体统一经营。自 20 世纪 90 年代开始，东斟灌村一边鼓励农民种植蔬菜，一边对蔬菜产业进行统筹规划。20 世纪 90 年代初，东斟灌村的农户主要种植黄瓜，但由于市场不景气，农户从 1998 年开始改种彩椒，此后彩椒种植规模不断扩大并发展成为支柱性产业。在发展蔬菜产业的过程中，东斟灌村的日光温室大棚也经历了多次更新：20 世纪 90 年代主要以第 1 代、第 2 代大棚为主，20 世纪 90 年代后期至 2006 年主要以第 3 代、第 4 代大棚为主，2006 年开始建设第 5 代大棚。2008 年以后，随着彩椒产业的日益发展和农户对农产品市场的深度参与，农户遇到了温室大棚更新困难、土地资源严重不足、市场交易风险加剧等发展困境。为了改变小农户单打独斗的局面，同时也为了解决“一家一户不好办、一家一户办不好”的事，东斟灌村农户在村集体的带领下先后成立 3 个服务型合作社，即果蔬合作社、土地股份合作社和资金互助合作社，3 个合作社分别为农户提供产业发展的市场交易服务、土地统筹服务和金融服务，以此回应小农户的农业社会化服务需求，促进小农户的现代化转型。得益于村集体的有力领导，东斟灌村的蔬菜产业快速转型升级。2022 年，东斟灌村彩椒产业年产值达到

^①资料来源：山东省寿光市农业农村局提供的资料。

^②资料来源：山东省寿光市东斟灌村提供的资料。

1.5亿元，村集体收入超过170万元^①，东斟灌村也成为远近闻名的“明星村”。东斟灌村的农业社会化服务实践，在理解村集体如何提供农业社会化服务以及小农户的现代化转型方面具有典型意义。

四、农业社会化服务的组织化实践

（一）农业社会化服务组织化的现实背景

在中国的农业现代化进程中，最为关键的问题是推动小农户的现代化。小农户现代化指的是小农户对现代化的品种、技术、装备和组织形式等生产要素的使用（陈义媛，2023）。但由于生产规模小、资金短缺、观念保守、抵御风险能力弱等特点，小农户很难通过自身的力量获取现代生产要素。从东斟灌村的蔬菜产业发展来看，小农户的现代化需要解决市场交易、土地、资金等多个方面的发展困境。

1.农户的市场交易风险。21世纪初，由于彩椒的市场销量很大，外地客商纷纷到村里收购，有时还要到农户的田里“抢货”。随着彩椒价格的不断上涨，东斟灌村的彩椒种植规模快速增加，彩椒销售也由卖方市场转向了买方市场。同时，随着市场交易量的增大，市场纠纷和利益矛盾也越来越多。一方面，彩椒销售主要采取“代办—客商”模式，客商在东斟灌村安排固定的代办，后者专门负责收购房户的彩椒。代办在向农户收购彩椒时，大多采取打白条的方式，等到客商的收购资金到位后再通过银行转账方式向农户交付货款。但是，农产品的市场价格变化很快，有时会出现客商因资金链断裂而跑路的现象，而这极有可能引发代办与农户之间的利益纠纷。与此同时，有的代办在收购彩椒时故意压价，例如根据色泽、形状和硬度等对彩椒进行分级，低价收购品相一般的彩椒。另一方面，在买方市场中，小农户越来越处于依附地位，在彩椒销售过程中缺乏话语权。2008年前后，客商压价、拖欠货款和跑路等问题越来越严重，农户多次向村集体反映，要求村集体出面解决问题。但农户与代办、客商之间的交易大多为口头协定，村集体没有办法处理，农户只能吃“哑巴亏”。

2.土地资源的整合困境。大棚设备的持续更新升级对蔬菜产业发展至关重要。因此，不断进行旧棚改造是东斟灌村产业发展的主要内容之一。自20世纪90年代发展蔬菜产业以来，东斟灌村的蔬菜大棚经历了多次更新，大致可以分为3个阶段：第一阶段是以竹结构为基础的第1代和第2代大棚，长30~50米、宽8~10米、高3米，大棚空间相对狭小，采光、保温效果比较差；第二阶段是以钢结构为基础的第3代、第4代和第5代大棚，长度超过80米、宽25米、高7米，棚内空间较大，采光条件较好，蔬菜的产量和品质均有较大提升；第三阶段是以智能化设备为基础的第6代和第7代大棚，长150米以上、宽25米、高9米，采光和保温效果极好，蔬菜产量与品质较之前的大棚有了更大幅度的提升。2014年以前，东斟灌村的蔬菜大棚主要以第4代和第5代新棚为主，同时存在部分老旧大棚。与老旧大棚相比，第6代和第7代大棚具有如下优势：第一，显著提升蔬菜产量和品质。如果是第5代大棚，冬天大棚内的温度不高于8摄氏度，此时，丝瓜、彩椒等蔬菜就会停止生长，产量也会受到严重影响。如果是第6代大棚，冬天大棚内的最低温度也能达到18摄氏度，不会影响蔬菜生长。与此同时，第6代大棚的高度达到了9米，水蒸气上升后更容易从大棚内排出，从而降低大棚

^①资料来源：山东省寿光市东斟灌村提供的资料。

内的湿度，进而降低病虫害的发生频率。第二，大幅提高农业生产效率，改善农业生产条件。按照当地生产力发展水平，一对夫妻可管理2~3个第4代或第5代大棚。但是，由于很多生产环节需要重复操作，农户的劳动效率并不高。例如，在大棚保温棉被卷放这一环节，一个大棚就需要30分钟，3个棚就需要90分钟。如果将旧棚改造为新式大棚，则可以节约1个小时的时间。

实践中，旧棚改造并不顺利，最为关键的是土地问题。一方面，旧棚改造需要对土地进行整合，但是，农户的土地利益比较分化，在旧棚改造方面难以形成一致意见。具有较强经济能力的农户（尤其是年轻人）普遍支持旧棚改造，希望借此机会提高彩椒的质量和产量，同时扩大经营规模。部分农户家庭劳动力年龄较高，既没有改造旧棚的能力，也没有改造旧棚的动力。这些农户的经营预期较短，普遍心态是“能干几年是几年”“不想再操心了”。由于农户之间利益不一致，土地整合成为旧棚改造的棘手问题。而且，旧棚改造将促使少数农户扩大经营规模，这必然引发土地资源分配格局的变化。另一方面，很多农户综合考虑产业效益、经济能力、发展预期等因素，自发进行旧棚改造，但是速度慢、周期长，很难与产业整体升级的趋势相契合。并且，由于缺乏统一的规划，大棚建设相对散乱，农户难以实现集中经营，土地利用效率比较低。随着土地资源越发稀缺，土地分散且低效利用的问题成为制约彩椒产业发展的突出问题。一些农户通过自发协商的方式进行土地的置换、流转，一定程度上扩大了经营规模，形成了相对集约的经营格局，但是总体效果较为一般。

3.产业升级的资本困境。对蔬菜产业而言，建设新式大棚是引入新技术和新设备的主要路径。但是，对小农户来说，建设新式大棚不容易。新式大棚的价格较高，大多数农户缺乏足够的经济条件。一个规格为70米×18米×8.5米的钢结构大棚，建设成本约为10万~12万元。一个规格为300米×40米×9米的新式大棚，建设成本则在60万元以上。相较而言，普通农户每年的经营性收入至多不过20余万元。以种植户梁大哥为例，梁大哥经营4个棚共计5亩土地^①，每年的种植成本主要包括：土地承包费，1000元/亩；大棚膜，2000元/亩；底肥，4000元/亩；追肥，1000元/亩；闷棚药，1000元/亩；苗子，3000元/亩；农药，400元/亩；施肥，4500元/亩；电费，300元/亩；大棚折旧，5000元/亩。这样算下来，梁大哥每年的生产性投入就有11.1万元。在收益方面，5亩地的毛收入为25万~35万元。可以算出，梁大哥每年的纯利润为13.9万~23.9万元。如果除去人工成本和生活开支，能够攒下来的钱并不多。

此外，即便农户可以通过贷款获得建设资金，但这也不是一件容易的事。小农户较难得到正规金融机构提供的信贷服务，面临较为严重的正规信贷约束（刘西川和江如梦，2023）。大多数时候，他们只能找亲戚借款，但由于农户都需要进行旧棚改造，可以获得的借款相对有限。因此，农户的旧棚改造大多是轮流进行的，因为只有这样才能获得周转资金。但是，这样一来，旧棚改造就很难进行统一规划，旧棚改造的进程也十分缓慢。

小农户在发展过程中遭遇了多重困境，迫切希望村集体提供解决办法，为生产经营和产业升级提供充足支持。这恰恰是东斟灌村农业社会化服务组织化的内生动力。在上述背景下，东斟灌村通过提

^①5亩为有效种植面积。

供农业社会化服务的方式回应了农户的诉求，使其克服了农业发展中的诸多困境。

（二）服务型合作社：农业社会化服务组织化的载体

为了满足小农户的发展需求，村集体积极推动农业社会化服务组织化，主要做法是由村集体领办服务型合作社，即果蔬合作社、土地股份合作社和资金互助合作社，分别为农户提供市场交易服务、土地统筹服务和金融服务。

1.成立果蔬合作社，提供市场交易服务。针对小农户在对接市场过程中容易遭受利益侵害的问题，村集体公开征求农户意见后，于2008年创办东斟灌村果蔬合作社，并且动员广大农户参与其中。果蔬合作社的主要作用有两个层面。第一，建立彩椒交易市场，为小农户与客商提供中介服务。果蔬合作社采取“买卖分离、分头结算”的办法，为小农户和客商提供中介服务。客商在进村购买农户的农产品之前，必须根据订购数量先将货款转至果蔬合作社的专设账户。交易完成后，农户凭订单和过磅单到果蔬合作社财务室领取货款。这样不仅能避免农户与客商之间的资金纠纷，解决客商打白条、压价和拖欠货款等问题，还能简化交易程序，提高市场交易效率。第二，果蔬合作社在技术、农资、营销等方面为小农户提供全方位的服务。果蔬合作社制定了“六统一”管理模式，为小农户提供统一的技术服务、农资供应、生产标准、质量检测、品牌打造、包装销售等不同环节的农业社会化服务。与此同时，村集体还以合作社的名义注册了商标，申请国家绿色食品A级认证，办理出口资质。这些措施不仅大大提高了农产品的品质，而且提升了东斟灌村农产品的市场知名度，有助于开拓农产品的销售渠道。自合作社成立以来，村干部深入村组向农户宣传加入合作社的优势。同时，村干部带头加入果蔬合作社，并动员村庄精英发挥带头作用。在村干部和村庄精英的带动下，东斟灌村果蔬合作社已经发展社员366户，实现了对农业经营户的全覆盖，东斟灌村的彩椒经由合作社远销国内外。

2.成立土地股份合作社，提供土地统筹服务^①。随着彩椒产业的发展，农户建设大棚从而扩大经营规模的意愿越发强烈，但是，农户面临着无地可用的问题。2012年，村集体牵头成立了土地股份合作社。土地股份合作社接受村集体的统一领导，在运作过程中依托于土地集体所有制。村集体在对承包地进行确权的基础上，将全村4486亩土地流转到合作社统一管理，土地流转期限为12年。合作社采用“动账不动地”的办法，对土地进行股权量化。按照1亩为1股的标准，2073名村民每人占1股^②，每股每年保底分红800元。其余的2413亩土地作为集体股，集体股收益的40%给农户二次分红，60%作为村集体收入。农户愿意种田就通过合作社流转土地并且缴纳承包费^③，不愿意种田就领取股份分红。根据人口变动和市场行情，股份分红标准每年调整1次，承包费每3年调整1次。

土地股份合作社的成立使东斟灌村实现了土地的集约化利用，从而提高了土地资源利用效率。一方面，土地股份合作社按照统一规划，在需要改造的区域统一拆除旧棚。由于旧棚修建时间不同，农户诉求千差万别，出现了部分不愿配合的农户。为了避免农户阻碍旧棚改造进程，村集体借助集体经

^①土地股份合作社提供的土地统筹服务，涉及的是全村的4486亩耕地，下文中的“土地”皆同此处。

^②此处为集体经济组织成员数量，与前文中的户籍人口数量存在差别。

^③承包费=（流转面积-确权面积）×流转价格。

济向不愿意配合的农户提供旧棚改造补贴。每个旧棚按照长度给予补贴，一个大棚能够获得 8000~20000 元的补贴，若大棚有棉被等设施则再加 3000 元。通过拆除旧棚，合作社实现了土地整合。另一方面，土地股份合作社统一规划产业用地。由于土地相对稀缺，东斟灌村采取抓阄的方式分配土地。愿意建大棚的农户向土地股份合作社缴纳 3000 元押金，之后便获得抓阄的权利。如果农户通过抓阄获得了土地，就必须在固定时间内建大棚，否则视为主动放弃，村集体不退还押金。2012 年第一批规划的产业用地大约有 110 亩，共有 14 个建棚指标，报名的农户达 30 多户。但是，第一批报名的农户担心病虫害，只有 5 个农户建了新式大棚。为了动员农户建新式大棚，村集体动员党员和村民代表率先投资。这些率先建新式大棚的农户在当年取得了可观的经济收益，大大激发了其他农户建新式大棚的积极性。

3.成立资金互助合作社，提供金融服务。在彩椒产业发展过程中，如果要实现彩椒产业的转型升级，旧棚改造是必须推动的工作。但是，新式大棚的建设成本动辄 60 万~70 万元，大多数农户难以负担。2013 年，村集体组织农户成立了资金互助合作社，以解决旧棚改造的资金难题。农户自愿加入资金互助合作社并且缴纳 1000 元会费。资金互助合作社采取随时征集闲置资金的办法，如果有农户希望获得贷款，村集体在全村范围内征集贷款信息并筹集相应资金。村集体在资金互助合作社范围内以高于银行存款的利率(5.4%)吸纳农户手中的闲置资金，再将资金以低于银行贷款的利率(约为 7.2%)借给需要用钱的成员，借贷利息差额作为资金互助合作社的收入。农户只需要提交借款申请书并请 2 名成员为自己担保，就可以拿到贷款。农户贷款上限是 10 万元，信用好的农户可以贷 30 万元，还款期限原则上是 1 年，但也可以灵活调整。

随着借贷业务的不断增加，东斟灌村的全体农户均参与了资金互助合作社。2015 年 6 月，根据山东省金融部门的要求，东斟灌村的资金互助合作社调整为合作社信用互助业务部。信用互助业务部将资金全部交给山东省寿光市农村商业银行代管，并且划定运营“红线”^①，强调服务本村农户的基本原则。东斟灌村的资金互助合作社成立以来，已经累计贷款 300 万元，为 70 多名成员提供了贷款支持，而且没有出现过一笔不良借贷。

可以发现，东斟灌村在实践中形成了农业社会化服务的组织化模式，并且产生了较好的效果：其一，提高了小农户对接农业社会化服务的效率。在农业社会化服务的组织化模式下，农户通过合作社就能获取市场交易服务、土地统筹服务和金融服务，避免了与农业社会化服务主体对接的各种问题，同时也解决了“一家一户不好办、一家一户办不好”的事。其二，村集体通过服务型合作社供给农业社会化服务，促使农业社会化服务从外部的市场化交易转变为组织的内部交易，大大降低了农业社会化服务的获取成本。

需要注意的是，与大多数农民专业合作社相比，东斟灌村服务型合作社的不同体现在三个方面：第一，动员性。农民专业合作社是农户自发成立的合作组织，农户自愿参与、自愿退出，合作社成员

^① “红线”是指：不得对外吸收资金，不得对外发放贷款，不得设立分支机构；禁止大额现金交易，禁止现金在办公场所过夜；只有入社的菜农才有资格参与资金互助活动，且所贷资金必须用于果菜种植。

享有平等的权利与义务。东斟灌村的服务型合作社则形成于村集体对广大农户的动员。村集体通过社会动员与精英引领等方式，动员广大农户加入服务型合作社。与此同时，服务型合作社以社会动员的方式化解集体行动困境，从而为农业社会化服务组织化奠定基础。第二，统筹性。服务型合作社是村集体统筹的农业社会化服务组织，在村集体的管理下为合作社成员提供公共服务。换言之，服务型合作社是以村集体为基础，通过动员农户的方式实现农业组织化，服务型合作社提供农业社会化服务的过程就是村集体组织小农户的过程。第三，独特性。服务型合作社是统分结合双层经营体制的新形式，其组织农户的过程具有独特性。一方面，农业社会化服务的组织成本由村集体承担；另一方面，土地集体所有是农业社会化服务组织化的基础，推动着农户在市场交易、土地利用和金融领域的组织化。

五、集体统筹制：农业社会化服务组织化的运作模式

东斟灌村依托服务型合作社开展农业社会化服务供给的实践，是村集体为小农户提供组织化的农业社会化服务从而促进小农户现代化的统筹性实践。本文以“集体统筹制”的概念来概括农业社会化服务组织化的运作模式。集体统筹制包含两个维度：第一，以农户需求为基础，对农业社会化服务的统筹；第二，以土地统筹经营为基础，对小农户的组织化。

（一）以农户需求回应为基础的服务统筹

在促进小农户与农业社会化服务有效对接的过程中，东斟灌村始终贯彻一个基本原则，即以农户需求为本位提供组织化的农业社会化服务。这也是村集体统筹农业社会化服务模式区别于政府和市场主导的农业社会化服务模式的根本特征。基于小农户的需求，村集体成为农业社会化服务的供给主体，并以服务型合作社为载体实现对农业社会化服务的组织化。

1. 市场交易的集体统筹。在市场发育过程中，中间商“盘剥”小农户的问题日益显现（黄宗智，2012）。东斟灌村也曾出现中间商“盘剥”小农户的现象。因此，小农户希望改变市场交易中的不平等关系。果蔬合作社的价值就在于，为村集体充分发挥统筹功能提供载体，为全村农户提供组织化的市场交易服务。一方面，果蔬合作社致力于规范市场交易行为，为农户提供无偿的市场监督服务，例如对农产品价格、货款交付、货物称重、货商资质等进行有效监督；另一方面，果蔬合作社积极对接市场主体，统筹市场信息，将各类市场主体吸引到合作社，促使市场主体与农户在合作社的统筹下开展交易。在合作社的积极推动下，村庄精英也积极参与市场交易服务，并且通过关系动员的方式拓展市场渠道。在合作社和村庄精英的努力下，东斟灌村与政府食堂、外地客商、大型商超和海外公司等市场主体建立了长期合作关系。不仅如此，合作社为了进一步提高农产品的市场竞争力，主动为农户提供全面的市场销售服务，例如对农产品进行统一包装、打造本村专有的农产品品牌等。通过市场服务的集体统筹和组织化供给，合作社成员的农产品市场销路大大拓宽。在提供服务时，合作社只收取少量的服务费以保证合作社的有效运行^①。

^①合作社实行双向收费，向农户收取1%的服务费，向客商收取2%的服务费。

2. 土地整合的集体统筹。旧棚改造是产业升级的关键环节，而这又以土地整合为前提。一方面，旧棚改造需要建设新式大棚，对土地面积有一定要求，农户旧棚面积较小，无法在原有土地之上新建大棚；另一方面，农户的承包地分散在不同区域，不少农户在承包地之外还有土地，在旧棚改造过程中农户希望将土地整合起来，用于建设新式大棚。基于此，村集体对全村土地进行统筹，并且通过土地股份合作社为农户提供组织化的土地整合服务。首先，村集体将全村的土地流转到土地股份合作社，实现对全村土地的整合。在此基础上，村集体对土地进行统筹进而满足农户的土地需求。其次，村集体分别回应利益分化农户的诉求。对于不愿发展蔬菜产业的农户，村集体充分保障其土地权益，为他们提供土地股份分红。对于需要土地的农户，村集体按照公平原则为其分配土地。这样一来，农户就能获得连片土地从而建设新式大棚，推动彩椒产业转型升级。最后，村集体对土地进行统一规划，推动土地高效利用和村庄产业有序发展。合作社对大棚的建设标准、建设面积等进行统一规定，并且按照生产片区划定旧棚改造范围，从而最大化利用土地资源。在村集体的统筹管理下，2014年以来东斟灌村已经实施两轮旧棚改造工程，新建了10余个长246米、宽38.5米、高9米的新式大棚。

3. 村庄资金的集体统筹。在市场竞争日益激烈的背景下，小农户必须更新技术从而获得竞争优势。但是，引入现代生产技术也意味着更多的资金投入。资金互助合作社就致力于解决农户的资金短缺问题。资金互助合作社的运作模式与银行类似，为储蓄农户提供更高收益，同时为需要贷款的农户提供低于银行利率的信用贷款。与银行等正规金融机构相比，资金互助合作社的门槛更低，借贷手续也更简便。最为关键的是，资金互助合作社通过统筹借款农户的资金需求来确定资金吸纳额度，在此基础上为需要资金的农户提供贷款。这本质上是为农户提供高度统筹的金融服务，最大限度为农户提供便利。当农户的资金需求比较旺盛时，合作社就加大资金吸纳力度，将村庄的闲置资金统筹起来。当农户的资金需求较弱时，合作社就减少对闲置资金的吸纳。也就是说，资金互助合作社就像一个资金配置的调节阀，在统筹村庄闲置资金的基础上提升资金使用效率。

综上所述，集体统筹制是在充分了解农户需求的基础上，通过服务型合作社为农户提供统筹性的农业社会化服务，不仅有效回应了农户的需求，而且很大程度上降低了农户的交易成本。

（二）以土地统筹经营为基础的农户组织化

在集体统筹制中，农户不是分散的个体，而是被村集体组织起来的整体。这也是农业社会化服务组织化得以实现的重要原因。村集体对小农户的组织化在很大程度上依赖于村集体对土地的统筹经营。

1. 通过土地调整与股份经营，实现利益分配的均衡。彩椒产业发展离不开土地，农户拥有更多土地就能扩大经营规模，从而提高农业经营收入。随着人口变动，村庄中必然出现“人多地少”和“人少地多”这两种人地关系形态，从而引发农户之间的土地利益矛盾。长期以来，东斟灌村一直保留着土地调整传统，促使村集体与农户、农户与农户之间保持着较为紧密的利益关联，同时也能有效化解土地利益矛盾。村集体按照“五年一小调、十年一大调”的原则开展土地调整^①，不仅能够消除村庄内部的土地利益矛盾，也能够以土地调整为基础实现农户利益的平衡。在持续开展土地调整的情形下，

^① “五年一小调、十年一大调”：按照人口变化情况，每隔五年“动账不动地”，每隔十年打乱重分。

村集体可以对农户进行有效的利益动员，同时农户也能与村集体形成较强的利益关联。村集体在成立土地股份合作社之后，将全村土地流转到土地股份合作社，从而获得了对全村土地的统筹管理权限，使农户的土地利益与土地合作社高度捆绑在一起，合作社借此机会将农户组织起来。例如，在成立土地股份合作社时，转入土地的农户与转出土地的农户因土地流转价格产生了分歧，村集体先后召开 10 余次党员会议、村民代表大会和 4 次全体村民大会，最后达成共识，拿出了一个全体农户认可的土地流转方案：承包费根据土地位置和地块，每亩每年收取 600~1000 元。2012 年之前出租的土地按照每亩每年 600 元的标准收取，2012 年之后按照每亩每年 700~1000 元的标准收取。在村集体统筹土地经营的情形下，农户不仅可以获得土地经营收入的分红，还可以流转集体土地进而扩大经营规模。换言之，土地调整与土地股份经营均增强了村集体的利益调整能力，最终实现村庄利益的均衡。

2.利用集体经济收入支持农户发展，激发农户的集体认同。在旧棚改造过程中，村集体不仅要解决农户利益分化问题，还需要应对农户不配合的问题。2014 年，东斟灌村划定改造区域并启动旧棚改造行动。然而，很多农户不理解村集体的做法，更不相信建设新式大棚能够带来更大的经济效益。农户认为旧棚仍然可以使用，现在拆掉旧棚不划算。为了推动旧棚改造，村集体利用集体经济收入为农户提供经济补偿。东斟灌村的集体经济收入主要来自土地股份经营产生的承包费，收入非常可观。村集体为旧棚改造确立了统一的补偿标准，每个大棚最高能够达到 2 万元，平均下来也有 1 万元。如果农户的大棚比较新，村集体组织村民代表评估后，确定一个合适的补偿标准。除此之外，东斟灌村还利用集体经济收入为农户提供公共生产服务、修建基础设施，例如农技服务、生产片区的水电路配套等。村集体对农户产业发展的支持，强化了农户的集体认同感。基于农户的集体认同，村集体就能在处理村庄公共事务时获得绝大多数农户的支持。

3.按照村民自治原则统筹土地管理，实现对农户的社会动员。成立土地股份合作社以后，东斟灌村对全村土地进行统筹经营，并以村民自治的方式进行管理。股份合作社的重大事项，必须经过村“两委”商议、党员会议审议、村民代表大会或全体村民大会以无记名投票方式表决，真正做到“农户的事情农户说了算”。在土地流转前，东斟灌村召开了 10 余次党员会议和村民代表大会以及 4 次全体村民大会，商议并确定了土地流转方案。土地流转方案经民主表决通过后，村集体仅用 2 天时间就与全体农户签订了合同。在东斟灌村，旧棚改造被视为涉及全村农户利益的公共事务，因而也在村民自治的原则下有序推进。村组干部、党员和村庄社会精英充分发挥带头作用，积极推动旧棚改造工作，并且对广大农户进行社会动员。在村集体的动员下，广大农户积极参与旧棚改造。村集体组织农户商议土地流转、生产片区规划、旧棚补偿等重大事项，并且通过民主程序确定相应的行动方案。基于此，东斟灌村形成了关于旧棚改造的公共规则。东斟灌村根据村民自治原则统筹土地管理的做法，促使农户积极参与村庄公共事务，很好地实现了对农户的社会动员。

总之，农业社会化服务组织化的实践过程，也是村集体借助集体统筹功能实现对小农户组织化的过程。村集体以土地集体所有制和村民自治制度为基础，在土地经营实践中通过利益均衡分配、集体认同塑造和社会动员的方式，实现了对分散农户的整合，从而实现了小农户的组织化。

六、村庄再组织：农业社会化服务组织化的实践逻辑

社会学强调社会性的首要地位，重点探讨在历史变迁和具体现实中农业变迁与社会结构的具体关系（熊春文，2017）。由于农业生产的社会嵌入性，农业组织化既是一个经济层面的产业制度设置和交易关系调适问题，也是农业如何与村庄社会互动的问题（高雪莲，2023）。在这方面，学术界已经有一些讨论。付伟（2020）在考察乡村茶叶产业的组织形态时发现，乡土社会的关系网络及其背后的互惠伦理是茶叶产业克服组织困境的关键。陈义媛（2018）在农产品流通的研究中指出，农产品经纪人的社会关系资源促成了外来中间商与小农户的交易，同时也改变了小农户与中间商的不平等市场关系。周飞舟和何奇峰（2021）指出，家庭之间的自发合作形态之所以能够解决劳动力监督问题，是传统伦理发挥作用的结果。基于上述认识，有必要从村庄社会的角度深入分析农业社会化服务组织化的深层逻辑。本文认为，农业社会化服务组织化本质上是村集体对村庄社会的再组织。这种再组织实现了社会化服务组织成本的内部化，从而降低了小农户组织化的难度。本部分以寿光市东斟灌村的案例来讨论农业社会化服务组织化实践中的村庄再组织。

（一）组织化能力建设中的村庄资源整合

在农业社会化服务的组织化实践中，组织化能力建设是村集体推动农业社会化服务组织化的前提。资源条件是组织化能力的关键，因而，农业社会化服务组织化蕴含着村集体对村庄资源的整合。

村集体对村庄资源的整合涉及两方面内容：

第一，对村庄土地资源的整合。家庭联产承包责任制实施后不久，东斟灌村就将全村土地划分为口粮地和承包地，按照人均1亩口粮田的标准，将全村一半的土地分给个人，其余土地作为机动地承包给农户，并且由村集体统一管理。东斟灌村规定：口粮田平均分配，承包地按能力分配。愿意多承包土地的农户多种地，当然也要多交承包费。承包地后来被农户用于发展蔬菜产业，但是，需要向村集体缴纳100元/亩的承包费。有的农户建棚时占用了口粮田，村集体为其重新分配口粮田，建棚土地则转为承包地。机动地的存在，既为村集体调整土地和满足农户用地需求提供了条件，也为村庄的土地调整奠定了基础，使东斟灌村长期以来保持着“五年一小调、十年一大调”的传统。在成立土地股份合作社的过程中，村集体通过“土地换分红”的方式将农户手中的土地流转到土地股份合作社，进一步加强了对村庄土地资源的整合和对全村土地的控制。村集体在获得全村土地的控制权以后，还获得了规划和分配土地的权限。这对于村集体的组织化能力建设具有重要意义。

第二，对村庄社会资源的整合。农业社会化服务组织化需要将小农户组织起来，而这以村集体对小农户的有效动员为前提。农户是分散且分化的“个体”，村集体借助集体经济和土地统筹经营的方式动员农户。这种方式对绝大多数农户是有效的，但是，村集体仍有可能面临少数农户的动员困境。例如，在旧棚改造过程中少数农户不同意拆除旧棚，在土地流转过程中少数农户不愿意流转土地等。为了实现小农户的组织化，必须将少数农户动员起来。这不仅需要经济激励，更需要社会激励。村庄是一个熟人社会，个体行动不可避免地受“面子”、人情等因素的影响，经济活动也不例外。对于上述动员困境，村集体往往需要整合村庄社会资源，从而开展对少数农户的动员。一方面，村集体积极

发动党员、村民代表、经济能人等村庄精英，让他们给少数农户做工作。村庄精英的社会威望较高，同时也与大多数农户存在紧密的社会关联，能够发挥较大作用。另一方面，村集体还将村庄精英组织起来参与农业社会化服务供给，农户碍于村庄精英的情面往往选择配合。这有助于降低农业社会化服务对接小农户的难度。概言之，村集体通过整合和动员村庄社会资源加强了组织化能力建设，降低了农业社会化服务组织化的难度。

（二）组织化载体构建中的利益关联强化

从东斟灌村的实践看，服务型合作社是农业社会化服务组织化的载体。服务型合作社这一组织化载体之所以有效，关键在于村集体强化了农户之间、农户与村集体之间的利益关联。

首先是农户之间产业关联的强化。在彩椒产业发展过程中，市场、土地与大棚设备是重要的生产要素。在市场方面，分散经营的小农户处于弱势地位，在对接大市场的过程中经常遭遇压价、拖欠货款等问题；在土地方面，由于参与农户众多，可以利用的土地资源越来越少；在大棚设备方面，大棚更新换代速度较快，农户需要建设新式大棚，大多数农户无法承担这笔费用。为了克服上述因素的限制，东斟灌村先后成立果蔬合作社、土地股份合作社和资金互助合作社，并且动员全村农户加入。农户加入合作社后，可以获得村集体提供的低成本、组织化的农业社会化服务。东斟灌村通过成立上述三个合作社，实际上打造了“三位一体”的产业组织结构，促使全村农户以彩椒产业为基础形成了产业共同体，共同解决产业发展过程中的市场、土地和资金问题。在合作社的引领下，农户组织成一个整体，共同应对产业发展问题，形成了强大的产业发展能力。

其次是农户之间、农户与村集体之间土地利益关联的强化。彩椒产业发展早期，虽然农户通过种植彩椒增加了收入，但是，农户之间缺乏合作，产业发展陷入单打独斗局面。随着彩椒产业的快速发展，产业发展的内在张力逐渐暴露出来：一方面，希望扩大经营规模的农户无地可用；另一方面，由于大棚设施落后和产业发展缺乏规划，部分农户土地资源利用效率很低。更麻烦的是，彩椒产业的发展并未带来集体经济的飞跃。这是因为，村集体为了支持农户发展，只向农户收取了较低的土地承包费。为了解决土地资源低效利用的问题，同时加强农户与村集体之间的利益关联，村集体通过土地股份经营的方式，将土地集中到土地股份合作社统筹经营。在此基础上，东斟灌村以土地利益为核心形成了利益共同体：一方面，土地利用与产业升级不再是单家独户的事，而是村庄公共事业，农户必须在土地利用与产业升级过程中形成一致行动，同时维护村庄公共利益；另一方面，在土地股份经营的情况下，全体农户与村集体形成了紧密的利益关联和以村集体为核心的利益共同体。当全体农户以土地利用和产业发展为基础形成利益共同体时，农业社会化服务组织化的难度便大大降低了。

（三）组织化机制生成中的集体经营机制创新

实施家庭联产承包责任制以后，东斟灌村的集体经营机制在产业发展中发挥着重要作用。观察表明，东斟灌村的集体经营实践存在两个基本条件：一是统分结合的双层经营体制赋予的合法性。土地集体所有制是经过土地改革和人民公社化运动而形成的，改革开放后又经历了家庭联产承包责任制改革，从而形成了统分结合的双层经营体制。“分”指农户分散经营，“统”指作为集体经济载体的集体经济组织的统一经营。对于土地集体所有权的权能，《关于完善农村土地所有权承包权经营权分置

办法的意见》指出，要充分维护农民集体对承包地发包、调整、监督、收回等各项权能，发挥土地集体所有的优势和作用^①。二是土地调整传统。东斟灌村一直保留着土地调整的传统，土地调整也是村集体行使土地发包权的表现。土地调整既有助于维持土地分配的相对均衡格局，也有助于为村庄产业发展奠定良好基础（陈义媛，2023）。正是基于上述两个条件，村集体得以充分参与彩椒产业的发展过程。

从东斟灌村的实践看，在不同历史时期，集体经营的内涵有所不同，2008年是重要的分界点。从分田到户至2008年，集体经营的主要工作是土地调整与土地发包。无论土地调整还是土地发包，村集体的经营属性都比较弱，集体经营的核心是有效管理集体土地。2008年，东斟灌村陆续成立服务型合作社后，集体经营机制转变为土地股份经营，村集体的经营属性得以强化。在土地股份合作社成立后，村集体通过统筹经营集体土地从而获得土地经营收入，土地经营收入的一部分作为集体经济收入，另一部分用于入股农户的分红。土地股份经营是统分结合双层经营体制的实践表达，既体现了村集体对土地的统筹经营，也充分尊重了农户分散承包经营的权利。同时，集体经营机制也为农户提供了土地统筹服务，例如土地规划、土地流转和土地调整等组织化服务。

当然，集体经营机制还体现在果蔬合作社和资金互助合作社上。村集体通过合作社供给市场交易服务与金融服务，本质上是另一种形式的集体经营机制：一方面，果蔬合作社和资金互助合作社都是村集体领办的，合作社成员全部是村集体成员，而且合作社的运营管理也由村集体负责。另一方面，村集体在供给市场交易服务和金融服务时也会收取一定的服务费用。在市场交易服务中，村集体向农户收取1%的服务费，向客商收取2%的服务费；在金融服务中，资金互助合作社的存款利率和贷款利率之间的差值也构成了资金互助合作社的收益。也就是说，东斟灌村通过不同类型的合作社推动农业社会化服务组织化的行为，在很大程度上是对集体经营机制的创新，促使村集体的经营能力和统筹管理能力大大提高。在此基础上，农业社会化服务组织化的难度进一步降低。

（四）综合分析

可以看出，东斟灌村以服务型合作社为抓手推动农业社会化服务组织化，本质上是村集体对村庄社会进行再组织，从而降低农业社会化服务组织化难度的过程。村集体对村庄的再组织包含发展资源、利益关联和经营制度三个层面：通过整合村庄资源推动组织化能力建设，通过强化利益关联构建组织化载体，通过集体经营机制创新催生组织化机制。这种再组织既是村集体组织化供给农业社会化服务的关键，也是小农户能够以更低的交易成本、更便利的方式获取农业社会化服务的根本原因。

总体而言，虽然东斟灌村以集体统筹为基础的服务型合作社具有一定的特殊性，但是，在更大范围内也具有普遍性意义。具体而言，体现在以下三个方面：

首先，服务型合作社大大降低了小农户组织化的成本。农业社会化服务被认为是促进小农户与现代农业发展有机衔接的重要方式，但实现这种衔接的前提是小农户能够低成本对接农业社会化服务。

^①参见《中共中央办公厅 国务院办公厅印发〈关于完善农村土地所有权承包权经营权分置办法的意见〉》，https://www.gov.cn/zhengce/2016-10/30/content_5126200.htm。

因此，将小农户组织起来对接社会化服务成为更合理的选择。问题在于，小农户组织化的过程必然产生组织成本。只有构建有效的组织成本承担机制，才能实现组织成本的最小化，保证小农户组织化的有效性和持续性。东斟灌村的服务型合作社不仅构建了组织成本分担机制，还实现了组织成本的最小化。一方面，服务型合作社是村集体主导成立的，接受村集体的统筹管理。村干部在其中发挥重要作用，同时也承担了一定的组织成本。换言之，小农户组织化的部分成本得以化解在行政体系之中（陈义媛，2024）。另一方面，东斟灌村在供给农业社会化服务时收取少量费用，不仅分担了小农户组织化的成本，也为建立集体与农户之间的利益关联和权责均衡关系提供了契机，强化了村集体的组织动员能力。

其次，与市场化服务主体相比，村集体统筹的服务型合作社具有制度基础。服务型合作社建立在两个制度之上：一是村社集体制度。村社集体是一种经济制度、社会组织与治理单元合一的总体性制度，拥有集体土地和集体资产等经济资源和国家权力赋予的土地集体所有制等制度资源。这些资源都为村集体发挥统筹作用提供了条件。服务型合作社以集体土地所有权为基础供给农业社会化服务，充分利用社区公共规则和价值认同等资源推动农户组织化。这说明，服务型合作社已经深度嵌入村社集体制度。二是村民自治制度。在供给农业社会化服务的过程中，服务主体很可能会遇到各种矛盾。服务型合作社能够依托村民自治制度，通过民主协商、民主决策等方式确定符合绝大多数农户利益的解决方案，同时对少数人进行有效治理，从而克服集体行动的困境。

最后，服务型合作社具有公共性。笔者认为，服务型合作社的公共性体现在两个方面：一是与农业企业、农民专业合作社等主体相比，服务型合作社更接近一个公益性组织。服务型合作社是村集体为回应农户发展需求而成立的服务组织，负责为农户提供组织化的农业社会化服务，因而具有较强的公益性。服务型合作社既能以普惠的方式服务小农户，也因依托村集体而具有合法性。二是在服务型合作社的实践中，农户的个人利益要服从公共利益。集体土地既是建立村庄利益关联的重要纽带，也是服务型合作社能够将小农户组织起来的重要基础。由于集体土地的公共属性，农户与村集体之间形成了高度绑定的利益结构，村集体既要保证大多数农户的利益不受损，也要对损害公共利益的行为进行约束。

七、结论与启示

2021年以来，中央关于农业社会化服务的政策越来越关注农村集体经济组织，地方政府也在探索村集体促进农业社会化服务与小农户有效衔接的经验，但是，学术研究仍滞后于政策讨论与地方实践。本文以山东省寿光市东斟灌村的农业社会化服务实践为例，探讨了村集体在农业社会化服务中的角色及其作用。研究表明，村集体可以成为农业社会化服务的供给主体并为小农户提供组织化服务，促进小农户的现代化。具体来说，村集体通过建立服务型合作社，以组织化的形式为小农户提供所需的市场交易服务、土地服务和金融服务，既降低了农业社会化服务的交易成本，也降低了小农户的组织成本。在农业社会化服务供给过程中，村集体的统筹与组织至关重要：一方面，村集体以小农户的需求为基础提供统筹的农业社会化服务；另一方面，村集体以土地统筹经营为基础将小农户组织起来对接

农业社会化服务，从而实现了对农业社会化服务与小农户的双重组织化。

东斟灌村的实践表明，农业社会化服务组织化的关键在于对村庄社会的再组织，从而降低社会化服务的组织化难度。具体而言：其一，充分调动村庄社会的土地资源和社会资源，实现对村庄资源的整合，进而推动村集体的组织化能力建设；其二，强化农户之间、农户与村集体之间的产业关联与土地利益关联，促使小农户形成紧密的利益关系，从而构建服务型合作社这一组织化载体；其三，以村集体统筹农业社会化服务为基础，重塑统分结合的双层经营体制，创新集体经营机制，从而服务于组织化机制的生成。总之，东斟灌村的农业社会化服务组织化实践促使村庄以村集体为中心组织起来，形成了利益共享、高度整合的村庄发展新格局。

有效推动小农户与现代农业发展的有机衔接，是农业强国建设和农业现代化发展的根本要求。在市场竞争日益激烈、科学技术日益进步的背景下，如何促进小农户更好地适应外部环境变化并且保持竞争力，成为村集体必须考虑的重要问题。在小农户仍然是农业经营主要力量的情况下，实现农业社会化服务与小农户的有效对接，是推动农业现代化的重要路径。

基于上述分析和论证，可以得到如下政策启示：

第一，在大力开展农业社会化服务的过程中，应当注重积极构建低成本的农业社会化服务体系。村集体代表了集体成员的公共利益，具有合法性身份，能够作为农业社会化服务的供给主体发挥作用。当村集体作为农业社会化服务的供给主体时，农业社会化服务更有可能实现低成本供给。在这一过程中，应当从组织化能力、组织化载体与组织化机制等方面入手，提高村集体组织化供给农业社会化服务的实践效能。

第二，实现小农户和现代农业发展的有机衔接既要激发小农户的主体性，也要发挥村集体的统筹作用。通过构建服务型合作社，村集体能够为小农户提供组织化的农业社会化服务，从而推动小农户和现代农业发展的有机衔接。值得注意的是，农业社会化服务组织化是村集体为推动小农户转型而开展的经营实践，目的在于降低小农户的生产成本，将现代化的生产要素引入小农户家庭经营。但与此同时，农业社会化服务组织化不能仅仅依靠村集体的服务统筹和小农户的组织化，还必须实现更深层次的、对村庄社会的再组织，从而形成更大的发展合力。

参考文献

- 1.陈航英，2019:《小农户与现代农业发展有机衔接——基于组织化的小农户与具有社会基础的现代农业》，《南京农业大学学报（社会科学版）》第2期，第10-19页。
- 2.陈义媛，2018:《农产品经纪人与经济作物产品流通：地方市场的村庄嵌入性研究》，《中国农村经济》第12期，第117-129页。
- 3.陈义媛，2023:《小农户的现代化：农业社会化服务的组织化供给机制探讨》，《南京农业大学学报（社会科学版）》第5期，第52-62页。
- 4.陈义媛，2024:《农业社会化服务与小农户的组织化：不同服务模式的比较》，《中国农业大学学报（社会科学版）》第1期，第48-64页。

- 5.杜洪燕、陈俊红、李芸, 2021: 《推动小农户与现代农业有机衔接的农业生产托管组织方式和利益联结机制》, 《农村经济》第1期, 第31-38页。
- 6.冯小, 2023: 《社区型合作与小农户组织化——基于村集体组织小农户实现农业现代化的案例分析》, 《南京农业大学学报(社会科学版)》第5期, 第63-73页。
- 7.付伟, 2020: 《农业转型的社会基础: 一项对茶叶经营细节的社会学研究》, 《社会》第4期, 第26-51页。
- 8.高雪莲, 2023: 《党建引领为基础的互构式农业组织化研究——张掖市柳新区党组织助力小农户对接大市场的案例分析》, 《西北农林科技大学学报(社会科学版)》第3期, 第34-42页。
- 9.韩庆龄, 2019: 《小农户经营与农业社会化服务的衔接困境——以山东省M县土地托管为例》, 《南京农业大学学报(社会科学版)》第2期, 第20-27页。
- 10.何晓龙, 2023: 《小农密集型村庄农业治理现代化的实践逻辑——基于中部地区擂鼓台村的个案分析》, 《中国农村观察》第4期, 第169-184页。
- 11.黄思, 2023: 《农户本位的农业社会化服务供给研究——基于江汉平原Y村的个案分析》, 《华中农业大学学报(社会科学版)》第4期, 第81-89页。
- 12.黄宗智, 2012: 《小农户与大商业资本的不平等交易: 中国现代农业的特色》, 《开放时代》第3期, 第88-99页。
- 13.黄宗智, 2015: 《农业合作化路径选择的两大盲点: 东亚农业合作化历史经验的启示》, 《开放时代》第5期, 第18-35页。
- 14.焦芳芳、刘启明, 2020: 《土地托管: 小规模走向大生产的路径选择——基于L区创新试点的思考》, 《新疆社会学》第4期, 第31-40页。
- 15.孔祥智、穆娜娜, 2018: 《实现小农户与现代农业发展的有机衔接》, 《农村经济》第2期, 第1-7页。
- 16.李静、陈亚坤, 2022: 《农业公司化是农业现代化必由之路》, 《中国农村经济》第8期, 第52-69页。
- 17.梁伟, 2022: 《农业转型的社区实践与驱动逻辑——基于湘中鹊山村的经验研究》, 《中国农村经济》第11期, 第2-20页。
- 18.刘冬文、苗哲瑜、周月书, 2023: 《数字化“金融+产业”模式: 农业社会化服务创新的机理与案例分析》, 《农业经济问题》第9期, 第96-109页。
- 19.刘西川、江如梦, 2023: 《小农户抵押担保融合贷款模式创新: 机理与条件——基于3个反担保贷款案例》, 《中国农村经济》第6期, 第114-138页。
- 20.罗必良, 2020: 《要素交易、契约匹配及其组织化——“绿能模式”对中国现代农业发展路径选择的启示》, 《开放时代》第3期, 第133-156页。
- 21.闵师、丁雅文、王晓兵、王雨珊, 2019: 《小农生产中的农业社会化服务需求: 来自百乡万户调查数据》, 《农林经济管理学报》第6期, 第795-802页。
- 22.穆娜娜、钟真, 2022: 《中国农业社会化服务体系构建的政策演化与发展趋势》, 《政治经济学评论》第5期, 第87-112页。

- 23.潘璐, 2021: 《村集体为基础的农业组织化——小农户与现代农业有机衔接的一种路径》, 《中国农村经济》第1期, 第112-124页。
- 24.孙新华, 2024: 《小农户和现代农业发展有机衔接的集体统筹机制》, 《湖湘论坛》第1期, 第51-63页。
- 25.全志辉、温铁军, 2009: 《资本和部门下乡与小农户经济的组织化道路——兼对专业合作社道路提出质疑》, 《开放时代》第4期, 第5-26页。
- 26.王海娟、胡守庚, 2022: 《村社集体再造与中国式农业现代化道路》, 《武汉大学学报(哲学社会科学版)》第4期, 第163-172页。
- 27.温琦, 2009: 《我国农业组织化研究:一个文献回顾与评析》, 《新疆农垦经济》第1期, 第79-83页。
- 28.肖剑、罗必良, 2024: 《小农户如何走向农业组织化经营——来自农民工回流农户的证据》, 《南京农业大学学报(社会科学版)》第1期, 第35-48页。
- 29.熊春文, 2017: 《农业社会学论纲:理论、框架及前景》, 《社会学研究》第3期, 第23-47页。
- 30.徐勤航、诸培新、曲福田, 2022: 《小农户组织化获取农业生产性服务:演进逻辑与技术效率变化》, 《农村经济》第4期, 第107-117页。
- 31.徐旭初、金建东、嵇楚洁, 2019: 《组织化小农与小农组织化》, 《学习与探索》第12期, 第88-97页。
- 32.徐旭初、吴彬, 2018: 《合作社是小农户和现代农业发展有机衔接的理想载体吗?》, 《中国农村经济》第11期, 第80-95页。
- 33.杨进、张文文、邢博文, 2020: 《基于多元化服务体系的小农户与现代农业有机衔接》, 《农林经济管理学报》第3期, 第307-313页。
- 34.叶敬忠、豆书龙、张明皓, 2018: 《小农户和现代农业发展:如何有机衔接?》, 《中国农村经济》第11期, 第64-79页。
- 35.印子, 2023: 《内生型农业机械化服务市场的运行逻辑和动力机制——基于华北乡村农业发展案例的分析》, 《中国农村观察》第5期, 第24-43页。
- 36.苑鹏, 2013: 《“公司+合作社+农户”下的四种农业产业化经营模式探析——从农户福利改善的视角》, 《中国农村经济》第4期, 第71-78页。
- 37.曾福生、史芳, 2021: 《农业社会化服务如何促进小农户与现代农业有机衔接——一个理论分析框架》, 《吉首大学学报(社会科学版)》第3期, 第92-100页。
- 38.张建雷, 2020: 《农业现代化进程中的合约风险及治理机制研究——基于“政府—市场”互构的视角》, 《经济学家》第4期, 第119-127页。
- 39.赵晓峰、赵祥云, 2018: 《新型农业经营主体社会化服务能力建设与小农经济的发展前景》, 《农业经济问题》第4期, 第99-107页。
- 40.钟丽娜、陈健、吴惠芳, 2022: 《集体农业生产性服务体系构建的路径与困境——兼论集体经济实现形式》, 《农村经济》第7期, 第105-112页。
- 41.钟丽娜、吴惠芳、梁栋, 2021: 《集体统筹:小农户与现代农业有机衔接的组织化路径——黑龙江省K村村集体土地规模经营实践的启示》, 《南京农业大学学报(社会科学版)》第2期, 第126-135页。

42.周飞舟、何奇峰, 2021: 《行动伦理: 论农业生产组织的社会基础》, 《北京大学学报(哲学社会科学版)》第6期, 第88-97页。

43.Eswaran, M., and A. Kotwal, 1985, “A Theory of Contractual Structure in Agriculture”, *American Economic Review*, 75(3): 352-367.

(作者单位: ¹北京工业大学文法学院;

²北京工业大学北京社会管理研究基地)

(责任编辑: 马太超)

The “Collective Planning System” in Agricultural Socialized Services and Its Practical Logic

LIANG Wei

Abstract: Rural collectives are an important force to promote the effective connection between smallholders and agricultural socialized services. It is of great value to explore their role in the supply of agricultural socialized services. Based on the theoretical resources of agricultural organization, this paper constructs a three-dimensional analytical framework of “capability–carrier–mechanism”, and takes Dongzhenguan Village of Shouguang City as an example to explore how the rural collective plays a role as the main supplier of agricultural socialized services. We find that in the face of the industrial development difficulties of smallholders, rural collectives rely on service-oriented cooperatives to provide organized agricultural socialized services for smallholders, which promotes the modernization and transformation of smallholders. The operation mode of service-oriented cooperatives can be summarized as the collective overall planning system, in which rural collectives realize the organizational supply of agricultural socialized services through the overall service planning based on farmers’ demand response and farmers’ organization based on land overall management. The key to the organization of agricultural socialized services lies in the reorganization of the rural collective to the village society, so as to reduce the cost and organizational difficulty of obtaining agricultural socialized services for smallholders. This kind of reorganization includes three aspects. First, it fully mobilizes the land resources and social resources of the village society, realizes the integration of village resources, and promotes the organizational capacity building of the rural collective. Second, it strengthens the industrial relationship and land interest relationship between farmers and rural collectives, and promotes smallholders to form a close interest relationship, so as to build a service-oriented cooperative as an organizational carrier. Third, on the basis of collective overall agricultural socialization services, it reshapes the two-tier management system of unified and integrated management, promotes the innovation of collective management mechanism, and then serves the formation of organizational mechanism. This paper provides insights to better play the role of rural collectives in agricultural socialized services.

Keywords: Service-Oriented Cooperative; Rural Collectives; Organization; Agricultural Socialized Services; Smallholders

农村集体经济组织公司化运营可以壮大集体经济吗* ——基于浙江省的实证检验

王成军^{1,3} 张旭^{1,2} 李雷¹

摘要:探索新型农村集体经济发展路径是完成农村集体产权制度改革阶段性任务后的又一核心议题。为了回答农村集体经济组织公司化运营能否提高集体资产经营效率、实现集体经济增收的问题，本文使用2017—2020年浙江省2137个农村集体经济组织的4期平衡面板数据，建立双重差分模型实证检验农村集体经济组织公司化运营对集体经济的增收效果。本文研究发现，农村集体经济组织公司化运营确实可以提高集体经济收入，在一系列稳健性检验后，结论依旧成立。进一步分析发现，公司化运营仅在中高收入水平的农村集体经济组织中产生增收作用，且公司化运营对于人员“政经分离”的农村集体经济组织的增收作用更加明显。机制分析发现，农村集体经济组织公司化运营通过提升经营者努力程度与发展产业经济，促进集体经济发展。鉴于此，可因地制宜推进农村集体经济组织公司化运营改革，建立并实施对经营者的激励机制与容错纠错机制，积极探索人员“政经分离”，促进新型农村集体经济健康发展。

关键词:农村集体经济 经营性收入 公司化运营 “政经分离” 渐进DID

中图分类号: F321.32 **文献标识码:** A

一、引言

农村集体经济是社会主义公有制经济的重要组成部分，也是中国特色社会主义制度优势在农村地区的具体体现。在改革开放过程中，农村地区有效避免了两极分化现象的产生（陈锡文，2022）。在开启全面建设社会主义现代化国家新征程的背景下，发展农村集体经济是推动实现农民农村共同富裕的重要抓手。党和国家十分重视农村集体经济的发展，先后出台了一系列的政策文件。2016年，中共

*本文系浙江省软科学一般项目“科技特派员制度赋能农业农村高质量发展的作用机理与政策优化研究”（编号：2024C35131）的阶段性成果。本文通讯作者：张旭。

中央、国务院出台的《关于稳步推进农村集体产权制度改革的意见》明确了农村集体经济组织成员对集体资产的财产收益权^①，使农村集体经济的发展更有利于推动农民农村共同富裕的实现。2023年，中央“一号文件”《中共中央 国务院关于做好2023年全面推进乡村振兴重点工作的意见》明确指出，“巩固提升农村集体产权制度改革成果”，探索多样化途径发展新型农村集体经济^②。

然而，中国农村集体经济发展存在着集体资产存量充足但经营低效的现实问题（靳永广，2023）。截至2022年2月，全国农村集体资产总量为7.7万亿元^③，但丰厚的集体资产存量却并未实现有效增收。截至2022年，全国仍有22.2%的村庄没有集体经营收益，21.6万个村庄当年集体经营收益在5万元以下（含当年无收益）^④。如何盘活集体资产，实现集体经济增收，已成为学术界高度关注的问题。在明确集体资产存量与权属后，对集体经营性资产开展市场化经营是提高集体资产经营效率的有效手段（魏后凯和刘长全，2019）。按照现代企业制度设立的组织是有效适应市场经济的重要载体（林毅夫等，1997）。因此，浙江省作为中国农村集体产权制度改革的先行省份，在完成农村集体产权制度改革阶段性任务的基础上，依据现代企业制度原则，设立农村集体经济发展有限公司，开展以公司化方式运营农村集体经济组织的前沿探索。这种公司化运营改革能否实现集体经济增收？如果可以，影响机制是什么？影响的效果在不同特征的农村集体经济组织中是否存在异质性？这些均是亟须回答的现实问题。

学术界对于是否以现代企业制度运营农村集体经济组织进行了颇具价值的论述，但尚未形成统一的观点。一部分学者认为应当积极开展农村集体经济组织公司化运营。该观点多以农村集体经济组织法人形式变化为切入点，认为公司化运营的农村集体经济组织具有企业法人的地位与财产形式，可以突破特别法人身份的限制，更易于被市场主体所接受（郭洁，2019），也有利于推进集体资产经营与组织治理的分离（王静，2017），缓解机构职能错位的问题，可以有效吸引与规范外部工商资本和人力资本（焦长权和周飞舟，2016；曾恒源和高强，2023），弥补集体经济发展所需资源的缺失，促进集体经济增收（臧之页和孙永军，2018）。与之相悖地，另一部分学者认为农村集体经济组织公司化运营产生的增收效果有限。该观点多从农村集体经济组织的公益性与企业的营利性之间的差异出发，认为公司化运营与农村集体经济组织产权制度不相容，会引发股份制与集体所有制之间的冲突（柴瑞娟，2021），产生难以破解的收益分配问题，扭曲集体经济发展的动力机制（杜鹏，2021）。此外，农村集体经济组织公司化运营也存在改革后人员不变的问题，导致改革并未改变农村集体经济组织原

^①参见《中共中央 国务院关于稳步推进农村集体产权制度改革的意见》，https://www.gov.cn/zhengce/2016-12/29/content_5154592.htm。

^②参见《中共中央 国务院关于做好2023年全面推进乡村振兴重点工作的意见》，http://www.moa.gov.cn/ztzl/2023yhwj/2023nzyyhwj/202302/t20230214_6420529.htm。

^③资料来源：《中央一号文件发布 农村集体产权制度改革阶段性任务基本完成》，http://www.zcggs.moa.gov.cn/gdxw/202203/t20220309_6391121.htm。

^④资料来源：《中国农村政策与改革统计年报（2022年）》，中国农业出版社2023年版，第24页。

本的管理和运行方式（高鸣和芦千文，2019），对集体经济增收难以产生实质性功效。

导致上述观点产生分歧的主要原因可能是，学者们较多从农村集体经济组织公司化运营的操作层面出发，讨论对集体经济收入的影响。从操作层面上看，公司化运营对集体经济收入的影响不是简单的正向作用，而是一个利弊兼而有之的制度化改革过程。农村集体经济组织公司化运营总体上的影响如何，需要从影响的传导机理上进行深层次揭示。在农村集体资产普遍采取“委托—代理”经营模式的现实背景下，代理经营者的经营行为是较为关键的传导机制。面对制度规则变化所产生的约束与激励机制，代理经营者具体的经营行为变化会对集体经济发展产生影响。所以，讨论农村集体经济组织公司化运营对集体经济发展的影响，需要对代理经营者的行变化进行深入分析。另外，现有研究多是通过理论阐释与案例分析的方法对农村集体经济组织公司化运营的增收效果进行论证，缺乏大样本的实证检验。由于不同的村庄在资源要素禀赋与历史发展情况等方面存在较强的异质性，案例研究无法较好地控制这些因素的影响，故而才会导致对农村集体经济组织公司化运营增收效果的研究结论不相一致。

鉴于此，本文从以下两个方面对现有研究进行补充和完善：其一，本文从农村集体经济组织公司化运营影响的传导机理分析其对集体经济的影响。具体而言，本文从物资资本、人力资本与技术水平的角度，分析农村集体经济组织公司化运营对集体经济收入的影响，并基于“委托—代理”理论，分析集体资产代理经营者面对农村集体经济组织公司化运营改革产生的行为响应。其二，本文是基于村级层面大样本的定量研究。本文利用浙江省2137个农村集体经济组织的4期平衡面板数据，建立包含固定效应的渐进双重差分模型（difference-in-differences，简称DID），实证检验农村集体经济组织公司化运营改革对于壮大集体经济的作用，并揭示其影响机制。

二、理论分析与研究假说

（一）分析框架

本文研究的农村集体经济组织不同于传统农村集体经济组织，而是指农村集体产权制度改革阶段性任务完成后，形成的产权关系明晰、以股份合作为特征的农村集体经济组织，一般为村股份经济合作社。农村集体经济组织公司化运营是指，以壮大集体经济和促进农民增收为目的，村股份经济合作社以现代企业制度的理念，成立或入股由村股份经济合作社控股、进行市场化运作并兼顾社会效益的农村集体经济发展有限公司，包括单村独资公司、多村联合公司或与企业合资成立公司等形式。

物质资本、人力资本与技术水平是影响农村集体经济组织生产的主要因素（曾恒源和高强，2023），而传统集体经济发展面临着这三个主要因素的约束。首先，在物质资本上，传统农村集体经济组织存在单村物质资本存量的局限与汲取外部资本能力较低的约束。集体资产主要分为三类，分别是经营性资产、资源性资产与公益性资产。其中，农村集体经济组织经营的物质资本主要包括经营性资产与部分用于生产经营的资源性资产。农村集体产权制度改革阶段性任务基本完成后，清产核资的结果显示，集体资产虽然总量庞大，但是存在资产分布不平衡的现象，多数农村集体经济组织用于经营的物质资本匮乏（全志辉和陈淑龙，2018）。在汲取外部资本上，由于农村集体经济具有集体所有制的属性，

农村集体经济组织作为特别法人，在开展经营活动时，存在税务登记、资产抵押、融资和经营业务限制等实际操作上的政策约束（钟真等，2023），故而相较于其他市场经营主体，农村集体经济组织在参与经济活动方面较为受限（高强和崔文超，2023），汲取外部资本能力较低。其次，在人力资本上，传统农村集体经济组织存在经营者经营意愿较低的约束。长久以来，集体资产经营的代理人大多由村干部担任（李尚蒲和罗必良，2015），而农村集体经济组织作为特别法人，存在对经营者物质激励不足的问题，形成“有约束，无激励”的情况，导致村干部代理经营集体资产的努力程度普遍较低（全志辉和陈淑龙，2018）。最后，在技术水平上，传统农村集体经济组织存在机构管理混乱与运行制度不完善的约束。组织的技术水平可分解为技术进步和技术效率（Aigner et al., 1977）。技术效率通常受到管理方案、机构设置与运行制度等因素的影响（赵文哲，2008）。基层自治组织与农村集体经济组织之间职能边界模糊，权力交叉和权责不清等问题突出（周立等，2021），“政经不分”的传统治理难题制约着集体经济发展。基于上述研究，本文将从物质资本、组织架构与制度设计变化三方面分析农村集体经济组织公司化运营对集体经济发展的影响。

（二）研究假说

1. 农村集体经济组织公司化运营缓解了物质资本约束，促进了集体经济增收。一是通过“联合合作”提高物质资本总量。一方面，外部资本的注入是集体经济发展的有利条件，但是《中华人民共和国市场主体登记管理条例》尚未将作为特别法人的农村集体经济组织直接归入市场主体范围（王洪平，2023），当与外部资本合作时，会出现双方契约关系不稳定与地位不对等的问题，导致交易成本增加（杨一介，2022；高强和崔文超，2023）。在农村集体经济组织公司化运营背景下，农村集体经济发展有限公司可以在《中华人民共和国公司法》（以下简称《公司法》）^①规定的权利与义务下，与外部工商资本合作经营，有效减少双方因契约不稳定与地位不对等产生的交易成本，提高农村集体经济组织的物质资本水平。另一方面，农村集体经济组织公司化运营改革以乡镇为主导力量，乡镇政府自上而下的“外力”联合了分散的农村集体经济组织，设计了“联合合作”经营模式与合理的分配制度，将分散的集体资产整合为较大规模的集体资产，并开展“委托一代理”经营或自主经营，缓解农村集体经济组织的物质资本约束，便于获取规模经济。二是拓展经营范围，优化物质资本配置。受限于法人身份与承担的“兜底”作用，传统农村集体经济组织在开展生产经营活动方面限制较多，导致集体所有的厂房、商铺店面等固定资产和现金、银行存款等流动资产利用效率较低，闲置宅基地和农房等盘活利用困难。农村集体经济组织开展公司化运营改革，并在工商管理部门登记后，实现了由特别法人向营利法人的转变。法人性质的变化赋予了农村集体经济组织拓展经营业务范围的权利，从而促进了物质资本的有效配置。物质资本总量增加与有效配置，较为直接地提高了集体经济收入。

2. 农村集体经济组织公司化运营优化了组织架构，促进了集体经济增收。一是管理架构的调整降低了组织决策成本。公司化运营的组织采取公司法人治理结构，将传统农村集体经济组织的理事会调整为董事会，并设置股东（代表）大会、监事会。理事会向董事会的机构调整突出了公司化的经营性

^①参见《中华人民共和国公司法》，http://www.npc.gov.cn/npc/c2/c30834/202312/t20231229_433999.html。

质，提高了董事会对于重大经营事项的决策灵活性。相较于原有内部分工不明确的股份经济合作社，公司化运营后的明确机构分工可以降低各部门之间的决策成本，提高农村集体经济组织的经营决策效率。二是内部管理制度的完善降低了决策的风险成本。公司化运营后的农村集体经济组织依据《公司法》《中华人民共和国会计法》设置公司章程和内部管理制度，完善财务管理、合同管理、过失责任解决方法等制度，不断完善法人治理结构，建立权责明确的内部监督管理和风险控制制度，不仅提高了经营决策效率，而且促进了集体经济增收。

3.农村集体经济组织公司化运营完善了制度设计，影响了经营者行为。分析集体资产经营者的人力资本投入，需要借助“委托—代理”理论。“委托—代理”理论是为了解决代理人的机会主义问题而产生的理论（Coase, 1937）。而集体资产的集体所有制基础“天然”地造就了集体成员与村干部之间的“委托—代理”关系。所以，作为代理人的村干部会对制度环境变化造成的约束与激励机制产生行为响应。比如，在农村集体产权制度改革阶段性任务基本完成后，集体资产的数量与权属逐渐清晰，集体委托者与代理经营者之间的信息不对称情况有所改善。此外，随着国家对集体经济的重视，上级政府对村干部经营集体资产的监督力度也在加强。由于约束机制的加强，村干部减少了在经营集体资产中的机会主义行为（胡伟斌和黄祖辉，2022）。同样地，公司化运营的制度设计也会使村干部产生行为响应，进而对集体经济收入产生影响。

一是农村集体经济组织公司化运营提高了经营者努力程度。在“委托—代理”关系中，有效的激励和监督机制是提高代理人努力程度的主要措施（张跃平和刘荆敏，2003）。农村集体经济组织公司化运营改善了对代理人物质激励不足的问题，依据《公司法》的规定，公司化组织可以建立对代理人的选择性物质激励机制，避免平均化的利益分配机制（崔建中等，2013）。农村集体经济组织公司化运营后，设置了对代理人的选择性激励机制，较好地解决了农村集体资产“委托—代理”经营中的激励相容问题，从而提高了经营者经营集体资产的努力程度，促进了集体经济增收。

二是农村集体经济组织公司化运营改变了经营者对集体资产的经营方式选择。集体资产经营方式主要包括资产出租和产业经营两种类型。其中：资产出租是指将集体资产租赁或发包，农村集体经济组织不参与经营活动，仅获取出租收益的“地租经济”；产业经营是指农村集体经济组织通过投资、发展产业等方式参与集体资产经营活动（周力等，2023）。农村集体经济组织公司化运营通过设置激励机制提高了经营者经营集体资产的积极性，从而促进经营者将集体资产的经营方式从获取固定收益的“地租经济”转向获取更高收益的产业经济。这可能会导致出租收入的下降与产业收入的上升，所以经营方式的变化是否一定会提高集体经济收入，还有待进一步验证。

据此，本文提出以下三个研究假说：

H1：从总的影响看，农村集体经济组织公司化运营提高了集体经济收入。

H2：农村集体经济组织公司化运营通过提高经营者努力程度促进了集体经济增收。

H3：农村集体经济组织公司化运营通过提高发展产业经济的概率与降低租赁经济的概率对集体经济收入产生影响。

概言之，农村集体经济组织公司化运营对集体经济收入的影响机制如图 1 所示。

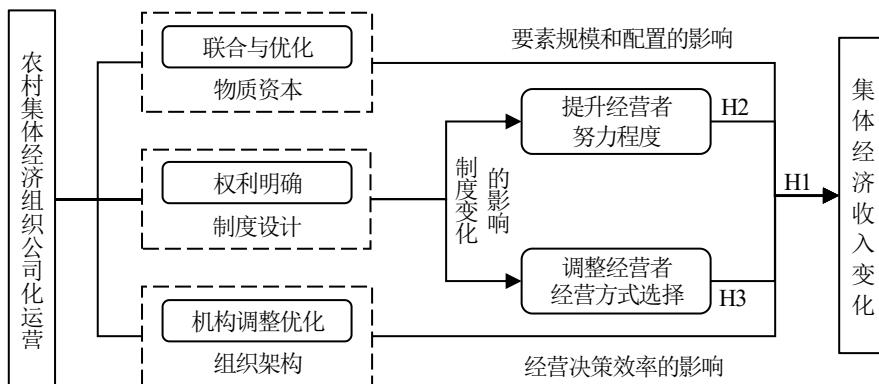


图 1 农村集体经济组织公司化运营对集体经济收入的影响机制

三、数据来源、变量描述与模型设定

(一) 数据来源

本文所使用的浙江省农村集体经济组织公司化运营调研数据，来源于浙江省农业农村厅协助开展的农村集体经济组织运营情况追踪调查。调查团队针对 2018 年、2019 年和 2020 年浙江省 11 个县(市、区)内的所有农村集体经济组织运营情况展开问卷调查，并通过查阅《浙江省农村政策与改革统计年报》（以下简称《年报》）、乡镇农经站农经工作会议记录与农村集体经济组织台账^①等方式将 2017 年的集体经济收入数据补齐。此追踪调查的具体抽样方法为：从浙江省内的 90 个县（市、区）随机抽取 11 个县（市、区），并聚焦抽中的县（市、区）内所有农村集体经济组织所在村庄特征、村书记特征、农村集体经济组织运营情况及其公司化运营情况等向村干部展开问卷调查，共计调查了 2177 个农村集体经济组织，约占浙江省内农村集体经济组织总数的 9.4%。《年报》显示，2020 年浙江省人均集体经营性收入约为 0.07 万元，平均经营负债率约为 42.49%，村均人口数约为 1621 人。而抽样调查得到的人均集体经营性收入约为 0.05 万元，平均经营负债率约为 65.90%，村均人口数约为 1031 人。通过对调研数据与浙江省官方统计数据发现，各类指标差距较小^②，表明调查数据具有较好的总体代表性。结合研究需求，笔者剔除无集体经营性资产、行政区划变动的农村集体经济组织样本，采用农村居民消费者价格指数对各类收入指标进行平减，以保证不同年份的数据具有可比性。此外，借鉴王庶和岳希明（2017）、郑风田等（2021）的做法，笔者剔除 2017 年极少数已经开展公司化运营改革的农村集体经济组织样本，从而确保所有样本在政策实行时点前均未进行农村集体经济组织公司化运营，最终形成由每期 2137 个农村集体经济组织样本组成的 4 期平衡面板数据。

选定浙江省为本文的研究区域具有典型的指导意义。浙江省作为较早开展农村集体经济组织公司

^① 相关资料由浙江省农业农村厅提供。

^② 通过使用单样本 t 检验，比较 2020 年调研数据与浙江省官方统计数据，所得人均集体经营性收入、平均经营负债率与村均人口数的 t 检验结果分别为 -1.51、1.06、0.34，拒绝了调研数据与省级官方统计数据之间存在显著差异的原假设。

化运营改革的省份，改革完成度较高。对浙江省农村集体经济组织公司化运营的增收效果进行系统研究，所得结论可以为其他省份发展农村集体经济提供科学的理论参考。

2015年底，浙江省在完成农村集体产权制度改革阶段性任务后^①，为了全面消除集体经济薄弱村，进一步探索了符合市场经济要求的新型农村集体经济发展路径。2017年7月，浙江省委办公厅、省政府办公厅出台《关于实施消除集体经济薄弱村三年行动计划的意见》（以下简称《意见》），提出要“创新集体经济经营机制……支持多个集体经济组织共同出资组建经济联合体，抱团发展集体经济”^②。《意见》出台后，乡镇政府参考《意见》中的“可组建公司制企业”的模式发展集体经济。同年，浙江省杭州市临安区下辖的7个村率先开展了农村集体经济组织公司化运营改革的试点工作，有效提高了农村集体经济收入。比如，光明村在2017年之前，年均集体经营性收入仅有2.5万元，还背负着高达263万元的负债。光明村在开展农村集体经济组织公司化运营改革后的4年内，将集体经营业务从传统的种植养殖业拓展到项目施工、物业保洁和餐饮服务等，实现了年均集体经营性收入114.5万元，并全面消除了历史负债^③。此外，湖州市南浔区、温州市泰顺县等县（市、区）于2018年陆续实行农村集体经济组织公司化运营改革，成立或者加入农村集体经济发展有限公司，并在工商管理部门注册登记。截至2021年底，浙江省内开展公司化运营改革的农村集体经济组织共计8803个，约占全省农村集体经济组织总数的37.79%，公司化运营的农村集体经济组织年末净收益总和达到16.85亿元^④。

（二）变量描述

1.被解释变量。本文的被解释变量为“集体经营性收入的自然对数”。集体经济总收入由集体经营性收入、政府补助收入与其他收入组成。由于本文主要关注的是农村集体经济组织运营方式变化对集体经济经营绩效的作用，且为了保证估计结果不受政府补助收入的影响，避免造成估计偏误，本文未使用学术界常用的集体经济总收入作为农村集体经济收入的代理变量，而是选择更能反映集体经济经营绩效的集体经营性收入作为本文的被解释变量（张洪振等，2022）。为了缓解异方差问题，本文对集体经营性收入进行对数化处理。此外，本文将被解释变量替换为“人均集体经营性收入”和“人均集体经营性收入的自然对数”进行稳健性检验。

2.核心解释变量。本文的核心解释变量为“公司化运营”，通过“是否成立或入股农村集体经济发展有限公司”来衡量。表1展示了样本中2017—2020年农村集体经济组织公司化运营数量及其占总样本的比例。由表1可知，2017—2018年，农村集体经济组织公司化运营的数量出现了大幅增长。结合实际情况，出现此现象有以下两种可能性：一是省级政府针对农村集体经济组织公司化运营出台了政策文件，对农村集体经济组织公司化运营模式进行了推广；二是存在一部分乡镇通过行政力量对

^①资料来源：《浙江省农村集体经济股份制改革全面完成》，https://www.gov.cn/xinwen/2016-01/15/content_5033208.htm。

^②文件资料由浙江省农业农村厅提供。

^③资料来源：《模式“变变变” 光明村搭上“公司化改革”的快车》，http://agri.hangzhou.gov.cn/art/2021/8/23/art_1692133_58924013.html。

^④相关数据由浙江省农业农村厅提供。

区域内所有农村集体经济组织进行了公司化运营改革。在完善乡镇对农村集体经济组织公司化运营的审批程序之后，农村集体经济组织开展公司化运营的数量增长趋势放缓。农村集体经济组织公司化运营改革存在由行政力量推动与需要上级政府审批的特点，因此在一定程度上表明 DID 模型的分析方法较为契合本文的研究问题。

表 1 样本中 2017—2020 年农村集体经济组织公司化运营数量及其占总样本的比例

指标	2017 年	2018 年	2019 年	2020 年
农村集体经济组织公司化运营数量（个）	0	700	854	893
占总样本的比例（%）	0	32.76	39.96	41.79

3.控制变量。借鉴芦千文和杨义武（2022）、张洪振等（2022）的研究，本文选取村干部个人特征和农村集体经济组织特征两类控制变量。选择村干部个人特征作为控制变量的原因是，在农村集体经济组织实际运行中，村干部常常在村委会与农村集体经济组织交叉任职（崔宝玉和王孝琨，2022），且已有研究验证了村干部个人特征会影响农村集体经济组织事务决策（王亚华和舒全峰，2018）。在普遍实行村书记、村主任“一肩挑”的背景下，本文选择村书记个人特征作为控制变量，具体包含“村书记受教育年限”“村书记年龄”“村书记经商经历”。在农村集体经济组织特征方面，孔祥智（2020）认为村民代表大会、监督委员会等治理机构会对农村集体经济组织事务运行与集体经济发展产生影响。因此，本文选择“社监会是否参与决策”“成员（代表）大会召开次数”“决策投票方式”“资产负债率”“组织人数”作为农村集体经济组织特征控制变量。主要变量的描述性统计结果如表 2 所示。

表 2 主要变量的描述性统计

变量名称	定义	观测值	均值	标准差	最小值	最大值
集体经济收入的自然对数	集体经济收入（万元）的自然对数	8548	2.41	1.46	-4.60	7.94
人均集体经济收入	人均集体经济收入（万元）	8548	0.05	0.15	0	4.11
公司化运营	公司化运营=1，未公司化运营=0	8548	0.29	0.48	0	1
村书记受教育年限	大学=16，大专=15，高中（职高）=12，初中=9，小学=6，未受过教育=0	8548	11.33	1.38	0	16
村书记年龄	村书记年龄（岁）	8548	50.50	5.13	26	73
村书记经商经历	村书记有经商经历=1，村书记无经商经历=0	8548	0.20	0.45	0	1
社监会是否参与决策	社监会参与组织决策=1，社监会不参与组织决策=0	8548	0.45	0.51	0	1
成员（代表）大会召开次数	一年内成员（代表）大会召开次数（次）	8548	5.21	2.89	0	48
决策投票方式	村书记按其职务增加其投票权重=1，集体成员一人一票=0	8548	0.04	0.19	0	1
资产负债率	农村集体经济组织年末负债金额占其年末经营性资产总额的比例（%）	8548	65.90	28.27	0	299.08
组织人数	农村集体经济组织成员人数（人）	8548	1030.99	1424.03	60	14396

从被解释变量看，“集体经济收入的自然对数”的均值为 2.41（原值为 11.13 万元），“人均集体经济收入”的均值为 0.05 万元。从核心解释变量看，农村集体经济组织公司化运营的比例约为

29%。从控制变量看，在村书记个人特征方面，村书记平均受教育水平接近高中，平均年龄为 50.50 岁，约有 20% 的村书记有经商经历；在农村集体经济组织特征方面，社监会参与决策的比例约为 45%，成员（代表）大会召开次数平均为一年 5.21 次，村书记因其职务而拥有更高投票权重的比例较小，约占 4%，此外，农村集体经济组织成员人数平均约为 1030 人，资产负债率平均为 65.90%，说明农村集体经济组织的负债率普遍较高。

（三）模型设定

1. 基准回归模型设定。农村集体经济组织公司化运营是浙江省在全省完成农村集体产权制度改革后，于 2018 年分地区推进的一种农村集体经济组织的新运营方式改革，在具体实施上是由村股份经济合作社提出申请，申请被批准之后，在乡镇政府的指导下加以推进。因为各村集体经济组织的改革时间并不相同，所以可以使用渐进 DID 的方法，来识别农村集体经济组织公司化运营改革对提高集体经济收入的净效应。具体模型设定如下：

$$\ln(Ci_{cit}) = \beta_0 + \beta_1 corp_{cit} + X_{it}\gamma + \varphi_i + \omega_c \times \theta_t + \varepsilon_{cit} \quad (1)$$

(1) 式中： $\ln(Ci_{cit})$ 为第 c 县第 i 村第 t 年的集体经营性收入的自然对数； $corp_{cit}$ 为第 c 县第 i 村第 t 年农村集体经济组织是否公司化运营，如果第 c 县第 i 村的农村集体经济组织在第 t 年进行公司化运营，则 $corp_{cit}=1$ ，否则 $corp_{cit}=0$ ； X_{it} 为一组村级层面控制变量，包括村书记个人特征和农村集体经济组织特征变量； φ_i 为村庄固定效应，控制了不同农村集体经济组织之间固有差异的影响，如村庄区位特征、村庄自然资源总量等； $\omega_c \times \theta_t$ 为县城与年份交互固定效应，控制年份固定效应、农村集体经济组织所在县城随时间变化因素的影响； β_1 表示农村集体经济组织公司化运营对集体经营性收入的提升效果，是本文关注的核心系数， γ 为控制变量系数向量， β_0 为截距项， ε_{cit} 为随机扰动项。

2. 平行趋势检验模型设定。使用 DID 模型估计的前提条件是控制组与处理组在政策实施前具有相同的发展趋势，本文参考张子尧和黄炜（2023）的方法，对基准 DID 模型加以拓展，进行平行趋势检验，模型设定如下：

$$\ln(Ci_{cit}) = \alpha_0 + \sum_{k=1}^K B_k corp_{ci,t-k} + \sum_{m=0}^M A_m corp_{ci,t+m} + X_{it}\kappa + \varphi_i + \omega_c \times \theta_t + \varepsilon_{cit} \quad (2)$$

(2) 式中：选择以 2018 年为农村集体经济组织公司化运营改革基准期， $corp_{ci,t-k}$ 为基准期第 k ($k=1, \dots, K$) 期的前置项， $corp_{ci,t+m}$ 为基准期第 m ($m=0, \dots, M$) 期的后置项。如果前置项的系数 B_k 不显著，而后置项的系数 A_m 显著或部分显著，则表示满足平行趋势假设。此外， κ 为控制变量系数向量， α_0 为截距项，其余变量设定与 (1) 式相同。

四、实证结果与分析

（一）基准回归分析

本文采取逐步增加控制变量的方式对 (1) 式进行估计，估计结果如表 3 所示。在回归 1 中只加入核心解释变量“公司化运营”，在回归 2 与回归 3 中逐步加入村书记个人特征变量、农村集体经济

组织特征变量等控制变量。在逐步加入控制变量后，“公司化运营”的估计系数依然为正，且在1%的统计水平上显著，估计结果较为稳健，表明农村集体经济组织公司化运营促进了集体经济增收。具体影响效果上，以回归3为例，公司化运营使集体经营性收入显著上升约19.73%，假说H1得到验证。

表3 农村集体经济组织公司化运营对集体经营性收入影响的基准回归估计结果

变量	集体经营性收入的自然对数					
	回归1		回归2		回归3	
	系数	标准误	系数	标准误	系数	标准误
公司化运营	0.1289**	0.0556	0.1854***	0.0564	0.1973***	0.0565
村书记受教育年限			0.0440***	0.0139	0.0439***	0.0139
村书记年龄			-0.0129**	0.0063	-0.0137**	0.0063
村书记经商经历			0.0903	0.1341	0.1440	0.1396
社监会是否参与决策					0.2012	0.2606
成员（代表）大会召开次数					0.0066	0.0086
决策投票方式					0.3169	0.2531
资产负债率					0.0024*	0.0014
组织人数					0.0011***	0.0002
常数项	3.1604***	0.0197	3.1983***	0.3502	-0.3270	0.7608
村庄个体固定效应		已控制		已控制		已控制
县城×年份固定效应		已控制		已控制		已控制
观测值	8548		8548		8548	
调整后R ²	0.6500		0.6691		0.6849	

注：①标准误为聚类稳健标准误，聚类在村级层面；②***、**和*分别表示1%、5%和10%的显著性水平。

（二）稳健性检验

1.平行趋势检验。DID模型的有效估计依赖于处理组与控制组在改革时点前满足平行趋势假设，即在农村集体经济组织公司化运营改革之前，处理组与控制组的集体经营性收入具有一致的变化趋势。以2018年为基准期，基于（2）式进行平行趋势检验，检验结果如图2所示。

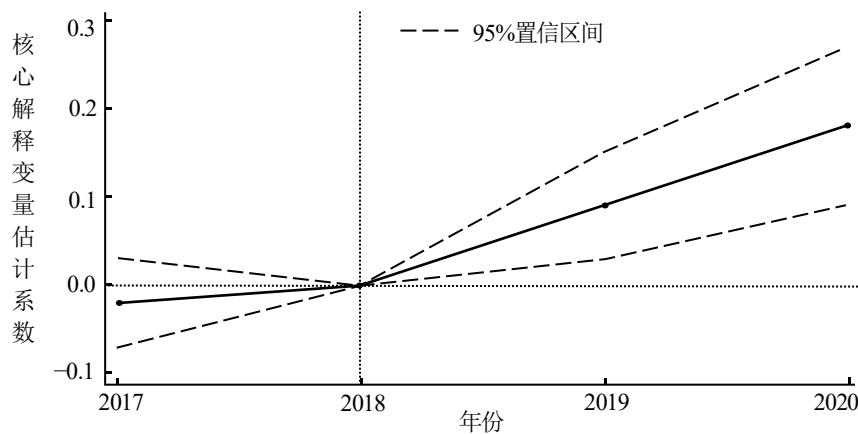


图2 平行趋势检验结果

由图2可知，2018年农村集体经济组织公司化运营改革实施之前，处理组与控制组的集体经营性收入不存在显著差异；在改革实施后的两年内，政策效果逐步增强，处理组的集体经营性收入显著上升。总体上，平行趋势检验结果表明处理组与控制组在政策实施前满足平行趋势假设，符合DID模型的适用条件。

2. 替换被解释变量衡量方式。本文使用“人均集体经营性收入”与“人均集体经营性收入的自然对数”代替基准回归中的被解释变量进行稳健性检验，估计结果如表4回归1与回归2所示。估计结果显示，在控制与基准回归相同的控制变量和固定效应后，仅替换被解释变量衡量方式得到的核心解释变量估计系数依然为正，且分别在5%和1%的统计水平上显著，表明基准回归的估计结果较为稳健。

3. 调整标准误聚类层级。基准回归模型中将聚类稳健标准误聚类在村级层面，允许误差项在不同时间的同一村组内相关。但实际上，无论是从地理距离还是从经济距离考虑，同一县域内的农村集体经济组织之间可能也具有相关性。所以，本文放松误差项在同一县域内不相关的假设，选择将聚类稳健标准误聚类在县级层面，以验证基准回归估计结果的稳健性。表4回归3的估计结果显示，即使将聚类稳健标准误聚类在县级层面，核心解释变量“公司化运营”的估计系数依然为正，且在1%的统计水平上显著，进一步验证了“农村集体经济组织公司化运营提高了集体经济收入”结论的稳健性。

表4 稳健性检验：替换被解释变量、调整标准误聚类层级和基于倾向得分匹配双重差分法的估计结果

变量	人均集体经营性收入 回归1		人均集体经营性收入的 自然对数 回归2		集体经营性收入的 自然对数 回归3		集体经营性收入的 自然对数 回归4	
	系数	标准误	系数	标准误	系数	标准误	系数	标准误
公司化运营	0.0072**	0.0038	0.19525***	0.0479	0.1973***	0.0620	0.1562***	0.0449
控制变量	已控制		已控制		已控制		已控制	
村庄个体固定效应	已控制		已控制		已控制		已控制	
县城×年份固定效应	已控制		已控制		已控制		已控制	
观测值	8548		8548		8548		8203	
调整后的R ²	0.7513		0.7066		0.6849		0.6730	

注：①标准误为聚类稳健标准误，回归1、回归2和回归4聚类在村级层面，回归3聚类在县级层面；②***和**分别表示1%和5%的显著性水平；③由于倾向得分匹配后损失了部分样本，故回归4的观测值数量有所减少。

4. 基于倾向得分匹配双重差分法的稳健性检验。使用DID方法识别政策效应的理想情况是政策具有较强外生性，即公司化运营改革的实施在样本内各个农村集体经济组织之间具有随机性。但在实际改革中，是否开展公司化运营改革与村干部个人特征和农村集体经济组织特征存在相关性，从而可能存在自选择问题。借鉴郑风田等（2021）的做法，选取村书记个人特征和农村集体经济组织特征作为匹配变量，参考Abadie et al.（2004）的方法进行一对四有放回匹配，以最小化均方误差。选择逐期匹配的方法对处理组与控制组进行匹配，即针对每年公司化运营改革样本与未改革样本进行匹配；确保匹配结果通过平衡性检验与共同支撑检验后^①，剔除未匹配样本，将样本整合为面板数据；在一定程

^①限于篇幅，检验结果可在《中国农村经济》网站查看本文附录。

度上缓解可观测的选择性偏差后，再使用 DID 方法进行识别。表 4 回归 4 为使用倾向得分匹配双重差分法的估计结果，核心解释变量“公司化运营”的估计系数为 0.1562，且在 1% 的统计水平上显著，表明在缓解处理组与控制组可观测变量的系统差异后，基准回归的估计结果依然成立。

5. 安慰剂检验。为了判断基准回归的估计结果是否受到非可观测随机因素的影响，本文参考 Cantoni et al. (2017) 的方法进行安慰剂检验，在总样本中随机抽取样本作为处理组进行 DID 估计。理论上讲，对于没有真正进行公司化运营改革的虚拟处理组，其集体经营性收入不会出现由公司化运营导致的变化，即“公司化运营”变量不会对集体经营性收入产生显著影响，估计系数与 t 值应趋近于 0。如果非可观测随机因素对估计结果产生了影响，那么即使采用虚拟处理组样本回归，其估计系数也可能显著不为 0。为了降低少量抽样检验产生第二类错误的可能，对以上步骤重复 1000 次。回归后对“公司化运营”变量的估计系数 t 值进行拟合，得到虚拟处理组的平均处理效应核密度估计曲线（如图 3 所示）。

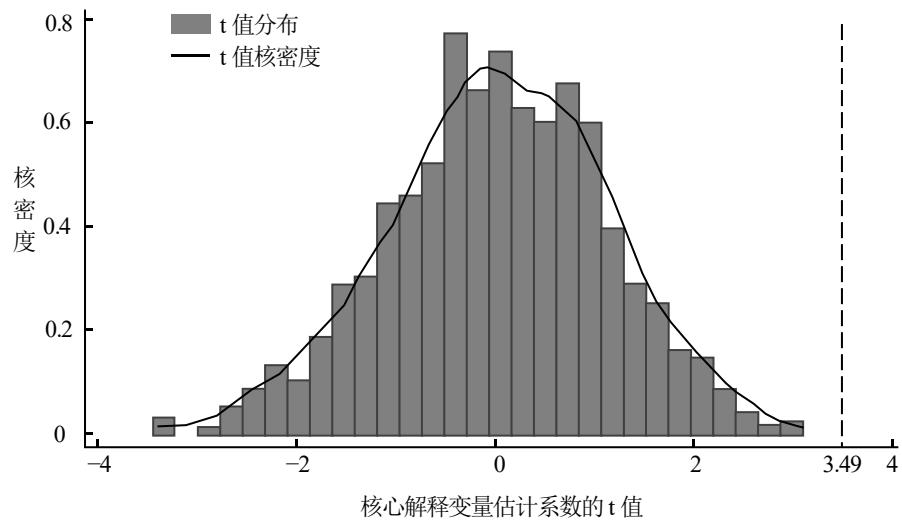


图 3 安慰剂检验结果

注：图中虚线标注的是核心解释变量真实估计系数的 t 值。

由图 3 可知，虚拟处理组的“公司化运营”变量的估计系数 t 值集中在 0 值附近，小于其真实估计系数的 t 值，估计结果服从均值为 0 的正态分布。此外，显著性水平大于 10% 的估计系数有 48 个，占估计系数总量的 4.8%。因此，基准回归的估计结果受到非可观测因素影响的概率较低，表明农村集体经济组织公司化运营确实可以提高集体经济收入。

6. 基于合成控制双重差分法的异质性处理效应检验。本文还尝试使用 Arkhangelsky et al. (2021) 提出的合成控制双重差分法（synthetic difference-in-differences，简称 SDID）对基准回归模型的异质性处理效应进行检验。SDID 是一种将合成控制法（synthetic control method，简称 SCM）与双重差分法相结合的新方法，此方法放松了 SCM 对样本仅存在单个或少量处理组的要求，同时可以解决渐进 DID 模型可能出现的异质性处理效应（Arkhangelsky et al., 2021）。SDID 与 SCM 的思想类似，通过最优化的求解对控制组样本个体赋予最优化权重，并将此权重与时间权重加权合成控制组，合成控制组在改革时点前的结果变量与处理组的结果变量发展趋势大致平行，即构造出处理组与合成控制组的平行

趋势，而处理组与合成控制组在改革后的结果变量差异即为改革的平均处理效应。使用此方法需要满足以下条件：一是需要使用强平衡面板数据；二是处理组样本量要少于控制组样本量；三是要求控制变量不存在缺失值（Arkhangelsky et al., 2021）。鉴于此，笔者将匹配后的样本处理为由每期 1504 个农村集体经济组织样本组成的 4 期强平衡面板数据。

表 5 回归 1 为 SDID 的估计结果，核心解释变量“公司化运营”的估计系数为正，且在 1% 的统计水平上显著，证明在考虑渐进 DID 的异质性处理效应后，公司化运营改革依然对集体资产经营绩效存在正向影响。具体而言，由表 5 回归 1 的估计结果可知，公司化运营改革使集体经营性收入提升了约 21.29%，略高于表 5 回归 2 的基准回归估计结果。此外，SDID 的平行趋势图显示^①，处理组与合成控制组的集体经营性收入在改革前呈现平行发展趋势，而在改革后差距出现变化，表明公司化运营改革对集体经济收入产生了影响。

表 5 稳健性检验：基于合成控制双重差分法的估计结果

变量	集体经营性收入的自然对数			
	回归 1 (SDID)		回归 2 (DID)	
	系数	标准误	系数	标准误
公司化运营	0.2129***	0.0538	0.1973***	0.0565
控制变量		已控制		已控制
村庄个体固定效应		已控制		已控制
县城×年份固定效应		已控制		已控制
观测值	6016		8548	

注：①回归 1 中的标准误为重复抽样 500 次后的聚类刀切（jackknife）标准误，聚类在村级层面，回归 2 中的标准误为聚类稳健标准误，聚类在村级层面；②***表示 1% 的显著性水平。

（三）内生性讨论

导致本文模型存在内生性问题的原因主要有以下三类：一是遗漏变量问题。本文除了尽量控制可能对估计结果造成偏误的控制变量外，还在回归模型中加入固定效应以尽可能控制村庄之间的固有差异、时间趋势和村庄所在县城随时间变化因素的影响。遗漏变量导致内生性的概率较低。二是选择性偏误问题，主要为自选择问题。农村集体经济组织公司化运营改革或多或少存在自选择性。为了缓解此内生性，本文使用倾向得分匹配双重差分法，为处理组匹配到相似特征的控制组后进行双重差分估计，在一定程度上缓解了自选择问题。三是双向因果问题，即经营性收入越高的农村集体经济组织越有可能进行公司化运营。但本研究双向因果问题不太明显，原因有以下两点。其一，农村集体经济组织公司化运营通常由乡镇政府或县级政府推动。浙江省农业农村厅等 10 部门联合发布的《关于促进强村公司健康发展的指导意见（试行）》中指出，“强村公司一般由乡镇级及以上政府主导设立”^②。

^① 限于篇幅，SDID 的平行趋势图可在《中国农村经济》网站查看本文附录。

^② 参见《ZJSP65-2023-0009 浙农政发〔2023〕1 号 浙江省农业农村厅等 10 部门关于促进强村公司健康发展的指导意见（试行）》，http://nynt.zj.gov.cn/art/2023/6/21/art_1229235418_5128600.html。

其二，在浙江省农村集体经济组织公司化运营改革的流程中，农村集体经济组织是否可以公司化运营需要其所在乡镇政府进行审核与审批。在审批中，上级政府较多地关注农村集体经济组织的运行规范程度和发展潜力，如审计规范程度、区位等，而农村集体经济组织的收入情况对审批结果影响较小，所以，估计结果受到双向因果影响的可能性较小。

五、进一步分析

前文已经验证农村集体经济组织公司化运营对集体经济收入的提升作用，估计出改革的平均处理效应。但各个村庄的资源要素禀赋与集体资产存量存在差异，公司化运营对于不同特征的农村集体经济组织的影响是否存在异质性，影响机制是否符合理论分析，需要进行进一步的实证检验。

（一）集体经营性收入水平异质性

不同集体经营性收入水平的农村集体经济组织在经营效率与组织运行效率上存在差异，其对公司化运营改革政策的反应不同。那么，对于不同集体经营性收入水平的农村集体经济组织，其公司化运营的增收效果是否存在显著差异？为了验证此异质性，本文采用分位数 DID 回归法考察不同集体经营性收入水平的农村集体经济组织公司化运营增收效果。具体而言，本文选取 3 个分位数（25%、50%、75%）构建面板分位数回归模型，以考察在不同分位数组，农村集体经济组织公司化运营改革产生的异质性效果，估计结果如图 4 所示。

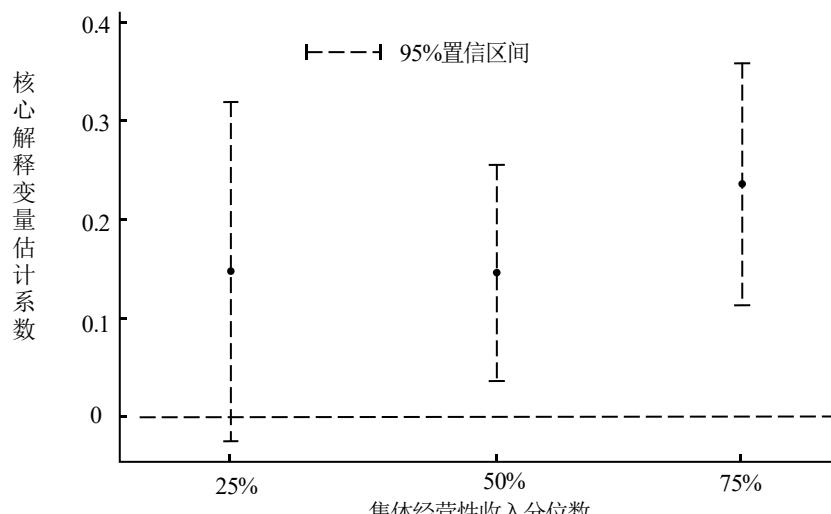


图 4 集体经营性收入分位数回归的估计结果

注：①聚类稳健标准误聚类在村级层面；②25%分位数组与50%分位数组的核心解释变量估计系数差异的经验p值为0.742，25%分位数组与75%分位数组的核心解释变量估计系数差异的经验p值为0.035，均采用费舍尔组合检验计算得到。

由图 4 可知，对于集体经营性收入 50% 分位数组与 75% 分位数组，农村集体经济组织公司化运营确实可以提高集体经营性收入，而对于 25% 分位数组，虽然核心解释变量“公司化运营”估计系数为正，但在统计上并不显著。进一步采用费舍尔组合检验通过自助法抽样 1000 次进行组间系数差异检验，25% 分位数组与 50% 分位数组的核心解释变量估计系数不存在显著差异，但 25% 分位数组与 75%

分位数组的核心解释变量估计系数在 5% 的统计水平上存在显著差异。这说明，农村集体经济组织公司化运营的增收效果在一定程度上呈现为对中高收入水平农村集体经济组织“锦上添花”的作用，而对收入水平较低的农村集体经济组织“雪中送炭”的作用则不太显著。

造成这种情况的原因可能是，在原本集体经营性收入较低的农村集体经济组织中，即使进行公司化运营改革，建立对经营者的激励机制，但由于收入水平较低，激励机制不能较好发挥激励作用，对经营者努力程度的提升有限，并且由于资源要素禀赋较差，这类农村集体经济组织公司化运营后的增收效果在短时间内也不太明显。此异质性效果也在一定程度上佐证了公司化运营可通过经营者努力程度的作用机制影响集体经济收入。

（二）“政经分离”程度异质性

随着农村集体产权制度改革的推进，农村基层组织机构设置上的“政经分离”逐渐完成，但很多地区依然保持着“不同部门，一套人马”的运行状态，农村集体经济组织人员“政经分离”问题成为学术界讨论的焦点。那么，在人员“政经分离”与未“政经分离”的农村集体经济组织之间，公司化运营的增收效果是否也存在差异？本文通过“农村集体经济组织中是否有专业的经营人员”来衡量人员“政经分离”情况以验证此异质性。一般情况下，如果农村集体经济组织中没有专业的经营人员，则由村干部负责经营集体资产，即人员上未“政经分离”；如果聘用了专业的经营人员，则一定程度上实现了管理者与经营者的“政经分离”。本文尝试使用分组回归验证公司化运营在两类组织中产生的异质性效果，估计结果如表 6 所示。

表 6 “政经分离”程度异质性的估计结果

变量	集体经营性收入的自然对数			
	“政经分离”		未“政经分离”	
	系数	标准误	系数	标准误
公司化运营	0.4243**	0.1868	0.1495**	0.0595
控制变量		已控制		已控制
村庄个体固定效应		已控制		已控制
县城×年份固定效应		已控制		已控制
观测值	665		7883	
调整后的R ²	0.8111		0.7584	
经验p值		0.000***		

注：①标准误为聚类稳健标准误，聚类在村级层面；②经验p值采用费舍尔组合检验（抽样1000次）计算得到，表中汇报的经验p值检验的是“政经分离”与未“政经分离”样本核心解释变量估计系数组间差异的显著性；③***和**分别表示1%和5%的显著性水平。

表 6 回归 1 和回归 2 的估计结果显示，公司化运营对集体经营性收入的提升作用均在统计上显著。进一步采用费舍尔组合检验判断组间系数差异的显著性，结果显示，相较于人员未“政经分离”的组织，公司化运营在人员“政经分离”的组织中产生了更强的增收效果。造成差异结果的原因可能是，

“政经分离”的农村集体经济组织的经营者相较于未“政经分离”的农村集体经济组织的经营者更为专业且拥有更高的人力资本水平。在“政经分离”的农村集体经济组织中，专业经营者的经营目的是实现组织增收，对于公司化运营改革可基于自身人力资本做出较为敏感且迅速的行为响应，更好地利用公司化运营改革契机发展集体经济。而在未“政经分离”的农村集体经济组织中，村干部作为“兼职”的经营人员，其经营目的不仅仅是实现组织增收。此外，由于一些村干部并非专业经营人才，其对于公司化运营改革的行为响应也较为滞后，带动增收的能力不强。

（三）影响机制检验

一是对经营者努力程度的作用机制检验。关于代理人努力程度的衡量一直是学术界难以解决的问题。一方面是努力程度本身如个人能力一样存在测度困难，另一方面是代理人受访时存在给出虚假答案的情况。所以，对于代理人努力程度的衡量，学术界常使用代理人产出的工作成果作为代理变量，比如对于企业代理人，最优契约理论强调根据公司的经营业绩来衡量代理人的努力程度（海伦贝尔·李和蔺楠，2023）。对于本研究，集体经营性收入代表了集体资产代理经营者产出的工作成果，但集体经营性收入在本文中是被解释变量，所以需要选择另外的变量代理经营者努力程度。笔者选择问卷中“经营人员收入是否与集体经营性收入挂钩”这一问题构造虚拟变量（经营人员收入与集体经营性收入挂钩=1，经营人员收入不与集体经营性收入挂钩=0）代理“经营者努力程度”变量，进行机制检验。选择此变量作为中介变量的原因是，学术界普遍认为设置激励机制会提高经营者经营集体资产的意愿，进而提高集体经济收入（丁忠兵和苑鹏，2022），也就是说，激励机制的设置与经营者的努力程度之间存在较强的相关性。那么，如果可以验证公司化运营改革对激励机制的设置存在正向影响，也就从侧面验证了公司化运营改革可以提高经营者努力程度，进而促进集体经济增收。农村集体经济组织公司化运营通过改变经营者努力程度进而影响集体经济收入的作用机制检验结果如表7所示。

表7 机制检验：经营者努力程度的作用机制检验结果

变量	经营者努力程度		集体经营性收入的自然对数		集体经营性收入的自然对数	
	回归1		回归2		回归3	
	系数	标准误	系数	标准误	系数	标准误
公司化运营	0.0631***	0.0119	0.1973***	0.0565	0.1795***	0.0568
经营者努力程度					0.2795**	0.1098
控制变量	已控制		已控制		已控制	
村庄个体固定效应	已控制		已控制		已控制	
县城×年份固定效应	已控制		已控制		已控制	
观测值	8548		8548		8548	
调整后的R ²	0.6667		0.6849		0.7001	

注：①标准误为聚类稳健标准误，聚类在村级层面；②***和**分别表示1%和5%的显著性水平。

表7回归1的估计结果显示，公司化运营正向影响了经营者努力程度。表7回归2为公司化运营对集体经济收入影响的基准回归结果，表7回归3将中介变量“经营者努力程度”加入基准回归模型。表7回归3的估计结果显示，“经营者努力程度”的估计系数为正且在5%的统计水平上显著，同时核心解

释变量“公司化运营”的估计系数较回归2的估计系数变小，满足Baron and Kenny（1986）对中介效应有效性的判断规则，表示中介效应成立，即公司化运营除了直接对集体经济收入产生正向影响外，也通过提高经营者努力程度间接提高了集体经济收入。假说H2得到验证。

二是对集体资产经营方式的作用机制检验。如本文的理论分析部分所述，集体资产经营方式主要包括资产出租和产业经营两种类型。所以，笔者选择问卷中“农村集体经济组织收益主要来源于出租收入或经营产业收入”这一问题构造虚拟变量（产业经营=1，资产出租=0）代理“集体资产经营方式”变量。农村集体经济组织公司化运营通过改变集体资产经营方式进而影响集体经济收入的作用机制检验结果如表8所示。表8回归1的估计结果显示，公司化运营显著提高了集体资产经营者发展产业经营的概率。结合表8回归2和回归3的估计结果，可以判断出农村集体经济组织公司化运营改变了集体资产经营方式，提高产业经营概率与降低资产出租经营概率的综合结果是提高了集体经济收入。假说H3得到验证。

表8 机制检验：集体资产经营方式的作用机制检验结果

变量	集体资产经营方式		集体经营性收入的自然对数		集体经营性收入的自然对数	
	回归1 系数	标准误	回归2 系数	标准误	回归3 系数	标准误
公司化运营	0.3168***	0.0234	0.1973***	0.0565	0.1171***	0.0457
集体资产经营方式					0.1646***	0.0587
控制变量	已控制		已控制		已控制	
村庄个体固定效应	已控制		已控制		已控制	
县城×年份固定效应	已控制		已控制		已控制	
观测值	8548		8548		8548	
调整后的R ²	0.8444		0.6849		0.6896	

注：①标准误为聚类稳健标准误，聚类在村级层面；②***表示1%的显著性水平。

六、主要结论与政策启示

本文使用浙江省农村集体经济组织公司化运营调研数据，基于由每期2137个农村集体经济组织样本组成的4期平衡面板数据，建立渐进DID模型，实证检验农村集体经济组织公司化运营对集体经济收入的影响。本文研究发现，农村集体经济组织公司化运营确实可以提高集体经济收入，在进行一系列稳健性检验后，结论依旧成立。进一步分析发现：公司化运营的增收效果主要体现在对中高收入水平农村集体经济组织的“锦上添花”作用，对较低收入水平农村集体经济组织的“雪中送炭”作用不显著；公司化运营对人员“政经分离”的农村集体经济组织的增收作用更加明显。机制分析发现，农村集体经济组织公司化运营通过提高经营者努力程度与发展产业经济，促进集体经济发展。

本文得出以下政策启示：一是在有力有效推进乡村全面振兴的战略要求下，面对农村集体经济发展遭遇的瓶颈，可适时推动农村集体经济组织公司化运营改革，为促进农村集体经济健康发展增添新的动力。二是因地制宜推进农村集体经济组织公司化运营改革，不可“一刀切”。推进农村集体经济

组织公司化运营改革，需要立足于农村集体经济组织自身实际。集体资产相对充足的农村集体经济组织可积极探索公司化运营；集体资产相对贫瘠的农村集体经济组织则需稳慎推进，可在积累一定资产后再尝试开展公司化运营，也可以选择与其他农村集体经济组织联合开展公司化运营，抑或与工商企业合资控股开展公司化运营。三是在推进公司化运营的同时，建立对集体资产经营者的激励机制与容错纠错机制，缓解“有约束，无激励”的问题。依据农村集体经济组织自身的收入水平，订立适宜的股权或物质激励合约，促进经营者利益与农村集体经济组织利益相一致，实现集体资产经营中的“激励相容”，以提高经营者经营集体资产的努力程度，激活集体经济发展的内生动力。此外，需要持续探索符合市场经济要求的集体经济运行机制。在此过程中，需要建立对经营者的容错纠错机制，激励担当作为，鼓励大胆探索，提高一线经营者的创新意愿与创新意识，创新发展各种类型的新型农村集体经济。四是积极探索农村集体经济组织人员“政经分离”。有条件的地区积极开展聘请或培养专业经营人员或经营团队的实践探索，适度推行“政经分离”，依托农村集体产权制度改革成果，通过落实专业经营人员的非社员股东身份等做法，吸引具有丰富经营经验的职业经理人参与经营，使农村集体经济组织更好地适应市场经济规则，促进新型农村集体经济健康发展。

参考文献

- 1.柴瑞娟, 2021: 《农村集体经济组织股份制或股份合作制改革之审视》，《甘肃社会科学》第4期，第183-190页。
- 2.陈锡文, 2022: 《充分发挥农村集体经济组织在共同富裕中的作用》，《农业经济问题》第5期，第4-9页。
- 3.崔宝玉、王孝琨, 2022: 《村书记村主任“一肩挑”能改善中国村治吗？》，《中国农村观察》第1期，第71-90页。
- 4.崔建中、宋旭超、刘家顺, 2013: 《农村集体经济组织公司化改造模式构建研究》，《农村经济》第5期，第22-26页。
- 5.丁忠兵、苑鹏, 2022: 《中国农村集体经济发展对促进共同富裕的贡献研究》，《农村经济》第5期，第1-10页。
- 6.杜鹏, 2021: 《土地陷阱：社区治理转型的空间逻辑与调控机制》，《西南大学学报（社会科学版）》第5期，第47-57页。
- 7.高鸣、芦千文, 2019: 《中国农村集体经济：70年发展历程与启示》，《中国农村经济》第10期，第19-39页。
- 8.高强、崔文超, 2023: 《从封闭到开放：城乡融合发展进程中的新型农村集体经济》，《南京农业大学学报（社会科学版）》第5期，第2-12页。
- 9.郭洁, 2019: 《论农村集体经济组织的营利法人地位及立法路径》，《当代法学》第5期，第79-88页。
- 10.海伦贝尔·李、蔺楠, 2023: 《行为代理理论：理论述评与展望》，《系统工程理论与实践》第8期，第2321-2337页。
- 11.胡伟斌、黄祖辉, 2022: 《农村集体产权制度改革对村庄民主的溢出影响——基于18省87村1657位农户调研数据的实证研究》，《浙江社会科学》第7期，第12-22页。
- 12.焦长权、周飞舟, 2016: 《“资本下乡”与村庄的再造》，《中国社会科学》第1期，第100-116页。
- 13.靳永广, 2023: 《比较优势转化、优质要素集聚与村级集体经济发展——基于浙江省安吉县的经验观察》，《农业经济问题》第4期，第64-77页。
- 14.孔祥智, 2020: 《产权制度改革与农村集体经济发展——基于“产权清晰+制度激励”理论框架的研究》，《经济纵横》第7期，第32-41页。

15. 李尚蒲、罗必良, 2015: 《农地调整的内在机理及其影响因素分析》, 《中国农村经济》第3期, 第18-33页。
16. 林毅夫、蔡昉、李周, 1997: 《产权制度改革不能解决国企问题》, 《经济研究参考》第95期, 第28-29页。
17. 芦千文、杨义武, 2022: 《农村集体产权制度改革是否壮大了农村集体经济——基于中国乡村振兴调查数据的实证检验》, 《中国农村经济》第3期, 第84-103页。
18. 全志辉、陈淑龙, 2018: 《改革开放40年来农村集体经济的变迁和未来发展》, 《中国农业大学学报(社会科学版)》第6期, 第15-23页。
19. 王洪平, 2023: 《发展新型农村集体经济应当坚守的法治底线》, 《理论学刊》第3期, 第150-158页。
20. 王静, 2017: 《渐进性农村股份合作制改革的路径分析》, 《农业经济问题》第4期, 第23-29页。
21. 王庶、岳希明, 2017: 《退耕还林、非农就业与农民增收——基于21省面板数据的双重差分分析》, 《经济研究》第4期, 第106-119页。
22. 王亚华、舒全峰, 2018: 《中国乡村干部的公共服务动机: 定量测度与影响因素》, 《管理世界》第2期, 第93-102页。
23. 魏后凯、刘长全, 2019: 《中国农村改革的基本脉络、经验与展望》, 《中国农村经济》第2期, 第2-18页。
24. 杨一介, 2022: 《合作与融合: 农村集体经济组织法律规制的逻辑》, 《西南民族大学学报(社会科学版)》第4期, 第72-82页。
25. 臧之页、孙永军, 2018: 《农村集体经济组织成员权的构建: 基于“股东权”视角分析》, 《南京农业大学学报(社会科学版)》第3期, 第65-74页。
26. 曾恒源、高强, 2023: 《新型农村集体经济的三重困境与破解路径: 理论逻辑和案例证据》, 《经济学家》第7期, 第118-128页。
27. 张洪振、任天驰、杨汭华, 2022: 《村两委“一肩挑”治理模式与村级集体经济: 助推器或绊脚石?》, 《浙江社会科学》第3期, 第77-88页。
28. 张跃平、刘荆敏, 2003: 《委托—代理激励理论实证研究综述》, 《经济学动态》第6期, 第74-78页。
29. 张子尧、黄炜, 2023: 《事件研究法的实现、问题和拓展》, 《数量经济技术经济研究》第9期, 第71-92页。
30. 赵文哲, 2008: 《财政分权与前沿技术进步、技术效率关系研究》, 《管理世界》第7期, 第34-44页。
31. 郑风田、王若男、刘爽、朱佳, 2021: 《合作社自办企业能否更好地带动农户增收? ——基于纵向外部性与不完全契约理论》, 《中国农村经济》第8期, 第80-102页。
32. 钟真、廖雪倩、陈锐, 2023: 《新型农村集体经济的市场化经营路径选择: 自主经营还是合作经营》, 《南京农业大学学报(社会科学版)》第5期, 第13-25页。
33. 周力、李嘉雯、邵俊杰, 2023: 《农村“政经分离”改革的收入效应——来自农村集体经济组织数据的证据》, 《财经研究》第10期, 第49-63页。
34. 周立、奚云霄、马荟、方平, 2021: 《资源匮乏型村庄如何发展新型集体经济? ——基于公共治理说的陕西袁家村案例分析》, 《中国农村经济》第1期, 第91-111页。
35. Abadie, A., D. Drukker, J. Herr, and G. Imbens, 2004, “Implementing Matching Estimators for Average Treatment Effects in Stata”, *The Stata Journal*, 4(3): 290-311.

- 36.Aigner, D., C. Lovell, and P. Schmidt, 1977, “Formulation and Estimation of Stochastic Frontier Production Function Models”, *Journal of Econometrics*, 6(1): 21-37.
- 37.Arkhangelsky, D., S. Athey, D. Hirshberg, G. Imbens, and S. Wager, 2021, “Synthetic Difference-in-Differences”, *American Economic Review*, 111(12): 4088-4118.
- 38.Baron, R., and D. Kenny, 1986, “The Moderator-Mediator Variable Distinction in Social Psychological Research: Conceptual, Strategic, and Statistical Considerations”, *Journal of Personality and Social Psychology*, 51(6): 1173-1182.
- 39.Cantoni, D., Y. Chen, D. Yang, N. Yuchtman, and Y. Zhang, 2017, “Curriculum and Ideology”, *Journal of Political Economy*, 125(2): 338-392.
- 40.Coase, R., 1937, “The Nature of the Firm”, *Economica*, 4(16): 386-405.

(作者单位: ¹浙江农林大学浙江省乡村振兴研究院;

²浙江省农业农村现代化研究院;

³海南师范大学经济与管理学院)

(责任编辑: 王 藻)

Does Corporatization Improve the Development of Rural Collective Economy? Evidence from Zhejiang Province

WANG Chengjun ZHANG Xu LI Lei

Abstract: Exploring new paths for the development of rural collective economy is another core issue following the completion of the rural collective property rights system reform. This study addresses the question of whether the adoption of a modern enterprise system by rural collective economic organizations enhances asset management efficiency and augments the income of the rural collective economy. Utilizing panel data spanning four periods and encompassing 2137 village collective economic organizations, this paper employs a DID model to validate the positive impact of corporatization on the operating income of rural collective economies. Subsequent robustness tests affirm the consistency of this conclusion. Further analysis reveals that the income-boosting effect of corporatization is only significant among collective economic organizations at middle and high-income levels, and collective economic organizations that have achieved a “political and economic separation” exhibit a markedly higher increase in income than others. Mechanism analysis shows that the corporatization of rural collective economic organizations promotes the development of collective economy by improving the efforts of operators and developing industrial economy. In view of this, it is supposed to promote the corporatization of rural collective economic organizations according to local conditions, establish and implement incentive mechanisms and error tolerance and correction mechanisms for operators, actively explore the “political and economic separation” of personnel, and promote the healthy development of new rural collective economy.

Keywords: Rural Collective Economy; Operating Income; Corporatization; “Political and Economic Separation”; Staggered DID

传统宗族文化提升现代农业生产效率： 效应与机理*

丁从明¹ 樊茜¹ 刘自敏²

摘要：农业强国的核心在于提高农业全要素生产率。全要素生产率的提高既需要关注传统意义上的技术创新和技术进步，也需要关注资源配置效率的改善。优秀的传统宗族文化可以有效促进农村地区的分工和协作，提升农业生产中的资源配置效率。本文利用历史上的族谱数据，实证研究了传统宗族文化对现代农业全要素生产率增长率的影响。研究发现，地区族谱密度越高，农业全要素生产率增长率越高。对农业全要素生产率增长率的进一步分解显示，传统宗族文化提高农业全要素生产率增长率的方式，主要在于提升农业生产中的资源配置效率，而非促进农业的技术进步。以地级市与朱熹书院的最短距离为宗族文化的工具变量进行的两阶段最小二乘估计的结果表明，上述结论是稳健的。本文的研究启示是，传统宗族文化的凝聚力在现代农业生产中依然具有重要的经济功能。

关键词：传统宗族文化 全要素生产率 资源配置效率 技术进步

中图分类号：F304.7 **文献标识码：**A

一、引言

2021年，习近平总书记在庆祝中国共产党成立100周年大会上的重要讲话中提出“两个结合”的重要论述，强调坚持把马克思主义基本原理同中国具体实际相结合、同中华优秀传统文化相结合。2023年6月，在文化传承发展座谈会上，习近平总书记进一步强调，中国式现代化赋予中华文明以现代力量，中华文明赋予中国式现代化以深厚底蕴。中华文明最重要的特征是农耕文明，在漫长历史长河中形成的农耕文明对中国社会经济产生了深远而广泛的影响，构成了中国农业发展的独特“底色”（何兹全，2004）。在建设农业强国的实践中，赋予农耕文明以现代意义，挖掘农耕文明的积极元素，对农业现代化和乡村振兴均具有重要意义。

*本文为重庆大学中央高校基本科研业务费项目“传统文化与现代中国经济发展逻辑”（编号：2024CDJSKXYGG06）的阶段性成果。感谢匿名评审专家提出的宝贵意见，文责自负。

中华人民共和国成立后，尤其是改革开放以来，党中央高度重视“三农”工作。中国政府通过开展脱贫攻坚、实施乡村振兴战略，用有限的资源有效解决了14亿多人口的吃饭问题，全体农民摆脱绝对贫困，中国全面建成小康社会。但是，“受制于人均资源不足、底子薄、历史欠账较多等原因，‘三农’仍然是一个薄弱环节，同新型工业化、信息化、城镇化相比，农业现代化明显滞后”^①。在上述条件的制约下，依靠传统农业生产要素促进农业生产效率增长的路径难以持续。优化农业生产的资源配置，提升农业全要素生产率依然是促进中国农业提质增效的必然选择和根本路径。

关于提升农业生产效率，现有研究主要聚焦于分析农业生产制度、财政补贴制度（许庆等，2020）以及农村基础设施建设（张亦弛和代瑞熙，2018）、城镇化（王兆君和任兴旺，2019）等因素对农业全要素生产率的影响。但是，正如诺思（2008）强调的，制度不仅包括正式制度，还包括信任、规范和社会网络等非正式规则和文化。文化可以通过塑造微观主体的认知结构、身份认同观念和互动交流等方式，参与社会关系的调节和社会网络的构建（DiMaggio，1997）。因此，传统文化对经济社会生活的影响尤为深刻。随着中国经济进入新常态，政策优惠、基础设施等因素的作用将逐渐消退，支撑市场良性运行的深层次的文化和制度因素的作用将日益增强。在这一背景下，探索传统文化中的积极元素对现代农业生产效率的影响尤为重要。

中国传统文化有其底色，“一个是农耕生活，一个是家庭本位”（何兹全，2004）。二者综合体现在宗族组织和传统宗族文化方面。从西周宗法制开始，到宋朝的宗族组织化，宗族逐步成为传统乡土社会最重要的社会组织和自治组织。传统宗族文化在中国具有独特的历史和社会地位，大量学者对其当代影响展开了丰富且深入的讨论。其一，宗族可以通过家族关系的纽带，促进村庄内部资源的协同利用，增强集体福祉和共同体意识。在传统社会，宗族内部共享土地和信息等资源，有助于促进当地居民的就业（郭云南和姚洋，2013）。其二，传统宗族文化还被证明能够促进农村人力资本的投资（丁从明等，2018），影响村民投票选择（朱康对等，2000），克服集体行动困境（Xu and Yao，2015），提高宗族社会凝聚力。当然，这并不意味着传统的宗族文化产生的都是积极的影响，宗族网络力量过大也会降低村民安全感（仇童伟和罗必良，2023），宗族的发展也可能会限制基层治理的质量（孙秀林，2011）^②。综合而言，宗族文化能够为社会稳定、共同发展和资源协同利用提供有力支持，但是，不加制约的乡村宗族势力的发展，也可能阻碍乡村治理质量的提升。

基于上述分析，本文试图回答以下问题：作为传统文化重要载体的宗族，如何嵌入现代乡村经济发展？具体而言，传统宗族文化如何影响农村生产要素的配置？是促进还是降低了农业全要素生产率？传统宗族文化影响农业全要素生产率的内在机理是什么？本文利用上海古籍出版社2009年出版的《中国家谱总目》构造历史上的传统宗族文化强度指标，并采用DEA-Malmquist生产率指数测算各地区农业部门的全要素生产率。根据Malmquist指数分解，本文将农业全要素生产率的变化分解为技术进步和技术效率两个部分。本文研究能够为理解农业生产效率的地区差异提供来自传统文化视角的解读。

^①参见《习近平：加快建设农业强国 推进农业农村现代化》，https://www.gov.cn/xinwen/2023-03/15/content_5746861.htm。

^②本文强调的是传统宗族文化中具有沟通协同、互助合作等作用的优秀传统宗族文化。

本文的边际贡献主要是丰富传统文化与现代农业生产效率之间关系的研究。宗族是传统文化的组织载体，其带来的强关系网络对村民具有天然的凝聚力，传统宗族文化在中国乡村社会的发展中扮演着十分重要的角色。本文揭示了传统宗族文化对农业全要素生产率的影响机理，为理解传统文化如何嵌入现代农业生产提供了来自文化视角的解读。

二、理论分析

(一) 传统宗族文化

中国既是农业大国，也是农业古国。从传统农业生产中“天”“地”“人”的“三才”理论，到中国古代不违农时、道法自然、天人合一的生态智慧，对自然的崇敬不仅指导着农业生产的全过程，也浸染了中国人的精神追求（李军和张晏齐，2024）。在数千年的农耕活动中，炎黄子孙强调天人合一，顺天时、量地利、植五谷、养六畜，农桑并举、耕织结合，逐渐形成了土地精耕细作、生活勤俭节约、经济富国足民、文化天地人和的优良传统，创造了灿烂辉煌的中华农耕文明。

农耕文化中以土地利用为核心的农业生产方式强化和延续了聚族而居的农村生活形态，是传统宗族文化形成的实践根源。中国的宗族起源于公元前11世纪的西周，是拥有共同祖先的个体以血缘为纽带聚集进而形成的社会组织（Freedman, 1958）。传统宗族文化则指通过血脉亲情的维护而形成的一套宗族成员共同遵守的生活、社交、教育等规范，是中国传统文化的标志（Peng, 2004；潘越等，2019）。族员将记录宗族发展轨迹的族谱和供奉祖先的祠堂作为传统宗族文化传承的物质载体（Peng, 2004）。从秦朝到清末，传统宗族文化的发展大致经历了汉唐间的世族、士族宗族制时代，宋元间大官僚宗族制时代，明清绅衿富人宗族时代和近现代的宗族变异时代（郑定和马建兴，2002）。宗族组织早期仅存在于贵族之中，宋代开始渐渐庶民化。宋代对庶民的限制逐步放松，宗族文化开始进入下层社会，聚族而居逐步成为中国农村村落的主要形态。宋代特别是明清之后，朝廷开始鼓励和支持宗族发展，政府保护族产，赋予宗族自治权包括某些处罚权，宗族自治逐步成为基层社会治理的主要手段。在中华人民共和国成立后的一段时间内，传统宗族文化被贴上封建文化的标签，被认为与社会主义理念相悖而受到极大破坏。但传统宗族文化并未消亡，只是蛰伏民间（潘越等，2019），在有限的范围内继续发挥组织和协调功能。改革开放初期，家庭经济逐渐兴起，传统宗族文化再次繁荣（Zhang, 2020）。20世纪90年代之后，中国经济社会迅猛发展，人民生活水平逐步提高。在中华民族传统的“寻根问祖、叶落归根”观念的驱动下，在与东南亚华人交往密切的华南、东南等沿海发达地区，越来越多的家族开始续修家谱，修建宗祠、修缮族谱、祭拜祖先等宗族活动重新被激活（Peng, 2004）。这些活动促进了传统宗族与现代社会的融合，使传统宗族文化具有了新的时代特征。

总体而言，在中国数千年的历史长河中，传统宗族文化的历史演变具有三个显著特征：第一，宗族组织的力量总体上逐渐减弱，但是，传统宗族文化的影响总体上在上升；第二，宗族组织从贵族阶层向平民阶层下沉；第三，宗族的政治功能逐渐减弱，社会和文化治理功能逐渐增强（冯尔康，2011）。

(二) 传统宗族文化如何影响农业生产效率

文化观念是农村非正式制度体系的重要组成部分，是影响农民行为选择的重要约束条件（高帆

和李蔚, 2021), 在传承乡村记忆、凝聚乡村共识、繁荣乡村经济、塑造乡村风貌、维持乡村秩序等方面发挥着关键性作用(王超和陈芷怡, 2024)。在传统乡土社会, “生于斯、死于斯”的社会成员在有限空间长期交往, 从熟悉中产生行为规矩。不同于现代法理社会、世俗社会, 传统习俗作为社会规范的效力极为明显, 甚至可能超过官方政治力量正式界定的社会制度(费孝通, 2013)。农业生产不仅受耕地、水资源等有形生产要素的制约, 也受价值理念、风俗习性等文化、观念因素的影响。宗族是一种非正式组织, 可以通过以下三条途径影响农业生产: 第一, 宗族通过沟通协调功能, 对乡村社会治理起到正向作用; 第二, 传统宗族文化鼓励族内成员通过内部的多方位互助合作, 推动农业生产的规模经济; 第三, 传统宗族文化内含的“公而忘私”“天下一宗”等传统儒家文化中注重集体利益的观念, 使农业生产中资源的调配更容易, 从而带来更高的资源配置效率。

1. 沟通协调。在以血缘和地缘关系为基础的传统宗族文化中, 小共同体内部成员持续交流、长期博弈, 持续的互动保障了他们有效的沟通和协调。这种沟通协调包括外部协调和内部协调两个方面: 第一, 外部协调。外部协调主要体现在宗族与地方政府等外部组织的沟通协调上, 能够为农业生产创造良好的外部条件, 有效促成乡村集体利益的实现。农村地区有许多民间组织, 例如常设性的庙会、老年协会, 也有暂设性的带有建设项目性质的“修桥委员会”“修路委员会”等。这些组织往往具有一定的宗族色彩, 多由村中家族首领组织并维持运作。这些“修桥委员会”“修路委员会”虽然在很大程度上独立于村委会与村党组织, 但是, 同样参与筹资捐款、找关系拉赞助活动, 并负责修路修桥项目的全过程(孙秀林, 2011)。这些组织的出现使集团利益的表达更为统一和直接, 可以提高村民与基层政府和其他村庄组织的沟通效率。第二, 内部协调。内部协调主要体现在宗族内部成员的沟通与协调。宗族是以血缘纽带、地缘关系联结起来的小共同体。宗族内部成员都是乡里乡亲, 遇到公共问题可以依据左邻右舍的“日常交流”, 通过上述非正式的、私人的沟通和协商, 维护群体内部的自愿性合作(孙秀林, 2011)。同时, 传统宗族文化中所包含的信任对每个成员都有一定的约束或道德自律作用, 乡土社会的信任并不是对契约的重视, 而是发生于对一种行为的规矩熟悉到不假思索时的可靠性(费孝通, 2013)。这种传统宗族文化中所包含的信任使得共识变得容易实现, 在共识达成的过程中又不断增强对宗族文化的认同感和荣誉感。宗族通过沟通协调功能在乡村社会治理中发挥积极作用, 有效避免了农业生产过程中集体行动的困境, 为农业生产提供了良好的合作条件。

2. 互助合作。传统宗族文化深具互助色彩, 在生活照顾、兴办义学、赈济灾荒、养老服务以及婚丧嫁娶等事务方面发挥着不可或缺的作用。尤其是在宋朝以及之后的历史时期, 传统宗族文化在基层社会的影响日益深远。具有宗族的村庄拥有救灾救济和互助功能的族田、义庄、义学等。族田的收入主要用于祭祀、恤贫、敬老、奖勤、助学等。例如, 范仲淹创办义庄的目的, 除“敬宗收族”之外, 还在于实现宗族内部的互助合作^①。这种以血缘为基础的宗族互助保障和以地缘为基础的邻里互助网络, 塑造了中国民间的非正式保障体系和非正规经济系统。传统中国乡村是典型的熟人社会, 农忙时

^①宋仁宗皇祐二年(1050年), 范仲淹在苏州长洲、吴县置田十余顷, 所得租米用于供给家族各房成员的衣食、婚嫁和丧葬, 始称为“义庄”。

节的相互帮助，婚丧嫁娶、建房时的“凑份子”，各种形式的商会、行会、同乡会等互助组织，均表明互帮互助行为在民间生活中的重要性。岳成浩和吴培豪（2019）提供的案例显示：地处安徽省偏远山区的某村，经济较为落后且交通不便，村中有王、吴、姚、陈、储、潘六大宗（家）族。村中吴氏宗族由于劳动力大量外流，留村成员的主要经济来源是鱼塘和茶叶。茶叶的采摘、加工、贩卖等均具有协作的特点，在采摘过程中，吴氏宗族中劳动力多的家庭会对劳动力不足的家庭给予帮助；在加工过程中，加工技术好的家庭会积极主动指导其他家庭；在贩卖过程中，有车的家庭会积极承担茶叶贩卖工作。村民处在宗族网络中，彼此信任、相互协作，既促成了茶叶生产、贩卖的流水线工作，也带来了生产流程和劳动力的优化配置，以及产出的增加。

3.资源配置。作为乡村主要的群体组织形式，宗族通过设立族规、管理族田、修建义学、配置族产等方式，对传统乡村社会的资源进行配置。依托血缘关系进行资源配置的方式，在现代社会仍然存在，而且会影响正式制度的配置效率（王丹利和陆铭，2020）。宗族在配置资源时，主要利用伦理道德、信任、规范、网络和声誉等机制。考虑到宗族血缘、亲缘、地缘关系，宗族组织在实现村庄经济效益的同时，会更多将村民集体的福利最大化纳入行为人的视野，合理且人性化地将资源配置到需要的地方（贾先文，2014）。乡村地区的资源配置类似企业的内部交易，村内的宗族伦理道德、信任、规范、网络和声誉等在优化资源配置过程中发挥了重要作用，宗族道德机制、网络机制、信任机制、规范机制、声誉机制等促进了资源的流动与优化配置，将外部的市场交易费用“内部化”，简化了交易手续，节约了交易成本。首先，宗族及其关系网络会降低信息的搜索成本。其次，宗族文化越浓厚的地方，处在宗族网络下的村民之间的信任水平也越高（陈斌开和陈思宇，2018），村民彼此的信任带来了相互之间的合作，而合作又会带来信任的升级和持续，从而带来村民之间合作的良性循环。最后，宗族道德机制、网络机制、信任机制、规范机制、声誉机制等降低了道德风险和逆向选择出现的可能性，从而降低农业生产过程中对雇工的监督成本。

经济增长的核心是全要素生产率（total factor productivity，后文简称 TFP）的增长。TFP 表示除资本要素和劳动要素之外的其他所有因素对产出增长（经济增长）的贡献。Nishimizu and Page（1982）首次将 TFP 的增长分解为前沿技术的变化和生产前沿面不变情况下配置（技术）效率的变化。前者强调技术进步带来的生产前沿面的提升，后者强调生产前沿面既定情况下资源配置改善带来的配置（技术）效率的提升。如图 1 所示，C 点向 B 点逼近，就是资源配置效率提升的表现，也意味着资源配置无效率情况的减少。具体到宗族组织，可以发现，即便没有技术的进步，通过共同体内部的协作，共同文化背景带来的互助合作，以及组织功能带来的对集体行动困境的克服，均可以优化既定资源的配置过程，因而同样可以提高 TFP。此时，即便生产要素数量没有增加，产出水平也会提高。图 1 中，B 点到 A 点的转移表示狭义的技术进步，即生产前沿面的提升。传统宗族文化根植于传统儒家文化，是儒家文化的重要组成部分。传统儒家文化秉持中庸思想，强调不偏不倚和允执厥中。而技术创新和进步则是一个不断反思、批判和求真的过程，技术进步往往带有冒险、敢为人先等思想特点（李园园等，2022），与中庸思想的调和折中并不一致。由此可见，中庸思想使个体寻求稳定、偏于保守，以尽可能减少各种不确定性对传统农业生产的冲击。这有可能会使个体采取保守主义态度，阻碍创新

构思向创新行为的转化（Yao et al., 2010）。随着中国市场的持续推进，市场竞争也日趋激烈，而儒家文化更多鼓励的是秩序和合作，而不是无序的竞争。例如，“己欲立而立人，己欲达而达人”“己所不欲，勿施于人”，强调的都是竞争中的利他精神和道德自律。因此，根植于传统儒家文化的宗族文化的作用更多是鼓励个体之间的合作而不是无序的竞争。

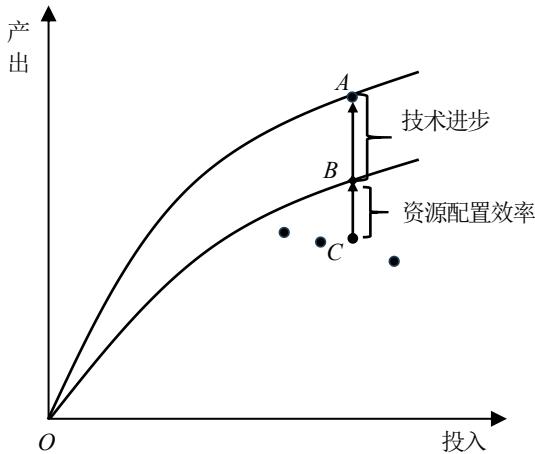


图1 全要素增长率提高的类型

综上所述，本文提出研究假说：传统宗族文化有助于提高农业TFP。传统宗族文化提高农业TFP的方式，主要是通过沟通协调、互助合作、资源配置功能，从而改善农业生产过程中的资源配置效率，而不是促进农业生产中的技术进步。

三、变量选取和数据来源

（一）数据与指标说明

1.核心解释变量：传统宗族文化强度。中国的宗族文化源远流长，博大精深。族谱是以记载姓氏起源、世系源流、血缘关系、人物典故为中心的历史典籍，既是宗族繁衍迁移、发展传承的重要见证和文献记录，也是宗族文化传承延续和传播扩散的重要历史档案和文字载体（Peng, 2004）。随着历史的发展，家谱由官修变为私修，所录内容也不断丰富，其作用也在不断变化。如今，家谱同各姓氏的郡望、堂号一样，不仅可用于区别姓氏源流，还是数典认祖和研究历史、地理、社会、民俗等的参考资料，是姓氏文化的重要组成部分。

参考现有研究（潘越等, 2019; Zhang, 2020），本文对传统宗族文化强度的度量方法如下：从上海古籍出版社2009年出版的《中国家谱总目》获取并统计宋代以来至1990年各地级市的族谱数据。在此基础上，计算各个地级市的族谱数量，并结合第四次人口普查1990年各地级市的人口数量数据，计算得到各地级市每万人拥有的族谱数量，将其进行取对数处理后，得到地级市层面族谱密度数据，以此衡量各地级市传统宗族文化强度。选择1990年地级市人口数量进行匹配的原因是，自邓小平1992年南方谈话之后，中国的市场经济进入高速发展时期，人口出现大规模流动，1990年的人口数量可以较好地代表该城市原住民的数量，能更好地反映当地宗族文化的影响程度。

2.被解释变量：农业 TFP 增长率、资源配置效率和技术进步。在数据包络分析（data envelopment analysis，简称 DEA）基础上发展起来的 Malmquist 指数生产率模型是对 TFP 的增长率进行测算和分解的一种非参数模型。本文利用 DEA-Malmquist 指数法测算得到地级市层面 2003—2019 年农业 TFP 的变化率及其分解指数（资源配置效率和技术进步）^①。本文用技术效率表示资源配置效率。技术效率指相同的产出下生产单元理想的最小可能性投入与实际投入的比率，可以衡量在现有技术条件下，实际产出与生产前沿面的差距，反映现阶段的资源配置是否达到最优状态。因此，本文利用技术效率指代资源配置情况。与增长核算法和随机前沿法相比，DEA-Malmquist 指数法不需要设定生产函数的形式，能够使用不同量纲的投入产出数据，对农业 TFP 的增长进行因素分解。

在投入指标方面，本文分别以第一产业从业人员数和农作物总播种面积作为劳动投入和土地投入的衡量指标，分别以农业机械总动力和农用化肥施用量（折纯量）作为存量资本和中间投入的指标。在产出指标方面，本文选用农林牧渔业总产值作为产出指标。农业劳动投入数据来自各地级市 2004—2020 年统计年鉴中的就业章节，土地投入、资本存量、中间投入、农林牧渔业总产值均来自各地级市 2004—2020 年统计年鉴中的农业章节。

通过上述方法，本文利用 2003—2019 年 247 个地级市的投入产出数据，测算得到各地级市以 2003 年为基期的 2003—2019 年农业 TFP 增长率及其分解指数增长率。利用几何平均法，进一步计算得到研究期内地级市层面农业 TFP 的平均增长率、农业 TFP 分解指数的平均增长率。

3.工具变量：到朱熹书院的距离。本文参考 Chen et al. (2022) 的做法，以各个地级市政府所在地到 12 世纪朱熹书院的最短球面距离为工具变量。首先，工具变量的相关性要求其要能影响地区宗族文化。朱熹是 12 世纪以来推广儒家文化尤其是传统宗族文化的重要人物。朱熹的思想在他于岳麓书院、寒泉精舍和白鹿洞书院任教期间得到了发展和传播。本文称这些书院为“朱熹书院”。在这些书院，朱熹完成了多部经典著作，例如《家礼》。这些经典著作提供了关于宗族应该如何组织的操作细节。研究指出，朱熹在《家礼》中提及的宗族组织在 13—19 世纪被广泛采用 (Ebrey, 1991)。同时，朱熹还招收学生。1150—1200 年，共有 448 名弟子师从朱熹。这些弟子来自附近的 58 个县，他们将朱熹的思想传播到多个地区 (陈荣捷, 2007)。由于当时的交通和通信成本很高，因此，靠近朱熹书院的地区会更早受到朱熹思想的影响。随着时间的流逝，与更遥远的地区相比，靠近朱熹书院的地区会发展出更强大的宗族文化，因而也会有更高的族谱密度。

其次，工具变量的排他性要求其要具有外生性，即工具变量不会对农业 TFP、农业生产过程中的资源配置效率等产生直接影响。现有研究并没有明确的证据表明，与朱熹书院的最短球面距离同现代农业生产存在相关性。朱熹书院是历史上的教育和文化中心，书院选址通常考虑的是交通便利性、风景秀丽、适合读书的环境等，而不是农业生产的便利性。因此，有理由认为，地级市政府所在地与朱熹书院的最短球面距离会影响宗族文化的强度，但其是过去的变量，具有较好的外生性，因而是合适的工具变量。当然，严格意义上并不能完全排除这一变量通过某些未知的渠道影响农业生产的可能性，

^①TFP 的变化率及其分解指数计算过程详见《中国农村经济》网站 (zgncjj.ajcass.com) 本文附录 1。

在下文内生性的进一步讨论部分，本文将进一步检验这一变量作为工具变量的外生性。

在工具变量的测算方面，本文利用高德地图坐标拾取器^①获得地级市层面的经纬度数据，计算得到各地级市政府所在地与岳麓书院（湖南长沙）、寒泉精舍（福建建阳）和白鹿洞书院（江西九江）3个地点的球面距离，以其中最短的球面距离作为宗族文化强度的工具变量。

4. 控制变量。第一，财政支农水平。利用各地级市统计年鉴财政章节中农林水事务支出、一般公共预算支出数据，用农林水事务支出占一般公共预算支出的比例表示财政支农水平。第二，农业种植结构。利用各地级市统计年鉴农业章节中的粮食作物播种面积、农作物总播种面积数据，用粮食作物播种面积占农作物总播种面积的比例衡量农业种植结构。第三，城镇化水平。利用2004—2020年《中国城市统计年鉴》得到地级市层面的非农业人口总数、年末户籍人口总数，用非农业人口总数占年末户籍人口总数的比例衡量城镇化水平。

表1提供了本文主要变量的描述性统计结果。

表1 主要变量的描述性统计结果

变量名称	变量描述	观测值数	均值	标准差	最大值	最小值
农业TFP增长率	2003—2019年地级市的农业TFP平均增长率	247	1.08	0.03	1.24	1.02
资源配置效率增长率	2003—2019年地级市的技术效率平均增长率	247	0.97	0.02	1.11	0.91
技术进步增长率	2003—2019年地级市的技术进步平均增长率	247	1.11	0.01	1.12	1.09
传统宗族文化强度	每万人拥有的族谱数量（册）	236	4.54	12.39	125.53	1.00
到朱熹书院的距离	各地级市政府所在地到12世纪朱熹书院的最短球面距离（千米）	247	807.01	577.65	284.65	5.32
财政支农水平	2003—2019年农林水事务支出占一般公共预算支出比例的均值	242	0.11	0.04	0.25	0.03
农业种植结构	2003—2019年粮食作物播种面积占农作物总播种面积比例的均值	243	0.67	0.15	1.00	0.12
城镇化水平	2003—2019年非农业人口总数占年末户籍人口总数比例的均值	241	0.52	0.15	0.94	0.26

注：①表中展示的是“传统宗族文化强度”变量原值的描述性统计结果，在后文回归中则进行取对数处理。②对“到朱熹书院的距离”变量而言，表中展示的是原值的描述性统计结果，在后文回归中则在除以100后进行取对数处理。

（二）模型设定

简单的OLS回归存在遗漏变量带来的估计偏误问题。为缓解这一问题，本文使用两阶段最小二乘法（2SLS），考察传统宗族文化对农业生产率的影响。第一阶段的模型设定如下：

$$clan_i = \alpha_0 + \alpha_1 IV_i + \alpha_2 X_i + \eta_j + e_i \quad (1)$$

(1) 式中： i 表示城市； j 表示区域； $clan_i$ 表示地级市的传统宗族文化强度； IV_i 是工具变量，即各地级市政府所在地与12世纪朱熹书院的最短球面距离（取对数）； X_i 表示一系列控制变量； η_j

^①相关网址：<https://lbs.amap.com/tools/picker>。

为地区固定效应^①； e_i 表示随机误差项。

第二阶段的模型设定如下：

$$Y_i = \beta_0 + \beta_1 \widehat{clan}_i + \beta_2 X_i + \theta_j + \varepsilon_i \quad (2)$$

(2) 式中： Y_i 表示农业 TFP 的平均增长率及其分解指数的平均增长率； \widehat{clan}_i 为 (1) 式回归得到的传统宗族文化强度 $clan_i$ 的拟合值； X_i 为控制变量； θ_j 为地区固定效应； ε_i 为随机误差项。

四、实证结果

(一) 基准回归

表 2 汇报了基准模型的估计结果，核心解释变量均为传统宗族文化强度。(1) 列和(2)列的被解释变量为农业 TFP 增长率，(3)列和(4)列的被解释变量为资源配置效率增长率，(5)列和(6)列的被解释变量为技术进步增长率。第(1)列仅控制了地区固定效应，可以发现，传统宗族文化强度变量显著且估计系数为正。(2)列的估计结果表明，在加入一系列控制变量后，传统宗族文化强度变量依然显著且估计系数为正。具体而言，传统宗族文化强度每提高 1%，农业 TFP 增长率会增加 0.008。从表 2 (3)列和(4)列的估计结果可以发现，在依次加入地区固定效应和一系列控制变量后，传统宗族文化强度变量依然显著且估计系数为正。从表 2 (5)列和(6)列的估计结果可以发现，无论是否加入控制变量，传统宗族文化强度对技术进步的影响均不显著。

表 2 基准回归：传统宗族文化强度对农业生产率的影响

变量	二阶段回归结果					
	农业 TFP 增长率		资源配置效率增长率		技术进步增长率	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
传统宗族文化强度	0.008** (0.004)	0.008** (0.004)	0.007** (0.003)	0.008** (0.003)	0.000 (0.001)	-0.001 (0.001)
控制变量	未控制	已控制	未控制	已控制	未控制	已控制
地区固定效应	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制
观测值数	236	232	236	232	236	232
R ²	0.231	0.226	0.191	0.193	0.243	0.341
一阶段回归结果						
到朱熹书院的距离	-0.592*** (0.075)	-0.592*** (0.077)	-0.592*** (0.075)	-0.592*** (0.077)	-0.592*** (0.075)	-0.592*** (0.077)
控制变量	未控制	已控制	未控制	已控制	未控制	已控制
地区固定效应	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制

^①因传统宗族文化强度为历史变量，中华人民共和国成立以来的行政区划发生过多次改变，故本文按照中华人民共和国成立后划分的六大行政地理分区（东北、华北、华东、中南、西南、西北）来控制地区固定效应。此做法参考了聂辉华等（2008）的研究。

表2 (续)

观测值数	236	232	236	232	236	232
F 值	29.170	19.400	29.170	19.400	29.170	19.400
R ²	0.433	0.440	0.433	0.440	0.433	0.440

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

上述回归结果初步显示：传统宗族文化主要通过改善资源配置效率而不是促进技术进步的方式提高农业 TFP。

(二) 稳健性检验

1. 更换传统宗族文化强度的度量方式。传统宗族文化在各个朝代的发展程度并不相同，各地宗族文化的强度会随时间的变迁而变化，族谱编纂数量也不尽相同。宋朝之前，只有王公贵族才能编写族谱，而且只有在政府的监管下才可编写。宋朝放宽了对编写族谱的监管，一些有名望的大家族开始为自己的家族编写族谱。南宋时期修纂族谱活动兴起，族谱成为中国人维系家族、维系文明传承的重要纽带。清朝时，清政府开始鼓励各家族编撰和重修族谱，各家族编写的族谱数量出现爆发式增长。

宗族记录越是久远，可能的度量误差也会越大。为确保估计结果的稳健性，本文进一步构造如下传统宗族文化强度指标：第一，清朝以来的族谱密度，即清代至 1990 年，各地级市每万人拥有的族谱数量。第二，民国以来的族谱密度，即民国至 1990 年，各地级市每万人拥有的族谱数量。第三，族谱地理密度，即宋朝至 1990 年各地级市每平方千米的族谱数量。上述指标均进行取对数处理。本文使用上述方法重新衡量传统宗族文化强度，并将其分别对农业 TFP 的平均增长率及其分解指数的平均增长率进行回归，结果如表 3 所示。表 3 (1) 列、(4) 列和 (7) 列使用清朝以来的族谱密度衡量传统宗族文化强度，表 3 (2) 列、(5) 列和 (8) 列使用民国以来的族谱密度衡量传统宗族文化强度。与表 2 相比，无论是用清朝以来的族谱密度衡量传统宗族文化强度，还是用民国以来的族谱密度衡量传统宗族文化强度，核心解释变量的估计系数与表 2 中估计系数相比，或基本保持不变，或轻微增加；当使用族谱地理密度衡量传统宗族文化强度时，核心解释变量的估计系数或保持不变外，或有所减小。尽管估计系数大小有所波动，但是波动幅度较小。而且，核心解释变量对农业 TFP 增长率和资源配置效率增长率的影响均在 5% 的显著性水平意义上为正。无论采用何种方式测量传统宗族文化强度，核心解释变量对技术进步增长率的影响均不显著。总体而言，表 3 的估计结果和表 2 是一致的。

表3 稳健性检验：更换传统宗族文化强度的度量方式

变量	农业 TFP 增长率			资源配置效率增长率			技术进步增长率		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)
清朝以来的族谱密度	0.008** (0.004)			0.008** (0.004)			-0.001 (0.001)		
民国以来的族谱密度		0.011** (0.005)			0.010** (0.005)			-0.001 (0.002)	

表3 (续)

族谱地理密度		0.004** (0.002)		0.004** (0.002)		-0.001 (0.001)		
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	已控制
地区固定效应	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制
观测值数	232	232	217	232	232	217	232	217
R ²	0.220	0.210	0.172	0.186	0.172	0.170	0.342	0.339
								0.278

注：①括号内为稳健标准误。②**表示5%的显著性水平。③表中回归均使用2SLS方法进行估计。

2.重新测算被解释变量。在测算农业TFP时，在前文以第一产业从业人员数、农作物总播种面积、化肥施用量、农业机械总动力为投入指标的基础上，本文增加了有效灌溉面积、农村用电量^①两种中间投入指标，并重新测算农业TFP。表4(1)列、(3)列和(5)列为基准估计结果，表4(2)列、(4)列和(6)列则是增加有效灌溉面积、农村用电量两种中间投入后的新估计结果。与基准回归结果相比，除估计系数大小有差异外，传统宗族文化强度对农业TFP增长率和资源配置效率的影响方向和显著性均相同。在传统宗族文化强度对技术进步的影响方面，表4(6)列中的核心解释变量虽然同表4(5)列一样不显著，但估计系数符号相反。这意味着，并没有明确证据表明传统宗族文化对技术进步具有影响，再一次说明传统宗族文化可以通过提高资源配置效率提高农业TFP。

表4 稳健性检验：增加中间投入指标

变量	农业TFP增长率		资源配置效率		技术进步	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
传统宗族文化强度	0.008** (0.004)	0.006* (0.003)	0.008** (0.003)	0.006** (0.003)	-0.001 (0.001)	0.000 (0.002)
控制变量	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制
地区固定效应	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制
观测值数	232	193	232	193	232	193
R ²	0.226	0.247	0.193	0.119	0.341	0.478

注：①括号内为稳健标准误。②**和*分别表示5%和10%的显著性水平。③表中回归均使用2SLS方法进行估计。

(三) 内生性的进一步讨论

1.可能遗漏的变量。第一，地理禀赋。一个地区的地形起伏度与农业种植息息相关，尤其是对农作物种植类型具有明显影响。平原地区多种植小麦，丘陵地带多种植茶叶、果树等作物。同时，地形起伏度对人类居住地选择的影响也很大。在农耕社会，人类往往优先选择定居在适合种植的平原地区。所以，平原地区具有发展经济的先天优势。而且，平原地区交通方便，更有利于家族成员之间的交流、沟通，从而使家族成员的联系更紧密。这也会影响当地的宗族文化强度。为控制上述变量的影响，本

^①参考《杭州统计年鉴2020》，本文农村用电量指本年度内扣除农村中的全民所有制工业、交通、基建等单位用电量以后的农村生产和生活的全年用电量总数（全年累计数），既包括国家电网的供电量，也包括农村自办电站的供电量。

文以中国科学院资源环境科学数据中心的中国海拔 DEM 空间分布数据为基础，利用 ArcGIS 软件计算得到各地级市的平均坡度，以此衡量地形起伏度。

第二，对外开放程度。一个地区的对外开放程度越高，与外来文化的融合度越高，外来文化越可能对本地的宗族文化产生冲击，进而影响该地区的宗族文化强度。此外，对外开放可能带来跨国资本和高新技术，促进农业技术创新，从而提高农业 TFP。因此，地区的对外开放程度是可能的遗漏变量，需要对其进行控制。本文使用地级市实际利用外资额占地区生产总值的比例衡量一个地区的对外开放程度。上述数据来自 2004—2020 年的《中国城市统计年鉴》。

第三，早期经济发展水平。考虑到历史上经济发展的稳定性，历史上的通商口岸在某种程度上推进了所在地区的现代化进程，促进了当地的发展（林矗，2017）。更好的发展可能带来更高的制度质量和人力资本水平，从而带来更多的族谱修撰活动。同时，早期较好的经济发展水平也可能提高农业 TFP。为了控制早期经济发展水平，本文以历史上该地区是否为通商口岸作为其代理变量。清朝末年至民国时期，中国通过签订不平等条约开放的通商口岸达 80 余个。如果某个城市曾是通商口岸，则将早期经济发展水平变量赋值为 1；如果不是，则赋值为 0。上述数据均根据中国社会科学出版社 2012 年出版的《中国近代经济史统计资料选辑》整理而来。

第四，文化差异。根据邓鑫等（2019）的研究，农村文化差异会制约农业技术的扩散，从而影响农业 TFP。文化差异越大，越不利于技术扩散。同时，生活在文化差异小的地方的人们，更有集体意识，更加“安土重迁”，集体归属感更强烈，流动意愿更低（袁益，2020）。在集体主义文化浓厚的地区，个人与群体的联系更紧密，个人生活更依赖群体组织，从而可能会促进当地宗族文化的发展。参考丁从明等（2020）的做法，本文采用城市内方言种类数量衡量地区文化差异。具体而言，利用中华书局 1999 年出版的《汉语方言大词典》和商务印书馆 2012 年出版的《中国语言地图集》整理得到城市内方言种类数的有关数据。

表 5 展示了加入上述可能的遗漏变量后的估计结果。在（1）列和（2）列，核心解释变量显著且估计系数为正。根据表 5（3）列的结果，核心解释变量仍然不显著。表 5 的结果说明，在控制上述可能的遗漏变量后，宗族文化强度仍然对农业 TFP 增长率具有显著的促进作用。

表 5 加入可能的遗漏变量后的估计结果

变量	（1） 农业 TFP 增长率		（2） 资源配置效率增长率		（3） 技术进步增长率	
	系数	标准误	系数	标准误	系数	标准误
传统宗族文化强度	0.011***	0.004	0.011***	0.003	-0.001	0.001
地理禀赋	0.003	0.003	0.002	0.003	0.001	0.001
对外开放程度	-0.041	0.037	-0.040	0.035	0.004	0.013
早期经济发展水平	0.002	0.006	0.003	0.006	-0.000	0.002
文化差异	0.000	0.002	0.000	0.001	0.000	0.001
控制变量	已控制		已控制		已控制	
地区固定效应	已控制		已控制		已控制	

表 5 (续)

观测值数	219	219	219
R ²	0.188	0.167	0.326

注：①***表示 1% 的显著性水平。②表中回归均使用 2SLS 方法进行估计。

2. 分样本回归。为检验工具变量的外生性，本文设计如下：根据基准回归中一阶段相关性的有关分析，地级市市政府与朱熹书院的距离主要通过影响历史上宗族组织的形成进而发挥宗族的沟通协调、互助合作和资源配置功能，影响地区农业 TFP。那么，在那些并不存在宗族文化的地区，朱熹书院通过影响宗族文化从而影响农业 TFP 的传导路径将被切断。由此可以预期，在不存在宗族文化的地区，与历史上朱熹书院距离的远近同农业生产应该不存在相关性。如果实证结果表明，在不存在宗族文化的地区，到朱熹书院的距离并不会影响农业 TFP，则可认为与历史上朱熹书院距离的远近并不会通过其他途径影响当下的农业 TFP。

本文利用地级市是否有族谱存在作为该地区是否有宗族文化的判断标准，将全部样本分为有宗族文化地区和无宗族文化地区，检验在那些历史上不存在宗族文化的地区，到朱熹书院的距离是否会对当地的农业生产产生影响。如果存在影响，则说明工具变量不满足外生性条件，朱熹书院可能会通过其他渠道影响农业生产；反之，则表明工具变量满足外生性条件。表 6 展示了具体的回归结果。

表 6 工具变量外生性检验

变量	农业 TFP 增长率			资源配置效率增长率			技术进步增长率		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)
	全样本 文化	有宗族 文化	无宗族 文化	全样本 文化	有宗族 文化	无宗族 文化	全样本 文化	有宗族 文化	无宗族 文化
到朱熹书院的 距离	-0.005** (0.002)	-0.004** (0.002)	-0.003 (0.014)	-0.005** (0.002)	-0.005** (0.002)	-0.003 (0.013)	0.000 (0.001)	0.001 (0.001)	0.000 (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	已控制	已控制
地区固定效应	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制
观测值数	234	206	28	234	206	28	234	206	28
R ²	0.294	0.262	0.595	0.266	0.265	0.448	0.342	0.304	0.443

注：①括号内为稳健标准误。②**表示 5% 的显著性水平。③表中回归均使用 OLS 方法进行估计。

表 6 (1) 列、(4) 列和 (7) 列为全样本回归结果。可以发现，在距离历史上朱熹书院越远的地区，农业 TFP 增长率和资源配置效率增长率也越低。然而，无论是全样本还是分样本的回归结果，与历史上朱熹书院的距离对技术进步的影响均不显著。表 6 (2) 列和 (3) 列、(5) 列和 (6) 列的分样本回归结果表明，与历史上朱熹书院的距离对农业 TFP 增长率和资源配置效率增长率的影响只存在于有宗族文化的地区。在无宗族文化的地区，与历史上朱熹书院的距离对农业 TFP 增长率和资源配置效率增长率的影响并不显著。因此，可以认为，与历史上朱熹书院的距离对农业生产的影响仅仅是通过地区宗族文化的强弱来实现的。如果到朱熹书院的距离不会影响宗族文化的形成，那么也不会对当下的农业 TFP 增长率存在直接影响。因此，本文工具变量的外生性是成立的。

五、机制检验与进一步讨论

在前文分析中，本文讨论了宗族文化影响农业 TFP 的路径，并提出相关研究假说，认为沟通协调、互助合作、资源配置是宗族文化影响农业 TFP 的重要路径。下文将验证上述研究假说。由于上述变量都难以直接量化和纳入回归方程，本文通过构造交互项的方式进行间接检验。

(一) 机制检验

1. 基于交互项的检验。本文利用《中国城市统计年鉴 2020》中 2019 年各地区常住人口数量与户籍人口数量的比例衡量当地的人口流动情况，并使用该指标与宗族文化强度进行交互，观察交互项的系数。表 7 呈现了相应的回归结果。

表 7 机制检验：传统宗族文化强度与人口流动交互

变量	(1) 农业 TFP 增长率		(2) 资源配置效率增长率		(3) 技术进步增长率	
	系数	标准误	系数	标准误	系数	标准误
传统宗族文化强度	0.026**	0.010	0.025***	0.010	-0.001	0.003
宗族文化强度×人口流动	-0.021**	0.010	-0.019**	0.010	0.001	0.003
人口流动	-0.006	0.007	-0.004	0.007	-0.001	0.002
控制变量	已控制		已控制		已控制	
地区固定效应	已控制		已控制		已控制	
观测值数	232		232		232	
R ²	0.243		0.210		0.342	

注：①标准误为稳健标准误。②***和**分别表示 1% 和 5% 的显著性水平。③表中回归均使用 2SLS 方法进行估计。

在表 7 (1) 列，交互项的估计系数为负，说明人口流动削弱了传统宗族文化对农业 TFP 的影响。这一结果有两种可能的解释：首先，虽然宗族会通过文化教育产生影响，但人口流动带来的外来文化会对本土文化产生冲击。其次，虽然宗族具有组织和协调功能，但外来人口的增加会使组织和协调变得更加困难。如果传统宗族文化与农业全要素生产效率的正向关系是由于遗漏了某些外部环境因素而形成的伪回归，那么，人口流动所产生的外部冲击应该不会影响交互项的显著性。因此，可以通过观察交互项的估计结果，间接验证本文的研究假说和机制。

表 7 (1) 列和 (2) 列估计结果说明，虽然人口流动在一定程度上减缓了传统宗族文化强度对农业 TFP 增长率和资源配置效率的影响，但传统宗族文化强度对农业 TFP 增长率和资源配置效率的影响仍然是显著的。在表 7 (3) 列，核心解释变量仍然不显著，再一次验证了本文的研究假说。

2. 基于 CFPS 数据的检验。本文理论部分指出，沟通协调、互助合作、资源配置是传统宗族文化影响农业 TFP 的主要原因。本节将对上述机制进行验证。然而，在宏观层面较难找到合适指标衡量上述三个机制，因此，本文选择利用中国家庭追踪调查（CFPS）数据从微观层面探讨在宗族文化浓厚程度不同的地区，居民的态度和生活方式是否存在差异，以此检验传统宗族文化影响农业 TFP 的机制。考虑到数据的可用性，本文用 2014 年的 CFPS 数据作为机制检验的数据源。

具体而言，第一，参考陈斌开和陈思宇（2018）的研究，本文使用村庄内第一大姓户数占村庄总户数的比例来衡量一个地区的宗族文化强度。第二，在衡量宗族组织沟通协调功能的指标方面，本文使用“受到政府干部的不公正对待”和“到政府办事时受到不合理的拖延、推诿”作为衡量指标。CFPS 问卷中设置了如下问题：“过去 12 个月，您有过以下经历吗？”相关经历包括：受到政府干部的不公正对待，到政府办事时受到不合理的拖延、推诿。如果受访者的回答是“亲身经历过或见过此类事情”，则本文将其归类为“见过”，并将反映宗族组织沟通协调功能的变量赋值为 1；如果受访者的回答是没有见到过类似的事情，则将相应变量赋值为 0。潜在逻辑是，如果宗族能够发挥沟通协调作用，那么，在宗族文化更浓厚地区的人们更有可能团结一致维护集体利益，因此，他们遭受不公平对待和推诿的可能性较小。第三，在衡量宗族内部互助合作的指标方面，CFPS 问卷设置了“过去 12 个月，您家从不同住的亲戚，包括不同住的子女、父母、公婆和其他亲戚那里获得了多少现金或实物方面的经济帮助？”“过去 12 个月，您家给过非同住的亲戚（包括非同住子女、父母、公婆和其他亲戚）多少现金或实物的经济帮助？”两个问题，本文分别使用“亲戚给的钱（元/年）”（取对数）和“给亲戚的钱（元/年）”（取对数）衡量“亲戚帮助”和“帮助亲戚”，并将其作为互助合作的衡量指标。第四，在衡量宗族组织资源配置功能的指标方面，CFPS 问卷设置了“如果 0 分代表非常不信任，10 分代表非常信任，请你对以下这几类人的信任程度打分”这一问题，本文使用“对邻居的信任度”和“对陌生人的信任度”作为宗族组织资源配置功能的衡量指标，表 8 用“邻居信任”和“陌生人信任”分别指代上述指标。原因在于，乡村地区的资源配置类似组织内部交易，在这个过程中村内宗族伦理道德、网络、信任等发挥了重要的作用。宗族道德机制、网络机制、信任机制、规范机制和声誉机制等可以促进资源的流动与配置，将外部的市场交易费用“内部化”，简化交易手续，从而节约交易成本。因此，处于宗族网络下的村民会互相信任。这是宗族组织发挥资源配置功能的基础。使用两阶段最小二乘法的回归结果如表 8 所示。

表 8 机制检验：传统宗族文化影响资源配置效率的微观层面的机制检验

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	不公对待	办事推诿	亲戚帮助	帮助亲戚	邻居信任	陌生人信任
传统宗族文化强度	-0.001** (0.001)	-0.004*** (0.001)	0.051*** (0.009)	0.022*** (0.006)	0.011* (0.007)	0.05*** (0.007)
控制变量	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制
观测值数	13548	7919	9146	1826	8837	8823

注：①括号内为稳健标准误，②***、**和*分别表示 1%、5% 和 10% 的显著性水平。③控制变量包括个人层面的性别、本人学历、健康状况，家庭层面的消费水平、父亲学历。

表 8 (1) 列和 (2) 列估计结果显示，宗族文化越浓厚的地区，当地居民遭受不公正对待的情况越少。对这一发现的解释是，地区的宗族文化越浓厚，人们越发团结一致，会更加维护集体利益，宗族的沟通协调作用得到验证。表 8 (3) 列和 (4) 列的估计结果表明，地区的宗族文化越浓厚，人们得到亲戚的帮助以及对亲戚的帮助也越多，这正是宗族内部互助合作的体现。表 8 (5) 列和 (6) 列

的估计结果显示，地区的宗族文化越浓厚，内部成员之间的信任程度就越高，从而能够为宗族发挥资源配置功能提供良好的外部条件。

（二）进一步讨论

前文分析结果表明，地区宗族文化对技术进步无显著影响。为进一步检验地区宗族文化对技术进步的影响，本文以农业机械总动力（取对数）衡量地区农业生产中新技术的采纳情况，以财政支出中科学技术支出占比（取对数）衡量地区农业科技创新投入能力，以研究与试验发展（R&D）内部经费支出（取对数）衡量地区农业科技创新产出能力，并用不同方式衡量宗族文化强度。财政支出数据、科学技术支出数据、研究与试验发展（R&D）内部经费支出数据均来自2004—2020年的《中国城市统计年鉴》，农业机械总动力数据来自各地级市2004—2020年的统计年鉴。上述指标均取2003—2019年的均值。估计结果^①表明，无论采用哪种方式衡量传统宗族文化强度，传统宗族文化对技术进步的影响均不显著。这些结果再一次表明，传统宗族文化是通过改善资源配置效率从而提高农业TFP的。

六、研究结论

2022年中央农村工作会议对建设农业强国进行了全面部署。习近平总书记指出，要建设供给保障强、科技装备强、经营体系强、产业韧性强、竞争能力强的农业强国^②。对照农业强国的建设目标，在新形势下中国农业发展依然面临挑战，如何实现增长动能转换和创新驱动发展是一个重要问题。超大规模人口、超大规模农产品需求的现实，决定了中国不能依靠别人，而是必须立足国内解决14亿多人口的吃饭问题。解决这些问题，关键是要提升农业TFP。提升农业TFP离不开对农民生产积极性的调动，提高农民生产积极性是提升农业TFP的基础。本文在此基础上研究了作为传统农耕文化重要组成部分的宗族文化在提升农业TFP过程中的作用。

本文的研究表明，传统宗族文化可以通过如下途径提高农业TFP：第一，沟通协调。宗族的存在加强了乡村社会的集体行动力，对内以强有力的组织规范制约成员的行为、约束内部纷争，对外则将村庄的利益和规范与宗族利益紧密联系起来，提升集体福利。第二，互助合作。宗族文化有利于克服小农生产的局限。在农村实行土地承包责任制之后，单家独户的农民成了名义上的独立经营主体，但是，由于土地规模狭小、生产力低下，农民实际上很难独立地、低成本地完成全部生产经营活动，规模不经济制约着农户的收益和效用最大化的实现。因此，需要互相帮助、互通有无。宗族文化所强调的小群体内的互助协作，有利于促进群体内的合作。第三，资源配置。宗族能够以传承礼俗、共同参与各种文化活动的方式，培植和增进族人的归属感、认同感、历史感和使命感。族人对宗族文化的认同感使他们更有意愿参与集体行动。正如涂尔干（2000）在《社会分工论》中描述的那样，群体只有在血缘的亲和力、对故土的眷恋、对祖先的崇拜以及共同的习惯等共同信仰的文化观念形成以后，共同行动才能被组织起来。宗族文化增强了农民对村庄、对地区的认同感，使宗族内部的资源调配更加

^①相关结果详见《中国农村经济》网站（zgncjj.ajcass.com）本文附录中的表1。

^②参见《习近平：加快建设农业强国 推进农业农村现代化》，https://www.gov.cn/xinwen/2023-03/15/content_5746861.htm。

容易，农民会更积极投入农业生产。

利用《中国家谱总目》收录的宋朝以来的族谱数据，并以地级市距离 12 世纪朱熹书院的最短球面距离为工具变量，本文的实证研究结果显示：第一，地区的传统宗族文化强度越大，其农业 TFP 的增长率越高；第二，在增加中间投入指标、改变传统宗族文化强度的衡量方式后，回归结果仍然稳健；第三，传统宗族文化对农业 TFP 的促进作用是通过提升资源配置效率而不是促进农业生产的技术进步来实现的。

基于上述发现，本文研究可以得出如下启示：第一，乡村振兴的重点任务在于优化农业资源配置。乡村振兴的核心是农业 TFP 的提高，提高农业 TFP 固然需要关注传统意义上的技术创新和技术进步，但是，同样需要关注农业生产过程中的资源配置效率的改善。依靠传统农业生产要素投入，促进农业生产效率增长的路径难以持续。优化农业生产资源配置，提升农业 TFP，依然是促进中国农业提质增效的必然选择和根本路径。第二，要从传统文化中积极探寻促进农业生产率提高的源泉。资源配置效率提升的关键在于分工和协作水平的提高，传统农耕文明孕育下的传统宗族文化在促进宗族内部成员协作、提升资源配置效率方面具有不可估量的重要性，而这恰恰是优秀传统文化的重要生命力。而且，传统宗族文化的凝聚力不会随时代的变迁而丧失生命力。认识中华优秀传统文化在农业发展中的现代价值，积极探索传承赓续中华优秀传统文化迫在眉睫。

参考文献

- 1.陈斌开、陈思宇，2018: 《流动的社会资本——传统宗族文化是否影响移民就业?》，《经济研究》第3期，第35-49页。
- 2.陈荣捷，2007: 《朱子门人》，上海:华东师范大学出版社，第8-15页。
- 3.邓鑫、张宽、漆雁斌，2019: 《文化差异阻碍了农业技术扩散吗？——来自方言距离与农业机械化的证据》，《中国经济问题》第6期，第58-71页。
- 4.丁从明、黄雪洋、周敏，2020: 《方言多样性、要素集聚与城市规模——基于卫星灯光数据的实证检验》，《财贸经济》第8期，第80-94页。
- 5.丁从明、邵敏敏、梁甄桥，2018: 《宗族对农村人力资本投资的影响分析》，《中国农村经济》第2期，第95-108页。
- 6.费孝通，2013: 《乡土中国（修订本）》，上海:上海人民出版社，第9-10页。
- 7.冯尔康，2011: 《中国宗族制度与谱牒编纂》，天津:天津古籍出版社，第245-246页。
- 8.高帆、李蔚，2021: 《农村非正式制度的再生产如何影响了农民合作组织》，《学术月刊》第11期，第60-76页。
- 9.郭云南、姚洋，2013: 《宗族网络与农村劳动力流动》，《管理世界》第3期，第69-81页。
- 10.何兹全，2004: 《中国文化六讲》，郑州:河南人民出版社，第1页。
- 11.贾先文，2014: 《农村社区经济发展中的宗族因素分析》，《现代经济探讨》第5期，第45-49页。
- 12.李军、张晏齐，2024: 《乡村优秀传统文化构筑乡村振兴文化基础的历史渊源与现实价值》，《中国农村观察》第3期，第2-17页。

- 13.李园园、柯迪、段坤、刘建华, 2022: 《技术创新是否能够促进老字号企业成长? ——传统文化和市场化水平的双重伦理格局视角》, 《研究与发展管理》第 6 期, 第 145-156 页。
- 14.林矗, 2017: 《通商口岸、新式教育与近代经济发展: 一个历史计量学的考察》, 《中国经济史研究》第 1 期, 第 67-83 页。
- 15.聂辉华、谭松涛、王宇锋, 2008: 《创新、企业规模和市场竞争: 基于中国企业层面的面板数据分析》, 《世界经济学》第 7 期, 第 57-66 页。
- 16.诺思, 2008: 《制度、制度变迁与经济绩效》, 杭行译, 上海: 格致出版社、上海三联书店、上海人民出版社, 第 6-7 页。
- 17.潘越、宁博、纪翔阁、戴亦一, 2019: 《民营资本的宗族烙印: 来自融资约束视角的证据》, 《经济研究》第 7 期, 第 94-110 页。
- 18.仇童伟、罗必良, 2023: 《宗族网络、行政干预与村民安全感——基于全国 27 省份 212 个村庄的证据》, 《经济理论与经济管理》第 7 期, 第 47-59 页。
- 19.孙秀林, 2011: 《华南的村治与宗族——一个功能主义的分析路径》, 《社会学研究》第 1 期, 第 133-166 页。
- 20.涂尔干, 2000: 《社会分工论》, 渠东译, 北京: 生活·读书·新知三联书店, 第 235 页。
- 21.王超、陈芷怡, 2024: 《文化何以兴村: 在地文化赋能乡村振兴的实现逻辑》, 《中国农村观察》第 3 期, 第 18-38 页。
- 22.王丹利、陆铭, 2020: 《农村公共品提供: 社会与政府的互补机制》, 《经济研究》第 9 期, 第 155-173 页。
- 23.王兆君、任兴旺, 2019: 《农业产业集群化与城镇化协同度对农业经济增长的关系研究——以山东省为例》, 《农业技术经济》第 3 期, 第 106-118 页。
- 24.许庆、陆钰凤、张恒春, 2020: 《农业支持保护补贴促进规模农户种粮了吗? ——基于全国农村固定观察点调查数据的分析》, 《中国农村经济》第 4 期, 第 15-33 页。
- 25.袁益, 2020: 《文化差异与中国农村人口流动意愿——基于“稻米理论”的视角》, 《中国农村经济》第 10 期, 第 17-32 页。
- 26.岳成浩、吴培豪, 2019: 《重构抑或消亡: 乡村振兴背景下宗族功能再定位研究》, 《西北大学学报(哲学社会科学版)》第 3 期, 第 52-57 页。
- 27.张亦弛、代瑞熙, 2018: 《农村基础设施对农业经济增长的影响——基于全国省级面板数据的实证分析》, 《农业技术经济》第 3 期, 第 90-99 页。
- 28.郑定、马建兴, 2002: 《论宗族制度与中国传统法律文化》, 《法学家》第 2 期, 第 19-30 页。
- 29.朱康对、黄卫堂、任晓, 2000: 《宗族文化与村民自治——浙江省苍南县钱库镇村级民主选举调查》, 《中国农村观察》第 4 期, 第 64-69 页。
- 30.Chen, Z., C. Ma, and A. J. Sinclair, 2022, “Banking on the Confucian Clan: Why China Developed Financial Markets So Late”, *The Economic Journal*, 132(644): 1378-1413.
- 31.DiMaggio, P., 1997, “Culture and Cognition”, *Annual Review of Sociology*, Vol. 23: 263-287.

- 32.Ebrey, P., 1991, *Confucianism and Family Rituals in Imperial China: A Social History of Writing about Rites*, Princeton, N. J.: Princeton University Press, 6-7.
- 33.Freedman, M., 1958, *Lineage organization in southeastern China*, London, N. J.: Athlone Press, 1-8.
- 34.Nishimizu, M., and J. M. Page, 1982, “Total Factor Productivity Growth, Technological Progress and Technical Efficiency Change: Dimensions of Productivity Change in Yugoslavia, 1965-78”, *The Economic Journal*, 92(368): 920-936.
- 35.Peng, Y., 2004, “Kinship Networks and Entrepreneurs in China’s Transitional Economy”, *American Journal of Sociology*, 109(5): 1045-1074.
- 36.Xu, Y., and Y. Yao, 2015, “Informal Institutions, Collective Action, and Public Investment in Rural China”, *American Political Science Review*, 109(2): 371-391.
- 37.Yao, X., Q. Yang, N. Dong, and L. Wang, 2010, “Moderating Effect of Zhong Yong on the Relationship Between Creativity and Innovation Behaviour”, *Asian Journal of Social Psychology*, 13(1): 53-57.
- 38.Zhang, C., 2020, “Clans, Entrepreneurship, and Development of the Private Sector in China”, *Journal of Comparative Economics*, 48(1): 100-123.

(作者单位: ¹重庆大学公共管理学院;

²西南大学经济管理学院)

(责任编辑: 马太超)

Traditional Clan Culture Promotes Modern Agricultural Production Efficiency: Effects and Mechanisms

DING Congming FAN Qian LIU Zimin

Abstract: The core of building up China's agricultural strength lies in improving the total factor productivity (TFP) of agriculture. Enhancing TFP requires attention not only to traditional technological innovation and progress but also to the improvement of resource allocation efficiency. Traditional clan culture can effectively enhance labor division and cooperation in rural areas, and boost the efficiency of resource allocation in agricultural production. Using historical genealogical data, this study empirically studies the impact of traditional clan culture on the growth rate of TFP in modern agriculture. The results show that the higher the genealogical density of the region, the higher the growth rate of agricultural TFP. Further decomposition of the growth rate of agricultural TFP shows that the pathway of traditional clan culture to improve the growth rate of agricultural TFP is mainly to improve the efficiency of resource allocation in agricultural production, rather than to promote the agricultural technological progress. Using the shortest distance between the prefecture-level city and Zhu Xi Academy as the instrumental variable of clan culture, the results of two-stage least squares estimation show that the above findings are robust. This paper highlights that the cohesion of traditional clan culture still plays an important economic role in modern agricultural production.

Keywords: Traditional Clan Culture; Total Factor Productivity; Allocative Efficiency; Technological Progress

稻作文化对农民工同乡聚居的影响*

——基于社会网络视角

刘启超 王亚华

摘要: 本文基于中国乡城流动人口数据, 运用 Probit 模型和 IV-Probit 模型实证检验稻作文化对农民工同乡聚居的影响。研究发现, 稻作文化会显著提高农民工进城后同乡聚居的概率。调节作用分析结果显示, 上述影响会因农民工未签订劳动合同和未在城市享受社会保障而增强, 即会因农民工所面临的风险增加而增强。机制分析表明, 稻作文化使农民工更重视强关系网络, 从而造成其进城后倾向于同乡聚居。具体而言, 稻作文化会使农民工进城后的社会互动对象多为强关系网络中的成员, 进而造成其进城后更倾向于选择同乡聚居。基于此, 在推进新型城镇化过程中, 应促进农民工社会网络的重构以降低其对强关系网络的依赖, 推动城镇基本公共服务均等化和强化农民工劳动权益保障以提高农民工应对风险的能力。

关键词: 农民工 同乡聚居 “稻米理论” 稻作文化 社会网络

中图分类号: F249.21; F328 **文献标识码:** A

一、引言

城镇化是中国式现代化的重要空间载体和平台, 而新型城镇化则是中国式现代化的必然选择。改革开放以来, 中国经历了快速城镇化的过程, 城镇常住人口从1978年的1.7亿人增长到2023年的9.33亿人, 常住人口城镇化率也由1978年的17.92%上升到2023年的66.16%^①。但也应看到, 2023年中国常住人口城镇化率比户籍人口城镇化率高出约18个百分点^②, 说明农民在乡城之间的流动多为“候鸟式迁

*本文系国家社会科学基金重大项目“建设宜居宜业和美乡村的基本内涵和重点任务研究”(编号: 23ZDA047)的阶段性成果。感谢匿名审稿专家的建设性意见, 文责自负。本文通讯作者: 王亚华。

^①资料来源: 《城镇化水平显著提高 城市面貌焕然一新》, https://www.gov.cn/xinwen/2018-09/10/content_5321150.htm; 《中华人民共和国2023年国民经济和社会发展统计公报》, https://www.stats.gov.cn/sj/zxfb/202402/t20240228_1947915.html。

^②资料来源: 《我国2019年以来5000万农业转移人口进城落户》, <http://society.people.com.cn/n1/2024/0527/c1008-40244448.html>。

移”。进一步的研究发现，农民工在“候鸟式迁移”过程中往往在迁入地选择与同乡相聚而居，进而 在空间上形成如广州“湖北村”（李志刚等，2011）、深圳“四川村”（杨高等，2022）、北京“浙江村”（王汉生等，1997）等聚居区。对农民工而言，同乡聚居是一把“双刃剑”，对其福利水平有积极的一面，也有消极的一面。一方面，作为农民工为获取社会网络支持和缓解城市生活风险而作出的理性选择，同乡聚居短期内为缺乏城市社会资本的农民工提供了获取就业机会和资源的渠道，有利于他们在进城初期获取就业支持和提高收入（张春泥和谢宇，2013）。另一方面，同乡聚居使聚居区内农民工呈现“内卷化”趋势，不利于其长期福利水平的提高。比如，同乡聚居会使农民工更容易选择非正规就业（Zhao and Jin, 2020），造成超时加班以及不符合最低工资标准等状况的出现，从而阻碍农民工基本权益的实现（叶俊焘和蔡丽明，2022）。此外，同乡聚居的存在，也使城市内部形成了新的二元社会分割，并产生群分效应，危害城市的和谐发展（陈钊等，2012）。在未来若干年内，城市化仍是中国十分重要的经济和社会现象，而农民工在流入地的同乡聚居则是城市化高质量发展的一个重要挑战。因此，探讨农民工同乡聚居的影响因素，对更好地推动同乡聚居区充分融入城市发展，高质量推进新型城镇化建设，具有较强的政策意义。

有关移民研究的文献表明，基于社会经济不平等、居住偏好等原因，流动人口在迁入地易形成群体相聚而居的现象（曾东林等，2021）。由于户籍制度的存在，中国流动人口的聚居区有别于西方发达国家的族裔聚居，多以农民工的地缘为基础（Liu et al., 2015）。对于农民工同乡聚居形成的原因，王汉生等（1997）认为，同乡聚居不仅带来了生产的便利和生活的便捷，还形成了自我服务体系，是农民工进入城市的一种独特方式。也有研究认为，农民工选择同乡聚居是在社区失灵的情况下满足自身公共服务需求的重要途径。农民工基本半游离于城市管理体系，社区组织对于农民工群体的社会保障、子女教育等方面的服务较少（王大哲等，2022），此时农民工唯有借助同乡聚居这种非正式组织来满足自身需求（胡武贤等，2010）。此外，在城市劳动力市场分割的背景下，农民工在次级劳动力市场上容易遭遇歧视，于是多是通过同乡关系网络进行求职、社会交往和适应城市生活，而选择同乡聚居则可以更好地发挥同乡关系的作用（李志刚等，2011；刘启超，2020）。然而，从长远来看，同乡聚居会降低农民工的收入和就业质量（Bi et al., 2019），造成农民工自身城市融入意愿较低（曾东林等，2021），也不利于城市的和谐发展（陈钊等，2012）。

对于农民工同乡聚居或居住隔离的影响因素，现有研究主要从微观、中观和宏观层面进行了探讨。具体而言，包括微观层次的个体性别、人力资本，中观层次的社区服务、城市公共服务供给，宏观层次的制度排斥、住房保障等（胡武贤等，2010）。不仅如此，由于户籍制度所产生的城乡分割以及流入地城市针对农民工公共政策的缺失，农民工往往借助于社会规范、社会网络等非正式制度以满足相应的需求，进而促进了同乡聚居的形成（刘启超，2020）。此外，文化在形成后会通过社会互动、家庭教育或与正式制度相互作用等途径传承，进而对个体行为产生不可忽视的作用（袁益，2020）。中国是拥有悠久且未断层的农耕历史的农业大国，耕作方式所形成的种植文化以及基于血缘和亲缘的乡土文化不仅会塑造非正式社会规范，还会通过个人偏好影响个体的行为（丁从明等，2018；隋斌，2023），这无疑是影响农民工同乡聚居的一个重要因素。本文从稻作衍生出的强关系网络角度探讨农民工同乡

聚居的机理，以期为农民工同乡聚居的形成提供新的解释。

本文的贡献体现在以下方面：第一，本文是对农民工同乡聚居和“稻米理论”两支文献的有益补充。既有文献从户籍制度、社会网络和个体偏好等角度分析了农民工同乡聚居的形成机制（如王汉生等，1997；胡武贤等，2010；刘启超，2020）。但是，鲜有文献分析稻作文化在农民工同乡聚居形成过程中的作用。本文从稻作方式衍生出的文化角度进行探讨，进一步拓展有关农民工同乡聚居的研究。同时，本文是对Talhelm et al. (2014)、丁从明等 (2018)、张博和孙涛 (2023) 等关于农作物种植类型影响中国人行为决策研究的有益补充。基于“稻米理论”，上述文献探讨了南稻北麦的种植格局对种植区内个体价值观、社会信任水平和创业精神的影响，本文则以社会网络为切入点，分析稻作文化对农民工同乡聚居的影响，进一步丰富“稻米理论”的相关研究。

第二，本文通过识别同乡聚居的影响因素，为改进农民工市民化政策提供依据。同乡聚居作为城市化高质量发展和城市公共管理的一个重要挑战（陈钊等，2012），研究其影响因素具有重要意义。与以往从户籍制度角度进行分析不同，本文从文化角度研究农民工同乡聚居的影响因素，可以为更好地制定合理的农民工市民化政策，推动同乡聚居区充分融入城市发展，以及实现新型城镇化高质量发展，提供经验参考和政策依据。

二、理论分析与研究假说

文化一般被认为是指区域内成员所共享的一套价值、观念、规范和行为（Varnum and Grossmann, 2017），在形成后会通过家庭教育、代际遗传复制等途径，对区域内的个体行为及决策产生长久影响（袁益，2020）。在文化价值的诸多维度中，个人主义与集体主义被认为是应用和影响最大的维度，而生产经营方式则被视为塑造群体内集体主义和个体主义文化差异的重要因素（黄梓航等，2018）。比如，种植业生产需要长期定居与相互之间合作，而畜牧业则是逐水草而居，不会特别强调群体一致合作（Uskul et al., 2008）。进一步的研究认为，即使同属于种植业生产，种植不同的农作物也会形成不同文化特征（袁益，2020）。比如，“稻米理论”（rice theory）认为，由于水稻与小麦的灌溉要求、劳作方式和收获时间不同，水稻种植产生了以合作为基础的集体主义文化，小麦种植则产生了个性独立的个人主义文化（Talhelm et al., 2014）。具体而言，作为劳动密集型农作物，水稻耕作的劳动力投入远高于小麦、棉花等农作物。为了达到平衡和控制水分需求，水稻种植需要修建水利灌溉系统。作为一种公共品，水利灌溉设施的修建和维护需要邻近农户协调配合（黄玖立等，2023）。小麦作为旱地作物，对水分的需求相对少，自挖井和天然降水即可满足小麦生长的基本灌溉需求，不需要与邻近农户协作。同时，小麦较短的播种期和收割期，也使得小麦种植很难实现协调互济。可见，相比于麦作区、牧区、渔区等非稻作区的居民，稻作区的居民更具有集体主义文化色彩。

集体主义文化熏陶下的农民往往依靠以血缘和亲缘关系为纽带的强关系网络进行社会互动。一方面，中国传统农村社会是一个具有“差序格局”特征的“熟人社会”，每个个体的社会关系以“己”为中心，随着距离的增加，信任感逐渐稀疏和淡化（费孝通，2005）。中国农村的社会结构形态仍基本符合“差序格局”，其中一个直接体现为农村以血缘与亲缘为基础的宗族网络仍比较发达（罗必良

和耿鹏鹏, 2022)。另一方面, 水稻插秧、收割等精耕细作环节需要在亲人或熟人的协助下方能完成, 农忙时期的这种短半径协作互济又使稻作区中居民形成了血缘和亲缘间更高级别的受限制信任模式(丁从明等, 2018), 从而进一步强化了强关系网络(丁从明等, 2018; 张博和孙涛, 2023)。

在集体主义文化熏陶下的农民, 往往只会将基于血缘和亲缘的强关系网络成员纳入短半径的信任圈内, 社会互动和合作对象也势必拘于强关系网络。农民工进入城市后虽已脱离乡村, 但由于文化的稳定性和继承性, 在城市仍会表现出迁出地代代相传的文化特征(李培林, 1996; 袁益, 2020)。比如, 农民工更倾向于与以血缘和亲缘为纽带的强关系网络中的成员进行社会互动, 以及获取资源和支持(叶静怡等, 2012; Tian and Lin, 2016; 周晔馨等, 2019; 刘涛等, 2023)。也即, 受稻作文化或集体主义文化熏陶的农民工, 进城后的社会互动和获取支持对象多为以血缘和亲缘等为纽带的强关系网络中的成员。然而, 通过强关系网络进行互动和获取支持则会造成农民工同乡聚居的形成。一方面, 农民工在外出务工地和居住地选择上会追随已外出家人或亲人等强关系网络中成员的脚步, 从而在空间上形成同乡聚居(王春超和王聪, 2016; 杨高等, 2022); 另一方面, 农民工进城后的社会互动和获取支持对象也多为强关系网络中的成员, 这会导致农民工更倾向于选择与同乡而非本地人聚居(刘启超, 2020)。

基于此, 本文提出两个待验证的研究假说。

H1: 稻作文化会促使农民工同乡聚居。

H2: 稻作文化影响农民工同乡聚居的机制在于使农民工更重视强关系网络。

三、研究设计

(一) 数据来源

本文使用的数据主要来自中国乡城人口流动调查(rural-urban migration in China, 简称 RUMiC)以及相关年份的《中国城市统计年鉴》。其中, RUMiC 数据是北京师范大学、澳大利亚国立大学、国家统计局等单位于 2008 起在上海、广州、深圳等 15 个城市, 围绕福利问题对 5000 户乡城流动人口进行实地调查所收集的数据。2017 年起, 暨南大学经济与社会研究院对调查方式进行全面改进, 并在上述城市独立开展了第十轮全国调查。为了使得每个城市有足够的农民工样本, 本文同时使用 2016 年第九轮和 2017 年第十轮全国调查数据, 构建起混合截面数据, 共包含 13875 个乡城流动人口样本。参考国家统计局发布的《2023 年农民工监测调查报告》中的做法^①, 本文只保留户籍在农村、年龄在 16~65 岁且有工作收入的乡城流动人口样本。在进一步删除重要变量包含缺失值或异常值的样本后, 本文从 RUMiC 中共得到有效农民工样本 4764 个。

本文中使用的农民工的性别、年龄、婚姻状况、受教育水平、身体健康状况、非务农经历、同乡

^① 《2023 年农民工监测调查报告》中的农民工是指“户籍仍在农村, 年内在本地从事非农产业或外出从业 6 个月及以上的劳动者”。资料来源: 《2023 年农民工监测调查报告》, https://www.stats.gov.cn/xxgk/sjfb/zxfb2020/202404/t20240430_1948783.html。

聚居情况等个体、家庭和村庄层面数据均来自 RUMiC，城市规模、城市人力资本水平、城市就业结构等城市层面的数据来自 2017 年和 2018 年的《中国城市统计年鉴》。各县（市、区）1957 年农作物播种面积、产量等数据来自《一九五七年各省（市、区）农作物面积及产量分县统计资料汇编》；城市劳动力市场化水平数据来自中国人民大学国家发展与战略研究院编制的中国劳动力市场化指数^①；城市住宅租金水平和城市房价水平数据分别来自中国房价行情网^②以及 2017 年和 2018 年《中国区域经济统计年鉴》；方言距离数据来源于刘毓芸等（2015）的研究。此外，水稻种植适宜度指数数据来自 Global Agro-Ecological Zoning version 4 数据库^③，户籍所在县（市、区）在西汉和隋代时是否处于稻作区域数据来源于鲁西奇（2014）的研究。

（二）变量选取

1. 被解释变量。本文模型的被解释变量为农民工的同乡聚居（以下简称“同乡聚居”），通过 RUMiC 问卷中“周围是否住着很多同乡？”来衡量^④，若农民工回答“是”则变量赋值为 1，否则赋值为 0。其逻辑在于：若农民工的周围住着很多同乡，则说明农民工更倾向于与自己的同乡而非本地人聚居。采用该指标刻画农民工同乡聚居的选择，也是现有文献的常见做法（如刘启超，2020）。

2. 核心解释变量。本文模型的核心解释变量为稻作文化，即因稻作而形成的集体主义文化。参考丁从明等（2018）、张博和孙涛（2023）的做法，本文具体采用“受访者户籍所在县（市、区）的水稻播种面积占粮食作物播种面积的比例”来衡量稻作文化的强度。为了尽量排除农业机械化给传统农业生产方式带来的影响，本文采用数据的观测时间节点为 1957 年，即户籍所在县（市、区）1957 年水稻播种面积占粮食作物播种面积的比例。该比例越高，表明当地稻作文化的强度越高。

同时，本文在稳健性检验部分也尝试从其他角度对稻作文化进行测度。具体而言，考虑到棉花、甘蔗等经济作物也是部分地区农作物的重要组成，本文也采用考虑经济作物的稻作文化变量进行稳健性检验，具体用“户籍所在县（市、区）1957 年水稻播种面积占整个农作物播种面积的比例”测度稻作文化的强度。此外，本文还尝试从产量视角和城市层面刻画农民工户籍地的稻作文化。其中：产量视角下的稻作文化用“户籍所在县（市、区）1957 年水稻产量占粮食产量的比例”测度；城市层面稻作文化包括面积视角下的城市稻作文化和产量视角下的城市稻作文化，分别用“户籍所在地级市 1957 年水稻播种面积占粮食作物播种面积的比例”“户籍所在地级市 1957 年水稻产量占粮食作物产量的比

^① 资料来源：《中国劳动力市场化指数编制》，<http://nads.ruc.edu.cn/zkcg/ndyjbg/9709c064ccb8452891f9bb6b7b4244a4.htm>。

^② 中国房价行情网：<https://www.creprice.cn/rank/index.html>。

^③ Global Agro-Ecological Zoning version 4 数据库网站：<https://gaez.fao.org/pages/data-viewer-theme-4>。

^④ 对于农民工而言，“同乡”是一个宽泛概念，即农民工对同乡边界的界定是存在弹性的，这种弹性取决于他们周围是否存在地域或文化上更邻近的同乡（张春泥和谢宇，2013）。就特定社区而言，居住在此的外来农民工可能不是全部来自同一地区，但某一来源地的农民工占较大比例，形成“集中居住”的景观（胡武贤等，2010）。在本文中，“周围是否住着很多同乡？”为 RUMiC 中家庭模块部分的问题，由受访者家庭的户主或其配偶回答，因而“范围界定”“标准”由回答者确定。

例”测度。

3. 控制变量。参考已有文献，本文模型中还控制了农民工个体、家庭、村庄和城市层面等可能会影响农民工同乡聚居的变量。个体层面包括农民工的性别、年龄、婚姻状况、受教育水平、身体健康状况、非务农经历；家庭层面包括家庭同住人口规模、家庭收入、耕地流转状况；村庄层面包括村庄的劳动力外流状况；城市层面包括城市规模、城市人力资本水平、城市就业结构、城市劳动力市场化水平、城市住宅租金水平、城市房价水平与方言距离^①。

4. 工具变量。对于遗漏变量导致的内生性问题，本文进一步采用工具变量法进行处理。具体采用水稻种植适宜度、西汉时是否处于稻作区作为稻作文化的工具变量，分别用农民工户籍所在省份水稻种植适宜度指数、户籍所在县（市、区）西汉时是否处于稻作区域进行测度。其中，水稻种植适宜度是基于日照、气温和土壤等因素综合形成的指标，采用该变量作为水稻种植的工具变量也是以往文献常用做法，比如丁从明等（2018）、张博和孙涛（2023）。一方面，特定区域种植水稻的选择与水稻种植适宜度高度相关。特定区域水稻种植适宜度越高，则该区域种植水稻的概率越大，满足相关性要求。另一方面，水稻种植适宜度取决于气温和土壤等自然禀赋条件，不会直接影响农民工进城后的聚居选择，满足外生性要求。中国水稻的种植格局在西汉时期基本形成，至隋唐时期已成熟（鲁西奇，2014；丁从明等，2018），现在的稻作区与西汉时期存在高度重合，同时西汉距今比较久远，不会直接影响农民工进城后的同乡聚居行为，因此，西汉时是否处于稻作区变量也满足相关性和外生性要求。

5. 机制变量。本文模型的机制变量为强关系网络。现有研究主要从“是否使用社会网络”“可使用的社会网络”对社会网络情况进行刻画。前者主要是指个体在工作搜寻和就业过程中是否使用了社会关系，即“求职网”；后者是指个体所拥有的社会关系网络规模，如“讨论网”“餐饮网”等。除此之外，基于文化背景，国内研究还提出了“春节拜年网”等具有中国特色的测量方法（边燕杰等，2012）。更进一步的研究则根据个体社会网络中关系的强度，将社会网络分为强关系网络和弱关系网络（Tian and Lin, 2016）。本文探讨的主要问题为受稻作文化熏陶的农民工进城后是否更倾向于与以血缘和亲缘为纽带的强关系网络中的成员进行互动，因此，本文以可使用的强关系网络规模来刻画农民工的社会网络情况，具体基于“春节拜年网”视角，以农民工春节期间问候过的亲戚数量进行衡量。春节是中国最重要的传统节日，在此期间拜年既是维持和扩展人际关系网络的一种方式，也是利用维护情感名义对社会资源的维持与投资（边燕杰等，2012）。因而，“春节拜年网”囊括了个体想要利用而又可能接触到的社会资源，是强关系网络较好的衡量指标。

主要变量的定义及描述性统计结果如表1所示。从表1可知，在使用的4764个农民工样本中，超过两成农民工在居住地的主要邻居为同乡。同时，从样本组之间的均值差值检验也可以看出，同乡聚居组的稻作文化指标的均值（0.374）明显大于未同乡聚居组（0.343），说明相比未同乡聚居的农民工，选择同乡聚居的农民工受稻作文化影响的可能性更高。

^①方言距离即基于方言树图计算的务工地城市所属方言与户籍地城市所属方言的距离，用来刻画农民工务工地和户籍地方言的差异程度，具体测算过程详见刘毓芸等（2015）。

稻作文化对农民工同乡聚居的影响

表1

主要变量定义及描述性统计结果

变量名称	变量定义	全样本	未同乡聚居样本	同乡聚居样本	均值差异
同乡聚居	周围是否住着很多同乡: 是=1, 否=0	0.209	0.000	1.000	
稻作文化	户籍所在县(市、区)的水稻播种面积占粮食作物播种面积的比例	0.350	0.343	0.374	-0.031***
性别	性别: 男=1, 女=0	0.551	0.549	0.555	-0.006
年龄	个人年龄(岁)	35.193	35.106	35.524	-0.418
婚姻状况	婚姻状况: 已婚=1, 其他情况=0	0.716	0.715	0.722	-0.007
受教育水平	个人受正规教育年限(年)	9.100	9.161	8.869	0.292**
身体健康状况	目前健康状况: 非常好或好=1, 其他情况=0	0.823	0.832	0.790	0.042***
非务农经历	进城前是否有当兵、当村干部或其他非务农工作经历: 是=1, 否=0	0.033	0.030	0.041	-0.011*
家庭同住人口规模	目前在务工地共同生活的家庭成员人数(人)	2.206	2.234	2.101	0.133***
家庭收入	过去一个月的家庭收入(元)	7074.108	6968.167	7475.407	-507.240**
耕地流转状况	承包地耕种情况: 流转给别人耕种=1, 其他情况=0	0.311	0.314	0.299	0.015
劳动力外流状况	户籍所在村庄劳动力外出务工或经商比例(%)	59.396	59.104	60.504	-1.400
城市规模	务工地城市的常住人口(万人)	1282.072	1313.608	1162.615	150.993***
城市人力资本水平	务工地城市人均在校大学生数量(人)	0.047	0.048	0.044	0.004***
城市就业结构	务工地城市市辖区内第二产业就业人数与第三产业就业人数的比值	1.160	1.175	1.103	0.072***
城市劳动力市场化水平	务工地城市的劳动力市场化指数	0.737	0.737	0.739	-0.002
城市住宅租金水平	务工地城市住宅的平均月租金(元/平方米)	34.198	33.823	35.618	-1.795***
城市房价水平	务工地城市住宅商品房的平均销售价格(元/平方米)	14075.550	13623.610	15787.490	-2163.880***
方言距离	务工地城市方言与户籍所在城市方言之间的差异程度	1.595	1.512	1.912	-0.400***
水稻种植适宜度	户籍所在省份水稻种植适宜度指数	4464.852	4587.823	4956.632	-368.809***
西汉时是否处于稻作区	户籍所在县(市、区)西汉时是否处于稻作区域: 是=1, 否=0	0.672	0.663	0.709	-0.046***
强关系网络	春节期间问候过的亲戚数量(人)	16.000	15.396	18.304	-2.908***

注: ①表中展示的都是样本均值。②表中家庭收入和城市规模变量展示的是原值, 后文回归模型中使用的是对数值。
 ③均值差异指“未同乡聚居样本”与“同乡聚居样本”均值之差, ***、**和*分别表示标准t检验下1%、5%和10%的显著性水平。

(三) 计量模型设定

结合所要研究的问题, 本文采用 Probit 模型来进行实证检验。计量模型设定如下:

$$\Pr(Neigh_i = 1 | x_i) = \Phi(\beta_0 + \beta_1 Rice_i + \prod X_i + \delta_r + \lambda_t + \rho_d + \theta_o) \quad (1)$$

(1) 式中: i 表示第 i 个农民工; $Neigh_i$ 表示被解释变量同乡聚居; $Rice_i$ 表示核心解释变量稻作文化; X_i 为控制变量, 包括个体特征、家庭特征、村庄特征和城市特征; Π 是相应的回归系数矩阵; δ_r 和 λ_t 分别为地区固定效应和年份固定效应; ρ_d 和 θ_o 分别为行业固定效应和职业固定效应; $\Pr(Neigh_i = 1 | x_i)$ 为观测到 $Neigh_i = 1$ 的概率; $\Phi(\cdot)$ 为标准正态的累积分布函数; β_0 为常数项, β_1 为核心解释变量的待估计系数。

四、实证结果与分析

(一) 基准回归结果

稻作文化对农民工同乡聚居影响的基准回归结果如表 2 所示。其中, (1) 列是只控制个人特征和年份、行业、职业固定效应的结果, (2) 列是在 (1) 列基础上加入了家庭和村庄特征变量的结果, (3) 列是在 (2) 列基础上加入了城市特征变量的结果, (4) 列则是进一步控制地区固定效应后的结果。回归结果显示, 在控制个体特征、家庭特征、村庄特征、城市特征, 以及地区、年份、行业、职业固定效应的情况下, 稻作文化变量在 1% 的水平上显著, 系数为正, 说明稻作文化会显著提升农民工同乡聚居的概率。本文假说 H1 得证。

表2 稻作文化影响农民工同乡聚居的基准回归结果

变量	被解释变量: 同乡聚居							
	(1)		(2)		(3)		(4)	
	系数	标准误	系数	标准误	系数	标准误	系数	标准误
稻作文化	0.067***	0.021	0.066***	0.021	0.073***	0.021	0.080***	0.022
性别	0.008	0.013	0.008	0.013	0.001	0.013	0.003	0.013
年龄	-0.001	0.001	-0.001	0.001	-0.000	0.001	-0.000	0.001
婚姻状况	0.007	0.017	0.006	0.018	0.000	0.018	0.001	0.018
受教育水平	-0.007***	0.002	-0.007***	0.002	-0.004**	0.002	-0.005**	0.002
身体健康状况	-0.027*	0.015	-0.027*	0.016	-0.029*	0.015	-0.032**	0.015
非务农经历	0.047	0.033	0.048	0.033	0.043	0.033	0.042	0.033
家庭同住人口规模			-0.000	0.006	0.005	0.006	0.005	0.006
家庭收入			-0.001	0.006	-0.009	0.006	-0.010*	0.006
耕地流转状况			-0.010	0.013	-0.014	0.013	-0.013	0.013
劳动力外流状况			0.001**	0.000	0.001***	0.000	0.001***	0.000
城市规模					-0.108***	0.022	-0.050	0.038
城市人力资本水平					0.546*	0.316	0.583*	0.314
城市就业结构					0.039**	0.020	0.095***	0.032
城市劳动力市场化水平					-0.696**	0.289	-1.088***	0.330
城市住宅租金水平					-0.003*	0.002	-0.010***	0.004
城市房价水平					0.000***	0.000	0.000***	0.000
方言距离					0.041***	0.006	0.041***	0.006

表2 (续)

地区固定效应	未控制	未控制	未控制	已控制
年份固定效应	已控制	已控制	已控制	已控制
行业固定效应	已控制	已控制	已控制	已控制
职业固定效应	已控制	已控制	已控制	已控制
观测值	4764	4764	4764	4764
准R ²	0.037	0.038	0.064	0.065

注：①表中估计系数均为边际效应，标准误为由 Delta 方法计算出的标准误。②***、**和*分别表示 1%、5% 和 10% 的显著性水平。

(二) 内生性处理

为缓解遗漏变量所产生的内生性问题，本文进一步采用水稻种植适宜度、西汉时是否处于稻作区作为稻作文化的工具变量，进行 IV-Probit 两步法模型估计，结果如表 3 所示。回归结果显示，无论是分别采用水稻种植适宜度、西汉时是否处于稻作区作为工具变量，抑或将二者共同作为工具变量，在一阶段回归中工具变量的系数均在 1% 水平上显著，且 AR 检验和 Wald 检验也均在 1% 水平上拒绝工具变量与内生变量不相关的原假设，说明本文所选择的工具变量不存在弱工具变量问题，满足相关性要求。同时，在采用二者共同作为工具变量时，过度识别检验也表明不存在过度识别问题。以上检验结果说明，本文所选工具变量有效。从表 3 可知，稻作文化变量依然显著，系数为正。

表3 稻作文化影响农民工同乡聚居的工具变量估计结果

变量	被解释变量：同乡聚居					
	(1)		(2)		(3)	
	一阶段	二阶段	一阶段	二阶段	一阶段	二阶段
稻作文化		0.141*** (0.039)		0.135*** (0.033)		0.138*** (0.031)
水稻种植适宜度		0.001*** (0.000)			0.001*** (0.000)	
西汉时是否处于稻作区				0.437*** (0.006)		0.336*** (0.007)
常数项		-3.122*** (0.169)		-0.857*** (0.146)		-1.891*** (0.138)
控制变量	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制
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	4764	4764	4764	4764	4764	4764
弱工具变量检验：AR检验				16.700***		20.040***
弱工具变量检验：Wald检验				16.660***		19.940***
过度识别检验：p值						0.844

注：①表中一阶段结果括号内为稳健标准误；表中二阶段结果均为边际效应，括号内为由 Delta 方法计算出的标准误。②***表示 1% 的显著性水平。③固定效应包括地区、年份、行业、职业固定效应。

(三) 稳健性检验

1. 调整核心解释变量测度方法。如上文变量选取部分关于核心解释变量的内容所述，本文也尝试将稻作文化替换为考虑经济作物的稻作文化、产量视角下的稻作文化、面积视角下的城市稻作文化、产量视角下的城市稻作文化进行稳健性检验，回归结果如表 4 所示。结果显示，在调整核心解释变量测度方法的情况下，核心解释变量依然在 1% 的水平上显著，系数为正，支持了本文的基准回归结果所得结论。

表 4 调整核心解释变量测度方法后的回归结果

变量	被解释变量：同乡聚居							
	(1)		(2)		(3)		(4)	
	系数	标准误	系数	标准误	系数	标准误	系数	标准误
考虑经济作物的稻作文化	0.088***	0.027						
产量视角下的稻作文化			0.063***	0.018				
面积视角下的城市稻作文化					0.202***	0.063		
产量视角下的城市稻作文化							0.021***	0.006
控制变量	已控制		已控制		已控制		已控制	
固定效应	已控制		已控制		已控制		已控制	
观测值	4764		4764		4764		4764	
准R ²	0.065		0.065		0.064		0.065	

注：①表中系数均为边际效应，标准误为由 Delta 方法计算出的标准误。②***表示 1% 的显著性水平。③固定效应包括地区、年份、行业、职业固定效应。

2. 调整工具变量和内生性处理方法。考虑到西汉距今比较久远，且水稻种植格局在隋代已基本成型（丁从明等，2018），本文也选取隋代时是否处于稻作区作为稻作文化的工具变量进行稳健性检验，具体采用农民工户籍地在隋代时是否处于稻作区进行测度，若在隋代时处于稻作区则变量赋值为 1，否则为 0，回归结果如表 5 的（1）列和（2）列所示。弱工具变量检验和过度识别检验结果均表明，所选取工具变量通过有效性检验。同时，无论是采用隋代时是否处于稻作区单独作为工具变量，还是与水稻种植适宜度共同作为工具变量，稻作文化变量均显著，系数为正，表明来自稻作区的农民工在城市中更倾向于同乡聚居。

对于 Probit、Logit 等非线性模型中的内生性问题，除可采用常规的 IV-Probit 模型进行处理外，也可采用条件混合过程方法（conditional mixed process，简称 CMP）进行估计（Roodman, 2011）。在本文中，CMP 一阶段为 OLS 模型，二阶段为 Probit 模型。采用 CMP 的估计结果如表 5（3）列所示。CMP 一阶段估计结果表明，工具变量满足相关性假设，同时 CMP 的统计量 atanhrho_12 在 1% 水平上显著，表明采用 CMP 来处理内生性是合理的。采用 CMP 方法处理模型内生性问题后的估计结果显示，稻作文化变量依然显著，系数为正。

表 5 调整工具变量和内生性处理方法后的回归结果

变量	被解释变量：同乡聚居					
	(1) IV-Probit		(2) IV-Probit		(3) CMP	
	一阶段	二阶段	一阶段	二阶段	一阶段	二阶段
稻作文化		0.173*** (0.037)		0.158*** (0.033)		0.155*** (0.032)
水稻种植适宜度				0.001*** (0.000)		0.001*** (0.000)
隋代时是否处于稻作区		0.359*** (0.007)		0.247*** (0.007)		0.247*** (0.008)
常数项		-1.348*** (0.163)		-2.464*** (0.150)		-2.463*** (0.143)
控制变量	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制
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	4764	4764	4764	4764	4764	4764
弱工具变量检验：AR检验		21.670***		24.020***		
弱工具变量检验：Wald检验		21.550***		23.140***		
过度识别检验：p值				0.383		
atanhrho_12						-0.098***

注：①表中（1）列和（2）列的结果均为边际效应，括号内为由 Delta 方法计算出的标准误。②表中（3）列的一阶段结果为估计系数，括号内为稳健标准误；二阶段结果为边际效应，括号内为由 Delta 方法计算出的标准误。③***表示 1% 的显著性水平。④固定效应包括地区、年份、行业、职业固定效应。

3. 增加控制变量。为了进一步减少遗漏关键变量所产生的偏误，本文尝试进一步引入城市层面的相关变量。具体而言，海内外市场会通过就业机会影响到城市人口和农民工流入数量，从而影响到农民工在城市中遇到同乡的概率。为了控制上述海内外市场的影响，参考王建国和李实（2015）的做法，本文使用与主要港口城市的平均距离来刻画海外市场的影响，用城市市场潜力来衡量国内市场的影响，并将上述两个变量同时引入基准模型。控制海内外市场影响后，表 6（1）列的估计结果依然支持本文结论。

考虑到近代是否为通商口岸城市会影响城市的移民数量，进而影响农民工在城市中接触到同乡的概率，本文也尝试在基准模型中引入近代是否为通商口岸变量，该变量具体用 1840—1930 年是否被开放为通商口岸来衡量^①。从表 6（2）列可知，加入近代是否为通商口岸变量后的回归结果未改变本文结论。

^①该变量数据来源于吴松弟（2005）。

已有研究表明，为了规避因城市落户门槛所产生的就业歧视以更好地实现就业，农民工往往会选择与同乡聚居以获取支持（刘启超，2023）。也就是说，城市落户门槛会影响农民工的同乡聚居概率。因此，本文尝试将城市落户门槛变量加入基准模型^①。如表 6（3）列所示，在加入城市落户门槛变量后，稻作文化变量依然显著，系数为正。

城市公共服务覆盖广度和深度的不足会导致农民工不能及时有效地享受公共服务，此时农民工往往会借助同乡聚居来满足自身需求，即务工城市公共服务水平也可能会影响农民工的同乡聚居。因此，本文尝试将城市公共服务水平^②加入基准模型。表 6（4）列的估计结果依然支持本文结论。

表 6 增加控制变量后的回归结果

变量	被解释变量：同乡聚居							
	(1)		(2)		(3)		(4)	
	系数	标准误	系数	标准误	系数	标准误	系数	标准误
稻作文化	0.058**	0.024	0.049**	0.022	0.078***	0.023	0.074***	0.022
与主要港口城市的平均距离	-0.000*	0.000						
城市市场潜力	0.000**	0.000						
近代是否为通商口岸			0.210***	0.023				
城市落户门槛					0.288***	0.045		
城市公共服务水平							0.196***	0.062
控制变量	已控制		已控制		已控制		已控制	
固定效应	已控制		已控制		已控制		已控制	
观测值	4764		4764		4582		4764	
准R ²	0.067		0.081		0.074		0.067	

注：①表中系数均为边际效应，标准误为由 Delta 方法计算出的标准误。②***、**和*分别表示 1%、5% 和 10% 的显著性水平。③固定效应包括地区、年份、行业、职业固定效应。

4. 调整估计方法。当被解释变量为二元变量时，除可采用 Probit 模型外，还可采用与 Probit 模型函数分布存在差异的 Logit 模型进行估计。从表 7（1）列可以看出，当采用 Logit 模型时，估计结果未改变本文结论。此外，当被解释变量为二元变量时，除 Probit 和 Logit 等非线性模型外，也可采用线性概率模型（linear probability model，简称 LPM）进行估计。表 7（2）列结果显示，LPM 的估计结

^①城市落户门槛具体用投影寻踪法计算的综合落户门槛指数来衡量，该指数数据来自西南财经大学中国家庭金融调查与研究中心。资料来源：《【数据发布】户籍改革与移民研究项目》，<https://chfs.swufe.edu.cn/info/1041/2251.htm>。

^②对于城市公共服务水平，本文从投入、产出和绩效 3 个方面的 7 个具体指标来进行综合评价。其中：投入类指标包括社会保障与就业支出金额、人均社会保障和就业支出金额、社会保障和就业支出占一般公共预算支出比重；产出类指标包括城镇新增就业人数、失业保险参保率；绩效类指标包括城镇登记失业率、在岗职工平均工资。在选择以上评价指标基础之上，根据熵权 TOPSIS 法赋权计算得到各城市的公共服务水平。所用数据来自 2017 年和 2018 年《中国城市统计年鉴》，以及各城市统计局网站。

果支持基准回归结论。由于本文所用数据为小样本数据，本文也尝试采用自助法（bootstrap）通过有放回地 500 次抽取样本创建多个虚拟数据集，从而平衡样本以更好地估计参数的分布和性质。采用自助法 500 次抽样的估计结果如表 7（3）列所示，结果显示，本文结论依然成立。

表 7 调整估计方法后的回归结果

变量	被解释变量：同乡聚居		
	(1)	(2)	(3)
	Logit	LMP	自助法
稻作文化	0.076*** (0.022)	0.076*** (0.024)	0.080*** (0.023)
常数项		1.543*** (0.356)	
控制变量	已控制	已控制	已控制
固定效应	已控制	已控制	已控制
观测值	4764	4764	4764
R ² 或准R ²	0.065	0.064	0.065

注：①表中（1）列和（3）列的估计系数为边际效应，括号内为由 Delta 方法计算出的标准误；表中（2）列括号内为稳健标准误。②***表示 1% 的显著性水平。③固定效应包括地区、年份、行业、职业固定效应。

五、进一步讨论：调节作用和影响机制

（一）调节作用分析

本文接下来检验风险防范在稻作文化影响农民工同乡聚居中的调节作用。对于农民工的风险防范，具体从签订劳动合同和社会保障角度刻画。一般而言，由于未签订劳动合同，农民工短期内面临的失业风险比较大，因而可能会更倾向于选择同乡聚居以应对失业风险。若未能享受所在城市的社会保障，农民工的福利待遇和权益会受到损害，导致经济风险增加，此时，他们可能会选择同乡聚居以弥补相应需求。本文接下来采用交互项检验上述调节作用。与线性回归模型不同，Probit 模型中调节变量与核心解释变量交互项的边际效应及其显著性不能通过在（1）式中直接加入交互项进行实证检验，本文参考 Ai and Norton（2003）提出的方法，估计交互效应并检验其显著性。

首先，本文检验农民工是否签订劳动合同的调节作用。对于是否签订劳动合同的具体测度，若农民工签订了书面劳动合同则变量赋值为 1，否则为 0，相应估计结果见表 8。从表 8 结果中可以看出，交互效应的平均值小于 0，且相应 z 值的均值绝对值大于 1.96，说明交互效应在 5% 水平上显著。上述估计结果表明，签订劳动合同会减弱稻作文化对农民工同乡聚居的影响。可能的解释是：未签订劳动合同的农民工工作相对不稳定，面临的失业风险更大，需要通过同乡聚居来缓解可能的失业风险。

其次，本文也尝试检验农民工是否享受社会保障的调节作用，具体用农民工是否购买社会保险来衡量社会保障。若农民工未购买社会保险则变量赋值为 1，否则为 0，相应估计结果见表 8。从表 8 可知，未享受社会保障则会增强稻作文化对农民工同乡聚居的影响。可能的解释是：未享受社会保障的农民工

的福利待遇和权益会受损，面临的经济风险会增加，他们需要通过同乡聚居以分担可能的经济风险。

表 8 调节作用检验的回归结果

		观测值	平均值	最小值	最大值
是否签订劳动合同	交互项的偏效应	4764	-0.091	-0.142	-0.009
	标准误	4764	0.044	0.011	0.077
	z值	4764	-2.009	-2.311	-0.761
是否享受社会保障	交互项的偏效应	4764	0.118	0.013	0.178
	标准误	4764	0.047	0.012	0.090
	z值	4764	2.505	0.839	2.845

注：采用Ai and Norton (2003) 提出的方法估计时，模型中控制了核心解释变量、调节变量、全部控制变量以及地区、年份、行业、职业固定效应。

(二) 影响机制分析

如理论分析所述，农民工更重视以血缘与亲缘为纽带的强关系网络是稻作文化造成农民工进城后倾向于选择同乡聚居的重要机制。具体而言，稻作文化造成农民工进城后的社会互动对象多为以血缘和亲缘等为纽带的强关系网络中的成员，从而使农民工进城后更倾向于选择与同乡聚居。本文接下来对上述影响机制进行检验。首先，以强关系网络作为被解释变量对稻作文化进行回归，结果如表 9 (1) 列所示。回归结果说明，稻作文化会增强农民工进城后的强关系网络规模，即稻作文化会使农民工更重视强关系网络。其次，考察强关系网络对农民工同乡聚居的影响。从表 9 (2) 列和 (3) 列可知，无论是否控制稻作文化，强关系网络变量均显著，系数为正，说明农民工越重视强关系网络，进城后越倾向于选择同乡聚居。以上机制检验结果表明，稻作文化会使农民工更重视以血缘和亲缘为纽带的强关系网络，从而提高其进城后同乡聚居的概率，本文假说 H2 得证。

表 9 稻作文化影响农民工同乡聚居机制的检验结果

变量	强关系网络		同乡聚居			
	(1) OLS		(2) Probit		(3) Probit	
	系数	标准误	系数	标准误	系数	标准误
稻作文化	2.741**	1.063			0.076***	0.022
强关系网络			0.002***	0.000	0.002***	0.000
常数项	-56.572***	13.045				
控制变量	已控制		已控制		已控制	
固定效应	已控制		已控制		已控制	
样本量	4703		4703		4703	
R ² 或准R ²	0.046		0.071		0.073	

注：①表中 (2) 列和 (3) 列的估计系数均为边际效应，标准误为由Delta方法计算出的标准误；(1) 列的标准误为稳健标准误。②***和**分别表示1%和5%的显著性水平。③固定效应包括地区、年份、行业、职业固定效应。

六、主要结论与政策启示

本文将 RUMiC 数据和《中国城市统计年鉴》数据相匹配，利用 Probit 模型和 IV-Probit 两步法模型，实证分析了稻作文化对农民工同乡聚居的影响及其机制。研究发现，稻作文化会显著提高农民工同乡聚居的概率。调节作用分析表明，稻作文化对农民工同乡聚居的影响会因农民工未签订劳动合同和未享受社会保障而增强。机制分析发现，稻作文化使农民工更重视以血缘和亲缘为纽带的强关系网络，从而造成农民工进城后倾向于选择同乡聚居。具体而言，稻作文化会导致农民工进城后的社会互动对象多为以血缘和亲缘等为纽带的强关系网络中的成员，从而会造成其更倾向于选择与同乡聚居。

对于农民工而言，选择同乡聚居有利也有弊。具体而言，同乡聚居短期内为缺乏城市社会资本的农民工提供了获取就业机会和资源的渠道，有助于农民工获取社会网络支持和缓解城市生活风险。同时，也应看到同乡聚居使聚居区内农民工呈现“内卷化”趋势，长期来看会损害农民工福利水平以及危害城市的和谐发展。因而，本文的主要研究结论有利于为提高农民工福利水平提供政策着力点，为推动同乡聚居区充分融入城市发展、高质量推进新型城镇化提供科学决策依据。

结合本文的研究结论，可以得出以下政策启示：

第一，应促进农民工社会网络的重构，降低其对强关系网络的过度依赖。本文的主要研究结论表明，稻作文化使农民工更重视强关系网络，从而造成其进城后倾向于选择同乡聚居。因而，应实现政策激励与文化的良性互动与契合，降低农民工对强关系网络的依赖。首先，在推进农民工融入城市和市民化过程中，推动其社会网络结构从“先赋性社会网络”到“致性社会网络”的转换，从而减少对强关系网络的过度依赖。比如，提供有针对性的职业培训和技能提升机会以及提供更广泛、及时、透明的就业信息，降低农民工在求职过程中对社会网络的过度依赖；构建开放包容的城市居住社区，以及鼓励农民工参与社区文化联谊活动、加入兴趣爱好俱乐部等，帮助其突破内卷化的社会交往边界以打破封闭的同质性社交圈，从而促使社会关系网络逐渐从以血缘、亲缘和地缘关系为主的社会网络转变为以趣缘、业缘为主的社会网络。其次，应帮助农民工提升个人能力，增强社会网络的异质性。比如：提高农民工的文化适应能力，通过与城市居民的文化互动来进一步扩展社会网络；积极引导用人单位和社区开展形式多样的活动，促进农民工与城市居民之间的互动与交流，进一步扩展农民工在城市的人际交往范围；通过创建诸如微信交流群、微博超话等线上社交空间，以及引导农民工线下参加城市活动项目，帮助其走出自身社交网络的舒适圈，提高社会网络的异质性。

第二，应推动城镇基本公共服务均等化和强化农民工劳动权益保障，提高农民工应对风险的能力。本文的调节作用分析表明，未签订劳动合同和未享受所在城市社会保障，会增强稻作文化对农民工同乡聚居的影响。因而，应因城施策推进公共就业服务均等化和强化农民工劳动权益保障，提高农民工应对风险的能力，从而减少其对同乡聚居的过度依赖。首先，应因城施策推动城镇基本公共服务均等化，使农民工更好地享受所在城市的社会保障。比如：对于大城市，要稳步推进常住人口基本公共服务全覆盖，逐步使外来人口在子女教育、公共卫生、社会保障等方面享受与本地城镇居民同等的公共服务水平；应逐步放宽居民在常住地或就业地参加社会保险的户籍限制，有序推进居住证持

有人在常住地申办最低生活保障；为农民工提供稳定的住房保障，包括落实好企业的住房补贴制度，允许符合条件的农民工购买经济适用房、限价商品房等产权房，对于没有能力购买产权房的，可将其纳入廉租房、经济适用房保障范围，减轻其生活负担。对于中小城市，应严格落实落户政策，确保外地与本地农业转移人口进城落户标准一视同仁，并持续优化社会保障服务。其次，应强化劳动权益保障，维护农民工的合法权益。比如：重点推动建筑、餐饮等行业用人单位与农民工签订劳动合同，加大对用人单位招用农民工签订劳动合同情况的监督检查力度，不断完善劳动合同管理政策；建立劳动关系协调机制，解决可能存在的劳动纠纷，提高用人单位对农民工的关爱度；为农民工提供法律援助服务，帮助其了解和维护自己的合法权益，切实解决农民工申诉难的问题。

参考文献

- 1.边燕杰、王文彬、张磊、程诚，2012：《跨体制社会资本及其收入回报》，《中国社会科学》第2期，第110-126页。
- 2.陈钊、陆铭、陈静敏，2012：《户籍与居住区分割：城市公共管理的新挑战》，《复旦学报（社会科学版）》第5期，第77-86页。
- 3.丁从明、周颖、梁甄桥，2018：《南稻北麦、协作与信任的经验研究》，《经济学（季刊）》第2期，第579-608页。
- 4.费孝通，2005：《乡土中国》，北京：北京出版社，第29-40页。
- 5.胡武贤、游艳玲、罗天莹，2010：《珠三角农民工同乡聚居及其生成机制分析》，《华南师范大学学报（社会科学版）》第1期，第10-14页。
- 6.黄玖立、张玉书、吴敏、冼国明，2023：《种植结构与短半径合作——来自合伙制企业的经验证据》，《中国农村经济》第11期，第18-38页。
- 7.黄梓航、敬一鸣、喻丰、古若雷、周欣悦、张建新、蔡华俭，2018：《个人主义上升，集体主义式微？——全球文化变迁与民众心理变化》，《心理科学进展》第11期，第2068-2080页。
- 8.李培林，1996：《流动民工的社会网络和社会地位》，《社会学研究》第4期，第42-52页。
- 9.李志刚、刘晔、陈宏胜，2011：《中国城市新移民的“乡缘社区”：特征、机制与空间性——以广州“湖北村”为例》，《地理研究》第10期，第1910-1920页。
- 10.刘启超，2020：《社会网络对农民工同乡聚居的影响研究》，《经济科学》第2期，第101-115页。
- 11.刘启超，2023：《城市落户门槛、就业歧视与农民工同乡聚居》，《现代经济探讨》第3期，第54-62页。
- 12.刘涛、秦志龙、伍骏骞，2023：《农民工过度劳动行为的同群效应研究》，《中国农村经济》第9期，第101-121页。
- 13.刘毓芸、徐现祥、肖泽凯，2015：《劳动力跨方言流动的倒U型模式》，《经济研究》第10期，第134-146页。
- 14.鲁西奇，2014：《中国历史的空间结构》，桂林：广西师范大学出版社，第35-132页。
- 15.罗必良、耿鹏鹏，2022：《“稻米理论”：集体主义及其经济解理》，《华南农业大学学报（社会科学版）》第4期，第1-12页。
- 16.隋斌，2023：《中华农耕文明：历史演进、思想理念及对建设农业强国的现实启示》，《中国农村经济》第11期，第2-17页。
- 17.王春超、王聪，2016：《市场化、社会网络与城市农民工地缘集聚》，《经济社会体制比较》第1期，第44-56页。

- 18.王大哲、朱红根、钱龙, 2022: 《基本公共服务均等化能缓解农民工相对贫困吗?》, 《中国农村经济》第8期, 第16-34页。
- 19.王汉生、刘世定、孙立平、项飚, 1997: 《“浙江村”: 中国农民进入城市的一种独特方式》, 《社会学研究》第1期, 第58-69页。
- 20.王建国、李实, 2015: 《大城市的农民工工资水平高吗?》, 《管理世界》第1期, 第1-62页。
- 21.吴松弟, 2005: 《大门打开之后: 港口城市及其腹地与中国现代化进程》, 济南: 山东画报出版社, 第2-10页。
- 22.杨高、王宇渠、周春山, 2022: 《农民工“同乡村”的社会网络和聚居区经济研究——以深圳“四川村”为例》, 《城市学刊》第4期, 第58-63页。
- 23.叶静怡、薄诗雨、刘丛、周晔馨, 2012: 《社会网络层次与农民工工资水平——基于身份定位模型的分析》, 《经济评论》第4期, 第31-42页。
- 24.叶俊焘、蔡丽明, 2022: 《同乡聚集如何影响农民工职业安全——基于长三角、珠三角七个大城市的微观调查》, 《南京农业大学学报(社会科学版)》第6期, 第78-89页。
- 25.袁益, 2020: 《文化差异与中国农村人口流动意愿——基于“稻米理论”的视角》, 《中国农村经济》第10期, 第17-32页。
- 26.曾东林、吴晓刚、陈伟, 2021: 《移民的空间聚集与群体社会距离: 来自上海的证据》, 《社会》第5期, 第56-79页。
- 27.张博、孙涛, 2023: 《稻麦人所食 南北竟谁分: 金融组织区域发展差异的历史起源》, 《经济学(季刊)》第1期, 第353-370页。
- 28.张春泥、谢宇, 2013: 《同乡的力量: 同乡聚集对农民工工资收入的影响》, 《社会》第1期, 第113-135页。
- 29.周晔馨、涂勤、梁斌、叶静怡, 2019: 《农民工的社会资本如何形成: 基于社会网络的分析》, 《世界经济》第2期, 第170-192页。
- 30.Ai, C., and E. C. Norton, 2003, “Interaction Terms in Logit and Probit Models”, *Economics Letters*, 80(1): 123-129.
- 31.Bi, L., Y. Fan, M. Gao, C. Lee, and G. Yin, 2019, “Spatial Mismatch, Enclave Effects and Employment Outcomes for Rural Migrant Workers: Empirical Evidence from Yunnan Province, China”, *Habitat International*, 86(4): 48-60.
- 32.Liu, Y., Z. Li, Y. Liu, and H. Chen, 2015, “Growth of Rural Migrant Enclaves in Guangzhou, China”, *Urban Studies*, 52(16): 3086-3105.
- 33.Roodman, D., 2011, “Fitting Fully Observed Recursive Mixed-process Models with CMP”, *The Stata Journal*, 11(2): 159-206.
- 34.Talhelm, T., X. Zhang, S. Oishi, C. Shumin, D. Duan, X. Lan, and S. Kitayama, 2014, “Large-Scale Psychological Differences Within China Explained by Rice Versus Wheat Agriculture”, *Science*, 344(6184): 603-608.
- 35.Tian, F. F., and N. Lin, 2016, “Weak Ties, Strong Ties, and Job Mobility in Urban China: 1978-2008”, *Social Networks*, 44(1): 117-129.
- 36.Uskul, A. K., S. Kitayama, and R. E. Nisbett, 2008, “Ecocultural Basis of Cognition: Farmers and Fishermen Are More Holistic than Herders”, *Proceedings of the National Academy of Sciences*, 105(25): 8552-8556.

- 37.Varnum, W., and I. Grossmann, 2017, "Cultural Change: The How and the Why", *Perspectives on Psychological Science*, 12(6): 956-972.
- 38.Zhao, M., and Y. Jin, 2020, "Migrant Workers in Beijing: How Hometown Ties Affect Economic Outcomes", *Work, Employment and Society*, 34(5): 789-808.

(作者单位: 清华大学公共管理学院;
清华大学中国农村研究院)
(责任编辑: 胡 祎)

The Effect of Rice-Planting Culture on Fellow Townsman Co-residence of Migrant Workers: From the Perspective of Social Networks

LIU Qichao WANG Yahua

Abstract: Based on the data of Rural-Urban Migration in China, this study uses Probit model and IV-Probit model to empirically investigate the impact of rice-planting culture on migrant workers' choice of fellow townsman co-residence. The study finds that rice-planting culture significantly increases the probability of migrant workers living with fellow townsmen after entering the urban areas. The analysis of moderating effect shows that the above impact increases when migrant workers do not sign labor contracts or receive social security services, i.e., with the increased risks faced by the migrant workers. The mechanism analysis indicates that rice-planting culture makes migrant workers pay more attention to strong relationship networks, resulting in their being more inclined to choose to live with their fellow townsmen after entering the urban areas. Specifically, rice-planting culture will make the migrant workers' social interaction partners after they move to the urban areas mostly members of the strong relationship network, which leads to their fellow townsman co-residence. Based on this, in the process of promoting new urbanization, it is expected to accelerate the reconstruction of the social network of migrant workers to reduce their dependence on strong relationship networks, promote the equalization of basic public services in cities and towns, and strengthen the protection of labor rights and interests of migrant workers to enhance their ability to cope with risks.

Keywords: Migrant Workers; Fellow Townsman Co-residence; Rice Theory; Rice-Planting Culture; Social Network

农户数字金融使用决策存在邻里效应吗*

庄腾跃¹ 李顾杰¹ 罗剑朝^{1,2}

摘要：农村居民数字金融使用率较低、使用广度和使用深度不足、使用质量不高是制约数字金融在农村地区发展的因素。本文研究利用2013年、2015年、2017年和2019年四期中国家庭金融调查数据，通过面板Logit模型、面板负二项回归模型、双向固定效应模型和工具变量法识别农户数字金融使用决策的邻里效应。研究结果表明：邻里数字金融使用率对农户数字金融使用决策产生显著的正向影响。在邻里效应的示范和带动下，农户数字金融使用率、数字金融使用广度和数字金融使用深度均得到显著提升；邻里效应通过消弭农户知识型数字鸿沟和使用型数字鸿沟、改变农户风险态度两条途径影响其数字金融使用决策。异质性分析发现，邻里效应会因“领头羊”群体得到强化，且在中部地区和西部地区表现更突出。相较于对数字信贷产品使用决策的影响，邻里效应对农户数字支付和数字理财产品使用决策的影响更明显；政策宣传与邻里效应在促进农户使用数字金融的过程中存在交互效应，二者为替代关系。

关键词：数字金融 邻里效应 数字鸿沟 风险态度

中图分类号：F323.6 **文献标识码：**A

一、引言

农村金融是中国金融体系的重要组成部分，建设金融强国离不开农村金融的高质量发展。数字金融作为引领现代金融发展的风向标，借助互联网、大数据、人工智能等数字技术，实现金融服务的数字化、智能化和便捷化，扩展了农村金融体系的普惠性和包容性，对于提升农村地区金融服务效率、拓宽金融服务覆盖面、打通普惠金融“最后一公里”具有重要意义（张勋等，2019），已成为推动中国农村经济高质量发展，进而实现农业农村现代化的新动能和新引擎（周月书和苗哲瑜，2023）。因此，在锚定建设金融强国、着力提升金融服务实体经济质效的时代背景下，如何进一步推动数字金融

*本文研究得到国家自然科学基金面上项目“农业生物资产价值动态评估、抵押融资模式与风险管理政策研究”（编号：72273105）、国家自然科学基金面上项目“农业信用担保制度有效性评价、风险控制与体系构建研究”（编号：71873100）和中央农办、农业农村部乡村振兴专家咨询委员会软科学课题“金融赋能乡村振兴政策取向和实施路径研究”（编号：rkh20221801）的资助。感谢匿名评审专家的宝贵意见，当然，文责自负。本文通讯作者：罗剑朝。

在农村地区的拓展和延伸，不断满足农村经济社会发展和人民群众多样化的金融服务需求，是中国农村金融体系所面临的新考验。国家高度重视数字金融在农村地区的发展，印发《关于加快推进互联网金融发展的指导意见》《数字乡村发展战略纲要》《关于银行业、保险业做好金融“五篇大文章”的指导意见》等政策文件推动数字金融发展。《中共中央 国务院关于全面推进乡村振兴加快农业现代化的意见》指出要发展农村数字普惠金融，并明确了相应目标和任务，提出要把数字普惠金融业务作为惠及广大农村居民的一项实事工程落到实处，让其成为老百姓乐于接受和响应的自觉行动^①。

但值得注意的是，农村居民对数字金融的使用和响应并未达到预期的效果。由第 45 次《中国互联网络发展状况统计报告》可知，截至 2020 年 3 月，农村地区互联网普及率为 46.2%，城镇地区互联网普及率为 76.5%^②。温涛和刘渊博（2023）根据 2019 年中国家庭金融调查数据测算得出，农村居民数字金融使用率仅为 23.52%，而城市居民的这一比例为 76.48%，农村居民和城镇居民在数字金融的可用性和可获得性方面存在明显差异，城乡数字鸿沟较为明显。张龙耀等（2021）基于课题组的调查数据发现，在使用数字金融的农村居民中，63.41% 的农户仅使用过一种数字金融产品，使用一种以上数字金融产品的农户仅占 18.91%，农村居民使用数字金融的广度和深度存在巨大的提升空间。另外，农村地区非法集资、数字诈骗、数字金融产品爆雷等事件频发，知识型和使用型数字鸿沟进一步削弱了农村居民对金融骗局的识别能力。可见，农村居民数字金融使用率较低、使用广度和使用深度不足、使用质量不高等问题广泛存在，导致数字金融在农村地区难以真正发挥其优势。这不仅影响了农村地区的资金配置效率，而且还因存在数字鸿沟而拉大城乡居民收入差距，成为制约数字乡村建设和农业农村高质量发展的关键桎梏。

为破解这一桎梏，已有研究围绕农村居民数字金融参与和行为响应效果不理想等问题总结了以下几个方面的影响因素：第一，个人基本特征。何婧等（2017）认为性别、年龄、受教育程度等个人基本特征是影响多数农户使用数字金融的主要因素。李超伟和张龙耀（2023）研究发现，户主为女性、户主年龄较大、户主受教育程度较低的农村家庭使用数字金融的概率更低。第二，金融知识和数字素养。农户由于欠缺金融知识和数字素养，很容易出现认知和行为偏差（张龙耀等，2021），进而限制他们对数字金融的参与和响应（温涛和刘渊博，2023）。万广华等（2022）的研究也证实了金融知识和数字素养等人力资本的差异可能是导致部分农户无法共享数字经济发展红利的关键。第三，数字鸿沟。由数字基础设施、信息通信技术和数字产业业态发展不均衡（曾亿武等，2022）造成的各级数字鸿沟严重阻碍了农户的数字金融参与和响应。陈晓洁等（2022）的研究则表明，工具型数字鸿沟对数字信贷参与没有显著影响，知识型和使用型数字鸿沟是欠发达地区农户数字信贷参与不足的主要原因。

通过梳理发现，上述文献在研究视角和实证分析层面存在进一步探讨的空间。一方面，现有研究大多将农户视为独立的决策单元，从个人特征和数字环境等角度分析农户数字金融参与和响应，较少

^①资料来源：《加快农村数字普惠金融体系建设（议政建言）》，《人民日报》2023 年 2 月 9 日 18 版。

^②资料来源：《第 45 次〈中国互联网络发展状况统计报告〉（全文）》，https://www.cac.gov.cn/2020-04/27/c_1589535470378587.htm。

研究考虑农户作为“社会人”的属性特征。农村社会中的人际关系存在“他人取向”的特征，血缘、亲缘和地缘的关系网络使得邻里间的行为决策相互影响，农户的生产经营等行为决策都有可能跟随邻里，呈现较强的邻里效应。例如：土地流转、生物农药施用等行为决策（方航和陈前恒，2020；唐林和罗小锋，2022）具有邻里效应；牧户的载畜率（史雨星等，2022）和农民贫困脆弱性（左孝凡，2020）也呈现“近墨者黑”的现象。在农村社会普遍缺乏金融知识普及教育的背景下，农户获取使用数字金融的知识和技能大多依赖于邻里的信息传递和知识溢出，这种信息和知识与农户数字金融使用密切相关（徐建奎等，2023）。此外，农村数字金融诈骗的规模性和连片性也从侧面反映了农户数字金融使用可能存在互相模仿的现象。另一方面，现有研究在实证分析中主要以农户是否使用数字金融为被解释变量，并基于 Probit 和 Logit 模型采用截面数据进行分析。该做法存在一定缺陷：其一，是否使用数字金融仅体现农户的基本使用情况，而无法反映农户使用数字金融的深度和质量。事实上，随着农村地区数字金融的不断完善，如何提升农户数字金融使用深度和使用质量是发展农村数字经济、建设数字乡村的重要议题。目前，相关文献采用金额或频率等绝对指标衡量农户数字金融使用深度，但这一衡量方式具有一定的片面性。由于数字金融包含较多产品种类，农户对不同数字金融产品的使用深度也大不相同，现有衡量方式无法客观、全面地反映农户数字金融使用深度。其二，已有文献大多基于截面数据开展研究，无法控制农户家庭层面的不可观测特征，导致估计结果有偏。并且，农户会随时间推移调整数字金融使用决策，因此，使用截面数据无法反映农户数字金融使用决策的动态变化。

本文的研究目的在于进一步拓展农户数字金融使用制约因素的研究视角，探究农户数字金融使用背后的社会学原理，以及如何合理利用邻里效应促进农户规范、科学地使用数字金融，从而破解农村居民数字金融使用率低、使用深度不足和使用质量不高的现实困境，充分发挥数字金融的优势，使其成为提升农村家庭福利水平的有效工具。为此，本文利用 2013 年、2015 年、2017 年和 2019 年四期中国家庭金融调查的平衡面板数据，实证分析农户数字金融使用决策是否存在邻里效应及其作用机制。本文可能具有以下边际贡献：第一，从经济学、社会学等学科视角出发，构建理论分析框架，对邻里数字金融使用率能否促进农户使用数字金融、拓宽数字金融使用广度和提升数字金融使用深度进行分析和探讨，尝试弥补农户数字金融使用制约因素研究的不足；第二，从数字鸿沟和风险态度两个角度切入，探讨并解释邻里效应对农户数字金融使用决策的作用机制，为进一步促进数字金融在农村地区的发展和应用提供基础实证支撑；第三，在乡村社会结构转型背景下，考虑到农户在使用数字金融过程中所依赖的信息传递渠道存在差异，本文基于信息传递的正式渠道和非正式渠道，揭示政策宣传与邻里效应在促进农户数字金融使用过程中的交互效应，为有效运用政策宣传、充分发挥邻里效应的示范带动作用，推进农村地区数字金融发展提供决策参考。

二、理论分析与研究假说

（一）农户数字金融使用决策存在邻里效应的内在逻辑

社会互动理论认为，个体行为是社会化的产物，个体决策并非独立决策，不仅取决于其认知水平和家庭资本禀赋等特征，还会受到群体内其他个体行为的直接影响，并将其他个体的决策作为自己的

决策依据，这一影响被称作邻里效应（Graham, 1999; Manski, 2000）。根据 Choi and Sias (2009) 的研究，农户数字金融使用决策存在邻里效应主要源自两个方面的内在逻辑。

一是农户模仿村庄其他居民的数字金融使用决策产生的从众效应。一方面，人际关系理论认为，人们一般具有希望被大多数人接受的心理倾向（王军鹏等，2020），尤其在农村邻里交往过程中形成的舆论、风气及行为规范会对农户造成一种无形的群体压力，使农户的观点或行为更容易受到群体的影响，从而表现出与邻里决策趋同的结果。另一方面，从理性小农的视角来看，跟随邻里进行决策通常是减少成本和降低风险的有效途径。信息在数字金融使用决策中发挥着重要作用，农户可获得的关于数字金融的信息主要包括私有信息和公共信息两类，私有信息涉及数字支付操作信息搜寻、数字理财产品收益率计算、数字信贷产品利率比较和数字金融产品风险规避等内容，这些私有信息的获取需要农户付出极大的成本和努力。而在农村熟人社会中，在农户普遍缺乏数字金融知识的背景下，农户可以直接参考邻里付出一定时间和精力所作出的决策，从而降低自身的信息搜寻成本和执行成本。此外，模仿邻里的决策还可以有效地规避由于个人能力限制、信息不完备带来的使用风险。因此，在权衡上述成本与风险后，跟随邻里作出决策就成为一项对农户自身有利的选择。

二是农户在与邻里交往过程中邻里数字金融使用行为结果所形成的示范效应。特质激活理论认为，适宜的外部情境能够激活个体的某些内在特质，从而促使个体产生相应的行为（刘玉新等，2020）。个体追求利润最大化的假设是理性小农所具备的内在特质，而邻里使用数字金融的行为结果则构成了激活农户上述特质的外部情境，即农户的数字金融使用决策会受到邻里行为结果的影响，具体表现为农户会以邻里特定决策下取得的社会、经济和生活等方面的结果好坏为依据，作出自己的数字金融使用决策（Scharfstein and Stein, 1990）。当农户观察到邻里使用数字金融取得较好的结果时，农户受到结果的激励，会参照邻里的做法使用数字金融，产生正向示范效应；反之，则产生负向示范效应，抑制农户使用数字金融。在数字经济发展和数字技术广泛应用等宏观背景的影响下，农户作为数字技术革命的受益者之一，通常很难感知数字技术对经济增长和产业升级的推动作用，更多从自身的收入、消费和信贷等微观视角切实受益。而数字金融恰恰具备增加财产性收入、提高支付便利性和缓解信贷约束等优势，并且这些优势会在农户与邻里互动交往中进一步传递和强化，从而产生正向示范效应，促进农户使用数字金融。综上所述，两种影响的区别在于，从众效应主要表现为简单模仿，示范效应则主要强调结果驱动。据此，本文提出假说 H1。

H1：农户数字金融使用决策存在邻里效应，邻里数字金融使用率越高，农户使用数字金融的概率越大。

（二）邻里数字金融使用影响农户数字金融使用决策的作用机制

结合农户的金融素养水平及其所处的社会环境，邻里数字金融使用主要通过两条机制促进农户数字金融参与。

一是消弭知识型和使用型数字鸿沟。已有研究表明，工具型数字鸿沟已不再是农户参与数字金融的障碍，知识型和使用型数字鸿沟是农户数字金融参与不足的关键原因（陈晓洁等，2022）。有限理性理论认为，认知局限（知识约束）应纳入个体的行为决策方程，即金融知识和理解能力不足会增加农户数

字金融使用决策的信息搜寻和处理成本，从而降低农户使用数字金融的积极性。而根据社会学习理论，人的多数行为是通过观察别人的行为而习得的，强调观察学习在行为获得中的作用。基于该理论，农户能够通过邻里之间的交流来学习他人使用数字金融所积累的知识和经验（Mitton et al., 2018），从而提升农户的数字金融知识水平，消弭知识型数字鸿沟。此外，邻里作为农户日常生活交流最为频繁的对象之一，会在潜移默化中向农户分享数字金融的操作流程和使用技巧，从而消弭使用型数字鸿沟。

二是改变农户的风险态度。个体的行为决策受其风险态度和偏好的影响（毛慧等，2022）。一般而言，由于农村地区受教育程度和数字金融宣传普及程度较低，大多数农户属于风险厌恶者，在选择金融产品时会更倾向于收益率稳定、风险低的产品，并且更相信“看得见、摸得着”的金融机构实体网点。数字金融虽然跨越了空间上的地理阻隔，但这一优势并不一定能为农户所认可。同时，数字金融诈骗、理财产品爆雷事件频发，更加剧了农户对数字金融的风险厌恶，导致农户对数字金融的参与和响应不足。然而，从信任视角来看，“远亲不如近邻”的观念使农村邻里之间更容易建立信任，在面对新事物时，若邻里能够参与其中，那么，农户依据邻里信任的判断，会倾向于和邻里作出相同的决策。例如，农户对数字金融优势的感知会在邻里互动交往中不断被强化，使农户逐渐意识到使用数字金融带来的益处大于可能产生的风险，从而改变其对数字金融的风险态度，进而促进农户接纳数字金融产品。根据以上分析，本文提出假说 H2a 和 H2b。

H2a：邻里数字金融使用能够消弭农户知识型和使用型数字鸿沟，促进农户使用数字金融。

H2b：邻里数字金融使用能够改变农户风险态度，促进农户使用数字金融。

（三）政策宣传与邻里效应的交互效应

政策宣传是强烈的外部干预，属于信息传递的正式渠道，主要通过正规宣传、培训和政策信息推介等外在干预机制实现目标（刘昂，2018）。相比之下，由“简单模仿”和“结果驱动”引致的邻里效应主要通过日常生产和生活中的互动交流，使农户形成一种内在的模仿，进而实现对农户行为的引导，属于信息传递的非正式渠道（胡珺等，2017）。在乡村社会结构不断转型的背景下，厘清正式渠道与非正式渠道在农户数字金融使用中的作用及其相互关系，对于推动农村地区数字金融发展、提升数字乡村治理水平至关重要。政策宣传和邻里效应作为两种不同属性的信息传递渠道，对农户数字金融使用决策在不同阶段产生不同的影响，导致二者在实际影响过程中存在交互效应。一方面，政策宣传通过举办正规的培训活动、科普讲座和教育课堂等线下宣传向农户普及数字金融知识和使用规范，促使农户规范、科学地使用数字金融。因此，政策宣传和邻里效应出现了在引导农户使用数字金融功能上的重叠，从而可能表现出此消彼长的替代关系。另一方面，伴随着乡村社会结构转型以及数字化冲击带来的生活、工作方面的改变，农村家庭的人际交往特征发生变化，邻里之间的人际交往逐渐趋向平淡和疏远（闫文鑫，2010）。农村居民获取数字金融相关信息不再单单依靠邻里间面对面的交谈，而转向互联网、电视、广播等大众传播媒介的线上宣传，这对邻里间接触性信息传播（社会互动）的效果可能产生影响，从而表现为对邻里效应的削弱。鉴于此，本文提出假说 H3。

H3：政策宣传与邻里效应存在一定的交互效应，二者表现出此消彼长的替代关系。

综上所述，农户数字金融使用决策的邻里效应理论机制如图 1 所示。

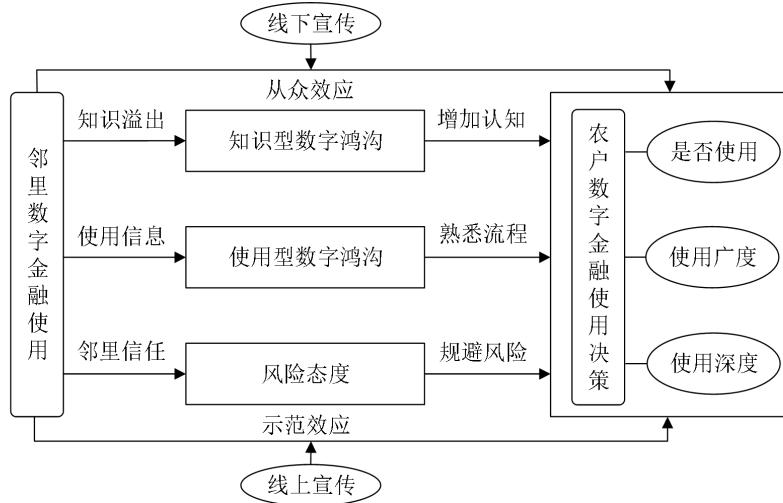


图 1 邻里数字金融使用影响农户数字金融使用决策的分析框架

三、研究设计

(一) 数据来源

本文数据来源于西南财经大学在全国范围内开展的中国家庭金融调查（China household finance survey，简称 CHFS），数据具有较好的代表性。为了探究农户数字金融使用是否存在邻里效应，本文对样本数据进行清洗、筛选与合并。具体操作方法为：首先，由于 CHFS 问卷从 2013 年开始调查农村家庭数字金融使用情况，故本文选取了 2013 年、2015 年、2017 年和 2019 年的四期数据；其次，本文剔除城镇家庭样本，仅保留农村家庭样本；再次，本文筛选参与过四期调查的受访家庭，剔除受访者不是户主以及关键变量信息缺失的样本；最后，为保证每个样本农户拥有可参照的邻里，本文还剔除了仅有一个样本农户的村庄。本文最终得到四期平衡面板数据集，涵盖 3272 个农村家庭的 13088 个观测值，样本分布在全国 28 个省（区、市）的 340 个村庄。本文研究使用的省级互联网宽带接入端口数据来源于国家统计局《中国统计年鉴》。

(二) 模型设定

由于农户数字金融使用决策包含 3 个不同类型的变量，因此，采用不同的方法进行估计。具体而言，农户数字金融使用是二值虚拟变量，因此，本文借鉴刘进等（2023）的研究，采用固定效应的面板 Logit 模型识别农户数字金融使用是否存在邻里效应。农户数字金融使用广度是离散变量，具有典型的计数特征，并且可能存在过度分散的情况。为此，本文参考曹璇和罗剑朝（2015）的研究，建立面板负二项回归模型，同时控制样本的个体和时间固定效应，考察邻里数字金融使用率对农户数字金融使用广度的影响。本文进一步关注邻里数字金融使用率对农户数字金融使用深度的影响。农户数字金融使用深度为连续变量，因此，本文借鉴宋科等（2023）的做法，构建双向固定效应模型探讨邻里数字金融使用率对农户数字金融使用深度的影响。构建基准回归模型如下：

$$Digfina_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 Peer_{it} + \alpha_2 X_{it} + \alpha_3 Peer_X_{it} + \chi_i + \delta_t + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

(1) 式中: $Digfina_{it}$ 代表第 i 个农户第 t 期的数字金融使用决策, 包括农户数字金融使用、数字金融使用广度和数字金融使用深度; $Peer_{it}$ 代表邻里数字金融使用率; X_{it} 代表受访者个人特征和家庭特征; $Peer_X_{it}$ 为村庄、省级等特征变量; χ_i 和 δ_t 分别代表个体和时间固定效应; ε_{it} 是随机扰动项; α_0 为常数项; α_1 反映村庄中其他农户数字金融使用对个体数字金融使用决策的影响, 即本文关注的邻里效应; α_2 反映受访者个体特征和家庭特征对其数字金融使用的影响; α_3 则体现农户数字金融使用受到村庄及省级经济社会特征的影响, 也被称为情景影响。

尽管本文选择能够在一定程度上解决内生性问题的模型, 并尽可能控制相关变量, 但依然可能面临邻里效应识别中的反向因果问题, 即在邻里数字金融使用率影响农户数字金融使用决策的同时, 农户使用数字金融的决策也可能反过来影响邻里的数字金融使用。例如, 若受访农户在村内具有一定的社会地位或影响力, 那么, 受访农户使用数字金融对其邻里的决策可能产生更大的影响。为了处理反向因果问题导致的内生性偏误, 本文进一步采用工具变量法进行回归, 具体模型如下:

$$Peer_{it} = \theta_0 + \theta_1 Ins_{it} + \theta_2 X_{it} + \theta_3 Peer_X_{it} + \eta_i + \pi_t + \varphi_{it} \quad (2)$$

$$Digfina_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 \hat{Peer}_{it} + \alpha_2 X_{it} + \alpha_3 Peer_X_{it} + \chi_i + \delta_t + \varepsilon_{it} \quad (3)$$

(2) 式中: Ins_{it} 表示工具变量, η_i 是个体固定效应, π_t 是时间固定效应, φ_{it} 为随机扰动项, θ_0 为截距项, θ_1 、 θ_2 和 θ_3 为待估计参数, 其他符号含义与 (1) 式一致。 (3) 式中: \hat{Peer}_{it} 是通过第一阶段回归得到 $Peer_{it}$ 的估计值, 其他符号含义与 (1) 式一致。

(三) 变量说明

1. 被解释变量。本文被解释变量为数字金融使用决策, 从数字金融使用、数字金融使用广度、数字金融使用深度三个方面衡量。第一, 数字金融使用。首先, 本文参照宋文豪等 (2023) 的研究, 通过问题“您家主要使用过、开通了下面哪些形式的银行服务 (可多选)?”识别使用数字金融的农户, 若受访者选择“手机银行”或“网上银行”, 则认为该农户使用数字金融。其次, 本文借鉴何婧和李庆海 (2019) 的做法, 将数字金融使用的范围定义为数字支付、数字理财和数字信贷使用, 并利用 CHFS 问卷中关于数字支付、数字理财和数字信贷的信息进一步识别农户数字金融使用情况。具体问题为: “您家在购物时 (包括网购), 是否使用网银 (手机银行) 支付以及支付宝、微信、京东网银钱包、百度钱包、云闪付等第三方支付账户支付?” “您家是否通过手机银行、余额宝、微信零钱通、京东小金库和百度百赚等购买理财产品?” “您家是否因各类生产经营活动、购买住房等原因有尚未还清的互联网借款?”。若受访者使用了数字支付、数字理财或数字信贷中的任何一项, 则认为该农户使用了数字金融。最后, 本文结合上述两种识别结果, 构建样本农户数字金融使用的虚拟变量。若任意一种识别结果为农户使用数字金融, 赋值为 1; 反之, 则赋值为 0。第二, 数字金融使用广度。参考张龙耀等 (2021) 的研究, 本文将农户使用数字金融产品的种类 (包含数字支付、数字理财和数字信贷三大种类) 作为农户数字金融使用广度的代理变量。第三, 数字金融使用深度。由于数字金融产品包

含数字支付、数字理财和数字信贷，因此本文先计算农户分别使用三类数字金融产品的深度。具体而言，数字支付使用深度采用农户通过网银（手机银行）和第三方账户支付的金额占其所有渠道支付金额^①的比例衡量。数字理财使用深度采用农户购买数字理财产品的金额占其所有金融资产^②的比例衡量。数字信贷使用深度采用农户互联网贷款额占其总贷款的比例衡量。然后，本文采用熵权法计算数字金融综合使用深度^③。

2.核心解释变量。本文核心解释变量为邻里数字金融使用率。晏艳阳等（2017）指出，在邻里效应的研究中，如果互动群体定义的范围过大或人数过多，邻里个体之间交往存在困难，不利于准确识别邻里效应。中国特有的户籍制度以及由自然条件和历史文化形成的村落，是天然的人际互动交往社区。而且，由于户籍限制，农户往往不会根据自身偏好居住到其他村庄。这在一定程度上规避了因样本自我选择形成的关联效应对邻里效应产生干扰。因此，本文参照晏艳阳等（2018）、方航和陈前恒（2020）的做法，认定同一行政村内的农户互为邻里，计算同一行政村内除受访农户外其他受访农户的平均数字金融使用率，以该指标反映村庄整体的数字金融使用情况，进而揭示农户数字金融使用决策是否受到邻里效应的影响。

3.工具变量。借鉴已有文献的工具变量构造思路（晏艳阳等，2017；张川川和朱涵宇，2021），本文选取邻里户主健康状况和邻里户主平均年龄作为工具变量。一方面，大量研究表明，农民个体的健康状况越好、年龄越小，使用数字金融的概率越高（郭峰和王瑶佩，2020；徐建奎等，2023），邻里户主健康状况和邻里户主平均年龄与邻里数字金融使用率存在较大的相关性。另一方面，由于在计算邻里户主健康状况和邻里户主平均年龄时，并未将相应受访农户纳入计算范围，并且健康状况和年龄具有较强的偶然性和随机性，是不由个体决定的变量，一个村庄内户主的健康状况和年龄具有较大的差异，因此，邻里户主健康状况和邻里户主平均年龄不太可能通过邻里效应对受访农户的数字金融使用决策产生直接影响，工具变量满足外生性原则。

4.机制变量。借鉴陈晓洁等（2022）的研究，本文选取知识型数字鸿沟、使用型数字鸿沟和风险态度作为机制变量。对于问题“您家为什么没有使用互联网支付、购买数字理财产品以及进行互联网借贷”：若农户选择“没有相关知识”“产品设计太复杂，很难理解”“没有听说过”等选项，则认为农户受到知识型数字鸿沟的影响，知识型数字鸿沟变量赋值为1；反之，赋值为0。若农户选择“不知道如何购买”“购买程序复杂”“操作过程太复杂，不愿意使用”等选项，则认为农户受到使用型数字鸿沟的影响，使用型数字鸿沟变量赋值为1；反之，赋值为0。对于问题“如果您有一笔资金用于投资，您最愿意选择哪种投资项目”：若农户选择高风险、高回报的项目，略高风险、略高回报的项目，以及平均风险、平均回报的项目，则视为风险偏好者，风险态度变量赋值为1；若农户选择略低

^①所有支付渠道包含：现金支付、银行卡（含信用卡）POS机支付、网银（手机银行）支付、第三方账户支付等。

^②所有金融资产包括：活期存款、定期存款、股票、基金、理财产品、债券、衍生品、非人民币资产、黄金、其他金融资产、现金和借出款。

^③利用熵权法，对数字支付使用深度、数字理财使用深度和数字信贷使用深度所赋权重分别为0.308、0.328和0.364。

风险、略低回报的项目，或者不愿承担任何风险，视为风险厌恶者，风险态度变量赋值为0。

5.控制变量。由于农户数字金融使用属于个体行为决策，因此，本文依据行为经济学、计划行为理论以及数字金融的相关研究，参照张龙耀等（2021）和徐建奎等（2023）的做法，选取受访者的个人特征、家庭特征、村庄特征等变量，尽可能地控制其他因素对农户数字金融使用的影响。考虑到户主是家庭主要经营决策者，本文选择的个人特征变量包括户主的性别、年龄、文化程度、政治面貌和健康状况，家庭特征变量包括家庭商业保险参与、家庭总资产、家庭非农收入、家庭外出务工人数，村庄特征变量包括村庄到市场距离、村庄便民金融服务点数量。此外，本文还控制了互联网宽带接入端口这一省级层面变量来剥离农户数字金融使用存在的外生效应产生的干扰（也称情景影响）。

6.其他变量。为进一步探究政策宣传与邻里效应在影响农户数字金融使用决策中的交互效应，本文将政策宣传划分为两个方面：一是线下宣传。若农户通过政府、金融机构和村委会等主体举办的数字金融宣传讲座、访谈等正式活动获取数字金融使用相关信息，则认为农户接受了线下宣传，将线下宣传变量赋值为1；反之，赋值为0。二是线上宣传。若农户从手机、电脑等网络环境的推荐中获取了数字金融相关知识，则认为农户接受了线上宣传，将线上宣传变量赋值为1；反之，赋值为0。

相关变量的定义及描述性统计分析结果如表1所示。

表1 变量的定义及描述性统计分析结果

变量分类	变量名称	变量定义与赋值	最小值	最大值	均值	标准差
被解释变量	数字金融使用	是否使用数字金融：是=1，否=0	0	1	0.199	0.399
	数字金融使用广度	使用数字金融产品的种类数（种）	0	3	0.248	0.569
	数字金融使用深度	由熵权法计算得出	0	0.997	0.035	0.099
核心解释变量	邻里数字金融使用率	除受访者外，同村其他受访者的平均数字金融使用率	0	1	0.202	0.245
工具变量	邻里户主健康状况	除受访农户户主外，同村其他受访农户户主的平均健康状况	1.071	5	3.294	0.755
	邻里户主平均年龄	除受访农户户主外，同村其他受访农户户主的平均年龄（岁）	22.786	70.143	49.693	7.037
机制变量	知识型数字鸿沟	是否受到知识型数字鸿沟：是=1，否=0	0	1	0.562	0.496
	使用型数字鸿沟	是否受到使用型数字鸿沟：是=1，否=0	0	1	0.080	0.272
	风险态度	是否为风险偏好者：是=1，否=0	0	1	0.078	0.268
控制变量	性别	户主性别：男=1，女=0	0	1	0.528	0.499
	年龄	户主年龄分组：60岁及以上=3，45~60岁=2，45岁以下=1	1	3	2.047	0.829
	文化程度	户主受教育年限（年）	0	16	6.367	2.826
	政治面貌	户主是否为党员：是=1，否=0	0	1	0.090	0.286
	健康状况	户主健康状况：非常健康=5，健康=4，一般=3，不健康=2，非常不健康=1	1	5	3.192	1.082

表1 (续)

	家庭商业保险参与	家庭是否购买(过)商业保险, 包含商业人寿保险、商业健康保险和其他商业保险: 是=1, 否=0	0	1	0.071	0.257
控制变量	家庭总资产	家庭资产总估值(万元)	0.069	480	28.426	49.777
	家庭非农收入	家庭当年非农收入(万元)	0	36.979	3.819	12.626
	家庭外出务工人数	家庭成员中外出打工人数(人)	0	5	1.829	1.105
	村庄到市场距离	村庄到最近的农贸市场或自由市场的距离(千米)	1	6	2.257	0.708
	村庄便民金融服务点数量	村庄内可实现取款、汇款、代理缴费等功能的便民金融服务点数量(个)	1	3	1.597	0.293
	互联网宽带接入端口	省级互联网宽带接入端口数量(万个)	117.800	8537.980	2161.389	1629.623
其他变量	线下宣传	是否接受线下宣传: 是=1, 否=0	0	1	0.028	0.164
	线上宣传	是否接受线上宣传: 是=1, 否=0	0	1	0.071	0.256

注: 家庭总资产和家庭非农收入变量在后文回归时以“元”为单位, 并取自然对数; 互联网宽带接入端口变量在后文回归时取自然对数处理。

四、回归结果分析

(一) 基准回归结果

基准回归结果如表2所示。其中, (1)列、(3)列和(5)列分别为采用面板Logit模型、面板负二项回归模型和双向固定效应模型的估计结果。结果显示, 邻里数字金融使用率对农户数字金融使用、数字金融使用广度和数字金融使用深度均产生正向显著影响。这说明, 邻里数字金融使用在一定程度上能够影响农户数字金融使用决策, 邻里数字金融使用率越高, 农户使用数字金融的概率越大, 即农户数字金融使用决策存在明显的邻里效应, H1得到初步验证。表2(2)列、(4)列和(6)列则为两阶段最小二乘法估计结果^①。邻里数字金融使用率均在1%的水平上显著, 表明在考虑内生性问题之后, 邻里数字金融使用率仍然对农户数字金融使用、数字金融使用广度和数字金融使用深度具有显著的促进作用。但是, 相较于固定效应的面板回归结果, 邻里数字金融使用率在2SLS回归中的估计系数更小, 说明内生性问题高估了邻里效应对农户数字金融使用决策的影响, 在解决该问题后得到的回归结果更趋近于真实的“净效应”。同时, Kleibergen-Paap rk LM统计量为115.291, p值远小于0.01, 拒绝工具变量不可识别的原假设, 因此, 不存在工具变量不可识别问题。Cragg-Donald Wald F统计量为901.987, 远大于Stock-Yogo弱工具变量检验在10%水平上的临界值19.93, 因此, 不存在弱工具变量的问题。Hansen J检验p值均大于0.1, 通过过度识别检验。总体而言, 上述检验说明邻里户主健康状况和邻里户主平均年龄是有效的工具变量。

^①第一阶段估计结果中, 工具变量邻里户主健康状况和邻里户主平均年龄的估计系数分别为0.142和-0.002, 且分别在1%和5%的水平上显著, 同时, 一阶段F值为106.06, 远大于临界值10, 说明工具变量满足相关性原则。

农户数字金融使用决策存在邻里效应吗

表2 邻里数字金融使用影响农户数字金融使用决策的基准回归结果

变量名称	数字金融使用		数字金融使用广度		数字金融使用深度	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
邻里数字金融使用率	3.021*** (0.164)	0.164*** (0.049)	1.646*** (0.088)	0.224*** (0.067)	0.089*** (0.012)	0.036*** (0.014)
性别	0.029 (0.587)	0.001 (0.052)	-0.099 (0.302)	-0.074 (0.095)	-0.026 (0.018)	-0.020 (0.019)
年龄	0.153 (0.197)	0.009 (0.014)	0.141 (0.110)	0.014 (0.023)	0.003 (0.004)	0.003 (0.004)
文化程度	0.174*** (0.061)	0.024*** (0.007)	0.101*** (0.032)	0.031*** (0.011)	0.003** (0.002)	0.003* (0.002)
政治面貌	-0.195 (0.184)	-0.021 (0.017)	-0.103 (0.101)	-0.018 (0.026)	0.002 (0.005)	0.001 (0.005)
健康状况	0.353*** (0.047)	0.025*** (0.005)	0.322*** (0.025)	0.032*** (0.008)	0.005*** (0.001)	0.006*** (0.002)
商业保险参与	4.673*** (0.199)	0.622*** (0.019)	1.536*** (0.059)	0.766*** (0.030)	0.109*** (0.006)	0.118*** (0.006)
家庭总资产	0.039 (0.039)	0.012*** (0.003)	0.031 (0.024)	0.019*** (0.004)	-0.000 (0.001)	-0.000 (0.001)
家庭非农收入	0.245*** (0.026)	0.019*** (0.001)	0.143*** (0.015)	0.024*** (0.002)	0.002*** (0.000)	0.002*** (0.000)
家庭外出务工人数	0.043 (0.033)	0.017*** (0.002)	0.051*** (0.017)	0.025*** (0.003)	0.003*** (0.001)	0.003*** (0.001)
村庄到市场距离	-0.013 (0.098)	-0.002 (0.008)	-0.108 (0.047)	-0.015 (0.014)	-0.007*** (0.002)	-0.006*** (0.003)
村庄便民金融服务点数量	0.158 (0.231)	0.049 (0.030)	0.264*** (0.130)	0.107** (0.057)	0.014* (0.009)	0.020** (0.010)
互联网宽带接入端口	0.063*** (0.480)	0.004*** (0.001)	0.025*** (0.003)	0.007*** (0.002)	0.001*** (0.000)	0.001*** (0.000)
个体固定效应	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制
时间固定效应	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制
Kleibergen-Paap rk LM统计量		115.291		115.291		115.291
Cragg-Donald Wald F统计量		901.987		901.987		901.987
Hansen J 检验 p 值		0.759		0.143		0.334
伪 R ²	0.577		1506.500			
Wald χ^2						

表2 (续)

F统计量				40.320	
观测值数	6924	13088	6376	13088	13088

注: ①***、**和*分别表示1%、5%和10%的显著性水平。②括号内为聚类到村级层面的稳健标准误。③由于面板Logit模型和面板负二项回归模型依赖于更强的前提假设, 在控制个体和时间固定效应时会损失一部分样本, (1)列和(3)列最终观测值数为6924和6376个。

从回归结果可以看出, 个人特征、家庭特征和村庄特征等对数字金融使用、数字金融使用广度和数字金融使用深度具有显著影响。在个人特征层面, 户主文化程度和健康状况均对数字金融使用、数字金融使用广度和数字金融使用深度产生正向显著影响。这可能是因为, 文化程度高、健康状况良好的农民接受新事物的能力较强, 对数字金融有一定的认知, 因此更有可能深入地、多样化地使用数字金融。在家庭特征层面, 家庭商业保险参与、家庭非农收入和外出务工人数均显著促进农户的数字金融使用, 提高数字金融使用广度和数字金融使用深度。商业保险的保费通常较高, 能够负担商业保险的农村家庭往往经济条件较好, 有多余的资金用来投资, 同时能够承担数字金融产品的利率成本或风险, 因此更有可能使用数字支付、理财和信贷等数字金融产品。家庭非农收入和外出务工人数可以体现受访农户的非农化程度, 非农化程度越高, 说明农户接触数字金融产品的机会越多, 使用数字金融产品的概率越高。在村庄特征层面, 村庄到市场距离显著抑制了农户的数字金融使用深度。村庄到市场的距离在一定程度上反映农户受到的地理排斥, 而地理排斥是制约数字金融在农村地区推广和发展的重要因素, 因此, 村庄到市场距离越远, 农户的数字金融使用深度越低。村庄便民金融服务点数量显著提高农户数字金融使用广度和数字金融使用深度。这是因为, 良好的农村金融环境有助于数字金融的发展, 村庄便民金融服务点数量越多, 当地的农村金融环境越好, 农户可接触的数字金融产品就越多, 农户数字金融使用广度和数字金融使用深度就越高。此外, 在省级特征层面, 互联网宽带接入端口对农户数字金融使用、数字金融使用广度和数字金融使用深度均产生正向显著影响。这说明, 互联网等数字基础设施建设是农户使用数字金融的“硬件”前提, 也是重要的基础和保障。

(二) 稳健性检验

1.剔除位于农村金融相关改革试点地区的样本。一般而言, 对农村金融相关改革试点地区, 政策的倾斜力度较大。在政策协同推动下, 农村金融相关改革试点地区的金融机构创新水平、金融科技应用和服务能力均高于其他地区, 数字金融的发展和普及也走在前列。因此, 处于农村金融相关改革试点地区的农户在宏观政策的影响下对数字金融的接受度和认可度较高, 他们使用数字金融的决策更可能因受到政策环境的驱动而具有趋同现象。这意味着, 在基准回归结果中, 本文关注的农户数字金融使用决策的邻里效应极有可能因为含混“试点效应”而被高估。为此, 本文将农村金融相关改革试点地区^①的样本农户剔除, 在此基础上重新进行估计。回归结果^②表明, 剔除位于农村金融相关改革试点

^①农村金融相关改革试点包括农村金融服务综合改革试点、普惠金融改革试验区、普惠金融综合示范区等。

^②因篇幅所限, 相应结果可在《中国农村经济》网站查看本文附录。

地区的样本农户后，邻里数字金融使用率仍然显著影响农户的数字金融使用决策。因此，在排除宏观政策的影响后，农户数字金融使用决策仍存在一定的邻里效应，基准回归结果具有稳健性。

2. 排除数字经济发展水平的干扰。除宏观政策外，可能影响农户数字金融使用决策的另一项重要环境因素是数字经济发展水平。在数字经济发展水平较高的地区，数字金融产品和服务通常比较丰富，农户接触和使用数字金融的机会较多，使用数字金融的可能性更大。对此，本文参考慕娟和马立平(2021)的研究，计算2013—2019年各省（区、市）的农业农村数字经济发展综合指数，并在模型中加入该指数及其与邻里数字金融使用率的交乘项，在此基础上再次估计。回归结果^①显示，在加入农业农村数字经济发展综合指数及其与邻里数字金融使用率的交乘项后，邻里数字金融使用率仍在1%的显著性水平上影响农户数字金融使用决策。这说明，在考虑到数字经济发展水平这一外部环境因素后，农户数字金融使用决策依然存在邻里效应。

3. 缩减样本。考虑到农村70岁以上的老人对数字金融等数字科技接触机会较少，本文将受访者年龄为70岁以上的样本剔除后重新进行估计。回归结果^①显示，邻里数字金融使用率仍显著促进农户使用数字金融，并提高数字金融使用广度和数字金融使用深度。这表明前文的研究结果具有一定稳健性。

4. 模拟抽样检验。本文在估计模型中加入了一系列可能影响农户数字金融使用决策的控制变量，不排除仍然存在某些不可观测或未控制的变量会同时影响农户行为，模拟抽样检验则可以解决这一问题。因此，本文参考晏艳阳等（2018）的做法，通过随机抽取与家庭居住在同一省份但是不同村庄的其他家庭，组成一系列虚拟村庄，在此基础上重新计算农户邻里数字金融使用率，并进行回归。若其他未控制的不可观测因素未造成干扰，那么，这些模拟抽样构造的虚拟村庄中的“邻里”就不会对农户的数字金融使用决策产生任何影响，理论上无法再观察到之前的结果。模拟抽样检验结果^①显示，邻里数字金融使用率对数字金融使用、数字金融使用广度和数字金融使用深度的影响均不显著，说明不可观测因素基本上没有对估计结果造成影响，进一步验证了研究结果的稳健性，同时也说明按照村庄界定邻里范围是合理且有效的。综上，H1得到验证。

（三）作用机制分析

理论分析表明，邻里数字金融使用通过消弭知识型数字鸿沟与使用型数字鸿沟、改变风险态度这两条路径提升农户对数字金融的接受和认可程度，从而影响其数字金融使用决策。表2中的回归结果已经证明，邻里数字金融使用率对农户数字金融使用决策具有正向影响，具体表现为促进农户使用数字金融、提高数字金融使用广度和使用深度。本部分参照江艇（2022）提出的中介效应分析方法，考察邻里数字金融使用率对农户知识型数字鸿沟、使用型数字鸿沟和风险态度的影响，以此检验农户数字金融使用决策中邻里效应产生的两条作用机制。

表3结果显示，邻里数字金融使用率能够有效消弭农户面临的知识型数字鸿沟和使用型数字鸿沟。这说明，农村社会中密切的互动交流有助于使用数字金融的农户将自身积累的金融知识和使用经验传递给其他农户，打破因农户不了解数字金融、不知道如何使用数字金融等造成的技术和使用壁垒，从

^①因篇幅所限，相应结果可在《中国农村经济》网站查看本文附录。

而促进农户深入地、多样化地使用数字金融。此外，邻里数字金融使用率显著改变了农户的风险态度，表明邻里使用数字金融能够打消农户因身边没有人尝试而产生的抵触心理和风险厌恶。例如，农户可以通过观察邻里数字理财使用的盈亏情况、交流数字信贷使用的利率情况等有效规避数字金融使用中的风险，从而潜移默化地提升对数字金融的风险容忍度，进而提高其使用数字金融的概率。综上，H2a 和 H2b 得到验证。

表 3 邻里数字金融使用影响农户数字金融使用决策的作用机制分析结果

变量名称	(1)	(2)	(3)
	知识型数字鸿沟	使用型数字鸿沟	风险态度
邻里数字金融使用率	-3.550*** (0.162)	-3.013*** (0.324)	0.949*** (0.204)
控制变量	已控制	已控制	已控制
个体固定效应	已控制	已控制	已控制
时间固定效应	已控制	已控制	已控制
伪 R ²	0.288	0.142	0.296
观测值数	10956	3716	3584

注：①***表示 1% 的显著性水平；②括号内为聚类到村级层面的稳健标准误；③控制变量与表 2 保持一致。

五、进一步分析

（一）异质性分析

1. 基于邻里类型的异质性分析。农村社会特殊的亲缘、地缘和业缘等关系网络决定了不同个体在农村社会中的地位、影响力和作用不尽相同，邻里类型的不同可能会使邻里效应对农户数字金融使用决策的影响存在差异。尤其是在村庄中具备一定社会声望和号召力的群体，如种养大户、农民专业合作社领办人以及具备中共党员、专业技术人员和干部等身份的人员，他们的行为会对村民产生更强的示范效应，往往在影响农户行为决策方面可以发挥关键作用。这类群体通常被称作“领头羊”群体（Chetty and Hendren, 2018）。因此，本文参照史雨星等（2022）的研究，从中共党员、专业技术人员和干部角度选取“领头羊”群体，探究农户数字金融使用决策的邻里效应是否因邻里类型不同而存在异质性。党员群体是指家庭主要劳动力中有中共党员的家庭，专业技术人员^①群体是指家庭主要劳动力从事专业技术职业的家庭，干部群体是指家庭主要劳动力在国家党政机关、群团和社会组织以及非私营企业或事业单位等担任一定公职的家庭。

在识别“领头羊”群体的基础上，本文分析农户数字金融使用决策的邻里效应是否因“领头羊”群体产生异质性的方法如下（以党员群体为例）：首先，计算每个村庄党员群体和非党员群体各自的

^①CHFS 问卷中，专业技术人员包括：各类社会科学和自然科学研究人员，工程技术人员，农业技术人员，飞机和船舶技术人员，卫生专业（医药）技术人员，经济和金融专业人员，法律、社会和宗教专业人员，教学人员（包括幼儿园、中小学、大专或大学老师），文艺专业人员，新闻出版文化专业人员。

平均数字金融使用率；其次，对每个村庄党员群体的平均数字金融使用率和非党员群体的平均数字金融使用率进行比较；最后，将全部样本村庄分为党员群体平均数字金融使用率高于非党员群体平均数字金融使用率组（简称“党员一高使用率”组，专业技术人员群体和干部群体分组命名方式同理）和党员群体平均数字金融使用率低于非党员群体平均数字金融使用率组（简称“党员一低使用率”组，专业技术人员群体和干部群体分组命名方式同理），通过分组回归比较结果。结果显示^①，“党员一高使用率”“专业技术一高使用率”组中邻里数字金融使用率的估计系数及显著性分别均高于“党员一低使用率”“专业技术一低使用率”组，“干部一高使用率”组中邻里数字金融使用率对农户数字金融使用产生显著影响，而“干部一低使用率”组中邻里数字金融使用率对农户数字金融使用、数字金融使用广度和数字金融使用深度的影响均不显著。为了进一步分析邻里效应异质性的存在，本文通过费舍尔组合检验对各组间系数差异进行分析，发现组间系数差异均在1%水平上显著。因此，农户数字金融使用决策的邻里效应会因党员群体、专业技术人员群体和干部群体的示范作用而得到加强。

2. 基于数字金融产品类型的异质性分析。由于不同类型的数字金融产品本身存在一定差异，并且农户对各类数字金融产品往往具有不同的认知水平和使用动机，因此，有必要分析邻里数字金融使用率对农户使用不同种类数字金融产品的影响。本文参考张龙耀等（2021）的研究，计算了邻里数字支付使用率、邻里数字理财使用率和邻里数字信贷使用率，并分别对农户数字支付、数字理财、数字信贷使用和使用深度进行回归。结果表明^①，农户对数字支付的使用和使用深度、对数字理财的使用受到邻里的显著影响，而邻里数字信贷使用率对农户数字信贷使用和使用深度影响不显著。这可能是因为相较于数字信贷产品，数字支付和数字理财产品给农村居民带来的益处更加明显。例如，农村地区基本实现数字支付的全覆盖，能有效提高交易效率，并给农村居民生活带来便捷，数字理财产品则可以增加农户的财产性收入，因此农户对这两类数字金融产品的接受度和认可度较高，邻里的使用决策能够发挥出较大的示范作用。而邻里效应对农户数字信贷使用发挥的作用有限，可能的原因在于：一方面，农户多因数字信贷使用条件、使用技术门槛以及自我认知不足而存在较强的数字信贷排斥，更偏向于亲朋好友间的非正规借贷；另一方面，当前农村地区征信体系和信用数据共享机制建设不够完善，数字信贷利用大数据降低交易成本、缓解信息不对称的优势难以充分发挥，致使数字信贷在农村地区的宣传和发展较为滞后。

3. 基于地区的异质性分析。不同地区的经济金融、科技水平有所不同，农户对于数字金融的接受度也不尽相同，因此，农户数字金融使用决策的邻里效应可能因为地域不同而产生差异。为探究农户数字金融使用决策的邻里效应是否存在地区异质性，本文将样本农户按照其所在省份划分为东部、中部、西部和东北四组样本，分别进行回归。结果表明^①，邻里数字金融使用率对中部地区和西部地区的样本农户数字金融使用决策均产生显著影响，而对东部地区和东北地区样本农户数字金融使用决策影响不显著。这可能是因为：东部地区和东北地区尤其是一些沿海城市在经济、金融和科技等方面发展水平较高，数字金融产品具有丰富的多样性和较快的更新迭代速度，数字金融发展处于领先地位。同

^①因篇幅所限，相应结果可在《中国农村经济》网站查看本文附录。

时，这些地区对数字金融的宣传、教育和普及工作到位，农户对数字金融的接受度和认可度较高，农户使用数字金融大多依赖于当地的宏观环境和政策宣传，邻里间跟从模仿的现象较少。而中部地区和西部地区数字金融普及教育活动较为欠缺，农户更多地只能从邻里相互交往中获取数字金融相关知识和信息，因此，农户数字金融使用决策在很大程度上表现出与邻里趋同的现象。

（二）政策宣传与邻里效应的交互效应分析

本文进一步检验了政策宣传与邻里效应在引导农户使用数字金融的过程中是否存在交互效应，回归结果如表4所示。

表4 政策宣传与邻里效应的交互效应回归结果

变量名称	数字金融使用		数字金融使用广度		数字金融使用深度	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
邻里数字金融使用率	0.137** (0.055)	0.145*** (0.052)	0.235*** (0.067)	0.229*** (0.064)	0.166*** (0.022)	0.165*** (0.021)
线下宣传	-0.006 (0.011)		-0.007 (0.013)		0.014*** (0.004)	
线上宣传		0.020 (0.018)		0.024 (0.026)		0.023*** (0.005)
邻里数字金融使用率×线下宣传	0.103 (0.084)		0.028 (0.092)		-0.098*** (0.027)	
邻里数字金融使用率×线上宣传		-0.007 (0.078)		0.200 (0.152)		-0.144*** (0.027)
控制变量	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制
个体固定效应	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制
时间固定效应	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制
观测值数	13088	13088	13088	13088	13088	13088

注：①***和**分别表示1%和5%的显著性水平；②括号内为聚类到村级层面的稳健标准误；③控制变量与表2保持一致。

线下宣传、线上宣传与邻里数字金融使用率的交乘项均对农户数字金融使用深度具有显著的负向影响，这意味着，在农村地区深入推广数字金融的过程中，政策宣传显著抑制了邻里效应对农户数字金融使用深度的促进作用，政策宣传与邻里效应存在一定的替代关系：一方面，尽管邻里间口头交流数字金融相关知识和信息速度快、效率高，但农户生活环境的同质性和数字金融认知的局限性，导致邻里效应所传播的数字金融相关知识可信度低、准确性低，极易造成对其他农户的误导，甚至产生一定的经济损失。而政策宣传则能够向农户推广、传播更加准确、规范和全面的数字金融知识和技能，可信度和准确性更高，因此，当农户面临政策宣传和邻里效应两种信息渠道时，更愿意相信政策宣传的数字金融推广信息，从而替代了邻里效应对农户数字金融使用决策的影响。另一方面，随着中国城乡融合和新型城镇化的步伐不断加快，人口流动和生活方式的变迁改变和重组了传统乡村内部的邻里

关系和邻里结构,线上宣传逐渐代替邻里交流成为农村居民获取数字金融相关知识和信息的主要来源,使得以血缘、亲缘和地缘为核心的邻里效应对农户行为决策的影响逐渐减弱,从而表现出线上宣传与邻里效应间的替代关系。政策宣传与邻里数字金融使用率的交乘项并未对农户数字金融使用和数字金融使用广度产生显著影响,这说明:农户在决定是否使用数字金融以及使用的产品种类时主要参考的是邻里的选择,因为此时邻里传递的数字金融使用优势、基本技能和使用经验可以满足农户对作出相应决策的信息需求。而农户在决定数字金融使用深度时则承担着一定的风险和压力,需要更加准确、规范的知识和信息来支撑其作出决策,邻里间口头、快速的信息传播无法满足农户此时的信息需求,农户会更加依赖政策宣传所传递的信息和知识,从而表现出对邻里效应的替代作用。因此,在农村地区推广应用数字金融时,第一阶段可依靠邻里效应发挥带动作用促进农户使用数字金融并增加农户使用数字金融的种类,第二阶段需要加强政策宣传以进一步推动农户提高数字金融使用深度。

六、结论与启示

(一) 研究结论

随着中国数字技术的快速发展和数字经济的高速增长,数字金融便捷、高效和普惠等优势逐渐显现,为乡村经济结构转型注入了新的活力。因此,引导农村居民积极、规范地使用数字金融,在微观上有助于农村家庭提高交易效率、提升财产性收入和缓解信贷约束,在宏观上有益于扩大农村普惠金融覆盖广度和加快数字乡村的建设进程。与此同时,邻里间的关系来往和“乡情”仍然是乡村社会转型过程中不可或缺的传统文化,对现有农村家庭的行为决策依旧产生着不可忽视的重要作用。本文基于2013—2019年CHFS四期农户调查数据,运用面板Logit模型、面板负二项回归模型、双向固定效应模型和工具变量法识别了农户数字金融使用决策的邻里效应,并进行了机制检验和异质性分析。

本文得出的研究结论如下:第一,邻里数字金融使用率对农户数字金融使用决策均产生显著的正向影响,这一结果经过稳健性检验后依然成立。这说明,在邻里效应的示范和带动下,农户数字金融使用、数字金融使用广度和数字金融使用深度均得到显著提升。第二,从作用机制来看,邻里效应带来的知识溢出和信息传递能够消弭农户知识型数字鸿沟和使用型数字鸿沟,同时农户的风险态度会受邻里影响而发生改变,进而促进其深入地、多样化地使用数字金融。第三,农户数字金融使用决策的邻里效应依邻里类型、数字金融产品类型和地区的不同而存在显著差异。邻里效应会因“领头羊”群体得到强化,且在中部地区和西部地区表现更突出。相较于对数字信贷产品使用决策的影响,邻里效应对农户数字支付和数字理财产品使用决策的影响更强。第四,在乡村社会结构逐渐转型的背景下,作为与邻里效应截然不同的信息传递渠道,政策宣传与邻里效应存在一定的交互效应,二者表现出此消彼长的替代关系。

(二) 政策启示

本文研究结论具有如下政策启示:

第一,善用农村地区邻里间相互学习和模仿的邻里效应,发挥“领头羊”和乡贤群体的示范引领作用。通过建立数字金融使用的非正式组织,将“领头羊”和乡贤群体纳入非正式组织,引导和推动

该群体与农户进行和谐友好的互动交流，在乡村内部逐渐形成相互帮助、相互学习的良性互动机制，从而强化邻里效应对农户数字金融使用决策所发挥的积极示范作用，进而提高农户数字金融使用程度和使用质量。第二，政府有关部门、金融机构等主体应加大数字金融政策宣传力度，提高农户使用数字金融的操作能力、增强数字金融安全意识以及通过数字金融服务平台获取金融服务的能力。一方面，依托村镇银行、农商行和村级普惠金融服务中心，通过广播电视和自媒体等渠道举办讲座、培训活动，组织开展数字金融使用培训，对农村居民开展针对性数字金融教育，宣传个人征信、金融工具、金融法律法规等基础金融知识。另一方面，搭建良好的农村数字金融推介平台，通过互联网、手机以及新媒体平台向农户推送数字金融操作流程、风险提醒和使用心得，促进农户正确合理地使用数字金融。第三，优化农村数字金融高质量发展的“生态环境”。一方面，深入推进农村地区征信体系和信用数据共享机制建设，充分发挥数字信贷利用大数据降低交易成本、缓解信息不对称的优势，促进数字信贷在农村地区的进一步发展和完善；另一方面，强化农村地区数字金融监管力度，严厉打击数字诈骗、非法集资和数据滥用等违法犯罪活动，在技术升级加固、反欺诈体系建设、消费者权益保护、模型算法安全、授信额度策略等方面，筑牢数字金融风险防控底线，为农村居民营造安全、高效的数字金融使用环境。

参考文献

- 1.曹璞、罗剑朝，2015：《农户对农地经营权抵押贷款响应及其影响因素——基于零膨胀负二项模型的微观实证分析》，《中国农村经济》第12期，第31-48页。
- 2.陈晓洁、何广文、陈洋，2022：《数字鸿沟与农户数字信贷行为——基于2019年欠发达地区农村普惠金融调查数据》，《财经论丛》第1期，第46-56页。
- 3.方航、陈前恒，2020：《农户农地流转行为存在社会互动效应吗？》，《中国土地科学》第8期，第44-52页。
- 4.郭峰、王瑶佩，2020：《传统金融基础、知识门槛与数字金融下乡》，《财经研究》第1期，第19-33页。
- 5.何婧、李庆海，2019：《数字金融使用与农户创业行为》，《中国农村经济》第1期，第112-126页。
- 6.何婧、田雅群、刘甜、李庆海，2017：《互联网金融离农户有多远——欠发达地区农户互联网金融排斥及影响因素分析》，《财贸经济》第11期，第70-84页。
- 7.胡珺、宋献中、王红建，2017：《非正式制度、家乡认同与企业环境治理》，《管理世界》第3期，第76-94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.李超伟、张龙耀，2023：《信息通信技术使用、金融交易成本与农户数字金融参与——基于距离、密度与人情成本三重维度的考察》，《南京农业大学学报（社会科学版）》第2期，第168-177页。
- 10.刘昂，2018：《乡村治理制度的伦理思考——基于江苏省徐州市JN村的田野调查》，《中国农村观察》第3期，第65-74页。
- 11.刘进、贾杰斐、许庆，2023：《农机购置补贴如何影响小农户农机社会化服务获得——基于全国农村固定观察点数据的分析》，《中国农村经济》第2期，第85-108页。

12. 刘玉新、陈晨、朱楠、张建卫、王帅, 2020: 《何以近朱者赤、近墨者黑? 特质激活理论的缘起、现状和未来》, 《心理科学进展》第1期, 第161-177页。
13. 毛慧、付咏、彭澎、柴宇佳, 2022: 《风险厌恶与农户气候适应性技术采用行为——基于新疆植棉农户的实证分析》, 《中国农村观察》第1期, 第126-145页。
14. 慕娟、马立平, 2021: 《中国农业农村数字经济发展指数测度与区域差异》, 《华南农业大学学报(社会科学版)》第4期, 第90-98页。
15. 史雨星、秦国庆、赵敏娟、蔡瑜、李超琼, 2022: 《邻里效应对牧户载畜率决策的影响——北方牧区的经验证据》, 《中国人口·资源与环境》第1期, 第155-167页。
16. 宋科、李宙甲、刘家琳, 2023: 《新型农村金融机构设立能够促进县域经济增长吗》, 《中国农村经济》第3期, 第81-100页。
17. 宋文豪、黄祖辉、叶春辉, 2023: 《数字金融使用对农村家庭生计策略选择的影响——来自中国农村家庭追踪调查的证据》, 《中国农村经济》第6期, 第92-113页。
18. 唐林、罗小峰, 2022: 《邻里效能否促使稻农施用生物农药? ——基于鄂、赣、浙三省农户调查数据的考察》, 《自然资源学报》第3期, 第718-733页。
19. 万广华、江蕊蕤、赵梦雪, 2022: 《城镇化的共同富裕效应》, 《中国农村经济》第4期, 第2-22页。
20. 王军鹏、张克中、鲁元平, 2020: 《近朱者赤: 邻里环境与学生学习成绩》, 《经济学(季刊)》第2期, 第521-544页。
21. 温涛、刘渊博, 2023: 《数字素养、金融知识与农户数字金融行为响应》, 《财经问题研究》第2期, 第50-64页。
22. 徐建奎、张龙耀、倪丹梅, 2023: 《农户数字普惠金融使用决策中的同群效应研究》, 《南京农业大学学报(社会科学版)》第6期, 第176-186页。
23. 闫文鑫, 2010: 《现代住区邻里关系的重要性及其重构探析——基于社会交换理论视角》, 《重庆交通大学学报(社会科学版)》第3期, 第28-30页。
24. 晏艳阳、邓嘉宜、文丹艳, 2017: 《邻里效应对家庭社会捐赠活动的影响——来自中国家庭追踪调查(CFPS)数据的证据》, 《经济学动态》第2期, 第76-87页。
25. 晏艳阳、邓嘉宜、文丹艳, 2018: 《同群效应对创业活动影响的模型构建与实证》, 《中国管理科学》第5期, 第147-156页。
26. 张川川、朱涵宇, 2021: 《新型农村社会养老保险参与决策中的同群效应》, 《金融研究》第9期, 第111-130页。
27. 张龙耀、李超伟、王睿, 2021: 《金融知识与农户数字金融行为响应——来自四省农户调查的微观证据》, 《中国农村经济》第5期, 第83-101页。
28. 张勋、万广华、张佳佳、何宗樾, 2019: 《数字经济、普惠金融与包容性增长》, 《经济研究》第8期, 第71-86页。
29. 周月书、苗哲瑜, 2023: 《数字普惠金融对农户生产经营投资的影响》, 《中国农村观察》第1期, 第40-58页。
30. 曾亿武、孙文策、李丽莉、傅昌銮, 2022: 《数字鸿沟新坐标: 智慧城市建设对城乡收入差距的影响》, 《中国农村观察》第3期, 第165-184页。
31. 左孝凡, 2020: 《邻里效应对农民贫困脆弱性的影响》, 《华南农业大学学报(社会科学版)》第4期, 第31-44页。

- 32.Chetty, R., and N. Hendren, 2018, “The Impacts of Neighborhoods on Intergenerational Mobility I: Childhood Exposure Effects”, *The Quarterly Journal of Economics*, 133(3): 1107-1162.
- 33.Chi, N., and R. W. Sias, 2009, “Institutional Industry Herding”, *Journal of Financial Economics*, 94(3): 469-491.
- 34.Graham, J. R., 1999, “Herding among Investment Newsletters: Theory and Evidence”, *Journal of Finance*, 54(1): 237-268.
- 35.Manski, C. F., 2000, “Economic Analysis of Social Interactions”, *Journal of Economic Perspectives*, 14(3): 115-136.
- 36.Mitton, T., K. Vorkink, and I. Wright, 2018, “Neighborhood Effects on Speculative Behavior”, *Journal of Economic Behavior & Organization*, Vol. 151: 42-61.
- 37.Scharfstein, D. S., and J. C. Stein, 1990, “Herd Behavior and Investment”, *American Economic Review*, 80(3): 465-479.

(作者单位: ¹西北农林科技大学经济管理学院;

²陕西省农村金融研究中心)

(责任编辑: 柳 荻)

Is there a Neighborhood Effect in Rural Households' Decision-Making on Digital Finance Use?

ZHUANG Tengyue LI Gujie LUO Jianchao

Abstract: The low utilization rate, insufficient breadth and depth of use, and low quality of use by rural residents are the difficulties that hinder the further development of digital finance in rural areas. How to promote the scientific use of digital finance by rural residents is an urgent problem to be solved. The study uses four rounds of China Household Finance Survey (CHFS) data from 2013 to 2019, and adopts Panel Logit, panel negative binomial regression, two-way fixed effects model, and instrumental variable method to identify the existence of neighborhood effects in the decision-making of rural households using digital finance. We find that the utilization rate of neighborhood digital finance has a significant and positive impact on the decision-making of rural households on digital finance use. Under the demonstration and driving force of neighborhood effect, the breadth and depth of rural households in digital finance use are significantly improved. The neighborhood effect affects the digital finance use decisions of rural households through two ways: alleviating the knowledge and usage digital divide, and changing their risk attitude. Heterogeneity analysis shows that the neighborhood effect is strengthened by the “leader” group, and is more prominent in the central and western regions. Compared to the impact on the decision of farmers to use digital credit products, the neighborhood effect has a stronger impact on the decision of farmers to use digital payments and digital financial products. There is an interactive effect between policy promotion and neighborhood effect in promoting the use of digital finance by farmers, and the relationship between the two is substitutive.

Keywords: Digital Finance; Neighborhood Effects; Digital Divide; Risk Attitude

共同富裕背景下农户数字经济参与的收入效应及作用机制*

苏岚岚¹ 彭艳玲² 周红利³

摘要：本文采用四川省、重庆市和宁夏回族自治区 836 户农户调查数据，实证检验西部地区数字经济参与对农户收入和收入不平等的影响及其作用机制。研究结果表明：数字经济参与显著促进农户收入增长并缓解收入不平等，助力实现共同富裕；农户数字经济参与可通过促进数字公共服务享有、推动信息共享与农业创业、改善信用评级与契约意识影响其收入和收入不平等，产生共富效应。异质性研究表明：对于家庭财务决策人数字素养水平高、具有乡村精英身份和在劳动力流动较多村庄的农户，数字经济参与的共富效应更大。研究进一步发现：粮食作物和经济作物种植农户的数字经济参与对其收入和收入不平等的影响均存在基于作物种植规模的双重门槛效应。因此，应优化农业产业链数字化转型及联农带农机制设计，完善数字时代农户权能结构和信用体系，增强数字经济发展包容性。

关键词：数字经济 收入效应 共同富裕 农业全产业链 赋权扩能 信用体系

中图分类号：F323; F49 **文献标识码：**A

一、引言

在中国式现代化背景下，需要探索加快实现农户共同富裕、着力构建“橄榄型”社会的有效路径。党的二十大强调扎实推进共同富裕。尽管社会各界对共同富裕的理解存在差异（彭刚等，2023），但居民收入及其分配情况始终是衡量共同富裕程度的关键。在高质量发展中持续提高居民收入水平、缩小区域和群体收入差距是破解共同富裕难题的核心路径（刘培林等，2021）。中国居民的收入分配差距始终在高位徘徊，农村居民内部的收入差距甚至比城乡居民收入差距更大。根据《中国农村经济形势分析与预测（2023～2024）》，中国城乡居民人均可支配收入之比由 2022 年的 2.45 : 1 下降到 2023

*本文是国家自然科学基金青年项目“农民有序参与经济数字化驱动乡村数字治理效能提升的机制与政策研究”（编号：72303238）、国家自然科学基金青年项目“农村承包土地经营权抵押贷款信用风险生成机理及分担机制研究”（编号：71903141）和中国社会科学院“青启计划”项目“农村数字化信用体系建构及金融服务嵌入机制研究”（编号：2024QQJH111）的阶段性研究成果。本文通讯作者：彭艳玲。

年的 $2.39:1$ ，而农村居民内部收入分配不均衡状况加剧（以全国农村居民人均可支配收入五等份分组，高收入组家庭人均可支配收入增长 8.8% ，但低收入组家庭人均可支配收入仅提升 4.8% ）^①。在共同富裕目标导向下，需要探索促进低收入群体增收和加快缩小农户内部收入差距的可行路径。

数字乡村发展战略实施，尤其是以农业产业链为核心的乡村经济数字化转型，为助力农户共同富裕提供了新契机。在《数字乡村发展战略纲要》《数字农业农村发展规划（2019—2025年）》《数字乡村发展行动计划（2022—2025年）》等政策文件陆续出台的基础上，2023年《数字经济促进共同富裕实施方案》印发，为数字经济助力共同富裕明确了发展目标、重点任务与保障措施。理论上，农户广泛和深度参与数字经济各领域活动，可以培养其数字素养与技能，重塑数字时代个体的权能结构和信用评价体系。具体而言，数字技术的扩散加速各类生产要素的跨区域流动与重组配置，提升区域间、行业间和群体间经济活动的交互性（韩旭东等，2023），有助于增加农户参与市场经济活动和利用各类市场资源的机会。数字技术加快嵌入农业全产业链，不断催生新业态新模式，有助于提升农户就业创业、公共治理参与和公共服务获取等方面的能力。此外，数字技术应用可更好地呈现个体信用信息，提高金融机构的个体信用画像的精准性，培育市场主体的契约意识（Berg et al., 2020）。而农户在公共治理参与和公共服务获取等方面权利的强化、生产经营与创业创新等方面能力的激活、信用画像的改善和契约意识的形成皆与农户收入水平相关（刘守英和李昊泽，2023）。因此，农户参与数字经济各领域活动（以下简称“数字经济参与”）如何影响农户收入及其收入差距，值得深入探讨。

梳理文献可知，鲜有研究系统探讨农业产业链视角下数字经济参与对农户收入和收入不平等的影响及其作用机制。一是已有研究多探讨互联网使用对农户收入水平及其收入差距的影响，尚未形成一致结论。例如，部分研究指出，智能手机使用、数字金融和电子商务发展等可通过信息效应、就业促进效应等提高农户收入并缩小农户内部收入差距（邱子迅和周亚虹，2021；叶琴等，2023）。然而，也有研究表明，互联网使用、电子商务发展扩大了农户收入差距（Li et al., 2021；刘任等，2022）。二是诸多研究聚焦宏观层面数字经济发展对区域与城乡收入差距的影响，但对农业产业链视角下乡村数字经济发展影响农户收入差距的探讨不足。例如，相关研究指出，以产业数字化和数字产业化为核心的区域数字经济发展对区域收入差距和城乡收入差距的影响呈现先缩小后扩大的非线性特征，其作用机制主要是提升市场潜能、促进创新创业、改善人力资本和优化要素配置等（王园园和冯祥玉，2023；黄庆华等，2023）。三是少数研究将宏观层面的省域、市域或县域数字经济发展指数或电子商务进农村综合示范等政策的试点名单与微观层面的农户调查数据进行匹配，探讨乡村数字经济发展中的增收效应，但这些研究存在难以有效区分城镇居民和农村居民实际参与情况和难以针对性地评估农户参与的实际影响的局限性。相关研究多从家庭创业、理财参与和就业质量提升等方面论证区域数字经济发展促进农户增收的具体路径（赵佳佳等，2023；方师乐等，2024；Zhang et al., 2024），鲜有研究从数字治理与数字公共服务、信用水平与契约意识等层面探讨数字经济参与对农户收入的影响逻辑。

实现共同富裕目标和乡村数字经济全面发展均有赖于农户内生动力的激活和主体作用的发挥。然

^①资料来源：魏后凯、王贵荣，2024：《中国农村经济形势分析与预测（2023—2024）》，北京：社会科学文献出版社，第4页。

而，乡村数字经济发展中的农户参与程度和获益程度亟待提升（黄季焜等，2024）。相较于东部地区和中部地区，西部地区既是全国乡村数字经济发展的滞后地区，也是实现农户共同富裕的短板地区。近年来，西部地区乡村数字经济发展表现出较大的追赶潜力。数字经济参与能否为西部地区农户尤其是能力和资源禀赋不足的农户增收带来新契机，有待深入探讨。因此，本文拟采用四川省、重庆市和宁夏回族自治区3个省份836户农户调查数据，实证检验农户数字经济参与的增收效应与分配效应。本文可能的边际贡献在于：一是基于农业全产业链数字化转型视角，实证探讨以数字化生产、数字化供销和数字化金融表征的数字经济参与对农户收入和收入不平等的影响。二是引入赋权机制、扩能机制和增信机制，从微观层面检验农户数字经济参与的收入效应的多重作用逻辑。三是论证粮食作物和经济作物种植户数字经济参与的收入效应的规模门槛。本文研究有利于丰富乡村数字经济发展与农户共同富裕的相关理论，为加快农业全产业链数字化与培育农业领域新质生产力、持续完善数字时代农户权能结构和信用体系、促进低收入农户增收、助力西部地区乃至全国实现共同富裕提供借鉴。

二、数字经济参与对农户收入和收入不平等影响的理论分析

（一）农业产业链视角下农户数字经济参与的内涵界定

根据产业链理论，农业全产业链发展有赖于农业生产、加工、销售和服务等环节的有机联系和深度融合，同时还取决于产业链纵向各环节与要素链的横向关联。因此，农业全产业链数字化转型离不开纵向产业链各环节数字化和横向关联要素链数字化的协同推进（彭艳玲等，2022）。具体而言，以数字化种植和养殖为核心的数字化生产是改造传统农业生产方式、重塑生产要素配置结构、提高农业生产的精准化和智能化水平、改善农业产业链活力的重要驱动力；以智慧物流与网络销售为表征的数字化供销推动供应链中的信息流、物流、商流和资金流的整合和优化，为促进农产品与服务供需的精准高效匹配、加速各类生产要素有序流动和提高农业产业链韧性提供必要支撑；以数字支付、数字理财和数字信贷等为表征的数字化金融为数字化生产、数字化供销等提供高效便捷的交易服务，进而提升农业全产业链发展效能。从微观层面刻画农户数字经济参与实际情况，能够最为直观地反映乡村数字经济发展的现状。因此，本文将农户在农业生产、供销和金融等经济活动中产生的数字足迹界定为数字经济参与，包含数字化生产、数字化供销和数字化金融三个方面。

（二）数字经济参与对农户收入和收入不平等影响的理论分析

现阶段加快实现农户共同富裕的重点在于提高低收入群体的绝对收入和缩小群体收入差距（史新杰等，2022）。农村低收入群体长期在权利表达上失语、在利益寻求上失效，可行能力被剥夺，难以与精英群体等量、同质地将数字红利转化为致富机遇（方师乐等，2024）。数字经济以其高创新性、强渗透性、广覆盖性等优势，加速农村市场结构变革、生产要素配置优化，改造提升乡村传统产业，重塑公共治理与公共服务提供方式（柳毅等，2023），有利于打破农村低收入群体面临的资源与能力约束的固有格局。数字经济参与对农户收入不平等可能存在两方面的影响：一是数字经济参与存在一定的技术和能力门槛，资源禀赋较好的群体有更多机会和更强能力参与数字经济各领域活动，并将参与实践转化为增收红利，进而扩大群体间的收入差距；二是数字经济参与可以改善公共服务获得、提

高农户经营能力和创业能力等，使得资源匮乏与能力不足的低收入群体获得更高的边际效益（田艳平和向雪风，2023），从而缩小群体间的收入差距。数字经济参与预期通过赋权、扩能和增信三大机制促进农村低收入群体增收，激活后发优势，进而助力共同富裕。

1. 数字经济参与影响农户收入和收入不平等的赋权机制。赋权的核心在于通过权力再分配，改变个体的无权状态和无力感，使其在基层治理参与和公共服务获取中获得更大的话语权和更多的资源利用机会，进而激发低收入群体的干事创业能动性，拓宽其增收渠道，降低其收入不平等程度。

数字经济参与有助于促进农户数字治理参与和改善其数字公共服务获取。基层治理参与和公共服务获得是彰显公民基本权利及其保障程度的两个重要方面。一方面，数字经济参与有助于促进农户的数字治理参与。乡村数字治理强调基于社交平台或专业性治理平台，构建数字技术驱动的基层政府与社会各主体之间便捷的交互机制（张岳和张博，2024）。依据新公共治理理论，现代公共治理决策强调工具理性、价值理性与制度理性的融合。数字经济参与有助于塑造良好的乡村数字化氛围、提升农户数字素养和技能水平（邱泽奇和乔天宇，2021），保障农户尤其是低收入农户参与乡村数字治理的均等机会，促进其权利表达和利益维护。分领域来看，数字化生产参与可以巩固农户经济资源比较优势，强化其通过数字治理参与提升公共决策话语权和影响力的内在动机；数字化供销参与可以通过增进农户跨区域、跨组织的人际互动，帮助农户拓展商业圈层、促进阶层流动，提高其使用“乡村钉”“为村”等数字治理平台的主动性；数字化金融参与可以提高农业生产经营活动的便利性，在信用评级中考虑农户所获得的文明家庭和模范家庭等荣誉因素或示范家庭农场和示范合作社等认证因素，促进农户对乡村公共治理活动的响应。另一方面，数字经济参与有助于促进农户均等享有数字公共服务。依据公共经济学理论，公共服务供需匹配的改善具有明显的再分配效应。数字经济参与有助于激发农户在教育、医疗、养老和就业等方面多元需求，拓宽其公共服务获取渠道、改进其公共服务体验，保障低收入群体的权益（马九杰和高原，2024）。分领域来看，数字化生产参与可增加农户在就业创业方面的信息服务、技能培训服务等需求，提高农户获取相关公共服务的能力与概率；数字化供销参与所带来的体验感和农户获得的实际收益激发农户对高效便捷低成本公共服务的追求；数字化金融参与可以提高农户使用微信、支付宝等平台的频率，促进以金融交易为基础的各类线上公共服务的获取。

进一步地，数字治理参与和数字公共服务享有有助于促进农户增收和缓解其收入不平等。一方面，数字治理参与有助于发挥多元主体的能动性、保障基层治理决策的充分沟通协商，增强基层治理有效性，并通过规范利益分配、促进生产要素高效配置和降低制度性交易成本，拓展农户增收渠道（林海等，2023），缩小农户收入不平等。数字治理有助于打破精英群体对资源要素的垄断，促进低收入农户获取信息、表达利益诉求，提高低收入农户收入，进而改善农户的收入不平等状况（张岳和张博，2024）。另一方面，数字公共服务享有有助于增加村集体经济发展活力，支撑农业新业态新模式发展，助力小农户与现代农业有机衔接，实现区域经济发展和农户增收（李实和杨一心，2022）。数字公共服务均等化可以发挥社会保障功能，缩小不同群体在公共服务资源获取方面的差距，助力低收入群体人力资本的提升，打破阶层固化的藩篱，激发农户内生发展动力。综上所述，本文提出如下研究假说。

H1a：数字经济参与可通过推动农户数字治理参与促进农户增收和缓解农户收入不平等。

H1b: 数字经济参与可通过推动农户数字公共服务享有促进农户增收和缓解农户收入不平等。

2. 数字经济参与影响农户收入和收入不平等的扩能机制。扩能的关键是提高个体尤其是低收入个体从事经济活动的可行能力，强化以信息为基础的数据要素的开发利用与交易共享，提高新技术条件下农户的创业能力、生计可持续性和收入稳定性，拓宽农户收入获取渠道，进而缩小群体间收入差距。

数字经济参与有助于改善农户信息共享能力和创业能力。信息共享能力和创业能力是数字时代农户能力体系的重要组成部分。一方面，数字经济参与有助于提升农户以信息为基础的数据要素的共享能力。数字经济发展提升了数据资源的共享性和市场主体的共生性（Rong and Luo, 2023），社交类平台、媒体类平台和电商类平台的广泛应用促进信息供需匹配和流动共享（邱子迅和周亚虹, 2021）。农户数字经济参与可以促进信息来源和内容的多元化，降低信息获取成本，提高农户尤其是低收入农户的信息获取、编辑加工、价值挖掘和交易共享能力。分领域来看，数字化生产参与有助于农户获取数字技术应用的前沿信息和精准的农业生产数据，增强农户的信息搜寻和开发利用能力；数字化供销参与可以推动农户获取商圈信息，提高农户在产业链发展中的信息共享和合作共赢能力；数字化金融参与依托数字平台汇集个体背景资料、消费偏好和资金流等信息，推动农户将海量的信息转变为有价值的数据资源。另一方面，数字经济参与有助于提高农户的创业能力。数字经济发展引致农村新业态新模式不断涌现，可以激发农户利用新技术突破创业资源约束的能动性，提高农户创业概率（赵佳佳等, 2023）。数字经济参与有助于激发农户尤其是低收入农户的创业意识，通过增强农户资源获取能力和要素配置能力，促进农户创业（Yin et al., 2019; Hao and Zhang, 2024）。分领域来看，在农业生产中应用数字技术可以节约劳动力投入和监工时间，扩大农户的经营规模，激励农户投资创业；应用智慧物流和电子商务技术进行农产品销售，有助于拓展农产品销售市场、节约交易成本，扩大农业再生产；数字金融可通过提高交易便捷性、缓解融资约束、加速财富积累，助力农户创业实践。

农户信息共享能力和创业能力提升有助于促进农户增收和缓解其收入不平等。一方面，农户信息共享能力提升有助于促进数据要素与其他生产要素的融合，推动涉农数据资源助力农户增收，拓展农户增收渠道（赵佳佳等, 2023），也有助于增强农村低收入群体在数字时代的适应力、胜任力和创造力，改善资源分配，缩小不同群体在生产经营成本、信息资源利用和市场交易效率等方面的差距和由此引致的收入不平等。另一方面，创业能力提升可提高农户改善生产要素配置的积极性和创造性，推动农户扩大农业生产经营规模，拓展农户尤其是低收入农户经营性收入增长的渠道（田艳平和向雪风, 2023），进而缓解农户收入不平等。因此，本文提出如下研究假说。

H2a: 数字经济参与可通过增进农户信息共享促进农户增收和缓解农户收入不平等。

H2b: 数字经济参与可通过提高农户创业能力促进农户增收和缓解农户收入不平等。

3. 数字经济参与影响农户收入和收入不平等的增信机制。增信的重点在于推动以声誉为基石的“熟人”信用向以制度为基石的契约信用转变（韩家平, 2020），并加快重塑数字时代社会信用体系的评价机制与载体依托，挖掘个体信用价值，改善农户资源可得性，助力低收入农户持续增收。

数字经济参与有助于提高农户的信用评级和增强其契约意识。基础信用和契约信用是社会信用体系建设的重要内核（刘建洲, 2011）。一方面，数字经济参与有助于完善农户尤其是低收入农户的信

用画像，提升个体的信用水平。数字经济发展使得市场交易呈现去中心化、去中介化和留痕化等特点，推动社会信用生态重构，革新金融机构信用风险管理模式，促进精准授信和信贷供需匹配（赵建和王静娴，2022）。数字经济参与所形成的数字足迹具有可视可循等特征，有利于金融机构高效获取农户的生产经营、资产负债和现金流等方面翔实历史数据，改善个体的信用评级。分领域来看，数字化生产参与体现农户生产经营活动的类型、规模与可行能力，可在一定程度上降低金融机构对农户还款来源和还款能力的顾虑；数字化供销参与反映农户生产经营活动的流水情况和经营的灵活性，可改善金融机构对农户的信用评价；数字化金融参与中的支付、信贷和理财等行为均会产生一定的信用积分，构成金融机构对农户信用水平评定的重要依据。另一方面，数字经济参与有助于增强农户尤其是低收入农户的契约意识。数字技术的广泛运用驱动商业组织形态虚拟化与智慧化、交易活动线上化与平台化，市场主体信用的发现机制和激励约束机制也随之转型（Zhang et al., 2024）。关系契约理论指出，合约关系的建立有助于降低交易不确定性，实现双方利益最大化。数字经济参与增加农户对数字时代交易规则的感知和体验，增强其参与市场经济活动的信用意识和契约意识。分领域来看，数字化生产参与增加农户与智能设备生产企业、社会化服务组织等主体的交互频率，有助于培育农户的契约意识；数字化供销参与深化农户对各类电商交易、智慧物流服务等相关交易规则的认知，增进其对正式契约的认同感；数字金融参与中支付、信贷和理财等活动的规则与要求有助于培育农户的契约精神。

信用评级和契约意识改善有助于促进农户增收和缓解其收入不平等。一方面，信用评级改善有助于激发农户潜在信贷需求，增加信贷资金供给，缓解农户流动性约束，促进农户生产经营规模的扩大，助力农户持续增收，也可改善低收入农户的信贷可得性，增加低收入农户的就业创业机会，进而缩小农户收入不平等程度。另一方面，契约意识的形成有助于规范农村市场交易行为，增加农户市场参与的广度和深度，激发农户干事创业热情，也可推动小农户以更加多元的方式衔接现代农业发展，充分保障农户尤其是低收入农户的合法权益，进而缩小农户间的收入差距。因此，本文提出如下研究假说。

H3a：数字经济参与可通过提高农户信用水平促进农户增收和缓解农户收入不平等。

H3b：数字经济参与可通过增强农户契约意识促进农户增收和缓解农户收入不平等。

三、研究设计

（一）数据来源

本文数据来自作者所在研究团队于2020年在四川省、重庆市和宁夏回族自治区开展的关于数字乡村发展的实地入户调查，数据采集截止时间点为2019年底。综合考虑西部地区的地理环境、国家数字乡村试点县分布、地区农业产业结构和区域数字生态情况，结合地方媒体宣传报道情况，研究团队按照分层抽样方法，选取成都市温江区、乐山市井研县、眉山市彭山区、重庆市荣昌区、重庆市永川区、石嘴山市平罗县6个数字经济发展较好的县（区），以及广安市武胜县、巴中市巴州区、吴忠市同心县3个数字经济发展一般的县（区）。研究团队在上述各县（区）按照人均地区生产总值将所有乡镇划分为4组，每组随机抽取1个乡镇，在每个样本乡镇按照人均地区生产总值将所有村庄划分为4组，每组随机抽取3~4个样本行政村，在每个样本行政村随机选取8~10户样本农户，对样本农户

的家庭财务活动决策人进行访谈。此次调查覆盖 9 个县（区）36 个乡镇 121 个行政村，共获得农户问卷 1156 份。剔除数据存在较多缺失和极端值样本后，本文的有效样本为 1113 个。基于研究主题，本文剔除 2019 年农业收入和农业支出均为 0 的样本，得到的最终样本为 836 个。

（二）变量选取与测度

1. 被解释变量。本文被解释变量包括农户人均收入和收入不平等程度。人均收入以 2019 年样本农户人均毛收入衡量^①。收入不平等程度以 Kakwani 指数测算出的样本农户人均收入不平等程度表征。Kakwani 指数具有无量纲化、归一性和尺度不变性等特性，有助于克服其他不平等衡量指数的不足（Kakwani, 1984）。Kakwani 指数的取值范围为 [0, 1]，数值越大，表示农户受到的社会资源相对剥夺越严重，内部收入不平等程度越高。本文以所有样本农户作为参照群，将特定受访农户与参照群中人均收入高于特定受访农户人均收入的农户进行比较，从而计算受访样本农户的 Kakwani 指数。收入不平等程度的测度公式如（1）式所示：

$$RD_k = \frac{1}{n\mu_I} \sum_{i=k+1}^n (I_i - I_k) = \gamma_{I_k}^+ \frac{(\mu_{I_k}^+ - I_k)}{\mu_I} \quad (1)$$

(1) 式中：下标 i 和 k 分别表示第 i 个和第 k 个样本农户； RD_k 为 Kakwani 指数测算出的样本农户 k 的收入不平等程度；样本总量为 n ，对应的收入向量为 I ， $I = (I_1, I_2, \dots, I_n)$ ，按人均收入升序排列； $\mu_{I_k}^+$ 是总样本中人均收入超过 I_k 的样本人均收入的均值； $\gamma_{I_k}^+$ 是总样本中人均收入超过 I_k 的样本数占样本总量 n 的比重； μ_I 是总样本的人均收入的均值。测算结果表明，样本农户人均收入为 4.96 万元，收入不平等程度的均值为 0.62。

2. 核心解释变量。本文核心解释变量为数字经济参与情况，包括数字化生产、数字化供销和数字化金融三个方面的参与行为。本文以“在生产中是否利用物联网、人工智能（如智能卷帘机、智能打药机等）、无人机（含服务购买）等数字技术改进农业生产管理过程”衡量农户数字化生产参与情况。若样本农户的回答为“是”，则数字化生产参与情况赋值为 1，否则赋值为 0。本文以“在生产和销售活动中是否采用微信、QQ 等朋友圈或京东、淘宝等电商平台销售农产品，或依托抖音、快手等网络平台直播销售农产品，或运用智能仓储设施和智慧物流设施实现生产资料和产品精细化运输和配送”衡量农户数字化供销参与情况。若样本农户的回答为“是”，则数字化供销参与情况赋值为 1；否则，赋值为 0。本文以“在生产经营活动中是否使用微信、支付宝等第三方支付，或使用蚂蚁借呗、京东白条、微粒贷、P2P 借贷平台等数字信贷产品，或使用余额宝、网上银行等购买基金、股票、债券等理财产品”衡量农户数字化金融参与情况。若样本农户的回答为“是”，则数字化金融参与情况赋值为 1；否则，赋值为 0。若样本农户对上述三个题项的回答至少包含一个“是”，则数字经济参与情况赋值为 1；否则，数字经济参与情况赋值为 0。

3. 机制变量。本文选取数字治理参与情况、数字公共服务享有情况两个变量，反映样本农户在数字时代的公共决策话语权和在公共服务享有方面的基本权利，以检验赋权机制。本文根据“有无参与

^① 毛收入是指经营性收入、工资性收入、财产性收入和转移性收入之和减去生产经营费用支出。

村庄组织的远程教育学习或利用“学习强国”等党群教育平台进行在线学习”“有无通过村庄微信公众号、乡村钉等平台参与选举、投票、协商议事等有关的村务讨论活动”“有无通过村庄微信群或QQ群等社交平台参与环境卫生、集体项目等方面的民主监督以及维护个人正当权益”三个题项测度数字治理参与情况。若样本农户对上述三个题项的回答至少包含一个“是”，则数字治理参与情况赋值为1；否则，赋值为0。本文根据题项“是否参与线上就业技能培训、使用线上医疗，或线上缴纳医保费、养老保险费和水电费等”测度数字公共服务享有情况。若样本农户的回答为“是”，则数字公共服务享有情况赋值为1，否则赋值为0。

本文采用信息共享情况、农户创业情况两个变量，反映样本农户的信息共享能力和创业能力，以检验扩能机制。信息共享情况的测度题项为“浏览公众号或新闻的频率”“查看或评论朋友圈动态的频率”“线上聊天互动频率”“发朋友圈分享信息的频率”；相应的选项为从不、偶尔（每周1~2天）、有时（每周2~3天）、经常（每周4~5天）和几乎每天（每周6~7天）。若样本农户的回答是经常或几乎每天，则相应的题项的分值为1；否则，分值为0，本文加总这四个题项的分值，得到信息共享情况的赋值。本文根据题项“是否在种植养殖、农产品加工和涉农服务等领域开展创业”测度农户创业情况。若样本农户的回答为“是”，则农户创业情况赋值为1；否则，赋值为0。

本文采用信用评级情况和正式契约签订情况两个变量，反映样本农户的信用水平和契约意识，以检验增信机制。本文根据题项“金融机构是否进行过信用评级并授予信用贷款额度”测度信用评级情况。若样本农户的回答为“是”，则信用评级情况赋值为1；否则，赋值为0。本文选取农村相对具有较高适用性和普遍性的土地流转契约签订场景，以“土地流转中是否签订过书面合同”测量正式契约签订情况^①。若样本农户的回答为“是”，则正式契约签订情况赋值为1；否则，赋值为0。

4. 门槛变量。本文的门槛变量包括粮食作物种植规模和经济作物种植规模。这两个变量分别是样本农户粮食作物种植规模和样本农户经济作物种植规模，均值分别为18.30亩和71.77亩。

5. 控制变量。本文从家庭财务决策人个体特征、家庭特征和村庄特征三个方面选取控制变量，具体见表1。此外，本文还控制了省份虚拟变量。

上述变量的定义、赋值与描述性统计结果如表1所示。

表1 变量定义、赋值与描述性统计结果

变量名称	变量定义	均值	标准差
人均收入	受访农户2019年的人均毛收入（万元）	4.96	8.07
收入不平等程度	受访农户2019年人均毛收入的不平等程度，以Kakwani指数进行测算	0.62	0.24
数字经济参与情况	存在数字化生产、数字化供销或数字化金融活动的参与行为：是=1，否=0	0.77	0.42
数字化生产参与情况	在生产中是否利用物联网、人工智能（如智能卷帘机、智能打药机等）、无人机（含服务购买）等数字技术改进农业生产管理过程：是=1，否=0	0.16	0.37

^①农户可能签订契约的交易活动主要包括订单生产、农超对接、集体资产交易、土地流转和代理电商物流服务点等。其中，签订土地流转契约的现象最普遍，更能体现契约形式选择的自主性。

表1 (续)

数字化供销参与情况	在生产和销售活动中是否采用微信、QQ等朋友圈或京东、淘宝等电商平台销售农产品，或依托抖音、快手等网络平台直播销售农产品，或运用智能仓储设施和智慧物流设施实现生产资料和产品精细化运输和配送：是=1，否=0	0.41	0.49
数字化金融参与情况	在生产经营活动中是否使用微信、支付宝等第三方支付，或使用蚂蚁借呗、京东白条、微粒贷、P2P借贷平台等数字信贷产品，或使用余额宝、网上银行等购买基金、股票、债券等理财产品：是=1，否=0	0.72	0.45
数字治理参与情况	是否参与线上的教育学习、线上村务讨论活动，或通过线上渠道参与村庄事务民主监督以及维护个人正当权益：是=1，否=0	0.20	0.40
数字公共服务享有情况	是否参与线上职业技能培训、使用线上医疗，或线上缴纳医保费、养老保险费和水电费等：是=1，否=0	0.59	0.49
信息共享情况	“浏览公众号或新闻的频率”“查看或评论朋友圈动态的频率”“线上聊天互动频率”“发朋友圈分享信息的频率”四个题项分值的和	2.70	1.52
农户创业情况	是否在种植养殖、农产品加工和涉农服务等领域开展创业：是=1，否=0	0.31	0.46
信用评级情况	金融机构是否进行过信用评级并授予信用贷款额度：是=1，否=0	0.17	0.37
正式契约签订情况	土地流转中是否签订过书面合同：是=1，否=0	0.67	0.47
粮食作物种植规模	粮食作物种植规模（亩）	18.30	60.57
经济作物种植规模	经济作物种植规模（亩）	71.77	307.58
决策者年龄	受访家庭财务决策人的年龄（岁）	48.30	11.63
决策者受教育程度	受访家庭财务决策人的受教育程度：初中以上=1，初中及以下=0	0.23	0.42
决策者政治面貌	受访家庭财务决策人是否为党员：党员=1，非党员=0	0.14	0.35
决策者微信好友数	受访家庭财务决策人经常联系的微信好友数（人）	39.47	83.87
非农就业占比	家庭非农劳动力数量占家庭劳动力总数的比重	0.29	0.30
家庭抚养比	65岁以上老年人和14岁以下儿童数量之和与家庭劳动力数量的比值	0.71	0.69
家庭社会关系	自己家人或亲戚供职于政府、银行等金融机构的人数（人）	0.38	0.70
村庄到乡镇距离	村庄到乡镇政府的直线距离（千米）	4.20	2.93
村庄新型农业经营主体数量	村庄农民专业合作社和家庭农场数量（家）	6.44	11.70
村庄经济发展水平	村庄2019年人均纯收入（万元）	1.30	0.65
村庄微信群建立情况	村庄有无面向全体村民的微信群：是=1，否=0	0.81	0.39
村庄微信公众号建立情况	村庄是否有微信公众号：是=1，否=0	0.16	0.37
村庄信用水平	村庄是否被地方政府或金融机构评定为信用村：是=1，否=0	0.55	0.50
省份虚拟变量	样本农户是否居住在重庆市：是=1，否=0	0.18	0.38
	样本农户是否居住在四川省：是=1，否=0	0.32	0.47
	样本农户是否居住在宁夏回族自治区：是=1，否=0	0.50	0.50

注：①存在土地流转的样本农户共计324户，其中，签订书面合同的样本农户占比为67%；②人均收入在后文回归中取对数；③信用村的评定标准一般包括信用户占比、不良贷款率、金融基础设施水平和乡风文明程度等。

(三) 计量模型设定

1. 基准回归模型。为估计数字经济参与对农户收入和收入不平等的影响，本文构建如下模型：

$$Y_{ji} = \alpha_0 DE_{mi} + \beta_0 X_i + \varepsilon_i \quad (2)$$

(2) 式中: Y_{ji} 为本文的被解释变量, j 取值 1 和 2, Y_{1i} 表示农户 i 的人均收入, Y_{2i} 表示农户 i 的收入不平等程度; DE_{mi} 为本文的核心解释变量, m 取值 1、2、3 和 4, DE_{1i} 表示农户 i 的数字经济参与情况, DE_{2i} 表示农户 i 的数字化生产参与情况, DE_{3i} 表示农户 i 的数字化供销参与情况, DE_{4i} 表示农户 i 的数字化金融参与情况; X_i 为反映家庭财务决策人个体特征、家庭特征、村庄特征和区域特征的控制变量; α_0 、 β_0 为待估系数; ε_i 为随机扰动项。

2. 机制检验模型。依据江艇 (2022) 的研究, 本文检验核心解释变量对机制变量的影响。具体模型如下:

$$M_{ni} = \gamma_1 DE_{mi} + \gamma_2 X_i + \mu_i \quad (3)$$

(3) 式中: M_{ni} 为机制变量, n 取值 1、2、3、4、5 和 6, M_{1i} 表示数字治理参与情况, M_{2i} 表示数字公共服务享有情况, M_{3i} 表示信息共享情况, M_{4i} 表示农户创业情况, M_{5i} 表示信用评级情况, M_{6i} 表示正式契约签订情况; γ_1 、 γ_2 为待估参数; μ_i 为随机扰动项; 其余变量含义同 (2) 式。

3. 门槛回归模型。为揭示数字经济参与对农户收入和收入不平等影响的非线性特征, 本文以粮食作物种植规模和经济作物种植规模为门槛变量, 采用门限回归模型进行估计, 构建如下模型:

$$\begin{aligned} Y_{ji} = & \varphi_0 + \alpha_1 DE_{mi} \Phi(LS_{hi} \leq \theta_s) + \alpha_2 DE_{mi} \Phi(\theta_s < LS_{hi} \leq \theta_t) \\ & + \alpha_3 DE_{mi} \Phi(LS_{hi} > \theta_t) + \beta_1 X_i + \tau_i \end{aligned} \quad (4)$$

(4) 式中: $\Phi(\cdot)$ 是指示函数, 满足括号中条件时取值为 1, 否则取值为 0; LS_{hi} 表示门槛变量, h 取值 1 和 2, LS_{1i} 表示粮食作物种植规模, LS_{2i} 表示经济作物种植规模; θ_s 、 θ_t 表示门限值, s 、 t 为门限出现次序; τ_i 为随机误差项, φ_0 为常数项; α_1 、 α_2 、 α_3 和 β_1 为待估参数; 其余变量含义同 (2) 式。

四、农户数字经济参与的收入效应检验结果分析

(一) 数字经济参与对农户收入和收入不平等影响的基准回归结果

1. 基准回归结果。表 2 汇报了数字经济参与对农户收入和收入不平等影响的基准回归结果。根据方程 1、方程 2、方程 3 和方程 4 的估计结果, 数字经济参与情况、数字化生产参与情况、数字化供销参与情况和数字化金融参与情况均在 1% 的统计水平上对农户人均收入存在显著的正向影响。根据方程 5、方程 6、方程 7 和方程 8 的估计结果, 数字经济参与情况、数字化生产参与情况、数字化供销参与情况和数字化金融参与情况均在 1% 的统计水平上对农户收入不平等程度存在显著的负向影响。以方程 1 和方程 5 的估计结果为例, 相较于未参与数字经济活动的农户, 数字经济参与使农户人均收入平均增加 66.20%, 使农户收入不平等程度平均降低 0.122。这表明, 农户在数字化生产、数字化供销和数字化金融三个方面活动的参与均显著提高了农户收入水平和缓解了农户收入不平等, 数字经济参与所带来的农户公共服务可得性改善、可行能力提升与要素配置优化, 推动农户迈向共同富裕。

此外, 决策者受教育程度、决策者微信好友数、家庭社会关系、村庄信用水平均对农户人均收入产生显著正向影响, 对农户收入不平等程度产生显著负向影响; 而家庭抚养比、村庄到乡镇距离对农

共同富裕背景下农户数字经济参与的收入效应及作用机制

户人均收入产生显著负向影响，对农户收入不平等程度产生显著正向影响。

表2 数字经济参与对农户收入和收入不平等影响的基准回归结果

变量	人均收入				收入不平等程度			
	方程1	方程2	方程3	方程4	方程5	方程6	方程7	方程8
数字经济参与情况	0.662*** (0.103)				-0.122*** (0.017)			
数字化生产参与情况		0.635*** (0.120)				-0.136*** (0.024)		
数字化供销参与情况			0.404*** (0.087)				-0.076*** (0.017)	
数字化金融参与情况				0.702*** (0.101)				-0.130*** (0.018)
决策者年龄	0.005 (0.004)	-0.004 (0.004)	-0.001 (0.004)	0.008* (0.004)	-0.000 (0.001)	0.001* (0.001)	0.001 (0.001)	-0.001 (0.001)
决策者受教育程度	0.536*** (0.114)	0.464*** (0.113)	0.521*** (0.115)	0.524*** (0.114)	-0.105*** (0.023)	-0.089*** (0.023)	-0.102*** (0.023)	-0.102*** (0.023)
决策者政治面貌	0.018 (0.139)	0.084 (0.138)	0.059 (0.140)	0.017 (0.140)	-0.006 (0.028)	-0.018 (0.028)	-0.013 (0.028)	-0.006 (0.028)
决策者微信好友数	0.003*** (0.001)	0.003*** (0.001)	0.003*** (0.001)	0.003*** (0.001)	-0.001*** (0.000)	-0.001*** (0.000)	-0.001*** (0.000)	-0.001*** (0.000)
非农就业占比	-0.025 (0.138)	-0.023 (0.136)	0.032 (0.140)	-0.091 (0.137)	0.033 (0.026)	0.031 (0.026)	0.022 (0.027)	0.046* (0.026)
家庭抚养比	-0.182*** (0.060)	-0.194*** (0.062)	-0.206*** (0.061)	-0.172*** (0.058)	0.035*** (0.011)	0.037*** (0.011)	0.040*** (0.011)	0.033*** (0.011)
家庭社会关系	0.120** (0.055)	0.116** (0.054)	0.129** (0.056)	0.111** (0.055)	-0.025** (0.011)	-0.023** (0.011)	-0.026** (0.011)	-0.023** (0.011)
村庄到乡镇距离	-0.030** (0.013)	-0.018 (0.013)	-0.024* (0.013)	-0.033** (0.013)	0.007*** (0.002)	0.004* (0.002)	0.006** (0.002)	0.007*** (0.002)
村庄新型农业经营主体数量	0.003 (0.005)	0.002 (0.005)	0.003 (0.005)	0.003 (0.005)	-0.001 (0.001)	-0.001 (0.001)	-0.001 (0.001)	-0.001 (0.001)
村庄经济发展水平	0.092* (0.055)	0.095* (0.055)	0.077 (0.057)	0.097* (0.056)	-0.014 (0.011)	-0.014 (0.011)	-0.011 (0.011)	-0.015 (0.011)
村庄微信群建立情况	-0.073 (0.111)	-0.202* (0.110)	-0.110 (0.109)	-0.055 (0.110)	0.026 (0.021)	0.052** (0.021)	0.033 (0.021)	0.023 (0.021)
村庄微信公众号建立情况	0.070 (0.114)	0.115 (0.112)	0.102 (0.115)	0.045 (0.114)	-0.014 (0.022)	-0.024 (0.022)	-0.020 (0.023)	-0.009 (0.022)
村庄信用水平	0.135* (0.081)	0.186** (0.080)	0.196** (0.081)	0.148* (0.081)	-0.028* (0.015)	-0.037** (0.015)	-0.039*** (0.015)	-0.031** (0.015)

表2 (续)

省份虚拟变量	控制							
F 值	15.393***	13.336***	13.820***	16.118***	17.244***	15.372***	15.554***	18.029***
R ²	0.222	0.218	0.207	0.229	0.256	0.262	0.243	0.262
样本量	836	836	836	836	836	836	836	836

注: ①***、**和*分别表示1%、5%和10%的显著性水平; ②括号中数值为稳健标准误。

2. 工具变量法估计。考虑到遗漏变量、变量测量偏差和反向因果关系等可能导致潜在的内生性问题, 本文采用工具变量法进行估计。参考 Kolko (2012) 的研究, 本文选取村庄平均海拔^①作为工具变量。理论上, 村庄平均海拔越高, 村庄的网络通信设施和物流设施建设成本与维护成本、农业社会化服务成本等越高, 越会制约数字技术在农业生产、销售、物流和服务等环节的渗透以及农户参与乡村数字经济活动, 满足相关性假定。由于村庄平均海拔可能通过村庄交通情况、现代农业发展情况、村庄经济发展水平等因素影响农户收入, 本文还控制了村庄到乡镇距离、村庄新型农业经营主体数量、村庄经济发展水平等变量。因此, 村庄平均海拔具有外生性, 后文将对此进行检验。

表3汇报了数字经济参与对农户收入和收入不平等影响的工具变量法估计结果。根据 Kleibergen-Paap rk LM 统计量, 拒绝工具变量识别不足的原假设。Durbin-Wu-Hausman (简称“DWH”) 检验结果表明, 拒绝核心解释变量为外生变量的原假设。第一阶段 F 值均大于 10, 这说明, 本文选择的工具变量是合理的。另外, 借鉴秦芳等 (2022) 的做法, 本文同时引入村庄平均海拔和核心解释变量进行回归, 所得估计结果^②显示, 村庄平均海拔对农户收入不平等程度的影响不显著; 以家庭总收入^③和以家庭总收入计算的收入不平等程度分别替换人均收入和收入不平等程度, 同时引入村庄平均海拔和核心解释变量进行回归, 所得估计结果^④显示, 村庄平均海拔对农户家庭总收入和总收入不平等程度的影响均不显著。上述估计结果证实了村庄平均海拔的外生性。根据工具变量法第二阶段估计结果 (见表3), 核心解释变量均在5%的统计水平上显著促进农户增收, 降低农户内部的收入不平等程度。综上可知, 农户参与数字经济活动产生显著的共富效应。

表3 数字经济参与对农户收入和收入不平等影响的工具变量法第二阶段估计结果

变量	人均收入				收入不平等程度			
	方程1	方程2	方程3	方程4	方程5	方程6	方程7	方程8
数字经济参与情况	1.898** (0.778)				-0.350** (0.151)			
数字化生产参与情况		1.941** (0.791)				-0.358** (0.149)		

^①课题组使用奥维互动地图App, 通过逐一输入行政村名称的方式采集得到村庄平均海拔数据, 并做对数化处理。

^②因篇幅所限, 可登录《中国农村经济》网站查看本文附录的附表1。

^③家庭总收入是指家庭所有成员 (属于同一户籍且共同生活) 的经营性收入、工资性收入、财产性收入和转移性收入之和。

^④因篇幅所限, 可登录《中国农村经济》网站查看本文附录的附表2。

表3 (续)

数字化供销参与情况		2.024** (0.943)			-0.374** (0.180)			
数字化金融参与情况			2.256** (0.930)				-0.416** (0.180)	
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	
省份虚拟变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	
第一阶段 F 值	21.878	14.596	11.318	15.453	21.878	14.596	11.318	15.453
Kleibergen-Paap rk	20.373***	14.849***	10.337***	14.812***	20.373***	14.849***	10.337***	14.812***
LM 统计量								
DWH 检验统计量	3.104*	3.291*	4.553**	3.475*	2.957*	2.708*	4.292**	3.300*
样本量	836	836	836	836	836	836	836	836

注：①***、**和*分别表示 1%、5% 和 10% 的显著性水平；②括号中数值为稳健标准误；③控制变量同表 2。

(二) 稳健性检验

1. 替换核心解释变量。农户使用数字支付的比重较高可能导致数字化金融参与情况和数字经济参与情况的均值较大，因此，本文剔除数字支付的相关题项，重新测度数字化金融参与情况和数字经济参与情况；剔除数字化金融参与情况的相关题项，重新测度数字经济参与情况。剔除数字支付的相关题项后，农户存在数字金融参与活动和数字经济参与活动的比例分别为 16.99% 和 51.79%；剔除数字化金融参与情况后，农户存在数字经济参与活动的比例为 47.72%。本文分别以新测算的核心解释变量替换原有核心解释变量，重新进行回归的估计结果^①与表 3 基本一致，说明前述研究结论具有稳健性。

本文引入数字化消费情况，重新测度核心解释变量。本文根据题项“有无通过京东、天猫、淘宝、拼多多等电商平台或微信朋友圈购买农产品”衡量数字化消费情况。若样本农户的回答为“是”，则数字化消费情况赋值为 1；否则，赋值为 0。若样本农户至少参与数字化生产、数字化供销、数字化金融和数字化消费四个方面活动中的一项，则数字经济参与情况赋值为 1；否则，赋值为 0。统计显示，样本农户存在数字化消费活动的比例为 22.01%，引入数字化消费情况变量后，样本农户存在数字经济参与活动的比例为 77.51%。新的估计结果^②与表 3 基本一致，说明前述研究结论具有稳健性。

2. 更换工具变量和估计方法。本文分别采用村庄到杭州市的球面距离（取对数）和村庄所在县域是否为国家数字乡村试点地区（是=1，否=0）作为新的工具变量，分别命名为“到杭州球面距离”和“国家数字乡村试点情况”，替换原有工具变量。理论上，数字经济发展具有以中心城市为核心向全国辐射扩散的典型特征，村庄到杭州市的球面距离与本地区的数字经济发展具有较强相关性，但该距离对个体的社会经济活动及其结果而言是外生的。国家数字乡村试点地区为农户参与数字经济活动提供了较好的政策支持和环境保障，但数字乡村试点并不通过数字经济参与之外的因素影响农户收入。

^①因篇幅所限，可登录《中国农村经济》网站查看本文附录的附表 3。

^②因篇幅所限，可登录《中国农村经济》网站查看本文附录的附表 4。

本文采用条件混合估计方法重新进行估计，估计结果^①与表3基本一致，证实前述研究结论是稳健的。

3.考虑基期收入水平。为进一步验证数字经济参与对农户收入的影响，本文以2018年样本农户人均收入为基期人均收入，分别生成核心解释变量与基期人均收入的交互项，将其代入（2）式重新进行回归。估计结果^②显示，所有交互项均至少在10%的统计水平上显著，且系数为负。这表明，数字经济参与对基期收入低的样本农户的增收效应更大，为缺少机会和可行能力不足的低收入农户迈向共同富裕提供了契机，也进一步证实了前述研究结论的稳健性。

（三）数字经济参与对农户收入和收入不平等影响的作用机制检验

1.数字经济参与影响农户收入和收入不平等的赋权机制检验。由表4可知，数字经济参与情况、数字化生产参与情况、数字化供销参与情况和数字化金融参与情况均在1%的统计水平上对农户数字治理参与情况有显著的正向影响，且均在1%的统计水平上对农户数字公共服务享有情况有显著正向影响。进一步的检验结果^③表明，数字治理参与情况对农户人均收入和收入不平等程度的影响不显著，数字公共服务享有情况对农户人均收入和收入不平等程度的影响分别至少在10%的统计水平上显著和在5%的统计水平上显著。因此，农户数字经济参与助力共同富裕的数字治理参与路径未得到证实，数字公共服务享有路径得到证实，即H1b得到验证。这表明，农户参与数字化生产、数字化供销和数字化金融活动，可激发其参与乡村数字治理的积极性与能动性，但现阶段的数字治理还不成熟，农户数字治理参与的增收效应不明显。同时，农户数字经济参与可有效拓展农户享有就业、医疗和社会保障等方面基本公共服务的渠道，推动公共服务均等化和享有便捷化，增加农户尤其是低收入农户的发展机会，提高其内生发展动力，促进农户增收和降低农户收入不平等程度。

表4 数字经济参与影响农户收入和收入不平等的赋权机制检验结果

变量	数字治理参与情况				数字公共服务享有情况			
	方程1	方程2	方程3	方程4	方程5	方程6	方程7	方程8
数字经济 参与情况	0.649*** (0.203)				1.315*** (0.148)			
数字化生产 参与情况		0.383*** (0.147)				0.606*** (0.155)		
数字化供销 参与情况			0.340*** (0.121)				0.587*** (0.109)	
数字化金融 参与情况				0.717*** (0.189)				1.436*** (0.139)
控制变量	控制							
省份虚拟变量	控制							

^①因篇幅所限，可登录《中国农村经济》网站查看本文附录的附表5。

^②因篇幅所限，可登录《中国农村经济》网站查看本文附录的附表6。

^③因篇幅所限，可登录《中国农村经济》网站查看本文附录的附表7和附表8。

表4 (续)

LR统计量	221.607***	216.774***	218.030***	225.972***	356.150***	285.153***	298.364***	385.469***
调整后 R ²	0.267	0.261	0.263	0.272	0.315	0.252	0.264	0.341
样本量	836	836	836	836	836	836	836	836

注: ①***表示 1% 的显著性水平; ②括号中数值为稳健标准误; ③控制变量同表 2; ④均采用 Probit 模型进行估计。

2. 数字经济参与影响农户收入和收入不平等的扩能机制检验。由表 5 可知, 核心解释变量均在 1% 的统计水平上显著提高农户的信息共享水平, 并在 1% 的统计水平上显著推动农户创业。进一步的检验结果^①表明, 信息共享情况对农户人均收入和收入不平等程度的影响均至少在 5% 的统计水平上显著, 农户创业情况对农户人均收入和收入不平等程度的影响均在 1% 的统计水平上显著。这表明, 农户参与数字化生产、数字化供销、数字化金融活动, 既有助于提升其信息开发与共享能力, 为降低生产经营成本、提高经营效益和促进农户持续增收提供重要支撑, 也有利于提高农户对新技术的接受度, 改善其资源获取能力和要素配置能力, 激发农户投资创业的积极性, 进而促进农户增收和缓解农户收入不平等。综上所述, H2a 和 H2b 得到验证。

表5 数字经济参与影响农户收入和收入不平等的扩能机制检验结果

变量	信息共享情况				农户创业情况			
	方程 1	方程 2	方程 3	方程 4	方程 5	方程 6	方程 7	方程 8
数字经济参与情况	1.841*** (0.123)				1.183*** (0.198)			
数字化生产参与情况		0.305*** (0.112)				0.799*** (0.162)		
数字化供销参与情况			0.631*** (0.086)				0.485*** (0.127)	
数字化金融参与情况				2.082*** (0.115)				1.221*** (0.191)
控制变量	控制							
省份虚拟变量	控制							
F 值	95.849***	38.306***	46.702***	108.778**				
LR 统计量					466.898**	451.103**	440.668**	472.572**
R ²	0.576	0.394	0.424	0.641				
调整后 R ²					0.453	0.437	0.427	0.458
样本量	836	836	836	836	836	836	836	836

注: ①***表示 1% 的显著性水平; ②括号中数值为稳健标准误; ③控制变量同表 2; ④前 4 个方程采用 OLS 方法进行估计, 后 4 个方程采用 Probit 模型进行估计。

3. 数字经济参与影响农户收入和收入不平等的增信机制检验。由表 6 可知, 除数字化供销参与情况外, 其他核心解释变量均在 1% 的统计水平上显著改善了农户信用评级情况, 且至少在 5% 的统计

^①因篇幅所限, 可登录《中国农村经济》网站查看本文附录的附表 9 和附表 10。

水平上显著推动农户签订正式契约。进一步的检验结果^①表明，信用评级情况和正式契约签订情况对农户人均收入和收入不平等程度的影响均在1%的统计水平上显著。这表明：一方面，数字经济参与能够依托数字足迹促进农户信用信息的呈现和归集，提高金融机构客户画像的精准性，降低农户信用评级的难度，有利于改善其信贷可得性，进而产生共富效应；另一方面，正式契约在规范交易行为、保障农户尤其是低收入农户权益、激发投资热情等方面发挥积极作用，有助于生产经营活动有序进行，进而促进农户收入增长和缓解农户收入不平等。因此，H3a 和 H3b 得到验证。

表6 数字经济参与影响农户收入和收入不平等的增信机制检验结果

变量	信用评级情况				正式契约签订情况			
	方程1	方程2	方程3	方程4	方程5	方程6	方程7	方程8
数字经济 参与情况	0.729*** (0.191)				1.263*** (0.398)			
数字化生产 参与情况		0.453*** (0.137)				0.579** (0.247)		
数字化供销 参与情况			0.151 (0.116)				0.126 (0.203)	
数字化金融 参与情况				0.807*** (0.178)				1.135*** (0.313)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
省份虚拟变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
LR 统计量	82.458***	76.727***	67.611***	88.789***	190.082***	184.331***	178.934***	192.825***
调整后 R ²	0.110	0.102	0.090	0.119	0.464	0.450	0.437	0.471
样本量	836	836	836	836	324	324	324	324

注：①***和**分别表示1%和5%的显著性水平；②括号中数值为稳健标准误；③控制变量同表2；④表中方程均采用Probit模型进行估计。

（四）数字经济参与对农户收入和收入不平等的群体异质性影响

鉴于不同乡村数字经济发展的基础与条件、不同群体数字经济参与的能力和资源禀赋等方面存在差异，本文进一步探讨数字经济参与对农户收入和收入不平等的群体异质性影响。

家庭财务决策人是家庭经济活动的决策者，其数字素养水平与农户数字经济参与及其效果密切相关。数字素养水平的测度题项为：“是否会使用智能手机的基础功能”“是否会对电脑的简单应用进行正确操作”“是否会使用微信的基础功能（如即时通信、微信支付、公众号等）”“是否会使用朋友圈功能”“是否能熟练参与线上互动”“是否能熟练编辑分享视频”。若样本农户的回答是“是”，则相应题项分值为1；否则，分值为0。本文加总这六个题项的分值，得到数字素养水平变量的赋值。本文将数字素养水平、数字经济参与情况及其交互项纳入（2）式，重新进行回归，具体估计结果如表7 方程1 和 方程4 所示。根据表7 方程1 和 方程4 的估计结果，数字经济参与情况和数字素养水平的

^①因篇幅所限，可登录《中国农村经济》网站查看本文附录的附表11和附表12。

交互项至少在 5% 的统计水平上显著，且系数分别为 0.125 和 -0.026。这说明，家庭财务决策人的数字素养水平越高，农户数字经济参与的收入增长效应和收入不平等缓解效应越大。

乡村精英身份可通过“身份标签”影响农户的社会偏好、期望、信念和内在规范，进而影响其行为决策。本文根据题项“是不是经济能人或村干部”定义乡村精英身份变量。若样本农户的回答为“是”，则乡村精英身份变量赋值为 1；否则，赋值为 0。本文将乡村精英身份、数字经济参与情况及其交互项纳入（2）式，重新进行回归，估计结果如表 7 方程 2 和方程 5 所示。由表 7 方程 2 和方程 5 的估计结果可知，数字经济参与情况和乡村精英身份的交互项至少在 5% 的统计水平上显著，且系数分别为 0.457 和 -0.096。这表明，乡村精英群体在参与数字经济活动过程中能够更加充分地发挥政治资源、经济资源和社会关系等方面的优势，提高资源配置效率，增加自身收入并降低收入不平等程度。

村庄劳动力流动情况是影响乡村数字经济发展的重要因素。本文根据村庄外出务工时间超过 3 个月的劳动力数量占村庄全部劳动力数量的比重，衡量村庄劳动力流动情况变量。本文将村庄劳动力流动情况和数字经济参与情况的交互项纳入（2）式，重新进行回归，估计结果如表 7 方程 3 和方程 6 所示。根据表 7 方程 3 和方程 6 的估计结果，数字经济参与情况和村庄劳动力流动情况的交互项均在 10% 的统计水平上显著，且系数分别是 0.007 和 -0.001。这表明，村庄劳动力流动越多，村庄的信息通达度越高、资源要素流动性越强，越有助于引入新理念新技术，提高农户数字经济参与的获益程度。

表 7 数字经济参与对农户收入和收入不平等的群体异质性影响检验结果

变量	人均收入			收入不平等程度		
	方程 1	方程 2	方程 3	方程 4	方程 5	方程 6
数字经济参与情况	-0.017 (0.189)	0.469*** (0.106)	0.404** (0.168)	0.014 (0.034)	-0.083*** (0.018)	-0.077*** (0.029)
数字素养水平	0.063 (0.039)			-0.010 (0.007)		
数字经济参与情况× 数字素养水平	0.125** (0.052)			-0.026*** (0.009)		
乡村精英身份		0.129 (0.208)			-0.018 (0.032)	
数字经济参与情况× 乡村精英身份		0.457** (0.225)			-0.096*** (0.037)	
村庄劳动力流动情况			-0.001 (0.003)			0.000 (0.001)
数字经济参与情况× 村庄劳动力流动情况			0.007* (0.004)			-0.001* (0.001)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制
省份虚拟变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制
F 值	15.332***	15.174***	13.803***	17.388***	16.874***	15.598***

表 7 (续)

R ²	0.241	0.247	0.227	0.275	0.281	0.259
样本量	836	836	836	836	836	836

注：①***、**和*分别表示1%、5%和10%的显著性水平；②括号中数值为稳健标准误；③控制变量同表2。

(五) 数字经济参与影响农户收入和收入不平等的门槛效应检验

由于农户数字经济参与积极性、预期福利与农业经营规模密切相关，本文以经济作物种植规模和粮食作物种植规模为门槛变量，检验数字经济参与影响农户收入和收入不平等的门槛效应，具体估计结果如表8所示。表8方程1和方程2的估计结果显示，对种植粮食作物的样本农户而言，数字经济参与情况对农户人均收入和收入不平等程度的影响存在基于粮食作物种植规模的双重门槛效应，门槛值分别为40亩和200亩。数字经济参与情况对农户人均收入和收入不平等程度的影响随着粮食作物种植规模的增加而逐渐增强，尤其当粮食作物种植规模大于200亩时，数字经济参与的共富效应最大。

表8方程3和方程4的估计结果显示，对种植经济作物的样本农户而言，数字经济参与情况对农户人均收入和收入不平等程度的影响存在基于经济作物种植规模的双重门槛效应，门槛值分别为22亩和270亩。数字经济参与情况对农户人均收入和收入不平等程度的影响随着经济作物种植规模的增加而逐渐增强，尤其当经济作物种植规模大于270亩时，数字经济参与的共富效应最大。

表8 数字经济参与影响农户收入和收入不平等的门槛效应检验结果：基于作物种植规模

变量	种植粮食作物样本农户		种植经济作物样本农户	
	人均收入 方程1	收入不平等程度 方程2	人均收入 方程3	收入不平等程度 方程4
数字经济参与情况（粮食作物种植规模<40）	0.132* (0.075)	-0.028* (0.016)		
数字经济参与情况（40≤粮食作物种植规模<200）	0.624*** (0.123)	-0.132*** (0.026)		
数字经济参与情况（粮食作物种植规模≥200）	1.471*** (0.183)	-0.309*** (0.038)		
数字经济参与情况（经济作物种植规模<22）			0.157 (0.327)	-0.030 (0.068)
数字经济参与情况（22≤经济作物种植规模<270）			1.110*** (0.279)	-0.231*** (0.059)
数字经济参与情况（经济作物种植规模≥270）			2.059*** (0.31)	-0.431*** (0.065)
控制变量	控制	控制	控制	控制
省份虚拟变量	控制	控制	控制	控制
样本量	452	452	211	211

注：①门槛效应检验剔除了仅从事养殖的样本（87个）和同时种植粮食作物和经济作物的样本（86个），最终得到样本量为663个；②***和*分别表示1%和10%的显著性水平；③括号中数值为稳健标准误；④控制变量同表2。

五、研究结论与政策启示

本文采用四川省、重庆市和宁夏回族自治区农户调查数据，实证检验西部地区数字经济参与对农户收入和收入不平等的影响及其作用机制。研究表明：数字经济参与显著促进农户增收并缓解农户收入不平等，凸显乡村数字经济发展的共富效应；农户数字经济参与通过赋权机制、扩能机制和增信机制影响农户人均收入和收入不平等。对于财务决策人数字素养水平高、具有乡村精英身份、在劳动力流动较多村庄的农户，数字经济参与的共富效应更大。研究进一步发现：数字经济参与对粮食作物种植农户和经济作物种植农户的人均收入和收入不平等的影响存在基于作物种植规模的双重门槛效应。

为加快农业全产业链数字化转型、以乡村数字经济高质量发展助力西部地区乃至全国农户共同富裕，本文提出以下政策启示。一是深入实施农业全产业链数字化创新发展工程，健全联农带农机制。完善各类数字平台的建设与运营机制，加快推进农业生产、管理与服务的智慧化改造，创新智慧农业技术的推广体系。二是构建乡村产业数字化与治理数字化协同发展的政策支持体系，赋予农户更加充分的发展权益。着力推进各类平台的功能整合、技术共享与资金统筹配置，加快基层治理与公共服务的数字化变革，不断提升农户参与基层治理的话语权和公共服务享有权。三是健全涉农数据共享机制，鼓励引导新业态新领域的就业创业，推进数字时代农户多元能力体系建设。统筹实施农户数字素养教育培训提档升级行动和面向新业态新领域的创业孵化专项行动，着力改善农户数据要素开发利用能力和数字时代的创业创新能力。四是优化数字时代的乡村社会信用评价体系和市场交易机制，加强对农户信用的多重价值挖掘。加快建设域内共享的涉农信用信息平台，依托大数据技术，推进农村数字化信用体系构建。完善乡村市场的契约制度，促进各类市场交易活动规范化有序化。五是增强乡村数字经济发展的群体和区域包容性。在人才培育、资金支持、技术引进等方面，加大对数字素养水平偏低、家庭劳动力质量不高和非乡村精英群体等弱势群体和相对封闭村庄的政策倾斜力度。

参考文献

- 1.方师乐、韩诗卉、徐欣南, 2024: 《电商发展与农村共同富裕》，《数量经济技术经济研究》第2期，第89-108页。
- 2.韩家平, 2020: 《数字时代的交易模式与信用体系》，《首都师范大学学报（社会科学版）》第4期，第59-66页。
- 3.韩旭东、刘闯、刘合光, 2023: 《农业全链条数字化助推乡村产业转型的理论逻辑与实践路径》，《改革》第3期，第121-132页。
- 4.黄季焜、苏岚岚、王悦, 2024: 《数字技术促进农业农村发展：机遇、挑战和推进思路》，《中国农村经济》第1期，第21-40页。
- 5.黄庆华、潘婷、时培豪, 2023: 《数字经济对城乡居民收入差距的影响及其作用机制》，《改革》第4期，第53-69页。
- 6.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。
- 7.李实、杨一心, 2022: 《面向共同富裕的基本公共服务均等化：行动逻辑与路径选择》，《中国工业经济》第2期，第27-41页。
- 8.林海、赵路萍、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。

- 9.刘建洲, 2011: 《社会信用体系建设: 内涵、模式与路径选择》, 《中共中央党校学报》第 3 期, 第 50-53 页。
- 10.刘培林、钱滔、黄先海、董雪兵, 2021: 《共同富裕的内涵、实现路径与测度方法》, 《管理世界》第 8 期, 第 117-129 页。
- 11.刘任、眭鑫、王文涛, 2022: 《互联网使用对农户收入差距影响研究——基于 CGSS 数据的实证分析》, 《重庆大学学报(社会科学版)》第 6 期, 第 79-95 页。
- 12.刘守英、李昊泽, 2023: 《权利开放与农民的共同富裕》, 《学术月刊》第 8 期, 第 41-60 页。
- 13.柳毅、赵轩、毛峰, 2023: 《数字经济驱动共同富裕的发展动力与空间溢出效应研究——基于长三角面板数据和空间杜宾模型》, 《中国软科学》第 4 期, 第 98-108 页。
- 14.马九杰、高原, 2024: 《数字技术助力乡村公共服务普惠供给与城乡公共服务均等化》, 《中央民族大学学报(哲学社会科学版)》第 1 期, 第 113-122 页。
- 15.彭刚、杨德林、杨琳, 2023: 《中国市域尺度共同富裕水平格局及其影响因素》, 《经济地理》第 1 期, 第 44-54 页。
- 16.彭艳玲、周红利、苏岚岚, 2022: 《数字经济参与增进了农民社会阶层认同吗? ——基于宁、渝、川三省份调查数据的实证》, 《中国农村经济》第 10 期, 第 59-81 页。
- 17.秦芳、王剑程、胥芹, 2022: 《数字经济如何促进农户增收? ——来自农村电商发展的证据》, 《经济学(季刊)》第 2 期, 第 591-612 页。
- 18.邱泽奇、乔天宇, 2021: 《电商技术变革与农户共同发展》, 《中国社会科学》第 10 期, 第 145-166 页。
- 19.邱子迅、周亚虹, 2021: 《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》, 《中国农村经济》第 4 期, 第 36-52 页。
- 20.史新杰、李实、陈天之、方师乐, 2022: 《机会公平视角的共同富裕——来自低收入群体的实证研究》, 《经济研究》第 9 期, 第 99-115 页。
- 21.田艳平、向雪风, 2023: 《数字经济发展、阶层向上流动与中等收入群体扩容》, 《南方经济》第 4 期, 第 44-62 页。
- 22.王园园、冯祥玉, 2023: 《数字经济、人口红利与共同富裕》, 《山西财经大学学报》第 6 期, 第 1-13 页。
- 23.叶琴、袁歌骋、张呈磊, 2023: 《数字普惠金融与收入机会不平等》, 《当代经济科学》第 3 期, 第 114-126 页。
- 24.张岳、张博, 2024: 《数字治理下农民收入增长与收入分配效应》, 《华南农业大学学报(社会科学版)》第 1 期, 第 63-75 页。
- 25.赵佳佳、魏娟、刘天军, 2023: 《数字乡村发展对农民创业的影响及机制研究》, 《中国农村经济》第 5 期, 第 61-80 页。
- 26.赵建、王静娴, 2022: 《数字科技如何影响中国的信用体系——基于商业银行行为的理论模型和实证检验》, 《济南大学学报(社会科学版)》第 2 期, 第 90-103 页。
- 27.Berg, T., V. Burg, A. Gombovi, and M. Puri, 2020, “On the Rise of Fintechs: Credit Scoring Using Digital Footprints”, *The Review of Financial Studies*, 33(7): 2845-2897.
- 28.Hao, Y. P. , and B. Zhang, 2024, “The Impact of Digital Financial Usage on Resident’s Income Inequality in China: An Empirical Analysis Based on CHFS Data”, *Journal of Asian Economics*, Vol. 91, 101706.

- 29.Kakwani, N., 1984, "The Relative Deprivation Curve and Its Applications", *Journal of Business & Economic Statistics*, 2(4): 384-394.
- 30.Kolk, J., 2012, "Broadband and Local Growth", *Journal of Urban Economics*, 71(1): 100-113.
- 31.Li, X. K., H. D. Guo, S. Q. Jin, W. L. Ma, and Y. W. Zeng, 2021, "Do Farmers Gain Internet Dividends from E-Commerce Adoption? Evidence from China", *Food Policy*, 101(3), 102024.
- 32.Rong, K., and Y. N. Luo, 2023, "Toward Born Sharing: The Sharing Economy Evolution Enabled by the Digital Ecosystems", *Technological Forecasting and Social Change*, Vol. 196, 122776.
- 33.Yin, Z. C., X. Gong, P. Y. Guo, and T. Wu, 2019, "What Drives Entrepreneurship in Digital Economy? Evidence from China", *Economic Modelling*, Vol. 82: 66-73.
- 34.Zhang, C., Y. Y. Zhu, and L. M. Zhang, 2024, "Effect of Digital Inclusive Finance on Common Prosperity and the Underlying Mechanisms", *International Review of Financial Analysis*, Vol. 91, 102940.

(作者单位: ¹中国社会科学院农村发展研究所;

²西北农林科技大学经济管理学院;

³四川大学经济学院)

(责任编辑: 光 明)

The Income Effect of Rural Households' Engagement in Digital Economy and Its Mechanisms in the Context of Common Prosperity

SU Lanlan PENG Yanling ZHOU Hongli

Abstract: This paper uses the survey data of 836 rural households from Sichuan, Chongqing, and Ningxia provinces in western China, and empirically examines the effects and their mechanisms of rural households' engagement in digital economy on their income level and income inequality. The results show that rural households' engagement in digital economy significantly facilitates the increase of their income and reduces the income inequality. Through the pathways of digital public service accessibility, information sharing, agricultural entrepreneurship, and the improvement of credit rating and contract awareness, rural households' engagement in digital economy results in a co-prosperity effect. The heterogeneity analysis shows that for the households with higher digital literacy level of the household's financial decision-maker, with rural elite status, and in villages with more labor mobility, the co-prosperity effect of digital economy engagement is greater. The study further finds that the digital economy engagement of grain crop and commercial crop farmers on their income and income inequality has a double threshold effect based on the scale of crop planting. Therefore, it is necessary to optimize the digital transformation of the agricultural industry chain and the design of the mechanism of linking agriculture with agriculture, improve the power structure and credit system of farmers in the digital era, and enhance the inclusiveness of the development of digital economy.

Keywords: Digital Economy; Income Effect; Common Prosperity; Entire Agricultural Industry Chain; Empowerment; Credit System

农产品龙头网商对本地小农网商经营绩效的影响：引领还是挤出？*

郭建鑫¹ 王洪彪¹ 于 峰¹ 金松青²

摘要：农产品电子商务被视为赋能小农户连接大市场的有效途径，龙头网商能否引领小农网商经营发展，对于推动农村数字经济包容性增长具有重要意义。本文利用 180661 家农产品网商 2016 年 4 月至 2019 年 12 月的线上销售数据，量化评估农产品龙头网商对本地小农网商经营绩效的影响。研究发现：一个地区农产品龙头网商的数量越多，越能带动小农网商的销售增长；调整样本范围和改变农产品龙头网商选择标准后再分别进行回归，结论依然稳健；农产品龙头网商的溢出效应发挥有赖于小农网商对其接收和转化利用的难易程度，主营生鲜类农产品和规模较大的小农网商受益更大。进一步分析表明，产业集聚环境增强了农产品龙头网商的引领作用，农产品龙头网商还有利于增加本地活跃小农网商数量，提高小农网商的经营绩效，使其农产品网络销售额显著增长。本文研究对于充分利用农产品龙头网商的示范引领作用以及推动农产品网商品牌化、标准化和规模化发展等方面提供了有益启示。

关键词：电子商务 农产品 龙头网商 集聚外部性 经营绩效

中图分类号：F324; F724.6 **文献标识码：**A

一、引言

2014 年以来，在农村电商扶持政策的持续推进下，中国农村电商发展迅猛，农产品网络零售额增速多年高于全国网上零售额的增速。截至 2021 年底，全国农村网商、网店达 1632.5 万家，农产品网络零售额超过 4200 亿元^①，一大批地方性农产品走向全国大市场。可见，电子商务已成为提高农民经营性收入、推动乡村全面振兴的重要支点（王奇等，2021; Guo et al., 2022）。随着线上交易规模的持续增长，越来越多的农业龙头企业、农产品经销商与零售企业进入线上市场，发展成为龙头网商。

*本文研究得到北京市社会科学基金面上项目“基于大数据分析的政策规制对农业电商发展的异质性效应研究：以京津冀为例”（编号：17SRB008）和“北京市数字农业创新团队”（编号：BAIC10-2024）的支持。本文通讯作者：于峰。

^①资料来源：《中国农村电子商务发展报告（2021—2022）》，<https://ciecc.ec.com.cn/upload/article/20221024/20221024113120420.pdf>。

与此同时，许多小农网商在激烈竞争中边际收益不断递减（罗震东等，2019；邵占鹏，2020；聂召英和王伊欢，2021），曾经如火如荼的电商专业村镇开始面临如何跨越“中等收入陷阱”的挑战（杜江和严子淳，2020；汪凡和汪明峰，2021）。农村电商的规模化、产业化增长能否继续带动小农户、实现包容性的高质量发展，也是进一步推动乡村产业振兴的关键。

作为电商产业发展的主力，网商承担着网络市场的整体运作（郭红东等，2021；王志辉等，2021）。农产品电商在发展之初以小农网商为主体，呈现集聚发展、增长迅速、区域分布不平衡等特点（陈永富等，2018）。随着产业的快速发展，网商群体不断演变分化，形成销售额过亿元的龙头网商与众多小农网商共存的现象，不仅规模巨大而且更迭频繁（张庆民等，2019；江小涓和黄颖轩，2021）。小农网商如何跨越“中等收入陷阱”这样的追问，实际是在农产品供应链数字化领域“谁能带领和推动小农户与现代农业发展相衔接”问题的具象化。已有许多学者指出，农业公司作为承载资本、技术和创新功能的市场化实体，将是中国农业实现现代化的主要微观主体（李静和陈亚坤，2022），农业龙头企业是推进农业现代化的中坚力量（姜长云，2019）。已有研究在农业龙头企业引领技术创新（张永强等，2014；韦文联和韦艾平，2014）、乡村特色产业价值共创（徐丹宁等，2016；张德海等，2022）等方面取得了丰富成果。在农村电商发展研究领域，有文献在分析规模以上农产品加工企业的电子商务发展情况（王剑和田世英，2020）和评估农业产业化龙头企业的电商采纳效果（谢金丽和胡冰川，2020；张延龙等，2021）的基础上，指出电商模式对农产品加工产业赋能日益显著。而这些由大型企业运营的或在市场竞争中发展壮大的龙头网商对众多小农网商会产生怎样的影响，虽然学者对此不乏观点争议，却少有基于大样本量的实证研究。

针对头部龙头网商崛起对小农网商经营绩效的影响，在相关文献中可以看到四种观点。第一种观点认为，电子商务能在基础薄弱、人才短缺的乡村扎根发展，离不开能人创业和龙头网商的示范带动，他们的知识转移和创新溢出发挥了核心引领作用（曾亿武等，2019；张樹沁和邱泽奇，2022）。第二种观点认为，龙头网商与小农网商是竞争关系，无论是后进入的龙头企业，还是由小农网商升级为企业化运营的龙头网商，都会使大批小农网商退出电商市场，其中最主要的原因是竞争挤出。例如，聂召英和王伊欢（2021）对中国3省7县小农网商的调查发现，龙头网商不仅会争夺客户，还会占用更多的本地资源，迫使大部分小农网商退出市场。第三种观点认为，互联网市场和客户需求是分层的，龙头网商和小网商并不存在直接的竞争关系（王勇等，2021）。生产厂商开办的旗舰店（Jin et al., 2021）、平台开通的自营网店（李琪等，2020）只对经营同品牌的小网商造成冲击，一些小网商还能通过学习机制而适应新的竞争环境（Casner, 2020）。第四种观点认为，网商无论大小，都受制于平台的竞争调控，被迫展开价格竞争，只是由于小农网商资源有限，抗风险能力弱，更容易被市场淘汰（邵占鹏和甄志宏，2022）。

梳理既有文献，关于龙头网商对小农网商到底是发挥引领作用还是形成挤出效应的争议大多是基于理论分歧的先验判断，缺乏实证检验，也没有区分影响龙头网商发挥作用的外部环境和小农网商自身条件差异可能带来的异质性效果，因而观点各异。而且，大部分研究是基于案例调查或小样本的数据分析，鲜有文献应用大规模的微观数据进行实证检验。农产品具有品类多、地域性强、差异性大等

特点，电商化起步较晚，之前的相关研究结论难以外推到农产品电商领域。在建设农业强国、引领小农户进入现代产业分工体系的背景下，针对农产品龙头网商和小农网商的关系进行深入研究，显得更为必要。

本文利用 180661 家农产品网商 2016 年 4 月至 2019 年 12 月的线上月度销售数据，基于双向固定效应模型，量化评估农产品龙头网商对本地小农网商经营绩效的影响，并揭示其内在作用机制，为未来进一步完善农村电商产业政策提供经验证据。

与现有研究相比，本文可能的边际贡献主要有以下方面。第一，从研究对象看，将本地小农网商与其他也可能受龙头网商影响的网商区别开来，对龙头网商外部性作用进行系统的理论分析和实证研究，检验该外部性的影响方向和内在机制，为各地建立稳固的“大中型龙头网商+小农网商”的利益联结机制从而实现包容性增长提供经验证据。第二，从样本数据看，本文使用大样本量的微观网商数据，使研究层次进一步下沉，比宏观统计数据或“淘宝村”加总数据更适合揭示不同网商经营间的真实关系，结果也更为稳健。第三，从研究内容看，本文证实龙头网商主要通过本地的产业集聚环境发挥引领和示范带动作用，可为后续开展传统产业的地理集聚向网络集聚变迁过程中的外部性研究提供参考。

二、理论机制与研究假说

（一）研究对象界定

1. 龙头网商。由于行业差异较大，学术界对龙头企业和龙头网商并没有统一的定义和界定标准，多是根据同行业内企业资产总额（叶振宇和庄宗武，2022）或销售收入（Jannati et al., 2020）排名进行认定。农业农村部公布的农业产业化国家重点龙头企业认定标准中，企业年营业收入是首要条件^①。因而，本文将样本数据集中月销售额前 200 名的网商界定为龙头网商。为了考察不同界定标准对本文核心结论的影响，下文又分别以月销售额前 50 名、前 100 名、前 150 名及前 250 名作为界定龙头网商的标准，进行稳健性检验。

2. 小农网商。在网商研究中，最早出现的类似概念是“农民网商”，指结合农村本地特色农产品和产业资源从事电子商务活动的农村居民（路征和宋丽敏，2015；王明和赵冬梅，2017）。随着网商的发展进化，许多农民网商脱离了农业生产，因而张庆民等（2019）又将以村镇为主要经营场所的网商称为“农村网商”，并将经营人员 5 人以下的网商划分为家庭型农村网商，将经营人员 5 人及以上的网商划分为公司型农村网商。随着农村网商业务的发展壮大，村镇资源条件和配套设施不能满足需求，经营者迁到城市电商园区的情况也很常见。为和规模较大的公司型网商相区别，聂召英和王伊欢（2021）提出“小农户网商”的概念，指以家庭为基本单位、以农村为经营场所、规模较小的家庭式或有雇佣经营的网商。由此可见，相关文献中的“农民网商”或“农村网商”是随产业实践发展而不

^① 参见《农业农村部办公厅关于开展第八批农业产业化国家重点龙头企业申报工作的通知》，http://www.xccys.moa.gov.cn/gzdt/202309/t20230904_6435774.htm。

断调整的概念。研究者关注的是电商产业对农村产业发展以及对农户赋能的效果和演化规律，尚未考虑从农村转移到城市、基于农产品供应链开通小网店的劳动力。

从阿里、京东电商平台对入驻商家的分类管理来看，一般分为自营店、旗舰店、专营店、专卖店、企业店和个体（户）店等。除个体（户）店外，前几种类型网店需要以企业、农民协会等法人实体身份注册开通，并缴纳较高额度的质量保证金；个体（户）店仅需提供个体工商户营业执照或个人身份信息即可。较高等级的网店在流量分配、网店装修、商品管理等方面享有较大便利和优势，因此具备企业认证实力的网商一般不会以个体户或个人身份开通个体（户）网店。

为便于讨论，本文将采用个体（户）店方式开通网店、以农产品经营为主营业务、销售规模未达到龙头网商标准的电商平台商户界定为小农网商。值得注意的是，经营场所不是本文认定小农网商的必要条件。例如，一些农村转移劳动力在城市从事农产品经营，开通了个体（户）网店，虽然经营场所不在村镇，但其经营业务仍依托于农产品供应链，且规模较小——本文将这类个体（户）网店也认定为小农网商，以使得研究更加全面。

（二）理论假说

农产品线上市场扩张的过程，也是市场份额在市场主体间不断分配变化的过程，其结果则体现在不同市场主体的经营绩效变化。企业经营绩效取决于自身特征所形成的优势，也受行业特征等外部环境影响，而集聚外部性是企业个体受产业集聚环境影响的主要机制性原因(Hawawini et al., 2003)。集聚外部性主要包括范围经济效应、劳动力池、知识和创新溢出等溢出效应，使产业集聚环境中的个体都能受益。但是，过多的同类企业集聚也可能带来资源和市场的过度竞争，造成拥堵效应，使产业发展和产业集聚环境中的企业受到负面影响。本文结合农产品电商产业发展实际，从集聚外部性视角，针对龙头网商对本地小农网商经营绩效可能产生的引领作用和挤出作用进行梳理分析。

1. 龙头网商的外部性作用及其转化。国内外研究表明，不同的企业在产业集聚环境中所发挥的外部性作用不同。作为产业集聚的核心节点，龙头企业往往表现更为重要的外部性作用，在产业集聚过程中扮演着重要角色(Ellison et al., 2010)。从农产品电商产业发展实际来看，龙头网商至少可能通过以下三种正向溢出效应引领小农网商经营绩效增长。

一是范围经济效应。大的农业企业或农产品经销商进入线上市场，能够促进当地电商产业的分工深化，提高电商经营中间投入要素的利用效率，降低生产成本和交易费用。例如，与邻近小农网商形成物流、冷藏保鲜等第三方服务共享，与农业订单生产和服务业协同，从而扩大产业范围和规模，让当地网商都能在这样的分工深化及范围经济效应中受益。范围经济效应的正反馈机制进一步改善地方网商生态，促进分工发展，提高产业集聚环境内网商生产效率，降低成本(王朝霞, 2024)。

二是知识和创新溢出。小农网商发展瓶颈之一是专业化电商运营知识的匮乏，在以“熟人社会”为特征的中国农村环境下，龙头网商通过技术培训和人才流动带动技术传播，尤其是日常频繁交流使得电商运营的显性知识与隐性知识能够充分溢出，让电商技术红利惠及小农(张树沁和邱泽奇, 2022)。

三是品牌带动。中国农产品往往具有鲜明的地域特色，龙头网商进行品牌认证，建立农产品质量控制体系，推动品牌化运营，能够提高区域内同类产品的口碑形象，带动当地小农网商经营绩效增长。

Li et al. (2021) 的实证研究证实，即使是专有大品牌生产商开通线上旗舰店，挤占原有品牌经销网商的销售业绩，也会带动平台流量增长，提高同类其他品牌的销售量。

除了正向溢出效应之外，龙头网商还可能加剧产业集聚环境中的拥堵效应，给小农网商带来负向影响。造成拥堵效应的原因有两方面。一是资源争夺。龙头网商凭借资金、技术和成本优势，与小农网商争夺公共基础设施、原料、劳动力、土地等地方性专有生产资源和政策资源，加剧产业集聚环境内部的资源稀缺性，形成拥堵效应（张宸和周耿，2019；Tang and Zhu, 2020）。二是竞争效应。龙头网商通过竞价排名、低价促销等方式争夺网络流量资源给小农网商带来负面影响。Hackl et al. (2014) 基于电商线上比价数据所开展的研究显示，每增加 10 个竞争者，商品价格加成中位数下降 0.96%。而经营禀赋处于弱势的小农网商在“低价跑量”型的竞争之下往往会被迫退出市场。但按照集聚理论，适度的竞争有利于市场主体提高经营效率，激励企业革新技术，提高劳动生产率。只有集聚密度过高、缺乏创新的过度竞争才会让小农网商陷入困境。小农网商面临的竞争不只来自产业集聚环境内部，更多是来自电商平台上其他众多小农网商，彼此因同质化竞争而被挤出（彭红艳和丁志伟，2024）。

由上述分析可知，农产品龙头网商的外部性作用同时具有正向溢出效应和负向拥堵效应。但是，和异地小农网商相比，与龙头网商处于同一产业集聚环境的小农网商获取正向溢出效应的途径更多，因而更可能在线上市场竞争中获得优势。换言之，小农网商的生存之道并不是超越本地龙头网商，而是学习龙头网商，进而超越其他小农网商。基于此，本文提出如下研究假说。

H1：农产品龙头网商对本地小农网商的经营绩效具有正向影响。

2. 产业集聚环境与龙头网商外部性作用的发挥。从龙头网商外部性作用的发挥过程来看，整个过程可分为龙头网商外部性作用的传递阶段和小农网商对所接受的外部性作用的转化或反应阶段，两个阶段的发生都需要一定的条件（张永强等，2014）。在传递阶段，龙头网商将自身知识创新和经验等通过各种途径溢出到本地产业集聚环境内的小农网商。在此阶段，龙头网商向小农网商传递外部性作用并不是在任何条件下都能发生，龙头网商和小农网商之间需要具有组织邻近的特征（Malmberg and Maskell, 2002；Capello and Faggian, 2005），即小农网商在地理分布、社会网络上与龙头网商相近，能够通过业务协作、员工招募和社会网络的密切交流等途径接受龙头网商的溢出效应。同样，在小农网商对所接受的外部性作用的转化阶段，小农网商也需具备一定的转化条件，包括转化成本和小农网商自身的禀赋条件。由此可见，龙头网商外部性作用的传递是小农网商对其转化的基础。而处于同一产业集聚环境之中，则是龙头网商向小农网商传递外部性作用的前提，龙头网商的范围经济效应、知识与创新溢出以及品牌带动都通过本地的产业集聚环境发挥作用（曾凡益等，2022）。基于此，本文提出如下研究假说。

H2：产业集聚环境强化龙头网商对本地小农网商经营绩效的外部性作用。

要分析龙头网商对本地产业集聚环境中小农网商的影响，除了观察小农网商的经营绩效变化之外，还可以考察龙头网商对小农网商进入和退出情况以及经营活跃度的影响。组织生态学的密度依赖理论和种群生命周期理论对此提供了较好的理论依据（王燕等，2016；王志辉等，2021）。组织生态学认为，一个产业集群的竞争强度有赖于集群的组织密度，而组织密度主要由集群内企业数量所决定。组织密度

通过竞争强度和合法性影响产业集群的动态发展。当农产品电商产业集群的组织密度较低时，竞争性弱，易于生存，但合法性也较低。而当组织密度较高时，竞争性强，合法性也较高。高质量的农产品电商产业集群呈现扁平型，龙头网商占少数，居于核心节点，中小型网商占多数，保持较好的竞争强度和活力。许多基于“淘宝村”的电商集群研究显示，龙头网商往往是产业集群的品牌代表和品质体现，能够不断吸引新的加入者，使种群保持一定的组织密度和经营活力，从而提高种群内网商的经营绩效（张庆民等，2019；王志辉等，2021；梅燕和蒋雨清，2020）。基于此，本文提出如下研究假说。

H3：龙头网商会促进本地小农网商数量增长，通过适度竞争推动本地小农网商经营绩效增长。

三、数据说明、变量选取与模型构建

（一）数据说明

本文使用的数据集来自北京爱魔镜科技有限公司，该公司通过与电商平台企业合作，专业从事电商大数据分析与市场咨询服务。数据集包括阿里、京东平台上以农产品线上销售为主营业务的网商经营数据。除平台自营网商外，其余网商样本分布于15个省级行政区的119个地级及以上城市。样本分布的城市数量占全国338个地级及以上城市数量的35.2%，位于中国目前的主要经济发展区域，如京津冀、长三角、珠三角、东北地区、中部地区、西北地区和西南地区。以2019年为例，样本城市常住人口总和达6.47亿，占全国总人口的46.22%，地区生产总值总和占全国GDP的55.42%，第一产业增加值总和占全国第一产业增加值的41.35%。这说明，该数据集对全国有很好的代表性。该数据集包含了180661家网商在2016年4月1日至2019年12月31日的月度经营数据，数据内容包括网商名称、网商ID、销售额、客单量、客单价、声誉评分、经营产品类别等。下文实证分析所涉及的城市层面的人口与社会经济发展相关数据主要来自2017—2020年历年的《中国城市统计年鉴》。

（二）变量选取与说明

1.被解释变量。本文使用小农网商的月销售额衡量其经营绩效。由于缺少经营成本数据，无法精确核算网商的经营纯利润、利润率，但电商平台有比价机制，销售量在搜索排名中占较高权重，大部分网商都通过提高销售量来提升经营绩效（邵占鹏和甄志宏，2022）。因此，月销售额能较好地代表网商的经营绩效。

除了小农网商的个体经营指标外，本文还根据所有网商经营注册地，以城市和月份生成城市层面的汇总数据。本文在生成城市层面的被解释变量时，去除龙头网商和旗舰店、企业店等非小农网商的数据后，分城市和月份统计新进小农网商数、退出小农网商数和活跃小农网商数，用以分析龙头网商对当地小农网商的市场进入、退出和经营活跃度的影响。

2.核心解释变量。本文是以农产品电商单一行业为研究对象，根据样本中所有网商的月销售额排名识别出龙头网商后，依据网商经营注册地整理出各城市的龙头网商数量，使用其滞后一期值作为核心解释变量。

3.控制变量。为客观估计龙头网商对小农网商经营绩效的影响，本文借鉴现有农村网商发展研究（曾亿武等，2018；唐跃桓等，2020），从网商特征、影响市场供需的社会经济发展特征、电商发展

基础设施以及本地农产品电商行业发展特征等方面设置影响小农网商经营绩效的相关控制变量。

网商特征变量包括生存期及生存期的平方、声誉评分、是否跨区经营。本文数据样本起始于2016年4月，在计算网商生存期时，将2016年4月有销售记录的网商的开通起始月份设定为2016年4月，对随后再有记录的网商使用观测月份和首次出现月份之差加1来计算生存期，对再无记录的网商则记为退出。

在社会经济发展特征变量方面，本文将当地常住人口、第一产业增加值、人均可支配收入、绿通减免费纳入模型，以控制市场供需因素的影响。在电商发展基础设施方面，本文将移动电话用户数、快递业务量纳入模型，以控制相关因素的影响。

本地农产品电商行业发展特征变量由全样本的网商数据集聚合整理生成，主要包括上年度各规模网商比例和经营集中度。根据国家统计局有关大中小微零售企业的划分标准^①，按上年度总销售额将网商划分为微型、小型、中型及大型企业，然后计算各类型网商占总网商数的比例。对于经营集中度，本文使用赫芬达尔指数（Herfindahl-Hirschman Index，简称 HHI）测定。HHI 是在判定市场结构中普遍使用的指数^②。该指数越接近1时，表明当地网商规模分布越不平均；该指数为1时，表明市场处于完全垄断状态。

另外，为验证假说H2，本文使用网商集聚密度作为产业集聚环境的代理变量来评估其对龙头网商外部性的强化作用。由于农产品生产供应存在季节性，一些网商在某些月份没有销售记录，本文以全样本中当月有销售记录的网商数量除以当地常住人口数量来衡量一地区农产品网商的集聚程度。

各变量定义与小农网商样本的描述性统计结果如表1所示。

表1 主要变量定义与小农网商样本的描述性统计结果

变量名称	变量定义	平均值	标准差	最小值	最大值
月销售额	小农网商月销售总收入（元）	17933.80	85147.64	0.01	5361304.00
新进小农网商数	本市当月新进的小农网商数量（个）	1.27	3.55	0.00	128.00
退出小农网商数	本市当月退出的小农网商数量（个）	13.89	25.43	0.00	300.00
活跃小农网商数	本市当月线上销售收入大于0的小农网商数量（个）	215.10	357.58	1.00	3428.00
龙头网商数量	月销售额前200名的龙头网商在本地数量（个）	3.92	6.21	0.00	44.00
生存期	网商已经营时间（月）	13.94	11.54	1.00	48.00
生存期平方	网商已经营时间（月）的平方	327.43	469.36	1.00	2304.00
声誉评分	网商声誉综合评分（0~10，最高为10分）	0.96	2.95	0.00	10.00
是否跨区经营	网商是否在两个及以上城市运营：是=1，否=0	0.03	0.18	0.00	1.00

^①年销售额低于100万元的为微型网商，年销售额在100万元至500万元的为小型网商，年销售额在500万元至1000万元的为中型网商，年销售额在1000万元及以上的为大型网商。参见《关于印发〈统计上大中小微型企业划分办法（2017）〉的通知》（国统字〔2017〕213号），http://www.stats.gov.cn/xgk/tjbz/gjtjbz/202008/t20200811_1782335.html。

^②赫芬达尔指数的计算公式为： $HHI_{c,m} = \sum_{i=1}^n (Y_{c,i,m} / Y_{c,m})^2 = \sum_{i=1}^n S_{c,i,m}^2$ 。式中， $Y_{c,m}$ 为c城市m月农产品网商的总销售额， $Y_{c,i,m}$ 为c城市m月网商i的销售额， $S_{c,i,m}$ 为c城市m月网商i的市场占有率，n为网商数量。

表1（续）

常住人口	本市常住人口（万人）	1135.46	782.61	93.46	3124.32
第一产业增加值	本市第一产业按季度值或年度值分解为月增加值（亿元）	25.05	25.00	0.51	194.96
人均可支配收入	本市居民人均可支配收入（元/月）	3059.18	1240.61	277.33	6234.59
绿通减免费	本市收费公路绿色通道通行费减免总计（亿元/年）	1.11	0.63	0.10	2.53
移动电话用户数	本市当月移动电话用户数（万户）	7399.55	3945.80	1419.50	17075.20
快递业务量	规模以上快递企业业务量当月值（万件）	34593.09	38956.73	426.80	175186.50
微型网商比例	本市上年度微型网商比例	0.92	0.05	0.68	1.00
小型网商比例	本市上年度小型网商比例	0.06	0.03	0.00	0.27
中型网商比例	本市上年度中型网商比例	0.02	0.02	0.00	0.09
大型网商比例	本市上年度大型网商比例	0.00	0.00	0.00	0.02
经营集中度	本市农产品网商 HHI	0.10	0.11	0.01	1.00
集聚密度	本市每万人农产品网商数量（个/万人）	0.85	0.52	0.00	2.45

注：①为了同龙头网商对比，表中的数据为对小农网商样本的描述性统计，小农网商数量为 153465 个，观测值数为 1151399，城市层面聚合数据观测值数为 5355；②网商相关变量数据由样本数据集测算，为消除通货膨胀因素影响，对所有网商的月销售额都根据月份 CPI 指数平减，换算为 2016 年 1 月可比价格；③为消除偏态分布影响，月销售额、移动电话用户数、快递业务量、常住人口、第一产业增加值、人均可支配收入、绿通减免费和集聚密度在下文的计量回归中均取自然对数。

表 2 列出了不同排名标准的龙头网商的主要经营特征。由表 1 和表 2 可知，小农网商的平均销售额远低于龙头网商，其月均销售额为 1.79 万元，不足前 200 名龙头网商的 0.5%，在经营绩效方面和龙头网商有很大差距。

从表 2 可以看出，月销售额排名靠前的龙头网商经营绩效都非常突出，如前 200 名龙头网商的平均月销售额为 987.07 万元，持续运营时间为 21.47 个月，且公司化运营的比例达到 94.57%。而在是否跨区经营等方面，不同排名的龙头网商之间差别不大，占比均为 5%。这表明，即便借助于网络，销售规模巨大的龙头网商仍是以本地运营为主，这也是他们对本地网商发挥影响力的基础。那些在其他城市开展经营业务的网商，主要以设立异地仓储系统为主，以更高效的物流服务满足客户需求。

表2 龙头网商的主要经营特征

	月销售额（万元）		客单量（个）		生存期（月）		是否跨区经营 (是=1, 否=0)		经营主体 类型 (%)	
	平均值	标准差	平均值	标准差	平均值	标准差	平均值	标准差	公司	个体 工商户
前 100 名	1627.44	3911.65	429056.99	1191884.36	22.32	12.61	0.05	0.21	97.18	2.82
前 150 名	1216.50	3247.16	315802.77	987495.23	21.83	12.65	0.05	0.21	95.70	4.30
前 200 名	987.07	2840.48	253380.44	862493.90	21.47	12.57	0.05	0.22	94.57	5.43
前 250 名	837.60	255.84	213504.08	775886.00	21.14	12.54	0.05	0.22	93.55	6.45

另外，在电商平台搜索排名和大数据辅助经营工具方面，一般大的网商会获得较高权重。而龙头网商在发展壮大之前，往往并不引人注意，只有在竞争中脱颖而出或规模扩大后才会引人注意，才会产生较大的影响和外部性。随着销售规模的扩大，龙头网商也必然需要大的运营团队来支撑，从而有实力吸引并为行业积蓄培养专业人才。这些都是龙头网商能够带动和影响小农网商的基础。

（三）模型设定

本文的主要目标是评估农产品龙头网商对本地小农网商经营绩效的影响，并进一步检验和探究其异质性影响和作用机制。为此，构建计量模型如下：

$$Y_{i,t,m} = \alpha_1 + \beta_1 Leading_{c,t,m-1} + \theta_1 X_{i,c,m} + \rho_1 Z_{i,c,t} + \lambda_i + \varphi_m + \tau_{p\times t} + \varepsilon_{i,t,m} \quad (1)$$

(1) 式中： $Y_{i,t,m}$ 为小农网商 i 在 t 年 m 月的销售额。本研究中有可能存在逆向因果引发的内生性问题，即本地小农网商经营绩效较好，因而产生了更多龙头网商。为消除这一影响，考虑到当月小农网商的经营绩效不会影响当月以前的龙头网商的产生及数量，本文借鉴相关研究中常用的滞后变量法（张东彪，2015；叶振宇和庄宗武，2022），将核心解释变量 $Leading_{c,t,m-1}$ 设置为 c 城市的小农网商 i 在 t 年 $m-1$ 月^① 的龙头网商数量。 $X_{i,c,m}$ 为随月份变化的控制变量集合，包含网商特征变量和经营集中度。 $Z_{i,c,t}$ 为随年份变化的控制变量集合，包括上年度各规模网商比例、社会经济发展特征变量和电商发展基础设施变量。 λ_i 、 φ_m 分别为网商固定效应和月份固定效应。另外，考虑到省级行政区产业政策变化的影响，(1) 式中还控制了省份 \times 年份的固定效应，即 $\tau_{p\times t}$ 。 $\varepsilon_{i,t,m}$ 为随机扰动项。

分析龙头网商影响本地小农网商经营绩效的作用机制时，本文在(1)式的基础上加入集聚密度及其与核心解释变量的交乘项。考虑内生性以及实际交互效应可能存在一定滞后性，本文将龙头网商数量滞后一期作为核心解释变量，对于集聚密度变量则使用当期值和滞后一期值分别进行回归。(2) 式给出上述两个变量均取滞后一期的模型形式：

$$\begin{aligned} Y_{i,t,m} = & \alpha_2 + \beta_2 Leading_{c,t,m-1} + \gamma M_{c,t,m-1} + \delta Leading_{c,t,m-1} \times M_{c,t,m-1} + \theta_2 X_{i,c,m} + \rho_2 Z_{i,c,t} \\ & + \lambda_i + \varphi_m + \tau_{p\times t} + \varepsilon_{i,t,m} \end{aligned} \quad (2)$$

(2) 式中： $M_{c,t,m-1}$ 为 c 城市的小农网商 i 在 t 年 $m-1$ 月的集聚密度变量。其他变量定义与(1)式相同。

四、实证分析结果与讨论

（一）基准回归

参照 Kim et al. (2021)、叶振宇和庄宗武 (2022) 的方法，本文采用面板双向固定效应模型对(1)式进行估计，基准回归结果如表 3 所示。结果表明，农产品龙头网商能够显著提高本地小农网商的经营绩效。龙头网商数量每增加 1 个，当地小农网商月销售额增长约 0.9%~1%。

^① 即 m 前一个月，如 m 为 1 月，则 $m-1$ 取上年度 12 月。

表3(1)列仅控制了网商固定效应、月份固定效应和省份×年份固定效应，龙头网商数量的系数显著为正。在表3(1)列回归的基础上，(2)～(4)列的回归中依次引入网商特征变量、社会经济发展特征变量、电商发展基础设施和本地农产品电商行业发展特征变量。从估计结果来看，龙头网商数量的系数稍有变化，但均显著为正。这说明，在样本观测期间，龙头网商数量的增加确实能够显著提高本地小农网商的经营绩效。

表3 农产品龙头网商对本地小农网商经营绩效影响的基准回归结果

变量	(1)		(2)		(3)		(4)	
	系数	标准误	系数	标准误	系数	标准误	系数	标准误
L.龙头网商数量	0.010***	0.002	0.010***	0.002	0.009***	0.002	0.010***	0.003
生存期			-0.040***	0.009	-0.040***	0.007	-0.036***	0.007
生存期平方			0.000*	0.000	0.000*	0.000	0.000*	0.000
声誉评分			0.063***	0.001	0.062***	0.002	0.062***	0.002
是否跨区经营			0.609***	0.033	0.609***	0.033	0.609***	0.033
常住人口					0.019	0.071	0.002	0.079
第一产业增加值					0.024	0.040	0.026	0.039
人均可支配收入					0.022	0.051	0.021	0.049
绿通减免费					1.479**	0.725	1.422*	0.731
快递业务量					0.246**	0.095	0.222**	0.094
移动电话户数					-0.044	0.473	-0.060	0.464
微型网商比例							-23.451	18.763
小型网商比例							-24.236	18.760
中型网商比例							-27.100	19.114
经营集中度							-0.188**	0.080
常数项	7.989***	0.026	7.787***	0.038	5.847	4.232	29.868	20.139
调整后的 R ²	0.030		0.033		0.033		0.033	
观测值数	856353		856353		856353		856353	

注：①“L.”表示滞后一期；②因核心解释变量采用滞后一期，使进入回归的有效观测值减少；③网商固定效应、月份固定效应和省份×年份固定效应均已控制；④采用城市聚类的稳健标准误；⑤***、**和*分别表示1%、5%和10%的显著性水平。

表3的估计结果初步说明，龙头网商对本地小农网商经营绩效的促进作用超过了可能存在的拥堵效应，最终表现为显著的促进效应。核心解释变量采用龙头网商数量的滞后一期，减轻了可能存在的内生性影响，也表明龙头网商的品牌带动、知识与创新溢出等溢出效应需要一定时间来传递和转化，再加上市场竞争的影响，龙头网商对小农网商经营绩效最终起到引领作用。假说H1得到验证。

(二) 稳健性检验

考虑到可能存在的特殊样本和内生性等问题，导致估计结果有偏，本文做如下稳健性检验。

1.剔除特殊样本。大城市由于通常聚集更多的基础资源和市场便利，因此更易形成网商集聚（徐

智邦等, 2017), 产生更多的龙头网商, 或者电商产业发展较好, 使得小农网商经营绩效也较好。为减轻上述因素可能造成的估计偏差, 本文将直辖市样本剔除后重新回归, 回归结果如表 4(1)列所示。

另外, 为检验不同规模城市在龙头网商的产生及其对小农网商经营绩效的影响方面是否存在差异, 避免可能仅是因为大城市同时存在较多龙头网商以及小农网商经营绩效较好的情况, 而高估龙头网商的作用, 本文剔除计划单列市、省会城市和直辖市样本, 仅保留地级市样本进行回归, 结果如表 4(2)列所示。

表 4 显示, 在不同的分样本回归结果中, 核心解释变量的系数均显著为正, 且与表 3 基准回归结果相比均有所增大。这表明, 基准回归结果稳健。

表 4 稳健性检验: 剔除特殊样本

变量	(1)		(2)	
	剔除直辖市样本		剔除计划单列市、省会城市和直辖市样本	
	系数	标准误	系数	标准误
L.龙头网商数量	0.015***	0.002	0.013***	0.002
常数项	27.405	19.885	1.019	13.069
调整后的 R ²		0.036		0.036
观测值数		677572		410885

注: ①“L.”表示滞后一期; ②控制变量、网商固定效应、月份固定效应和省份×年份固定效应均已控制; ③采用城市聚类的稳健标准误; ④***表示 1% 的显著性水平。

2. 改变龙头网商选择标准。为检验龙头网商的不同界定标准对核心结论的影响, 本文分别以月销售额前 100 名、前 150 名、前 250 名选择头部龙头网商在各城市分布数量的滞后一期值作为核心解释变量, 来检验不同界定标准和计算方法的可能影响。表 5 的回归结果显示, 在不同选择标准下, 龙头网商对本地小农网商经营绩效的促进作用保持稳定, 且系数均在 1% 的水平上显著。表 5(1)~(3)列显示, 越是排名靠前的龙头网商, 其对本地小农网商的影响越大。具体来看: 表 5(1)列结果显示, 每增加 1 个前 100 名的龙头网商, 本地小农网商的月销售额将增加 1.6%; 表 5(3)列结果显示, 每增加 1 个前 250 名的龙头网商, 本地小农网商月销售额则增长 0.8%。这说明, 基准回归结果稳健。

表 5 稳健性检验: 调整龙头网商选择标准

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
L.前 100 名龙头网商数量	0.016*** (0.004)					
L.前 150 名龙头网商数量		0.012*** (0.003)				
L.前 250 名龙头网商数量			0.008*** (0.002)			
前 200 名龙头网商月销售总额				0.008*** (0.002)		

表5 (续)

是否有龙头网商					0.097*** (0.020)	
L.是否有龙头网商						0.055*** (0.019)
常数项	26.570 (18.938)	29.254 (20.029)	30.179 (20.419)	16.319 (13.213)	17.144 (13.362)	22.046 (18.267)
调整后的 R ²	0.033	0.033	0.033	0.026	0.026	0.033
观测值数	856666	856526	856135	1150985	1150985	856353

注：①“L.”表示滞后一期；②因核心解释变量采用不同认定标准以及滞后一期，进入回归的有效观测值不同程度减少；③控制变量、网商固定效应、月份固定效应和省份×年份固定效应均已控制；④括号内为城市聚类的稳健标准误；⑤***表示 1% 的显著性水平。

考虑到以龙头网商数量作为核心解释变量，无法直接反映其销售规模差异的影响，滞后一期可能低估市场竞争的当期拥堵效应，因而表 5 (4) 列的回归改用当地龙头网商的合计月销售总额作为核心解释变量。(4) 列结果显示，核心解释变量的系数依然显著为正。这说明，在龙头网商的引领下，小农网商的经营绩效得以明显增长，龙头网商界定标准不会影响基准回归结果。(4) 列的结果还表明，在线上市场，龙头网商销售额增长并没有挤出本地小农网商的销售额，小农网商更多的是面向全国大市场，其竞争对手更可能是电商平台上的其他小农网商。

另外，以龙头网商数量或月销售额作为自变量的回归，实际估计的是龙头网商的平均影响强度，而龙头网商分布数量在各地之间的差异较大，可能还会受一些内生的不可见因素的影响。为减少这方面的影响，本文以是否有龙头网商的虚拟变量（有=1，无=0）替代龙头网商数量，并分别以当期值和滞后一期值作为核心解释变量进行回归。表 5 (5) 列和 (6) 列结果表明，在去除龙头网商分布数量差异的影响后，基准回归结果依然稳健。

(三) 异质性分析

考虑到龙头网商的影响还可能因季节变化、小农网商主营品类与规模不同等表现出差异，本文做如下异质性分析。

1. 季节异质性。农产品生产供应和消费都具有一定的季节性，因而龙头网商的溢出效应也可能随季节的变化而变化。本文在 (1) 式的基础上加入龙头网商数量滞后项与季节变量的交乘项，以检验龙头网商的溢出效应是否随季节而变化。表 6 (1) 列表明，龙头网商对小农网商经营绩效的溢出效应有显著的季节异质性。在春季，每增加 1 个龙头网商，本地小农网商的月销售额将增长 0.7%。龙头网商在冬季的溢出效应跟春季没有显著差别，但是在夏秋两季的溢出效应显著高于冬春两季。每增加 1 个龙头网商，本地小农网商在夏季和秋季的月销售额将分别增长 1.5% 和 1.7%。原因可能在于：每年 10 月到下年度 3 月一般是农产品消费旺季，再加上“双十一”促销活动和元旦、春节的节日消费带动，小农网商的经营绩效更多地受市场需求的拉动；而到了夏秋消费淡季，小农网商的经营绩效更多地受本地龙头网商的带动。

2. 小农网商主营品类和规模特征异质性。小农网商对溢出效应的吸收和转化效果还受到与农产品特性相关的转化成本和小农网商自身禀赋条件的影响。魏平（2019）根据农产品交易成本的不同将农产品分为生鲜类、加工类和初级加工类三类农产品。与线下交易相比，生鲜类农产品的线上交易成本降幅最大。分工深化与第三方专业化服务的提升，大大降低了技术采纳成本，相关知识溢出易于为小农网商转化和吸收。而加工品和初级加工品线下替代品众多，易于形成垄断竞争。生产设备设施的更新投入与产品营销推广形成较多专用性资产，因而转化成本较高。另外，小农网商只有具备一定的知识储备、技术基础和资金实力，才能对龙头网商的正向创新溢出进行采纳和转化，以及对龙头网商的负向竞争压力进行经营调整。因而，不同主营品类和经营规模的小农网商在受龙头网商影响的方向和程度上可能存在异质性，主营生鲜类和规模较大的小农网商很可能受益更多。

基于以上分析，本文将不同主营品类和不同规模特征的网商划分为不同样本组，以检验龙头网商对小农网商经营绩效的异质性影响。对于主营品类，根据京东和阿里电商平台的商品分类细目，本文将小农网商划分为生鲜类、米面粮油初加工类和休闲特产加工类三个样本组。对于经营规模，本文则根据年销售额将小农网商划分为微型、小型、中型^①三个样本组。分组回归的结果如表6所示。

表6 异质性分析结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
	全样本 (季节性影响)	生鲜类	米面粮油 初加工类	休闲特产 加工类	微型网商	小型网商	中型网商
L.龙头网商数量	0.007** (0.003)	0.018*** (0.004)	0.004 (0.003)	-0.003 (0.006)	0.009*** (0.002)	0.033*** (0.008)	0.026*** (0.010)
L.龙头网商数量×夏季	0.008*** (0.002)						
L.龙头网商数量×秋季	0.010*** (0.003)						
L.龙头网商数量×冬季	0.003 (0.003)						
常数项	31.013 (20.532)	21.213 (21.187)	17.723 (30.897)	-286.342 (354.665)	17.737 (16.907)	69.087** (29.445)	66.210* (36.696)
调整后的 R ²	0.033	0.042	0.032	0.251	0.035	0.045	0.092
观测值数	856353	424475	430955	923	813561	37607	5185

注：①“L.”表示滞后一期；②控制变量、网商固定效应、月份固定效应和省份×年份固定效应均已控制；③括号内为城市聚类的稳健标准误；④***、**和*分别表示1%、5%和10%的显著性水平。

从表6(2)～(7)列可以看出，经营不同类别产品以及不同规模的小农网商获得的龙头企业溢出效应存在明显差异。表6(2)～(4)列结果表明，生鲜类网商样本的核心解释变量系数最大且在统计上显著，和理论分析结果一致。许多小农网商的初级产品都是生鲜类农产品，初级农产品电商化

^①参照前文所述的国家统计局有关大中小微零售企业划分标准划分。需说明的是，小农网商中不存在大型网商。

面临的首要问题是品质控制和标准化，降低“从农田到餐桌”过程中的损耗和品质下降。随着物流企业基础设施的完善，技术服务的改进无需太大的额外投资，因而小规模的网商经营户也能够获得龙头网商技术创新的溢出效应。而这一特点是米面粮油初加工类和休闲特产加工类农产品所不具备的，这两类农产品的经营在产品标准化、品牌化和网络流量获取方面需要较大投入，因而这两类小农网商获取的龙头网商溢出效应低于生鲜类小农网商。

表 6 (5) ~ (7) 列的结果则显示了不同规模小农网商从龙头网商获益的差异。任何创新知识的学习与应用都有成本，小微网商在资源投入、劳动力池使用等方面都处于弱势，因而溢出效应的获取幅度小于较大规模的网商。在不同规模网商的分样本回归结果中，龙头商网数量的系数分别为 0.009、0.033 和 0.026，且均显著。尽管微型小农网商获益幅度最低，但 95% 以上的小农网商都是微型网商，即为数众多的小农网商都能从龙头企业引领中受益——这对于增加农户经营性收入具有重要价值。

五、影响机制分析

(一) 创新知识传播途径：地理集聚

根据假说 H2，龙头网商的溢出效应受到本地产业集聚环境的影响。为验证相应的作用机制，本文分别纳入集聚密度的当期值和滞后一期值，按照 (2) 式检验产业集聚环境是否对龙头网商溢出效应具有强化作用。

表 7 结果表明，产业集聚环境强化了龙头网商对本地小农网商的引领作用。表 7 (1) 列结果显示，集聚密度当期与龙头网商数量滞后一期的交乘项的系数显著为正，而表 7 (2) 列显示集聚密度滞后一期与龙头网商数量滞后一期的交乘项的系数不显著。这表明，龙头网商主要依托当期产业集聚环境对小农网商经营绩效产生影响，即本地农产品电商产业集聚环境能显著加强龙头网商对小农网商经营绩效的引领作用。假说 H2 得到证实。

(二) 增长的来源：竞争效应

榜样的成功能够带来跟随者的模仿和学习，吸引潜在的进入者，这是农业产业转型发展所乐见的。而集聚密度的增加又会使竞争加剧，使得经营者要么提高效率，要么退出市场，即存在“龙头网商→吸引进入者→网商数量增加→带来竞争效应→提升绩效或退出市场”这样的影响路径。接下来，本文通过城市层面的汇总数据，检验龙头网商是否带来竞争效应，以及竞争效应究竟是提升了小农网商的经营绩效还是使更多小农网商被挤出。本文为此使用城市层面的新进小农网商数、退出小农网商数以及活跃小农网商数作为被解释变量，按 (1) 式分别进行回归，回归结果如表 7 (3) ~ (5) 列所示。

表 7

机制分析结果

变量	机制分析结果				
	月销售额		新进网商数	退出网商数	活跃网商数
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
L.龙头网商数量	0.004** (0.002)	0.011*** (0.003)	0.023 (0.038)	0.718 (0.550)	5.908** (2.532)

表 7 (续)

集聚密度	0.606*** (0.054)				
L.龙头网商数量×集聚密度	0.010* (0.006)				
L.集聚密度		0.151*** (0.037)			
L.龙头网商数量×L.集聚密度		-0.009 (0.008)			
常数项	10.637 (12.300)	27.650 (18.238)	-54.368 (57.675)	-422.967* (216.189)	-4834.532 (2943.202)
调整后的 R ²	0.036	0.033	0.113	0.258	0.298
观测值数	856353	856353	5236	5236	5236

注：①“L.”表示滞后一期；②控制变量、网商固定效应、月份固定效应和省份×年份固定效应均已控制；③括号内为城市聚类的稳健标准误；④***、**和*分别表示 1%、5% 和 10% 的显著性水平。

表 7 (3) ~ (5) 列结果显示，龙头网商数量的增长虽然对新进及退出小农网商数都没有显著影响，即没有明显的挤出效应，但显著增加了活跃小农网商数。龙头网商数量每增加 1 个，本地活跃小农网商数增加 5.9 个，且在 5% 的水平上显著。由于活跃小农网商数计算的是当月有销售记录的小农网商，在新进和退出小农网商数没有显著变化的情况下，其数量的增长主要源于已有小农网商经营活跃度的提高，尤其是之前经营绩效不佳的网商通过学习和模仿，竞争活力受到激发，从而经营效率得到提升；而活跃网商数的增加反过来又将带动竞争活力提高。这表明，龙头网商能够促进更多本地市场主体参与线上市场竞争、分享市场增长，表现引领作用。假说 H3 得到证实。

六、结论与政策启示

以电商为代表的农产品供应链数字化，一度被认为是为小农户赋能以及连接小农户与农产品大市场的有效途径。然而，市场是不断竞争演化的过程，其本身也是技术进步和资源优化配置的机制与路径。随着一些小农网商的退出和大网商的崛起，有人质疑农产品电商是否已成为资本的游戏。在农产品电商蓬勃发展的过程中，龙头网商的出现和发展并不必然以小农网商的市场退出和利益损失为代价，在区分了小农网商自身条件和产业集聚环境差异后，龙头网商实际上能够提高本地小农网商的经营绩效。本文利用大样本数据，通过严格的计量评估为此提供了直接证据。

首先，本文研究证实，一个地区农产品龙头网商的数量越多，越能带动本地小农网商的经营绩效增长。经过调整样本范围以及改变龙头网商选择标准等一系列稳健性检验之后，上述结论依然稳健。其次，本文研究表明，龙头网商的溢出效应发挥有赖于小农网商对其接收和转化利用的难易程度，以及小农网商的自身禀赋条件。最后，机制分析证实，基于地理位置临近的产业集聚强化了龙头网商对

本地小农网商经营绩效的推动力作用，同时，龙头网商使本地活跃小农网商数量显著增加，对本地小农网商并没有明显的挤出作用。

本文研究结论为如何在推动农产品供应链数字化、实现农业经营体系现代化进程中带动小农户发展提供了经验证据和重要启示。首先，打破企业资本和小农户发展二元对立的观念束缚，建立有利于城乡要素流动的经营环境是推动乡村产业振兴的有效途径。各地要为农业龙头企业、农产品供应链企业的本地化电商发展和产业链延伸提供支持，强化龙头网商对本地小农网商的正向溢出效应。其次，引导培育由龙头网商为主导，具有生态群落功能的农产品电商集群。注意利用龙头网商的核心节点作用，推动产业链上下游整合，培育各类专业化、市场化网商服务组织，形成紧密关联、集聚发展、相互促进的产业生态。最后，强化龙头网商在农产品电商品牌化、标准化、规模化发展中的示范作用。鼓励龙头网商加强品牌塑造、技术创新，充分发挥其在电商产业集聚发展中的引领示范作用。依托龙头网商，积极开展电商培训服务，针对不同经营品类、不同经营规模的小农网商提供差异化培训，加快龙头网商外部性作用的发挥。

由于缺少网商经营者特征和成本支出结构等数据，本文无法在县域或村镇等更为下沉的层面对网商经营效率做进一步深入分析，也难以探究平台流量成本对龙头网商溢出效应的影响。这是本文研究的不足之处，希望将来有机会借助进一步的调查数据来弥补这一缺憾。

参考文献

- 1.陈永富、方湖柳、曾亿武、郭红东，2018:《电子商务促进农业产业集群升级的机理分析——以江苏省沭阳县花木产业集群为例》，《浙江社会科学》第10期，第65-70页。
- 2.杜江、严子淳，2020:《农村电商生存研究——基于区域跨越速度与线下社会网络的视角》，《湘潭大学学报（哲学社会科学版）》第3期，第111-117页。
- 3.郭红东、白军飞、刘晔虹、王晶晶、曲江，2021:《电子商务助推小农发展的中国例证》，《江苏大学学报（社会科学版）》第5期，第13-21页。
- 4.江小涓、黄颖轩，2021:《数字时代的市场秩序、市场监管与平台治理》，《经济研究》第12期，第20-41页。
- 5.姜长云，2019:《龙头企业的引领和中坚作用不可替代》，《农业经济与管理》第6期，第24-27页。
- 6.李静、陈亚坤，2022:《农业公司化是农业现代化必由之路》，《中国农村经济》第8期，第52-69页。
- 7.李琪、王全胜、宋培建，2020:《自营竞争性进入对第三方绩效的影响研究——基于某大型混合零售平台的实证分析》，《管理科学学报》第2期，第74-88页。
- 8.路征、宋丽敏，2015:《我国“农民网商”发展现状、问题与对策建议》，《科技管理研究》第5期，第131-134页。
- 9.罗震东、陈芳芳、单建树，2019:《迈向淘宝村3.0：乡村振兴的一条可行道路》，《小城镇建设》第2期，第43-49页。
- 10.梅燕、蒋雨清，2020:《乡村振兴背景下农村电商产业集聚与区域经济协同发展机制——基于产业集群生命周期理论的多案例研究》，《中国农村经济》第6期，第56-74页。
- 11.聂召英、王伊欢，2021:《链接与断裂：小农户与互联网市场衔接机制研究——以农村电商的生产经营实践为例》，《农业经济问题》第1期，第132-143页。

12. 彭红艳、丁志伟, 2024: 《中国淘宝村“增长—消失”的时空特征及影响因素分析》, 《世界地理研究》第4期, 第103-116页。
13. 邵占鹏, 2020: 《农民网商对电商平台的依附关系及其形成机制》, 《上海对外经贸大学学报》第3期, 第47-55页。
14. 邵占鹏、甄志宏, 2022: 《全视监控下网商价格竞争的形塑机制》, 《社会学研究》第3期, 第45-67页。
15. 唐跃桓、杨其静、李秋芸、朱博鸿, 2020: 《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》, 《中国农村经济》第6期, 第75-94页。
16. 汪凡、汪明峰, 2021: 《生命周期视角下淘宝村发展的时空特征分析》, 《上海城市规划》第2期, 第8-15页。
17. 王朝霞, 2024: 《农村电子商务集群的形成机制及其发展路径》, 《商业经济研究》第11期, 第105-108页。
18. 王剑、田世英, 2020: 《我国农产品电子商务高质量发展的路径选择研究——基于4297个农产品加工企业的调查数据分析》, 《科技促进发展》第11期, 第1415-1422页。
19. 王明、赵冬梅, 2017: 《“互联网+”背景下农民网商形成和发展机理研究》, 《西北工业大学学报(社会科学版)》第1期, 第10-15页。
20. 王奇、牛耕、赵国昌, 2021: 《电子商务发展与乡村振兴: 中国经验》, 《世界经济》第12期, 第55-75页。
21. 王燕、张奇、卫婧婧, 2016: 《基于组织生态学的淘宝村发展模式案例研究》, 《未来与发展》第4期, 第53-58页。
22. 王勇、吕毅韬、唐天泽、谢丹夏, 2021: 《平台市场的最优分层设计》, 《经济研究》第7期, 第144-159页。
23. 王志辉、祝宏辉、雷兵, 2021: 《农村电商产业集群高质量发展: 内涵、困境与关键路径》, 《农村经济》第3期, 第110-118页。
24. 韦文联、韦艾平, 2014: 《农业产业化龙头企业科技创新问题研究——以安徽省为例》, 《华东经济管理》第9期, 第78-83页。
25. 魏平, 2019: 《农产品特性、交易成本与网上交易市场效率》, 《产业组织评论》第2期, 第158-173页。
26. 谢金丽、胡冰川, 2020: 《农业企业电商采用决策及电商业绩影响因素的实证研究——基于农业产业化龙头企业经验数据》, 《软科学》第8期, 第6-11页。
27. 徐丹宁、陈超、陈丽君, 2016: 《农业龙头企业带动农户效用评价及差异分析——基于南京市119家企业的调研数据》, 《湖南农业大学学报(社会科学版)》第4期, 第22-28页。
28. 徐智邦、王中辉、周亮、王慧荣, 2017: 《中国“淘宝村”的空间分布特征及驱动因素分析》, 《经济地理》第1期, 第107-114页。
29. 叶振宇、庄宗武, 2022: 《产业链龙头企业与本地制造业企业成长: 动力还是阻力》, 《中国工业经济》第7期, 第141-158页。
30. 曾凡益、孙剑、龚继红, 2022: 《农产品电商集群企业地理邻近性对协同创新绩效的影响》, 《华中农业大学学报(社会科学版)》第3期, 第96-107页。
31. 曾亿武、郭红东、金松青, 2018: 《电子商务有益于农民增收吗? ——来自江苏沭阳的证据》, 《中国农村经济》第2期, 第49-64页。
32. 曾亿武、张增辉、方湖柳、郭红东, 2019: 《电商农户大数据使用: 驱动因素与增收效应》, 《中国农村经济》第12期, 第29-47页。

- 33.张宸、周耿, 2019: 《淘宝村产业集聚的形成和发展机制研究》, 《农业经济问题》第4期, 第108-117页。
- 34.张德海、金月利、杨利鹏、陈超, 2022: 《乡村特色产业价值共创: 瓶颈突破与能力跃迁——基于本土龙头企业双案例观察》, 《中国农村观察》第2期, 第39-58页。
- 35.张东彪, 2015: 《产业集聚中龙头企业外溢效应分析》, 《商业经济研究》第10期, 第95-97页。
- 36.张庆民、孙树垒、吴士亮、李大芳, 2019: 《淘宝村农户网商群体持续成长演化研究》, 《农业技术经济》第1期, 第121-134页。
- 37.张樹沁、邱泽奇, 2022: 《乡村电商何以成功? ——技术红利兑现机制的社会学分析》, 《社会学研究》第2期, 第114-136页。
- 38.张延龙、王明哲、钱静斐、廖永松, 2021: 《中国农业产业化龙头企业发展特点、问题及发展思路》, 《农业经济问题》第8期, 第135-144页。
- 39.张永强、才正、张璐, 2014: 《农业龙头企业对家庭农场知识溢出效应研究——以黑龙江省为例》, 《农业经济问题》第11期, 第10-16页。
40. Capello, R., and A. Faggian, 2005, “Collective Learning and Relational Capital in Local Innovation Processes”, *Regional Studies*, 39(1): 75-87.
41. Casner, B., 2020, “Seller Curation in Platforms”, *International Journal of Industrial Organization*, Vol. 72, <https://doi.org/10.1016/j.ijindorg.2020.102659>.
42. Ellison, G., E. L. Glaeser, and W. Kerr, 2010, “What Causes Industry Agglomeration? Evidence from Coagglomeration Patterns”, *American Economic Review*, 100(3): 1195-1213.
43. Hackl, F., M. E. Kummer, R. Winter-Ebmer, and C. Zulehner, 2014, “Market Structure and Market Performance in E-Commerce”, *European Economic Review*, Vol. 68: 199-218.
44. Guo, J., S. Jin, J. Zhao, and F. Zhao, 2022, “Has Covid-19 Accelerated the E-Commerce of Agricultural Products? Evidence from Sales Data of E-Stores in China”, *Food Policy*, Vol.112, <https://doi.org/10.1016/j.foodpol.2022.102377>.
45. Hawawini, G., V. Subramanian, and P. Verdin, 2003, “Is Performance Driven by Industry-or Firm-Specific Factors? A New Look at the Evidence”, *Strategic Management Journal*, 24(1): 1-16.
46. Jannati, S., G. Korniotis, and A. Kumar, 2020, “Big Fish in a Small Pond: Locally Dominant Firms and the Business Cycle”, *Journal of Economic Behavior & Organization*, Vol.180: 219-240.
47. Jin, G. Z., Z. Lu, X. Zhou, and L. Fang, 2021, “Flagship Entry in Online Marketplaces”, NBER Working Paper Series 29239, <https://www.nber.org/papers/w29239>.
48. Kim J. H., P. Newberry, L. Wagman, and R. Wolff, 2021, “Local Network Effects in the Adoption of a Digital Platform”, *Social Science Electronic Publishing*, <https://ssrn.com/abstract=3794351>.
49. Li, X., H. Guo, S. Jin, W. Ma, and Y. Zeng, 2021, “Do Farmers Gain Internet Dividends from E-Commerce Adoption? Evidence from China”, *Food Policy*, Vol.101, <https://doi.org/10.1016/j.foodpol.2021.102024>.
50. Malmberg, A., and P. Maskell, 2002, “The Elusive Concept of Localization Economies: Towards a Knowledge-Based Theory of Spatial Clustering”, *Environment and Planning*, 34(3): 429-449.

51.Tang, W., and J. Zhu, 2020, "Informality and Rural Industry: Rethinking the Impacts of E-Commerce on Rural Development in China", *Journal of Rural Studies*, Vol.75: 20-29.

(作者单位: ¹北京市农林科学院数据科学与农业经济研究所;

²美国密歇根州立大学农业、食品与资源系)

(责任编辑: 黄 易)

The Impact of Leading Agricultural Product E-stores on the Business Performance of Local Smallholder E-stores: Leading or Crowding Out?

GUO Jianxin WANG Hongbiao YU Feng JIN Songqing

Abstract: E-commerce for agricultural products has been considered as an effective way to empower smallholders to connect to a larger market. Whether leading e-stores drive the development of smallholder e-stores is of great significance for promoting the inclusive growth of the rural digital economy. This paper utilizes the online sales data of 180,661 agricultural product e-stores from April 2016 to December 2019, to quantitatively evaluate the impact of leading agricultural product e-stores on the business performance of local smallholder e-stores. The results indicate that the greater the number of leading e-stores in an area is, the more it promotes the sales growth of local small agricultural product e-stores. The results remain robust across different sample scenarios and selection criteria for leading e-stores. The analysis also shows that the spillover effects of leading e-stores depend on how difficult the smallholder e-stores to receive, transform, and utilize them, and the smallholder e-stores mainly selling fresh agricultural products and large-scale e-stores benefit more from the leading stores. Furthermore, the analysis confirms that the environment of industrial agglomeration enhances the leading role of the leading e-stores. The leading e-stores increase the number of local active smallholder e-stores, improve the business performance of smallholders, and thus significantly increase agricultural product sales of local smallholder e-stores. The finding provides insights for making full use of the demonstrative and leading role of leading e-stores, and promoting the branding, standardization, and scaling up of the agricultural product e-commerce.

Keyword: E-commerce; Agricultural Products; Leading E-stores; Agglomeration Externalities; Business Performance