

中国农业绿色发展：创新与演化

李 周

摘要：农业绿色发展演化是一个循序渐进、日积月累的过程，它的外生干预主要以创新形式出现。创新会增强农业绿色发展的自生能力、共生能力与和谐能力：技术创新提高农业绿色发展的自生能力；组织创新提高农业绿色发展的共生能力；制度创新激发人们的创新活力和规范人们的行为，协调人与人、当代人与后代人、人与自然的的关系。本文以现实中的案例，论述创新对生态系统保护以及农业绿色发展自生能力、共生能力与和谐能力演化的影响。中国生态补偿始于中央政府的纵向生态补偿，但横向生态补偿对生态补偿制度的贡献会更大且走得更远。要按市场化、绩效化和社会化原则进行生态补偿创新，解决按面积发放生态补偿资金无法激励参与者的问题。绿色发展伊始阶段需要以政府为主导，但不宜停留在这个阶段。以市场和民众为主导有利于提高权利与责任的对称性和绿色发展的协调性，民众需要有展示他们贡献的工具。

关键词：农业 绿色发展 演化 创新 自生能力 共生能力

中图分类号：F320.1 **文献标识码：**A

一、创新和演化的关系

创新是指利用现有的知识和物质改进或创造新的事物，并能获得一定有益效果的行为，强调的是改进现状的重要性。演化是指内生的边际调整和外生的干预引发的渐变，强调的是日积月累和循序渐进的重要性。各个生态系统在特定时间内受到的外来干预有极大的不同，所以从横截面看它们的演化有各种各样的表现形式，不仅有稳定、进化和退化之分，而且稳定、进化和退化的程度有较大不同。然而，外来干预造成的扰动通常改变不了演化的趋势，所以从时间序列看，生态系统的演化轨迹具有螺旋式上升或波浪式前进的特征。农业绿色发展演化与生态系统演化类似，也是一个稳定地朝着既定方向逐渐和逐级变化的客观过程。创新是促进农业绿色发展的动力，创新的质量要由农业绿色发展的演化状况来评价。创新对农业绿色发展演化的影响要比它对生态系统演化造成的影响更大，所以笔者把本文的题目定为农业绿色发展的创新与演化。

（一）创新不是演化的必要条件

生态系统的演化有它的内在规律，不以人类的意志为转移，也不需要人类的干预。人类的生存与发展却离不开生态系统，而且对生态系统有一系列要求，并非所有生态系统都能够成为人类生存与发展的场所。人类作为生态系统的有机组成部分之一，应该与生态系统融为一体，而不能凌驾于生态系

统之上，按照自己的意图征服它、改造它或拯救它。历史上曾经出现过的人类文明的局部消失（例如玛雅文明）绝不是因为它们依赖的生态系统崩溃，而是这些生态系统不再能够满足人类生存的需求。所以，人类维护好生态系统并非为了拯救地球，而是为了保障和拓展人类生存与发展的场所。

（二）创新要以顺应演化为前提

尽管生态系统的演化并不需要人类干预，但人类干预对生态系统演化施加的影响逐渐增大却是不争的事实。人类干预往往同创新联系在一起，于是便有了创新和演化的关系。人类直接针对生态系统的创新并不多，间接地对生态系统演化施加影响的创新却不少，所以创新的优劣不仅要用它对生产系统施加的影响来评价，还要用它对生态系统演化施加的影响来评价。创新的短期效果和长期效果、个人收益和社会效益有可能不一致，所以创新的优劣不能只用它的短期收益和个人收益来做评价。例如“滴滴涕”的创新从短期看它消除了病虫害对农作物的危害，并据此获得了诺贝尔化学奖，但从长期看它的残留物极大地污染了环境，已经被很多国家禁用。创新对生态系统演化影响的评价不仅要有较为完整的横截面数据，还要有很长的时间序列数据，否则做出的结论可能有片面性，甚至是不可靠的。人们会把兼顾经济利用和生态利用、有利于生态系统演化的创新保留下来，把单纯追求经济利用而忽略生态利用、不利于生态系统演化的创新淘汰掉，所以创新是否具有顺应自然的属性，可以用它延续的时间来衡量。中国既有很多持续至今的创新，如四川成都的都江堰水利工程、福建莆田的木兰陂水利工程和新疆吐鲁番的坎儿井，也有很多被扬弃的创新，如中国东部沿海地区的滩涂养殖^①。

在人与自然的关系上，人类最初关注的是自然可提供的产品，创新以森林、草地和湿地等生态系统可提供的产品为对象，以提高这些生物资源的利用效率为目标。这些创新或许没有兼顾生态利用的视角，但生物资源利用效率的提高减少了生产特定数量产品对生态系统的占用，仍有减轻其他生态系统压力的功效。人类后来强调对自然的适应，追求物质产品生产和生态服务供给之间的平衡，并明确倡导顺应自然的干预，反对征服自然的干预。所以，生态系统的演化不仅体现了自然的变化，也体现了人与自然关系的变化。

（三）创新对演化的贡献越来越大

人类具有的纠正错误的自觉和追求极致的精神，特别是协调人与自然关系的趋优避劣意识，会使创新顺应自然演化的属性越来越强，进而使创新对自然演化的贡献越来越大。

1. 技术创新提高了人类的自生能力。技术创新带来的生物资源利用效率的提高，极大地减轻了人类基本生活需求对生态系统的压力。耕地亩产倘若停留在两千多年前秦汉时期的 110 斤水平上，今日中国所有国土全部用来耕作也满足不了 14 亿国民的食物需求。

技术创新带来的非生物资源对生物资源的替代，极大地减轻了人类基本生活需求对生态系统的压力。木竹材料倘若未被钢材、水泥、塑料、混凝土等材料替代，今日中国所有国土全部用来生产木竹

^①滩涂养殖造成滩涂微生物组成改变，破坏了原有栖息生物的生存环境和水体中营养盐的循环，滩涂海水富营养化程度加重使水体处于缺氧或无氧状态，并产生 H₂S 等恶臭气体。滩涂养殖工程造成海水流速减缓诱发了赤潮风险，对海洋生态系统构成巨大威胁。

也满足不了 14 亿国民的材料需求。钢材、塑料、混凝土等材料的强度要比木竹高得多，它们对木竹的替代还极大地提高了建设用地的容积率，进而减轻了人们所需的建设用地对生态系统的压力。

技术创新带来的非生物能源对生物能源的替代，极大地减轻了人类能源需求对生态系统的压力。生物能源倘若未被煤炭、石油、天然气等非生物能源替代，今日中国所有国土全部用来生产生物能源也满足不了 14 亿国民的能源需求。化石能源大量使用造成的大气中二氧化碳浓度提高进而地表温度提高，是一个必须解决的问题，但这个问题的解决绝非是向后退一步回到生物能源时代，而是依靠继起的技术创新，使人类进入以光电、风电等为主的零碳能源时代。

2.组织创新提高了人类的共生能力。在现实世界中，无论一个家庭、一个企业、一个社区还是一个地区、一个国家，都在努力提升各自的自生能力^①，凭借这个能力提高资源配置水平，获得尽可能高的资源利用效率和效益。然而，人类不会满足于自生能力的提升。生物圈里的所有物种都具有强化自生能力的本能，乃至有在种群和群落内形成共生能力的行为。人类同生物圈里其他物种的本质区别在于，他们有在陌生人之间（相当于种群和群落之间）构建共生能力^②的意识和行为。人类为了追求自身利益最大化，不仅会围绕提高生产效果、经营效益和管理效率开展旨在强化自生能力的组织创新，还会开展旨在构建共生能力的组织创新，包括借助磋商平台增强共同体博弈实力的组织创新和借助互补平台共同追求外部规模经济的组织创新。

形成共生能力的组织创新，最初主要表现为博弈者为了在零和博弈情形下占据更好位置，采取一致性策略构建磋商平台。其中，发展中国家之间采取一致性策略是为了使蛋糕分得更加公平，发达国家之间采取一致性策略是为了使自己分到的蛋糕份额更稳定、更大。当前，组织创新则主要表现为博弈者为追求正和博弈结果，采取包容、互补策略构建协作平台，参与者通过共同把蛋糕做得更大，从而分到更多一些的蛋糕。

微观经营主体的基本工作是提升自生能力，形成共生能力是它们的补充性工作。具有自生能力是构建共生能力的基础，所以通过组织创新构建把具有内在关联性和互补性的家庭、企业、社区乃至地区、国家聚集在一起的平台，共同构建共生能力和共同分享新增成果，绝不是对自生能力的替代。同自生能力建设相比，当前共生能力建设初见端倪，可拓展的空间很大，切切不可低估它的作用。

3.制度创新提高了人类的和谐能力。微观经营主体的最优解同社会最优解保持一致，是实现绿色发展的必要条件。现实中微观经营主体的最优解并非始终同社会最优解保持一致，两种最优解之间的偏差主要是由微观经营主体的权利和责任不对称造成的，即增加的生产经营收益全部归自己，生产经营中产生的污染却由受影响者共同承担。例如，化肥的创新极大地促进了农产品增产，它对发酵不充分的农家肥的替代，消除了农家肥中的大肠杆菌、线虫、蛔虫、钩虫等对人体健康特别是儿童健康的影响；生产 1 单位肥肉耗用的饲料可用来生产 4 单位瘦肉，瘦肉精的创新极大地提高了饲料利用效率。然而，微观经营者很可能为了追求个人收入最大化而过量使用化肥和瘦肉精，造成环境污染和肉产品

^①自生能力是指依靠个体对外界条件的利用和适应维持生存和发展的能力。

^②共生能力是指依靠群体对外界条件的利用和适应改善生存和发展的能力。

质量不达标。要使微观经营主体的最优解同社会最优解保持一致，必须为农业生产经营制定一套微观经营主体都必须遵循的行为规范，这就是绿色发展的制度创新。借助于这样的制度创新，既把技术创新提高微观经营主体生产经营效率和促进生态系统演化的正面影响充分发挥出来，又把它们妨碍人体健康和生态系统演化的负面影响消除掉，实现微观经营主体的最优解同社会最优解的统一，实现当事人与其他人的和谐、当代人与后代人的和谐、人与自然的和谐。

二、农业绿色发展的演化

中国曾长期处于农产品供不应求的状态，农业生产一直以农产品总产量最大化为主要目标，生态系统利用处于人类需求优先阶段，生态平衡作为一个约束条件的要求都难以得到满足，农业生产对生态系统演化造成了很大的负面影响。20 世纪 90 年代末农产品供给不足问题基本得到解决后，中国迅即实施了天然林禁伐、退耕还林、退牧还草、退田还湖等一系列生态工程，生态系统利用进入人类需求和生态需求兼顾阶段。2020 年全面建成小康社会以后，中国的综合国力显著增强，中国农业开始主动追求绿色发展，生态系统利用开始迈向生态需求优先阶段。生态系统利用的升级，是中国一以贯之地坚持深化改革、支持制度创新和组织创新、扶持技术创新的结果。

中国整个国民经济也是如此。在短缺经济时代，确实存在为了获得更多的物质产品而牺牲生态系统服务效能的倾向。这种倾向随着短缺问题的解决逐渐消失，越来越多的自然资源从开发优先走向保护优先，越来越多的生态系统利用从物质产品功能优先走向生态服务功能优先。同时，由经济活动半径不断增大带来的地区壁垒、产业壁垒逐渐弱化，使得地区间、产业间的互动性和互补性变得越来越强，技术创新、组织创新和制度创新的内外环境变得越来越好。它们是中国绿色发展取向的创新变得如此活跃的重要原因。

最早将绿色发展理念付诸实践的是经济合作与发展组织（Organization for Economic Co-operation and Development，简称 OECD）。在 OECD 的框架里，“绿色”是实现可持续发展目标的一套措施。其中，绿色理念是促进可持续发展的催化剂，绿色增长是践行可持续发展的推动力，绿色发展是实现可持续发展的方法论。一些学者把以煤炭、石油为动力的经济抽象为黑色经济、褐色经济，OECD 把以清洁能源为动力的经济抽象为绿色经济。同环境经济、生态经济、循环经济、可持续经济相比，绿色经济更简明，是一个更容易被所有民众理解和接受的提法（李周，2018）。农业绿色发展的核心，是从强调提高产量和降低能耗、物耗、劳动力成本拓展到包括土壤健康、生物多样性、生态系统服务、农产品质量等多目标的均衡，较为显著的变化包括三类。

第一，土地利用。过去依靠轮作、间种、套种和混种等措施促进“作物—土壤”系统中的无机物和微生物能量流动和信息交换，维护土壤结构和土壤肥力，降低作物遭遇病虫害的风险。现在依靠保护性耕作技术增加土壤有机质含量，改善土壤的团粒结构，降低土壤的紧实度，确保作物更好地生长。具体措施包括：施用有机肥或种植绿肥，增加土壤疏松程度，改善土壤团粒结构，加快微生物流动，促进养分平衡，培肥地力；施用微生物菌肥，利用微生物的分泌物溶解土壤中的磷酸盐，将磷、钾及微量元素阳离子释放出来；按土壤和作物需求测土配方施肥，防止土壤酸化；以深松替代深耕等

方式减少土壤流失和土壤结构破坏；借助发酵技术，使富含蛋白质、维生素 B、矿物质、碳水化合物等的畜禽粪便得到净化和处理，使土地得到充足养分；以作物秸秆和根系还田的方式，增加土壤有机物质，加快养分循环，提高土壤生物多样性。

第二，光资源利用。过去依赖高秆作物和低秆作物间种和混种等方式使阳光得到充分利用，现在依靠培育叶面垂直向上的作物品种使阳光得到充分利用。

第三，水资源利用。过去强调农田水利建设以改善用水条件，现在强调节水技术创新以提高用水效率，具体措施包括：由耕地灌溉转为作物灌溉的灌溉方式创新；选育根系发达且深扎、根冠比大、单位叶面积气孔数目的抗旱品种；提高作物对干旱的适应能力；优化氮磷钾比例，以达到“以肥调水”的目的。

人类集种植、饲养、采集和狩猎于一体，食物部分来自农业生产系统、部分来自自然生态系统的时代，要比单一种植和（或）饲养，食物完全来自农业生产系统的时代长得多。采用分子生物学所做的考古研究发现，人类遗址中有同年代的栽植稻和野生稻遗存，山羊、绵羊的碎骨片和野生羚羊的碎骨片混合在同一个文化层里（吴小红和陈铁梅，1999）。由于人类一直把自然生态系统作为农业的种质资源库和防护体系，把自然生态系统保护和农业生产系统发展融为一体，所以讨论农业绿色发展的演化应以自然生态系统保护为始点。

（一）生态系统保护的演化

农业是同生态系统关联性最强、受生态系统影响最大的产业部门。农业只有保护好生态系统这个基础，才能真正实现绿色发展。人类对生态系统保护的认识是逐步升华的，经历了为科学研究服务、为技术研究服务和为可持续发展服务三个阶段。与此相对应，中国生态系统保护的目标逐渐升级，范围逐渐扩大，初步完成了从以经济建设为中心的生态系统保护跃迁到以人民为中心的生态系统保护的转型。

1. 种质资源的保护。20 世纪 50 年代生态系统保护的主流思想是：人类对生物资源的认识和利用是极为有限的。如何利用尚未发现的物种或基因来提高作物生产力或增强对疾病的抵抗能力，是科学家必须承担的重大责任。把这些具有潜在经济价值的物种和基因尽可能好地保护起来，防止它们在尚未被人类认识之前就被人为毁掉，是将上述可能变为现实的必要条件。保护有可能发现新种质资源的自然地的最好办法是设置自然保护区，所以当时自然保护区划定瞄准的是最有可能发现新物种的生物群落。此时的生态系统保护，主要是为了满足科学家发现新物种和新基因的要求。

2. 典型生态系统的保护。研究表明，以生物量度量，最完好的自然生态系统的生产力大于现有农田的生产力，主要原因是自然生态系统能充分利用土壤中的各种营养物质和环境中的光、热、水资源。虽然农田采取了各种措施，但栽培的作物仍不能像自然生态系统那样“灵活”地利用这些外部因素，这意味着完好的自然生态系统可以成为技术人员优化农作物配置的参照系。20 世纪 70 年代末，中国的生态系统保护进入了把所有典型生态系统都划为自然保护区，把它们都保护下来的阶段。此时的生态系统保护，主要是为了满足技术人员优化配置农地上农作物的要求。

3. 生物多样性的保护。进一步的研究表明，生态系统中的物种几乎都是功能性物种，能够成为新

经济性物种的数量极少。然而，所有功能性物种作为生态系统的有机组成部分都具有不可或缺性，它们宛如一架飞机上的铆钉，其作用同发动机、驾驶仪、机体机翼等其他部件相比极为有限，但它们缺失得越多，飞机崩溃的风险就越大。生态系统也是如此，因此所有功能性物种都需要保护。20 世纪 90 年代末，中国的生态系统保护开始进入生物多样性保护阶段。此时的生态系统保护，是为了满足包括当代人和后代人的所有人的要求。

4. 自然资源开发向自然资源保护转型。在很长时间里，天然森林主要用来生产木质林产品和非木质林产品，天然草原主要用来生产畜产品，天然湿地主要用来生产水产品，对森林、草原、湿地生态系统演化的需求考虑不足。现在开始重视生态系统演化的需求，中央和各级地方政府均按照生态服务供给优先于物质产品供给的原则，实施了禁（限）伐、禁（限）牧、禁（休）渔等政策，把生物资源利用强度限定在生态系统正常演化的阈值内，并实施了减少化肥农药施用量的政策，降低农业生产对耕地和周边生态系统演化的负面影响。

5. 人工用材林向生态公益林转型。为了实现绿化祖国的目标和应对木材供不应求的局面，20 世纪 50 年代以来中国在宜林荒山荒坡上营造了很多人工用材林。从 20 世纪末开始，人工营造的用材林逐渐被调整为生态公益林，它们的主要功能由增加木质林产品供给转向增加森林生态系统服务。

随着生态系统保护的范围逐渐扩大，纳入保护的生态系统越来越多，保护目标也由为当地人和当代人谋福祉延展到为后代人和所有人谋福祉。

（二）农业绿色发展自生能力的演化

农业绿色发展自生能力的提升，主要取决于农业技术创新的质量和水平。为确保所采用的技术合乎农业绿色发展的要求，农业技术创新必须以利用而不是替代生态系统功能为基础，以生产管理和生态管理相融合为原则，以个人利益最大化和社会利益最大化相统一为目标，去除各种片面追求短期利益和个人利益最大化的行为。

1. 生产专业化、高级化的创新。传统的生态技术是同小规模生产、多角化经营联系在一起的，其产出为多种初级产品的组合。辽宁省盘锦市大洼区西安生态养殖场的案例研究表明，生态技术的演化同其他技术一样，具有向企业规模化、生产专业化和结构高级化转变的特征。西安生态养殖场最初的资源配置具有充分利用各个生态位的特征，初级产品种类很多。然而，养殖场的管理人员难以把握所有生产所需原料和产品的市场行情变化，养殖场的员工难以精通所有产品的生产技术，所以随着生产规模扩大，养殖场逐步实行了生产专业化，朝着生产生猪、各种肉制品和以猪为原料的生物制品的方向发展。西安生态养殖场的发展表现出生态技术朝着专业化、高级化跃迁的基本特征。

2. 农地配置模式的创新。长期以来，把森林、草原和湿地改造成农地是农业扩张的一个措施，这种行为被称为开荒。这种做法促进了农业总产出的增长，但也造成了森林、草原和湿地等自然生态系统的萎缩。20 世纪末以来这种情形发生了变化，取而代之的是退耕还林、退牧还草、退田还湿等恢复自然生态系统的措施。边际农田由逐渐进入农业到逐渐退出农业，是发展中经济体向发达经济体转型的标志之一。把耕地间的林木灌丛、洼地等清除掉是农业扩张的另一个措施，这种行为被称为平整土地。这种做法促进了土地总产出和农民收入的增长，也造成了农作物害虫天敌栖息地消失和农业生态

系统稳定性下降。为恢复田间生物群落和生态链，构建生物多样性丰富、生态循环通畅的田园生态系统，农业农村部在山东省德州市齐河县等地采取了在农地配置植物篱、生态廊道或生态岛屿的措施，这也是发展中经济体向发达经济体转型的标志之一。这两种转型的经济实质，是把单纯追求短期作物产量最大化的目标拓展为作物产量最大化与农田生态系统稳定化相统一的目标。在欠发达阶段，没有食物安全就无力保障生态安全；越过欠发达阶段后，有了生态安全，才会有可持续的食物安全。然而，受路径依赖等因素的影响，一些地方仍以破坏生物多样性和生态循环为代价、以过量施用化肥农药造成环境污染为代价追求短期食物产出最大化。正是在这种情形下，协调食物产出最大化和农田生态系统稳定化相统一的创新才显得弥足珍贵。

3. 牲畜放牧权替代草地放牧权的创新。1968年哈丁提出的“共有地悲剧”假说（Hardin, 1968）对共有草地私有化改革产生了重大影响。20世纪70年代一些国际组织在非洲国家实施的草地管理项目都推行了共有草地私有化，20世纪80年代中国牧区也推行了集体草地承包到户的模式。然而，草地私有化或承包到户并没有解决草地退化问题。据分析，草地私有化未能普遍奏效的主要原因是它忽视了草地生态系统的特殊性^①。针对这个问题，四川省阿坝藏族羌族自治州小金县进行了以牲畜放牧权界定替代草地放牧权界定的创新，具体的做法是牧民们在畜牧专家的帮助下共同确定村社草场的可持续载畜量，然后按这个可持续载畜量把村社的牲畜放牧权分到每家每户。这种做法的优点是：第一，村社牲畜数量的管理要比草地质量的管理更为简单；第二，牲畜放牧权流转要比草地放牧权流转更好操作；第三，解决了围栏过密导致的草地生态系统破碎化问题，围栏是消除草地产权纠纷的特殊措施，不能把它泛化为草原产权界定的一般措施；第四，明晰了政府在草地管理上应履行的责任，即以生态补偿方式将拟削减的牲畜放牧权买下并不再使用，把过牧对草地生态系统的压力消除掉；第五，有利于保护弱者，原先强者家的牲畜吃了弱者家草地上的草，属于牧民间的冲突，冲突中吃亏的往往是弱者，现在牧户家牲畜超过规定的数量，则属于牧民和集体的冲突，牧民通常不会以增加牲畜头数的方式同集体发生冲突。以牲畜放牧权替代草地放牧权的先决条件是恢复村社草地共管，形成牲畜各户管理和草地共同管理的格局。面对草地私有化未能解决草地退化问题的现实，哈丁在1994年发表的题目为“没有管理的共有地悲剧”的论文中承认，“共有地悲剧”产生的原因并非产权共有，而是没有管理（Hardin, 1994）。牲畜放牧权创新的启示在于：只要不做强制性的预设规定，适宜的发展策略一定会在纠错的过程中内生出来。对于哈丁在一系列假设下推断出来的理论，一定要进行实践检验（并非逻辑检验），同时要了解理论提出者的认知变化。

（三）农业绿色发展共生能力的演化

尽管达成共同培育共生能力的共识和设计出具有可操作性的方案很难，但只要现实中存在着培育共生能力的机会，特别是微观经营主体具有追求共生能力的意愿，打造共生能力终将会成为现实中组

^①牧草的生长期取决于草场的海拔高度、坡向和降水量等因素，各片草场适宜的放牧时间有很大差异，即使同一片草场，每个月适宜的放牧量也会有所不同。除非每户牧民分到的草场面积足够大，且各种草场都有，否则牧户分到的草场就难以满足他的畜群每一天的需草量。中国大部分牧民分到的草场面积达不到这个要求。

织创新的一个方向。淘宝村、淘宝镇、企业集群、产业集群的出现，实际上都是一批具有自生能力的微观经营主体共同培育共生能力的组织创新。面对内部规模经济显著的跨国公司和国有企业，发轫于乡村的民营企业采取各自提升自生能力和共同培育共生能力的两条腿走路方式，会比只采取各自提升自生能力的一条腿走路方式更稳健，所以它会具有很好的成长性。微观经营主体应该以现实中成功的案例为蓝本，共同探索构建共生能力的途径，制定公平分享共生增益或外部规模经济的制度和方案，共生能力对农业绿色发展演化的作用一定会逐渐增大。

1.地区间优势互补的创新。草地不稳定的饲草供给量和牲畜稳定的饲草需求量之间的矛盾，是导致广大牧区的牲畜处于“夏肥、秋壮、冬瘦、春乏”循环的根本原因。牧区可通过设置打草草场的方式化解这个矛盾。然而，中国青藏高原气温低、土层薄、牧草矮小，适宜建设打草草场的面积有限，而且打草草场因存在不再放牧而失去肥料来源和植物多样性降低等缺陷，对草地生态系统演化有负面影响。采用夏秋季以牧区的饲草为主、冬春季以农区饲料为主的方式，把牧区夏秋季饲草充裕和农区冬春季饲料充裕的优势都发挥出来，可以拓展牧区解决牲畜“夏肥、秋壮、冬瘦、春乏”循环问题的选择空间。然而，适合放养的牲畜野性大，不适合舍饲；适合舍饲的牲畜很温顺，不适合放养。所以这种畜牧生产方式得到推广的关键，是要培育出既适应放养又适应舍饲的牲畜品种。经过持续 20 多年的驯化和筛选，畜牧科技人员培育出了既适应放养又适应舍饲的牲畜品种，使得这种畜牧生产方式的应用者越来越多，应用范围越来越大。牧区牲畜冬春死亡和掉膘问题的解决，既通过无效损耗的减少给农牧民带来饲养成本的下降，又通过牲畜平均产肉量的增多给农牧民带来收入的增加。更为重要的是，草原生态环境得到了改善。源自牧业生产中的这个创新揭示了技术创新从地区内比较优势发挥拓展到地区间比较优势互补的重要性。

2.产业间优势互补的创新。青海省海南藏族自治州共和县在塔拉滩的荒漠草原上建起了占地 600 多平方公里的光伏产业园区。该地区风沙很大，为了改善光伏发电的效果，产业园区几乎每个月都要清洗一次光伏板。清洗光伏板的水渗入地面后提高了地面土层的含水率，光伏板的遮挡减少了地表和牧草的蒸腾量和蒸散量，改善了牧草生长条件。为了防止牧草枯死后引发园区火灾，产业园区采取了养羊措施。这个做法使那些同产业园区相关联的牧户既可以获得光伏发电收入的分红，又可以获得每月约 3000 元的放羊收入。源自荒漠戈壁的这个技术创新，揭示了产业融合发展的重要性。

3.区域公共品牌的创新。浙江省丽水市政府针对区域内农产品生产、加工和流通以中小企业为主，缺乏各自创造品牌的条件等问题，直接引导中小企业创建了一个覆盖全市域、全品类、全产业链的区域公用品牌“丽水山耕”，并制定了使用区域公共品牌的一套规则。“丽水山耕”这个区域公共品牌的推出，使丽水市的高品质农产品平均溢价 30%，带动了全区域“生态精品农业”的发展。丽水市政府一方面举办各类活动提升“丽水山耕”区域公共品牌的社会影响力，另一方面引导企业结成利益共同体，形成市场化和共享性相包容的全产业链农业服务体系，增强农产品供给对需求变化的适应性和灵活性。企业注册产品品牌或企业品牌，都是为了制止各种搭便车行为。一村一品开创了共享品牌的先河，但它的尺度很小，沿用熟人社会的规则，比较容易管理。“丽水山耕”是涵盖一个地级市内各类农产品的区域公共品牌，它按照陌生人社会的规则，明确规定所有参与者都必须依照预先设定的质

量标准和工艺规范进行生产，依靠全体参与者的共同努力达到共同受益的目标。区域公共品牌的创新，揭示了制定规则制止各种有损区域公共品牌信誉行为的重要性。现实中区域公共品牌难以发展起来并非因为没有需求，而是因为它的管理难度太大。对于一个区域公共品牌，最重要的是建立能使它持续维持下去的监管体系和惩罚违规行为的制度。

（四）农业绿色发展和谐能力的演化

农业绿色发展中需要遵循的行为规范，大多要靠制度创新来解决，包括促进人与人、当代人与后代人、人与自然和谐的诱致性制度创新和规范微观经营主体行为的强制性制度创新，以及协调经济和生态关系的诱致性和强制性双管齐下的制度创新。

1.协调生态、生产功能和市场功能关系的创新。云南省红河州元阳县的哈尼族人早就修建了依托茫茫森林庇护、集生态功能和生产功能于一体的元阳梯田，现在又将市场功能镶嵌其中。他们通过打造梯田鸭、梯田鱼、梯田红米系列产品，提高元阳梯田的景观多样性、产品多样性和休闲内容多样性，并通过“梯田云”电商平台，培育集民俗、餐饮、产品等为一体，对游客吸引力高、产业竞争力强的文旅产品。现实中有很多依托茶园、果园等生态资产创建的农旅融合模式。游客可以观赏多姿多彩的茶园、果园景色，体验茶园、果园里的施肥、除草等活动，其中采茶、摘果等属于第一产业的活动，体验茶叶、果酒和果脯制作等属于第二产业的活动，品茶、品果、品酒、品果脯以及购买茶叶、果品、果酒、果脯等属于第三产业的活动。游客把自己采摘的果品、制作的茶叶和果脯等产品买回去，也增添了旅游的趣味。

2.协调生产和生态关系的创新。湖南省常德市澧县有耕地 110 万亩，是粮油生产大县。为了创建农业绿色发展的利益共同体、责任共同体和共享共同体，县乡两级政府实施了一系列诱导性政策。一是推广将土壤普查成果和测土配方研究两项成果融为一体的湖南省测土配方施肥 APP，农户在土地上打开手机就可以获得这块土地施肥方案的建议，极大地提高了农户使用测土配方技术的便利性，从而将全县测土配方施肥覆盖率达到 95%以上的目标落到了实处。二是强化绿肥种植万亩示范、千亩示范和 6 个百亩示范引领，使绿肥种植面积达到 21 万亩，耕地土壤理化性状得到改良，地力得到提升。三是强化水稻机械精量施肥和水肥一体化的技术集成，使精量施肥和粮油轮作面积分别达到 6 万亩和 30 万亩。四是强化监测统计，全县建立 181 个监测点，镇街、村社建立台账，借助大数据获得化肥施用量数据，测算出全县亩均施肥实物量及折纯量。上述政策的实施使该县农田亩均减少化肥用量（实物量）5 公斤，增产 30 公斤，节本增效 90 多元^①。澧县也由此成为协调经济和生态关系，提高农业绿色发展协同性、整体性和效能性的典型案例。

3.协调生活和生态关系的创新。浙江省湖州市安吉县的农村生活污水治理始于 2003 年，到 2017 年全县规划保留的自然村污水治理覆盖率和农户受益率均达到 100%。安吉县农村生活废水治理经历了四个阶段：

^①资料来源：《湖南省常德市澧县：创新绿色技术集成 实现化肥减量增效》，http://www.moa.gov.cn/xw/bmdt/202203/t20220323_6393708.htm。

第一阶段，全面推进，村落生活废水治理从无到有。该阶段主要采用氧化塘工艺，经氧化塘处理过的生活污水可以达到城镇污水处理的一级 B 标准。氧化塘工艺既有节约资金、节约能耗和管理简单的优点，也有占地面积大、处理时间长、效果不稳定的缺点。

第二阶段，适时升级，村落生活废水治理设施从有到优。安吉县农村生活废水治理并没有停留在氧化塘工艺阶段，而是随着县乡综合实力的增强和村集体可支配资金的增多，逐步用先进的生活污水治理技术和设施替代落后的生活污水治理技术和设施。

第三阶段，专业人做专业事，治污设施由各村自我管理调整为专业公司统一管理。从 2015 年开始，安吉县引进了专业污水治理公司，按照评估一个、达标一个、托管一个的规则，将村庄污水处理逐步纳入乡镇污水处理管网，由专业污水治理公司负责日常维护，包括定期巡视、处理污泥、清理污水池、定期检测出水水质，确保污水达标排放。县乡均对治污过程进行监督，由此形成企业自检、乡镇巡检、县环保局抽检“三位一体”的监管模式。

第四阶段，建立智能化监管平台，农村污水处理实现数字化管理。2016 年，安吉县环保局购置了智能化实时监测系统，农村污水处理设施实现数字化管理。污水处理终端有自动报警功能，智能控制系统能实时监测出现故障后检修人员是否到位，自动生成并保存运行和检修数据，为监督和评估年度工作提供依据，并提高了考核精度和效率。

安吉县治理农村生活废水案例的启示是：先要以简易的方式把生活废水处理掉，然后再提升生活废水处理的水平；在管理上要从兼职人员负责走向专职人员负责，从凭借眼睛鼻子的感官式管理走向依靠电子仪器的智能化管理。目前中国各县的综合实力几乎都强于 15 年前的安吉县，所以可以相信，今后 15 年，农村生活废水治理暂未达标的县完成安吉县用 15 年时间做成的事情是完全可能的，2035 年美丽乡村建设目标基本实现也是完全可能的。

4.协调生态效益受益者和贡献者关系的创新。生态系统具有公共品属性。由于增加的生态系统服务被受影响者共同分享，为此付出的费用却难以像商品那样通过市场交易结清，所以要把生态再生产付诸实践必须进行生态保护补偿制度创新和生态价值实现制度创新。其中，生态价值实现制度更为严谨和精准，生态保护补偿制度更便于实施，所以从生态保护补偿制度切入培育生态市场具有一定的合理性。

毋庸讳言，大部分学者关注的是提高生态补偿标准、扩大生态补偿实施范围和增大生态补偿总量，而没有对生态补偿的使命和它同相关概念的关系进行深入探讨。笔者认为，以下几个关系需要梳理：一是生态补偿与生态价值实现机制的关系。生态补偿仅仅针对无法（或暂时无法）通过市场结清的那部分生态价值，而不包括可通过市场实现的生态价值。由于生态保护和生态建设活动等到市场具有结清方式后再来开展很可能为时已晚，生态补偿是在生态市场尚未发育起来之前推动这些活动的权宜之计，所以它的应用范围会随着生态市场的发育和生态价值实现机制的增强而逐渐缩小。二是生态补偿与生态保护和生态建设的关系。生态保护和生态建设的贡献者理应得到同他们的贡献相对称的生态补偿，使生态补偿成为提高生态保护和生态建设贡献者的收入、改善社会发展环境和增加社会财富的活动。生态补偿瞄准的是开展生态保护和生态建设活动的人们，而不是生态系统服务功能；生态补偿的

数量取决于贡献者用于生态保护和生态建设的投入和为之放弃的收入，而不是生态系统服务的效益。三是补偿生态价值增量与补偿生态价值存量的关系。生态补偿应该瞄准贡献者的新贡献或同新贡献相对应的生态价值增量，贡献者的历史贡献或同历史贡献相对应的生态价值存量也需要理清，但不宜操之过急，不宜把生态价值增量和生态价值存量混淆在一起。四是生态补偿政策与就业升级政策的关系。生态补偿能够增加受偿者的收入，也有可能使受偿者不愿放弃依赖生态补偿为生的状况，就业升级政策会使依赖生态资源为生的人越来越少，所以就业升级和生态价值实现机制是永恒的范畴，而生态补偿是一个历史范畴。

国外提出的生态服务付费概念和国内提出的生态补偿概念有较大的不同，但它们的支付主体和补偿主体都是政府，即这两个说法大不相同的事情在操作上有极大的相似性。中国并不是最早开展生态补偿的国家，却是实施力度最大的国家。国外鲜有超过 1000 万美元的生态服务付费项目，而中国的退耕还林、天然林保护都是接近 1000 亿美元的生态补偿项目。中国的生态补偿不仅投入量大，而且在实施过程中出现了受益方政府向贡献方政府付费、按绩效发放生态补偿资金和社会成员共同承担生态补偿责任的制度创新。

第一，按市场化原则进行生态补偿的创新。中国的生态补偿始于中央政府的纵向生态补偿，且一直以中央政府的纵向生态补偿为主。中央政府的生态补偿通常与退耕还林、天然林保护等重大生态工程项目相配套，补偿的时间和标准主要取决于决策时中央财政的支付能力，具有不确定性。由于纵向的生态补偿满足不了各地生态保护和建设的要求，于是出现了同级政府之间的横向生态补偿。

横向生态补偿的出现确实源于纵向生态补偿资金的不足，但横向生态补偿是受益地区地方政府代表受益地区人民向贡献地区人民购买生态服务，它的补偿标准和方案取决于受益地区地方政府和贡献地区地方政府的平等谈判，它是按照市场化原则进行生态补偿的创新。纵向生态补偿可以看作是中央政府代表全国人民购买生态服务，但它主要依靠行政化力量而不是市场化原则，它的受益者和贡献者的对应性很低，且缺乏一个平等谈判的环节。所以从长远看，横向生态补偿对生态补偿制度的贡献要比纵向生态补偿更大，并会比纵向生态补偿政策走得更远。

第二，按绩效化原则进行生态补偿的创新。鱼类资源是渔民收入的主要来源。为了减少鱼类被候鸟吃掉的数量，渔民会有驱赶候鸟的行为。为了解决人鸟矛盾，江西省鄱阳湖南矶湿地自然保护区推出了“点鸟奖”活动。所谓“点鸟奖”，就是由专业观鸟团体清点核实湖泊内各类鸟巢的数量、候鸟的种类和数量，据此判定各个湖面对候鸟保护做出的贡献，然后根据各个湖面招引的候鸟种类、数量发放生态补偿金。这种生态补偿方式显然要比原来按各个湖面面积^①发放生态补偿资金的做法更加合理。这项活动实施以后，渔民们不再采取驱赶候鸟的行动，候鸟的栖息环境得到了改善，候鸟的分布变得更加均匀了。

^①现行生态补偿制度都是按纳入保护的林地、草地、水面和耕地的面积发放补偿资金。这种只看面积不看行为的生态补偿方式实际上是“干好干坏一个样，干多干少一个样，干和不干一个样”，无法激励农民采取管护林地、草地、水面和耕地的行为。

按各个湖面对候鸟保护做出的贡献发放生态补偿资金，体现了生态补偿的绩效化原则，是值得推广的生态补偿方式。按照先易后难的原则，林地可以根据森林蓄积增量发放生态补偿资金，草地可以根据减畜量发放生态补偿资金。随着生态监测体系的逐渐完善，终将会进入按照生态服务增量发放生态补偿资金的阶段。

第三，按社会化原则进行生态补偿的创新。江西省南昌市高新区五星垦殖场自 2012 年开始出现白鹤，至 2016 年秋达到 1000 多只。白鹤取食莲藕影响了藕农收入，藕农决定 2017 年起改种水稻。南昌野生动植物保护协会得到消息后，为保留越冬白鹤的觅食环境，在互联网上发起众筹保护资金的倡议，众多爱鸟人士积极响应，筹集资金近 200 万元，租下 500 亩藕田，并投放藕种 7.5 万公斤，建成国内首个集教育、科研、观光、摄影为一体的民间白鹤保护小区。众筹生态补偿资金体现了生态补偿的社会化原则，也是值得推广的生态补偿方式。改革开放以来，中国经济实现了持续 40 多年的快速增长，随着城乡居民收入提高，有生态保护意愿且有支付能力的群体不断扩大，以众筹方式募集生态补偿资金的环境变得越来越好。如何把社会组织在促进生态保护和建设中的作用充分发挥出来，在保持强政府的基础上发育强社会，实现强政府和强社会相协调，应该成为中国深化改革题中应有之义。

三、农业绿色发展主导力量的演化

人是社会、经济乃至自然活动中最活跃的因素，是农业绿色发展所有技术创新、组织创新和制度创新的主导力量。为了把所有人的作用都充分发挥出来，下面专门讨论主导力量的演化。中国农业绿色发展目前还处于政府主导阶段，政府主导有助于加快绿色发展转型，政府退出可以厘清市场主体的责任，提高权利和责任的对称性，提升绿色发展的协调性。虽然市场和民众主导的农业绿色发展创新还只是初现端倪，但从长期看，农业绿色发展会随着市场推动方式创新和民众推动方式创新作用的增大，逐渐进入以市场和民众为主导的阶段。

绿色发展具有公共品或准公共品特性，至少在生态市场尚未发展起来之前，还难以完全按照商品交易的方式推进。所以在农业绿色发展的推进上政府需要承担很大的责任，并能做出很大的贡献。政府也无需包揽一切，凡是企业和社会组织愿意承担的项目，应该充分发挥市场和社会的作用。政府推动的项目，一旦企业和社会组织愿意接受，政府也应设法退出，把精力放在市场和社会一时做不了、做不好的项目上。

（一）中央政府主导转向地方政府主导的创新

横向生态补偿实际上是中央政府推动的。2010 年底，中央政府在新安江流域正式启动全国首个跨省上下游水环境补偿试点。第一轮（2012—2014 年）补偿资金额度为每年 5 亿元，其中中央财政出资 3 亿元，浙江、安徽两省分别出资 1 亿元。考核依据是浙江与安徽两省跨界断面水质的监测数据。年度出境水质达到考核标准，浙江拨付给安徽 1 亿元，达不到考核标准，安徽拨付给浙江 1 亿元。第二轮（2015—2017 年）中央财政出资 9 亿元，以 4 亿、3 亿、2 亿元的递减方式支付，浙江和安徽两省出资均由 1 亿元增加到 2 亿元。第三轮（2018—2020 年）中央财政不再专门出资，两省可以设法争取中央资金支持。浙江、安徽每年除各出资 2 亿元外，还以设立绿色基金、推行政府和社会资本合作、

融资贴息等方式，加大新安江流域综合治理投入和绿色产业投入。中国已有广西、内蒙古、山东、湖南、四川等 24 个省份制定了本行政区域内的流域补偿规范性文件，跨省间补偿已实施了“新安江、渭河、引滦入津、东江、汀江—韩江、九洲江、赤水河、潮白河、酉水、涪水、滁河”等流域的试点工作^①。受益地方的政府代表受益地区向做出贡献的地区提供生态补偿资金，具有购买生态服务的含义。中央财政的逐渐退出，对于促进生态补偿依循市场化原则演化，具有重大意义。

（二）政府主导向政府退出的创新

中小企业分别治理污染存在治理方式落后（末端治理）和规模不经济等问题。为了尽快开展治污工作和便于开展环境监管，福建省石狮市政府把污染型中小企业都集中到专门设置的工业园内，投资建设治污企业，并为治污企业运营招聘管理团队，由此形成了“政府主导治污，企业按污染排放量付费”的污染治理模式。该治理模式运行几年后，暴露出它难以协调治污企业扩大再生产和污染企业扩大再生产关系的不足。为了以更简便的方式协调好这两类企业扩大再生产的关系，石狮市政府把治污企业卖给了工业园内的企业，使之成为股份制治污企业，园区内企业按排污量购买相应的股份。治污企业根据股东们的发展规划相应地扩大治污规模，股东们按企业新增排污量承担所需投资的份额，并获得相应的股份，由此解决了治污企业扩大再生产与污染企业扩大再生产相协调的问题，并形成了“企业主导治污、按污染排放量投资、按污染排放量持股、按污染排放量付费”的污染治理模式。鉴于污染企业按污染排放量投资并持股具有公平性，该模式先在石狮市推广，后推广到泉州市其他县（市），具有较强的可复制性。

上述案例的启示在于，政府主导可以加快推进污染治理，政府退出可以改善生产企业与治污企业扩大再生产的协调性。采用该模式的基本条件是实行严格的环境监管：第一，园区外企业实行同样严格的环境管理；第二，园区内所有企业排污口都安装阀门和流量计；第三，配置自动监控系统对园区污水处理设施运行情况进行实时监控。

（三）自然保护小区的创新

生物多样性丧失是全球面临的共同挑战。生物多样性保护是一项需要所有人参与的公益性事业，建立自然保护小区是社区居民参与生物多样性保护的重要途径，它的主要措施是：制定村规民约，规范居民的行为；促进就业结构升级，减轻社区居民对生物资源的压力；开展森林湿地草地巡护，保护生物多样性；开展生态监测，弄清生物多样性的变化。

1992 年 4 月，江西省上饶市婺源县秋口镇渔潭村建立了全国第一个自然保护小区，由渔潭村的 6 个村民小组各选派一名护林员组成巡护队进行常态化巡护。到 1993 年底，婺源县建成乡（镇、场）级自然保护小区 13 处，村（组）级自然保护小区 168 处。截至 2010 年，全国自然保护小区总计 4.84 万个，总面积 1384 万公顷^②。自然保护小区分为自然生态型、珍稀动物型、珍贵植物型、自然景观型、水源涵养型、资源保护型 6 种类型，以及环保项目推动模式、环保组织推动模式、环保人士推动模式

^①资料来源：《我国流域上下游横向生态保护补偿制度的建设》，<http://wx.h2o-china.com/news/304031.html>。

^②数据来源：国家林业局，2013：《中国林业统计年鉴 2012》，北京：中国林业出版社。

和内生力量推动模式 4 种模式。自然保护小区的特点是：第一，面积很小。它是保护面积不足以设立自然保护区，又确有必要保护某些动植物而划定的区域。它的加入可以从整体上提高保护地体系的功能和效果。第二，实行备案制。不具有法律法规的强制性。第三，无须政府投资。它遵循“自建、自管、自受益”原则，由村民共同商议和共同出资，共同制订管护方案，共同参与生物多样性保护，共同分享惠益。第四，管理富有弹性。例如，人为活动多的日子每天上山巡护，没有人为活动的日子不上山巡护。第五，投入低。据调查，自然保护小区的单位面积管护资金约为自然保护区的 1/6。

（四）全民义务植树尽责形式的创新

现实中已经出现了认养古树名木、认养树木庆升学，以及家庭认养一棵“安康树”，孩子认养一棵“童心树”，恋人认养一棵“爱情树”，朋友认养一棵“友谊树”，老人认养一棵“长寿树”，团队认养一棵“事业树”等做法。鉴于此，2017 年全国绿化委员会印发的《全民义务植树尽责形式管理办法（试行）》中，把义务植树的尽责形式由原来单一的植树节种树，扩展到造林绿化、抚育管护、认种认养、捐资捐物、志愿服务等八大类 50 多种，并规定了各种尽责形式及折算标准。

（五）公众参与生物多样性监测的创新

随着互联网技术的普及，监测方法和信息收集、传递标准化程度不断提高，很多监测活动，特别是固定标准的监测活动，可以由经过培训的志愿者承担，使得公众参与生物多样性监测成为可能。让经过培训的农民参与监测有很多好处：第一，农民参与监测方能使生态系统服务由一个抽象的科学概念转化为具体的生活常识；第二，村社农民参与监测，包括粮食产量监测、土壤监测、水量水质监测、面源污染监测等，确定生态补偿标准因此有坚实的数据基础；第三，村社农民参与监测能最大限度地降低监测成本。

中国已经出现了农民参与生物多样性监测的实践。例如，为保护当地生物资源，云南省山地生态系统生物多样性保护项目的一个重要内容就是建立村民监测体系，使生物多样性监测成为经常性和持续性的活动。村民监测有村民监测员监测和共管小组成员监测两种形式。村民人数多，可以使监测具有覆盖广、频率高、成本低特征。一个阶段的巡查任务完成后收集整理观察结果，填制监测表，使当地生物多样性资料变得越来越齐全（宣宣，2004）。

（六）碳币的创新

2017 年 8 月，江西省抚州市搭建了碳普惠公共服务（绿宝）平台，并制定了推广方案。市民可以通过智能手机注册成为“绿宝”会员，会员每次低碳生活行为的数据都会被记录在案，并根据步行、骑共享单车、乘坐公交车、参与垃圾分类等减少“碳足迹”活动的多少获得数量不等的碳币。经过三年多的推广实践，抚州市“绿宝”会员增至 35.8 万人，参与碳币兑换的商家增加到 300 余家。调查发现，有些会员从未兑换过自己的碳币，碳币数量实际上成为他们展示自己“低碳生活”的一个工具。景区、影院、戏院等服务部门以碳币兑换方式把冗余的门票、电影票、戏票等送出去，增加的边际成本很有限，却得到了履行社会责任的良好声誉，还可以借助这些游客和观众在景区、影院、戏院的消费增加收入，所以这些履行社会责任的企业实际上也是赢家。

倡导低碳生活的碳币案例表明：企业兑换碳币行为是它们履行社会责任的途径，也是它们增加经

济效益的途径。碳币是百姓兑换一些商品和服务的凭证，更是反映百姓低碳生活状况的工具。

参考文献

- 1.李周, 2018: 《用绿色理念引领山区生态经济发展》, 《中国农村经济》第1期, 第11-22页。
- 2.吴小红、陈铁梅, 1999: 《生物学和分子生物学在考古学研究中的应用》, 《文物保护与考古科学》第2期, 第45-52页。
- 3.宣宣, 2004: 《村民为主体的生物多样性监测》, 《绿色中国》第10期, 第34-36页。
- 4.Hardin, G., 1968, "The Tragedy of the Commons", *Science*, 162: 1243-1248.
- 5.Hardin, G., 1994, "The Tragedy of the Unmanaged Commons", *Trends in Ecology & Evolution*, 9(5): 199-199.

(作者单位: 中国社会科学院农村发展研究所)

(责任编辑: 胡 祎)

The Green Development of Agriculture in China: Innovation and Evolution

LI Zhou

Abstract: The evolution of agricultural green development is a gradual and cumulative process. Its exogenous intervention mainly takes the form of innovation. Innovation enhances the viability, symbiosis and harmony of agricultural green development. Among them, technological innovation enhances the viability of agricultural green development, organizational innovation improves its symbiosis, and institutional innovation promotes its harmony by means of stimulating people's innovative vitality, regulating their behavioral norms and coordinating the relationships among people, between the present generations and the future generations as well as between people and nature. Based on examining practical cases, this article discusses the impacts of innovation on ecosystem protection and the evolution of the viability, symbiosis and harmony of agricultural green development. Ecological compensation in China began with the central government's vertical ecological compensation, but the horizontal ecological compensation is very likely to make greater contributions to the ecological compensation system and go further. It is necessary to carry out ecological compensation innovation according to the marketization, socialization and performance-based principles. The problem that the distribution of ecological compensation funds by area cannot motivate local participants needs to be addressed. Green development needs to be oriented by the government in the initial stage, but it is not appropriate to stay at this stage. Market- and people-led green development is conducive to improving the symmetry of rights and responsibilities as well as the coordination of green development. People need to have tools to show their contributions.

Key words: Agriculture; Green Development; Evolution; Innovation; Viability; Symbiosis

农业水权交易能否推动农业绿色发展*

姚 鹏^{1,2} 李慧昭¹

摘要：推进农业绿色发展是一场关乎农业结构和生产方式调整的重要变革。本文利用 2015—2020 年中国地级市面板数据，采用双重差分法探讨农业水权交易制度能否推动地区农业绿色发展。研究表明，具有提高用水机会成本作用的农业水权交易能够显著推动地区农业绿色发展。机制分析表明，农业水权交易可以通过促进农户节约用水和改善种植结构对农业绿色发展产生推动作用。异质性分析表明，由于不同地区市场化程度、经济发展水平、发展定位不同，政策效果存在异质性，即农业水权交易并非总是促进农业绿色发展。据此，本文研究认为，推广农业水权交易是实现中国新时代农业绿色发展的重要举措，但在政策执行过程中，需依据当地条件，因地制宜地推进实施农业水权交易制度。

关键词：农业绿色发展 农业水权交易 农业节水 种植结构

中图分类号：F323.21 **文献标识码：**A

一、引言

推进农业绿色发展是农业发展观的一场深刻革命，也是决定能否成功走出一条中国特色社会主义乡村振兴道路的关键^①。中国农业发展素来以高产、高质、高经济效益的“三高”增长模式为主，虽然农业快速发展，但粗放的生产方式致使资源环境破坏产生的负面效应日益凸显，农业面源污染严重、地下水位下降、土壤地力降低等资源环境问题严重制约农业绿色发展（于法稳，2016）。1978—2021 年，中国粮食产量从 30476.5 万吨增加到 68284.75 万吨，提高了 1.24 倍，而化肥使用量从 884 万吨增加到 5191.26 万吨，提高了近 5 倍^②。但是，农业水资源利用效率一直较低（夏莲等，2013）。近 20 年来，中国农业用水量占总用水量的 60% 以上^③，农田灌溉用水有效利用系数却一直在 0.56 左右^④，远

*本文研究得到山东省高等学校青年创新团队发展计划“黄河流域生态保护与制造业高质量发展的时空耦合机理与协同推进路径研究”（编号：2021RW008）和山东省自然科学基金青年项目“新发展理念下黄河流域生态保护与制造业高质量发展权衡：时空耦合机理与共赢路径研究”（编号：ZR2021QG048）的资助。感谢匿名审稿专家提出的宝贵意见，文责自负。本文通讯作者：李慧昭。

^①资料来源：《全面推进农业发展的绿色变革》，http://www.gov.cn/xinwen/2018-02/08/content_5264787.htm。

^②数据来源：《中国统计年鉴 1979》《中国统计年鉴 2022》，<http://www.stats.gov.cn/tjsj/ndsj/>。

^③数据来源：《中国水资源公报》（1997—2021 年，历年），<http://www.mwr.gov.cn/sj/#tjgb>。

低于 0.7~0.8 的世界先进水平（张宝山，2016）。由此可见，中国农业高速增长建立在水资源、化肥等生产要素高投入、高消耗的基础上。虽然以粮食为代表的农业“增长”是连续的，但由于环境污染严重、供需结构性矛盾突出，这种粗放式农业增长不可持续（王庶和岳希明，2017）。因此，全面推行资源节约型、环境友好型农业绿色发展模式，成为中国农业转型升级的迫切需要。

如何实现农业绿色发展于是成为政府和学术界关注的重点问题。一方面，政府出台多项文件为推动农业绿色发展提供指导。例如：2017 年中共中央办公厅、国务院办公厅印发《关于创新体制机制推进农业绿色发展的意见》，将资源管控列为农业绿色发展制度体系的一项主要内容^①。2018 年中央“一号文件”即《中共中央 国务院关于实施乡村振兴战略的意见》将“实行水资源消耗总量和强度双控行动”和“加大农业水价综合改革工作力度”作为推进乡村绿色发展的重要举措^②，这也为推动农业绿色发展提供了一个新的具体思路。“水是生命之源、生产之要、生态之基”，水资源在农业生产要素中更是重中之重，但是，农业水资源的粗放式使用和低效率利用却成为农业绿色发展的重要掣肘因素（杨骞和刘华军，2015）。因此，改善农业用水方式，提高农业用水效率，对于促进农业绿色发展至关重要。

另一方面，农业绿色发展同样受到学术界的广泛关注。众多学者对中国农业绿色发展水平开展了研究，结果均表明，自 2012 年以来，中国农业绿色发展水平呈现上升趋势，但区域间存在较大差异（才津津和王丹，2021；魏琦等，2018）。这部分文献考察了中国各地农业绿色发展状况，为了解全国及各省份农业绿色发展状况、总结相关经验提供了基础依据。也有学者关注如何促进农业绿色发展。例如，于法稳（2018）认为解决农业生产最基本、最核心的两大生态资源要素——耕地与水的低利用效率和污染问题，是促进农业 ze 发展的关键。孙小燕和刘雍（2019）论证了以土地托管为例的耕地集约化经营能够促进农业绿色生产。水价变化对农业 ze 发展的影响同样受到关注。水价上涨可以减少农业灌溉用水量（牛坤玉和吴健，2010；廖永松，2009），但会使种植收益持续下降（刘莹等，2015）。而且，不同水价政策具有不同政策效应，在计量水价、定额管理和按亩收费 3 种水价政策中，定额管理能够以较低的农业部门总福利损失节约更多的水资源（易福金等，2019）。上述文献充分探讨了水价变化对农业的影响，但水价变化与水权交易仍有区别。水价受政策制定者主观意愿影响较大，难以反映市场变化（刘世庆和许英明，2012），而农业用水交易价格则能够根据市场形势波动，更能体现交易双方意愿；且相对于单纯抬高水价，农户能够从交易中获取收益，过量用水的机会成本大幅提高。

^①2020 年，经国务院审定，由水利部、国家发展和改革委员会、工业和信息化部等部门组成的最严格水资源管理制度考核工作组发布《关于发布 2019 年度实行最严格水资源管理制度考核结果的公告》。考核结果显示，2019 年，中国农田灌溉用水有效利用系数为 0.559。资料来源：http://www.mwr.gov.cn/zwgk/gkxr/202007/t20200730_1441256.html。

^②资料来源：《中共中央办公厅 国务院办公厅印发〈关于创新体制机制推进农业绿色发展的意见〉》，http://www.gov.cn/zhengce/2017-09/30/content_5228960.htm。

^③资料来源：《中共中央 国务院关于实施乡村振兴战略的意见》，http://www.gov.cn/zhengce/2018-02/04/content_5263807.htm?from=groupmessage&isappinstalled=0。

事实上,水权交易制度也受到部分学者的关注,例如,Fang and Wu (2020)、Fang and Zhang (2020)利用中国省级数据探究了水权交易制度的节水效应,但未聚焦到农业,仅探究区域整体的节水效应;董小菁等(2020)利用新疆地区农户调查数据,发现以水权交易为核心的农业水价制度能够促使当地改善种植结构,发展旱作农业,但其研究对象仅限于新疆地区农户,并未扩展到全国层面,也未深入探究相关政策是否对农业绿色发展具有促进作用。

综观现有文献,部分研究聚焦于对中国各地区农业绿色发展水平的评价,另有研究关注耕地集约化经营和水价制度对农业绿色发展影响,而鲜有文献针对农业水权交易能否推动农业绿色发展展开研究。鉴于此,本文拟探讨农业水权交易能否促进农业绿色发展,如何促进农业绿色发展,以弥补现有相关研究的不足,为促进农业绿色发展提供参考。

为了全面分析农业水权交易制度对农业发展的作用,首先,本文从理论上探讨该效应的产生机制,并进一步探讨地区条件差异对政策效果产生的异质性影响;其次,本文通过定量分析验证理论假说,即确定农业绿色发展水平评价指标体系,并利用2015—2020年全国地级市面板数据,采用多期双重差分法做实证检验;最后,本文总结基础研究结论,并得出相关政策启示。

本文的边际贡献可能有以下两点:一是本文弥补现有文献对水资源管理和农业绿色发展间关系研究的不足。现有文献多集中于探讨农业绿色发展趋势及其地区差异,或侧重于研究耕地集约化利用、农业补贴等对农业绿色发展的政策效果,却鲜有文献探讨水资源管理政策变化如何对农业绿色发展产生影响。本文从农业水权交易这一政策入手,研究水资源利用市场化对农业绿色发展的影响。二是本文深入探讨农业水权交易政策效果的异质性。现有研究农业水权交易的文献多考虑其正向作用,难以有根据地提出改进措施。而本文考虑地区条件差异,探讨农业水权交易是否在任何地区都能够显著促进农业绿色发展,从多角度分析政策效果,据此得出政策启示,以期完善相关政策。

二、制度背景与理论假说

(一) 农业水权交易的制度背景

1. 农业水权交易的内涵与制度背景。水权交易制度是现代水资源管理的重要制度,既能够通过市场力量有效配置水资源,又能够发挥政府“有形之手”的作用建立水资源管理体系。水权交易是指在合理界定和分配水资源使用权基础上,通过市场机制实现水资源使用权在地区间、流域间、流域上下游间、行业间、用水户间流转的行为。

中国水权交易制度研究的发展阶段大致可以分为3个阶段:2000—2007年为初步探索阶段。这一阶段主要从法学和管理学视角探讨在中国实施水权交易制度的必要性、可行性以及如何借鉴国外经验。2008—2013年为关键技术探索阶段,研究视角扩展至水权交易的内在机制、交易规则与定价等方面。2014年以来为实践阶段,众多政策文件和具体措施指导文件在这一时期相继出台。例如:2016年,水利部印发《水权交易管理暂行办法》,为各种类型的水权交易明确了详细交易办法^①;2022年3月,

^①参见《水利部关于印发〈水权交易管理暂行办法〉的通知》, http://sz.mwr.gov.cn/tzgg/201901/t20190101_1072733.html。

中共中央、国务院印发《关于加快建设全国统一大市场的意见》，明确要求建设全国统一的用水权交易市场^①；2022年8月，水利部、国家发展和改革委员会、财政部联合印发《关于推进用水权改革的指导意见》，为进一步完善水权初始分配制度和水权交易市场提供了详细指导^②。在相关政策的指导下，各地区涌现出多种类型的水权交易案例。

根据《水权交易管理暂行办法》，水权交易分为3种类型：区域水权交易、取水权交易和灌溉用水户水权交易。区域水权交易通常发生在同一流域内或者具备调水条件的行政区域之间，交易标的通常是用水总量控制指标和江河水量分配指标范围内的节余水量；取水权交易通常是跨部门交易，如农业部门和工业部门之间；灌溉用水户水权交易只发生在农业灌溉用水户之间或者用水组织之间^③。3种水权交易类型虽然均有可能涉及农业用水，但只有灌溉用水户水权交易涉及农户用水行为，并且只发生在农业部门内部，因此，本文农业水权交易特指灌溉用水户水权交易，并不涉及其他两种类型。自2016年中国水权交易所成立至2021年，3种类型水权交易总单数2553例，交易总量达到14.43亿立方米，其中，农业水权交易是水权交易最多的类型，虽然交易水量仅占总交易水量的2.15%，但交易数为2282例，占总交易数的89.4%^④。这实际上是农户规模小、分散广的特征造成的。农业水权交易具有交易量小但交易面广的特点，相比于区域水权交易和取水权交易更加活跃。农业水权交易的直接影响对象是区域内农户，影响最深的产业是农业，它通过影响农户用水行为改变农业生产方式。水资源对中国农业生产可谓是举足轻重，因此，大范围农户用水行为改变足以影响区域农业生产模式。

当前粗放的农业生产方式造成水资源等严重浪费，农业用水管理不足、水资源稀缺性难以体现是造成中国农业水资源消耗大、浪费严重的重要原因（冯欣等，2020；李然和田代贵，2016）。因此，具有提高用水机会成本作用的农业水权交易制度是解决农业水资源浪费问题的重要途径，也是促进农业绿色发展的重要措施。

2. 农业水权交易的发展现状。图1展示了2018—2021年不同类型水权交易情况。不难看出，相比于区域水权交易和取水权交易，农业水权交易（灌溉用水户水权交易）的成交单数更多，但成交量和成交金额较少，平均单价也相对较低，且呈现缓慢上升的态势，从2019年的0.07元/立方米提升

^①参见《中共中央 国务院关于加快建设全国统一大市场的意见》，http://www.gov.cn/zhengce/2022-04/10/content_5684385.htm。

^②参见《水利部 国家发展改革委 财政部关于推进用水权改革的指导意见》，http://www.gov.cn/zhengce/zhengceku/2022-09/01/content_5707831.htm。

^③《国务院办公厅关于推进农业水价综合改革的意见》中明确指出：“鼓励用户转让节水量，政府或其授权的水行政主管部门、灌区管理单位可予以回购；在满足区域内农业用水的前提下，推行节水量跨区域、跨行业转让。”根据文件内容，部分被政府回购的农业用水也可用于跨区域、跨行业转让，但前提是首先满足本地农业用水。因此，节余水量仍然被用于农业生产，只有满足本地农业生产之后才可用于二次交易。资料来源：http://www.gov.cn/zhengce/content/2016-01/29/content_5037340.htm。

^④数据来源：中国水权交易所官方网站，<http://www.cwex.org.cn/publiccms/webfile/jyhq/index.html>。

到 2021 年的 0.09 元/立方米。造成不同交易类型水价差异的主要原因在于买卖双方是否存在议价能力。根据《水权交易管理暂行办法》，“交易各方一般应当以水权交易平台或者其他具备相应能力的机构评估价为基准价格，进行协商定价或者竞价；也可以直接协商定价”。这意味着买卖双方可以协商确定交易价格。但从现实情况看，区域水权交易和取水权交易的交易主体大多为政府和企业，本身具备基于市场条件协商定价的能力。即使它们本身不具备议价能力，也可以支付费用聘请第三方机构评估水价。因此，可以观察到这两种交易类型的水价波动较大。反观农业水权交易（灌溉用水户水权交易），其交易主体为农业灌溉用水户或用水组织，由于他们缺乏水市场知识和水价信息，议价能力不高，也通常不会聘请第三方机构评估水价，因此，买卖双方难以协商定价。

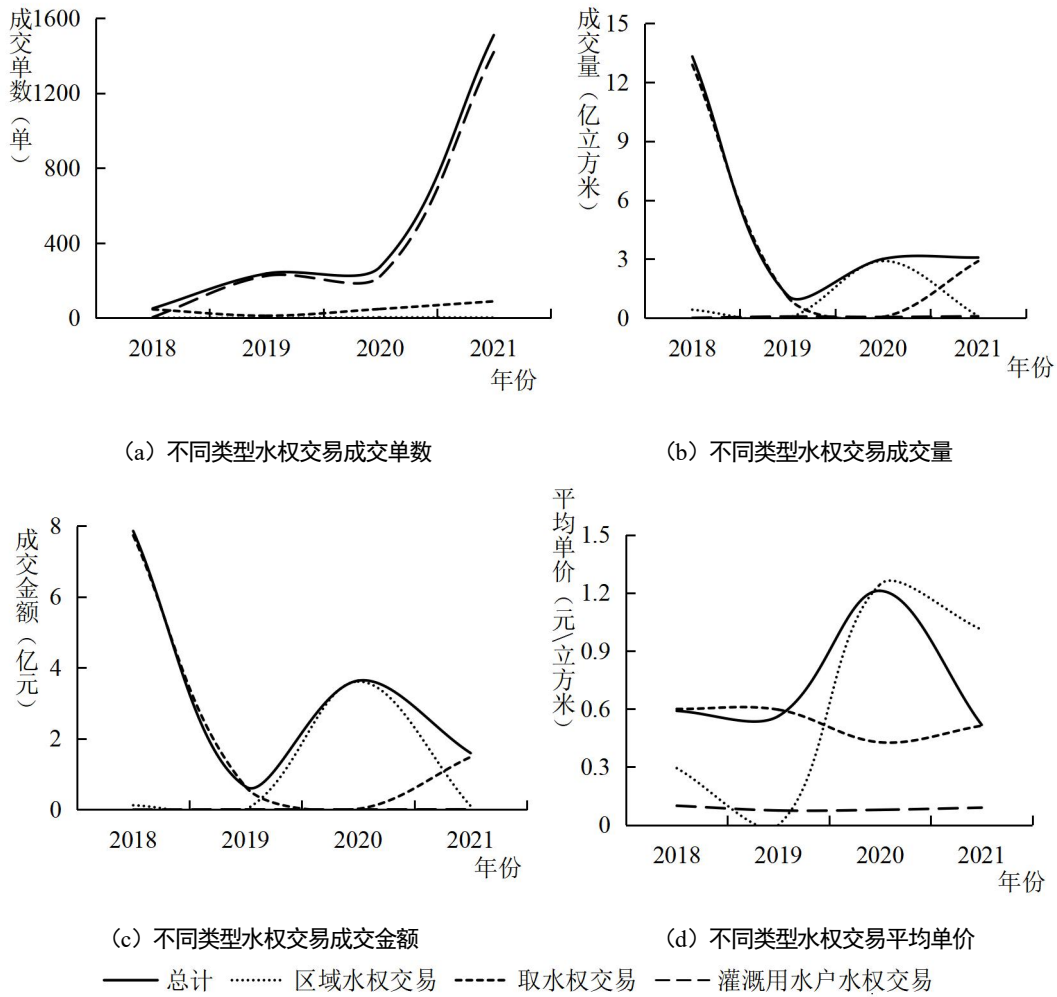


图 1 不同类型水权交易 2018—2021 年交易情况

注：图 1（d）展示了不同类型水权交易 2018—2021 年的平均单价，本文将平均单价定义为总成交金额与总成交量的比值。

数据来源：中国水权交易所官方网站，<http://www.cwex.org.cn/>。

考虑到上述问题，为防止灌溉用水户水权交易市场定价混乱、农民权益受损，大多数地方政府会给出明确的参考水价，但不同地区地方政府给出的交易参考水价存在差异。例如，河北省石家庄市元氏县根据现行水费收缴制度，结合县域推行的用水“节奖超罚”相关标准，同时考虑到农户经济承受能力，将初期交易指导价格暂定为 0.06 元/立方米，并表明具体执行时可根据交易双方意愿做上下浮动，后续随着水权交易逐步活跃，价格逐渐调整^①；甘肃省武威市凉州区清源灌区基于现行水价，按照凉州区关于水权交易有关要求，规定交易最高价格不得高于现行水价 0.05 元/立方米的 3 倍，从 2019 年水权交易实际情况看，交易价格均未出现溢价现象，所有水权交易均按照 0.15 元/立方米成交^②；湖南省长沙市长沙县桐仁桥灌区根据湖南省水利厅印发的《关于做好水权交易试点工作的通知》，在 2018 年度农业灌溉水权额度回购工作中，规定亩均节余水权额度 0~50 立方米的部分按 0.06 元/立方米回购，超出 50 立方米的部分按 0.10 元/立方米回购^③。上述案例表明，试点地区会基于多方面考虑为灌溉用水户水权交易提供参考水价，这也是该交易类型水价趋于平稳的主要原因。农业水价较低的主要原因在于，水权交易制度尚未完全健全，如果水价过高可能导致农民负担加重、农业减产（李然和田代贵，2016），并且会损害买方农户参与交易的积极性。因此，农业水价一直相对较低且平稳。

（二）农业水权交易与农业绿色发展

农业绿色发展是绿色发展理念在农业生产过程中的贯彻和体现，不仅要“绿色”，还要“发展”（冯欣等，2020）。农业绿色发展既要包括农业生产过程中的资源节约和生态环境保护，还要体现出保障农业生产、维护农民利益的作用。因此，本文从节约用水、改善种植结构两种效应入手，具体探讨农业水权交易如何作用于农业绿色发展，并分析地区条件差异对政策效果产生的异质性影响。

1. 农业水权交易促进节约用水的机制分析。农业水权交易的直接效应为提升农业用水的机会成本（马九杰等，2022；胡振通和王亚华，2018），这一效应将对农户用水决策产生影响，并促进农业绿色发展。农业水权交易制度的实施使节余水量能够在农户之间买卖。也就是说，用水机会成本大幅提高，农户会因此减少过量用水。有研究表明中国农业灌溉用水存在严重浪费问题，其中水价偏低是重要原因（胡继连和王秀鹃，2018），低廉的水价使得农户过量灌溉的成本偏低，而当灌溉用水可以交易后，农户如果继续过量用水，不仅要支付额外水费，还会损失出售节余水量带来的收益。因此，理性的农户会选择减少过量用水，减少灌溉成本的同时获取额外收益。另外，农户也可能通过提高灌溉技术，例如采用喷灌、滴灌等技术，使用较少的水量浇灌更大的面积，提高灌溉效率，从而达到节约用水的效果。因此，农业水权交易可以通过提高用水机会成本达到使农户节约用水的目的，从而在一定程度上解决水资源浪费问题，促进农业绿色发展。基于以上分析，本文提出假说 H1。

H1：农业水权交易可以促进农业绿色发展。

根据上文分析，农业水权交易会提升农业用水的机会成本，这将直接对农户用水方式产生影响，

^①资料来源：中国水权交易所官方网站，<http://www.cwex.org.cn/publiccms/webfile/jdallist/96.html>。

^②资料来源：中国水权交易所官方网站，<http://www.cwex.org.cn/publiccms/webfile/jdallist/97.html>。

^③资料来源：中国水权交易所官方网站，<http://www.cwex.org.cn/publiccms/webfile/jdallist/98.html>。

增强节水意识，推动农户节约用水，从而促进农业绿色发展。因此，本文提出假说 H2。

H2：农业水权交易通过推动农户节约用水促进农业绿色发展。

2.农业水权交易改善种植结构的机制分析。农户用水机会成本上升，种植高耗水作物的机会成本也相应提高，如果农户预期出售节余水量和种植低耗水作物所带来的边际收益大于种植高耗水作物的边际收益，那么，农户可能会选择多种植低耗水、相对更有利可图的作物，减少高耗水作物的种植比例（刘莹等，2015；朱晶等，2013），从而减少灌溉用水量，并出售节余水量获取额外收入，直到两者边际收益相等为止。基于上述分析，农业水权交易具有改善地区种植结构的效应，而种植结构的改善又将从保护生态环境、保证农业产出农民收益三个方面促进农业绿色发展。具体而言：第一，当农户为获取更高收益选择以低耗水农作物代替高耗水农作物时，总灌溉用水量也会相应减少，从而起到保护水资源量的作用；第二，农业水权交易的实施使得农户可以出售调整种植结构所节约的用水量，以获取额外收入，从而起到增加农民收入的作用；第三，虽然以低耗水作物代替高耗水作物的农业种植结构调整会改变农产品产出结构，但农户往往会基于自身收益适当调整，不会使种植业产出与自身收益受损（徐依婷等，2022），从而保证农业产出。基于以上分析，本文提出假说 H3。

H3：农业水权交易通过改善种植结构促进农业绿色发展。

3.地区条件差异导致政策效果的异质性分析。虽然农业水权交易能够从多方面促进农业绿色发展，但地区条件差异会导致政策效果的异质性。当地区条件难以支撑交易规范化或监管不当时，农业水权交易的政策效应可能并不明显，交易不规范甚至会加剧资源浪费，从而对农业绿色发展造成负面影响。首先，一个地区的市场化程度决定农业水权交易能否规范化。在一些市场化程度较低的地区，自主协商定价难以确定合理的交易价格，严重影响农业水权交易的政策效果，甚至信息不对称还会导致资源分配不均（赵儒煜等，2021），产生负面政策效果。例如，当水价过低时，水权交易的收益降低，可能导致农户缺乏节水意识和交易动机，弱化政策效果。而当水价过高超过购水户承受能力时，他们可能会因无力承担高额水费而减少购水量，导致灌溉不足，影响农作物种植规模、生长和产量（刘维哲等，2019；周曙东和张运华，2004）。其次，地区经济发展水平不同也可能导致政策效果的异质性。已有研究表明，当经济发展到某一转折点时，环境质量会随之提高。这是由于先进技术可以有效提高生产资源的利用效率（蒋黎和王晓君，2019）。因此，经济发展水平较高的地区意味着有更好的条件支持农业水权交易，从而政策效果更明显；而经济发展水平较低的地区可能由于支持条件不足而导致政策难以产生应有效果。最后，地区发展定位不同也可能影响政策效果。一方面，侧重农业发展的地区往往需要更多水资源以保证农业产出，对水资源的依赖程度较高，政策敏感性也较高，因此，节水政策对农业绿色发展的影响可能更加明显；另一方面，由于这些地区发展比较依赖农业产出，当地政府可能将更多资源向农业倾斜，以保证农业可持续发展，因此，这些地区农业绿色发展程度本来就较高，一些促进农业绿色发展的政策效果可能因此不够明显。例如，一些侧重农业发展的地区可能在政策实施前就具备良好的农业节水技术，农业水权交易的实施只是增加部分农户的节水收益，很难再提升节水量，因而政策促进农业绿色发展的作用相对较弱。从上述两方面来看，在侧重农业发展的地区，农业水权交易的政策效应可能较强，也可能较弱，这取决于上述两种效应的相对大小。由于更多资源

向农业倾斜可能会在一定程度上解决农业生产过度依赖自然资源的问题，因此本文推断，在侧重农业发展的地区，农业水权交易对农业绿色发展的影响相对较弱。综合上述分析，本文认为，由于地区条件差异，农业水权交易并非在所有地区实施都能够促进农业绿色发展。基于以上分析，本文分别提出假说 H4 和 H4a、H4b、H4c。

H4：在不同条件的地区，农业水权交易对农业绿色发展的影响具有异质性。

H4a：在市场化程度不同的地区，农业水权交易对农业绿色发展的影响具有异质性。

H4b：在经济发展水平不同的地区，农业水权交易对农业绿色发展的影响具有异质性。

H4c：在不同发展定位的地区，农业水权交易对农业绿色发展的影响具有异质性。

三、计量模型与变量选取

（一）计量模型

本文将农业水权交易制度实施作为一项准自然实验，使用双重差分法研究农业水权交易对地区农业绿色发展的影响。由于各地级市实施农业水权交易的时间并不一致，本文采用多期双重差分模型回归。模型设定如下：

$$green_{it} = \alpha_0 + \beta_1 did_{it} + \gamma X_{it} + \lambda_t + \sigma_i + province \times year + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

（1）式中： $green_{it}$ 代表 t 年份 i 地区（包括各地级市，地区级的州、盟、地区，以及副省级地级市）农业绿色发展水平，为被解释变量； did_{it} 代表 t 年份 i 地区是否实施农业水权交易的虚拟变量，如果某地区实施了农业水权交易，那么实施政策当年及之后的年份，该变量赋值为 1，否则赋值为 0； X_{it} 为一系列控制变量，用于控制影响地区农业绿色发展水平的其他因素； λ_t 为年份固定效应； σ_i 为地区固定效应；此外，众多研究表明，各省份之间农业绿色发展水平差异较大（查建平等，2022；魏琦等，2018），因此，本文使用省份与年份交乘项 $province \times year$ 控制省际发展差异带来的影响； ε_{it} 为误差项； α_0 为常数项； γ 为控制变量的系数； β_1 为核心解释变量的系数，代表农业水权交易对地区农业绿色发展水平的影响方向和程度。

（二）变量测度和数据来源

本文使用 2015—2020 年中国地级市面板数据，由笔者根据《中国城市统计年鉴》、各省和各地级市（包括各地级市，地区级的州、盟、地区，以及副省级地级市）统计年鉴、各省份水资源公报和部分省份农村统计年鉴数据整理而得。其中部分省份或地级市虽然统计了农药使用量和农业用水量等数据，但未公开，这部分数据由笔者询问当地政府收集而得。另有部分地区未统计或不允许对外公开相关数据，对于这些地区，本文予以剔除。本文最终获得 226 个地区 6 年的面板数据。主要变量解释和测度方式如下。

1.被解释变量：农业绿色发展水平。本文采用现有文献的普遍做法（才津津和王丹，2021；赵会杰和于法稳，2019；魏琦等，2018），通过评价指标体系测度各地区农业绿色发展水平。基于农业农

村部等六部门印发的《“十四五”全国农业绿色发展规划》^①、国家发展和改革委员会发布的《绿色发展指标体系》《生态文明建设考核目标体系》^②和中共中央办公厅、国务院办公厅印发的《关于创新体制机制推进农业绿色发展的意见》^③，并综合考虑各地级市相关数据的可得性，本文从农业资源节约、农业环境治理、农业生产效益 3 个维度构建农业绿色发展水平指标体系，下设 9 个三级指标（见表 1）。

表 1 农业绿色发展水平指标体系

指标		指标含义和单位	指标方向	三级指标权重	二级指标权重
二级指标	三级指标				
农业资源节约	人均耕地面积	耕地面积/人口总数（公顷/人）	+	0.10	0.30
	耕地复种指数	农作物总播种面积/耕地面积	-	0.08	
	有效灌溉面积占比	有效灌溉面积/耕地面积	+	0.12	
农业环境治理	单位播种面积农药使用量	农药使用量/农作物总播种面积（公斤/公顷）	-	0.11	0.42
	单位播种面积化肥使用量	化肥施用量/农作物总播种面积（公斤/公顷）	-	0.11	
	单位农业产值机械投入	农业机械总动力/农业总产值（千瓦/万元）	-	0.10	
	单位农业产值农膜用量	农膜使用量/农业总产值（公斤/万元）	-	0.10	
农业生产效益	人均农业产值	农业生产总值/全社会农业就业人数（万元/人）	+	0.15	0.28
	农村居民人均经营净收入	地区农村居民经营活动的平均净收入水平（元/人）	+	0.13	

“农业资源节约”表示农业生产过程中对自然资源的节约利用情况。其中，“人均耕地面积”表示耕地资源的人均拥有情况，该值越大，人均可利用的耕地资源越多，因此指标方向为正。“耕地复种指数”指年内单位耕地面积上种植农作物的平均次数，该值过高说明耕地利用过度，不利于农业绿色发展，因此指标方向为负（魏琦等，2018）。“有效灌溉面积占比”指当年能进行正常灌溉的农田面积所占比重，有效灌溉的耕地通常配备节水灌溉工程或设备，能够有效节约灌溉用水量，是反映耕地抗旱能力的重要指标。该指标值越大，说明一个地区对耕地资源和灌溉用水量的保护程度越高，越有利于农业绿色发展，因此指标方向为正。

^①资料来源：《农业农村部 国家发展改革委 科技部 自然资源部 生态环境部 国家林草局关于印发〈“十四五”全国农业绿色发展规划〉的通知》，http://www.gov.cn/zhengce/zhengceku/2021-09/07/content_5635867.htm?_zbs_baidu_bk。

^②资料来源：《发展改革委印发〈绿色发展指标体系〉〈生态文明建设考核目标体系〉》，http://www.gov.cn/xinwen/2016-12/22/content_5151575.htm。

^③资料来源：《中共中央办公厅 国务院办公厅印发〈关于创新体制机制推进农业绿色发展的意见〉》，http://www.gov.cn/zhengce/2017-09/30/content_5228960.htm。

“农业环境治理”表示农业生产过程中对环境污染的治理情况。虽然缺少地级市层面农业化学需氧量、氨氮、农药重金属排放等数据，但这些污染物主要来源于农药、化肥等化学投入品，因此可以使用这些化学投入品的使用量衡量农业环境治理情况。单位播种面积农药、化肥使用量越多，越不利于农业环境治理，因此相关指标方向为负。“单位农业产值机械投入”代表农机投入使用情况，虽然提高机械化水平有利于农业生产，但中国农机具性能水平仍然较低，在使用过程中会排放大量废气，产生空气污染^①，不利于农业绿色发展（周霞和李昕欣，2021），该指标方向为负。“单位农业产值农膜用量”用每万元农业产值消耗的塑料薄膜量衡量，该数值越大，表示农业生产越依赖农膜使用。由于农用塑料薄膜的主要成分为聚乙烯，难以自然降解，其残存物若得不到及时回收将造成严重的环境污染，因此该指标方向为负。

“农业生产效益”表示地区农业生产和收益情况。农业绿色发展不仅要保护生态环境，也要保证农业生产。其中，“人均农业产值”反映人均农业生产规模和水平。该值越大，表明农业生产情况越好，指标方向为正。“农村居民人均经营净收入”能够衡量农村居民从农业生产经营中获取的收益，该值越大，说明农民从农业生产经营中获取的收益越高，指标方向为正。

在指标处理过程中，本文将三级指标值做极差标准化处理，得到同向影响且具有可比性的无量纲数据。本文通过熵值权重法，确定各三级指标权重，将三级指标值加权加总得到二级指标值，再将二级指标值加总得到各地区农业绿色发展水平值。熵值权重法的基本思路是根据指标值变异程度大小确定客观权重。一般来说，若某个指标信息熵越小，该指标数值变异程度越大，在综合评价中起到的作用越大，指标权重也就越大。反之，指标权重越小。采用此方法所得的各级指标权重见表1。

2.核心解释变量：农业水权交易。本文以实际发生农业水权交易的地区为处理组，没有发生农业水权交易的地区为对照组。各地区是否发生农业水权交易的虚拟变量均由笔者根据中国水权交易所官方网站^②手工整理而得。中国水权交易所是中国水资源唯一交易平台，任何类型水权交易完成后，交易信息都会在该系统公开，包括买卖双方名称和详细地址、成交水量、成交日期等。相关数据条件符合使用多期双重差分法的要求^③。

3.中介变量。农业用水量是影响机制分析中的一个中介变量。这一变量数据来源于各地区《水资

^①根据中华人民共和国生态环境部2021年9月10日发布的《中国移动源环境管理年报（2021）》，2020年中国非道路移动源排放中，农业机械排放出的碳氢化合物（HC）、氮氧化物（NO_x）和颗粒物（PM）分别占非道路移动源总排放量的48.0%、34.9%和38.8%，均位居前列，农业机械排放是其中主要排放类型之一。非道路移动源主要包括工程机械、农业机械、小型通用机械、船舶、飞机、铁路机车等。资料来源：《生态环境部发布〈中国移动源环境管理年报（2021）〉》，https://www.mee.gov.cn/ywdt/xwfb/202109/t20210910_920605.shtml。

^②数据来源：中国水权交易所官方网站，<http://www.cwex.org.cn/publiccms/webfile/gkcxInfo/index.html>。

^③通常一个地区某年发生农业水权交易，其后年份也会发生农业水权交易。2022年6月以后，根据相关监管部门要求，中国水权交易所官方网站不再公布农业水权交易详细信息，而只公布其所在省份。但在地方政府相关网站，仍能搜索得到交易详细信息。相关数据资料，感兴趣的读者可通过编辑部向作者索取。

源公报》中对农业用水量的统计数据。农作物种植结构是影响机制分析中的另一个中介变量。此变量采用高耗水作物种植比例与低耗水作物种植比例来度量，在高耗水作物与低耗水作物的划分方面，由于各地区公布数据中农作物的品种不同，且部分地区数据未纳入蔬菜、水果等经济类作物，因此，本文根据公布数据较多的稻谷、玉米、小麦、薯类、豆类等来划分两类作物。其中，稻谷是比较典型的高耗水作物。其他作物的归类参考相关文献。由于金涛（2019）研究发现，以玉米、薯类替代小麦、豆类时，节水量将显著提升，本文将玉米、薯类作为低耗水作物，将小麦、豆类作为相对较高耗水的作物。综合上述分析，本文选择稻谷、小麦、豆类播种面积占农作物总播种面积的比重作为高耗水作物种植比例，将玉米、薯类播种面积占农作物总播种面积的比重作为低耗水作物种植比例。

4.控制变量。为尽可能减少回归中由遗漏变量导致的偏误，本文在模型中加入一系列控制变量，具体如下：一是，本文使用乡村人口数（取对数）控制参与农业生产的劳动力资源情况带来的影响。乡村人口数越多，农业生产可利用的就近劳动力资源越丰富（杜曙光，2021），可能更快实现农业绿色发展，但乡村人口数越多可能造成农业资源过度使用，阻碍农业绿色发展。因此，该变量对农业绿色发展的影响方向不确定。二是，本文使用地区生产总值（取对数）控制地区总体发展情况对农业生产的影响。一个地区总体发展情况越好，农业生产可利用的资源、经济、技术等条件越好，越有利于农业绿色发展。三是，本文使用第一产业占比控制地区发展对第一产业依赖程度带来的影响。在第一产业占比较高的地区，经济发展可能更依赖第一产业，对农业绿色发展的重视程度可能更高。四是，本文使用地区财政支出（取对数）控制政府支持或财政补贴对农业绿色发展的影响。在政府财政支出当中，部分支出用于支援农村生产、推广农业技术、提供农产品或生产资料价格补贴等事项，这部分支出越多，越有利于农业绿色发展。另外，财政支出中用于基础设施建设、社会保障等事项的支出还会起到改善农村生产、生活条件的作用，对农业绿色发展同样具有促进作用。因此，一个地区财政支出越多，可能越有利于农业绿色发展。五是，本文使用地区水资源总量控制其对农业绿色发展产生的影响。一个地区水资源总量反映农业生产可利用的水资源情况，一方面，水资源总量越丰富，越能够为农业绿色发展兜底。但另一方面，水资源总量丰富也可能导致农户用水因此失去节制，不利于农业绿色发展。因此，水资源总量对农业绿色发展的影响方向不确定。

主要变量含义与描述性统计如表2所示。

表2 主要变量含义与描述性统计

变量分类和名称		变量含义和单位	观测值数	均值	标准差	最小值	最大值
被解释变量	农业绿色发展水平	根据指标体系计算得到的各地区农业绿色发展水平	1356	0.485	0.181	0.055	0.938
核心解释变量	农业水权交易	农业水权交易制度虚拟变量	1356	0.017	0.129	0.000	1.000
中介变量	农业用水量	农业用水量（亿立方米）	1356	9.193	6.739	0.194	46.570
	稻谷种植比例	稻谷占农作物总播种面积比重	1026	0.226	0.223	0.000	0.913
	小麦种植比例	小麦占农作物总播种面积比重	832	0.193	0.165	0.000	0.518
	豆类种植比例	豆类占农作物总播种面积比重	970	0.034	0.041	0.000	0.359

表 2（续）

	玉米种植比例	玉米占农作物总播种面积比重	948	0.301	0.205	0.000	0.885
	薯类种植比例	薯类占农作物总播种面积比重	1038	0.041	0.057	0.000	0.707
控制 变量	乡村人口数	乡村人口数（万人）	1356	216.382	139.341	2.115	919.868
	地区生产总值	地区生产总值（亿元）	1356	2303.307	2621.485	76.739	25019.109
	第一产业占比	第一产业增加值占地区生产总 值比重（%）	1356	12.114	6.458	0.300	34.696
	财政支出	地区财政支出（亿元）	1356	405.756	312.676	22.625	3275.938
	水资源总量	地区水资源总量（万亿立方米）	1356	0.007	0.011	0.000	0.285
工具 变量	工具变量	1984 年地级市每百万人邮电业 务总量×2015—2020 年全国互 联网端口数	1002	0.321	0.189	0.048	1.013

四、模型估计结果与分析

（一）事前平行趋势检验

满足平行趋势假设是使用双重差分法的必要前提，它要求处理组与控制组在政策实施之前无显著差异。本文参考已有文献（姚鹏等，2021）的做法，通过事件研究法将农业水权交易变量替换为距离政策实施当年第几年的虚拟变量，并将原模型改为（2）式再做回归，模型设定如下：

$$green_{it} = \alpha_0 + \sum_{k=1}^4 \beta_k P_k + \sum_{j=0}^3 \delta_j L_j + \gamma X_{it} + \lambda_i + \sigma_t + province \times year + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

（2）式中： P_k 代表地区实施农业水权交易前第 k 年，本文将政策实施的前一年（即 P_1 ）作为参照组； L_j 代表地区实施农业水权交易后第 j 年；其余符号含义与（1）式中相同。 β_k 与 δ_j 为 P_k 与 L_j 的估计系数，代表农业水权交易的动态效应。结果显示，政策实施之前（即 P_4 至 P_2 ），农业水权交易变量都不显著，验证了平行趋势假设。

（二）基准回归结果分析

本文检验农业水权交易对农业绿色发展水平的影响，基准回归结果如表 3 所示。回归 1 仅控制地区与年份固定效应，结果显示，农业水权交易在 1% 水平上显著提高农业绿色发展水平。回归 2 控制地区、年份、省份一年份固定效应，结果显示，农业水权交易在 1% 水平上显著提高农业绿色发展水平。回归 3 控制可能会对农业绿色发展水平产生影响的其他变量，结果同样显示，农业水权交易在 1% 水平上显著提高农业绿色发展水平。综合上述回归结果，农业水权交易显著提高农业绿色发展水平，且核心解释变量系数估计值相差不大，表明回归结果具有一定稳健性。根据回归 3 结果，实施农业水权交易制度地区比未实施农业水权交易制度地区的农业绿色发展水平提高了约 8.65%。

表 3 农业水权交易对农业绿色发展水平的影响：基准回归结果

变量名称	农业绿色发展水平					
	回归 1		回归 2		回归 3	
	系数	稳健标准误	系数	稳健标准误	系数	稳健标准误
农业水权交易	0.0999***	0.0272	0.0965***	0.0182	0.0865***	0.0112
乡村人口数					-0.0075	0.0744
地区生产总值					0.0493*	0.0265
第一产业占比					0.0146***	0.0037
财政支出					0.1154***	0.0392
水资源总量					0.1346	0.1407
常数项	0.4837***	0.0004	0.4838***	0.0003	-2.1344*	1.0015
地区固定效应		已控制		已控制		已控制
年份固定效应		已控制		已控制		已控制
省份一年份固定效应		未控制		已控制		已控制
观测值数	1356		1356		1356	
R ²	0.6755		0.7776		0.7875	

注：①***和*分别表示 1%和 10%的显著性水平。②稳健标准误为聚类到省份层面的标准误。

（三）事后动态效应分析

事后动态效应分析强调政策实施之后不同年份间效应的差异，如果差异显著，说明政策实施产生一定的持续性效果。事后动态效应的模型仍然采用（2）式。图 2 为事前平行趋势与事后动态效应检验结果图。

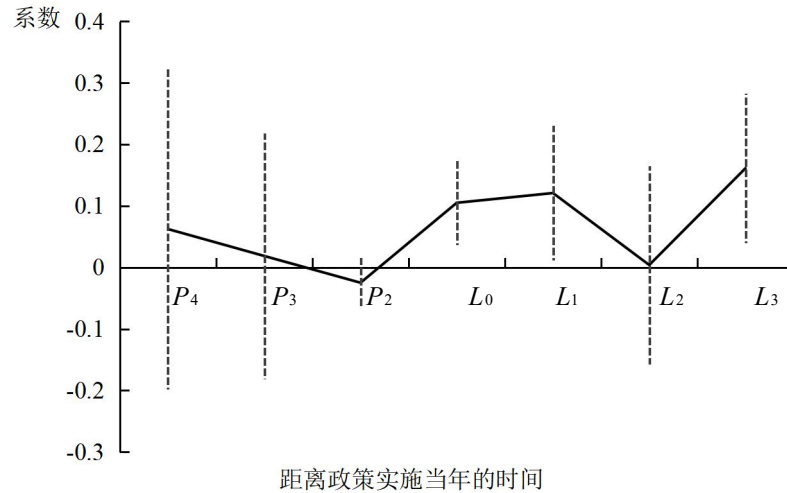


图 2 事前平行趋势与事后动态效应检验结果图

注：虚线表示 95%的置信区间。

结果显示,政策实施当年及之后的年份,除第2年外,农业水权交易变量都显著。这表明政策效果具有持续性。但是,由于每年农业水权交易频次不同,各年份核心解释变量的显著性和系数估计值大小有差别。其中,政策实施后第2年,核心解释变量并不显著,其原因可能在于部分地区市场机制不完善、农户交易意愿不强烈等因素使水权交易活动存在较大波动。再加上2020年暴发的新冠肺炎疫情使部分地区农产品供给减少、价格上涨,农户预期收益增加,会提高耕地、水等资源的投入,增加农产品供给,导致农户节余水量减少,水权交易量也就减少。

(四) 稳健性检验

为验证基准回归结果的稳健性,本文通过处理内生性问题、采用两阶段双重差分法、更换权重赋值法、更换指标标准化方法、剔除其他政策影响等进行稳健性检验,具体做法如下:

1.处理内生性问题。内生性问题是研究农业水权交易与农业绿色发展水平不可回避的问题。本文先排除逆向因果问题。较低的绿色发展水平可能意味着较高的用水量、较多的环境污染、较低的农业产出等,这些因素会促使当地政府启动农业水权交易,因此,有必要检验地区农业绿色发展水平是否影响农业水权交易实施。为此,本文借鉴已有研究的做法,采用二值选择模型中的Logit模型,检验实施农业水权交易是否为一种外生选择(郭峰和熊瑞祥,2018; Fang and Zhang, 2020)。本文将是否实施农业水权交易作为被解释变量,将滞后一期和滞后二期的地区农业绿色发展水平作为核心解释变量做回归。如果回归结果显著,那么解释变量与被解释变量之间可能存在逆向因果关系问题,反之,则不存在此问题。回归结果^①显示,两个解释变量均不显著,表明农业绿色发展水平并不是农业水权交易实施的主要影响因素。由此,本文排除了逆向因果问题。

虽然逆向因果的问题被排除,但本文仍有可能存在自选择问题从而导致内生性问题。由于没有明文规定哪些地区开展农业水权交易,部分地区可能为达到上级政府某项要求、促进本地农业可持续发展等而开展农业水权交易,自选择问题不能忽视。对此,本文采用工具变量法解决上述问题。工具变量需要满足外生性和相关性条件,而与农业水权交易相关的变量,通常会直接影响农业绿色发展水平,寻找满足条件的工具变量并不容易。

鉴于此,本文参考柏培文和喻理(2021)的方法,将工具变量确定为“1984年地级市每百万人邮电业务总量×2015—2020年全国互联网端口数”。选择此工具变量的原因在于:农业水权交易制度能够实施的必要前提是,实施农业水权交易的地区需要具备一定的水权交易平台建设能力,即地区数字化程度达到一定水平,所以反映地区数字化水平的指标可以满足相关性条件。但直接采用数字化水平的面板数据不容易满足外生性要求,而当前现代农业发展同样在一定程度上受数字化发展影响,因此,本文选择上述工具变量。

此工具变量的构成包含两部分:一部分是“1984年地级市每百万人邮电业务总量”。早年邮电业务中铺设的固话线是拨号上网必备的基础设施,对现阶段数字化水平发展具有积极影响,有利于满足地区水权交易平台建设需要,在一定程度上满足相关性要求。而且它比当期数字化水平的外生性更强,

^①受篇幅所限,相关结果从略,感兴趣者可通过编辑部向作者索取。

农业绿色发展水平本身不完全依赖数字化水平，而 30 多年前的数字化水平更难以影响当前现代农业发展，并且它因地级市不同而变化。但由于这只是 1984 年一年的数据，它并不随时间变化。总结来说，这是一个满足外生性、具备一定相关性、随地级市变化但不随时间变化的变量。而为了满足工具变量随时间变化的特征，还需要一个既随时间变化、又能够加强相关性的变量。基于此，笔者将另一部分纳入工具变量，即“2015—2020 年全国互联网端口数”。需要说明的是，这一变量采用的是全国层面互联网端口数，它不随地级市变化而变化，但它是一个随时间变化的变量，同一地级市每一年数值都不同。而且该变量能够从宏观上代表中国数字化水平，具有一定相关性。另外，与直接采用 2015—2020 年地级市层面互联网端口数不同，全国层面互联网端口数的外生性更强。总结而言，这是一个相关性较强、具备一定外生性，随时间变化但不随地级市变化的变量。将上述两个变量相乘便得到了本文工具变量，综合上述两个变量的特点，该工具变量具有外生性较强、相关性较强、随时间和地级市变化的特征，满足工具变量选取的条件。

使用工具变量法的回归结果如表 4 所示。第一阶段回归结果表明，工具变量在 1%水平上显著促进农业水权交易政策实施。Kleibergen-Paap rk LM 检验结果表明，不存在工具变量识别不足问题。Kleibergen-Paap rk Wald F 检验结果显示，存在轻微的弱工具变量问题，但在可接受的范围内。因此，第一阶段回归结果证明本文所选工具变量满足基本条件。第二阶段回归结果显示，农业水权交易在 1%水平上显著提高农业绿色发展水平。总体来说，使用工具变量法解决内生性问题后，农业水权交易仍然能够显著提高农业绿色发展水平，进一步检验本文回归结果的稳健性。

表 4 内生性问题处理：工具变量法回归结果

变量名称	第一阶段 农业水权交易		第二阶段 农业绿色发展水平	
	系数	稳健标准误	系数	稳健标准误
农业水权交易			7.5789***	1.8618
工具变量	0.2584***	0.0638		
控制变量	已控制		已控制	
地区固定效应	已控制		已控制	
年份固定效应	已控制		已控制	
省份—年份固定效应	已控制		已控制	
观测值数	1002		1002	
Kleibergen-Paap rk LM 检验	19.1900***			
Kleibergen-Paap rk Wald F 值	16.0220			

注：①***表示 1%的显著性水平。②控制变量与表 3 中一致。③稳健标准误为聚类到省份层面的标准误。

2.两阶段双重差分法。多期双重差分法虽然在政策评估领域得到广泛应用，但其估计结果可能存在于一个较为严重的问题：由于处理组政策时点不同，多期双重差分法在估计过程中会将尚未受到政策冲击的后期处理组样本作为前期处理组样本的对照组。如果政策效应不随时间变化，使用这一方法估计得到的平均处理效应是可靠的。但通常政策效应会随时间变化，这就导致多期双重差分法的估计结

果并不是一个良好的平均处理效应，而是多个标准双重差分估计所得平均处理效应的加权平均，而且权重可能是负的。也就是说，尽管政策冲击对各个时期处理组的被解释变量都具有促进作用，多期双重差分法下核心解释变量的系数估计值仍然可能为负。那么，多期双重差分法的单一系数估计结果不再可信（Callaway and Sant, 2020; Clément and Xavier, 2020）。为解决这个问题，应当剔除组别效应和时期效应（组别指将同一时期受到处理的不同个体归为一组，时期指每个组别所在时期）后，再做回归。此时，就需要使用两阶段双重差分法。

首先，本文考虑一个普通的多期双重差分模型，模型设定如下：

$$Y_{gpit} = \lambda_g + \gamma_p + \beta_{gp} D_{gp} + \varepsilon_{gpit} \quad (3)$$

（3）式中： Y_{gpit} 表示被解释变量， i 表示个体， t 为时间， g 表示组别（ $g=0, 1, \dots, G$ ）。 p 表示时期（ $p=0, 1, \dots, P$ ），如果个体 i 属于组别 $g=0$ ，则表示它在所有时期 p 内都不接受处理；如果个体 i 属于组别 $g=1$ ，则意味着从第1期（ $p=1$ ）开始接受处理，以此类推。 D_{gp} 为处理变量， β_{gp} 为待估计系数。 λ_g 和 γ_p 分别表示组别效应和时期效应。

其次，两阶段双重差分法的第一阶段估计一个无处理结果（ $D_{gp}=0$ ）的双向固定效应模型，即不加入解释变量且只使用所有对照组样本和处理期之前的处理组样本，模型设定如下：

$$Y_{0gpit} = \lambda_g + \gamma_p + \varepsilon_{gpit} \quad (4)$$

根据（4）式估计结果，可以得到每一期的截距，即 $\hat{\lambda}_g + \hat{\gamma}_p$ ，这可能是组别效应，可能是时期效应，也可能二者都包含。

最后，两阶段双重差分法的第二阶段需要消除组别效应与时期效应引起的变化，使用所得被解释变量的余值和解释变量做回归分析，模型设定如下：

$$\tilde{Y}_{gpit} = Y_{gpit} - \hat{\lambda}_g - \hat{\gamma}_p = \beta_{gp} D_{gp} + \varepsilon_{gpit} \quad (5)$$

此时，所得回归结果与真实结果已非常相近。回归结果表明，经过两阶段双重差分回归得到系数 0.0917 比常规多期双重差分的系数估计值 0.0865 数值更大，表明在存在异质性处理效应时，多期双重差分法的单一系数估计结果偏小^①。但两种方法估计所得系数方向一致，且偏差在可接受的范围内，证明本文基准估计结果具有稳健性。

五、机制分析

根据假说 H2 和假说 H3，农业水权交易对农业绿色发展水平的影响机制体现在节约用水和改善种植结构两方面。为验证上述研究假说，本文参考王垒等（2020）的做法，在（1）式基础上构建三步法

^①本文通过两阶段双重差分法、更换权重赋值法、更换指标标准化方法、剔除国家节水型城市评选影响、排除农业“一控两减三基本”相关政策协同效应影响等方法做稳健性检验的结果均表明，基准回归结果稳健可信。受篇幅所限，相关结果从略，感兴趣者可通过编辑部向作者索取。

中介效应模型，同样采用多期双重差分法估计。模型设定如下：

$$green_{it} = \alpha_0 + \beta_1 did_{it} + \gamma X_{it} + \lambda_i + \sigma_i + province_i \times year + \varepsilon_{it} \quad (6)$$

$$med_{it} = \alpha_2 + \beta_2 did_{it} + \gamma_2 X_{it} + \lambda_i + \sigma_i + province_i \times year + \varepsilon_{it} \quad (7)$$

$$green_{it} = \alpha_3 + \beta_3 did_{it} + \beta_4 med_{it} + \gamma_3 X_{it} + \lambda_i + \sigma_i + province_i \times year + \varepsilon_{it} \quad (8)$$

（6）式、（7）式和（8）式中： med_{it} 为中介变量，包括农业用水量、农作物种植结构（即稻谷种植比例、小麦种植比例、豆类种植比例、玉米种植比例、薯类种植比例），其他符号含义与（1）式相同。根据预期，当中介变量为农业用水量和高耗水作物种植比例时，（7）式中的农业水权交易系数方向为负，（8）式中的中介变量系数方向为负；当中介变量为低耗水作物种植比例时，（7）式中的农业水权交易系数方向为正，（8）式中的中介变量系数方向为正。

估计结果如表 3、表 5、表 6 所示。（6）式估计结果见表 3 回归 3，（7）式回归结果见表 5 回归 1。结果显示，农业水权交易在 5%水平上显著减少了农业用水量。这与 Fang and Wu（2020）、Fang and Zhang（2020）采用中国省级面板数据研究水权交易节水效果所得的结果较为一致。（8）式回归结果见表 5 回归 2。结果显示，农业用水量 10%统计水平上显著且系数方向为负，表明农业水权交易可以减少农业用水量，提高农业绿色发展水平。由结果可知，农业用水量具有部分中介效应，H2 由此得到验证。

表 5 农业水权交易对农业绿色发展水平的影响机制检验（节约用水）的回归结果

变量名称	农业用水量		农业绿色发展水平	
	回归 1		回归 2	
	系数	稳健标准误	系数	稳健标准误
农业水权交易	-0.8997**	0.3282	0.0378***	0.0108
农业用水量			-0.0006*	0.0003
控制变量	已控制		已控制	
地区固定效应	已控制		已控制	
年份固定效应	已控制		已控制	
省份一年份固定效应	已控制		已控制	
观测值数	1356		1356	
R ²	0.9901		0.7917	

注：①***、**和*分别表示 1%、5%和 10%的显著性水平。②控制变量与表 3 中一致。③稳健标准误为聚类到省份层面的标准误。

表 6 为改善种植结构机制检验的估计结果，结果表明，农业水权交易能够增加低耗水作物种植比例，减少高耗水作物种植比例，这与董小菁等（2020）的结论一致。具体而言，表 6 回归 1 中农业水权交易在 1%统计水平上显著且系数方向为负，表明农业水权交易减少了高耗水作物中稻谷的种植比例；表 6 回归 2 中，稻谷种植比例在 5%统计水平上显著且系数方向为负。结合表 6 回归 1 与回归 2 结果，农业水权交易减少了稻谷的种植比例，并提高了农业绿色发展水平，且该作用属于部分中介效

应。表6回归3中,农业水权交易在5%统计水平上显著且系数方向为正,表明农业水权交易增加了低耗水作物中玉米的种植比例;表6回归4中,玉米种植比例在5%统计水平上显著且系数方向为正。结合表6回归3与回归4结果,表明农业水权交易增加了玉米的种植比例,并提高了农业绿色发展水平,且该作用属于部分中介效应。表6回归5~7分别为农业水权交易变量对小麦、豆类、薯类种植面积比例影响的估计结果,尽管估计结果表明农业水权交易对这些农作物种植比例没有显著影响,但稻谷与玉米种植比例的估计结果已足够证明农业水权交易确实能够改变部分农作物种植比例,改善种植结构,提高农业绿色发展水平。H3由此得到验证。

表6 农业水权交易对农业绿色发展水平的影响机制检验(改善种植结构)的回归结果

变量名称	稻谷种植 比例 回归1	农业绿色 发展水平 回归2	玉米种植 比例 回归3	农业绿色 发展水平 回归4	小麦种植 比例 回归5	豆类种植 比例 回归6	薯类种植 比例 回归7
农业水权交易	-0.0092*** (0.0028)	0.0862*** (0.0171)	0.0326** (0.0126)	0.0425*** (0.0055)	0.0025 (0.0126)	0.0076 (0.0065)	0.0042 (0.0041)
稻谷种植比例		-0.3785** (0.1642)					
玉米种植比例				0.0558*** (0.0177)			
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
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
年份固定效应	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制
省份一年份固定效应	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制
观测值数	1020	1020	942	942	826	964	1032
R ²	0.9373	0.6631	0.9814	0.7970	0.9917	0.9124	0.8498

注:①***和**分别表示1%和5%的显著性水平。②控制变量与表3中一致。③括号中为聚类到省份层面的稳健标准误。

六、异质性分析

本文还分析了地区市场化程度差异、经济发展水平差异、地区发展定位差异导致农业水权交易政策效果的异质性。

1.市场化程度差异。根据前文分析,农业水权交易对农业绿色发展水平并非总是产生正向作用,在市场化程度较低地区,地方政府或买卖双方都难以根据市场信息确定合理水价,反而会对农业绿色发展水平产生负面影响。因此,本文预期在高市场化程度地区实施农业水权交易更能提高农业绿色发展水平,而在低市场化程度地区政策效应较弱,甚至出现负向效应。为了验证市场化程度不同导致政策效果的异质性,本文采用樊纲等(2011)给出的2007年市场化指数,将样本按市场化指数均值分组,高于均值的归为高市场化程度地区,低于均值的归为低市场化程度地区,然后做分组回归。回归结果

如表 7 回归 1 和回归 2 所示。表 7 回归 1 结果显示, 农业水权交易在 1%统计水平上显著且系数方向为正。这表明, 在高市场化地区, 实施农业水权交易能够显著提高农业绿色发展水平。而表 7 回归 2 结果显示, 农业水权交易在 1%统计水平上显著且系数为负。这表明, 在低市场化地区, 实施农业水权交易对农业绿色发展水平呈现明显的负向效应。这可能是由于低市场化地区交易水价被错估, 导致资源分配不均, 从而对农业绿色发展水平产生负面影响。H4a 由此得到验证。

2.经济发展水平差异。为了验证经济发展水平差异对政策效果的异质性影响, 本文按样本期间 2015—2020 年地区生产总值均值分组, 高于均值的样本归为高经济发展水平组, 低于均值的样本归为低经济发展水平组。回归结果如表 7 回归 3 和回归 4 所示。回归 3 结果显示, 农业水权交易在 1%统计水平上显著且系数方向为正。这表明, 在高经济发展水平地区, 农业水权交易对农业绿色发展水平具有显著的正向作用。而回归 4 结果显示, 农业水权交易不显著。这表明, 在低经济发展水平地区, 农业水权交易对农业绿色发展水平的作用并不显著。H4b 由此得到验证。

表 7 市场化程度和经济发展水平差异导致的政策效果异质性分析结果

变量名称	农业绿色发展水平			
	高市场化 回归 1	低市场化 回归 2	高经济发展水平 回归 3	低经济发展水平 回归 4
农业水权交易	0.0795*** (0.0244)	-0.0584*** (0.0110)	0.0833*** (0.0148)	0.0726 (0.0211)
控制变量	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
年份固定效应	已控制	已控制	已控制	已控制
省份一年份固定效应	已控制	已控制	已控制	已控制
观测值数	684	660	636	684
R ²	0.7950	0.5188	0.7916	0.7833

注: ①***表示 1%的显著性水平。②控制变量与表 3 中一致。③括号中为聚类到省份层面的稳健标准误。

3.地区发展定位差异。由于本文研究内容为农业水权交易对农业绿色发展水平的影响, 那么, 必须考虑一个地区对农业发展的重视或依赖程度是否会对政策实施效果产生影响。为了区分地区发展定位, 本文以 2015—2020 年第一产业产值占地区生产总值比重的均值对样本分组, 高于均值的归为高第一产业占比地区, 低于均值的归为低第一产业占比地区。另外, 本文还根据是否粮食主产区对样本分组^①。粮食主产区粮食产量占全国粮食总产量的比重一直较高, 对保障中国粮食安全具有突出贡献, 出于对中国粮食安全的考虑, 这些地区比其他地区更加注重农业生产。因此, 本文将高第一产业占比

^①根据《国务院关于建立粮食生产功能区和重要农产品生产保护区的指导意见》的划分标准, 黑龙江、河南、山东、四川、江苏、河北、吉林、安徽、湖南、湖北、内蒙古、江西、辽宁 13 个省份为粮食主产区。本文将属于这 13 个省份的地级市归为粮食主产区, 不属于这 13 个省份的地级市归为非粮食主产区。资料来源: 《国务院关于建立粮食生产功能区和重要农产品生产保护区的指导意见》, http://www.gov.cn/zhengce/content/2017-04/10/content_5184613.htm。

地区和粮食主产区视为侧重农业生产地区，而将低第一产业占比地区和非粮食主产区归为非侧重农业生产地区。

回归结果如表 8 回归 1~回归 4 所示。回归 1 结果显示，农业水权交易在 5%统计水平上显著，系数方向为正，估计值为 0.0420，而回归 2 中农业水权交易 1%统计水平上显著，系数方向为正，系数估计值为 0.1051。高第一产业占比地区和低第一产业占比地区相比，农业水权交易系数显著性更弱、系数估计值更小。也就是说，在高第一产业占比地区，农业水权交易政策提高农业绿色发展水平的效应较弱。回归 3 结果显示，农业水权交易在 5%统计水平上显著，系数估计值为 0.0739，回归 4 结果显示，农业水权交易在 1%统计水平上显著，系数估计值为 0.0818。粮食主产区与非粮食主产区相比，农业水权交易系数显著性更弱、系数估计值更小。也就是说，粮食主产区农业水权交易政策提高农业绿色发展水平的效应较弱。原因可能在于，侧重农业生产的地区本身农业绿色发展水平更高。H4c 由此得到验证。

综上，假说 H4 得以验证。即由于地区市场化程度、经济发展水平和发展定位等条件存在差异，农业水权交易对农业绿色发展水平的影响具有异质性。

变量名称	地区发展定位差异导致的政策效果异质性分析结果			
	农业绿色发展水平			
	高第一产业占比 回归 1	低第一产业占比 回归 2	粮食主产区 回归 3	非粮食主产区 回归 4
农业水权交易	0.0420** (0.0227)	0.1051*** (0.0142)	0.0739** (0.0233)	0.0818*** (0.0147)
控制变量	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
年份固定效应	已控制	已控制	已控制	已控制
省份一年份固定效应	已控制	已控制	已控制	已控制
观测值数	624	690	828	528
R ²	0.8105	0.7617	0.7655	0.8210

注：①***和**分别表示 1%和 5%的显著性水平。②控制变量与表 3 中一致。③括号中为聚类到省份层面的稳健标准误。

七、结论与政策启示

本文使用 2015—2020 年地级市面板数据，采用双重差分法，通过实证研究表明，农业水权交易可以通过推动农户节约用水和改善种植结构促进农业绿色发展。本研究验证了农业水权交易对农业绿色发展的重要性，丰富了相关领域研究。经过内生性问题处理和一系列稳健性检验（采用两阶段双重差分法、更换权重赋值法、更换指标标准化方法、剔除其他政策影响等），本文回归结果依然符合预期，说明基准回归结果的稳健性较强。在异质性分析中，本文验证了地区条件差异会导致政策效果异质性的假说。具体而言：在市场化程度较低的地区，农业水权交易对农业绿色发展产生负面影响；在经济

发展水平较低的地区，农业水权交易对农业绿色发展的影响不显著；在侧重农业发展的地区，农业水权交易对农业绿色发展的影响相对较弱。据此本文认为，需依据当地条件，因地制宜地推进实施农业水权交易制度。

根据研究结论，本文提出以下几点政策启示：

第一，加大农业水权交易的实施力度，提升农户交易活跃度。虽然目前部分地区陆续开展农业水权交易，且成交单数日益上涨，但交易总量仍然较小。而且，目前农业水权交易多集中发生于山西省等干旱缺水地区，而地区间推行该项政策的进度差异较大。因此要实现更大范围内的农业绿色发展，加强农业水权交易的实施力度势在必行。此外，在已实施农业水权交易政策的地区，还要提升农户交易活跃度。例如，可通过乡镇、干部开展农业水权交易政策宣传工作，尤其是加强对环境保护效益、获取交易收益等方面的宣传，提高农户交易意识。

第二，在充分发挥市场对水资源配置作用的基础上，加大政府监管力度，为农业水权交易保驾护航。在异质性分析中，本文发现市场化程度较低的地区农业水权交易对农业绿色发展具有负向影响，因此农业水权交易政策的发挥需要有较完善的市场条件作为前提。但一个地区的市场化程度短期内难以提升，此时便需要政府发挥有形之手的作用，对市场加大监管力度。首先，根据本地区目前农业水资源供需结构、水费收缴情况、农业发展情况、农户承受能力和现行水价，因地制宜核定出具有参考意义的农业水价。其次，设立农业水权交易咨询部门，为农户提供交易帮助，尤其对于自主协商定价的农户，要对协商定价提供公平性咨询建议，以确保维护买卖双方权益。最后，地方政府仍要以提升市场化程度为重要长期任务，减少对交易活动的干涉，同时加大市场监管力度，以保证交易价格能根据市场情况合理波动。

第三，为经济发展不足地区提供经验与技术支持，遏制粗放式发展模式。在异质性分析中，本文还发现，经济发展水平不高的地区难以发挥农业水权交易对农业绿色发展的促进作用。针对这些地区，有必要为其提供交易经验和节水技术指导，确保农业水权交易能够切实发挥效用。设立地区经济发展目标的同时，设立绿色发展目标，并采取相应的奖惩措施，提升地区农业绿色发展水平，实现经济发展与绿色发展双赢。

虽然本文对农业水权交易是否以及如何影响农业绿色发展做了深入分析，但仍存在一定的局限性。本文将农业水权交易作为核心解释变量，由于数据可得性限制，缺少交易次数、每笔交易单价等信息，因此，本文研究难以反映农业水权交易程度对农业绿色发展的影响。未来如有相关数据公布，可做进一步探讨。另外，由于缺乏详细、完整的农作物种植结构数据，本文只探讨了数据相对完整的五类农作物，这虽然能够在一定程度上验证农业水权交易对种植结构的改善作用，但难以详细验证其对所有农作物种植比例的影响。未来如有详细数据公布，可做进一步分析，以辨别何种类型农作物更容易受到政策冲击。

参考文献

- 1.柏培文、喻理, 2021:《数字经济发展与企业价格加成:理论机制与经验事实》,《中国工业经济》第11期,第59-77页。
- 2.才津津、王丹, 2021:《中国绿色农业生产水平测度》,《统计与决策》第23期,第101-105页。
- 3.查建平、周霞、周玉玺, 2022:《黄河流域农业绿色发展水平综合评价分析》,《中国农业资源与区划》第1期,第18-28页。
- 4.董小菁、纪月清、钟甫宁, 2020:《农业水价政策对农户种植结构的影响——以新疆地区为例》,《中国农村观察》第3期,第130-144页。
- 5.杜曙光, 2021:《中等收入阶段的中国产业升级:经验和理论》,北京:人民出版社,第198页。
- 6.樊纲、王小鲁、马光荣, 2011:《中国市场化进程对经济增长的贡献》,《经济研究》第9期,第4-16页。
- 7.冯欣、姜文来、刘洋、栗欣如, 2020:《绿色发展背景下农业水价综合改革研究》,《中国农业资源与区划》第10期,第25-31页。
- 8.郭峰、熊瑞祥, 2018:《地方金融机构与地区经济增长——来自城商行设立的准自然实验》,《经济学(季刊)》第1期,第221-246页。
- 9.胡振通、王亚华, 2018:《地下水超采综合治理的农户评价、原因分析与改进建议》,《中国人口·资源与环境》第10期,第160-168页。
- 10.蒋黎、王晓君, 2019:《环境质量与农业经济增长的内在关系探讨——基于我国31个省区面板数据的EKC分析》,《农业经济问题》第12期,第43-51页。
- 11.金涛, 2019:《中国粮食作物种植结构调整及其水土资源利用效应》,《自然资源学报》第1期,第14-25页。
- 12.李然、田代贵, 2016:《农业水价的困境摆脱与当下因应》,《改革》第9期,第107-114页。
- 13.廖永松, 2009:《灌溉水价改革对灌溉用水、粮食生产和农民收入的影响分析》,《中国农村经济》第1期,第39-48页。
- 14.刘世庆、许英明, 2012:《我国城市水价机制与改革路径研究综述》,《经济学动态》第1期,第91-95页。
- 15.刘维哲、唐漂、王西琴、王建浩, 2019:《农业灌溉用水经济价值及其影响因素——基于剩余价值法和陕西关中地区农户调研数据》,《自然资源学报》第3期,第553-562页。
- 16.刘莹、黄季焜、王金霞, 2015:《水价政策对灌溉用水及种植收入的影响》,《经济学(季刊)》第4期,第1375-1392页。
- 17.马九杰、崔怡、董翀, 2022:《信贷可得性、水权确权与农业节水技术投资——基于水权确权试点准自然实验的证据》,《中国农村经济》第8期,第70-92页。
- 18.牛坤玉、吴健, 2010:《农业灌溉水价对农户用水量影响的经济分析》,《中国人口·资源与环境》第20卷第9期,第59-64页。
- 19.孙小燕、刘雍, 2019:《土地托管能否带动农户绿色生产?》,《中国农村经济》第10期,第60-80页。
- 20.王垒、曲晶、赵忠超、丁黎黎, 2020:《组织绩效期望差距与异质机构投资者行为选择:双重委托代理视角》,《管理世界》第7期,第132-153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.魏琦、张斌、金书秦, 2018:《中国农业绿色发展指数构建及区域比较研究》,《农业经济问题》第 11 期,第 11-20 页。
- 23.武育旭、葛鹏飞、徐璋勇, 2019:《城镇化与农业全要素生产率提升:异质性与空间效应》,《中国人口·资源与环境》第 5 期,第 149-156 页。
- 24.徐依婷、穆月英、侯玲玲, 2022:《水资源稀缺性、灌溉技术采用与节水效应》,《农业技术经济》第 2 期,第 47-61 页。
- 25.夏莲、石晓平、冯淑怡、曲福田, 2013:《农业产业化背景下农户水资源利用效率影响因素分析——基于甘肃省民乐县的实证分析》,《中国人口·资源与环境》第 12 期,第 111-118 页。
- 26.杨骞、刘华军, 2015:《污染排放约束下中国农业水资源效率的区域差异与影响因素》,《数量经济技术经济研究》第 1 期,第 114-128 页、第 158 页。
- 27.姚鹏、张泽邦、孙久文、闫昊生, 2021:《城市品牌促进了城市发展吗?——基于“全国文明城市”的准自然实验研究》,《财经研究》第 1 期,第 32-46 页。
- 28.易福金、肖蓉、王金霞, 2019:《计量水价、定额管理还是按亩收费?——海河流域农业用水政策探究》,《中国农村观察》第 1 期,第 33-50 页。
- 29.于法稳, 2016:《习近平绿色发展新思想与农业的绿色转型发展》,《中国农村观察》第 5 期,第 2-9 页、第 94 页。
- 30.于法稳, 2018:《新时代农业绿色发展动因、核心及对策研究》,《中国农村经济》第 5 期,第 19-34 页。
- 31.赵会杰、于法稳, 2019:《基于熵值法的粮食主产区农业绿色发展水平评价》,《改革》第 11 期,第 136-146 页。
- 32.张宝山, 2016:《节水灌溉:助力现代农业发展》,《中国人大》第 14 期,第 38-39 页。
- 33.赵儒煜、刘派、王媛玉, 2021:《中国长期增长的经济逻辑——经济机制探索的经验总结》,《齐鲁学刊》第 1 期,第 113-131 页。
- 34.周曙东、张运华, 2004:《面向可持续发展的灌溉水价选择》,《农业技术经济》第 4 期,第 39-44 页。
- 35.周霞、李昕欣, 2021:《绿色农业生产水平的空间异质性分析:基于山东省 2010—2019 年的经验数据》,《经济与管理评论》第 6 期,第 152-164 页。
- 36.朱晶、李天祥、林大燕、钟甫宁, 2013:《“九连增”后的思考:粮食内部结构调整的贡献及未来潜力分析》,《农业经济问题》第 11 期,第 36-43 页、第 110-111 页。
- 37.Callaway, B. and A. P. H. C. Sant, 2020, “Difference-in-differences with Multiple Time Periods”, *Journal of Econometrics*, 225(2): 200-230.
- 38.Clément, D. C. and D. H. Xavier, 2020, “Two-way Fixed Effects Estimators with Heterogeneous Treatment Effects”, *American Economic Review*, 110(9): 2964-2996.
- 39.Fang, L. and F. P. Wu, 2020, “Can Water Rights Trading Scheme Promote Regional Water Conservation in China? Evidence from a Time-Varying DID Analysis”, *International Journal of Environmental Research and Public Health*, 17(18): 6679.

40.Fang, L. and L. Zhang,2020,“Does the Trading of Water Rights Encourage Technology Improvement and Agricultural Water Conservation?”, *Agricultural Water Management*, 233(2): 106097.

(作者单位: ¹曲阜师范大学经济学院;

²山东大学经济学院)

(责任编辑: 柳 荻)

Can Agricultural Water Rights Trade Promote Agricultural Green Development?

YAO Peng LI Huizhao

Abstract: Promoting agricultural green development is an important transition related to the adjustment of agricultural structure and production mode. Using the panel data of China's prefecture-level cities from 2015 to 2020, this article uses the difference-in-difference method to explore whether agricultural water rights trading system can promote the green development of regional agriculture. The study shows that agricultural water rights trading system with the function of increasing the opportunity cost of water use can significantly promote the green development of regional agriculture. The mechanism analysis shows that agricultural water rights trading system can promote the green development of agriculture by encouraging farmers to save water and improve the planting structure. The heterogeneity analysis shows that due to the different degree of marketization, economic development level and development orientation in different regions, the policy effect is heterogeneous, which means agricultural water rights trading system does not always promote the green development of agriculture. Therefore, this study believes that the promotion of agricultural water rights trading system is an important measure to realize the green development of agriculture in the new era of China. However, in the process of policy implementation, policymakers need to promote the implementation of agricultural water rights trading system according to local conditions.

Key words: Agricultural Green Development; Agricultural Water Rights Trading; Agricultural Water-saving; Planting Structure

规模经营与技术进步对农业绿色低碳发展的影响*

——基于设立粮食主产区的准自然实验

魏梦升¹ 颜廷武¹ 罗斯炫²

摘要：党的二十大报告明确了加快推动绿色发展、扎实推进乡村生态振兴、建设美丽中国的重大战略目标。农业绿色低碳发展是实现这一目标的必然选择，而实现“增产”与“减碳”双赢是推进农业绿色低碳发展的题中之义。为了揭示粮食主产区增产压力下的农业碳减排机制与路径，本文运用1999—2019年中国省级面板数据，以2004年国家设立13个粮食主产区为准自然实验，基于规模经营与技术进步的协同作用视角，对设立粮食主产区的碳减排效应开展实证考察。基准回归结果表明，设立粮食主产区虽然提高了农业碳强度，但对农业碳排放具有显著削减效应。影响机制分析发现：设立粮食主产区通过规模经营实现碳减排效应，劳动力转移对设立粮食主产区的碳减排效应具有调节作用；设立粮食主产区促进了技术进步，从而实现碳减排效应；规模经营与绿色技术进步具有协同效应，二者的协同作用强化了设立粮食主产区的碳减排效应。进一步分析表明，设立粮食主产区的碳减排效应主要通过降低化肥施用强度实现，而不是机械使用强度。地区异质性分析发现，设立粮食主产区在山东、黑龙江、江苏、辽宁4个省份具有更强的碳减排效应。据此，本研究为探索设立粮食主产区碳减排效应的作用机制和优化路径提供了经验证据。

关键词：碳减排效应 粮食主产区 规模经营 技术进步 绿色低碳发展

中图分类号：F323.2 **文献标识码：**A

一、引言

绿色是农业农村发展的鲜明底色。推动形成绿色低碳发展新格局，既有利于满足人民日益增长的美好生活需要，又有利于实现碳达峰碳中和的战略目标。党的二十大报告进一步指出协同推进降碳、

*本文研究受到教育部哲学社会科学研究重大课题攻关项目“乡村产业兴旺科技支撑的体制机制研究”（编号：21JZD030）的资助。感谢《中国农村经济》《中国农村观察》第六届“三农论坛”上徐志刚教授、曹建民教授和吴方卫教授的宝贵意见，同时感谢匿名审稿专家的建设性意见，文责自负。本文通讯作者：颜廷武。

减污、扩绿、增长，推进绿色低碳发展。同时，农业绿色发展是“十四五”时期生态文明建设的重要内容，也是农业供给侧结构性改革的必然要求。中国农业依靠资源消耗的粗放式发展没有得到根本性扭转，资源和环境对农业高质量发展的约束趋紧。乡村振兴必须守住生态安全底线，乡村生态环境保护任务仍然繁重（魏后凯，2022）。为此，党的二十大报告明确提出加快发展方式绿色转型，推动形成绿色低碳的生产方式，《“十四五”全国农业绿色发展规划》^①也明确提出主要农产品温室气体排放大幅度降低和农业用能效率提升等目标。在“双碳”目标下农业绿色发展的关键是实现农业碳减排，以低碳推动农业绿色转型已成为广泛共识（金书秦等，2021）。必须看到，农业生产本身也是二氧化碳排放的重要来源之一（何可等，2021）。国家统计局数据显示，2020年中国粮食播种面积占农作物总播种面积的69.7%^②，粮食产业碳减排无疑是农业减排固碳的重中之重（田云和尹恣昊，2022）。《中华人民共和国国民经济和社会发展第十四个五年规划和2035年远景目标纲要》中关于绿色生态指标也明确指出单位国内生产总值二氧化碳排放降低18%的目标^③。因此，探索一条兼顾粮食稳产增产和农业减排固碳双赢的绿色低碳转型之路，成为中国农业绿色低碳发展必须面对的巨大挑战。

规模经营与技术进步是实现绿色低碳发展的根本路径（邵帅等，2022）。现有文献探讨了农业规模经营对农业绿色低碳发展的作用机制，但关于农业规模经营与绿色低碳发展的确切关系尚未有定论。在宏观层面，有学者发现农业经营规模扩大会改变化肥和机械的使用强度，从而对农业绿色低碳发展产生负向影响（马贤磊等，2019）。然而，也有学者证明适度规模经营有利于农业绿色低碳发展（姜松等，2021）。在微观层面，大量学者基于农业规模经营视角，探讨农户绿色低碳生产行为的异质性。已有研究从碳足迹、化学品投入角度出发，发现粮食作物种植规模扩大会提高水肥利用效率，从而有助于实现农业绿色低碳发展（Pan et al., 2017; 徐湘博等，2022）。也有学者通过实证分析得出规模经营农户会投入更多化肥和农药的结论，即规模经营会对农业绿色低碳发展产生负面影响（田云等，2015）。部分研究还考察了农业规模经营对化肥农药减量的非线性动态影响，发现化肥农药投入强度与农业经营规模呈正U型关系（赵昶等，2021）。此外，也有学者基于技术进步视角，对农业绿色低碳发展相关问题开展研究。技术进步对农业绿色低碳发展具有关键作用，这一观点已经成为学界普遍共识（杨莉莎等，2019）。综合来看，现有研究普遍认为技术进步能减少农业化学品投入、提高能源和农机具使用效率，进而实现农业绿色低碳发展。

粮食主产区承担着粮食和重要农产品的稳产保供职能，其绿色低碳发展问题备受关注，已有学者分别对粮食主产区相关政策和农业碳减排开展了十分有益的探索，也有文献考察了设立粮食主产区对碳排放的影响，得出粮食主产区相关政策的实施具有碳减排效应，并发现增加粮食种植比例是一条农

^①参见《农业农村部 国家发展改革委 科技部 自然资源部 生态环境部 国家林草局关于印发〈“十四五”全国农业绿色发展规划〉的通知》，http://www.gov.cn/zhengce/zhengceku/2021-09/07/content_5635867.htm。

^②数据来源：国家统计局官网，<https://data.stats.gov.cn/easyquery.htm?cn=C01>。

^③资料来源：《（两会受权发布）中华人民共和国国民经济和社会发展第十四个五年规划和2035年远景目标纲要》，http://www.xinhuanet.com/2021-03/13/c_1127205564_2.htm。

业碳减排路径（杨晨等，2021）。然而，现有研究在深入揭示粮食主产区相关政策的碳减排机制方面存在不足。一是，鲜有研究综合分析粮食主产区相关政策的减碳机制，除规模经营之外，技术进步或者其他因素是否也能实现农业碳减排效应？在粮食主产区，农业生产的集聚特征更有可能发挥农机具和农业基础设施的技术效应，技术进步可能会加强粮食主产区的碳减排效应。二是，少有研究注意到规模经营与技术进步的相互促进关系。一个不容忽视的事实是，没有规模经营，粮食生产技术效率将大打折扣（高鸣和宋洪远，2014），缺乏恰当的农业技术，盲目扩大经营规模，必将带来生产效率的损失（Sheng et al., 2019）。因此，本文提出一个合理推测，粮食主产区可能通过规模经营与技术进步的协同作用实现“增产”和“减碳”目标双赢。并且，本文尝试探析规模经营与技术进步在农业绿色低碳发展中的作用机制，为推动中国粮食安全和农业绿色低碳发展提供依据。

鉴于此，本文以 2004 年国家设立 13 个粮食主产区为一项外部政策冲击准自然实验，从规模经营与技术进步的协同作用视角切入，解析设立粮食主产区的碳减排机制。相比于已有文献，本文创新之处有如下两点：其一，本文构建规模经营、技术进步以及二者协同作用的理论分析框架，分析劳动力转移的调节效应，以期更全面地阐释农业碳减排机制，为深入推进农业绿色低碳发展提供科学决策依据；其二，本文考察 13 个粮食主产区碳减排效应的异质性，对不同地区设立粮食主产区的碳减排效应开展规范识别与评价，准确评估碳减排作用方向，能够更合理地解释政策干预的异质性效果，有助于粮食主产区相关政策因地制宜地调整和完善。

综上，本文对粮食主产区相关政策是否具有“增产”和“减碳”双重效应开展分析，从理论和实证两个方面提供经验证据，为中国农业保障粮食安全和加快实现“双碳”目标提供了有益参考和政策启示。

二、政策回顾与碳减排逻辑

（一）粮食主产区相关政策回顾

粮食主产区肩负保障国家粮食安全的重大战略任务。中国未设立粮食主产区之前，城镇化、市场化导致粮食生产的区域格局发生了变化，农业生产方式也发生了深刻变革，耕地“非粮化”加剧。农业发展受到前所未有的冲击，特别是粮食安全受到威胁。1999—2003 年间，中国粮食生产出现连续下滑，粮食播种面积、单产和总产量全面下降；到 2003 年，粮食播种面积只有 9914 万公顷，比 1998 年减少了 12.6%（朱希刚，2004），长此以往，中国粮食安全将受到动摇。为保障粮食安全，2004 年国家通过行政干预设立 13 个省份为粮食主产区。事实上，在 2003 年底中国就明确界定，将黑龙江、辽宁、吉林、河南、湖北等 13 个省份作为粮食主产省份^①。此后，农业产业政策向粮食主产区倾斜。粮食主产区相关政策涵盖一揽子农业政策，大体可以概括为对粮食种植的支持和奖励，以及对粮食的收购等。具体包含以下 3 点：第一，政府对粮食种植户给予支持保护补贴、农机购置补贴、农业保险

^①参见《财政部关于印发〈关于改革和完善农业综合开发若干政策措施的意见〉的通知》，http://www.mof.gov.cn/gp/xxgk/ml/gjnyzhkfbgs/200806/t20080625_2502826.htm。

支持等优惠政策；第二，政府加强粮食主产区的农业综合开发，农业综合开发项目以改造中低产农田为重点任务，改善粮食主产区的农业基础设施；第三，政府实施粮食收储、产粮大县奖励、建设大型商品粮基地、健全粮食流通体系等一系列激励政策（蒋黎和朱福守，2015）。

根据国家统计局公开数据，2003—2021 年中国粮食产量实现“十八连丰”，2015—2021 年连续 7 年粮食产量保持在 0.65 万亿公斤以上，2021 年粮食主产区粮食播种面积占全国粮食作物播种面积的比例约为 75%，粮食产量占比超过 78%^①。这充分说明，粮食主产区在保障国家粮食安全方面发挥重要作用。自粮食主产区设立以来，农业政策和财政资金向粮食主产区倾斜（魏后凯和王业强，2012），粮食主产区农业生产活动也更为集中和频繁。为了保障粮食稳产增产，粮食主产区可能投入更多农业生产资料。因此，粮食主产区为中国粮食增产作出巨大贡献的同时，可能带来农业碳排放增长。从农业碳排放来源结构看，农业碳排放第一大来源是化学品投入（伍国勇等，2020），具体包括化学肥料、农药、农膜等农资。其中，施用化学肥料带来的农业碳排放比重最大。化肥也被称为“粮食的粮食”，粮食主产区增产可能在很大程度上依赖化肥大量施用。相关研究表明，化肥施用量对粮食产量的贡献达到 56.81%，中国每公顷耕地化肥施用量约为世界平均值的 3.9 倍（常佳悦等，2019）。为应对粮食增产带来的环境问题，中国颁布多项治理生态环境的农业政策，特别是 2013 年以来，中国形成针对农业环境污染的综合整治方案，具体措施包括节水灌溉工程、化肥农药零增长、畜禽粪污和农作物秸秆资源化等。那么，国家设立粮食主产区实现粮食增产的同时，究竟是增加还是减少了农业碳排放？其作用机制是什么？对这些问题学界尚未给出明确回答。因此，有必要针对粮食主产区碳减排问题开展理论分析和实证检验。

（二）实施粮食主产区相关政策的碳减排逻辑

从粮食主产区自身资源禀赋和政策目标方向的现实出发，本文构建粮食主产区相关政策的碳减排逻辑。首先，相较于非粮食主产区，优越的自然条件和政策的大力扶持，为粮食主产区农业规模经营创造了有利条件。粮食主产区，农业生产趋向规模化，种植结构趋向专业化，农业生产环节更容易实现专业分工。农业专业分工会产生规模经济效应，优化农业生产要素配置，实现农业技术和农业基础设施的共享。据此推断，粮食主产区可能通过规模经营获得规模经济效应，提高农业生产资料使用效率，从而实现农业碳减排^②。其次，由于农业政策支持和生产聚集特征，粮食主区内农机具等农业机械装备更有可能实现高效作业，即通过内嵌式环保技术达到精准施肥、科学施药、节水灌溉等效果，进而实现农业碳减排。最后，规模经营与技术进步二者之间并非相互独立，规模经营与技术进步之间若能产生正向交互影响，发挥协同作用，则能放大粮食主产区相关政策的碳减排效应。鉴于此，本文接下来从规模经营、技术进步以及两者的协同作用三个方面讨论设立粮食主产区的碳减排逻辑。

^①数据来源：《中国统计年鉴》（2004—2022 年，历年），<https://data.cnki.net/yearBook/single?id=N2022110021>。

^②本文考虑的粮食主产区相关政策主要涵盖对粮食作物生产的扶持和奖励政策，粮食主产区相关政策更有利于粮食作物规模经营，通过规模经营实现的碳减排必然主要得益于粮食作物生产而非经济作物生产。

1. 规模经营的碳减排逻辑。2004—2010 年间, 中国的农业综合开发项目重点扶持粮食主产区, 项目主要目标正是“化零为整”, 实现农业生产集中连片经营(许庆等, 2011)。粮食主产区相关政策不仅通过土地整治扩大农户地块规模, 还通过推进农业种植结构调整鼓励农户从多品种种植调整到单一粮食品种专业化种植, 从而实现主产区粮食连片规模经营(张露和罗必良, 2020)。总之, 粮食主产区相关政策极有可能促进粮食集约化生产, 粮食规模经营带来规模经济效应, 促进实现农业碳减排。劳动力转移也会深刻影响粮食规模经营。从短期来看, 劳动力转移可能导致农户投入过量化学品代替农业劳动投入。但是, 从长期来看, 随着劳动力转移不断深化, 农村剩余劳动力不断外流, 可以缓解粮食主产区农业生产内卷化(程名望等, 2015), 劳动力转移进一步促进土地流转, 有利于发展适度规模经营, 实现对粮食主产区化学品投入的削减作用(罗斯炫等, 2020)。综合上述分析, 本文认为, 粮食主产区相关政策可能促进粮食规模经营, 获得规模效应, 从而实现粮食主产区碳减排。并且, 劳动力转移可能对粮食主产区碳减排效应具有调节作用。

2. 技术进步的碳减排逻辑。在新古典经济学中, 索洛余值被定义为全要素生产率的增长率(Solow, 1957)。而农业全要素生产率增长反映技术进步, 技术进步是提高粮食主产区粮食和重要农产品稳定供给的关键因素之一(黄季焜等, 2009)。设立粮食主产区之前, 农业生产以分散细碎的方式为主, 农业技术发挥空间有限。有学者论证了中国 1999—2003 年农业技术推广和扩散并不成功, 造成技术进步与农业效率损失并存的现象(陈卫平, 2006)。但也有学者认为, 现代非农部门能以资本形式反哺农业部门, 从而促进农业部门技术进步(陈宗胜和黎德福, 2004)。设立粮食主产区之后, 粮食主产区相关政策也促进了主区内全要素生产率(total factor productivity, 简称 TFP)提升(Allan et al., 2006), 农业科技在粮食主区内得到了更广泛的推广和应用, 例如, 新品种培育、化肥减施技术、生物农药技术、秸秆还田技术等。更重要的是, 粮食主区内投入的先进农机具装备具有高效作业功能和内嵌式环保技术(孙杰等, 2019), 通过农机具提供的精准施肥、施药与节水灌溉提高农资利用效率, 有利于实现粮食主产区的碳减排。

3. 基于规模经营与技术进步协同作用的碳减排逻辑。早有研究表明, 规模经营与技术进步的协同作用能实现环境与经济兼容发展(董直庆等, 2014)。粮食主产区的规模经营与技术进步并非相互独立。首先, 随着“刘易斯拐点”到来和人口红利消失, 中国粮食主产区农业发展必然走向专业化, 粮食主产区相关政策促进主区内作物种植结构“趋粮化”(仇童伟和罗必良, 2018)。粮食规模经营降低机械替代劳动的难度, 同时为绿色低碳技术应用提供有利条件。其次, 技术进步可促进农业生产可分性, 农业分工会正向影响农业规模经营, 这说明粮食主产区技术进步也可正向影响农业规模经营(何秀荣, 2016)。由此可见, 粮食规模经营与技术进步可能互相促进, 二者的协同作用共同促使粮食主产区实现碳减排。

综上所述, 本文构建设立粮食主产区实现农业碳减排的理论分析框架, 如图 1 所示。

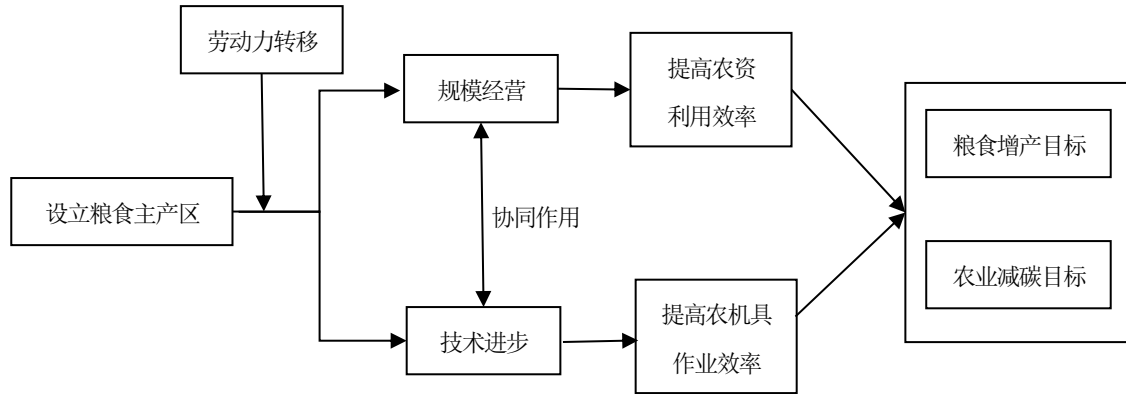


图1 粮食主产区农业碳减排理论分析框架

据此，本文提出如下 5 个研究假说。

- H1：设立粮食主产区能够有效减少粮食主产区的农业碳排放。
H2：设立粮食主产区通过促进农业规模经营实现农业碳减排。
H3：设立粮食主产区的碳减排效应受到劳动转移调节作用的影响。
H4：设立粮食主产区促进技术进步，进而实现农业碳减排。
H5：规模经营与技术进步相互促进，协同实现粮食主产区的农业碳减排。

三、研究设计与特征事实

（一）变量选取

1.被解释变量。本文被解释变量为农业碳排放和农业碳强度。农业碳排放是指单位面积农业生产带来的碳排放（吨/公顷），农业碳强度是指单位产值带来的碳排放（吨/万元）。具体测算时，参考《2006 年 IPCC 国家温室气体清单指南》^①中的系数指标，借鉴田云和尹忞昊（2022）构建的农业碳排放测算体系，本文把农业碳排放范畴定义为农业物资投入、农业能源使用、水稻种植和畜禽养殖四个方面。鉴于畜禽养殖种类繁多，统计数据严重缺失，本文中的农业碳排放测算聚焦种植业领域。种植业碳排放来源包括三个方面：一是农资投入，包括化肥、农药、农膜在生产使用过程中带来的碳排放；二是农业能源使用，包括农业机械使用（主要为农用柴油）和农业灌溉用电带来的碳排放；三是农业翻耕导致土壤中有有机碳流失带来的碳排放。本文参考李波等（2011）的做法，设定如下农业碳排放测算公式：

$$DNTP = (\sum P_i \times T_i) / area \quad (1)$$

^①资料来源：《2006 年 IPCC 国家温室气体清单指南》，<https://www.ipcc.ch/report/2006-ipcc-guidelines-for-national-greenhouse-gas-inventories/>。

(1) 式中: $DNTP$ 表示农业碳排放; P_i 表示第 i 类碳源的碳排放系数^①; T_i 表示第 i 类碳源消耗的绝对量; $(\sum P_i \times T_i)$ 表示各碳源的碳排放加总量; $area$ 表示农作物总播种面积。

本文参考伍国勇等 (2020) 的做法, 设定如下农业碳强度测算公式:

$$TQD = (\sum P_i \times T_i) / TOVA \quad (2)$$

(2) 式中: TQD 表示农业碳强度; $TOVA$ 表示种植业总产值; 其他符号含义与 (1) 式中保持一致。

2. 核心解释变量。本文把设立粮食主产区作为一项准自然实验, 以 2004 年为处理发生的时间点。本文核心解释变量为设立粮食主产区 ($treat_i$), 表示地区是否被设为粮食主产区。若第 i 个地区为粮食主产区, $treat_i$ 取值为 1; 反之, 则 $treat_i$ 取值为 0。 $post_t$ 表示设立粮食主产区前后年份虚拟变量, 当 $t \geq 2004$ 时时, $post_t$ 取值为 1; 反之, 则 $post_t$ 取值为 0。 $treat_i$ 与 $post_t$ 交乘项的系数反映设立粮食主产区的处理效应。为便于表述, 以下本文将 $treat_i \times post_t$ 简称为政策交乘项。

3. 控制变量。由于农业碳排放和农业碳强度在不同农业经济发展水平下具有明显异质性, 为使处理组省份和控制组省份农业碳排放和农业碳强度具有可比性, 本文选取的控制变量包括产业结构、农业经济发展水平、城镇化率、人均地区生产总值、滞后一期的粮食单产、农业劳动力数量、农村劳动力平均受教育年限、土壤质量、农田灌溉条件和受灾率。产业结构用第一产业生产总值占地区生产总值的比例表征; 农业经济发展水平用农林牧渔总产值与农村地区总人口的比值表征; 城镇化率用各地区城镇人口占总人口的比例表征; 人均地区生产总值以其平方值纳入模型, 原因是随人均地区生产总值不断增长, 农业碳排放和农业碳强度可能呈现先增后减的趋势 (颜廷武等, 2014); 滞后一期的粮食单产用滞后一期的粮食总产量与滞后一期的粮食播种面积比值表征; 农业劳动力数量用第一产业从业人数表征; 农村劳动力平均受教育年限采用加权平均法计算, 本文把受教育程度为不识字或识字很少、小学、初中、高中、中专、大专以及大专以上 6 个层级分别赋值受教育年限为 0 年、6 年、9 年、12 年、12 年、15 年, 再计算加权平均值得到农村劳动力平均受教育年限; 土壤质量用水土流失面积表征; 农田灌溉条件用有效灌溉面积表征; 受灾率用农业受灾面积占农作物总播种面积的比例表征。

4. 机制分析变量。根据相关理论和已有文献, 本文选取农业规模经营、劳动力转移和技术进步作为机制分析变量。借鉴杨晨等 (2021)、田晓晖等 (2021) 的做法, 农业规模经营用粮食播种面积占农作物总播种面积的比例表征, 反映粮食经营规模变化^②。鉴于现有年鉴资料中没有农村劳动力外流情况相关宏观统计数据, 本文参考李谷成等 (2018) 的做法, 采用第一产业从业人数占总从业人数的

^①化肥、农药、农膜、农用柴油、灌溉用电和翻耕的农业碳排放系数分别为 0.8956 千克/千克、4.9341 千克/千克、5.18 千克/千克、0.5927 千克/千克、19.8575 千克/公顷和 312.6 千克/公顷。

^②在农业规模经营的变量测度上, 鉴于人均经营耕地面积指标在《中国统计年鉴》《中国农村统计年鉴》仅更新到 2012 年, 本文以人均经营耕地面积 (1999—2012 年) 表征农业经营规模, 并做了稳健性检验。替换新变量的回归结果表明, 本文关于农业碳减排效应的作用机制的回归结果比较稳健。

比例反向表征劳动力转移。本文选取机械化水平与绿色技术进步作为技术进步的代理变量。机械化水平用农业机械总动力与第一产业从业人数的比值来表征，即农业劳均机械总动力。本文参考陈诗一（2010）的研究，把种植业总产值作为期望产出，农业碳排放作为非期望产出，两者共同作为产出指标，并选取农业劳动力投入（第一产业从业人数）、土地投入（农作物总播种面积）、机械投入（农业机械总动力）、化肥投入（化肥折纯量）和灌溉投入（有效灌溉面积）5个投入指标。本文运用序列 DEA 方法^①，把 13 个省级单位当作决策单元，测算绿色技术进步。

5.其他变量。本文还在模型中纳入其他变量：化肥施用强度用化肥折纯量与种植业播种面积的比值表征，机械使用强度用农业机械总动力与种植业播种面积的比值表征。

（二）数据来源

本文使用 1999—2019 年中国省级数据，包括 31 个省份 21 年的连续面板观测数据。数据来源如下：各地区农用化肥施用量（按折纯法计算）、农药使用量、农膜使用量、农用柴油使用量、农作物总播种面积、粮食播种面积、有效灌溉面积、种植业总产值、农林牧渔总产值、粮食总产量、农村地区总人口、农村劳动力受教育年限、水土流失面积、农业受灾面积、农业机械总动力、农林牧渔总产值指数及种植业总产值指数来自 2000—2020 年《中国农村统计年鉴》。各地区第一产业从业人数、城镇人口、总人口、地区生产总值、消费者价格指数均来自国家统计局^②。为消除通货膨胀的影响，本文对相关指标做平减处理。其中，本文以 1999 年为基期的消费者价格指数对地区生产总值做平减，以农林牧渔总产值指数对农林牧渔总产值做平减，以种植业产值指数对种植业总产值做平减。各变量描述性统计结果如表 1 所示。

表 1 变量描述性统计

变量名称	单位	均值	标准差	最小值	最大值
农业碳排放	吨/公顷	0.843	0.238	0.458	1.693
农业碳强度	吨/万元	0.480	0.269	0.111	1.548
设立粮食主产区		0.419	0.494	0.000	1.000
产业结构	%	29.273	14.750	2.735	71.285
农业经济发展水平	万元/人	1.094	0.824	0.130	4.091
城镇化率	%	51.009	15.259	20.714	94.151
人均地区生产总值	万元/人	16.952	30.939	0.065	270.810
滞后一期的粮食单产	千克/公顷	4921.482	1117.463	2405.547	14183.3
农村劳动力数量	万人	961.054	738.111	37.090	3564.000
农村劳动力平均受教育年限	年	7.977	1.142	2.457	10.446
土壤质量	万公顷	301.296	287.575	0.000	1462.500

^①需要说明的是，本文运用 MaxDEA6.0 软件，先基于混合距离函数 SBM 模型下的 Malmquist-Luenberger 指数核算出绿色全要素生产率，再分解出技术进步（technology change，简称 TC）。

^②数据来源：国家统计局网站，<http://www.stats.gov.cn/tjsj/ndsj/>。

表1 (续)

农田灌溉条件	万公顷	194.423	151.520	10.924	617.759
受灾率	%	23.596	16.224	0.000	0.936
农业规模经营	公顷	0.154	2.317	0.017	93.561
劳动力转移	%	40.397	16.627	1.907	81.834
绿色技术进步		2.032	0.909	1.000	6.124
机械化水平	千瓦时/人	3.230	2.526	0.383	35.366
化肥施用强度	吨/公顷	0.331	0.121	0.108	0.751
机械使用强度	千瓦时/公顷	5.657	3.317	1.204	24.626

(三) 特征事实

在构建计量模型之前,本文先通过特征事实分析,从整体上观察中国农业碳排放和农业碳强度变化情况,并以2004年设立粮食主产区为时间节点,对比分析设立粮食主产区前后的农业碳排放和农业碳强度情况。图2展示了1999—2019年中国农业碳排放趋势,图3展示了1999—2019年中国农业碳强度趋势。

图2显示,1999—2019年间,从整体趋势来看,非粮食主产区的农业碳排放高于粮食主产区,并且两者之间差距不断拉大。2004年以前,粮食主产区和非粮食主产区的农业碳排放几乎呈同步增长趋势;2004年设立粮食主产区之后,非粮食主产区农业碳排放仍保持较高增长速度,相比较而言,粮食主产区农业碳排放增长速度却显著下降。甚至在2014年之后,粮食主产区农业碳排放呈现明显下降趋势。这表明,粮食主产区的集中生产方式并没有在单位面积上产生更多的农业碳排放绝对量。

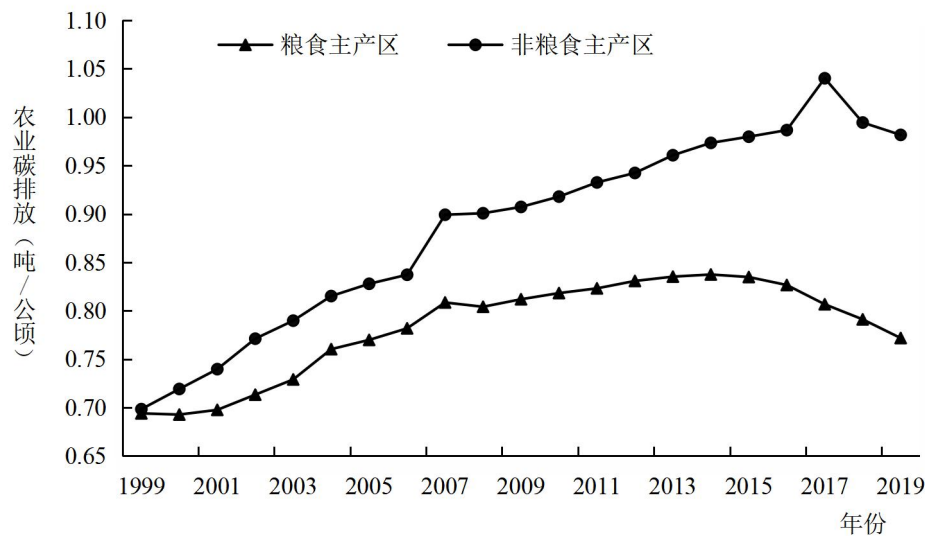


图2 1999—2019年中国农业碳排放情况

图3显示,1999—2019年,从整体趋势来看,粮食主产区的农业碳强度始终高于非粮食主产区。2004年之前,粮食主产区和非粮食主产区的农业碳强度都较高,且二者之间有明显差距。但2004年之后,粮食主产区和非粮食主产区的农业碳强度下降速率变快,且2005—2009年,粮食主产区和非

粮食主产区的农业碳强度差距快速缩小。2010—2019 年，粮食主产区和非粮食主产区的农业碳强度下降速度变缓，二者之间农业碳强度相差较少。粮食主产区农业碳强度始终高于非粮食主产区这一状况说明，粮食主产区内的农业活动在单位产值上产生了更多的碳排放量。究其原因，相较于粮食主产区，非粮食主产区种植经济作物的比例更大，经济作物往往比粮食作物具有更高附加值，从而降低了农业碳强度。

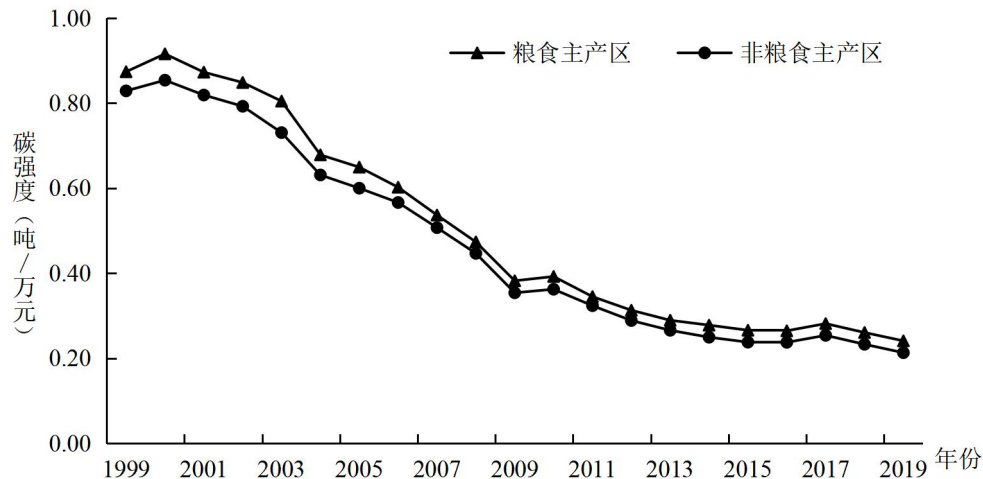


图3 1999—2019年中国农业碳强度情况

综合图2和图3可以看出，1999—2019年，中国农业碳排放整体呈现波动上升趋势，相较于非粮食主产区，粮食主产区在单位面积上的碳排放量更少，说明粮食主产区没有因为粮食稳产增产而产生更多的农业碳排放量。中国农业碳强度整体上呈现明显下降趋势，但粮食主产区在单位产值上的碳排放量始终高于非粮食主产区。本文特征事实分析结果与伍国勇等（2020）、田云和尹恣昊（2022）等研究结果基本一致。

（四）识别策略

就粮食主产区相关政策识别而言，准确估计粮食安全相关政策对碳排放影响的“净效应”较为困难。原因有以下3点：其一，粮食主产区相关政策从制定到发布再到施行，往往具有时滞效应，可能导致粮食主产区相关政策评估出现偏差；其二，近20年来，以粮食安全为导向的农业政策层出不穷，本文难以将粮食主产区相关政策一一剥离、分门别类地开展识别和估计；其三，因为大多数农业政策或多或少与宏观经济指标存在高度关联性，因此本文在构建实证模型时，必须尽可能地避免因遗漏变量和反向因果等产生的内生性问题。

为有效解决上述难点问题，本文将2004年国家设立13个粮食主产区这一事件作为识别因果关系的宝贵契机。选择这一事件的原因主要有如下3点：其一，在所有农业政策中，设立粮食主产区是保障国家粮食安全重大战略目标的代表性政策（罗斯炫等，2020）；其二，设立粮食主产区政策的内涵极其丰富，除了从行政区域上划分粮食主产区和非粮食主产区之外，还包括保障粮食安全的一揽子政策措施，而这些政策作用方向具有一致性，这可以为识别和剥离设立粮食主产区的处理效应提供条件。

和便利；其三，其余面向全国的普惠性农业政策不会对粮食主产区和非粮食主产区碳减排效应的组间差异造成干扰，换言之，设立粮食主产区相对于某个地区来说是外生的，这一定程度上避免了反向因果产生的内生性问题。

1. 基准回归模型。本文将设立粮食主产区作为一次外部冲击的准自然实验，以 2004 年为政策干预时间节点，把全国 31 个省份分为实验组和控制组。具体而言，13 个粮食主产区省份被归为实验组，分别为黑龙江、吉林、辽宁、内蒙古、河北、河南、山东、江苏、安徽、江西、湖北、湖南、四川，其他 18 个省份被归为控制组。本文利用 1999—2019 年 21 期 31 个省份的面板数据，构建 2004 年前后处理组和控制组的“反事实”，借助双重差分法控制省份固定效应和年份固定效应，消除处理组和控制组之间因地区和时间不同造成的经济发展、气候地貌等差异的影响，并在模型中加入一系列控制变量。因此，本文构建双重差分模型，模型设定如下：

$$Y_{it} = \alpha_1 + \beta_1(treat_i \times post_t) + \gamma_1 X_{it} + \mu_i + \delta_t + \varepsilon_{it} \quad (3)$$

(3) 式中： Y_{it} 表示第 i 个省份 t 时期的农业碳排放或农业碳强度。 $treat_i$ 为地区虚拟变量，表示第 i 个省份是否为粮食主产区。当省份 i 为粮食主产区时，变量取值为 1；反之，则取值为 0。 $post_t$ 表示设立粮食主产区时间节点的虚拟变量。当 $t \geq 2004$ 时，取值为 1；反之，则取值为 0。 X_{it} 表示一系列农业生产相关控制变量， μ_i 表示省份固定效应， δ_t 表示年份固定效应， ε_{it} 表示随机误差项， α_1 表示常数项， β_1 和 γ_1 为待估计参数。(3) 式控制双向固定效应之后，待估计参数 β_1 为设立粮食主产区对农业碳排放影响的净效应。

2. 平行趋势检验与政策动态效应分析。为保证双重差分模型能真正识别设立粮食主产区与农业碳减排的因果关系，基准回归结果成立就必须保证在政策实施前处理组和控制组具有相同的趋势。本文参考 Moser and Voena (2012) 的做法，运用事件研究法开展平行趋势检验，并进一步分析粮食主产区相关政策的动态影响。具体做法是：先以设立粮食主产区的当期（2004 年）为基准组，检验若未实施粮食主产区相关政策，处理组和控制组在时间趋势上的变动是否具有一致性，再生成政策实施当期和后 15 期年份虚拟变量和政策虚拟变量的交乘项，来分析政策处理效应的动态变化情况。模型形式设定如下：

$$Y_{it} = \alpha_2 + \sum_{t=1}^5 \beta_{pret} D_{pret} + \beta_{current} D_{current} + \sum_{s=1}^{15} \beta_{posts} D_{posts} + \gamma_2 X_{it} + \mu_i + \delta_t + \varepsilon_{it} \quad (4)$$

(4) 式中： D_{pret} 、 $D_{current}$ 、 D_{posts} 分别表示设立粮食主产区的前 5 期、设立当期以及之后 15 期的年份虚拟变量分别与对应 $treat_i$ 变量的交乘项，年份虚拟变量和政策虚拟变量的交乘项； β_{pret} 、 $\beta_{current}$ 、 β_{posts} 分别为对应估计系数； α_2 表示常数项； γ_2 为待估计参数；其他符号含义与 (3) 式中相同。

3. 规模经营机制检验。如果粮食主产区相关政策能够实现粮食主产区碳减排，那么粮食主产区如何能够在粮食增产压力下发挥政策的碳减排效应？从理论分析来看，粮食主产区极有可能通过规模经

营实现农业碳减排，故本文将从规模经营视角开展机制检验。首先，为检验设立粮食主产区是否通过规模经营获得规模效应以实现碳减排，本文在基准回归模型的基础上做出调整，构建两个模型，模型形式设定如下：

$$scale_{it} = \alpha_3 + \beta_2(treat_i \times post_t) + \gamma_3 X_{it} + \mu_i + \delta_t + \varepsilon_{it} \quad (5)$$

$$Y_{it} = \alpha_4 + \beta_3(treat_i \times post_t) + \beta_4 scale_{it} + \gamma_4 X_{it} + \mu_i + \delta_t + \varepsilon_{it} \quad (6)$$

(5) 式和 (6) 式中： $scale_{it}$ 表示农业规模经营； α_3 、 α_4 表示常数项； β_2 、 β_3 、 β_4 、 γ_4 均为待估计参数；其他符号含义与 (3) 式中相同。

本文基于劳动力转移视角，进一步分析设立粮食主产区的碳减排效应。随着中国经济不断发展和城镇化进程不断加快，劳动力转移正是实现规模经营的主要前提和重要基础。本文考虑劳动力转移与农业碳排放往往存在非线性关系，在模型中加入劳动力转移变量的平方项，检验劳动力转移对设立粮食主产区碳减排效应的调节作用。本文构建三重差分模型，模型形式设定如下：

$$Y_{it} = \alpha_5 + \beta_5 DID_{it} + \omega DID_{it} \times transfer_{it} + \theta transfer_{it} + \gamma_5 X_{it} + \mu_i + \delta_t + \varepsilon_{it} \quad (7)$$

$$Y_{it} = \alpha_6 + \beta_6 DID_{it} + \omega DID_{it} \times transfer_{it} + \theta transfer_{it} + \kappa transfer_{it}^2 + \tau(DID_{it} \times transfer_{it}^2) + \gamma_6 X_{it} + \mu_i + \delta_t + \varepsilon_{it} \quad (8)$$

(7) 式和 (8) 式中： DID_{it} 表示 $treat_i \times post_t$ ，即政策交乘项； $transfer_{it}$ 表示劳动力转移； $transfer_{it}^2$ 表示劳动力转移的平方项； α_5 、 α_6 表示常数项； β_5 、 β_6 、 ω 、 θ 、 κ 、 τ 、 γ_5 、 γ_6 均为待估计参数；其他符号含义与 (3) 式中相同。

4. 技术进步机制检验。除规模经营之外，技术进步可能同样能够具有碳减排效应。从国家对生态保护和农业绿色低碳发展的总体要求来看，在粮食主产区内，技术进步必然体现在农机具作业效率的提升上，即通过内嵌式环保技术实现农业生产资料的高效利用。为检验技术进步对设立粮食主产区的碳减排效应，本文构建如下模型：

$$M_{it} = \alpha_7 + \beta_7(treat_i \times post_t) + \gamma_7 X_{it} + \mu_i + \delta_t + \varepsilon_{it} \quad (9)$$

$$Y_{it} = \alpha_8 + \beta_8(treat_i \times post_t) + \beta_9 M_{it} + \gamma_8 X_{it} + \mu_i + \delta_t + \varepsilon_{it} \quad (10)$$

(9) 式和 (10) 式中： M_{it} 表示技术进步，以绿色技术进步和机械化水平两个变量表征； α_7 、 α_8 表示常数项； β_7 、 β_8 、 β_9 、 γ_7 、 γ_8 均为待估计参数；其他符号含义与 (3) 式中相同。

5. 协同作用机制检验。规模经营与技术进步若都能实现粮食主产区内农业生产的碳减排，规模经营与技术进步两者之间是否存在协同作用？为探究规模经营与技术进步的互动关系，本文构建如下两个模型：

$$M_{it} = \alpha_9 + \beta_{10} scale_{it} + \gamma_9 X_{it} + \mu_i + \delta_t + \varepsilon_{it} \quad (11)$$

$$scale_{it} = \alpha_{10} + \beta_{11}M_{it} + \gamma_{10}X_{it} + \mu_i + \delta_t + \varepsilon_{it} \quad (12)$$

(11) 式和 (12) 式中: α_9 、 α_{10} 表示常数项; β_{10} 、 β_{11} 、 γ_9 、 γ_{10} 为待估计参数; 其他符号含义与 (3) 式相同。

四、回归结果与分析

(一) 基准回归结果

本文在使用双重差分法的基础上, 控制双重固定效应, 包括省份固定效应和年份固定效应。基准回归结果如表 2 所示。

表 2 设立粮食主产区的碳减排效应基准回归结果

变量或指标名称	农业碳排放				农业碳强度			
	回归 1		回归 2		回归 3		回归 4	
	系数	标准误	系数	标准误	系数	标准误	系数	标准误
政策交乘项	-0.086***	0.014	-0.064***	0.014	0.032*	0.020	0.052***	0.022
产业结构			-0.259***	0.063			0.040	0.177
农业经济发展水平			0.031***	0.014			0.003	0.018
城镇化率			-1.836***	0.228			-0.886***	0.231
人均地区生产总值的平方项			0.048***	0.017			-0.107***	0.019
滞后一期的粮食单产			0.206***	0.045			-0.054	0.051
农业劳动力数量			0.019	0.025			0.098***	0.042
农村劳动力平均受教育年限			-0.050	0.057			0.116	0.163
土壤质量			0.018**	0.007			0.018	0.014
农田灌溉条件			-0.010	0.032			0.039	0.027
受灾率			0.005	0.025			0.050	0.038
常数项	0.870***	0.005	-0.067	0.397	0.647***	0.007	0.530	0.570
年份固定效应	已控制		已控制		已控制		已控制	
省份固定效应	已控制		已控制		已控制		已控制	
观测值数	651		630		651		630	
R ²	0.907		0.933		0.863		0.884	

注: ①***、**和*分别表示 1%、5%和 10%的显著性水平; ②由于样本期内上海市土壤质量变量值均为 0, 损失 21 个观测值, 因此, 回归 2、回归 4 最终观测值数为 630 个; ③标准误为稳健标准误。

表 2 回归 1 和回归 2 为设立粮食主产区对农业碳排放影响的估计结果。由回归 1 和回归 2 结果可知, 不论模型中是否加入控制变量, 政策交乘项在 1%统计水平上显著, 且系数方向为负。这一结果表明, 设立粮食主产区对农业碳排放具有显著削减作用, 即假说 H1 得以验证。对比回归 1 和回归 2 结果可知, 政策交乘项估计系数值从-0.086 变为-0.064, 说明回归 2 中加入控制变量可以有效地减少遗漏变量导致的估计偏误。

由回归 3 和回归 4 结果可知：当不加入控制变量时，政策交乘项变量在 10%统计水平上显著，且系数方向为正；当加入控制变量时，政策交乘项变量在 1%统计水平上显著，且系数方向为正，说明设立粮食主产区会正向影响农业碳强度。设立粮食主产区导致农业碳强度增加的可能原因是粮食价格多年维持低位徘徊，粮食主产区以粮食种植为主，种植收益不高，并且种植业总产值未体现粮食补贴。相反地，非粮食主产区种植经济作物比例高可以带来更高的经济收益，从而降低农业碳强度。

（二）平行趋势检验

平行趋势检验是指在控制一系列可观测因素前提下，若未设立粮食主产区，处理组和控制组的农业碳排放和农业碳强度具有相同变化趋势，用来检验双重差分模型估计结果是否真实反映粮食主产区政策与农业碳减排的因果关系。图 4 和图 5 为平行趋势检验与处理效应动态变化趋势图。

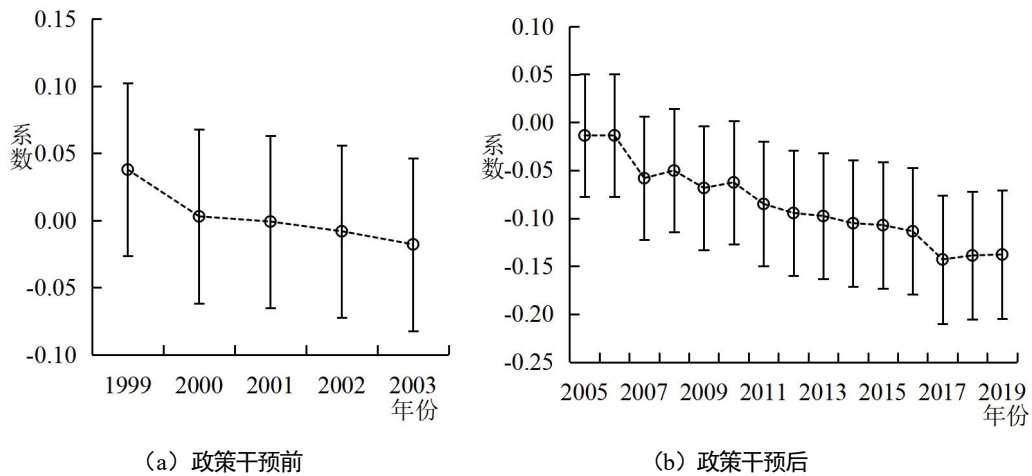


图 4 平行趋势检验与处理效应动态变化趋势：农业碳排放

注：①竖线表示参数的 90%置信区间；②事件分析法以政策实施当期（2004 年）为基期。

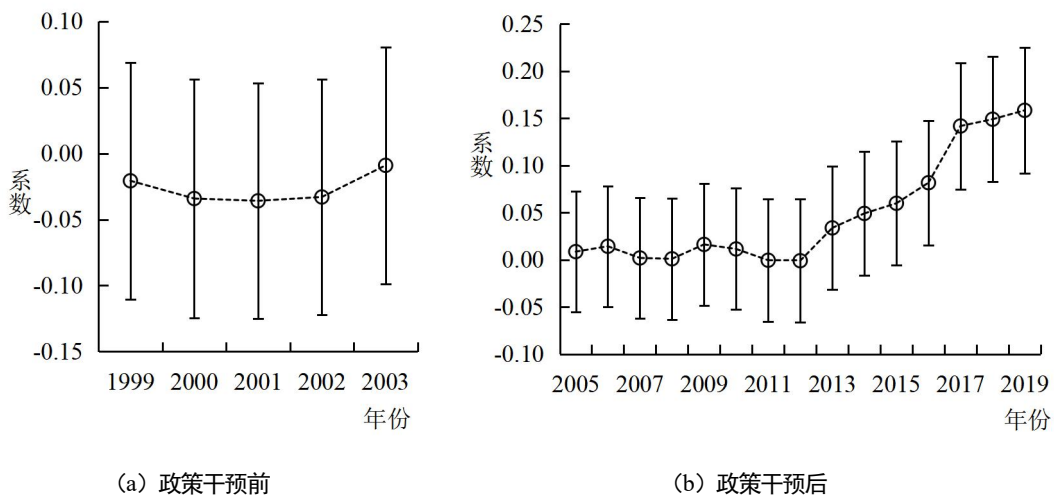


图 5 平行趋势检验与处理效应动态变化趋势：农业碳强度

注：①竖线表示参数的 90%置信区间；②事件分析法以政策实施当期（2004 年）为基期。

由图 4 和图 5 可知,无论是对农业碳排放还是对农业碳强度而言,1999—2003 年系数 β_{pret} 一直在 0 值徘徊,说明在设立粮食主产区之前,处理组和控制组之间具有可比性,因此,本文暂未发现违背平行趋势检验的证据。由表 3 可知,无论是否加入控制变量,在 1999—2003 年粮食主产区相关政策实施之前,估计系数均联合不显著,说明政策实施前处理组和控制组之间不存在趋势上的差异。在 2005—2019 年粮食主产区相关政策实施之后,设立粮食主产区和年份虚拟变量交乘项通过了 1%水平的联合显著性检验,这一结果佐证了平行趋势检验的合理性。

表 3 政策实施时点前后不同时期的联合假设检验结果

时间区间和原假设	被解释变量	未加入控制变量		加入控制变量	
		F 统计量	p 值	F 统计量	p 值
政策实施前: 1999—2003 年 $H_0: \beta_{pre5} = \dots = \beta_{pre1} = 0$	农业碳排放	0.69	0.631	0.66	0.650
	农业碳强度	0.24	0.944	0.21	0.956
政策实施后: 2005—2019 年 $H_0: \beta_{post1} = \dots = \beta_{post15} = 0$	农业碳排放	4.29	0.000	2.76	0.000
	农业碳强度	1.13	0.329	2.37	0.000

(三) 政策动态效应

基准回归结果表明,设立粮食主产区对农业碳排放具有显著的削减效应。本文运用事件分析法进一步分析政策效果的时变效应,讨论自 2004 年以来粮食主产区相关政策效果具体如何变化。

如图 4 所示,对于农业碳排放而言,2005—2019 年间估计系数 β_{posts} 整体呈现出较为均匀的波动下降趋势。具体趋势分析如下:第一阶段为 2005—2007 年,粮食主产区相关政策的碳减排效应加速下降,这一趋势说明设立粮食主产区后,政策的碳减排作用立竿见影;第二阶段为 2008—2014 年,估计系数 β_{posts} 保持持续下降趋势,说明在全球经济危机和粮食价格大起大落背景下,国家设立粮食主产区不但保障了粮食安全,而且具有碳减排效应;第三阶段为 2015—2019 年,估计系数 β_{posts} 仍然处在下降趋势。这说明在 2015 年原农业部印发《到 2020 年化肥使用量零增长行动方案》和《到 2020 年农药使用量零增长行动方案》政策背景下^①,不仅化肥农药可以实现减量,而且设立粮食主产区的碳减排效应也非常明显。

如图 5 所示,对于农业碳强度而言,2005—2019 年间,粮食主产区相关政策的碳减排效应先保持基本稳定,随后出现上升趋势。具体趋势分析如下:第一阶段为 2005—2011 年,这一时段粮食主产区政策对农业碳强度基本无显著影响;第二阶段为 2012—2019 年,粮食主产区相关政策的碳减排效应开始逐年上升,说明设立粮食主产区会正向影响农业碳强度。

从现实情况来看,粮食主产区以种植粮食作物为主,而粮食作物种植效益偏低已经成为不争的事

^①参见《农业部关于印发〈到 2020 年化肥使用量零增长行动方案〉和〈到 2020 年农药使用量零增长行动方案〉的通知》, http://www.moa.gov.cn/nybgb/2015/san/201711/t20171129_5923401.htm。

实^①。《全国农产品成本收益资料摘要》数据显示,2004—2019年间,三大粮食作物净利润由每亩196.5元降低到每亩-30.53元。并且,2016—2019年间,三大粮食作物净利润连续4年出现亏损^②。由此,本文可以合理推断,相较于非粮食主产区,粮食主产区农业总产值增长率赶不上农业碳排放绝对量增长率,从而导致粮食主产区相关政策提高了农业碳强度。

五、碳减排机制检验

(一) 规模经营的碳减排机制检验结果

表4回归1结果显示,设立粮食主产区能显著促进粮食规模经营。表4中回归2估计结果表明,粮食规模经营有助于实现农业碳减排。结合基准回归模型估计结果,政策交乘项估计系数绝对值从0.064变为0.028,这说明理论分析中规模效应的碳减排机制得到验证,即假说H2得证。另外,表4中回归3结果显示,粮食规模经营对农业碳强度并无显著影响。借鉴Heckman et al. (2013)的方法,本文进一步量化粮食规模经营对实现农业碳减排的影响大小,估计参数 $(\hat{\beta}_3 \times \hat{\beta}_2)$ 与 $\hat{\beta}_1$ 的比值即农业规模经营影响农业碳减排作用大小。结果表明,粮食主产区相关政策碳减排作用的56.28%能由农业规模经营来解释。

表4 规模经营影响机制的模型估计结果

变量或指标名称	农业规模经营 回归1		农业碳排放 回归2		农业碳强度 回归3	
	系数	标准误	系数	标准误	系数	标准误
政策交乘项	0.073***	0.009	-0.028**	0.014	0.047**	0.022
农业规模经营			-0.494***	0.072	0.071	0.081
常数项	0.571***	0.258	0.215	0.376	0.489	0.575
控制变量	已控制		已控制		已控制	
年份固定效应	已控制		已控制		已控制	
省份固定效应	已控制		已控制		已控制	
观测值数	630		630		630	
R ²	0.903		0.940		0.884	

注:①***和**分别表示1%和5%的显著性水平;②标准误为稳健标准误;③控制变量与表2相同。

本文基于劳动力转移视角,对粮食主产区碳减排机制做进一步分析。表5回归1结果显示,劳动力转移的三重交乘项在1%统计水平上显著,且系数方向为正,说明劳动力转移效应越强,粮食主产区相关政策对农业碳排放的削减作用越大。表5回归2结果显示,劳动力转移平方项三重交乘项在1%统计水平上显著,且系数方向为负,说明劳动力转移对粮食主产区相关政策的调节作用具有非线性特

^①资料来源:《中央一号文件解读:怎样实现良田全部种粮?》, http://www.moa.gov.cn/ztlz/jj2022zyyhwj/wjjd_29031/202/t20220223_6389342.htm。

^②数据来源:《全国农产品成本收益资料摘要2021》, <https://data.cnki.net/v3/Trade/yearbook/single/N2021120016?zcode=Z009>。

征。综合表 5 回归 1 和回归 2 结果可知，设立粮食主产区的碳减排效应随劳动力转移呈现为有拐点的正 U 型非线性特征。具体分析如下：越过拐点之前为第一阶段，此时粮食主产区相关政策的碳减排效应受到劳动力转移的负向调节作用，越过拐点之后为第二阶段，此时随着劳动力进一步转移，第二阶段表现为劳动力转移能加强粮食主产区的碳减排效应。综合上述机制分析可知，劳动力转移对粮食主产区政策的碳减排效应应具有调节作用，即 H3 得证。

表 5 劳动力转移对粮食主产区碳减排影响的模型估计结果

变量或指标名称	农业碳排放				农业碳强度			
	回归 1		回归 2		回归 3		回归 4	
	系数	标准误	系数	标准误	系数	标准误	系数	标准误
政策交乘项	-0.208***	0.033	-0.455***	0.065	0.118***	0.054	0.233**	0.109
劳动力转移	-0.214**	0.078	-0.914***	0.262	-0.160	0.108	0.162	0.268
政策交乘项×劳动力转移	0.356***	0.068	1.556***	0.281	-0.160	0.116	-0.722	0.480
劳动力转移的平方项			0.773***	0.231			-0.357	0.244
政策交乘项×劳动力转移的平方项			-1.389***	0.317			0.649	0.546
控制变量	已控制		已控制		已控制		已控制	
年份固定效应	已控制		已控制		已控制		已控制	
省份固定效应	已控制		已控制		已控制		已控制	
观测值数	630		630		630		630	
R ²	0.935		0.937		0.885		0.8856	

注：①***和**分别表示 1%和 5%的显著性水平；②标准误为稳健标准误；③控制变量与表 2 相同。

（二）技术进步的碳减排机制检验结果

仅仅从规模经营和劳动力转移角度解释粮食主产区的碳减排效应显然不够充分。接下来，本文将从技术进步视角展开分析，进一步检验技术进步能否促进粮食主产区实现碳减排。

表 6 回归 1 结果显示，政策交乘项变量在 1%统计水平上显著，且估计系数为正，说明粮食主产区相关政策能促进粮食主产区的绿色技术进步。表 6 回归 2 结果显示，政策交乘项变量在 1%统计水平上为正，说明粮食主产区相关政策能够提高机械化水平，结合表 6 回归 3 估计结果可知，粮食主产区相关政策通过提高机械化水平实现对农业碳排放的削减作用。由表 6 回归 1 和回归 4 结果可知，粮食主产区政策通过绿色技术进步实现对农业碳强度的削减作用。技术进步由绿色技术进步和机械化水平表征，因此，以上实证结果表明，粮食主产区相关政策对技术进步具有正向影响，并且设立粮食主产区能通过技术进步实现农业碳减排，即假说 H4 得证。

表 6 技术进步对粮食主产区碳减排效应影响的模型估计结果

变量或指标名称	绿色技术进步		机械化水平		农业碳排放		农业碳强度	
	回归 1		回归 2		回归 3		回归 4	
	系数	标准误	系数	标准误	系数	标准误	系数	标准误
政策交乘项	0.183***	0.039	0.094***	0.035	-0.072***	0.014	0.071***	0.022
绿色技术进步					0.041	0.024	-0.105***	0.025
机械化水平					-0.058***	0.014	0.197***	0.031
控制变量	已控制		已控制		已控制		已控制	
年份固定效应	已控制		已控制		已控制		已控制	
省份固定效应	已控制		已控制		已控制		已控制	
观测值数	630		630		630		630	
R ²	0.964		0.942		0.934		0.889	

注：①***表示 1%的显著性水平；②标准误为稳健标准误；③控制变量与表 2 相同。

（三）规模经营与技术进步的协同作用检验结果

表 7 回归 1 估计结果显示，农业规模经营在 1%统计水平上显著，且系数方向为正，说明粮食规模经营对绿色技术进步具有显著正向影响。表 7 回归 2 估计结果显示，农业规模经营不显著，说明粮食规模经营对机械化水平无显著影响。表 7 回归 3 估计结果显示，绿色技术进步在 1%统计水平上显著，且系数方向为正，说明绿色技术进步对农业规模经营有显著正向影响。相比之下，粮食规模经营对绿色技术进步的正向影响作用更大。总体而言，绿色技术进步与粮食规模经营之间互相关联、相得益彰，即规模经营与技术进步具有协同作用，从而加强粮食主产区相关政策的碳减排效应。假说 H5 得以验证。

表 7 规模经营与技术进步协同作用检验的模型估计结果

变量或指标名称	绿色技术进步		机械化水平		农业规模经营	
	回归 1		回归 2		回归 3	
	系数	标准误	系数	标准误	系数	标准误
绿色技术进步					0.043***	0.011
机械化水平					0.002	0.014
农业规模经营	0.782***	0.225	0.031	0.190		
控制变量	已控制		已控制		已控制	
年份固定效应	已控制		已控制		已控制	
省份固定效应	已控制		已控制		已控制	
观测值数	630		630		630	
R ²	0.964		0.941		0.894	

注：①***表示 1%的显著性水平；②标准误为稳健标准误；③控制变量与表 2 相同。

综上，设立粮食主产区虽然增加了主产区的农业碳强度，但显著降低了粮食主产区的农业碳排放。当前粮食主产区相关政策以保障粮食安全这一目标为宗旨，农业总产值中也不包含粮食补贴，故粮食

主产区农业碳强度难免会出现增加。

从机制检验结果中不难发现，粮食主产区相关政策通过规模经营获得较强的规模效应，从而实现了粮食主产区的农业减碳目标，劳动力转移对粮食主产区的碳减排效应具有调节作用。此外，技术进步在一定程度上为粮食主产区碳减排做出了贡献。从碳减排作用大小来看，规模效应和技术效应对粮食主产区碳减排效应都具有较强的解释力。协同机制分析表明，粮食规模经营与绿色技术进步相辅相成，二者之间具有较强的协同作用，共同促进粮食主产区碳减排。但必须承认的是，在国家粮食安全目标和“双碳”目标的双重约束下，粮食主产区绿色低碳发展问题仍然任重道远。若中国农业未来能在发展适度规模经营的基础上，在粮食主产区加强绿色低碳技术在粮食生产各环节中的推广和应用，以此获得更强的规模经营效应和绿色技术效应，则可以预见，粮食主产区的农业碳排放会进一步下降，农业碳强度可能也会随之出现拐点并下降。

六、进一步讨论

以上机制分析验证了理论分析部分提出的 4 个研究假说。本文接下来讨论粮食主产区相关政策的碳减排传导路径与 13 个粮食主产区之间碳减排效应的异质性。

（一）粮食主产区相关政策的碳减排传导路径检验

农业碳排放（本文所指种植业）是农业生产过程中由翻耕、化肥、农药、农膜、农用柴油以及灌溉用电所直接或间接导致的碳排放，碳排放量占比前两位的分别是化肥与农用柴油（李波等，2011）。因此，本文从化肥施用强度和机械使用强度两个方面，探究粮食主产区相关政策的碳减排路径问题。表 8 回归 1 结果显示，设立粮食主产区对化肥施用强度存在显著削减作用，说明化肥减施是粮食主产区相关政策实现碳减排效应的一条路径。表 8 回归 2 结果显示，设立粮食主产区对机械使用强度暂未发现显著影响。整体来看，粮食主产区相关政策实现农业碳减排的路径，主要通过降低化肥施用强度而非机械使用强度。

变量或指标名称	碳减排传导路径检验的模型估计结果			
	化肥施用强度		机械使用强度	
	回归 1		回归 2	
	系数	标准误	系数	标准误
政策交乘项	-0.035***	0.007	0.036	0.029
常数项	-0.362	0.223	0.020	1.026
控制变量	已控制		已控制	
年份固定效应	已控制		已控制	
省份固定效应	已控制		已控制	
观测值数	630		630	
R ²	0.928		0.943	

注：①***表示 1%的显著性水平；②标准误为稳健标准误；③控制变量与表 2 相同。

（二）粮食主产区相关政策碳减排效应的地区异质性检验

为考察每个粮食主产区的政策效应,本文加入 13 个省份虚拟变量与政策交乘项的三重交乘项做逐一回归^①。例如,本文将黑龙江作为处理组,将 18 个非粮食主产区省份作为控制组,控制变量和固定效应都与表 2 回归 2、回归 4 保持一致,从而回归得到黑龙江单个省份的政策效应。随后,本文依次对吉林、辽宁、内蒙古、河北、河南、山东、江苏、安徽、江西、湖北、湖南、四川采取相同的处理方式,最终得到 13 个粮食主产省份的政策效应。图 6 显示了 13 个省份虚拟变量与政策交乘项的三重交乘项变量的系数估计值(以农业碳排放为被解释变量)。

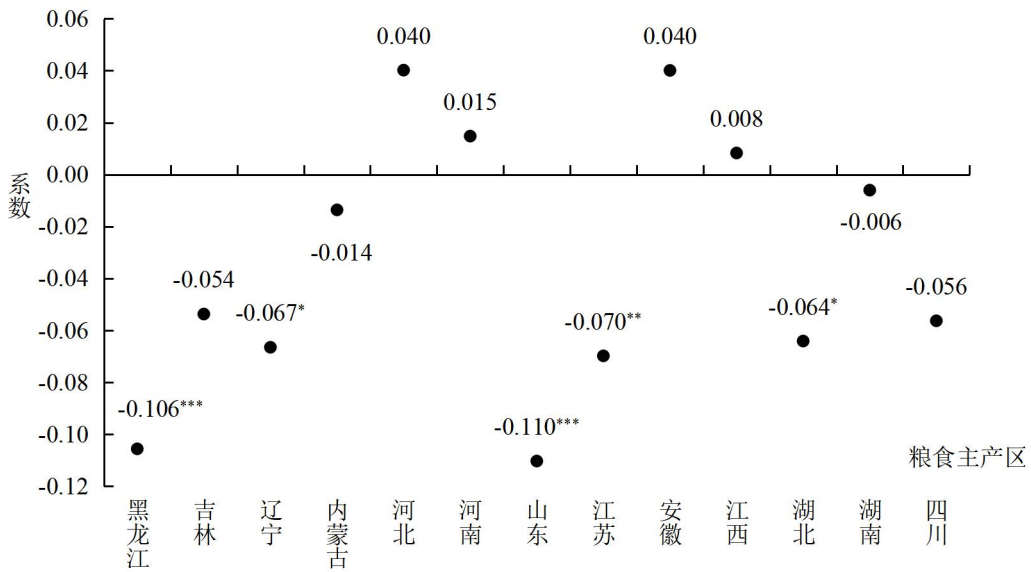


图6 三重交乘项的系数估计值（以农业碳排放为被解释变量）

注：①各点表示 13 个省份虚拟变量与政策交乘项的三重交乘项变量的系数估计值；②***、**和*分别表示在 1%、5%和 10%水平上显著。

由图 6 可知,除河北、河南、安徽、江西之外的其余 9 个省份的政策交乘项都为负。其中,黑龙江、辽宁、山东、江苏、湖北 5 个省份的政策交乘项在统计上显著,表明设立粮食主产区在黑龙江、辽宁、山东、江苏、湖北 5 个省份存在显著的碳减排效应^②,再次印证了前文结果。从政策碳减排作用大小来看,设立粮食主产区在山东的碳减排效应最强,在黑龙江、江苏、辽宁 3 个省的碳减排效应次之,这与田伟等(2014)的研究结论基本一致。结合本文理论分析,其可能的原因是黑龙江和辽宁两个粮食主产省份的规模效应比其余省份更强。山东和江苏两个粮食主产省份的技术进步能带来绿色技术效应。据山东省统计局和江苏省农业农村厅有关数据显示,2020 年山东和江苏两省的农业科技贡

^①由于 13 个主产区的异质性检验包含农业碳排放和碳强度两个方面,共计 26 个回归结果,限于篇幅,本文不再展示控制变量和固定效应的具体结果。

^②当单独对每个省份估计时,样本量会大幅下降,所以,并不是所有省份的碳减排效应都显著。

献率分别为 64.56%和 70.00%^①，均明显高于全国平均水平的 60.70%^②。这说明，在适度规模经营的基础上，规模经营与技术进步发挥协同作用，加强了农业碳减排效应。图 7 显示了 13 个粮食主产省份虚拟变量与政策交乘项的三重交乘项变量的系数估计值（以农业碳强度为被解释变量）。需要注意的是，吉林、内蒙古、河南、湖北 4 个粮食主产省份的农业碳强度存在显著增加趋势。

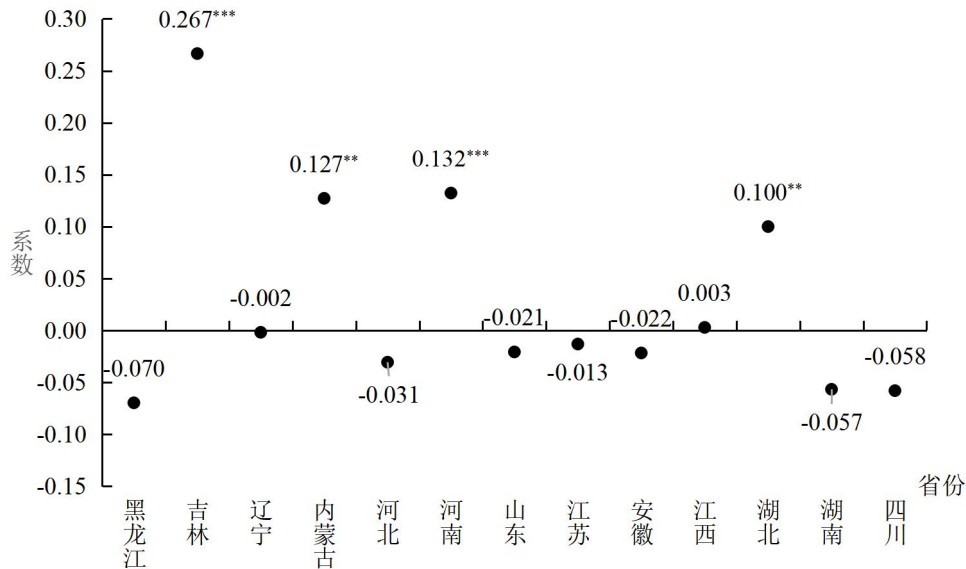


图 7 三重交乘项的系数估计值（以农业碳强度为被解释变量）

注：①各点表示 13 个粮食主产省份虚拟变量与政策交乘项的三重交乘项变量的系数估计值；②***和**分别表示 1% 和 5% 的显著性水平。

七、结论与政策启示

本文基于 1999—2019 年中国省级面板数据，以 2004 年国家设立 13 个粮食主产区为准自然实验，识别粮食主产区相关政策对农业碳减排的影响与作用机制。本文主要研究结论如下：第一，基准回归结果表明，从全国平均意义上来说，设立粮食主产区对农业碳排放存在显著的削减作用，但显著增强了粮食主产区的农业碳强度。第二，影响机制分析发现，粮食主产区相关政策碳减排效应主要得益于粮食规模经营效应，粮食主产区相关政策也能通过技术进步实现碳减排效应。此外，劳动力转移对粮食主产区相关政策的碳减排效应具有调节作用。第三，协同作用检验表明，粮食规模经营与技术进步相辅相成，两者发挥的协同作用可以加强粮食主产区的碳减排效应。这说明不仅要“藏粮于地”，更

^①资源来源：《山东农业总产值破万亿 高质量发展显成效》，http://www.moa.gov.cn/xw/qg/202102/t20210205_6361286.htm；《2020 年度农业农村基本数据》，http://coa.jiangsu.gov.cn/art/2021/4/22/art_12552_9764131.html。

^②资源来源：《农业农村部 2020 年我国农业科技进步贡献率达 60.7%》，http://www.moa.gov.cn/xw/shipin/xwzx/202111/t20211123_6382809.htm。

要“藏粮于技”。第四，传导路径分析表明，粮食主产区相关政策的碳减排效应主要通过降低化肥施用强度来实现，而非机械使用强度。第五，地区异质性分析结果表明，在规模经营与技术进步的协同作用下，粮食主产区相关政策在山东的碳减排效应最强，在黑龙江、江苏和辽宁3个省份的碳减排效应次之。但是，需要注意的是，在吉林、内蒙古、河南、湖北4个省份，粮食主产区相关政策带来农业碳强度的增加更显著。

粮食主产区低碳转型实质上强调保障粮食安全战略与农业绿色发展的平衡问题，农业生产除了力求粮食等重要农产品“数量”和“质量”安全之外，也需兼顾“环境”和“生态”安全，继而构建全面可持续发展的粮食安全体系。为此，本文结合研究结论提出如下4点政策启示：第一，国家政策应进一步完善粮食主产区集约化生产方式，发展适度规模经营以获得规模效应，更好发挥粮食主产区的稳产增产作用，并促进实现粮食主产区农业碳减排功能。第二，在产业转型升级和劳动力转移背景下，需因地制宜地推进农村剩余劳动力向第二产业和第三产业转移，发挥粮食主产区碳减排效应。第三，农业发展要实现资源节约和环境友好，需依赖规模经营与技术进步的协同作用。离开规模经营，绿色技术将无用武之地；缺乏绿色技术应用的规模经营又会陷入资源环境约束趋紧的困境。由此可见，粮食主产区在推进规模经营基础上，更应该加强科学技术的推广和应用，尤其是加大成熟适用绿色技术、绿色品种和信息技术投入，注重粮食增产目标与农业减碳增汇目标的有机结合。第四，设立粮食主产区符合国家战略需求，政策干预尽管取得了增产和减碳“双丰收”，但粮食主产区农业经营效益不高，难以发挥市场机制的作用，无法保证粮食主产区增产减碳功能的可持续性和韧性。需基于成本收益原则，在制定农业政策时充分考虑市场化有益激励措施，提高种粮综合效益，提高粮食主产区粮农积极性。

参考文献

- 1.陈诗一，2010：《中国的绿色工业革命：基于环境全要素生产率视角的解释（1980—2008）》，《经济研究》第11期，第21-34、第58页。
- 2.常佳悦、李灵芝、赵庆华、朱小磊、续建国、李海平，2019：《使用不同有机肥改良土壤对日光温室夏秋茬番茄生长和产量的影响》，《农业工程技术》第13期，第18-22页。
- 3.陈卫平，2006：《中国农业生产率增长、技术进步与效率变化：1990—2003年》，《中国农村观察》第1期，第18-23页、第38页、第80页。
- 4.陈宗胜、黎德福，2004：《内生农业技术进步的二元经济增长模型——对“东亚奇迹”和中国经济的再解释》，《经济研究》第11期，第16-27页。
- 5.程名望、黄甜甜、刘雅娟，2015：《农村劳动力外流对粮食生产的影响：来自中国的证据》，《中国农村观察》第6期，第15-21页、第46页、第94页。
- 6.董直庆、蔡啸、王林辉，2014：《技术进步方向、城市用地规模和环境质量》，《经济研究》第10期，第111-124页。
- 7.高鸣、宋洪远，2014：《粮食生产技术效率的空间收敛及功能区差异——兼论技术扩散的空间涟漪效应》，《管理世界》第7期，第83-92页。
- 8.何可、李凡略、畅华仪，2021：《构建低碳共同体：地方性共识与规模养猪户农业碳交易参与——以农村沼气 CCER

碳交易项目为例》，《中国农村观察》第5期，第71-91页。

9.何秀荣，2016：《关于我国农业经营规模的思考》，《农业经济问题》第9期，第4-15页。

10.黄季焜、杨军、仇焕广、徐志刚，2009：《本轮粮食价格的大起大落：主要原因及未来走势》，《管理世界》第1期，第72-78页。

11.姜松、周洁、邱爽，2021：《适度规模经营是否能抑制农业面源污染——基于动态门槛面板模型的实证》，《农业技术经济》第7期，第33-48页。

12.蒋黎、朱福守，2015：《我国主产区粮食生产现状和政策建议》，《农业经济问题》第12期，第17-24页、第110页。

13.金书秦、林煜、牛坤玉，2021：《以低碳带动农业绿色转型：中国农业碳排放特征及其减排路径》，《改革》第5期，第29-37页。

14.李波、张俊飏、李海鹏，2011：《中国农业碳排放时空特征及影响因素分解》，《中国人口·资源与环境》第8期，第80-86页。

15.李谷成、李烨阳、周晓时，2018：《农业机械化、劳动力转移与农民收入增长——孰因孰果？》，《中国农村经济》第11期，第112-127页。

16.罗斯炫、何可、张俊飏，2020：《增产加剧污染？——基于粮食主产区政策的经验研究》，《中国农村经济》第1期，第108-131页。

17.马贤磊、车序超、李娜、唐亮，2019：《耕地流转与规模经营改善了农业环境吗？——基于耕地利用行为对农业环境效率的影响检验》，《中国土地科学》第6期，第62-70页。

18.仇童伟、罗必良，2018：《种植结构“趋粮化”的动因何在？——基于农地产权与要素配置的作用机理及实证研究》，《中国农村经济》第2期，第65-80页。

19.邵帅、范美婷、杨莉莉，2022：《经济结构调整、绿色技术进步与中国低碳转型发展——基于总体技术前沿和空间溢出效应视角的经验考察》，《管理世界》第2期，第46-69页、第10页。

20.孙杰、周力、应瑞瑶，2019：《精准农业技术扩散机制与政策研究——以测土配方施肥技术为例》，《中国农村经济》第12期，第65-84页。

21.田伟、杨璐嘉、姜静，2014：《低碳视角下中国农业环境效率的测算与分析——基于非期望产出的SBM模型》，《中国农村观察》第5期，第59-71页、第95页。

22.田晓晖、李薇、李戎，2021：《农业机械化的环境效应——来自农机购置补贴政策的证据》，《中国农村经济》第9期，第95-109页。

23.田云、尹忞昊，2022：《中国农业碳排放再测算：基本现状、动态演进及空间溢出效应》，《中国农村经济》第3期，第104-127页。

24.田云、张俊飏、何可、丰军辉，2015：《农户农业低碳生产行为及其影响因素分析——以化肥施用和农药使用为例》，《中国农村观察》第4期，第61-70页。

25.魏后凯，2022：《全面推进乡村振兴必须坚持底线思维》，《中国农村经济》第12期，第2-6页。

26.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。

- 27.伍国勇、孙小钧、于福波、杨丽莎, 2020:《中国种植业碳生产率空间关联格局及影响因素分析》,《中国人口·资源与环境》第5期,第46-57页。
- 28.徐湘博、李畅、郭建兵、张林秀, 2022:《土地转入规模、土地经营规模与全生命周期作物种植碳排放——基于中国农村发展调查的证据》,《中国农村经济》第11期,第40-58页。
- 29.许庆、尹荣梁、章辉, 2011:《规模经济、规模报酬与农业适度规模经营——基于我国粮食生产的实证研究》,《经济研究》第3期,第59-71页、第94页。
- 30.颜廷武、田云、张俊飏、汪洋, 2014:《中国农业碳排放拐点变动及时空分异研究》,《中国人口·资源与环境》第11期,第1-8页。
- 31.杨晨、胡珮琪、刁贝娣、成金华、崔恒瑜, 2021:《粮食主产区政策的环境绩效:基于农业碳排放视角》,《中国人口·资源与环境》第12期,第35-44页。
- 32.杨莉莎、朱俊鹏、贾智杰, 2019:《中国碳减排实现的影响因素和当前挑战——基于技术进步的视角》,《经济研究》第11期,第118-132页。
- 33.张露、罗必良, 2020:《农业减量化:农户经营的规模逻辑及其证据》,《中国农村经济》第2期,第81-99页。
- 34.赵昶、孔祥智、仇焕广, 2021:《农业经营规模扩大有助于化肥减量吗——基于全国1274个家庭农场的计量分析》,《农业技术经济》第4期,第110-121页。
- 35.朱希刚, 2004:《中国粮食供需平衡分析》,《农业经济问题》第12期,第12-19页。
- 36.Allan, N., H. Ma., J. Huang, and S. Rozelle, 2006, "Livestock in China: Commodity-Specific Total Factor Productivity Decomposition Using New Panel Data", *American Journal of Agricultural Economics*, 88(3): 680-695.
- 37.Heckman, J., R. Pinto, and P. Savelyev, 2013, "Understanding the Mechanisms Through Which an Influential Early Childhood Program Boosted Adult Outcomes", *American Economic Review*, 103 (6): 2052-2086.
- 38.Moser, P., and A. Voena, 2012, "Compulsory Licensing: Evidence from the Trading with the Enemy Act", *American Economics Review*, 102(1): 396-427.
- 39.Pan, D., F. Kong, N. Zhang, and R. Ying, 2017, "Knowledge Training and the Change of Fertilizer Use Intensity: Evidence from Wheat Farmers in China", *Journal of Environmental Management*, 197(7): 371-392.
- 40.Sheng, Y., J. Ding, and J. Huang, 2019, "The Relationship Between Farm Size and Productivity in Agriculture: Evidence from Maize Production in Northern China", *American Journal of Agriculture Economics*, 101(3): 790-806.
- 41.Solow, R. M., 1957, "Technical Change and the Aggregate Production Function", *Review of Economics and Statistics*, 39 (3): 312-320.

(作者单位: ¹ 华中农业大学经济管理学院;

² 华中农业大学农业绿色低碳发展实验室)

(责任编辑: 柳 荻)

The Impacts of Scale Management and Technological Progress on Green and Low-carbon Development of Agriculture: A Quasi-natural Experiment Based on the Establishment of Major Grain-producing Areas

WEI Mengsheng YAN Tingwu LUO Sixuan

Abstract: The report to the 20th National Congress of the Communist Party of China defines the major strategic goals of accelerating green development, advancing rural ecological revitalization and building a beautiful China. A green and low-carbon development of agriculture is the inevitable choice to achieve this goal. Achieving a win-win situation of “increasing production” and “reducing carbon” is the meaning of promoting the green and low-carbon development of agriculture. In order to reveal the mechanism and path of agricultural carbon emission reduction under the pressure of increasing production in major grain-producing areas, this article uses the provincial panel data from 1999 to 2019 and takes 13 major grain-producing areas established in 2004 as a quasi-natural experiment. It empirically investigates the carbon emission reduction effect of the establishment of major grain-producing areas from the perspective of the synergistic effect of scale management and technological progress. The benchmark regression results show that the establishment of major grain-producing areas has significantly reduced agricultural carbon emissions, although it has increased agricultural carbon intensity. The mechanism analysis shows that the establishment of major grain-producing areas can achieve the carbon emission reduction effect through scale operation, and labor transfer has a regulatory effect on the carbon emission reduction effect of the establishment of major grain-producing areas. The establishment of major grain-producing areas has promoted technological progress, thus achieving the carbon emission reduction effect. There is a synergistic effect between green technology progress and scale management, which strengthens the carbon emission reduction effect of establishing major grain-producing areas. Further analysis shows that the carbon emission reduction effect of setting up major grain-producing areas has been mainly achieved by reducing the intensity of fertilizer application, rather than the intensity of machinery use. The regional heterogeneity analysis shows that the establishment of major grain-producing areas in Shandong, Heilongjiang, Jiangsu and Liaoning provinces has a stronger carbon emission reduction effect. Therefore, the study provides empirical evidence for designing the mechanism and optimization path of carbon emission reduction effect in major grain-producing areas.

Key words: Carbon Emission Reduction Effect; Major Grain-producing Area; Scale Management; Technological Progress; Green and Low-carbon Development

数字推广与农户化肥减量*

——来自陕西省苹果主产区的实证分析

毛 慧¹ 刘树文¹ 彭 澎² 杨焯月³

摘要：化肥减量是实现中国农业可持续发展的重要举措，数字推广能以较低成本、较快速度为农户提供个性化技术推广服务。然而，关于数字推广对农户化肥减量影响的经验证据仍然很少。本文基于陕西省苹果主产区 622 户苹果种植户调查数据，分析数字推广对农户化肥减量的影响及作用机制。基准回归结果表明，数字推广对农户化肥施用费用和施用量均有显著抑制作用。这一结论经过稳健性检验仍然成立。在作用机制方面：数字推广可以通过促进农户采用能替代化肥的绿色施肥技术降低其化肥施用费用和施用量；数字推广可以通过提高农户对化肥减量生态效益和经济效益的认知降低其化肥施用费用和施用量。异质性分析表明：相较于低数字素养农户，数字推广对高数字素养农户的化肥减量作用更大；相较于小农户，数字推广对规模户化肥施用费用的负向影响更大。

关键词：数字推广 绿色施肥技术 农户认知 化肥减量

中图分类号：F323 **文献标识码：**A

一、引言

化肥作为最重要的农业投入要素之一，是中国农业经济增长的重要驱动力，然而，农业化肥施用量已超过兼顾经济与环境效率最优用量区间（张云华等，2019；高晶晶和史清华，2021）。中国农业生产方式经历了从依靠劳动力等传统要素到依赖化肥等科技要素的转变过程，化肥这一重要农业生产要素逐步被认为是实现粮食增产和农业经济增长的关键要素（孔祥智等，2018）。中国是化肥生产和使用大国，中国化肥施用存在的一大问题是亩均施用量偏高，根据原农业部印发的《到 2020 年化肥使用量零增长行动方案》，中国农作物亩均化肥施用量为 21.9 千克，远高于世界平均水平（每亩 8 千

*本文研究获得国家自然科学基金青年项目“黄河流域农户水土保持技术采用行为的干预机制与政策优化研究”（编号：72103115）、教育部人文社会科学研究一般项目“政策激励、信息干预与农户绿色农业技术采用行为研究”（编号：21XJC790008）和陕西省哲学社会科学年度项目“陕西省农户绿色农业技术行为及干预机制研究”（编号：2021D028）的资助。感谢匿名审稿专家提出的宝贵意见，文责自负。本文通讯作者：彭澎。

克)^①。由于边际报酬递减规律，当前化肥施用成本已超过其可能带来的产出效益，过量施用化肥对粮食生产效率有抑制作用（高晶晶等，2019）。长期过量施用化肥和化肥利用率低下不仅会造成农业面源污染、耕地质量下降等问题，甚至还会使农产品质量下降，降低农产品国际竞争力（金书秦等，2020）。因此，探究如何促进农户化肥减量，对于改善生态环境、促进农业可持续发展具有重要意义。

化肥减量是农业高质量发展的关键，目前已有很多研究关注农户化肥施用行为，主要包括以下两个方面：一方面，从农业生产主体出发，现有研究重点关注农户个体因素和家庭因素对其化肥施用行为的影响。其中，个体因素包括户主年龄、受教育程度、风险偏好、技术认知等（仇焕广等，2014），家庭因素包括收入、资产、劳动力等（张聪颖和霍学喜，2018）。另一方面，从农业生产条件出发，已有文献聚焦于土地规模、政策补贴等因素对农户化肥施用行为的影响。例如，已有研究发现，土地经营规模、地权稳定性、土地细碎化程度等因素会改变农户生产规模经济性，影响其化肥减量（郑淋议等，2021），而技术补贴、技术培训、社会化服务等因素可以降低农户绿色施肥技术采用门槛，促进农户化肥减量（陆钰凤等，2022）。

相较之下，关于数字推广对农户化肥减量影响的经验证据仍然很少。在农村数字经济快速发展的背景下，相较于数字推广方式，传统的农技推广方式存在效率低、内容少、时效性差等弊端，不仅影响新型农业技术的推广效率，还会影响农户获取农业信息的时效性，对农户生产行为产生影响。尽管少部分学者已经关注到数字推广对农业生产效率（朱秋博等，2019；Zheng et al., 2021）、农户消费行为（张勋等，2021）和农户家庭收入（程名望和张家平，2019）等方面的影响，但是尚未有研究关注到数字推广的化肥减量效应，且鲜有研究从绿色施肥技术替代效应和化肥减量效益认知效应视角深入分析数字推广对化肥减量的作用机制。此外，在数字推广衡量方面，已有研究多采用使用手机、使用互联网等微观主体行为指标（马述忠和胡增玺，2022），或者采用数字金融指数、电商发展指数等宏观统计指标（秦芳等，2022），忽视了数字推广服务形式个性化和推广方式多样化特征。

农户生产决策面临资源和信息双重约束，而数字推广能缓解农户农业生产信息约束，促进农户优化资源配置（Dzanku et al., 2022; Harou et al., 2022）。理论上，数字推广影响农户化肥减量主要有以下方式：首先，数字推广可以利用信息和通讯技术，根据当地土壤质量、气候条件等相关信息，为农户提供肥料施用、农技采用等农业管理实践建议（Saito et al., 2015），有效促进农户化肥减量；其次，采用绿色施肥技术需要农户掌握足够的技术信息（Pan and Zhang, 2018），而数字推广能缓解农户在农业生产中面临的信息不对称，使农户充分获取绿色施肥技术方面的信息，促进其化肥减量（Deng et al., 2019）；最后，数字推广通过应用程序（APP）和公众号等农业技术推广渠道，强化农户化肥减量观念，提高农户化肥减量效益认知，促进其化肥减量（Campenhout et al., 2021）。

为此，本文基于陕西省 622 户苹果种植户调查数据，分析数字推广对农户化肥减量的影响及作用机制，研究和验证这些问题对化肥减量和农业绿色发展具有重要现实意义。与已有研究相比，本文试

^①数据来源：《农业部关于印发〈到 2020 年化肥使用量零增长行动方案〉和〈到 2020 年农药使用量零增长行动方案〉的通知》，http://www.moa.gov.cn/nybg/2015/san/201711/t20171129_5923401.htm。

图从以下几方面对既有研究作出补充：一是在研究内容上，本文证实数字推广对农户化肥减量的促进作用，补充有关农户化肥减量影响因素的现有证据，为促进农户化肥减量提供新视角；二是在理论机制上，本文从绿色施肥技术替代和农户化肥减量认知视角分析数字推广影响农户化肥减量的作用机制；三是在研究视角上，本文分析数字推广对不同数字素养、社会资本、经营规模农户化肥减量影响的差异，为制定有效的化肥减量政策提供决策依据。

二、概念界定、理论分析与研究假说

（一）概念界定

数字推广是指推广主体借助互联网、电脑通信技术和数字交互式媒体推广信息、技术、产品和服务等实践活动，以一种高效率、低成本、强相关和定制化方式与用户沟通，高效地谋求新市场的开拓和新用户的发掘（Oyinbo et al., 2022）。数字推广具有服务个性化、信息数字化、成本最小化和选择空间广等特点，其沟通渠道包括网络渠道和非网络渠道。数字推广衡量方式主要包括3种：一是宽带接入、电脑和智能手机使用等互联网推广方式；二是电视、广播和短信等非网络推广方式；三是手机APP、公众号和网络直播等新型互联网推广方式（Zheng et al., 2021）。

数字推广可以为农户提供个性化服务和更大选择空间。具体而言：一方面，数字推广能按照农户需要提供个性化产品、技术和服务，跟踪农户行为偏好，并向农户推荐相关信息（Harou et al., 2022）。借助数字推广，农户不仅可以获得合适的农业生产技术和服务，提高生产效率，还能及时更新技术信息，保证生产专业化。另一方面，数字推广打破客观物理条件限制，为农户提供广泛的产品、技术和服务展示平台，使农户获得较大选择空间（Arouna et al., 2020）。数字推广不仅增强了农户自主选择性，提高其产品鉴别能力，还激励农户寻求合适的生产模式。本文将数字推广界定为农户技术推广APP使用行为和农户技术推广公众号使用行为，分析数字推广的化肥减量效应。

（二）理论分析与研究假说

根据信息搜寻理论，农户生产决策主要受限于生产成本、农业信息等要素，数字推广借助信息技术（information and communications technology, ICT），能低成本、高效率地为农户提供具有针对性、时效性的化肥减量信息和技术采用建议，促进农户化肥减量（Aker, 2011）。一方面，在实践中，农户实现化肥减量和采用绿色施肥技术存在一定风险，盲目减少化肥用量和采用绿色施肥技术可能导致产量减少、收益下降等问题（Burke et al., 2019）。而数字推广能够拓宽农户信息获取渠道，提高农户信息获取效率，加深他们对绿色施肥技术的了解程度（Fernando et al., 2021），降低他们采用绿色施肥技术的风险和成本（仇焕广等, 2014），促进农户采用绿色施肥技术。另一方面，借助数字信息宣传平台，数字推广向农户传递化肥减量优势，提高农户化肥减量生态效益和经济效益认知，促进其化肥减量（罗小娟等, 2019）。具体分析如下：

第一，数字推广降低农户交易成本，促进农户化肥减量。根据契约农业理论，农户在农业生产中的交易成本具体包括搜寻成本、获取成本和谈判成本（Williamson, 1979），数字推广缓解农户在市场交易中面临的信息不对称，降低农户采用绿色施肥技术的交易成本，促进其化肥减量（高天志等，

2022)。首先,数字推广降低农户搜寻成本。数字推广不仅优化农户信息配置效率,提高农户生产专业化程度,还为农户提供信息服务平台,帮助农户线上交流与学习、了解新型施肥模式,促进其化肥减量(Barham et al., 2015)。其次,数字推广降低农户获取成本。一方面,数字推广提高信息透明度,降低农业生产信息获取门槛;另一方面,数字推广保证信息内容的丰富度和时效性,使农户掌握最新绿色施肥技术动态,实现化肥减量(Campenhout et al., 2021)。最后,数字推广降低农户谈判成本。数字推广搭建网络传播和服务平台,不仅缓解农户与农技人员的沟通障碍、提高农户技术学习效率,还增强农户议价能力、提高其生产积极性,进而实现农户化肥减量(Zheng et al., 2021)。

第二,数字推广加强绿色施肥技术替代效应,促进农户化肥减量。绿色肥料(如配方肥、商品有机肥等)可以改善土壤环境、增加土壤有机质含量,对化肥有替代效应,有利于实现化肥减量(Liverpool-Tasie et al., 2017)。然而,由于存在信息不对称,绿色施肥技术具有净收益不确定风险和技术运用不当风险(Dzanku et al., 2022)。数字推广能降低农户技术采用成本和风险,促进其采用绿色施肥技术(高天志等, 2022)。其一,数字推广给予农户个性化技术指导,同时降低农户技术采用成本和学习成本,促进农户采用绿色施肥技术(邱泽奇和乔天宇, 2021)。其二,数字推广降低农户绿色施肥技术采用风险,促进农户化肥减量。数字推广向农户提供个性化施肥建议和示范信息,为农户施肥提供信息指导,增强农户对绿色施肥技术的了解和掌握程度,促进农户采用绿色施肥技术,实现化肥减量(朱秋博等, 2019)。

第三,数字推广提高农户化肥减量效益认知,促进农户化肥减量。化肥减量具有生态效益和经济效益,不仅可以降低面源污染、改善生态环境,还可以提高土壤质量和农户生产能力,有助于农户实现增产增收(宋以玲等, 2018)。数字推广不但能拓宽农户获取信息的渠道,还能优化他们接收信息的质量,提高农户化肥减量生态效益和经济效益认知,促进农户化肥减量(张聪颖和霍学喜, 2018)。一方面,数字推广通过农业服务 APP、公众号等途径使农户及时获取政策新闻和科普知识,提高信息可获得性,有利于农户认识化肥过量施用对生态环境的危害和化肥减量的增收效益,增强农户化肥减量理念,提高农户认知水平(张淑娴等, 2019)。另一方面,数字推广将市场需求信息高效率地反馈给农户,农户为契合市场的绿色环保偏好,自发优化农业生产资源配置,追求绿色农业生产。数字推广激发农户化肥减量效益认知,促使农户生产绿色转型,实现化肥减量(张露和罗必良, 2020)。

综上所述,数字推广促进农户化肥减量的分析框架如图 1 所示。基于上述分析,本文提出假说 H1、H2 和 H3。

H1: 数字推广对农户化肥减量有显著正向影响。

H2: 数字推广能通过促使农户采用绿色施肥技术促进化肥减量。

H3: 数字推广能通过提高农户化肥减量效益认知促进化肥减量。

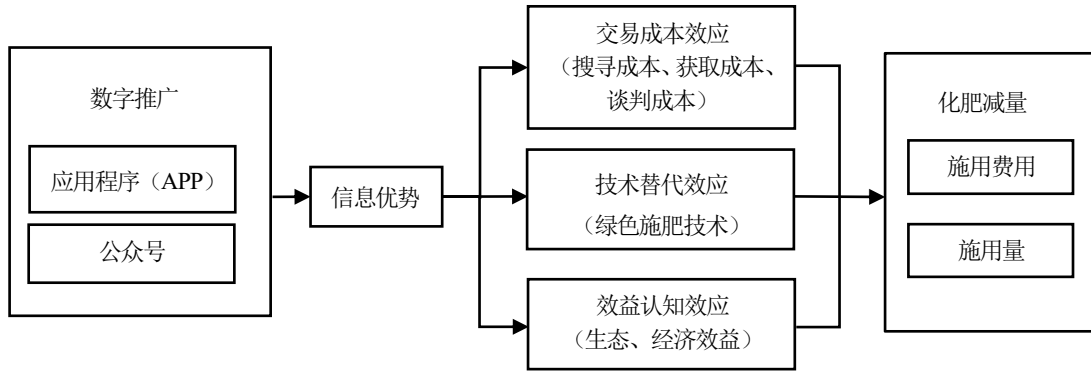


图1 数字推广促进农户化肥减量的分析框架

三、计量模型、数据来源与变量选择

（一）计量模型

为考察数字推广对农户化肥减量的影响，本文选择的被解释变量为农户化肥施用行为，具体包括农户亩均化肥施用费用和农户亩均化肥施用量；核心解释变量为数字推广。参照梁志会等（2020）的研究，本文设定如下计量模型：

$$fertilizer_1 = \beta_0 + \beta_1 digital + \beta_2 X + \varepsilon_1 \quad (1)$$

$$fertilizer_2 = \gamma_0 + \gamma_1 digital + \gamma_2 X + \varepsilon_2 \quad (2)$$

（1）式中， $fertilizer_1$ 表示农户亩均化肥施用费用；（2）式中， $fertilizer_2$ 表示农户亩均化肥施用量（折纯量）。二者皆为连续变量，用于衡量农户化肥施用行为。进一步地，农户亩均化肥施用费用和施用量的方差可能会随核心解释变量增大而增大，所以，本文对农户亩均化肥施用费用和施用量做对数化处理，以缓解模型潜在的异方差问题。 $digital$ 表示数字推广，用农户是否使用苹果种植技术推广 APP 度量，为二值变量。 X 表示样本个体特征、家庭特征和地区特征以及其他影响农户化肥施用情况的因素。 ε_1 、 ε_2 为随机扰动项，代表服从标准正态分布的不可观测因素。 β_0 、 γ_0 为常数项， β_1 、 γ_1 、 β_2 、 γ_2 为待估计系数。（1）式和（2）式模型可能因数字推广与农户化肥减量互为因果、遗漏变量等存在内生性问题。因此，本文选取工具变量，采用工具变量法消除内生性问题引致的估计偏误。

（二）数据来源

本文研究所用数据源自课题组2021年11月对陕西省苹果种植户的问卷调查。课题组选择陕西省苹果种植户作为调查对象的原因是：第一，陕西省是中国的农业大省，化肥施用量较大并呈上升趋势。陕西省2016—2021年每年化肥施用量均保持在200万吨以上，2021年苹果亩均化肥施用量74.8千克，超量施肥情况严重^①。第二，陕西省数字推广发展较好。陕西省拥有科学完备、系统高效、数字资源齐

^①数据来源：《陕西统计年鉴》（2017—2022年，历年），<http://tjj.shaanxi.gov.cn/tjsj/ndsj/tjnj/>。

全的苹果产业大数据体系，能够全面发挥数字推广对苹果产业的推动作用^①。第三，苹果产业是陕西省农业的特色优势产业。2021年陕西省苹果种植面积达到930多万亩，产量1200多万吨，约占全国苹果总产量的27.03%^②。

课题组在实地调查前做了充分准备工作，包括问卷设计、专家讨论和预调查等，并于2021年11月开展正式调查。在样本选取过程中，课题组对陕西省苹果种植农户采用多阶段抽样方法，大致分3个阶段：第一阶段，课题组综合考虑苹果产量、种植种类、地区差异和经济发展水平，选取陕北地区延安市和关中地区渭南市作为样本市。第二阶段，首先，课题组根据2020年2个样本市各县苹果产量数据将各县按照产量从大到小排序；然后，课题组采用等距抽样方法在2个样本市中各随机选取3个样本县，6个样本县分别是合阳县、洛川县、宜川县、白水县、富县和澄城县；最后，课题组在6个样本县中各随机选取2个样本乡镇。第三阶段，课题组在各样本乡镇中随机选取2个样本村，共计24个样本村。在村干部帮助下，调查员在每个样本村随机选取20~30户农户，单独开展面对面问卷调查，共计选取650户样本农户。

本次问卷调查获得的数据包括户主个体特征和农户家庭特征，农户种植模式和化肥施用情况，以及农户绿色施肥技术采用行为等信息，数据年份为2021年。此次调查共完成问卷650份，剔除部分数据缺失和异常的问卷后，得到有效问卷622份，问卷有效率为95.69%。

（三）变量选择

1.被解释变量。参考已有研究（梁志会等，2020），本文采用亩均化肥施用费用和亩均化肥施用量来衡量苹果种植户的化肥施用行为^③。亩均化肥施用费用和亩均化肥施用量越少，农户化肥减量越明显。中国农业化肥施用存在以下特点：一是化肥施用量较大。根据统计数据，中国农作物亩均化肥用量是美国的2.6倍，是欧盟的2.5倍^④。二是化肥施用不均衡。相较于其他作物，经济作物化肥过量施肥现象比较普遍。三是化肥利用率较低，且施肥结构不平衡。目前，我国有机肥资源总养分约7000多万吨，实际利用不足40%^④。在农业生产过程中氮元素施用过量，对农业生产效率具有显著负向影响（张云华等，2019）。

2.核心解释变量。本文使用“是否使用APP”（农户是否使用苹果种植技术推广APP）衡量数字推广：若农户使用苹果种植技术推广APP，取值为1；反之，则取值为0。此外，本文还使用“APP使用个数”（农户使用苹果种植技术推广APP个数）和“公众号”（农户是否关注苹果种植技术推广

^①资料来源：《陕西：大数据驱动苹果产业转型升级》，https://www.cnr.cn/sxpd/sx/20181114/t20181114_524415246.shtml。

^②数据来源：2021年陕西省苹果种植面积和产量数据来源于《陕西统计年鉴2022》，<http://tjj.shaanxi.gov.cn/upload/2022/zk/indexch.htm>。2021年全国苹果总产量数据来源于《中国统计年鉴2022》，<http://www.stats.gov.cn/tjsj/ndsj/2022/indexch.htm>。

^③本文控制县级层面地区变量，同一个县化肥价格差异不大，故选择亩均化肥施用费用作为农户化肥减量行为的衡量标准之一。

^④数据来源：《农业部关于印发〈到2020年化肥使用量零增长行动方案〉和〈到2020年农药使用量零增长行动方案〉的通知》，http://www.moa.gov.cn/nybg/2015/san/201711/t20171129_5923401.htm。

公众号)来衡量数字推广,以对基准估计结果做稳健性检验。已有研究虽采用不同方式衡量数字推广,却较少从微观个体角度以农户使用技术推广 APP 和公众号的情况衡量数字推广。在数字经济发展背景下,技术推广 APP 和公众号作为数字推广的主要方式,不仅能降低推广成本,拓展推广范围,而且能为农户提供个性化服务,优化农户要素投入(Oyinbo et al., 2022)。

3.中介变量。基于前文对数字推广化肥减量效应的理论机制分析,本文选择的中介变量包括农户绿色施肥技术采用行为和效益认知两个层面。其中,农户绿色施肥技术采用行为包括农户对配方肥、商品有机肥、农家肥、生物肥料的亩均施用量;农户认知包括农户对化肥减量生态效益认知和经济效益认知,主要通过问卷中的“您认为化肥减量对土壤质量的影响?”和“您认为化肥减量对农业收入的影响?”两个问题来识别。

4.控制变量。参考已有研究(Arouna et al., 2020; Saito et al., 2015),本文控制了其他影响农户化肥减量的因素,包括户主年龄、户主性别、户主受教育年限、户主健康、家庭人口、种植经验、经营规模、地权稳定性、专业化程度、受灾程度、土壤肥力、技术补贴、合作社和地区变量。关于地区变量,本文以合阳县作为参照,设置其他 5 个县级地区变量。

变量含义与描述性统计见表 1。由表 1 可知,样本农户用于苹果生产的亩均化肥施用费用约为 794.40 元,亩均化肥施用量为 79.84 千克。样本农户中,使用苹果种植技术推广 APP 的农户占比约为 26.8%。

表 1 变量含义与描述性统计

变量分类	变量名称	变量含义和赋值	均值	标准差
被解释变量	亩均化肥施用费用	2021 年农户苹果生产亩均化肥施用费用(元)	794.398	479.582
	亩均化肥施用量	2021 年农户苹果生产亩均化肥施用量(折纯量,千克)	79.843	43.482
核心解释变量	是否使用 APP	农户是否使用苹果种植技术推广 APP: 是=1, 否=0	0.268	0.444
	APP 使用个数	农户使用苹果种植技术推广 APP 个数(个)	0.584	1.234
	公众号	农户是否关注苹果种植技术推广公众号: 是=1, 否=0	0.378	0.485
中介变量	配方肥	2021 年农户苹果生产亩均配方肥施用量(千克)	54.973	201.033
	商品有机肥	2021 年农户苹果生产亩均商品有机肥施用量(千克)	459.832	441.335
	农家肥	2021 年农户苹果生产亩均农家肥施用量(千克)	625.235	1341.971
	生物肥料	2021 年农户苹果生产亩均生物肥料施用量(千克)	84.837	180.737
	生态效益认知	化肥减量对土壤质量的影响: 非常有利=2, 有利=1, 没有影响=0, 不利=-1, 非常不利=-2	0.892	0.834
	经济效益认知	化肥减量对农业收入的影响: 非常有利=2, 有利=1, 没有影响=0, 不利=-1, 非常不利=-2	0.744	0.840
控制变量	户主年龄	户主实际年龄(岁)	54.120	9.565
	户主性别	户主性别: 男=1, 女=0	0.939	0.240
	户主受教育年限	户主受学校正规教育年限(年)	7.805	2.497
	户主健康	户主自我认定健康状况: 优=4, 良=3, 中=2, 差=1	3.143	0.910
	家庭人口	家庭人口数量(人)	4.235	1.604

表 1 (续)

种植经验	户主苹果种植年限 (年)	24.730	8.970
经营规模	农户苹果种植面积 (亩)	16.490	15.990
地权稳定性	农户苹果种植耕地流转面积 (亩)	4.435	16.630
专业化程度 ^a	专业苹果种植农户: 是=1, 否=0	0.804	0.397
受灾程度	农户苹果种植耕地在 2017—2021 年受灾次数 (次)	3.564	2.089
土壤肥力	苹果园土壤肥力: 优=4, 良=3, 中=2, 差=1	2.605	0.878
技术补贴	2021 年当地是否有绿色施肥技术补贴: 是=1, 否=0	0.019	0.138
合作社	农户是否为合作社成员: 是=1, 否=0	0.240	0.427
洛川县	农户是否属于洛川县: 是=1, 否=0	0.185	0.389
宜川县	农户是否属于宜川县: 是=1, 否=0	0.148	0.355
白水县	农户是否属于白水县: 是=1, 否=0	0.185	0.389
富县	农户是否属于富县: 是=1, 否=0	0.148	0.355
澄城县	农户是否属于澄城县: 是=1, 否=0	0.164	0.371

注: a. 专业化程度是指农户专门从事某项农产品生产经营活动的程度。本文使用农户苹果种植面积占比衡量其专业化程度, 若农户苹果种植面积占比为 100%, 则将其视为专业苹果种植农户, 专业化程度变量取值为 1, 否则取值为 0。

此外, 相较于未使用苹果种植技术推广 APP 的农户, 使用苹果种植技术推广 APP 的农户亩均化肥施用费用和施用量更低, 这表明数字推广可能具有化肥减量效应。本文对两组样本农户的亩均化肥施用费用和亩均化肥施用量做 t 检验, 结果发现使用苹果种植技术推广 APP 的农户亩均化肥施用费用和亩均化肥施用量都显著低于未使用苹果种植技术推广 APP 的农户^①。

四、回归结果与分析

(一) 数字推广影响农户化肥减量的基准回归结果

本文接下来考察数字推广对农户化肥减量的促进作用。所有模型均控制了地区固定效应, 标准误均采用稳健标准误, 回归结果如表 2 所示^②。根据估计结果, 在控制样本个体特征、家庭特征和地区特征后, 是否使用 APP 均在 1%统计水平上对农户亩均化肥施用费用和亩均化肥施用量有显著负向影响, 这表明数字推广能有效促进农户化肥减量, 假说 H1 得以验证。这一结果的原因可能在于: 一方面, 数字推广有助于增加农户对绿色施肥技术的了解程度和认可程度, 促进农户采用绿色施肥技术, 从而有利于实现化肥减量; 另一方面, 数字推广通过高效率、多样化的宣传方式, 提高农户化肥减量生态效益与经济效益认知, 增强农户化肥减量观念, 从而有利于实现化肥减量。

^①限于篇幅, t 检验结果未列出, 感兴趣的读者可通过编辑部向作者索取。

^②本文将户主健康、土壤肥力设置为虚拟变量来做稳健性检验, 结果基本一致。限于篇幅, 回归结果未列出, 感兴趣的读者可通过编辑部向作者索取。

表2 数字推广影响农户化肥减量的基准回归结果

变量或指标名称	亩均化肥施用费用				亩均化肥施用量			
	回归 1		回归 2		回归 3		回归 4	
	系数	标准误	系数	标准误	系数	标准误	系数	标准误
是否使用 APP	-0.296***	0.066	-0.284***	0.064	-0.421***	0.075	-0.404***	0.073
户主年龄	0.002	0.003	0.004	0.003	0.002	0.003	0.002	0.004
户主性别	0.021	0.106	-0.044	0.106	0.111	0.106	0.090	0.104
户主受教育年限	-0.002	0.011	0.001	0.010	0.014	0.011	0.016	0.011
户主健康	-0.042	0.029	-0.047	0.029	-0.089***	0.031	-0.093***	0.031
家庭人口	0.004	0.017	0.005	0.016	-0.012	0.017	-0.010	0.017
种植经验	0.001	0.003	-0.000	0.003	0.002	0.003	0.001	0.003
经营规模	-0.004	0.003	-0.006**	0.003	0.003	0.003	0.001	0.003
地权稳定性	0.003	0.002	0.004*	0.002	-0.005**	0.002	-0.004	0.003
专业化程度	0.125*	0.068	-0.019	0.074	0.057	0.069	0.017	0.075
受灾程度	0.005	0.012	0.003	0.012	0.004	0.011	0.007	0.012
土壤肥力	-0.023	0.031	-0.024	0.030	0.019	0.033	0.021	0.032
技术补贴	-0.227	0.229	-0.200	0.222	-0.135	0.191	-0.085	0.189
合作社	-0.110*	0.061	-0.046	0.064	-0.026	0.059	-0.021	0.062
洛川县			0.270***	0.084			0.116	0.081
宜川县			0.330***	0.092			0.094	0.091
白水县			-0.066	0.084			-0.110	0.081
富县			-0.022	0.096			-0.282***	0.106
澄城县			-0.102	0.094			-0.057	0.091
常数项	6.572***	0.276	6.615***	0.276	4.149***	0.276	4.264***	0.272
观测值数	622		622		622		622	
R ²	0.070		0.121		0.111		0.146	

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

（二）内生性处理：工具变量法

前文发现数字推广对农户化肥减量有显著正向影响，但是该结果可能受到内生性问题影响。一是反向因果问题。农户化肥减量可能会影响农户使用苹果种植技术推广 APP，即化肥施用量较少的农户可能更倾向于使用苹果种植技术推广 APP，从而产生反向因果问题。当农户减少化肥施用后，可能会增施商品有机肥等绿色肥料，促使农户通过苹果种植技术推广 APP 学习施肥技术。因此，不能排除反向因果存在的可能性。二是遗漏变量问题。由于模型很难控制所有影响农户化肥减量的因素，本文模型可能存在遗漏变量导致的内生性问题。某些难以准确衡量的变量（如农户接受新事物的能力、农户家庭成员知识水平）也会影响农户使用苹果种植技术推广 APP 行为和化肥减量行为，故不能排除遗漏变量带来的内生性问题。此外，农户苹果种植技术推广 APP 使用行为与化肥施用行为在某种程度上可能存在同时决策的自选择问题。

参考 Kolko (2012) 的做法, 本文将农户所在村庄平均数字推广程度作为农户是否使用 APP 的工具变量 (IV)。村庄平均数字推广程度由村内农户是否使用 APP 数据以农户家庭规模为权重加权平均得到, 村庄平均数字推广程度与农户是否使用 APP 密切相关。一个村庄平均数字推广程度越高, 说明该村网络平台建设越成熟, 互联网普及率越高, 该村农户使用苹果种植技术推广 APP 的概率越大。因此, 该工具变量满足相关性条件。但是, 村庄平均数字推广程度可能通过改变农村信息基础设施、农户苹果种植专业化程度等影响农户化肥减量。为解决这一问题, 本文做出以下处理: 一是控制农户专业化程度。根据信息扩散理论, 若村庄平均数字推广程度越低, 信息基础设施越匮乏, 农户采用绿色施肥技术水平越落后, 则农户越难获取专业种植技术、绿色施肥技术信息, 越不利于实现化肥减量。二是控制农户所在县的地区变量。不同县的化肥减量政策与数字推广力度具有差异化特征, 经济发展越快的县, 数字推广程度越高, 化肥减量政策实施效果越好。控制农户专业化程度和地区变量后, 村庄平均数字推广程度变量可以同时满足工具变量的相关性和外生性条件, 是一个有效工具变量。

表 3 报告了工具变量法回归结果。由第一阶段回归结果可知, 工具变量与潜在内生变量在 1% 的水平上显著正相关, 而且不可识别检验统计量 (Kleibergen-Paap rk LM statistic) p 值小于 0.01, 表明工具变量满足相关性条件。第一阶段 F 值为 55.99, 大于 Cragg-Donald 统计量的临界值, 说明不存在弱工具变量问题。回归 2 和回归 3 报告了第二阶段回归结果, 可以看出, 亩均化肥施用费用和亩均化肥施用量的系数方向和显著性水平与基准回归结果一致。这意味着使用工具变量法处理内生性问题后, 数字推广仍对农户化肥减量具有显著促进作用, 假说 H1 进一步得到验证。

表 3 数字推广影响农户化肥减量的 IV-2SLS 估计结果

变量或指标名称	第一阶段	第二阶段	
	是否使用 APP 回归 1	亩均化肥施用费用 回归 2	亩均化肥施用量 回归 3
是否使用 APP		-0.500** (0.203)	-0.731*** (0.192)
村庄平均数字推广程度	0.317*** (0.042)		
常数项	0.387** (0.170)	6.721*** (0.290)	4.425*** (0.282)
控制变量	已控制	已控制	已控制
第一阶段 F 值	55.99***		
Kleibergen-Paap rk LM statistic	42.448***		
观测值数	622	622	622
R^2		0.102	0.105

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

（三）稳健性检验

为避免核心解释变量选取偏误，本文采用农户 APP 使用个数和公众号两个指标度量数字推广，以对基准回归结果进行稳健性检验。表 4 报告了 APP 使用个数和公众号对农户化肥减量的影响。回归 1 和回归 2 估计结果显示，APP 使用个数对农户亩均化肥施用费用和亩均化肥施用量均产生显著负向影响。这一结果的原因可能在于，APP 使用个数增加帮助农户更多地了解绿色施肥技术，有利于实现化肥减量。回归 3 和回归 4 估计结果显示，公众号对农户亩均化肥施用费用和亩均化肥施用量均产生显著负向影响。苹果种植技术推广公众号能持续向农户推送苹果种植技术相关信息，其中包括合理施肥建议，引导农户使用商品有机肥等绿色肥料，从而实现化肥减量。综上所述，改变数字推广度量方式后，数字推广对农户化肥减量的正向作用依然存在，进一步证实本文基准回归结果的稳健性。

表 4 数字推广影响农户化肥减量的稳健性检验回归结果

变量或指标名称	亩均化肥施用费用	亩均化肥施用量	亩均化肥施用费用	亩均化肥施用量
	回归 1	回归 2	回归 3	回归 4
APP 使用个数	-0.080* (0.042)	-0.128*** (0.041)		
公众号			-0.137** (0.059)	-0.127** (0.056)
常数项	6.509*** (0.278)	4.120*** (0.272)	6.516*** (0.278)	4.102*** (0.273)
控制变量	已控制	已控制	已控制	已控制
观测值数	622	622	622	622
R ²	0.107	0.129	0.097	0.090

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

此外，为验证研究结果稳健性，本文还采用概率权重做加权回归，即赋予具有较强代表性村庄的农户样本较大的抽样权重，以此作为稳健性检验。回归结果亦与基准回归结果基本一致（如表 5 所示）。

表 5 数字推广影响农户化肥减量的加权回归结果

变量或指标名称	亩均化肥施用费用		亩均化肥施用量	
	回归 1	回归 2	回归 3	回归 4
是否使用 APP	-0.315*** (0.069)	-0.294*** (0.067)	-0.419*** (0.077)	-0.397*** (0.075)
常数项	6.577*** (0.287)	6.675*** (0.287)	3.997*** (0.280)	4.160*** (0.273)
控制变量	已控制	已控制	已控制	已控制
观测值数	622	622	622	622
R ²	0.073	0.127	0.113	0.150

注：①***表示 1%的显著性水平。②括号中为稳健标准误。③控制变量同表 2。

（四）作用机制检验

上述回归结果分析表明，数字推广对农户化肥减量有显著正向影响，进一步地，数字推广通过何种机制对此产生影响？下面本文从替代技术效应、效益认知效应视角讨论数字推广促进农户化肥减量的作用机制。

1. 替代技术效应。已有研究表明，绿色肥料与化肥之间存在替代关系（杨钰蓉和罗小锋，2018）。由于农业生产特性，农户增加施用配方肥、商品有机肥等绿色肥料后，自然会减少施用化肥。具体来说，一方面，有限的农业生产成本促成绿色肥料与化肥的替代关系；另一方面，作物生长需求与土地施肥量标准限制农户同时施用过量的绿色肥料和化肥。数字推广缓解农户在农业生产中的信息不对称，传播绿色施肥技术信息，降低农户技术学习门槛，提高农户对绿色施肥技术了解程度和认可程度，促使其采用绿色施肥技术，实现化肥减量（Deng et al., 2019）。因此，从理论上分析可以得出，数字推广会通过影响农户绿色施肥技术采用行为，促进化肥减量。下面通过回归分析对此加以验证。

回归结果如表 6 所示。从回归 1~4 的结果可以看出，在控制样本个体特征、家庭特征和地区特征后，农户使用苹果种植技术推广 APP 对配方肥、商品有机肥、农家肥和生物肥料等绿色肥料施用量均有显著促进作用，表明使用苹果种植技术推广 APP 促使农户采用绿色施肥技术，有利于实现化肥减量。本文也采用允许不同方程之间存在相关性的多元 Probit 模型和有序 Probit 模型进行回归，作为机制分析的稳健性检验，回归结果基本一致^①。因此，数字推广能通过促进农户采用绿色施肥技术促进化肥减量，假说 H2 得以验证。

表 6 数字推广影响农户化肥减量的作用机制估计结果

变量或指标名称	技术替代效应				效益认知效应	
	配方肥 回归 1	商品有机肥 回归 2	农家肥 回归 3	生物肥料 回归 4	生态效益 回归 5	经济效益 回归 6
是否使用 APP	207.764* (123.138)	97.705** (48.624)	1131.418*** (358.134)	202.089*** (44.283)	0.633*** (0.065)	0.379*** (0.075)
常数项	-3947.207*** (772.585)	-53.656 (230.330)	-1320.993 (1809.575)	-447.647** (224.533)	0.255 (0.320)	-0.467 (0.327)
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	622	622	622	622	622	622
Wald 值	55.28***	50.42***	49.84***	69.56***		
R ²					0.205	0.133

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

2. 效益认知效应。数字推广能提高农户生态效益和经济效益认知：一方面，数字推广拓宽农户信息获取渠道，使农户拥有更多途径了解化肥过量施用给土壤环境乃至整个生态系统带来的威胁，提高农户生态效益认知，促进化肥减量；另一方面，数字推广增加农户对先进种植模式和施肥方式的了解，

^①限于篇幅，回归结果未列出，感兴趣的读者可通过编辑部向作者索取。

包括施用商品有机肥等绿色施肥技术的益处和化肥减量的增收效应等（Campenhout et al., 2021）。故数字推广在理论上可以通过提高农户生态效益和经济效益认知，促进其化肥减量。下面通过回归分析加以验证。

回归结果见表 6。由回归 5 和回归 6 的结果可以看出，在控制样本个体特征、家庭特征和地区特征后，农户使用苹果种植技术推广 APP 能显著提高他们的化肥减量生态效益和经济效益认知，促进其化肥减量。因此，假说 H3 得以验证。

（五）异质性分析

1. 数字推广与农户化肥减量：基于数字素养差异性。数字素养^①指个体在数字环境下利用互联网信息技术手段，快速有效地发现并获取信息、评价信息、整合信息、交流信息的综合素养。具体而言，数字素养涵盖个体最基本的找寻和学习有效数字信息能力以及个体对信息通信技术（ICT）的主观认知。因此，下文用互联网使用方式和互联网重要性来衡量农户的数字素养，分析数字推广是否会因农户数字素养不同而产生差异化影响。

数字推广对农户生产行为的影响取决于农户的数字产品使用方式。本文根据样本农户对问卷中“您使用互联网学习（农业技术知识等）的频率有多高？”的回答，将样本分为高学习频率和低学习频率两组做分组回归，回归结果见表 7。表 7 回归 1 和回归 3 的结果表明，是否使用 APP 对高学习频率农户亩均化肥施用费用和亩均化肥施用量有显著负向影响。模型邹检验 F 统计量分别为 1.52 和 2.01，表明数字推广对高学习频率农户和低学习频率农户化肥减量的影响存在差异，对高学习频率农户的影响更大。

表 7 数字推广影响农户化肥减量：基于数字素养差异性

变量或指标名称	亩均化肥施用费用		亩均化肥施用量		亩均化肥施用费用		亩均化肥施用量	
	高学习频率	低学习频率	高学习频率	低学习频率	高互联网重要性	低互联网重要性	高互联网重要性	低互联网重要性
	回归 1	回归 2	回归 3	回归 4	回归 5	回归 6	回归 7	回归 8
是否使用 APP	-0.302*** (0.075)	-0.197 (0.139)	-0.428*** (0.085)	-0.378** (0.148)	-0.319*** (0.067)	0.003 (0.200)	-0.405*** (0.075)	-0.595** (0.253)
常数项	6.801*** (0.347)	6.424*** (0.464)	4.501*** (0.372)	3.999*** (0.434)	6.444*** (0.321)	6.870*** (0.504)	4.076*** (0.312)	4.335*** (0.587)
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

^①数字素养概念最早由以色列学者 Y. Eshet-Alkalai 提出，后由 Paul Gilster 在 1998 年出版的著作《Digital Literacy》中正式提出，并将数字素养定义为对数字时代信息的使用与理解的能力，强调数字技术作为基本生活技能的重要性（Gilster, 1998）。这一概念后来受到国际图书馆协会联合会（International Federation of Library Associations and Institutions, IFLA）、经济合作与发展组织（Organization for Economic Co-operation and Development, OECD）、英国联合信息系统委员会（Joint Information Systems Committee, JISC）等国际组织认同。

表 7 (续)

观测值数	394	228	394	228	513	109	513	109
R ²	0.155	0.132	0.170	0.192	0.139	0.257	0.154	0.250
邹检验F 统计量	1.52*		2.01***		1.69**		1.32	
	(0.077)		(0.005)		(0.036)		(0.182)	

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

此外，在信息时代，以互联网为代表的信息技术提高了劳动生产率、土地生产率和全要素生产率（朱秋博等，2019）。同时，互联网作为数字推广的重要媒介，可以帮助农户有效使用苹果种植技术推广 APP。农户越重视互联网，越愿意将网络与生活联系起来，享受“数字推广红利”，有利于实现化肥减量。因此，本文按照农户对“互联网对您有多重要？”的回答，将样本分为高互联网重要性和低互联网重要性两组做分组回归，回归结果见表 7。

表 7 回归 5 和回归 7 的结果表明，数字推广主要对高互联网重要性农户亩均化肥施用费用和亩均化肥施用量有显著负向影响。模型邹检验 F 统计量分别为 1.69 和 1.32，表明数字推广对高互联网重要性农户和低互联网重要性农户亩均化肥施用费用的影响存在差异，对高互联网重要性农户的影响更大。

基于上述分析，本文发现相较于数字素养较低的农户，数字推广更有助于数字素养较高的农户实现化肥减量。可能的原因在于，苹果种植技术推广 APP 是伴随信息时代出现的新产品，农户需要具备一定学习能力和数字素养，才能了解并且通过苹果种植技术推广 APP 获取有价值的信息。农户数字素养越高，其接受新鲜事物能力越强，越能从苹果种植技术推广 APP 中获取更多施肥技术信息，促进化肥减量。

2.数字推广与农户化肥减量：基于社会资本差异性。社会资本指个体调配社会网络中各项资源的能力。一方面，社会资本为农户提供丰富的社会资源，拓宽农户信息获取渠道，使其更容易接触和学习农业技术；另一方面，社会资本通过社会网络影响农户生活和种植习惯，当周围农户通过苹果种植技术推广 APP 学习先进种植模式和施肥方式时，农户使用苹果种植技术推广 APP 意愿更强。因此，本文按照农户手机中常用联系人数量均值，将样本分为高社会资本和低社会资本两组做分组回归，回归结果见表 8。

表 8 数字推广影响农户化肥减量：基于社会资本差异性

变量或指标名称	亩均化肥施用费用		亩均化肥施用量	
	高社会资本 回归 1	低社会资本 回归 2	高社会资本 回归 3	低社会资本 回归 4
是否使用 APP	-0.329*** (0.092)	-0.221** (0.093)	-0.387*** (0.093)	-0.387*** (0.116)
常数项	6.392*** (0.505)	6.720*** (0.338)	3.920*** (0.502)	4.408*** (0.324)
控制变量	已控制	已控制	已控制	已控制

表 8 (续)

观测值数	249	373	249	373
R ²	0.185	0.113	0.263	0.103
邹检验 F 统计量	1.21 (0.238)		1.25 (0.238)	

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

表 8 的结果表明，数字推广对高社会资本农户和低社会资本农户的亩均化肥施用费用和亩均化肥施用量均有显著负向影响，只是对亩均化肥施用费用负向影响的显著性在两类农户中存在差异。然而，模型邹检验 F 统计量分别为 1.21 和 1.25，表明数字推广对高社会资本农户和低社会资本农户化肥减量的影响不存在显著差异。可能的原因在于，数字推广与新型社交方式和社交媒介（如微信或其他社交 APP 等）相关程度较高，而本文度量社会资本的指标为传统社交方式的联系人数量，它与数字推广关联程度相对较低，较难体现数字推广对不同社会资本农户化肥减量的影响差异。

3.数字推广与农户化肥减量：基于经营规模差异性。随着农业规模经营的发展，小农户和规模户在信息获取、社会资本、政府补贴等方面存在显著差异。与小农户相比，规模户更愿意采用绿色农业技术。农户经营规模越大，越有利于提高其种植专业性，农户更倾向于接受数字推广，实现化肥减量。因此，参考已有研究（许庆等，2020），本文按照农户经营规模的中位数将样本分为规模户和小农户两组做分组回归，回归结果见表 9。

表 9 数字推广影响农户化肥减量：基于经营规模差异性

变量或指标名称	亩均化肥施用费用		亩均化肥施用量	
	规模户 回归 1	小农户 回归 2	规模户 回归 3	小农户 回归 4
是否使用 APP	-0.282*** (0.080)	-0.238** (0.113)	-0.412*** (0.087)	-0.371*** (0.138)
常数项	6.662*** (0.382)	6.648*** (0.406)	4.278*** (0.386)	4.357*** (0.427)
控制变量	已控制	已控制	已控制	已控制
观测值数	376	246	376	246
R ²	0.148	0.150	0.154	0.178
邹检验 F 统计量	1.64** (0.037)		0.97 (0.499)	

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

表 9 的结果表明，数字推广对规模户和小农户的亩均化肥施用费用和亩均化肥施用量均有显著负向影响，然而负向影响的显著性在规模户和小农户中存在差异。模型邹检验 F 统计量分别为 1.64 和 0.97，表明数字推广对规模户和小农户亩均化肥施用费用的影响存在显著差异，对规模户亩均化肥施用费用的影响更大，然而对亩均化肥施用量的影响不存在显著差异。

因此,本文发现相较于小农户,数字推广更有助于规模户实现化肥减量。值得注意的是,相较于亩均化肥施用量,数字推广对不同农户亩均化肥施用费用的影响差异更明显。可能的原因在于:一方面,相较于小农户,规模户更具信息优势,以实现低成本、高效率的农业生产要素投入,从而减少化肥投入成本;另一方面,规模户对化肥需求量更大,在肥料采购市场上更具价格谈判优势,他们可以利用规模优势获得较低化肥价格,从而降低化肥投入成本。

五、结论与政策启示

化肥施用推动中国农业经济发展,然而,化肥过量施用造成土壤肥力下降与水污染等资源与环境问题,严重威胁农产品质量安全,阻碍农业可持续发展。本文以2021年陕西省苹果主产区622户苹果种植户调查数据为基础,系统评估数字推广对农户化肥减量的影响及作用机制,并探讨这一作用因数字素养、社会资本和经营规模不同而产生的差异。

本文的主要研究结论包括以下3个方面:第一,基准回归结果表明,数字推广具有显著的化肥减量效应,在控制地权稳定性、土壤肥力和技术补贴等其他影响因素的情况下,数字推广具有化肥减量效应的基本结论成立。第二,机制分析表明,数字推广能通过促进农户采用绿色施肥技术、提高农户化肥减量生态效益和经济效益认知,实现化肥减量。第三,异质性分析表明:从数字素养视角来看,一方面,对于亩均化肥施用费用,数字推广对高数字素养农户具有显著化肥减量效应,而对低数字素养农户影响不显著;另一方面,对于亩均化肥施用量,数字推广对高数字素养农户化肥减量效应更明显。从经营规模视角来看,数字推广对规模户亩均化肥施用费用的负向影响更明显。

上述研究结论揭示了数字推广有助于实现农户化肥减量,研究结论具有以下政策启示:第一,应注意到数字推广对农户化肥减量的促进作用。政府应发挥数字推广对农户生态效益和经济效益认知的促进作用,增强农户化肥减量意识,进一步加大数字推广力度,促进数字农业发展。第二,数字推广更有助于高数字素养农户实现化肥减量,一方面,政府不仅应增加农村教育建设投资,增强农户学习能力,提高其综合素质,还应增加农村基础设施建设投资,提高农村网络普及率,并做好网络信息宣传工作,扩大农户网络参与度。另一方面,政府应加强对农户的培训,引导农户主动增强自身学习能力,重视农业数字化发展,提高自身数字素养,以适应农村数字经济发展,享受数字红利。第三,由于数字推广更有助于规模户减少亩均化肥施用费用,政府应通过土地整治等手段适度扩大农户经营规模,鼓励农户丰富经营方式,增强化肥减量效果。

本文也存在一定局限性。一方面,本文采用截面数据研究数字推广的化肥减量效应,而使用面板数据分析该问题能更好地处理模型中可能存在的内生性问题。因此,在未来研究中,课题组将考虑对已调查农户开展追踪调查,收集面板数据,进一步探究农户化肥减量的影响因素。另一方面,本文对数字推广的衡量方式不够丰富,后续可考虑采用农户苹果种植技术推广APP使用年限、农户对苹果种植技术推广APP的重视程度等指标衡量数字推广。

参考文献

- 1.程名望、张家平, 2019:《互联网普及与城乡收入差距:理论与实证》,《中国农村经济》第2期,第19-41页。
- 2.高晶晶、彭超、史清华, 2019:《中国化肥高用量与小农户的施肥行为研究——基于1995—2016年全国农村固定观察点数据的发现》,《管理世界》第10期,第120-132页。
- 3.高晶晶、史清华, 2021:《中国农业生产方式的变迁探究——基于微观农户要素投入视角》,《管理世界》第12期,第124-134页。
- 4.高天志、冯辉、陆迁, 2022:《数字农技推广服务促进了农户绿色生产技术选择吗?——基于黄河流域3省微观调查数据》,《农业技术经济》, <http://www.doi.org/10.13246/j.cnki.jae.20220425.001>。
- 5.金书秦、牛坤玉、韩冬梅, 2020:《农业绿色发展路径及其“十四五”取向》,《改革》第2期,第30-39页。
- 6.孔祥智、张琛、张效榕, 2018:《要素禀赋变化与农业资本有机构成提高——对1978年以来中国农业发展路径的解释》,《管理世界》第10期,第147-160页。
- 7.梁志会、张露、张俊飏, 2020:《土地转入、地块规模与化肥减量——基于湖北省水稻主产区的实证分析》,《中国农村观察》第5期,第73-92页。
- 8.陆钰凤、刘进、许庆, 2022:《中国化肥减量政策变迁及其内在逻辑》,《农业经济问题》第9期,第74-85页。
- 9.罗小娟、冯淑怡、黄信灶, 2019:《信息传播主体对农户施肥行为的影响研究——基于长江中下游平原690户种粮大户的空间计量分析》,《中国人口·资源与环境》第4期,第104-115页。
- 10.马述忠、胡增玺, 2022:《数字金融是否影响劳动力流动?——基于中国流动人口的微观视角》,《经济学(季刊)》第1期,第303-322页。
- 11.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。
- 12.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、第207页。
- 13.仇焕广、栾昊、李瑾、汪阳洁, 2014:《风险规避对农户化肥过量施用行为的影响》,《中国农村经济》第3期,第85-96页。
- 14.宋以玲、于建、陈士更、肖承泽、李玉环、苏秀荣、丁方军, 2018:《化肥减量配施生物有机肥对油菜生长及土壤微生物和酶活性影响》,《水土保持学报》第1期,第352-360页。
- 15.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。
- 16.杨钰蓉、罗小锋, 2018:《减量替代政策对农户有机肥替代技术模式采纳的影响——基于湖北省茶叶种植户调查数据的实证分析》,《农业技术经济》第10期,第77-85页。
- 17.张聪颖、霍学喜, 2018:《劳动力转移对农户测土配方施肥技术选择的影响》,《华中农业大学学报(社会科学版)》第3期,第65-72页、第155页。
- 18.张露、罗必良, 2020:《农业减量化:农户经营的规模逻辑及其证据》,《中国农村经济》第2期,第81-99页。
- 19.张淑娴、陈美球、谢贤鑫、邝佛缘、刘艳婷、周丹, 2019:《生态认知、信息传递与农户生态耕种采纳行为》,《中国土地科学》第8期,第89-96页。

- 20.张勋、万广华、吴海涛, 2021:《缩小数字鸿沟: 中国特色数字金融发展》,《中国社会科学》第8期,第35-51页、第204-205页。
- 21.张云华、彭超、张琛, 2019:《氮元素施用与农户粮食生产效率: 来自全国农村固定观察点数据的证据》,《管理世界》第4期,第109-119页。
- 22.郑淋议、钱文荣、刘琦、郭小琳, 2021:《新一轮农地确权对耕地生态保护的影响——以化肥、农药施用为例》,《中国农村经济》第6期,第76-93页。
- 23.朱秋博、白军飞、彭超、朱晨, 2019:《信息化提升了农业生产率吗?》,《中国农村经济》第4期,第22-40页。
- 24.Aker, J. C., 2011, "Dial 'A' for Agriculture: A Review of Information and Communication Technologies for Agricultural Extension in Developing Countries", *Agricultural Economics*, 42(6): 631-647.
- 25.Arouna, A., J. D. Michler, W. G. Yergo, and K. Saito, 2020, "One Size Fits All? Experimental Evidence on the Digital Delivery of Personalized Extension Advice in Nigeria", *American Journal of Agricultural Economics*, 103(2): 596-619.
- 26.Barham, B. L., J. P. Chavas, D. Fitz, V. Ríos-Salas, and L. Schechter, 2015, "Risk, Learning, and Technology Adoption", *Agricultural Economics*, 46(1): 11-24.
- 27.Burke, W. J., E. Frossard, S. Kabwe, and T. S. Jayne, 2019, "Understanding Fertilizer Adoption and Effectiveness on Maize in Zambia", *Food Policy*, Vol. 86: 101721.
- 28.Campenhou, B. V., D. J. Spielman, and E. Lecoutere, 2021, "Information and Communication Technologies to Provide Agricultural Advice to Smallholder Farmers: Experimental Evidence from Uganda", *American Journal of Agricultural Economics*, 103(1): 317-337.
- 29.Deng, X., D. Xu, M. Zeng, and Y. Qi, 2019, "Does Internet Use Help Reduce Rural Cropland Abandonment? Evidence from China", *Land Use Policy*, Vol. 89: 104243.
- 30.Dzanku, F. M., R. D. Osei, P. K. Nkegbe, and I. Osei-Akoto, 2022, "Information Delivery Channels and Agricultural Technology Uptake: Experimental Evidence from Ghana", *European Review of Agricultural Economics*, 49(1): 82-120.
- 31.Fernando, A. N., 2021, "Seeking the Treated: The Impact of Mobile Extension on Farmer Information Exchange in India", *Journal of Development Economics*, 153(484): 102713.
- 32.Gilster, P., 1998, *Digital Literacy*, New York: Wiley, 70-78.
- 33.Harou, A. P., M. Madajewicz, H. Michelson, C. A. Palm, N. Amuri, C. Magomba, and R. Weil, 2022, "The Joint Effects of Information and Financing Constraints on Technology Adoption: Evidence from a Field Experiment in Rural Tanzania", *Journal of Development Economics*, 155(514): 102707.
- 34.Kolko, J., 2012, "Broadband and Local Growth", *Journal of Urban Economics*, 71(1): 100-113.
- 35.Liverpool-Tasie, L. S. O., B. T. Omonona, A. Sanou, and W. O. Ogunleye, 2017, "Is Increasing Inorganic Fertilizer Use for Maize Production in SSA a Profitable Proposition? Evidence from Nigeria", *Food Policy*, 67(2): 41-51.
- 36.Oyinbo, O., J. Chamberlin, T. Abdoulaye, and M. Maertens, 2022, "Digital Extension, Price Risk, and Farm Performance: Experimental Evidence from Nigeria", *American Journal of Agricultural Economics*, 104(2): 831-852.
- 37.Pan, D., and N. Zhang, 2018, "The Role of Agricultural Training on Fertilizer Use Knowledge: A Randomized Controlled

Experiment”, *Ecological Economics*, Vol. 148: 77-91.

38.Saito, K., S. Diack, I. Dieng, and M. K. N'Diaye, 2015, “On-farm Testing of a Nutrient Management Decision-support Tool for Rice in the Senegal River Valley”, *Computers and Electronics in Agriculture*, 116(5): 36-44.

39.Williamson, O. E., 1979, “Transaction-Cost Economics: The Governance of Contractual Relations”, *Journal of Law and Economics*, 22(2): 233-261.

40.Zheng, H., W. Ma, F. Wang, and G. Li, 2021, “Does Internet Use Improve Technical Efficiency of Banana Production in China? Evidence from a Selectivity-corrected Analysis”, *Food Policy*, 102(1): 102044.

(作者单位: ¹ 陕西师范大学西北历史环境与经济社会发展研究院;

² 南京农业大学金融学院;

³ 华中科技大学经济学院)

(责任编辑: 柳 荻)

Digital Extension and Farmers' Fertilizer Reduction: An Empirical Analysis of China's Major Apple Producing Areas in Shaanxi Province

MAO Hui LIU Shuwen PENG Peng YANG Zhuoyue

Abstract: Fertilizer reduction is an important measure to achieve sustainable agricultural development in China, and digital extension can provide farmers with personalized technology extension services at a lower cost and faster pace. However, empirical evidence on the impact of digital extension on farmers' fertilizer reduction is still scarce. Based on the survey data of 622 apple growers in major apple producing areas in Shaanxi Province, China, this article analyzes the impact of digital extension on farmers' fertilizer reduction and its mechanism. The benchmark regression results show that digital extension has a significant inhibitory effect on the cost and amount of fertilizer application. This conclusion remains robust after a series of robustness tests. In terms of action mechanism, the results show that digital extension can reduce the cost and amount of fertilizer application by encouraging farmers to adopt green fertilization technology that can replace traditional chemical fertilizer. Besides, digital extension can reduce the cost and amount of fertilizer application by improving farmers' awareness of the ecological and economic benefits of fertilizer reduction. Heterogeneity analysis shows that compared with farmers with low digital literacy, digital extension has a greater impact on fertilizer reduction of farmers with high digital literacy. Moreover, compared with small-scale farmers, digital extension has a greater negative impact on fertilizer application costs of large-scale farmers.

Key words: Digital Extension; Green Fertilization Technology; Farmer's Cognition; Fertilizer Reduction

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

刘 进¹ 贾杰斐^{1,2} 许 庆^{1,2}

摘要：基于全国农村固定观察点 2009—2018 年数据，本文实证分析了农机购置补贴对小农户农机社会化服务获得的影响。研究结果显示：农机购置补贴不仅显著提高了小农户的农机社会化服务可得性，还扩大了其社会化服务获得规模。机制分析发现，农机购置补贴改变了农户的流动性约束和要素的相对价格，促进了农机社会化服务市场的发育，继而影响了小农户的农机社会化服务获得。农机购置补贴效果还因农户所在区域的资源禀赋差异而有所不同，相比于其他地区，农机社会化服务市场容量较大地区、土地细碎化程度较轻地区和地形坡度较小地区的补贴效果更为显著。因此，应积极消除禀赋约束的不利影响，充分发挥农机购置补贴在小农户和现代农业发展有机衔接中的作用。

关键词：农机购置补贴 农机社会化服务 小农户 禀赋约束

中图分类号：F326.1 **文献标识码：**A

一、引言

2021 年 7 月 7 日，《农业农村部关于加快发展农业社会化服务的指导意见》发布，明确了发展农业社会化服务是实现小农户和现代农业发展有机衔接的基本途径和主要机制，强调不断提升服务能力和水平，进一步引领小农户进入现代农业发展轨道^①。同年 8 月 11 日，《农业农村部办公厅关于开展农业社会化服务创新试点工作的通知》明确表明在全国开展农业社会化服务创新试点^②。2022 年 10 月，

*本文研究得到国家社会科学基金重大项目“以深化改革促进全体人民共同富裕研究”（编号：22ZDA030）、国家自然科学基金青年项目“WTO 框架下农业补贴改革对粮食生产的影响及应对研究”（编号：72103116）以及上海财经大学创新团队项目“稳步推进农村集体产权制度改革角度下农民获得更多土地财产权益的体制及机制创新研究”（编号：2018110693）的支持。感谢匿名审稿专家提出的宝贵意见，但文责自负。本文通讯作者：贾杰斐。

^①资料来源：http://www.gov.cn/zhengce/zhengceku/2021-07/16/content_5625383.htm。

^②资料来源：http://www.moa.gov.cn/xw/bmdt/202108/t20210812_6374019.htm。

党的二十大报告也强调“发展新型农业经营主体和社会化服务”^①。第三次全国农业普查数据显示，中国有 2.3 亿小规模经营农户，当前和今后很长时间内，小农户经营仍将是中国农业的主要经营方式。在这一国情农情之下，提高小农户的社会化服务获得，能够将其卷入农业分工经济的实践，并引入现代农业发展轨道（张露和罗必良，2018）。由于农业机械化是现代农业发展的重要基础和标志（张红宇，2018），因此，在当前加快建设农业强国和推进农业农村现代化的进程中，农机社会化服务成为农业社会化服务的关键环节，现有关于农业社会化服务（尤其是面向小农户的服务）的探讨也主要集中于农机社会化服务（仇童伟等，2021）。从日本小农户的发展经验来看，提高其社会化服务的获得离不开政府对社会化服务市场培育和发展的补贴支持，因此，通过支持农业机械化发展农机社会化服务，是实现小农户和现代农业发展有机衔接的重要路径。

然而，在新中国成立之后的相当长时间里，农业扮演着支持工业发展的角色，且囿于财政实力，政府对于农业的支持主要体现在粮食价格干预、农资价格优待和一般性农业生产服务的提供上，而与农机社会化服务有关的补贴支持相对较少。进入 21 世纪之后，中国总体上进入了工业反哺农业的阶段，尤其是财政实力得到了大幅提升，这为支持农机社会化服务发展提供了经济条件。2004 年中央“一号文件”首次提出，要“提高农业机械化水平，对农民个人、农场职工、农机专业户和直接从事农业生产的农机服务组织购置和更新大型农机具给予一定补贴”^②。随后，中央连续颁布了《关于做好全国 1000 个种粮大户农机具购置补贴奖励工作的通知》、《农业机械购置补贴资金使用管理办法（试行）》和《关于下达 2004 年农业机械购置补贴项目资金的通知》，对农机购置补贴政策的具体实施做了初步规定。同年 11 月，中央颁布了《中华人民共和国农业机械化促进法》，规定“中央财政、省级财政应当分别安排专项资金，对农民和农业生产经营组织购买国家支持推广的先进适用的农业机械给予补贴”^③，进一步将农机购置补贴政策提上立法层面。从补贴政策的稳定性来看，为促进粮食生产提质增效和顺应 WTO 规则（许庆等，2021；杨青等，2022），农业“四补贴”（种粮农民直接补贴、农资综合补贴、农作物良种补贴和农机购置补贴）中的前三项补贴在 2016 年后合并成为农业支持保护补贴，用于支持耕地地力保护和粮食适度规模经营，农机购置补贴虽也经历过小调整，但基本保持不变，成为农业“四补贴”中唯一延续至今的政策。从补贴规模和实施区域来看，2004 年农机购置补贴仅在安徽、河北、黑龙江等 16 个省（区、市）的 66 个县实施，中央补贴规模也只有 0.78 亿元。随后，补贴规模逐年扩大，2009 年增加到 130 亿元，实施区域也扩大到全国所有农牧业县。2014 年农机购置补贴规模进一步上升到 240 亿元，近些年基本维持在 200 亿元水平上下。2022 年，中央财政

^①参见《习近平：高举中国特色社会主义伟大旗帜 为全面建设社会主义现代化国家而团结奋斗——在中国共产党第二十次全国代表大会上的报告》，http://www.gov.cn/xinwen/2022-10/25/content_5721685.htm。

^②参见《中共中央 国务院关于促进农民增加收入若干政策的意见》，http://www.gov.cn/gongbao/content/2004/content_63144.htm。

^③资料来源：<http://www.npc.gov.cn/npc/c12435/201811/55a63308b6354fcc9f03230dac7c591b.shtml>。

安排的农机购置补贴资金为 212 亿元^①。在连续的补贴支持下，不少农机装备产品实现了从无到有、从少到多、从有到优的转变，全国农机总动力也从 2003 年的 6.04 亿千瓦^②上升到 2021 年的 10.78 亿千瓦。与此同时，全国农机社会化服务得到了快速发展。2021 年，农机服务组织达到了 19.34 万个，其中农机专业合作社 7.60 万个，此外农机作业服务专业户也有 415.90 万个^③。那么，在小农户经营占主导的国情农情下，农机购置补贴对小农户农机社会化服务获得产生了怎样的影响？影响机制如何？进一步地，这种影响是否因禀赋约束不同而有所不同？

目前，对于农机购置补贴或农业社会化服务的讨论较丰富，但有关二者之间关系的分析付之阙如。有关农机购置补贴的研究，大多数文献关注的是补贴的政策效果。洪自同和郑金贵（2012）利用福建省农户调查数据，从农户是否扩大粮食种植面积以及扩大多少种植面积两个方面探讨了农机购置补贴政策对农户粮食生产行为的影响，发现农户的农机购置补贴政策评价对其是否扩种水稻无影响，但对扩种的水稻面积存在显著正向影响。吕炜等（2015）基于省级面板数据，从农村“推力”的角度分析了农机购置补贴对农村劳动力转移的影响，发现农机购置补贴在粮食主产区对农村劳动力流出有显著的促进作用，但在非粮食主产区则影响不明显。王许沁等（2018）基于省级面板数据，从激励效应和挤出效应两个视角测算了农机购置补贴对农机保有量和农业机械化水平的影响，发现农机购置补贴对二者的正向影响逐年下降。田晓晖等（2021）则是结合县级数据和卫星遥感数据，从农机购置补贴视角分析了农业机械化对生态环境的差异性影响。此外，还有学者分析了农机购置补贴对农户收入的影响（Key and Roberts, 2006；周振等，2016；杨义武和林万龙，2021）。

有关农业社会化服务的研究，已有的文献主要关注社会化服务的发展现状、制约因素以及对农业生产的作用。国务院发展研究中心《农业社会化服务体系研究》课题组（1992）对农业社会化服务的发生及发展因素、服务体系目标及重点确定、服务体系发展趋势及若干政策问题等几个方面做了研究，认为农业社会化服务的问题主要是服务总供给不足，而财政支持有限是服务供给不足的重要原因。黄佩民等（1996）总结了农业社会化服务的历史经验、基本现状和发展途径，认为农业社会化服务是实现农业现代化的基本保障，并且社会化服务水平存在地区差异。随着城镇化快速发展，农村劳动力不断转移，资本要素开始不断替代劳动力要素进入农业生产，而以农业机械化为主要内容的社会化服务问题开始受到关注，并得到了诸多讨论，如李琴等（2017）基于中国南方五省的稻农数据，探讨了地块特征对农业机械服务利用的影响，发现地块面积、基础设施便利性、地块来源和土壤质量都会影响农户对农业机械服务的利用。相类似，蔡键等（2017）分析了农户产生农机服务外包需求的原因，发现土地资源条件是影响农机服务外包需求的根本因素。杨子等（2019）、Adu-Baffour et al.（2019）及

^①2004 年、2009 年和 2014 年数据来源于 2005 年、2010 年和 2015 年出版的《中国农业机械工业年鉴》；2022 年数据来源于《关于政协第十三届全国委员会第五次会议第 01355 号（农业水利类 116 号）提案答复的函》，https://www.moa.gov.cn/govpublic/NCJJTZ/202208/t20220831_6408228.htm。

^②数据来源：《全国农业机械化发展概况》，http://www.gov.cn/test/2005-07/04/content_11973.htm。

^③数据来源：《2021 年全国农业机械化发展统计公报》，http://www.njhs.moa.gov.cn/nyjxhqk/202208/t20220817_6407161.htm。

钟真等（2020）分别研究了土地规模经营、农民收入、土地流转与农业社会化服务之间的关系，最新的一些研究更加关注农机社会化服务与农业生产效率的关系（例如仇童伟等，2021；张丽和李容，2021）。

回顾以往文献可以看出：第一，关于农机购置补贴的政策效果，既有文献大多关注于补贴对农业生产投入水平和农户收入等方面的影响。第二，关于农业社会化服务，已有文献主要讨论社会化服务的发展现状、制约因素及其对农业生产的影响。综合来看，以往文献对农机购置补贴与农户农机社会化服务之间的关系着墨不多，并且缺乏相关的微观实证研究。事实上，机械化是现代农业发展的重要基础和标志，小农户和现代农业发展有机衔接的核心就是提高小农户对于社会化服务的获得，而旨在提高农业机械化水平的农机购置补贴是否也对小农户的社会化服务获得产生了影响？本文拟利用全国农村固定观察点 2009—2018 年数据对此进行实证分析。

本文可能的边际贡献在于：第一，本文研究基于全国农村固定观察点的 10 年期面板数据分析农机购置补贴对小农户农机社会化服务获得的影响，并进一步细化，分别研究农机购置补贴对于小农户的农机社会化服务可得性和服务获得规模的影响，弥补了相关微观实证研究的不足。第二，本文研究从农业分工视角系统阐述了农机购置补贴、农机社会化服务以及禀赋约束之间的内在联系，对农机购置补贴作用于农机社会化服务的机制和制约因素两方面内容做了深入讨论，并进行了实证检验。

二、研究假说

（一）农机购置补贴与农机社会化服务市场

1. 农机购置补贴、流动性约束与农机社会化服务供给。农户面临的流动性约束主要体现于三方面：一是代表农业技术进步的农机特别是一些大型农机不仅具有高度的投资专用性，而且价格不菲，动辄数万元一台的农机超出了大部分农户的支付能力；二是农户缺乏有效的抵押品，正规金融机构的信贷供给意愿不足；三是由于农业生产的自然特性，农户还面临着季节性的流动性约束（Fink et al., 2020）。因此，在受限于流动性约束的情况下，农户购买农机特别是大型农机存在一定的支付困难，而农机购置补贴的实施降低了农机的实际支付价格，能够在一定程度上缓解农户的流动性约束困境。

农机购置补贴对农机社会化服务市场发育的影响体现在两方面：一方面，农机购置补贴带动了农机保有量的快速提高，而在家庭承包责任制下，农户土地规模很小，户均不足 10 亩。保有农机的农户即使经营规模达到百亩，也无法充分利用自有的农机动力，因而会寻求将多余农机动力转化为社会化服务供给（Huang et al., 2013）。同时，对于大多数面临流动性约束而无法购机的小农户而言，本身也有着社会化服务的需求（Zhang et al., 2017），由此催生了农机社会化服务市场。另一方面，在农机社会化服务市场存在竞争的条件下，农机购置成本的下降可能部分转化为农机社会化服务价格的下降，即农机社会化服务供给曲线外移，导致农机社会化服务的均衡数量增加，服务市场进一步扩大。

2. 农机购置补贴、要素相对价格与农机社会化服务需求。作为资本要素的一种价格补贴，农机购置补贴改变了要素间的相对价格，特别是机械与劳动力的相对价格。这种相对价格变化体现在三方面：一是农机购置价格相对于劳动力价格的下降。二是机械价格从农机购置价格转变为农机社会化服务价格，从而机械对劳动要素的相对价格下降。由于农机购置价格通常较高，且作为专用性资产的农机具

投资会产生投资锁定和沉淀成本（罗必良，2017），所以购置农机对于大多数农户而言是不经济的，而农机服务价格则是可以接受的。三是农机购置成本降低和服务市场供给增加使农机社会化服务价格相对于劳动力价格进一步下降。

这种相对价格变化产生的结果，就是作为微观生产主体的农户会通过价格信号，借助市场机制，实现廉价的相对丰裕要素对昂贵的稀缺要素的替代（郑旭媛和徐志刚，2016），这既是 Hicks（1932）所提到的劳动节约型技术进步，也是 Hayami and Ruttan（1971）所描述的由要素相对价格引起的诱致性技术变迁，这种技术进步会诱导农户提高机械使用在农业生产中的相对份额。与此同时，城镇化的快速推进使得大量农村劳动力“离乡、离土、离农”，不仅造成农业劳动力要素相对稀缺，也使得该要素价格相对昂贵。此时，大部分农户的农机社会化服务需求便随之产生。基于此，本文提出如下假说：

H1：农机购置补贴通过缓解农户的流动性约束和降低资本要素的相对价格，促进了农机社会化服务市场的发展壮大。

（二）农机购置补贴、禀赋约束与小农户农机社会化服务获得

规模经济的本质是分工经济（罗必良，2017）。由于土地规模经营和服务规模经营是农业规模经济的两种实现方式，而服务规模经营产生于农业社会化服务，因此本文认为农业社会化服务的本质内涵是农业分工，强调小农户的社会化服务获得就是要将其卷入农业分工。然而，分工受市场容量和交易成本的制约（斯密，2015；罗必良，2017），农户所在区域的不同资源禀赋意味着差异化的市场容量和交易成本。因此，理论上来看，农机购置补贴对于小农户农机社会化服务获得的影响可能因农户所在区域的资源禀赋差异而表现不同。

第一，从交易成本来看，交易成本的大小制约着农机社会化服务的供给（Daum et al., 2021），而土地细碎化程度和地形是影响农机社会化服务市场交易最为重要的两个因素。其一，与其他地区相比，土地细碎化程度较重地区意味着农机作业会被严重分割，单位时间内完成一小块土地作业后再转移到另一小块土地进行作业的次数更多，而地块之间的田埂、沟渠、栅栏等无疑会增加农机作业转移的成本，使得农机社会化服务价格也更为昂贵。其二，与平原地区相比，山丘地区的地形复杂并且高度落差较大，田间机耕道路等农业基础设施条件也普遍比较薄弱，可应用于平原地区的农机设备大部分无法适应山丘地区的实际需求，特别是一些大型农业机械。而很多田块农机若要正常抵达需要铺路、搭桥等额外操作，使得农机作业难度和成本都大大增加（郑旭媛和徐志刚，2016）。这些因素导致这些地区的小农户的农机社会化服务获得水平也相应较低。基于此，本文提出如下假说：

H2：相比于其他地区，农机购置补贴对土地细碎化较重地区、地形坡度较大地区小农户农机社会化服务获得的促进作用较小。

第二，从市场容量来看，农户经营规模小或者服务需求量低会受到服务供给者的排斥（罗建强等，2021）。一方面，市场容量较小地区意味着农机社会化服务的收益较低，可能无法吸引更多服务供给，进而影响到小农户农机社会化服务的获得。另一方面，市场容量越小意味着农机社会化服务供给者实现规模经济的难度越大，因为服务供给首先需要购置农机具，而农机具购置作为一种专用性资产投资，

如果市场容量较小导致其使用频率较低,则无法形成规模经济以降低平均成本(罗必良,2017),那么其服务供给自然会减少。因此,市场容量较小的地区对农机社会化服务供给的吸引力也相对较小,该地区小农户农机社会化服务的获得水平也相对较低。基于此,本文提出如下假说:

H3: 农机购置补贴对市场容量较小地区小农户农机社会化服务获得的正向影响较小。

综上,本文认为,农机购置补贴改变了农户的流动性约束和要素的相对价格,从供需两端促进了农机社会化服务市场的发育,继而会影响小农户农机社会化服务的获得,并且这种影响会由于交易成本的存在和市场容量的限制而受到制约。需要说明的是,小农户农机社会化服务获得内含了服务可得性和服务获得规模两方面,服务可得性的提高有赖于农机社会化服务市场的壮大与服务价格的降低,农户获得的服务规模扩大与否则取决于服务价格的变化。而前文已经指出,农机购置补贴促进了服务市场的发育,随着市场的发展壮大服务价格也会进一步下降,据此,本文提出如下假说:

H4: 农机购置补贴不仅提高了小农户的农机社会化服务可得性,还扩大了服务获得规模。

三、数据来源、模型设置与变量说明

(一) 数据来源

本文研究使用的是农业农村部全国农村固定观察点2009—2018年的调查数据。该调查覆盖300多个行政村2万多个农户,样本分布在全国31个省(区、市),年度常规调查指标近2000项,调查内容涵盖农户人口、就业、收支(包含各类农业补贴)、农业生产、消费等农村经济社会的众多方面。除1992年和1994年外,对全国农村固定观察点的连续跟踪调查至今已有30多年,调查数据具有权威性和代表性。随着中国农业补贴政策体系的建立和完善,全国农村固定观察点调查数据中的农业补贴相关指标也相应更新,并从2009年开始增加了“购置和更新大型农机具补贴”^①指标来反映农机购置补贴情况,这为本研究从小农户视角考察农机社会化服务提供了重要支撑。在剔除数据缺失的样本并对部分极端值和不合理情况进行处理后,本文农户层面的观测值数为104740个。

(二) 模型设置

由于存在大量农户没有接触农机社会化服务,所以直接在全样本中研究农机购置补贴对社会化服务的影响将存在估计不一致的问题。解决此类问题通常的方法是Tobit模型,但该模型的使用有两大假设前提:第一是离散决策和连续决策的机制相同(即被解释变量为零或为正的产生机制相同);第二是随机扰动项满足正态性和同方差性假定。为了放松两大假设,Cragg(1971)提出了“两部分模型”,其思想正好适用于本研究。具体而言:第一阶段是离散决策问题,研究农机购置补贴对农户农机社会化服务可得性(即是否获得农机社会化服务)的影响;第二阶段是连续决策问题,在农户获得农机社会化服务的前提下,研究农机购置补贴对农机社会化服务规模的影响。

在第一阶段中,由于农户农机社会化服务可得性是典型的二元选择问题,所以为了分析农机购置补贴对于农户农机社会化服务可得性的影响,首先采用Logit模型展开研究,具体形式如下:

^①在数据库中,该项补贴的指标名称后改为“购置和更新农机具补贴”,2018年该指标名称又改为“农机具购置补贴”。

$$Y_{st} = F(X_1, X_2, \dots, X_n) + \varepsilon \quad (1)$$

$$\ln\left(\frac{P}{1-P}\right) = \beta_0 + \beta_1 X_1 + \beta_2 X_2 + \dots + \beta_n X_n \quad (2)$$

其中，（1）式为基础模型，（2）式为经过 Logit 变换后的模型。 Y_{st} 代表农户农机社会化服务可得性。 P 为农户享受到农机社会化服务的概率， $X_1, X_2, \dots, X_n$ 为影响农户农机社会化服务可得性的 n 类因素（包括核心解释变量和控制变量）， ε 为随机干扰项。

为了缓解可能存在的内生性问题，本文还借鉴 Katz（2001）和 Coupé（2005）的研究成果，进一步构建条件固定效应 Logit 模型（Conditional Fixed Effects Logit Model）研究农机购置补贴对于农户农机社会化服务可得性的影响，以使结果更具说服力。相较于传统 Logit 模型，条件固定效应 Logit 模型依赖于更强的前提假设，在使用时会损失一部分样本量，但是其优点在于可以控制个体和时间固定效应，从而消除可能由遗漏变量带来的内生性问题，因此，可以用作普通 Logit 模型的稳健性检验。

在对农机社会化服务可得性研究的基础上，本文进一步关注农机购置补贴对农户农机社会化服务获得规模的影响。借鉴 Barrett（2009）等的做法，本文研究选择构建双向固定效应模型，通过控制不随时间变化但随个体而异的农户特征以及只随时间变化的特征带来的影响（如 2012 年从“差价购机”到“全价购机”的补贴方式变化，可能会对结果产生影响）来缓解内生性问题。具体模型如下：

$$\ln(y_{st}) = \alpha_0 + \alpha_1 \text{subsidydummy} + \theta Z + \alpha_s + \gamma_t + \varepsilon_{st} \quad (3)$$

$$\ln(y_{st}) = \ln(\text{subsidy}) + \theta Z + \alpha_s + \gamma_t + \varepsilon_{st} \quad (4)$$

（3）式中， subsidydummy 为表征农机购置补贴可得性的虚拟变量。（4）式中， subsidy 代表农机购置补贴额； Z 代表控制变量组， α_0 为常数项， α_s 和 γ_t 分别代表个体和时间固定效应， ε_{st} 是随机干扰项。考虑到回归中可能存在的异方差及序列相关问题，本文采用村级聚类标准误进行分析。

（三）变量说明

1. 变量选取。（1）被解释变量：农机社会化服务可得性、农机社会化服务获得规模。这组变量分别反映农户是否获得农机社会化服务以及农户所获得的农机社会化服务水平。在固定观察点数据中，农机社会化服务获得规模可以用“机械作业费用”（指标解释为：租用他人机械进行作业所支出的费用）来表示，具体为各类粮食作物和经济作物机械作业费用的总和。而农机社会化服务可得性是将“机械作业费用”做虚拟变量处理来表示，具体而言，若“机械作业费用”大于 0 则农机社会化服务可得性取 1，否则取 0。除了农户层面外，本文还在村级和省级两个层面对该类变量做了加总统计并做取对数处理，用于稳健性检验。

（2）核心解释变量：农机购置补贴可得性、农机购置补贴额。这组变量分别反映农户是否获得农机购置补贴以及农户所获补贴的数额。在固定观察点数据中，农机购置补贴额可以直接用“购置和更新农机具补贴”来表示，农机购置补贴可得性则是将“购置和更新农机具补贴”做虚拟变量处理来表示，即若“购置和更新农机具补贴”大于 0 则农机购置补贴可得性取 1，否则取 0。但根据农机购置补贴的特点，获得补贴的农户通常是潜在的农机社会化服务的供给方，而其他农户通常是潜在的社会

化服务的需求方，这种补贴获得主体与服务受益主体的不一致，产生了农机的“购用分离”现象，因此，小农户农机社会化服务的获得会受到区域内其他农户农机社会化服务供给的影响。本文认为，区域内所有农户获得农机购置补贴越多，就会有越多服务供给。基于这一逻辑，本文在村级层面和省级层面分别对“购置和更新农机具补贴”本身及其虚拟变量进行加总以近似表征一定区域内的补贴获得情况。具体而言，若虚拟变量加总后大于或等于 1，则农机购置补贴可得性取 1，否则取 0。农机购置补贴额加总后取对数，从而能够通过相对量的变化更加准确地评估补贴效果。

(3) 控制变量：家庭劳动力数、经营耕地面积、经营耕地块数、家庭年收入、农作物种植结构、户主年龄、户主文化程度及户主农技培训情况等。由于在农业生产经营中，机械是对劳动的替代，所以控制变量的选择要考虑劳动力因素，本研究选择了家庭劳动力数加以控制；农业机械的使用需要与农业经营规模适配，故选择经营耕地面积（取对数）和经营耕地块数加以控制；农户的资金约束也影响着其对农机社会化服务的购买决策，所以本文对家庭年收入（取对数）做了控制。通常，粮食作物相对于经济作物的机械化程度较高，所以农作物种植结构同样需要控制；户主年龄、户主文化程度、户主农技培训情况（若户主接受过农技培训，则赋值为 1，否则赋值为 0）等户主个体特征也可能对农机社会化服务的购买决策产生影响，故加以控制。此外，考虑到 2012 年及之后农机购置补贴由“差价购机”的补贴方式转变为“全价购机”后再补贴的方式，本文设置了政策虚拟变量（政策调整后赋值为 1，政策调整前赋值为 0）。地形特征因素是农机使用中的关键因素，本文利用《中国县（市）社会经济统计年鉴（2012）》中的地形数据^①，将全国 31 个省份根据丘陵山区县所占比重^②划分为山丘区和平原区两类，分别赋值 1 和 0。其中山丘区包括广西、贵州、西藏、云南、青海、福建、四川、湖南、内蒙古、甘肃、重庆、江西、湖北、广东、山西等地，平原区包括上海、天津、北京、新疆、江苏、河北、河南、山东、安徽、宁夏、辽宁、陕西、吉林、黑龙江、浙江、海南等地。

2. 主要变量的描述性统计。本文的研究对象主要为小农户，而目前学界对于小农户的标准尚无统一定义。徐志刚等（2018）将区域内户均耕地经营规模 3 倍以下的农户认定为小农户，世界银行将小农户的经营规模标准定为 2 公顷（30 亩）以下^③，而基于中国户均不足 10 亩的基本国情和农情，研究耕地面积 10 亩以下的小农户将更具中国特色和现实意义。因此，本文将依照农户经营耕地面积“小于 30 亩”和“小于 10 亩”两个标准来界定小农户。

表 1 分全样本、经营耕地面积小于 30 亩农户（以下简称“小于 30 亩户”）和经营耕地面积小于 10 亩农户（以下简称“小于 10 亩户”）展示了本研究涉及的主要变量的描述性统计结果。根据全样本的统计结果可以发现：约有 72% 的农户获得了农机社会化服务，户均服务获得规模约为 650 元；至少有 23% 的村获得了农机购置补贴，平均每村获得的农机购置补贴额至少为 1164 元，如果仅计算获

^①选择 2012 年数据是因为该数据库自 2013 年起直接沿用之前的县级地形分类，而不再单独列示山区县和丘陵县名单。

^②丘陵山区县所占比重为各省份丘陵县和山区县的总和除以对应省份县和县级市的总和。

^③资料来源：“World Development Report 2008: Agriculture for Development”，<https://openknowledge.worldbank.org/handle/10986/5990>。

得补贴的村，平均每村的农机购置补贴额至少为 4953 元，这说明农机购置补贴是一项补贴金额较大但直接补贴对象较少的农业补贴政策；户均耕地约为 10 亩，经营耕地面积小于 30 亩的农户约占全样本的 94%，小于 10 亩的农户约占 74%，反映了当前中国小农户经营为主的现状，此外，在小规模农业经营的情形下，户均耕地块数较多，农地细碎化问题仍然严重，制约着农地规模经营。

观察户主个体特征可以发现：户主平均年龄约为 53 岁，一定程度上反映了中国农业人口老龄化的问题；户主普遍文化程度不高，平均在校时间约为 7 年，并且户主中接受过农技培训的比例不足 7%，无论是从基础教育还是专业教育看，农民受教育水平都亟待提高。

表 1 主要变量的描述性统计

变量及其单位	全样本 (n=104740)		小于 30 亩户 (n=98112)		小于 10 亩户 (n=77005)	
	均值	标准差	均值	标准差	均值	标准差
农机社会化服务可得性	0.719	0.449	0.708	0.455	0.663	0.473
农机社会化服务获得规模 (元)	649.333	1432.811	487.053	849.048	320.442	430.220
农机购置补贴可得性	0.235	0.424	0.233	0.423	0.229	0.420
农机购置补贴额 (元)	1164.044	10606.990	1091.868	10808.740	947.199	9845.122
家庭劳动力数 (人)	2.683	1.736	2.684	1.729	2.665	1.714
经营耕地面积 (亩)	10.010	21.203	6.503	5.752	3.994	2.460
经营耕地块数 (块)	5.357	5.588	5.175	5.320	4.810	5.067
家庭年收入 (元)	36428.130	38874.080	35233.360	37862.970	34300.030	37771.120
农作物种植结构	0.727	0.335	0.719	0.335	0.695	0.344
户主年龄 (岁)	52.734	10.795	53.061	10.808	53.402	11.011
户主文化程度 (在校年数, 年)	7.010	2.510	6.992	2.537	6.993	2.560
户主农技培训情况 (是否)	0.067	0.250	0.064	0.245	0.065	0.246

注：样本期为 2009—2018 年；农机社会化服务获得规模、农机购置补贴额、家庭年收入数据已做消胀处理，折算为 2009 年的可比价格水平；农机购置补贴可得性、农机购置补贴额为村级加总数据；农作物种植结构以“粮食作物播种面积/（粮食作物播种面积+经济作物播种面积）”计算。

（四）内生性讨论

首先，反向因果问题。农机购置补贴是少有的供给侧的农业支持政策，其政策目标并不是直接作用于小农户，补贴对于农机社会化服务市场发展以及小农户社会化服务获得的正向作用是间接的，那么“小农户农机社会化服务获得→农机社会化服务市场供给→农机购置补贴”这样的反向因果问题就更不易出现。展开来说：第一，个体农户对于整个农机社会化服务市场的影响较小（仇童伟等，2021）。基于农机购置补贴获得主体和服务受益主体相分离的特殊性，本文研究中的农机购置补贴额为村级层面加总数据，而研究对象是小农户，单个小农户对于村级的服务市场供给乃至村级补贴的影响会更小；第二，即使小农户可以影响到村级的服务市场供给，这些服务大概率也是由当期已有的闲置农机提供

的，小农户的服务需求只是盘活了闲置资产，并没有新增农机购买，也就无法影响到补贴；第三，农机购买只是获得补贴的必要条件，而不是充分条件，即使增加了农机购买，农户也未必能够获得补贴。这是因为农机购置补贴在农业挂钩补贴中最为特殊，它具有“选择性”，一是对补贴对象有选择，不是全部有意愿或有购买力的农户都能获得补贴，二是对补贴产品有选择，并不是市场上所有农机产品都在补贴范围内（杨义武和林万龙，2021）。

其次，选择偏误问题。第一，关于样本选择问题，本文使用农业农村部全国农村固定观察点 2009—2018 年的调查数据进行分析，该数据覆盖了全国 31 个省（区、市），并且农机购置补贴政策实施区域从 2009 年开始扩大到了全国所有农牧业县，所以样本选择问题不存在；第二，关于自选择问题，由于农机的“购用分离”现象以及农业生产的多环节性，获得补贴的农户（即购买补贴农机的农户）并没有享受更多或更少的社会化服务的倾向，自选择问题基本不存在，并且，本文以村级补贴变量替代农户补贴变量的做法杜绝了可能由样本自选择所造成的内生性问题。

最后，遗漏变量问题。前文已提到，本文的条件固定效应 Logit 模型和双向固定效应模型都可以通过控制只因个体而异的因素以及只随时间变化的因素来解决由遗漏变量造成的内生性问题。

四、实证结果与分析

（一）农机购置补贴对小农户农机社会化服务可得性的影响

本文研究分别采用普通 Logit 模型和条件固定效应 Logit 模型具体分析农机购置补贴可得性和补贴金额对小农户农机社会化服务可得性的影响，估计结果如表 2 所示。分析表 2 中的结果可以发现：

第一，农户所在村农机购置补贴的获得使得农户获得农机社会化服务的概率显著提高，并且补贴额度的增加也会促进社会化服务的普及。第二，农户经营的耕地面积越大，其获得农机社会化服务的概率越高，这是因为经营规模较大的农户对农机使用（不仅包括自给服务，还包括外包服务）的需求较高，由于农机的资产专用性和农业生产的多环节性，全程自给机械化即使对于种粮大户来说都是不经济的，由此农机服务的自给和外包存在着一定的互补关系，经营耕地面积较大的农户自然会有更高的概率获得农机社会化服务。第三，家庭年收入对农户农机社会化服务可得性具有正向影响。这是因为：首先，较高的收入使得农户有足够的资金购买农机社会化服务；其次，较高的收入在一定程度上意味着农户成员外出务工比例较高（样本中外出从业工资性收入超过家庭总收入的一半），从事农业的劳动力稀缺，从而催生了农机社会化服务需求。第四，农作物种植结构（种粮比例）对农户农机社会化服务可得性具有显著正向影响。这可能是由于粮食作物更容易实现机械化，从而对农机社会化服务的需求更高。第五，家庭劳动力数对农户农机社会化服务可得性具有负向影响。这是因为在农业生产中机械与劳动既存在替代关系，也存在一定的互补关系。替代关系使得劳动力较少的农户家庭会有更多的农机使用需求，互补关系使得劳动力较少的农户的自给服务能力较差，外包服务需求增加。第六，较多的耕地地块数和崎岖的地形特征会降低农户的农机社会化服务可得性。这是因为农机社会化服务存在交易成本，而细碎的耕地和山丘地形都会增加交易成本，妨碍农户获得农机社会化服务。此外，2012 年后的农机购置补贴政策调整正向作用于农户农机社会化服务可得性。这可能是因为：在政

策调整前，农户在购置农机时即可享受到补贴，相当于以折扣价“差价购机”，而在政策调整后，农户必须在“全价购机”之后再申请并获得补贴，相当于暂时收紧了资金约束，使得部分小农户在购机决策上更加理性，更倾向于以农机社会化服务购买代替农机购买。

表 2 农机购置补贴对小农户农机社会化服务可得性影响的回归结果

变量	农户农机社会化服务可得性							
	小于 30 亩户				小于 10 亩户			
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
	Logit	FE Logit	Logit	FE Logit	Logit	FE Logit	Logit	FE Logit
农机购置补贴可得性	0.227*** (0.020)	0.175*** (0.037)			0.180*** (0.022)	0.127*** (0.042)		
农机购置补贴额 (取对数)			0.029*** (0.003)	0.013** (0.005)			0.021*** (0.003)	0.006 (0.006)
家庭劳动力数	-0.028*** (0.005)	0.001 (0.009)	-0.028*** (0.005)	0.001 (0.009)	-0.028*** (0.005)	0.007 (0.010)	-0.028*** (0.005)	0.006 (0.010)
经营耕地面积 (取对数)	1.187*** (0.015)	1.297*** (0.056)	1.185*** (0.015)	1.295*** (0.056)	1.512*** (0.019)	1.519*** (0.070)	1.510*** (0.019)	1.517*** (0.070)
经营耕地块数	-0.075*** (0.002)	-0.006 (0.006)	-0.075*** (0.002)	-0.005 (0.006)	-0.105*** (0.003)	-0.002 (0.008)	-0.104*** (0.003)	-0.001 (0.008)
家庭年收入 (取对数)	0.270*** (0.012)	0.026 (0.034)	0.269*** (0.012)	0.026 (0.034)	0.278*** (0.013)	0.062 (0.039)	0.277*** (0.013)	0.062 (0.039)
农作物种植结构	1.781*** (0.023)	2.184*** (0.077)	1.779*** (0.023)	2.187*** (0.077)	1.909*** (0.026)	2.335*** (0.086)	1.908*** (0.026)	2.340*** (0.087)
户主年龄	0.009*** (0.001)	0.009*** (0.003)	0.009*** (0.001)	0.009*** (0.003)	0.010*** (0.001)	0.011*** (0.003)	0.010*** (0.001)	0.011*** (0.003)
户主文化程度	0.060*** (0.003)	-0.012 (0.012)	0.060*** (0.003)	-0.012 (0.012)	0.058*** (0.004)	-0.011 (0.013)	0.058*** (0.004)	-0.011 (0.013)
户主农技培训情况	0.155*** (0.034)	-0.023 (0.084)	0.153*** (0.034)	-0.021 (0.084)	0.087** (0.037)	0.009 (0.092)	0.086** (0.037)	0.012 (0.092)
政策调整	0.294*** (0.018)		0.291*** (0.018)		0.294*** (0.019)		0.291*** (0.019)	
地形特征	-0.564*** (0.017)		-0.563*** (0.017)		-0.580*** (0.019)		-0.580*** (0.019)	
个体固定效应		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
常数项	-5.468*** (0.142)		-5.452*** (0.142)		-5.894*** (0.155)		-5.880*** (0.155)	

表 2 (续)

伪 R ²	0.205	0.119	0.204	0.118	0.209	0.128	0.209	0.128
观测值数	97618	33262	97618	33262	76521	26155	76521	26155

注：括号内数字为聚类到村级层面的标准误；**和***分别表示 5%和 1%的显著性水平；农机购置补贴可得性、农机购置补贴额均为村级层面加总数据。

(二) 农机购置补贴对小农户农机社会化服务获得规模的影响

农机购置补贴对农机社会化服务获得规模影响的估计结果如表 3 所示。在已获得农机社会化服务的小农户中，以经营规模小于 30 亩农户为例，村级农机购置补贴的获得使得农户的农机社会化服务获得规模提高了 9.70%；村级农机购置补贴额每提高 1%，单个农户获得的社会化服务规模就上升约 0.015%，在控制了个体固定效应和时间固定效应后结果依然稳健。家庭年收入、农作物种植结构（种粮比例）对小农户的农机社会化服务获得规模有着显著正向影响，而崎岖的地形特征和较多的经营耕地块数则不利于小农户农机社会化服务获得规模的扩大。综合表 2 和表 3 的估计结果可以认为，农机购置补贴政策产生了很好的外部效应，通过补贴少部分农业经营和服务主体，使广大小农户可以共享现代农业发展成果。

表 3 农机购置补贴对小农户农机社会化服务获得规模影响的回归结果

变量	农户农机社会化服务获得规模（取对数）							
	小于 30 亩户				小于 10 亩户			
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
	OLS	双向 FE	OLS	双向 FE	OLS	双向 FE	OLS	双向 FE
农机购置补贴可得性	0.097*** (0.007)	0.034*** (0.006)			0.101*** (0.009)	0.015** (0.007)		
农机购置补贴额 (取对数)			0.015*** (0.001)	0.006*** (0.001)			0.016*** (0.001)	0.003*** (0.001)
家庭劳动力数	0.002 (0.002)	0.001 (0.002)	0.002 (0.002)	0.001 (0.002)	0.004** (0.002)	0.001 (0.002)	0.005** (0.002)	0.001 (0.002)
经营耕地面积 (取对数)	0.865*** (0.005)	0.904*** (0.018)	0.863*** (0.005)	0.903*** (0.018)	1.023*** (0.008)	0.950*** (0.023)	1.021*** (0.008)	0.950*** (0.023)
经营耕地块数	-0.013*** (0.001)	0.003 (0.002)	-0.013*** (0.001)	0.003 (0.002)	-0.025*** (0.001)	0.001 (0.003)	-0.025*** (0.001)	0.001 (0.003)
家庭年收入 (取对数)	0.245*** (0.005)	0.064*** (0.007)	0.245*** (0.005)	0.064*** (0.007)	0.193*** (0.005)	0.047*** (0.008)	0.193*** (0.005)	0.047*** (0.008)
农作物种植结构	0.482*** (0.011)	0.283*** (0.025)	0.481*** (0.011)	0.283*** (0.025)	0.532*** (0.013)	0.311*** (0.029)	0.531*** (0.013)	0.312*** (0.029)
户主年龄	0.004*** (0.000)	0.001 (0.001)	0.004*** (0.000)	0.001 (0.001)	0.004*** (0.001)	0.001 (0.001)	0.004*** (0.001)	0.001 (0.001)

表 3 (续)

户主文化程度	0.009*** (0.001)	-0.001 (0.002)	0.009*** (0.001)	-0.001 (0.002)	0.005*** (0.002)	-0.001 (0.003)	0.005*** (0.002)	-0.001 (0.003)
户主农技培训 情况	0.045*** (0.012)	-0.024 (0.018)	0.045*** (0.012)	-0.024 (0.018)	0.021 (0.013)	-0.030 (0.020)	0.020 (0.013)	-0.030 (0.020)
政策调整因素	0.233*** (0.007)		0.234*** (0.007)		0.228*** (0.008)		0.229*** (0.008)	
地形特征	-0.211*** (0.007)		-0.212*** (0.007)		-0.176*** (0.008)		-0.177*** (0.008)	
个体固定效应		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
常数项	1.234*** (0.056)	3.156*** (0.087)	1.239*** (0.056)	3.157*** (0.087)	1.609*** (0.063)	3.310*** (0.100)	1.616*** (0.063)	3.311*** (0.100)
R ²	0.418	0.247	0.418	0.247	0.333	0.212	0.333	0.212
观测值数	69300	69300	69300	69300	50876	50876	50876	50876

注：括号内数字为聚类到村级层面的标准误；**和***分别表示 5%和 1%的显著性水平；农机购置补贴可得性、农机购置补贴额均为村级层面加总数据。

(三) 稳健性检验

自 1996 年以来，中国的农机跨区作业逐步走向成熟，跨区作业活动的存在会对本文的结论造成一定的干扰。所以除了农户层面，本文还选择在村级层面和省级层面分析农机购置补贴对农机社会化服务的影响以检验结果的稳健性，以便在一定程度上减弱农机省内跨区作业的干扰。而关于省际跨区作业，根据地理学第一定律，任何事物之间均相关，离得较近的事物之间的相关性总比离得较远的事物之间的相关性要高（Tobler，1970），因此，间距较远的跨区服务将会面临更高的交易成本，农机作业的空间溢出效应较弱（伍骏骞等，2017；罗建强等，2021），所以暂且忽略省际跨区作业的影响。表 4 分别报告了村级和省级层面农机购置补贴对农机社会化服务的影响，估计结果显示，无论是在村级层面还是省级层面，农机购置补贴均显著促进了农机社会化服务的发展，整体上扩大了农机社会化服务市场。

表 4 村级层面和省级层面的稳健性检验

变量	(1) 村级服务 可得性	(2) 村级服务 可得性	(3) 村级服务规模 (取对数)	(4) 村级服务规模 (取对数)	(5) 省级服务规模 (取对数)
农机购置补贴可得性 (村级)	0.775*** (0.234)		0.475*** (0.114)		
农机购置补贴额 (村级，取对数)		0.092** (0.036)		0.054*** (0.016)	

表 4（续）

农机购置补贴额 （省级，取对数）					0.022** (0.010)
控制变量	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制
（伪）R ²	0.241	0.239	0.429	0.428	0.774
观测值数	3272	3272	3272	3272	303

注：括号内数字为标准误；**和***分别表示 5%和 1%的显著性水平；限于篇幅，表中仅报告了以全样本数据作为稳健性检验的结果；由于表中变量在村级、省级层面统计，故控制变量剔除了户主特征变量。

考虑到一些农机类的农民专业合作社也会为小农户提供服务，而限于农民专业合作社农机补贴类数据的可得性，本文做如下处理：将与合作社有转包耕地、购买农资、出售农产品或返利等行为的农户样本剔除后再做回归，结果依然稳健^①。此外，为了避免 2017 年后农业生产社会化服务项目新政策^②的干扰，本文删除 2018 年数据后进行回归，结果保持稳健^③。综上，农机购置补贴不仅提高了小农户农机社会化服务获得概率，还扩大了服务获得规模，假说 4 得证。

（四）机制检验

农机购置补贴通过影响农户的流动性约束和要素相对价格两条路径促进了农机社会化服务市场的发育，从而影响了小农户农机社会化服务获得。上节表 4 中（3）～（5）列的结果已经证明农机购置补贴促进了农机社会化服务市场的发育，本部分将继续对两条影响路径进行检验。

第一，农机购置补贴、流动性约束与社会化服务供给。本文认为农机购置补贴通过缓解农户的流动性约束，激励其购置农机，进而提高了农机保有量，增加了农机社会化服务市场的供给。那么农机购置补贴是否缓解了农户的流动性约束？流动性约束的测定标准尚不统一：Zeldes（1989）将金融资产总价值低于两个月永久收入的家庭定义为流动性约束家庭，甘犁等（2018）也认可这种做法并结合已激活信用卡拥有情况来衡量；Yi et al.（2015）将家庭流动性资产小于等于 1 万元的农户定义为流动性约束农户；蔡栋梁等（2018）则选择直接以家庭净财富水平来衡量流动性约束。以往学者对于流动性约束的界定方式较为宽泛，而农机购置补贴是一项针对性很强的农业支持政策（杨义武和林万龙，2021），其目的就是缓解农机购置的资金约束，其补贴方式决定了补贴资金仅能用作购置农机，所以本文通过针对性地研究购机农户当期的生产性借款^④状况来考察农机购置补贴对于购机农户流动性约束的缓解作用（见表 5）。

^①限于篇幅，回归结果未列出，有兴趣读者可向作者索取。

^②具体见《关于加快发展农业生产性服务业的指导意见》（农经发〔2017〕6 号）、《农业部办公厅关于大力推进农业生产托管的指导意见》（农办经〔2017〕19 号）和《农业农村部办公厅 财政部办公厅关于进一步做好农业生产社会化服务工作的通知》（农办计财〔2019〕54 号）。

^③限于篇幅，回归结果未列出，有兴趣读者可向作者索取。

^④全国农村固定观察点数据在“生产性借款”这一指标解释中明确强调年内借款购置生产性固定资产应予统计。

表 5 全国农村固定观察点数据中购机农户生产性借款情况统计

购机农户类型	年份	借款比例 (%)	借款金额均值 (元)	借款金额标准差 (元)
无补贴	2009—2018	5.520	139576.900	185937.200
有补贴	2009—2018	70.370	60105.267	78588.871
有补贴	2009—2011	100.000	44909.091	54039.725
有补贴	2012—2018	50.000	81000.000	104153.708

注：此处的补贴指农机购置补贴；借款金额均值和标准差仅计算生产性借款不为 0 的样本。

本文以当期农机台数大于滞后一期农机台数为标准来识别购机农户，在购机农户中，获得补贴的农户在当期进行生产性借款的比例（70.37%）明显高于无补贴户（5.52%），这可能是由于无补贴户受制于流动性约束，偏向于购买相对便宜的小型农机具，所以无需借款，而补贴户则更倾向于借款购买相对昂贵的大型农机，已有研究也表明了农机购置补贴确实促进了农机的大型化（纪月清等，2013）。表 5 显示，没有获得补贴的购机户的借款金额明显高于补贴户，这说明农机购置补贴缓解了购机农户的流动性约束。

分时期来看，在“差价购机”（2009—2011 年）阶段，补贴户更多地倾向于借款购机，但借款金额小于“全价购机”阶段（2012—2018 年），这是因为“差价购机”阶段，农机购置补贴方式相当于给农户直接打了折扣，农户不需要过多借款即可完成支付，而在 2012 年后的“全价购机”阶段，农户须先全价购机后申请补贴，流动性约束暂时性收紧，必须借更多资金完成全额支付。这也反映出：农户购买农机不仅需要补贴，更需要信贷支持，在全价购机阶段更是如此。为此，中央在 2014—2023 年的历次《农机购置补贴实施指导意见》中均强调了信贷支持的重要性。

在农机购置补贴使农户流动性约束放缓的情形下，农户会倾向于增加农机保有量。表 6 从农机原值、农机动力数和农机台数三个方面反映了农机购置补贴对农机保有量的促进作用，这与侯方安（2008）和王许沁等（2018）的研究结果相一致。其中补贴对农机台数的影响在统计意义上不够显著，这在一定程度上说明了农机购置补贴促进了农机的大型化。通常而言，大型农机的服务能力更强，也更容易产生闲置动力，有助于农机服务市场供给的形成和扩大。

表 6 农机购置补贴对农机保有量的影响

变量	农机原值（取对数）		农机动力数		农机台数	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
农机购置补贴可得性	0.456*		34.791***		-0.054	
	(0.240)		(2.636)		(0.328)	
农机购置补贴额 （取对数）		0.058**		4.591***		0.003
		(0.029)		(0.409)		(0.062)
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
控制变量	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制
R ²	0.083	0.075	0.183	0.166	0.022	0.024

表 6 (续)

观测值数	6014	6014	9189	9189	9189	9189
------	------	------	------	------	------	------

注：括号内数字为聚类到村级层面的标准误；*、**和***分别表示 10%、5%和 1%的显著性水平；农机购置补贴可得性、农机购置补贴额均在农户层面统计；农机原值指农户年末拥有的农林牧渔业机械原值；农机动力数是农林牧渔业机械动力数与农产品加工机械动力数之和；农机台数为农林牧渔业机械台数与农产品加工机械台数之和。

第二，农机购置补贴、要素相对价格与社会化服务需求。农机购置补贴通过降低机械要素对劳动要素的相对价格，能够增加农机社会化服务需求。根据机会成本理论，劳动力的价格可以用外出务工的工资来衡量，而工资是外生给定的，受制于城镇化等因素，不受补贴的影响，所以农机价格下降就相当于机械要素对劳动要素的相对价格下降。这种相对价格的降低表现为三个方面：

(1) 农机购置价格的下降。根据《2018—2020 年农机购置补贴实施指导意见》^①及之前历年有关农机购置补贴的指导文件，补贴额依据同档产品上年市场销售均价测算，原则上测算比例不超过 30%，这相当于农机购置实际支付价格的下降。表 7 中，(1) 列、(2) 列反映农机购置补贴对于农机购置价格的影响，为了排除农机大型化的干扰，其中的被解释变量农机购置价格选择以“农机原值/农机动力数”代替常用的“农机原值/农机台数”。从估计结果可以看出，农机购置补贴的确降低了农机购置价格。

表 7 农机购置补贴对农机购置价格与农机社会化服务价格的影响

变量	农机购置价格		农机社会化服务价格	
	(1)	(2)	(3)	(4)
农机购置补贴可得性	-560.487** (264.314)		-0.468* (0.304)	
农机购置补贴额 (取对数)		-50.246 (44.955)		0.033 (0.040)
个体固定效应	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
控制变量	已控制	已控制	已控制	已控制
R ²	0.145	0.142	0.203	0.203
观测值数	1882	1882	104231	104231

注：括号内数字为聚类到村级层面的标准误；*和**分别表示 10%和 5%的显著性水平；回归(1)、回归(2)中，农机购置补贴可得性、农机购置补贴额在农户层面统计；回归(3)、回归(4)中，农机购置补贴可得性、农机购置补贴额为村级层面加总数据。

(2) 农机价格类型转变带来的价格下降。在农机购置补贴的影响下，大多数小农户面临的农机价格由农机购置价格转变为了农机社会化服务价格，相当于另一种形式的价格下降。纪月清和钟甫宁(2011)于 2009 年在安徽的调查显示农机社会化服务的价格在 40~80 元/亩，而本文基于全国农

^①资料来源：http://www.moa.gov.cn/nybg/2018/201803/201805/t20180528_6143198.htm。

村固定观察点 2009—2018 年的数据统计结果显示，农机社会化服务价格为 59 元/亩^①，以户均 10 亩来计算，每户每年的农机服务费用约为 590 元，这对于农户来说是相对可接受的，会增加其农机社会化服务需求。

（3）农机社会化服务价格的下降。农机购置价格的下降会提高农机保有量，意味着农机社会化服务的供给相应增加，在竞争性的服务市场中服务价格会下降。表 7 中，（3）列、（4）列反映了农机购置补贴对于农机社会化服务价格的影响，结果表明，村级农机购置补贴的获得能够在一定程度上降低农机社会化服务价格。根据 Hicks（1932）等人的理论，要素相对价格变动会改变决策者对不同要素的需求，表现为要素投入份额的变化。表 8 的回归结果表明，农机购置补贴不仅可能增加农户在农业生产中机械投入的份额，还可能增加机械相对劳动投入的份额，从而刺激农机社会化服务需求增加。

综上，农机购置补贴通过缓解流动性约束和降低资本要素相对价格两条途径分别增加了农机社会化服务的供给和需求^②，并且表 4 的（3）～（5）列已经证明农机购置补贴促进了农机社会化服务市场的发育，因此，假说 1 基本得到验证。

表 8 农机购置补贴对要素投入份额的影响

变量	机械相对劳动投入份额		机械投入份额	
	(1)	(2)	(3)	(4)
农机购置补贴可得性	0.135*		0.100***	
	(0.073)		(0.017)	
农机购置补贴额 (取对数)		0.018*		0.016***
		(0.010)		(0.003)
个体固定效应	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
控制变量	已控制	已控制	已控制	已控制
R ²	0.108	0.108	0.073	0.073
观测值数	20783	20783	91095	91095

注：括号内数字为聚类到村级层面的标准误；*和***分别表示 10%和 1%的显著性水平；农机购置补贴可得性、农机购置补贴额均在村级层面统计；要素投入份额包括了机械投入份额和机械相对劳动投入份额，机械投入份额用“机械作业费用/农作物生产经营总费用”表示（其中，农作物生产经营总费用是粮食作物与经济作物的种子种苗费、化肥农药费、土地租赁费等多项费用之和），机械相对劳动投入份额用“机械作业费用/雇工费用”表示。

（五）异质性分析

根据农业分工理论，农机购置补贴对小农户农机社会化服务获得的作用受到交易成本（包含土地细碎化程度和地形特征）和市场容量（包含农户数量和耕地面积）的制约。本部分将通过分组回归的方法，

^①农机社会化服务价格以亩均机械作业费用计算，即“机械作业费用/农作物播种面积”。

^②供给和需求分别对应农户层面的农机保有量和要素投入份额。

在进行异质性分析的同时对农机购置补贴影响农户农机社会化服务获得中的调节机制进行检验^①。

1.交易成本——土地细碎化程度异质性。将地块数和经营耕地面积分别在村级层面加总后相除，可得到村级的亩均地块数，根据其中位数，本文研究将农户分为耕地“高细碎组”和“低细碎组”两组，分别估计农机购置补贴对社会化服务可得性和规模的影响。回归结果如表 9 所示。

表 9 土地细碎化程度分组回归结果

变量	农户农机社会化服务可得性				农户农机社会化服务获得规模（取对数）			
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
	高细碎组	低细碎组	高细碎组	低细碎组	高细碎组	低细碎组	高细碎组	低细碎组
农机购置补贴可得性	0.143*** (0.024)	0.383*** (0.037)			0.014 (0.009)	0.055*** (0.010)		
农机购置补贴额（取对数）			0.016*** (0.003)	0.048*** (0.005)			0.004*** (0.001)	0.008*** (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
个体固定效应					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
SUR Test	通过		通过		通过		通过	
Permutation Test					通过		通过	
（伪）R ²	0.178	0.189	0.178	0.189	0.205	0.298	0.206	0.298
观测值数	57147	40471	57147	40471	36136	33164	36136	33164

注：括号内数字为聚类到村级层面的标准误；***表示 1% 的显著性水平；分组依据是中位数，之所以出现分组观测值数的差异是由于部分缺失值导致的样本损失。

表 9 中的估计结果表明，在农机购置补贴对农户农机社会化服务获得的影响中，地区耕地细碎化程度具有一定的负向调节作用，即在耕地细碎化程度较低的地区，农机购置补贴对社会化服务的促进作用更大，也更显著。农机购置补贴对“低细碎组”农户的农机社会化服务可得性的正向影响约为“高细碎组”农户的 3 倍。分组系数差异分别通过了似无相关回归检验（SUR Test）和费舍尔组合检验（Permutation Test）^②。显然，耕地的细碎化增加了农户获得社会化服务的交易成本，不利于社会化服务的普及与规模化发展。

2.交易成本——地形特征异质性。根据各省份的地形分组，本文研究对“山丘组”和“平原组”的农户进行分组回归，结果如表 10 所示。估计结果显示，在农机购置补贴对农户农机社会化服务获得的影响中，地形特征具有一定的调节作用，农机购置补贴对小农户农机社会化服务获得的影响在平原地区较显著，而在山丘地区基本不显著。显然，崎岖的地形不利于大部分机械的正常作业，使得小

^①限于篇幅，本节仅报告“小于 30 亩户”的回归结果；本节中的农机购置补贴可得性、农机购置补贴额均为村级层面加总数据。

^②采用费舍尔组合检验是因为似无相关回归检验不适用于固定效应模型。

农户农机社会化服务的获得面临更高的交易成本。综上，假说 2 得证。

表 10 地形特征分组回归结果

变量	农户农机社会化服务可得性				农户农机社会化服务获得规模（取对数）			
	(1) 山丘组	(2) 平原组	(3) 山丘组	(4) 平原组	(5) 山丘组	(6) 平原组	(7) 山丘组	(8) 平原组
农机购置补贴可得性	0.026 (0.025)	0.702*** (0.035)			0.010 (0.008)	0.066*** (0.011)		
农机购置补贴额（取对数）			0.002 (0.004)	0.095*** (0.005)			0.002** (0.001)	0.010*** (0.002)
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
个体固定效应					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
SUR Test	通过		通过		通过		通过	
Permutation Test					通过		通过	
（伪）R ²	0.140	0.240	0.140	0.239	0.191	0.305	0.191	0.305
观测值数	46035	51583	46035	51583	28076	41224	28076	41224

注：括号内数字为聚类到村级层面的标准误；**和***分别表示 5%和 1%的显著性水平。

3.市场容量——农户数量异质性。借鉴仇童伟和罗必良（2018）的研究，本文研究选择用农户数量和农地规模来描述市场容量。首先统计村级层面的农户数量，根据村级农户数的中位数将农户样本分为“多户组”和“少户组”两组，然后就农机购置补贴对农户的农机社会化服务可得性和获得规模的影响分别进行分组回归（结果见表 11）。

表 11 中的回归结果显示，农机购置补贴在农户数量较多的地区能够发挥更大的作用，同一区域内更多的农户意味着潜在的农机社会化服务需求更大，较大的市场容量显然有利于社会化服务的普及与规模化发展。

表 11 农户数量分组回归结果

变量	农户农机社会化服务可得性				农户农机社会化服务获得规模（取对数）			
	(1) 多户组	(2) 少户组	(3) 多户组	(4) 少户组	(5) 多户组	(6) 少户组	(7) 多户组	(8) 少户组
农机购置补贴可得性	0.415*** (0.027)	0.156*** (0.030)			0.045*** (0.009)	0.035*** (0.009)		
农机购置补贴额（取对数）			0.054*** (0.004)	0.021*** (0.004)			0.007*** (0.001)	0.006*** (0.002)
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
个体固定效应					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

表 11 (续)

SUR Test Permutation Test (伪) R ² 观测值数	通过		通过		通过		通过	
	0.265	0.168	0.265	0.168	0.315	0.199	0.315	0.199
	48742	48876	48742	48876	34598	34702	34598	34702

注：括号内数字为聚类到村级层面的标准误；***表示 1% 的显著性水平。

4. 市场容量——耕地面积异质性。本文根据村级层面耕地面积的中位数将样本分为“大面积组”和“小面积组”两组，然后就农机购置补贴对社会化服务可得性和规模的影响进行分组回归，结果见表 12。

回归结果显示，在农机购置补贴对农户农机社会化服务获得的影响中，区域内经营耕地面积具有一定的正向调节作用，假说 3 得证。较大的耕地面积意味着单位面积内机械作业成本的降低，势必会吸引农机社会化服务的供给，增加小农户农机社会化服务的可得性。该结果也与钟真等（2020）的研究结论相契合。钟真等（2020）认为，土地流转（农地规模经营）与社会化服务（服务规模经营）不是“路线竞争”的取舍关系，而是“相得益彰”的共赢关系。

表 12 耕地面积分组回归结果

变量	农户农机社会化服务可得性				农户农机社会化服务获得规模（取对数）			
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
	大面积组	小面积组	大面积组	小面积组	大面积组	小面积组	大面积组	小面积组
农机购置补贴可得性	0.380*** (0.027)	-0.006 (0.031)			0.045*** (0.008)	0.030*** (0.011)		
农机购置补贴额（取对数）			0.047*** (0.004)	-0.001 (0.005)			0.007*** (0.001)	0.005*** (0.002)
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
个体固定效应					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
SUR Test	通过		通过		通过		通过	
Permutation Test								
(伪) R ²	0.183	0.188	0.183	0.188	0.272	0.189	0.273	0.189
观测值数	58140	39478	58140	39478	46083	23217	46083	23217

注：括号内数字为聚类到村级层面的标准误；***表示 1% 的显著性水平。

五、主要结论与启示

在小农户经营很长时间内仍是中国农业基本经营方式的国情农情下，提高小农户社会化服务获得，将其卷入分工经济中是实现小农户和现代农业发展有机衔接的重要手段。农机购置补贴在提高种粮大户机械化水平的同时，是否影响了小农户的农机社会化服务获得？本文基于全国农村固定观察点 2009—

2018 年数据对此进行了实证分析,结果显示:第一,农机购置补贴不仅显著提升了小农户的农机社会化服务获得概率,还明显扩大了小农户的农机社会化服务获得规模。第二,机制分析发现,农机购置补贴改变了农户的流动性约束和要素相对价格,促进了农机社会化服务市场的发育,继而影响了小农户的农机社会化服务获得。第三,农机购置补贴对小农户农机社会化服务获得的影响还因农户所在区域的资源禀赋差异而有所不同,相比于其他地区,农机社会化服务市场容量较大地区、土地细碎化程度较轻地区和地形坡度较小地区的补贴效果更为显著。

上述结论对于健全农业补贴机制,促进小农户和现代农业发展有机衔接具有重要的政策启示:

第一,通过供给侧的补贴支持来提升小农户的社会化服务获得。如何扶持小农户,提升小农户发展现代农业的能力是加快推进农业农村现代化,夯实实施乡村振兴战略基础的关键前提。从过往的政策实施来看,政策扶持对象大部分是倾向于作为需求侧的小农户,比如中央自 2002 年开始推行的粮食直接补贴、农村金融普惠政策、农业保险保障政策等等,这些政策为小农户的发展提供了重要的支持和保障。然而,必须注意的是,供给侧的补贴机制对于促进小农户和现代农业发展有机衔接同样具有重要作用,特别是农机购置补贴通过提升农业机械化水平增加了农机社会化服务供给,继而提高了小农户获得农机社会化服务的机会,将其卷入了农业分工的实践中。因此这为健全小农户和现代农业发展有机衔接的补贴机制提供了一条新的思路。

第二,积极消除禀赋约束对于补贴政策效果的影响。中国农业资源禀赋存在多元特征,农机购置补贴的效果受到禀赋约束的影响。一方面,相比于其他地区,在土地细碎化程度较重和地形坡度较大的地区,农机购置补贴对农户农机社会化服务获得的提升效果较弱。这本质上是源于这些地区的土地禀赋约束造成了农机社会化服务市场的交易成本提升,继而阻碍了小农户获得社会化服务。因此,加快推进农田基本建设,积极开展土地连片整治、土地流转,降低土地细碎化程度和加大与山丘地区相适应的农机购置补贴力度将是进一步发挥农机购置补贴提高小农户社会化服务获得作用的一项重要课题。另一方面,市场容量也影响了农机购置补贴的效果,因而在政策上需要引导横向专业化连片种植,通过扩大市场容量,积极培育农机社会化服务市场,实现小农户和现代农业发展的有机衔接。

参考文献

- 1.蔡栋梁、邱黎源、孟晓雨、马双, 2018:《流动性约束、社会资本与家庭创业选择——基于CHFS数据的实证研究》,《管理世界》第9期,第79-94页。
- 2.蔡键、唐忠、朱勇, 2017:《要素相对价格、土地资源条件与农户农业机械服务外包需求》,《中国农村经济》第8期,第18-28页。
- 3.甘犁、赵乃宝、孙永智, 2018:《收入不平等、流动性约束与中国家庭储蓄率》,《经济研究》第12期,第34-50页。
- 4.国务院发展研究中心农村部《农业社会化服务体系研究》课题组, 1992:《关于农业社会化服务的几个问题》,《经济研究》第8期,第40-45页、第14页。
- 5.洪自同、郑金贵, 2012:《农业机械购置补贴政策对农户粮食生产行为的影响——基于福建的实证分析》,《农业技术经济》第11期,第41-48页。

- 6.侯方安, 2008: 《农业机械化推进机制的影响因素分析及政策启示——兼论耕地细碎化经营方式对农业机械化的影响》, 《中国农村观察》第5期, 第42-48页。
- 7.黄佩民、孙振玉、梁艳, 1996: 《农业社会化服务业与现代农业发展》, 《管理世界》第5期, 第175-182页。
- 8.纪月清、王亚楠、钟甫宁, 2013: 《我国农户农机需求及其结构研究——基于省级层面数据的探讨》, 《农业技术经济》第7期, 第19-26页。
- 9.纪月清、钟甫宁, 2011: 《农业经营户农机持有决策研究》, 《农业技术经济》第5期, 第20-24页。
- 10.李琴、李大胜、陈风波, 2017: 《地块特征对农业机械服务利用的影响分析——基于南方五省稻农的实证研究》, 《农业经济问题》第7期, 第43-52页、第111页。
- 11.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。
- 12.罗建强、姜亚文、李洪波, 2021: 《农机社会化服务生态系统: 制度分析及实现机制——基于新制度经济学理论视角》, 《农业经济问题》第6期, 第34-46页。
- 13.吕炜、张晓颖、王伟同, 2015: 《农机购置补贴、农业生产效率与农村劳动力转移》, 《中国农村经济》第8期, 第22-32页。
- 14.仇童伟、何勤英、罗必良, 2021: 《谁更能从农机服务中获益——基于小麦产出率的分析》, 《农业技术经济》第9期, 第4-15页。
- 15.仇童伟、罗必良, 2018: 《市场容量、交易密度与农业服务规模决定》, 《南方经济》第5期, 第32-47页。
- 16.斯密, 2015: 《国富论》, 郭大力、王亚南译, 北京: 商务印书馆, 34-41页。
- 17.田晓晖、李薇、李戎, 2021: 《农业机械化的环境效应——来自农机购置补贴政策的证据》, 《中国农村经济》第9期, 第95-109页。
- 18.王许沁、张宗毅、葛继红, 2018: 《农机购置补贴政策: 效果与效率——基于激励效应与挤出效应视角》, 《中国农村观察》第2期, 第60-74页。
- 19.伍骏骞、方师乐、李谷成、徐广彤, 2017: 《中国农业机械化发展水平对粮食产量的空间溢出效应分析——基于跨区作业视角》, 《中国农村经济》第6期, 第44-57页。
- 20.许庆、杨青、章元, 2021: 《农业补贴改革对粮食适度规模经营的影响》, 《经济研究》第8期, 第192-208页。
- 21.徐志刚、张骏逸、吕开宇, 2018: 《经营规模、地权期限与跨期农业技术采用——以秸秆直接还田为例》, 《中国农村经济》第3期, 第61-74页。
- 22.杨青、彭超、许庆, 2022: 《农业“三项补贴”改革促进了农户土地流转吗?》, 《中国农村经济》第5期, 第89-106页。
- 23.杨义武、林万龙, 2021: 《农机具购置补贴、农机社会化服务与农民增收》, 《农业技术经济》第9期, 第16-35页。
- 24.杨子、饶芳萍、诸培新, 2019: 《农业社会化服务对土地规模经营的影响——基于农户土地转入视角的实证分析》, 《中国农村经济》第3期, 第82-95页。
- 25.张红宇, 2018: 《中国现代农业经营体系的制度特征与发展取向》, 《中国农村经济》第1期, 第23-33页。
- 26.张丽、李容, 2021: 《农机作业服务是否影响粮食全要素生产率——基于农业分工的调节效应》, 《农业技术经济》第9期, 第50-67页。

- 27.张露、罗必良, 2018:《小农生产如何融入现代农业发展轨道?——来自中国小麦主产区的经验证据》,《经济研究》第12期,第144-160页。
- 28.郑旭媛、徐志刚, 2017:《资源禀赋约束、要素替代与诱致性技术变迁——以中国粮食生产的机械化为例》,《经济学(季刊)》第1期,第45-66页。
- 29.钟真、胡珺祎、曹世祥, 2020:《土地流转与社会化服务:“路线竞争”还是“相得益彰”?——基于山东临沂12个村的案例分析》,《中国农村经济》第10期,第52-70页。
- 30.周振、张琛、彭超、孔祥智, 2016:《农业机械化与农民收入:来自农机购置补贴政策的证据》,《中国农村经济》第2期,第68-82页。
- 31.Adu-Baffour, F., T. Daum, and R. Birner, 2019, “Can Small Farms Benefit from Big Companies’ Initiatives to Promote Mechanization in Africa? A Case Study from Zambia”, *Food Policy*, 84: 133-145.
- 32.Barrett, E. K., 2009, “The Incidence of U.S. Agricultural Subsidies on Farmland Rental Rates”, *Journal of Political Economy*, 117(1): 138-164.
- 33.Coupe, T., 2005, “Bias in Conditional and Unconditional Fixed Effects Logit Estimation: A Correction”, *Political Analysis*, 13(3): 292-295.
- 34.Cragg, G. J., 1971, “Some Statistical Models for Limited Dependent Variables with Application to the Demand for Durable Goods”, *Econometrica*, 9(5): 829-844.
- 35.Daum, T., R. Villalba, O. Anidi, S.M. Mayienga, S. Gupta, and R. Birner, 2021, “Uber for Tractors? Opportunities and Challenges of Digital Tools for Tractor Hire in India and Nigeria”, *World Development*, 144(S1), 105480.
- 36.Fink, G., B. K. Jack, and F. Masiye, 2020, “Seasonal Liquidity, Rural Labor Markets, and Agricultural Production”, *American Economic Review*, 110(11): 3351-3392.
- 37.Hayami, Y., V. W. Ruttan, 1971, *Agricultural Development: An International Perspective*, Baltimore: The Johns Hopkins Press, 187-205.
- 38.Hicks, J. R., 1932, *The Theory of Wages*, London: Macmillan, 112-134.
- 39.Huang, J., X. Wang, and S. Rozelle, 2013, “The Subsidization of Farming Households in China’s Agriculture”, *Food Policy*, 41: 124-132.
- 40.Katz, E., 2001, “Bias in Conditional and Unconditional Fixed Effects Logit Estimation”, *Political Analysis*, 9(4): 379-384.
- 41.Key, N., and M. J. Roberts, 2006, “Government Payments and Farm Business Survival”, *American Journal of Agricultural Economics*, 88(2): 382-392.
- 42.Tobler, W. R., 1970, “A Computer Movie Simulating Urban Growth In The Detroit Region”, *Economic Geography*, 46(sup1): 234-240.
- 43.Yi F., D. Sun, and Y. Zhou, 2015, “Grain Subsidy, Liquidity Constraints and Food Security—Impact of the Grain Subsidy Program on The Grain-Sown Areas in China”, *Food Policy*, 50: 114-124.
- 44.Zeldes, S. P., 1989, “Consumption and Liquidity Constraints: An Empirical Investigation”, *Journal of Political Economy*, 97(2): 305-346.

45.Zhang X., J. Yang, and R. Thomas, 2017, "Mechanization Outsourcing Clusters and Division of Labor in Chinese Agriculture", *China Economic Review*, 43: 184-195.

(作者单位: ¹ 上海财经大学城乡发展研究院;

² 上海财经大学财经研究所)

(责任编辑: 陈静怡)

How Does Agricultural Machinery Purchase Subsidies Affect the Acquisition of Mechanization Services for Smallholders: An Analysis Based on the Data of the National Fixed Observation Points of the Ministry of Agriculture and Rural Affairs in China

LIU Jin JIA Jiefei XU Qing

Abstract: This article conducts an empirical analysis of the impacts of agricultural machinery purchase subsidies on the acquisition of mechanization services for smallholders based on the data of the National Fixed Observation Points of the Ministry of Agriculture and Rural Affairs in China from 2009 to 2018. The results show that, first of all, agricultural machinery purchase subsidies have significantly improved the availability of mechanization services for smallholders and expanded the scale of their access to socialized services. Secondly, mechanism analysis shows that agricultural machinery purchase subsidies have affected the acquisition of mechanization services for smallholders by changing their liquidity constraints and the relative price of production factors, which can promote the development of agricultural machinery services market. Thirdly, the effect of agricultural machinery purchase subsidies varies due to different endowment constraints. Compared with other regions, the subsidy effect is more significant in areas with larger market capacity of agricultural mechanization services, areas with less land fragmentation and areas with smaller terrain gradient. Therefore, it would be necessary to actively eliminate the adverse effects of endowment constraints and give full play to the role of agricultural machinery purchase subsidies in the organic connection between smallholders and modern agricultural development.

Key words: Agricultural Machinery Purchase Subsidy; Mechanization Services; Smallholders; Endowment Constraint

农业劳动力老龄化如何影响小麦 全要素生产率增长*

魏佳朔¹ 高 鸣²

摘要：基于 2009—2020 年全国农村固定观察点农户调查数据，本文运用结合工具变量法的双向固定效应模型、内生转换模型，实证检验了农业劳动力老龄化对小麦全要素生产率增长的影响。结果显示，农业劳动力老龄化减缓了小麦全要素生产率增长，并且随着老龄化程度加深，这一负面影响将会扩大。产生负面影响的原因是农业劳动力老龄化降低了小麦种植户采用新型技术的概率，减缓了技术进步。进一步分析表明，农业教育或培训、养老金收入、农村集体开展的农业技术推广、产前和产中环节的社会化服务能够在一定程度上缓解以上负面影响。为应对农业劳动力老龄化带来的影响和挑战，本文建议构建适应农业劳动力老龄化形势的技术推广体系，提高农民的基本养老金收入标准，着力推动农业社会化服务体系高质量发展。

关键词：农业劳动力 老龄化 粮食 全要素生产率 技术进步

中图分类号：F323.6 **文献标识码：**A

一、引言

农业劳动力老龄化是否会对中国粮食安全产生负面影响，学术界对此存在争论。直观来看，尽管中国农业劳动力的平均年龄不断增长，2020 年 55 岁及以上农业劳动力的占比达到 44.92%，比 2010 年提高了 20.11 个百分点^①，但同期全国粮食总产量增长了 19.74%^②。因此，一部分研究认为，农业机械化水平的提高和社会化服务的普及减少了粮食生产中的劳动投入需求，加之各类新型农业经营主体快速发展，不必过度担忧农业劳动力老龄化对粮食安全的影响。但值得注意的是，新型农业经营主体

*本文研究得到 2022 年度中国科协科技智库青年人才计划“粮食生产效率损失的影响机理与减损路径研究：基于政策效应与农户响应的视角”（编号：2022-257）、中国博士后科学基金资助项目“收入性补贴对粮食生产率的影响研究：机理探析与实证检验”（编号：2020M670575）和“土地流转对粮食全要素生产率的影响：机理、路径与对策”（编号：2020T130714）的资助。本文通讯作者：高鸣。

^①数据来源：《中国人口普查年鉴 2020》《中国 2010 年人口普查资料》。

^②数据来源：国家统计局网站，<https://data.stats.gov.cn/easyquery.htm?cn=C01>。

的粮食生产积极性并不高。以家庭农场为例，农业农村部数据显示，2020 年全国种粮家庭农场的种粮面积约为 2.08 亿亩，占当年全国粮食作物总播种面积的 11.88%^①。由此可见，“大国小农”仍是中国的基本农情，小农户仍是粮食生产的主力军。依靠不断老龄化的小农户能否保障国家粮食安全，部分学者对此提出了担忧（蒋和平等，2020；韩杨，2022）。

与中青年农业劳动力相比，老年农业劳动力的劳动能力、认知能力和学习能力更弱（杨志海，2018）。诚然，不断提高的农业机械化水平在一定程度上缓解了老年农业劳动力劳动能力下降的问题，稳定了粮食种植面积并保障了粮食产量，但在推动农业质量变革、效率变革、动力变革的背景下，保障国家粮食安全还要注重提高粮食全要素生产率（total factor productivity，简称 TFP），这是在资源环境约束仍然严峻的背景下保持粮食稳产高产的有效路径。因此，深入探究农业劳动力老龄化对粮食全要素生产率增长的影响，是准确评估当前农业劳动力老龄化的影响与挑战，回答好新时期“谁来种粮”“如何把粮食种好”等问题的现实需要。从宏观经济的角度看，快速的人口老龄化会减缓全要素生产率增长，对经济增长造成冲击（都阳和封永刚，2021）。值得思考的是，基于农户视角，农业劳动力老龄化是否会对粮食全要素生产率增长产生负面影响？若存在，其中的机制是什么？缓解这一负面影响的可能方案又是什么？

已有研究关注了农业劳动力老龄化对农业种植结构、粮食经营规模的影响，但较少有研究直接关注农业劳动力老龄化对粮食生产率的影响。部分研究认为，随着农机服务的普及，农民可以在劳动繁重的环节使用机械替代劳动，老年农户的粮食土地产出率与中青年农户相比没有显著差异（胡雪枝和钟甫宁，2012）。即便是对于劳动投入强度较高的稻谷生产而言，小型农业机械的推广也能够弥补老年农业劳动力体能下降的缺陷，农业劳动力老龄化并不会导致稻谷产量下滑（钱文荣和郑黎义，2010）。部分研究认为，农业劳动力老龄化会减弱粮食生产中的“内卷化”，起到提高粮食土地产出率的作用（李俊鹏等，2018）。也有研究表明，东部地区的农业劳动力老龄化问题更突出，加之粮食生产并非当地农户的主要生计，农业劳动力老龄化对稻谷土地产出率存在显著的负面影响（刘景景，2017）。王淑红和杨志海（2020）基于省级面板数据的实证分析结果显示，农业劳动力老龄化与中国粮食绿色 TFP 增长之间呈现出显著的正 U 型关系，即随着农业劳动力老龄化程度加深，粮食绿色 TFP 增长存在先减缓后加速的趋势。国外研究主要从农民退休、农场继承、家庭生命周期等视角分析农业劳动力老龄化的影响。在爱尔兰等欧洲国家，缺少农业继承者带来的老龄化问题已经对农业生产率增长产生了负面影响（Barnes，2022；Duesberg et al.，2017）。Fried and Tauer（2016）基于美国数据的分析结果显示，农业劳动力老龄化对农业 TFP 增长存在负面影响，主要原因是农业劳动力老龄化减缓了农业技术进步。

已有研究为本文继续探究农业劳动力老龄化对粮食 TFP 增长的影响奠定了基础，但仍有改进空间：第一，在研究内容上，已有研究主要关注了农业劳动力老龄化对粮食土地产出率的影响，但以粮食 TFP

^①数据来源：种粮家庭农场的种粮面积数据来自《2020 年中国农村政策与改革统计年报》；全国粮食作物总播种面积数据来自国家统计局网站，<https://data.stats.gov.cn/easyquery.htm?cn=C01>。

增长作为研究内容的理论和实证分析依然不足。与土地、劳动等单要素生产率相比,粮食 TFP 增长更能反映广义技术进步,是评估农业劳动力老龄化影响粮食安全的重要落脚点。第二,在研究数据上,已有研究更多使用省级层面数据进行实证分析,使用衡量农村人口老龄化的指标作为农业劳动力老龄化的代理变量,不能准确反映农业劳动力老龄化的实际影响。部分研究使用了相对陈旧的农户调查数据进行实证分析,不能充分反映过去 10 年来中国农业劳动力老龄化进程及对粮食 TFP 增长的影响。第三,在研究方法上,已有研究对农业劳动力老龄化和生产率增长之间的内生性问题重视不足,还有待更加准确地评估农业劳动力老龄化对粮食 TFP 增长的影响。

对此,本文主要做出以下改进:第一,构建农户视角下农业劳动力老龄化影响粮食 TFP 增长的理论分析框架,并以小麦为例,运用 2009—2020 年全国农村固定观察点的农户面板数据进行实证检验。第二,在实证分析中,运用结合工具变量法的双向固定效应模型,尽可能克服遗漏变量和互为因果导致的内生性问题,准确识别农业劳动力老龄化对小麦 TFP 增长的影响及其机制。第三,分析农业劳动力老龄化对小麦 TFP 增长影响的异质性,提出应对农业劳动力老龄化的可能方案。

二、理论分析

粮食 TFP 增长既包含了由于科学技术发展带来的增长,也包含了由于经营管理水平提高、资源要素配置优化带来的增长,可以反映广义的粮食生产技术进步。为在理论上验证农业劳动力老龄化对粮食 TFP 增长的影响,参考已有研究的做法(盖庆恩等, 2014; 李俊鹏等, 2018), 首先设定劳动增强型的柯布-道格拉斯生产函数如下:

$$Y = K^{\alpha} [LA\psi(l)]^{\beta} \quad (1)$$

(1) 式中: Y 表示粮食产量, K 、 L 分别表示相应的资本投入和劳动投入, A 表示技术因子, α 、 β 分别表示资本和劳动投入的产出弹性。劳动投入 L 由中青年劳动力 L_y 和老年劳动力 L_o 两部分组成, 即 $L=L_y+L_o$ 。 $\psi(l)$ 代表在考虑劳动力的年龄因素后, 全部农业劳动力的综合生产能力, 其构成如下:

$$\psi(l) = \lambda_y l_y + \lambda_o l_o \quad (2)$$

(2) 式中: 下角标 y 和 o 分别代表中青年劳动力和老年劳动力, λ_y 和 λ_o 分别代表中青年劳动力和老年劳动力的生产率水平。 l_y 和 l_o 分别代表中青年劳动力和老年劳动力占全部劳动力的比重, 有 $l_y + l_o = \frac{L_y}{L} + \frac{L_o}{L} = 1$ 。在 (2) 式中, 将中青年劳动力的生产率 λ_y 作为参照组并假设 $\lambda_y = 1$, 粮食生产中农业劳动力的综合生产能力 $\psi(l)$ 可表示为:

$$\psi(l) = 1 + (\lambda_o - 1)l_o \quad (3)$$

将 (3) 式代入 (1) 式, 并对左右两侧取对数可得:

$$\begin{aligned}
 \ln Y &= \alpha \ln K + \beta \ln L + \beta \ln A + \beta \ln \psi(l) \\
 &= \alpha \ln K + \beta \ln L + \beta \ln A + \beta \ln [1 + (\lambda_o - 1)l_o] \\
 &\approx \alpha \ln K + \beta \ln L + \beta \ln A + \beta (\lambda_o - 1)l_o
 \end{aligned} \tag{4}$$

(4) 式表明, 农业劳动力的年龄结构变化是影响粮食产量的因素之一。在考虑劳动力年龄因素的情况下, 农业劳动力老龄化和粮食 TFP 之间的关系如下:

$$\ln TFP = \ln Y - \alpha \ln K - \beta \ln L = \beta \ln A + \beta (\lambda_o - 1)l_o \tag{5}$$

用差分的形式表示农业劳动力老龄化对粮食 TFP 增长的影响, 可得:

$$\Delta \ln TFP = \Delta \ln Y - \alpha \Delta \ln K - \beta \Delta \ln L = \beta \Delta \ln A + \beta (\lambda_o - 1) \Delta l_o \tag{6}$$

基于 (6) 式, 用 Δl_o 对 $\Delta \ln TFP$ 求一阶导, 可得:

$$\frac{\partial \Delta \ln TFP}{\partial \Delta l_o} = \beta (\lambda_o - 1) \tag{7}$$

(7) 式的右侧, β 大于 0, $\lambda_o - 1$ 是老年劳动力的相对生产率。考虑到年龄增长带来的劳动能力、认知能力和学习能力下降, 参考已有研究的做法和结论 (许庆等, 2011; 盖庆恩等, 2014), 本文设定 λ_o 大于 0 且小于 1, 即老年劳动力的生产率低于中青年劳动力。由此, 可得 (7) 式左右两侧均小于 0, 即农业劳动力老龄化会减缓粮食 TFP 增长。基于此, 本文提出假说 H1。

H1: 农业劳动力老龄化会减缓粮食 TFP 增长。

考虑到农户家庭劳动力作为劳动投入者和经营决策者的双重身份, 以及中国粮食生产仍然存在规模报酬不变的情况 (许庆等, 2011; 郑志浩和程申, 2021), 本文主要将粮食 TFP 增长分解为技术效率变化和技术进步两个方面, 进一步分析农业劳动力老龄化对粮食 TFP 增长的影响和机制。农业劳动力老龄化影响粮食 TFP 增长的机制如图 1 所示。

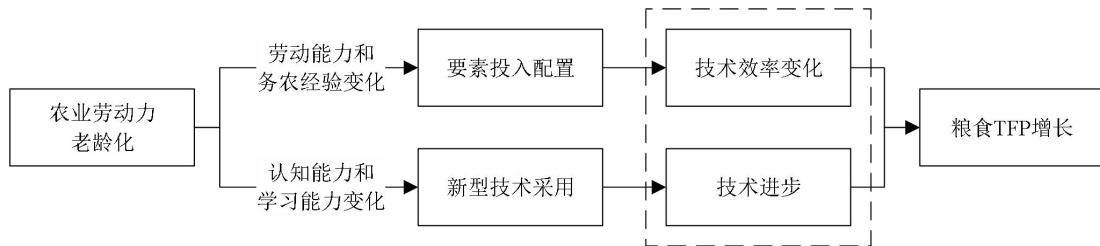


图1 农业劳动力老龄化影响粮食 TFP 增长的理论机制

基于农业劳动力作为粮食生产中劳动投入者的视角, 农业劳动力老龄化对粮食生产技术效率变化存在正反两方面的影响。从负面影响看, 老年农业劳动力的劳动投入数量减少、质量下降, 可能无法充分实现潜在的最大产量。农业劳动力年龄增长带来的健康状况和劳动能力下降, 或将促使农户转向“自给自足”和“粗放型”的生产方式 (朱启臻和杨汇泉, 2011)。从转向“自给自足”生产方式的

角度看,农业劳动力老龄化或将促使农户在一定程度上加大对蔬菜等经济作物的劳动投入强度,以此满足家庭食物消费需求(Fan et al., 2019)。从转向“粗放型”生产方式的角度看,为适应年龄增长带来的劳动能力变化,老年农业劳动力也可能会加大化肥等化学品的投入强度,以此替代劳动,进而加剧化肥过量投入和技术效率损失。但从正面影响看,长期务农带来的经验增长,也使老年农业劳动力具有一定的技术效率优势,能够抵消一部分由于劳动能力下降带来的负面影响(郭晓鸣和左喆瑜, 2015)。同时,随着农业机械化水平逐步提高、社会化服务体系发展壮大,粮食生产中的劳动投入需求不断减少。并且,农地流转市场的快速发展,也为老年农业劳动力调减粮食经营规模创造了条件。因此,本文认为,农业劳动力老龄化对粮食 TFP 增长的减缓作用并非是通过技术效率变化这一机制来实现的。

基于农业劳动力作为粮食生产中经营决策者的视角,农业劳动力老龄化理论上会减缓粮食生产中的技术进步。实现技术进步,需要经历农业劳动力对新型技术的认知评估、决策采用等多个过程。一方面,相比中青年农业劳动力,老年农业劳动力的知识体系更为陈旧,认知能力、学习能力更弱(杨志海, 2018)。这意味着老年农业劳动力需要花费更高的学习成本、时间成本来认同和采用新型技术,农业劳动力老龄化会降低农户采用新型技术的概率,减缓粮食生产技术进步(李旻和赵连阁, 2009)。另一方面,年龄增长使老年农业劳动力面临兼业机会减少、收入下降的“未富先老”问题,促使他们的风险规避倾向增强。而新型技术在具备增产潜力的同时往往也存在一定风险,农业劳动力老龄化因此也会成为阻碍新型技术采用和技术进步的因素(Brown et al., 2019)。机械作业更多弥补了粮食生产中劳动投入能力的不足,确保老年农业劳动力有条件完成耕、种、收等高劳动强度生产环节,但并未改变他们的认知能力、学习能力以及对于新型生产技术、新型经营方式的接受程度。因此,农业劳动力老龄化不利于种粮农户的新型技术采用和农业技术进步,进而减缓了粮食 TFP 增长。基于此,本文提出假说 H2。

H2: 农业劳动力老龄化对粮食 TFP 增长的负面影响是通过减缓技术进步来实现的。

三、数据来源、模型设定和变量选择

(一) 数据来源和样本选择

本文实证分析使用的农户数据,来自农业农村部全国农村固定观察点数据库。全国农村固定观察点数据目前已经覆盖 31 个省(区、市)的 375 个样本村、2.3 万个记账农(牧)户,调查内容涵盖农户的家庭成员信息、生产经营情况等。在对农户家庭成员的调查中,每一位家庭成员的年龄、就业等信息均有详尽的记载。在对生产经营情况的调查中,农户种植每一类粮食作物的产量、播种面积与种子、化肥等各项投入品的支出情况也均有记录。这套数据为以农户为视角研究农业劳动力老龄化与粮食 TFP 增长之间的因果关系提供了有力支撑。

全国农村固定观察点的调查于 2009 年对涉及农业劳动力和粮食投入产出的部分指标进行了调整,为避免测量误差问题,本文选择 2009—2020 年的种粮农户作为样本。具体而言,本文以小麦种植户为例,验证农业劳动力老龄化对粮食 TFP 增长的影响。相比稻谷和玉米,小麦生产的机械化程度较高、

劳动投入需求较少,验证农业劳动力老龄化对小麦 TFP 增长的影响,也将为推断农业劳动力老龄化对稻谷和玉米 TFP 增长的影响提供基准参考。参考第三次全国农业普查的做法,本文将年龄大于等于 16 岁并且未在上学的,一年内在本乡镇务农时间大于等于 30 天(或自评职业为“家庭经营农业劳动者”)的家庭成员界定为农业劳动力。在对样本进行筛选后,共得到 2009—2020 年从事小麦生产的样本户观测值 44648 个,样本户中农业劳动力老龄化的基本情况如表 1 所示。

表 1 样本户中农业劳动力平均年龄和老年农业劳动力占比

年份(年)	农业劳动力平均 年龄(岁)	老年农业劳动力占比(%)		
		年龄≥55 岁	年龄≥60 岁	年龄≥65 岁
2009	46.91	34.79	19.47	8.89
2010	47.49	37.30	21.42	10.09
2011	48.14	39.18	23.09	11.15
2012	48.92	41.15	25.53	12.02
2013	49.50	42.58	27.54	13.14
2014	50.10	43.71	30.22	15.01
2015	51.18	45.23	33.42	17.30
2016	51.55	45.91	34.67	18.45
2017	52.59	48.97	37.01	20.57
2018	53.03	50.72	37.38	21.60
2019	54.91	56.98	41.87	27.09
2020	56.03	60.21	42.78	29.52

表 1 数据显示,2009—2020 年样本户的农业劳动力老龄化程度加深、速度加快。到 2020 年,样本户的农业劳动力平均年龄达到 56.03 岁,比 2009 年提高了 9.12 岁,这和已有研究的预测结果基本一致(黄季焜和靳少泽,2015)。“十三五”时期,样本户中农业劳动力平均年龄的年均增长率为 1.83%,高于“十二五”时期 1.51%的年均增速。到 2020 年,样本户中 55 岁及以上农业劳动力占比达到 60.21%,比 2009 年提高了 25.42 个百分点;60 岁及以上、65 岁及以上农业劳动力占比分别达到 42.78%和 29.52%,分别比 2009 年提高了 23.31 个百分点和 20.63 个百分点。

(二) 模型设定

1. 测算和分解小麦 TFP 增长的模型设定。相比工业部门,农业生产更容易受到各类不确定性因素的影响,将随机扰动项考虑在内的随机前沿模型更适合测算农业 TFP 增长(Gong, 2018)。在随机前沿模型中,对技术非效率项的假设不同,得到的估计结果也会存在差异。其中, Battese and Coelli (1992)提出的时变衰减模型允许技术非效率项随时间变化,在实证研究中得到了广泛应用^①。在具体的生产函数设定上,相比柯布-道格拉斯生产函数和常替代弹性生产函数,超越对数形式的生产函数放松了要素替代弹性不变、产出弹性不变的约束,更符合粮食生产的实际情况。基于随机前沿模型中的时变衰

^①部分研究使用随机前沿模型中的真实固定效应模型进行分析,但当个体数量明显大于时期数时,则可能无法得到一致的估计结果(Greene, 2005; Belotti et al., 2013)。本文用于实证分析的农户样本符合上述情况,因此不适用该方法。

减模型，本文构建超越对数形式的小麦生产函数如下：

$$\ln y_{i,t} = \beta_C + \beta_L \ln l_{i,t} + \beta_K \ln k_{i,t} + \frac{1}{2} \left[\beta_{LL} (\ln l_{i,t})^2 + \beta_{KK} (\ln k_{i,t})^2 + \beta_{LK} (\ln l_{i,t} \ln k_{i,t}) \right] + \beta_T T + \frac{1}{2} \beta_{TT} (T)^2 + \beta_{TL} (T \ln l_{i,t}) + \beta_{TK} (T \ln k_{i,t}) + v_{i,t} - u_{i,t} \quad (8)$$

(8)式中：下角标*i*、*t*分别表示农户、年份， $\ln y_{i,t}$ 表示小麦亩均产量的自然对数， $\ln l_{i,t}$ 、 $\ln k_{i,t}$ 分别表示亩均劳动投入的自然对数和亩均资本投入的自然对数，*T*为时间趋势项，一系列 β 为待估计参数。 $v_{i,t}$ 是随机扰动项，服从正态分布； $u_{i,t}$ 是技术非效率项，服从截断正态分布。

借鉴已有研究的做法（朱秋博等，2019；郑志浩和程申，2021），在规模报酬不变的假定下，本文将小麦 TFP 增长分解为技术效率变化（technical efficiency change，简称 TEC）和技术进步（technology change，简称 TC）两部分。其中，技术效率变化可以在计算出农户当年技术效率（technical efficiency，简称 TE）水平^①的基础上，除以上年的技术效率水平后得出；技术进步则是农户当年技术前沿面和上年技术前沿面的比值。在此基础上，小麦 TFP 增长（TFPC）可表示为技术效率变化和技术进步的乘积，具体如下：

$$TFPC_i^{t-1,t} = TEC_i^{t-1,t} \times TC_i^{t-1,t} \quad (9)$$

(9)式中： $TFPC_i^{t-1,t}$ 表示小麦种植户*i*在*t*时期与*t*−1时期的TFP之比，比值大于1表示小麦种植户当年实现了TFP增长，反之则出现了下降。 $TEC_i^{t-1,t}$ 和 $TC_i^{t-1,t}$ 分别表示小麦种植户*i*从*t*−1时期到*t*时期的技术效率变化和技术进步，比值大于1表示当年较上年实现增长，反之则出现了下降。

2.估计农业劳动力老龄化影响小麦 TFP 增长的模型设定。由于小麦 TFP 增长还受到农户的耕地质量等不随时间改变因素、政策调整和气候变化等随时间改变因素的影响，本文在模型设定和实证分析中控制了农户层面的个体固定效应和年份层面的时间固定效应。考虑到农业劳动力老龄化不仅是年龄自然增长的结果，从中青年劳动力退出农业的角度看还是家庭成员分工的结果（魏佳朔和宋洪远，2022），因此，识别农业劳动力老龄化和小麦 TFP 增长之间的因果关系，还应解决遗漏变量和互为因果导致的内生性问题。

在控制个体和时间固定效应的基础上，仍然可能存在一些遗漏变量同时影响农户家庭的农业劳动力老龄化情况和农业 TFP 增长。此外，农业劳动力老龄化和粮食 TFP 增长之间可能存在互为因果导致的内生性问题。对于 TFP 增长较快的农户，粮食或农业带来的经济收益更大，会吸引一部分中青年家庭成员留在农业部门；而对于 TFP 增长较慢的农户，中青年家庭成员非农就业的倾向更强，农业劳动力老龄化的情况更突出。因此，在使用双向固定效应模型的基础上，还需要结合工具变量法来解决内生性问题。鉴于此，本文使用家庭中 16 岁以下未成年人数量作为工具变量进行实证检验。考虑到子女照料问题，家庭中的中青年劳动力会降低外出意愿，继续在家务农或在本地务工时兼业务农（吴方

^①技术效率水平测算公式： $TE_{i,t} = \exp(-u_{i,t})$ 。

卫和康姣姣, 2020), 因此, 未成年人数量和农业劳动力平均年龄之间存在一定的负相关关系。同时, 家庭中未成年人并不为粮食生产提供直接的劳动投入, 也并非农业生产经营的决策者, 不会直接影响 TFP 增长。本文识别农业劳动力老龄化影响小麦 TFP 增长的回归模型设定如下:

$$TFPC_{i,t} = \alpha_0 + \beta_0 old_{i,t} + \delta_0 X_{i,t} + \mu_i + \eta_t + \varepsilon_{i,t} \quad (10)$$

(10) 式中: $old_{i,t}$ 表示反映农业劳动力老龄化的核心解释变量, $X_{i,t}$ 表示控制变量。 μ_i 、 η_t 分别代表农户层面的个体固定效应和年份层面的时间固定效应, $\varepsilon_{i,t}$ 为残差项。 α_0 为常数项, δ_0 为控制变量的待估计系数, β_0 为农业劳动力老龄化对小麦 TFP 增长的边际影响。若 $\beta_0 < 0$, 则表示农业劳动力老龄化减缓了小麦 TFP 增长。

(三) 变量选择和说明

1.被解释变量。测算小麦 TFP 增长, 需要设定必要的投入产出变量。参考已有研究的做法(高鸣等, 2017; Chari et al., 2021; Lin et al., 2022), 本文以小麦种植户的亩均产量作为产出变量, 以亩均劳动投入工时作为劳动投入的代理变量, 以亩均生产资料和服务支出作为资本投入的代理变量。亩均生产资料和服务支出包括种子种苗费用、化肥费用、农药费用、机械租赁费用和水电及灌溉费用, 并依据每年每省(区、市)的农业生产资料价格指数进行平减。基于以上投入产出变量, 本文以使用随机前沿模型计算得到的 TFPC 作为被解释变量。

2.核心解释变量。与户主年龄、农业经营决策者年龄等反映个人年龄的指标相比, 家庭中全部农业劳动力的平均年龄能更好地反映农户层面的农业劳动力老龄化情况(Burton, 2006; Barnes, 2022), 因此, 本文以家庭中全部农业劳动力的平均年龄作为核心解释变量。值得注意的是, 平均年龄增长并不完全等同于农业劳动力老龄化。对于以中青年务农为主的农户而言, 尽管其农业劳动力的平均年龄保持增长, 但仍低于老年人的年龄标准, 并不面临老龄化问题。因此, 参考已有研究的做法(王善高和田旭, 2018), 本文同时引入是否为老年农户的虚拟变量, 老年农户的判断标准为家庭中全部农业劳动力的平均年龄是否超过特定标准(55 岁、60 岁或 65 岁)。其中, 55 岁是中国第三次农业普查结果公布时采用的老年人年龄标准之一, 60 岁是国际公认的判断老年与否的年龄标准之一, 65 岁是中国第七次人口普查结果公布时采用的年龄标准之一, 以上 3 个特定年龄是已有研究中判断农业劳动力老龄化与否的主要标准。

3.控制变量。参考已有研究的做法, 本文将以下控制变量纳入实证分析中: 第一, 文化程度和接受农业教育或培训情况。除农业劳动力的年龄之外, 农业劳动力的文化程度、是否接受过农业教育或培训同样是反映劳动力素质的重要方面, 可能对小麦 TFP 增长存在影响。第二, 经营规模。考虑到经营规模和生产率之间可能存在的反向关系, 本文选择以农户的小麦播种面积来反映经营规模(Sheng and Chancellor, 2019)。第三, 农业补贴。农业补贴被证明对小麦生产存在显著影响(高鸣等, 2017), 本文使用每亩承包地的补贴金额作为农业补贴的代理变量, 其中 2009—2015 年为亩均粮食直接补贴、良种补贴和农资综合补贴之和, 2016—2020 年为亩均耕地地力保护补贴金额。第四, 社会化服务。本

文以农户是否从农民专业合作社、集体经济组织购买生产资料反映他们接受产前环节社会化服务的情况，以亩均机械租赁费用衡量农户接受产中环节社会化服务的情况。第五，互联网接入。考虑到信息化对小麦 TFP 增长可能存在的影响（朱秋博等，2019），本文将农户是否接入互联网作为控制变量之一。第六，人均收入。本文在实证分析中也将家庭常住人口的人均收入作为控制变量。投入产出变量、核心解释变量、控制变量的赋值方法和描述性统计结果如表 2 所示。

表 2 变量赋值方法和描述性统计结果

变量名称	赋值方法	均值	标准差
投入产出变量			
小麦产量	小麦亩均产量（千克）	363.14	128.70
劳动投入	小麦生产中的亩均劳动投入工时（日）	11.27	8.90
资本投入	小麦生产中的亩均资本投入（元）	270.78	117.35
核心解释变量			
平均年龄	家庭农业劳动力的平均年龄（岁）	51.78	10.86
老年农户（55）	家庭农业劳动力的平均年龄是否大于等于 55 岁：是=1，否=0	0.40	0.49
老年农户（60）	家庭农业劳动力的平均年龄是否大于等于 60 岁：是=1，否=0	0.26	0.44
老年农户（65）	家庭农业劳动力的平均年龄是否大于等于 65 岁：是=1，否=0	0.13	0.34
控制变量			
文化程度	家庭农业劳动力的平均受教育年限（年）	6.48	2.37
农业教育或培训	家庭农业劳动力是否在当年或上年接受过农业教育或培训：是=1，否=0	0.19	0.39
经营规模	小麦播种面积（亩）	4.28	3.61
农业补贴	每亩承包地的农业补贴金额（元）	85.58	49.89
社会化服务（产前）	是否从农民专业合作社、集体经济组织购买生产资料：是=1，否=0	0.06	0.23
社会化服务（产中）	小麦种植每亩机械租赁费用（元）	75.40	47.89
互联网接入	农户是否接入互联网：是=1，否=0	0.24	0.43
人均收入	家庭常住人口的人均总收入（元）	12435.36	10423.74

注：①表中资本投入、农业补贴、社会化服务（产中）、人均收入变量取值均已进行价格平减处理。②表中所展示连续型变量的均值和标准差未取自然对数，后文回归模型中取自然对数。

四、实证分析

（一）小麦 TFP 增长的测算和分解

本文运用随机前沿模型对（8）式进行回归，测算得到小麦种植户的 TFPC，并分解为技术效率变化和技术进步两部分。2010—2020 年样本户的 TFP 增长情况如图 2 所示。TFPC 的均值为 1.0398，分解得到的技术效率变化均值为 0.9922，技术进步均值为 1.0482。这表明，在 2009—2020 年间，技术进步是促进小麦 TFP 增长的主要原因。这一结论与已有研究结论一致（郑志浩和程申，2021）。

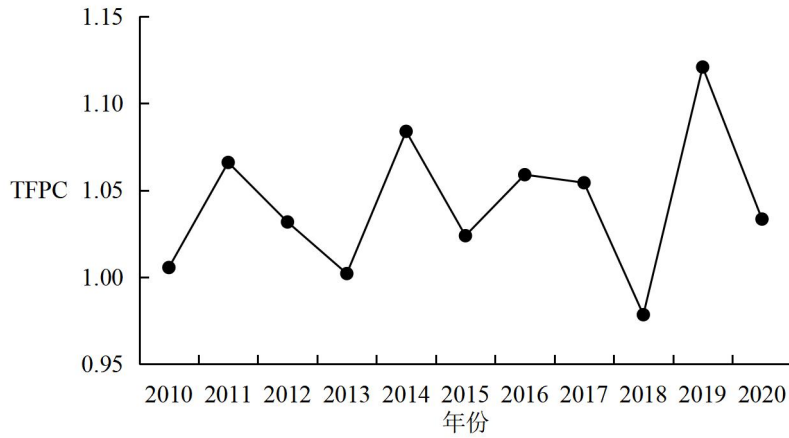


图2 2010—2020年小麦种植户的TFPC变化

注：测算小麦TFPC需要以上一年数据作为基期数据，因此，图中无2009年小麦TFPC数据。

(二) 基准回归结果

基于2009—2020年全国农村固定观察点的小麦种植样本户，本文以测算得到的TFPC作为被解释变量，分别以家庭中全部农业劳动力平均年龄和是否为老年农户为核心解释变量，以家庭中16岁以下未成年人数量为工具变量^①，控制农户的个体固定效应和年份的时间固定效应，验证农户视角下农业劳动力老龄化对小麦TFP增长的影响，具体回归结果如表3所示。

表3 农业劳动力老龄化对小麦TFP增长影响的基准回归结果

变量或指标名称	被解释变量：TFPC							
	(1)		(2)		(3)		(4)	
	系数	标准误	系数	标准误	系数	标准误	系数	标准误
平均年龄	-0.5640***	0.2075						
老年农户（55）			-0.3132***	0.1208				
老年农户（60）					-0.3673**	0.1431		
老年农户（65）							-0.3861***	0.1482
文化程度	-0.0648**	0.0300	-0.0729**	0.0344	-0.0711**	0.0342	-0.0378*	0.0215
农业教育或培训	0.0033	0.0102	0.0009	0.0105	-0.0025	0.0111	-0.0052	0.0110
经营规模	-0.0377***	0.0060	-0.0423***	0.0068	-0.0438***	0.0071	-0.0430***	0.0069
农业补贴	0.0056*	0.0033	0.0063*	0.0035	0.0033	0.0038	0.0036	0.0037
社会化服务（产前）	-0.0101	0.0091	-0.0099	0.0093	-0.0111	0.0095	-0.0075	0.0095
社会化服务（产中）	-0.0400***	0.0025	-0.0402***	0.0026	-0.0407***	0.0026	-0.0399***	0.0026
互联网接入	-0.0178***	0.0055	-0.0158***	0.0058	-0.0226***	0.0065	-0.0328***	0.0089
人均收入	0.0168***	0.0044	0.0128***	0.0046	0.0125***	0.0047	0.0070	0.0055

^①是否为老年农户的虚拟变量是依据家庭农业劳动力的平均年龄界定得到的，因此在实证分析中，本文将家庭中16岁以下未成年人数量同时作为家庭中全部农业劳动力平均年龄和是否为老年农户的工具变量。

表 3 (续)

个体和时间固定效应	已控制	已控制	已控制	已控制
观测值	34207	34207	34207	34207
LM 统计量	59.64	32.88	28.23	34.96
Cragg-Donald Wald F 统计量	243.30	94.93	79.72	103.70

注：①表中标准误为聚类到农户的稳健标准误。②***、**和*分别表示 1%、5%和 10%的显著性水平。③表中均为工具变量回归的第二阶段结果。

以全部农业劳动力的平均年龄作为核心解释变量的回归结果表明，农业劳动力的年龄增长不利于小麦 TFP 增长。同时，以是否为老年农户作为核心解释变量的回归结果显示，相比中青年农户，老年农户的小麦 TFP 增速更慢。这一结论在 3 种老年农户划分标准下都是成立的，假说 H1 基本得证。此外，随着老年农户的年龄划分标准从 55 岁提高到 65 岁，负向影响也在扩大。这初步说明，农业劳动力老龄化不利于小麦 TFP 增长，并且随着老龄化程度加深，老龄化对小麦 TFP 增长的负面影响也会加剧，呈现出“越老越慢”的情况。值得注意的是，本文在基准回归模型中，已经在投入变量中纳入了机械租赁费用，并在控制变量中纳入了农户接受产中环节社会化服务的情况^①。这表明，对于机械化水平较高、社会化服务相对普及的小麦生产而言，农业劳动力老龄化仍然对 TFP 增长存在负面影响。LM 统计量、Cragg-Donald Wald F 统计量显示，不存在弱工具变量问题，家庭中 16 岁以下未成年人数量和小麦 TFP 增长及残差项之间也没有表现出相关性，说明该工具变量可行。

农业劳动力老龄化对小麦 TFP 增长存在负面影响的原因可能在于：面对各类新型生产技术、新型经营方式，老年农业劳动力的认知能力、学习能力和风险态度不利于小麦生产技术进步。在本文涉及的样本户中，2009—2020 年 60 岁及以上农业劳动力的平均受教育年限为 5.20 年，低于 60 岁以下农业劳动力 7.20 年的平均受教育年限；60 岁及以上农业劳动力当年或上年接受过农业教育或培训的比例为 9.11%，低于 60 岁以下农业劳动力中相应的比例（14.51%）。样本户中，2009—2020 年 60 岁及以上农业劳动力在本地非农就业、外出非农就业的比例分别为 23.55%和 5.48%，分别低于同期 60 岁以下农业劳动力在本地非农就业（35.36%）和外出非农就业（21.67%）的比例。老年农业劳动力的收入水平更低，风险偏好趋于保守。机械化作业更多弥补了老年农业劳动力的劳动能力下降，但并未改变他们的学习能力、认知能力和风险偏好。例如，在劳动强度较低的植保、防治等环节上，老年农业劳动力被证明对新型机械技术的采用意愿更低（陆岐楠等，2017），这在一定程度上减缓了小麦 TFP 增长。

^①由于小麦产中环节的社会化服务已经比较普及，本文在测算小麦 TFP 增长的投入变量设定中将机械租赁费用包含在内。产中环节的社会化服务费用增加意味着产出增长中由要素投入变化所解释的份额增加，由 TFP 增长所解释的份额减少，所以表 3 中产中环节社会化服务的系数为负。本文进一步以小麦土地产出率的同比变化（当年与上年之比）作为被解释变量的回归结果显示，产中环节的社会化服务能够促进小麦土地产出率增长。因此，从小麦土地产出率增长的视角看，通过产中环节的社会化服务实现机械替代劳动，仍具有促进小麦产量增长的作用。

（三）稳健性检验

1. 更换 TFP 增长测算方法。测算 TFP 增长的方法选择不当会使被解释变量存在测量误差，这是导致模型产生内生性的原因之一。鉴于此，本文尝试更换小麦 TFP 增长测算方法，以进行稳健性检验。

在稳健性检验中，参考已有研究的做法（王璐等，2020；Chari et al., 2021），本文在设定柯布-道格拉斯生产函数的基础上运用固定效应法测算小麦 TFP 增长。其中，投入产出变量与上文相同，固定效应包括农户、年份、村庄与年份交互项 3 个层面。农户层面的固定效应主要反映农户层面不随时间改变的不可观测特征，如耕地质量等因素；年份层面的固定效应主要反映随时间改变的不可观测特征，如政策调整等；村庄与年份交互项层面的固定效应主要反映每年每村面临的不可观测因素，如气候变化等。通过回归得到相应的参数后，按照索洛余值法测算得到 TFPC。结果显示，基于固定效应法测算得到的 TFPC 均值为 1.0423，略高于基于随机前沿模型测算得到的结果。更换 TFPC 测算方法的稳健性检验结果如表 4 所示。

表 4 更换 TFP 增长测算方法的稳健性检验结果

变量或指标名称	被解释变量：基于固定效应法得到的 TFPC							
	(1)		(2)		(3)		(4)	
	系数	标准误	系数	标准误	系数	标准误	系数	标准误
平均年龄	-0.5844***	0.2106						
老年农户（55）			-0.3245***	0.1222				
老年农户（60）					-0.3806***	0.1455		
老年农户（65）							-0.4001***	0.1508
控制变量和固定效应	已控制		已控制		已控制		已控制	
观测值	34207		34207		34207		34207	
LM 统计量	59.64		32.88		28.23		34.96	
Cragg-Donald Wald F 统计量	243.30		94.93		79.72		103.70	

注：①表中标准误为聚类到农户的稳健标准误。②***表示 1% 的显著性水平。

表 4 结果显示，以家庭中 16 岁以下未成年人数量为工具变量仍然可行，农业劳动力老龄化不利于小麦 TFP 增长，与基准回归得到的结论一致。并且，随着老龄化程度的加深，老龄化对小麦 TFP 增长的负面影响也会有所加剧。

2. 更换实证方法。如前文所述，农业劳动力老龄化不仅是农业劳动力年龄增长的结果，还是家庭分工“自选择”的结果，基准回归可能存在一定的样本选择偏误问题。与倾向得分匹配等方法相比，内生转换模型能够同时解决可观测因素和不可观测因素所共同导致的样本选择偏误问题，目前得到了较为广泛的应用。本文在以是否为老年农户作为核心解释变量的回归分析中，运用内生转换模型验证基准回归结果的稳健性。本部分的实证分析控制了样本户所在省份的固定效应和年份层面的时间固定效应，以家庭中 16 岁以下未成年人数量作为选择方程中的识别变量，具体的平均处理效应估计结果如表 5 所示。

表 5 基于内生转换模型的稳健性检验结果

变量名称	被解释变量：基于随机前沿模型得到的 TFPC			被解释变量：基于固定效应法得到的 TFPC		
	老年农户	中青年农户	ATT	老年农户	中青年农户	ATT
老年农户（55）	1.0371	1.1226	-0.0856***	1.0383	1.1195	-0.0812***
老年农户（60）	1.0377	1.1285	-0.0908***	1.0389	1.1257	-0.0867***
老年农户（65）	1.0306	1.1233	-0.0927***	1.0334	1.1240	-0.0905***

注：***表示 1% 的显著性水平。

表 5 结果显示,在使用内生转换模型解决样本选择偏误问题后,农业劳动力老龄化仍然对小麦 TFP 增长存在一定的负面影响。并且,这个结果在分别采用随机前沿模型、固定效应法测算得到 TFPC 的两种情况下均成立。同时,这一负面影响会随着老龄化程度的加深而扩大,与前文研究结论一致。

3. 更换核心解释变量测量方法。本部分参考已有研究的做法（胡雪枝和钟甫宁，2012），将全部是老年人务农的农户界定为老年农户，老年人的年龄标准仍然为 55 岁、60 岁和 65 岁。同时，考虑到劳动力的性别差异，以农业劳动力是否全部为老年人（男性 ≥ 60 岁，女性 ≥ 55 岁）作为界定老年农户的标准之一。如表 6 所示，在更换核心解释变量的界定方法后，前文结论仍然成立，假说 H1 进一步得证。

表 6 更换核心解释变量的稳健性检验结果

变量或指标名称	被解释变量：TFPC							
	(1)		(2)		(3)		(4)	
	系数	标准误	系数	标准误	系数	标准误	系数	标准误
全部是老年人务农（55）	-0.3770**	0.1504	-0.4034**	0.1600	-0.4404**	0.1715	-0.4440**	0.1828
全部是老年人务农（60）								
全部是老年人务农（65）								
全部是老年人务农（区分性别）								
控制变量和固定效应	已控制		已控制		已控制		已控制	
观测值	34207		34207		34207		34207	
LM 统计量	23.59		23.82		30.00		18.81	
Cragg-Donald Wald F 统计量	72.25		71.38		87.98		53.06	

注：①表中标准误为聚类到农户的稳健标准误。②**表示 5% 的显著性水平。

（四）农业劳动力老龄化影响小麦 TFP 增长的机制检验

在明确了农业劳动力老龄化对小麦 TFP 增长存在负面影响的基础上，本部分将分解得到的小麦技术效率变化和技术进步作为被解释变量进行回归分析，以此检验农业劳动力老龄化影响小麦 TFP 增长的机制，具体回归结果如表 7 所示。

表 7 农业劳动力老龄化影响小麦 TFP 增长机制的检验结果

变量或指标 名称	被解释变量: TEC				被解释变量: TC			
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
平均年龄	-0.0000 (0.0006)				-0.5666*** (0.2096)			
老年农户 (55)		-0.0000 (0.0003)				-0.3147*** (0.1219)		
老年农户 (60)			-0.0000 (0.0004)				-0.3691** (0.1444)	
老年农户 (65)				-0.0000 (0.0004)				-0.3879*** (0.1497)
控制变量和固定效应	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	34207	34207	34207	34207	34207	34207	34207	34207
LM 统计量	59.64	32.88	28.23	34.96	59.64	32.88	28.23	34.96
Cragg-Donald	243.30	94.93	79.72	103.70	243.30	94.93	79.72	103.70
Wald F 统计量								

注: ①括号内为聚类到农户的稳健标准误。②***和**分别表示 1%和 5%的显著性水平。

以小麦技术效率变化作为被解释变量的估计结果显示, 农业劳动力老龄化并未对小麦生产的技术效率变化产生显著影响, 这与部分现有研究的结论基本一致(张淑雯等, 2018)。并且, 本文分别使用滞后一期、滞后两期的核心解释变量进行了稳健性检验, 结果显示, 农业劳动力老龄化仍然不存在对小麦技术效率变化的显著影响^①。其中的原因可能在于: 一方面, 老年农业劳动力虽然面临劳动能力下降的问题, 但长期的务农经历形成了一定的经验积累(郭晓鸣和左喆瑜, 2015), 这在一定程度上缓解了年龄增长带来的劳动能力下降。另一方面, 农业机械化水平的提高、农业社会化服务体系的发展, 也降低了小麦生产中的劳动投入需求, 老年农业劳动力能够应对耕、播、收等高劳动强度环节, 避免了小麦种植户的农业技术效率下降(胡伟和张正河, 2018)。2020 年全国小麦生产中机耕面积、机播面积、机收面积占小麦播种面积的比重分别为 93.3%、93.2%和 97.5%, 比 2009 年分别提高了 3.1 个百分点、9.3 个百分点和 11.9 个百分点^②。在小麦生产中机械化作业已经相对普及的背景下, 老年农户的技术效率变化和中青年农户没有显著差异。

如表 7 所示, 农业劳动力老龄化对小麦生产的技术进步存在显著的负面影响, 并且这一负面影响同样会随着老龄化程度的加深而扩大, 假说 H2 基本得证。其中的原因在于: 老年农业劳动力的认知能力和学习能力下降, 加之年龄增长带来的非农就业机会减少和收入下降, 他们的风险偏好趋于保守,

^①受限于文章篇幅, 此部分结果未在正文中展示。

^②数据来源: 小麦机耕面积、机播面积和机收面积数据来源于 2010 年和 2021 年的《中国农业机械工业年鉴》; 小麦播种面积数据来源于国家统计局网站, <https://data.stats.gov.cn/easyquery.htm?cn=C01>。

更不愿意采用各类新型技术。

考虑到技术进步是农户采用新型技术并实现产量提高的“结果”，而并非具体的新型技术采用“行为”，本文选择样本户是否采用保护性耕作技术作为被解释变量，进一步验证农业劳动力老龄化对小麦生产技术进步的影响^①。由于被解释变量为虚拟变量形式，本部分使用 IV-Probit 模型进行回归，并控制了农户所在省份的固定效应和年份层面的时间固定效应，控制变量与前文一致，工具变量同样选择家庭中 16 岁以下未成年人数量，回归结果如表 8 所示^②。

表 8 农业劳动力老龄化对小麦保护性耕作技术采用行为影响的回归结果

变量或指标名称	被解释变量：是否采用保护性耕作技术							
	(1)		(2)		(3)		(4)	
	系数	标准误	系数	标准误	系数	标准误	系数	标准误
平均年龄	-0.7398***	0.2434						
老年农户（55）			-0.4313***	0.1486				
老年农户（60）					-0.6971***	0.2668		
老年农户（65）							-0.5778***	0.2104
控制变量和固定效应	已控制		已控制		已控制		已控制	
观测值	4731		4731		4731		4731	
Wald χ^2 检验	8.69***		9.06***		9.34***		8.94***	

注：①表中结果为平均边际效应。②表中标准误为聚类到农户的稳健标准误。③***表示 1% 的显著性水平。

表 8 结果显示，农业劳动力老龄化会降低小麦种植户采用保护性耕作技术的概率，假说 H2 进一步得证。综上所述，农业劳动力老龄化不利于农业技术进步，从而对小麦 TFP 增长产生了一定的阻碍作用，但农业劳动力老龄化并未对小麦技术效率变化产生负面影响。这一结论和美国农业劳动力老龄化影响农业 TFP 增长的机制分析结果一致（Fried and Tauer, 2016）。

（五）进一步分析和讨论

以上实证分析结果显示，农业劳动力老龄化对小麦 TFP 增长存在负面影响的主要原因在于农业劳动力老龄化不利于农户采用新型技术，由此减缓了小麦生产的技术进步。聚焦这一机制，本部分主要通过引入农业劳动力老龄化和其他变量交互项的方式进行实证分析，以探究哪些因素能够缓解上述负面影响。

中国农业劳动力的文化程度普遍不高，老年农业劳动力的文化程度更低，这是导致农业劳动力老龄化不利于小麦 TFP 增长的原因之一。因此，开展农业教育或培训可能会缓解农业劳动力老龄化对小麦 TFP 增长的负面影响。同时，收入是老年农户在新型技术采用时考虑的重要因素，但“未富先老”

^①作为一种较为前沿的耕作模式，保护性耕作技术具有改善土壤质量和提高生产力的作用（Tamburini et al., 2016；李卫等，2017），但需要农业劳动力掌握科学播种、作物轮作、秸秆管理等多方面技术，还需要配套农机具和统筹安排机械作业。

^②全国农村固定观察点对各项作物保护性耕作的调查始于 2019 年，因此该部分实证分析仅包含 2019 年和 2020 年的样本。

的特征在农业劳动力中表现得更为突出。对于收入水平较低、风险偏好保守的老年农业劳动力而言，养老金提供了稳定的收入预期，或将缓解农业劳动力老龄化对小麦 TFP 增长的不利影响。农户所在村庄提供的公共服务，特别是农业技术推广，也可能会缓解农业劳动力老龄化对小麦 TFP 增长的负面影响。此外，本部分还考虑了产前和产中环节社会化服务的调节效应。基于上述分析，本部分通过引入老年农户和农业教育或培训、养老金收入、农业技术推广、社会化服务的交互项^①，验证以上因素在农业劳动力老龄化对小麦 TFP 增长影响中的调节效应。为便于结果展示，本部分主要使用“老年农户（60）”这一核心解释变量，具体估计结果如表 9 所示。

表 9 不同因素对农业劳动力老龄化影响小麦 TFP 增长调节效应的检验结果

变量或指标名称	被解释变量：TFPC				
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
老年农户（60）	-0.3788** (0.1474)	-0.4445** (0.1756)	-0.4948** (0.2011)	-0.3762** (0.1478)	-0.3678*** (0.1424)
农业教育或培训	-0.0527** (0.0265)				
老年农户（60）×农业教育或培训	0.2629** (0.1096)				
养老金收入		0.0015 (0.0012)			
老年农户（60）×养老金收入		0.0264** (0.0113)			
农业技术推广			-0.0935** (0.0477)		
老年农户（60）×农业技术推广			0.4032** (0.1665)		
社会化服务（产前）				-0.0473** (0.0202)	
老年农户（60）×社会化服务（产前）				0.1411** (0.0684)	
社会化服务（产中）					-0.0474*** (0.0041)
老年农户（60）×社会化服务（产中）					0.0282** (0.0123)
控制变量和固定效应	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制

^①农业教育或培训、产前环节社会化服务、产中环节社会化服务的衡量方法与前文相同；养老金收入的衡量方法为农户获得的养老金收入总额与家中 60 岁及以上老年人数量之比，若家中无养老金收入或无老年人，则赋值为 0；农业技术推广的衡量方法为农户所在村的集体经济组织是否在当年或上年有农业技术推广支出，若有则赋值为 1，若无则赋值为 0。

表 9 (续)

观测值	34207	34207	34207	34207	34207
LM 统计量	28.76	25.48	21.27	27.09	29.26
Cragg-Donald Wald F 统计量	83.43	63.43	64.55	77.14	81.00

注：①括号内为聚类到农户的稳健标准误。②***和**分别表示 1%和 5%的显著性水平。③作为连续型变量的养老金收入和产中环节社会化服务在回归中进行了去中心化处理。

表 9 结果显示，老年农户和农业教育或培训交互项的系数为正，表明面向老年农业劳动力提供农业教育或培训能够在一定程度上弥补老年农业劳动力受教育年限偏低的不足，缓解农业劳动力老龄化对小麦 TFP 增长的负面影响。老年农户和养老金收入交互项的系数为正，表明养老金带来的收入增长同样能够缓解农业劳动力老龄化对小麦 TFP 增长的负面影响，因此，提高农村居民的养老金标准，是应对农业劳动力老龄化问题的可能方案之一。老年农户和农业技术推广交互项的系数为正，表明农户所在村庄通过开展农业技术推广活动，同样能够缓解农业劳动力老龄化对小麦 TFP 增长的负面影响。老年农户和产前环节社会化服务、产中环节社会化服务交互项的系数均为正，表明产前和产中环节的社会化服务均能在一定程度上缓解农业劳动力老龄化带来的负面影响。具体而言，农民专业合作社、集体经济组织提供的产前环节社会化服务，有益于促进新型小麦品种、优质化肥等生产资料的推广使用，能够缓解农业劳动力老龄化对小麦新型技术采用、技术进步的负面影响。此外，产中环节的社会化服务能够通过机械替代劳动的方式，在一定程度上缓解农业劳动力老龄化对小麦 TFP 增长的负面影响。

五、研究结论和政策建议

本文基于 2009—2020 年全国农村固定观察点的农户调查数据，运用结合工具变量法的双向固定效应模型、内生转换模型实证检验了农业劳动力老龄化对小麦 TFP 增长的影响。结果显示，尽管在此期间种植户的小麦 TFP 整体增长，但农业劳动力老龄化不利于小麦种植户的新型技术采用和技术进步，对小麦 TFP 增长存在减缓作用，并且这一负面影响会随着老龄化程度的加深而扩大。进一步分析表明，农业教育或培训、养老金收入、农村集体开展的农业技术推广、产前和产中环节的社会化服务能够在一定程度上缓解农业劳动力老龄化对小麦 TFP 增长的负面影响。

为应对农业劳动力老龄化带来的影响和挑战，保障国家粮食安全，本文提出政策建议如下：第一，构建适应农业劳动力老龄化形势的技术推广体系。和中青年农业劳动力相比，老年农业劳动力采用新型技术的意愿更低。应探索通过各类官方渠道、社会渠道推广普及各类新型技术的有效路径，健全农业劳动力老龄化背景下的农技推广体系。第二，完善城乡居民基本养老保险制度，提高养老金收入标准。“未富先老”是中国人口老龄化进程的特点之一，提高养老金收入标准，能够有效提高农村老年人的福利水平，缓解农业劳动力老龄化对小麦技术进步和 TFP 增长的负面影响。第三，推动农业社会化服务体系高质量发展。要重视各类新型农业经营主体在提供农业产前、产中环节社会化服务中的重要作用，丰富服务内容，提高服务质量。

参考文献

- 1.都阳、封永刚, 2021:《人口快速老龄化对经济增长的冲击》,《经济研究》第2期,第71-88页。
- 2.高鸣、宋洪远、Michael Carter, 2017:《补贴减少了粮食生产效率损失吗?——基于动态资产贫困理论的分析》,《管理世界》第9期,第85-100页。
- 3.盖庆恩、朱喜、史清华, 2014:《劳动力转移对中国农业生产的影响》,《经济学(季刊)》第3期,第1147-1170页。
- 4.郭晓鸣、左喆瑜, 2015:《基于老龄化视角的传统农区农户生产技术选择与技术效率分析——来自四川省富顺、安岳、中江3县的农户微观数据》,《农业技术经济》第1期,第42-53页。
- 5.韩杨, 2022:《中国粮食安全战略的理论逻辑、历史逻辑与实践逻辑》,《改革》第1期,第43-56页。
- 6.胡雪枝、钟甫宁, 2012:《农村人口老龄化对粮食生产的影响——基于农村固定观察点数据的分析》,《中国农村经济》第7期,第29-39页。
- 7.胡伟、张正河, 2018:《农机服务对小麦生产技术效率有影响吗?》,《中国农村经济》第5期,第68-83页。
- 8.黄季焜、靳少泽, 2015:《未来谁来种地:基于我国农户劳动力就业代际差异视角》,《农业技术经济》第1期,第4-10页。
- 9.蒋和平、尧珏、蒋黎, 2020:《新时期我国粮食安全保障的发展思路与政策建议》,《经济学家》第1期,第110-118页。
- 10.李俊鹏、冯中朝、吴清华, 2018:《农业劳动力老龄化与中国粮食生产——基于劳动增强型生产函数分析》,《农业技术经济》第8期,第26-34页。
- 11.李旻、赵连阁, 2009:《农业劳动力“老龄化”现象及其对农业生产的影响——基于辽宁省的实证分析》,《农业经济问题》第10期,第12-18页、第110页。
- 12.李卫、薛彩霞、姚顺波、朱瑞祥, 2017:《农户保护性耕作技术采用行为及其影响因素:基于黄土高原476户农户的分析》,《中国农村经济》第1期,第44-57页、第94-95页。
- 13.刘景景, 2017:《劳动力结构老化对粮食生产的影响》,《华南农业大学学报(社会科学版)》第3期,第36-48页。
- 14.陆岐楠、张崇尚、仇焕广, 2017:《农业劳动力老龄化、非农劳动力兼业化对农业生产环节外包的影响》,《农业经济问题》第10期,第27-34页。
- 15.钱文荣、郑黎义, 2010:《劳动力外出务工对农户水稻生产的影响》,《中国人口科学》第5期,第58-65页、第111-112页。
- 16.王璐、杨汝岱、吴比, 2020:《中国农户农业生产全要素生产率研究》,《管理世界》第12期,第77-93页。
- 17.王善高、田旭, 2018:《农村劳动力老龄化对农业生产的影响研究——基于耕地地形的实证分析》,《农业技术经济》第4期,第15-26页。
- 18.王淑红、杨志海, 2020:《农业劳动力老龄化对粮食绿色全要素生产率变动的影响研究》,《农业现代化研究》第3期,第396-406页。
- 19.魏佳朔、宋洪远, 2022:《农业劳动力老龄化影响了粮食全要素生产率吗?——基于农村固定观察点数据的分析验证》,《南京农业大学学报(社会科学版)》第4期,第22-33页。
- 20.吴方卫、康姣姣, 2020:《中国农村外出劳动力回流与再外出研究》,《中国人口科学》第3期,第47-60页、第127页。

- 21.许庆、尹荣梁、章辉, 2011:《规模经济、规模报酬与农业适度规模经营——基于我国粮食生产的实证研究》,《经济研究》第3期,第59-71页、第94页。
- 22.杨志海, 2018:《老龄化、社会网络与农户绿色生产技术采纳行为——来自长江流域六省农户数据的验证》,《中国农村观察》第4期,第44-58页。
- 23.张淑雯、田旭、王善高, 2018:《农业劳动力老龄化对小麦生产机械化与技术效率的影响——基于地形特征的分析》,《中国农业大学学报》第10期,第174-182页。
- 24.郑志浩、程申, 2021:《中国粮食种植业 TFP 增长率及其演进趋势: 1980—2018》,《中国农村经济》第7期,第100-120页。
- 25.朱启臻、杨汇泉, 2011:《谁在种地——对农业劳动力的调查与思考》,《中国农业大学学报(社会科学版)》第1期,第162-169页。
- 26.朱秋博、白军飞、彭超、朱晨, 2019:《信息化提升了农业生产率吗?》,《中国农村经济》第4期,第22-40页。
- 27.Barnes, A. P., 2022, "The Role of Family Life-Cycle Events on Persistent and Transient Inefficiencies in Less Favored Areas", *Journal of Agricultural Economics*, <https://doi.org/10.1111/1477-9552.12506>.
- 28.Battese, G. E., and T. J. Coelli, 1992, "Frontier Production Functions, Technical Efficiency and Panel Data: With Application to Paddy Farmers in India", *Journal of Productivity Analysis*, 3(1-2): 153-169.
- 29.Belotti, F., S. Daidone, G. Ilardi, and V. Atella, 2013, "Stochastic Frontier Analysis Using Stata", *Stata Journal*, 13(4): 719-758.
- 30.Brown, P., A. Daigneault, and J. Dawson, 2019, "Age, Values, Farming Objectives, Past Management Decisions, and Future Intentions in New Zealand Agriculture", *Journal of Environmental Management*, 231(7): 110-120.
- 31.Burton, R. J. F., 2006, "An Alternative to Farmer Age as an Indicator of Life-Cycle Stage: The Case for a Farm Family Age Index", *Journal of Rural Studies*, 22(4): 485-492.
- 32.Chari, A., E. M. Liu, S. Y. Wang, and Y. Wang, 2021, "Property Rights, Land Misallocation, and Agricultural Efficiency in China", *The Review of Economic Studies*, 88(4): 1831-1862.
- 33.Duesberg, S., P. Bogue, and A. Renwick, 2017, "Retirement Farming or Sustainable Growth - Land Transfer Choices for Farmers without a Successor", *Land Use Policy*, 61(1): 526-535.
- 34.Fan, L., X. Dang, Y. Tong, and R. Li, 2019, "Functions, Motives and Barriers of Homestead Vegetable Production in Rural Areas in Ageing China", *Journal of Rural Studies*, Vol.67: 12-24.
- 35.Fried, H. O., and L. W. Tauer, 2016, "The Aging U.S. Farmer: Should We Worry?", in J. Aparicio, C. Lovell, and J. Pastor (eds.) *Advances in Efficiency and Productivity*, Cham, Switzerland: Springer, 391-407.
- 36.Gong, B., 2018, "Agricultural Reforms and Production in China: Changes in Provincial Production Function and Productivity in 1978-2015", *Journal of Development Economics*, Vol.132: 18-31.
- 37.Greene, W., 2005, "Reconsidering Heterogeneity in Panel Data Estimators of the Stochastic Frontier Model", *Journal of Econometrics*, 126(2): 269-303.
- 38.Lin, B., X. Wang, S. Jin, W. Yang, and H. Li, 2022, "Impacts of Cooperative Membership on Rice Productivity: Evidence from China", *World Development*, <https://doi.org/10.1016/j.worlddev.2021.105669>.

39.Sheng, Y., and W. Chancellor, 2019, “Exploring the Relationship Between Farm Size and Productivity: Evidence from the Australian Grains Industry”, *Food Policy*, 84(6): 196-204.

40.Tamburini, G., S. De Simone, M. Sigura, F. Boscutti, and L. Marini, 2016, “Conservation Tillage Mitigates the Negative Effect of Landscape Simplification on Biological Control”, *Journal of Applied Ecology*, 53(1): 233-241.

(作者单位: ¹ 中国农业大学国家农业农村发展研究院;

² 农业农村部农村经济研究中心)

(责任编辑: 胡 祎)

How Does the Aging of Agricultural Labor Force Affect the Growth of Total Factor Productivity of Wheat?

WEI Jiashuo GAO Ming

Abstract: Based on the household survey data from the fixed observation points of rural areas in China from 2009 to 2020, this article empirically tests the impacts of the aging of agricultural labor force on the growth of total factor productivity (TFP) of wheat by using a two-way fixed effect model and an endogenous transformation model combined with the instrumental variable method. The results show that the aging of agricultural labor force has mitigated the growth of TFP of wheat, and with the deepening of the aging degree, this negative effect is likely to expand. The reason for the negative impact is that the aging of agricultural labor force has reduced the probability of wheat farmers to adopt new technologies and hindered their technological progress. Further analysis shows that agricultural education or training, pension income, agricultural technology promotion carried out by rural collectives, agricultural socialized services during the pre-production and production stages can alleviate the above negative effects to a certain extent. In order to cope with the impacts brought by the aging of agricultural labor force, this study proposes building a technology extension system that conforms to the background of the aging of agricultural labor force, improving the basic pension income standard of rural residents, and promoting a high-quality development of agricultural socialized services system.

Key words: Agricultural Labor Force; Aging; Grain; Total Factor Productivity; Technological Progress

社会主义条件下的人民福祉研究*

檀学文

摘要：本文研究了中国情境中的人民福祉概念，回答了什么是社会主义条件下的人民福祉、人民福祉与国际人类福祉理论的异同以及人民福祉理论如何在福祉测量上体现等问题。马克思主义理论是关于人类进步和解放的理论，其中蕴含着科学的福祉观。人民福祉是马克思主义福祉的具体化，是不发达社会主义条件下人类发展程度的表征，其具体内涵为：全体居民物质文化生活水平提高程度、社会关系改善的程度以及由此带来的身心健全发展程度。立足于马克思主义福祉基本原理以及人民福祉与国际人类福祉比较，本文提出了一套由人类福祉和福祉社会条件两个账户组成的人民福祉测量方案。

关键词：人民福祉 人类福祉 马克思主义 社会主义 福祉测量

中图分类号：F061.4 **文献标识码：**A

一、引言

2013年召开的党的十八届三中全会提出，全面深化改革要以促进社会公平正义、增进人民福祉为出发点和落脚点。党的十九大提出，增进民生福祉是发展的根本目的。党的二十大则提出，增进民生福祉，提高人民生活品质。由此可见，增进人民福祉已经被认同为改革与发展的目的。那么，什么是社会主义条件下的人民福祉？它与一般意义上的人类福祉的联系和区别在哪里？它是否具有社会制度属性以及历史阶段性特征？如果有，这对它自身的应用会产生什么影响？以上就是本文致力于回答的问题。一个关联性问题是，国际上已有较为成熟的福祉理论及测量方案，还有必要另外提出一套新的福祉理论吗？本文认为，社会主义社会是共产主义社会的初级阶段，总体发展水平不足，但是具有迈向共产主义的理论和制度内核。社会主义人民福祉在总体上从属于马克思主义人类福祉，在马克思主义视野中可以恰当地理解社会主义社会的人民福祉内涵。

除引言外，本文从五个方面对社会主义条件下的人民福祉进行探索。第二部分归纳人民福祉概念的形成和演进路径，表明其具有坚实的实践和理论基础。第三部分从马克思主义关于人类发展目标的理论以及历史唯物主义原理出发，阐述马克思主义福祉观，界定马克思主义人类福祉的概念内涵和特征。接下来，第四部分以马克思主义福祉观作为理论基础，立足于社会主义社会总体不发达的基本特

*本文是中国社会科学院研究所创新工程研究类项目“面向2035年中国反贫困和促进共享繁荣发展战略与政策研究”（编号：2021NFA02）的部分研究成果。作者感谢匿名审稿人的宝贵意见，但文责自负。

征,从理论上界定人民福祉概念,并描述其基本特征。第五部分采取比较方法,归纳梳理国际福祉理论,对人民福祉理论的几个关键问题进行比较性回答,揭示它们的联系与区别。第六部分在前述理论建构和比较分析的基础上,提出一套双账户人民福祉测量方案。这一测量方案既能够体现已有的福祉测量成果,也可以体现马克思主义福祉的特点。最后,笔者从五个方面概括了本文的研究发现,得出了三个方面的初步结论,并对后续研究进行了展望。

二、人民福祉概念的形成和演进

人民福祉概念经历了较长的发展过程,其演变存在实践和理论两条路径:在实践上,人民福祉概念是中国长期治国理政思想和国家治理实践的结晶;在理论上,人民福祉概念既受到国际上相关研究的影响,又是对中国国家治理理念和实践的理论总结。

(一) 在国家治理实践中的形成和演进

在中国特色社会主义国家治理实践中,人民福祉概念应运而生。这一概念在前期的人民利益、生活富裕等概念的基础上逐步发展而来,其内涵也在进一步丰富和拓展。

福祉一词自古有之^①。孙中山先生可能是汉语语境下提出现代意义上人民福祉概念的第一人^②。自1921年中国共产党成立以来,将增进人民福祉作为政党奋斗目标的做法并不是一开始就出现的,而是存在一条从人民利益到人民福祉的演进轨迹。最早也是最经常出现的相关概念是人民利益。早在1944年,毛泽东在《为人民服务》一文中曾说,“我们这个队伍完全是为着解放人民的,是彻底地为人民的利益而工作的”。1997年,党的十五大报告指出,建设有中国特色社会主义全部工作的出发点和落脚点,就是全心全意为人民谋利益。党的十七大报告也有类似表述,即要始终把实现好、维护好、发展好最广大人民的根本利益作为党和国家一切工作的出发点和落脚点。与人民利益并行发展起来并大量使用的概念是生活富裕或共同富裕。1953年,毛泽东在推动农业合作化时,就指出“使农民能够逐步完全摆脱贫困的状况而取得共同富裕和普遍繁荣的生活”^③。1983年,邓小平在研究现代化方案和目标时,提出了“三个有助于”标准,其中之一便是有助于人民的富裕幸福。1992年,邓小平在南方谈话中正式提出,最终达到共同富裕是社会主义的本质。2012年,党的十八大报告提出,要使发展成果更多更公平惠及全体人民,朝着共同富裕方向稳步前进。2017年,党的十九大报告展望,到21世纪中叶,全体人民共同富裕基本实现。幸福生活、造福人民、幸福安康等概念也在不同场合加以使用。

福祉概念首先在党的十七大报告中正式出现,即社会主义和马克思主义给中国人民带来更多福祉。2010年底和2011年初,时任总书记胡锦涛和总理温家宝分别在公开场合使用了增进人民福祉、为了

^①古代汉语中,先有祉福、祉禄,后有禄祉、福祉等词汇。《诗经》中《烈文》一诗写道:“烈文辟公,锡兹祉福。”

^②1905年,孙中山发表《同盟会宣言》,提出“涤二百六十年之膈腥,复四千年之祖国,谋四万万人之福祉”。

^③参见《中国共产党中央委员会关于发展农业生产合作社的决议》, http://www.ce.cn/xwzx/gnsz/szyw/200705/29/t20070529_11531669.shtml。

人民的福祉的表述^①。2012年党的十八大报告将改善人民生活、增进人民福祉视为时代的任务。如本文开头所述，真正将增进人民福祉视为发展使命和目的是在2013年党的十八届三中全会上。可见，从1997年到2013年，社会主义事业的出发点和落脚点从为人民谋利益转变为增进人民福祉，这说明党的初心使命的内涵不断明确、日益丰富。习近平总书记在党的十八大以后提出了“中华民族伟大复兴的中国梦”，认为其内涵或本质是实现国家富强、民族振兴、人民幸福^②。“中国梦”的三大内涵是对既往论述的新概括，代表着对国家使命的最新认识。根据“中国梦”的内涵以及以往的相关论述，可以将中国特色社会主义的国家使命概括为实现国家富强和增进人民福祉。一方面，国家富强是一个具有包容性的宏观目标，包含民族振兴、生产发展、绿色发展等次级目标。另一方面，人民幸福、共同富裕等近义术语可以用更具客观性、实践性且包含人的发展含义的增进人民福祉概念来表达。

几十年来，人民福祉及相关概念的内涵日趋丰富，这一概念曾经包含以下四层含义：物质生活方面的生活水平，由收入水平决定的生活富裕，偏主观感受的生活幸福，以及偏向于人的全面发展的综合界定。2001年，江泽民总书记在庆祝中国共产党成立八十周年大会上的讲话中提出，既要着眼于人民现实的物质文化生活需要，又要着眼于促进人民素质的提高，也就是努力促进人的全面发展。2012年，习近平总书记在中外记者见面会上用“七个期盼”表达人民的对美好生活的向往。笔者认为，可以将这些表述视为在实践中不断演进的人民福祉内涵。党的十八大以后，中央文件和领导人讲话常常将促进人的全面发展、实现共同富裕或者增进民生福祉并列表述。

（二）在理论研究中的演进

人民福祉概念的实践演进过程也伴随着理论研究的推进^③。在可查的中文文献中，关于人民福祉的学术论述最早出现于2007年。这一年，丁元竹相继发表两篇文章，认为中央高度关注民生、促进科学发展的做法实质上是将增进人民福祉确立为发展目标，当时时兴起来的对生活品质的评价也就是对人民福祉的评价（丁元竹，2007a；2007b）。这两项研究比官方表述早了三年多，其形成过程包含两条逻辑线索：一方面是国外福祉和生活质量研究的影响，另一方面则是受国内提出科学发展观及社会政策变化的启发。2009年，有研究指出，科学发展观是以人的福祉为核心的新发展观，是当今时代发展的趋势。由于以人为本是科学发展观的核心，人的全面发展作为衡量发展的最高价值尺度，成为了科学发展观的最终目标和标准（刘丹，2009）。一年以后，在党的十七届五中全会闭幕后，一篇新华社评论员文章明确提出，发展的根本目的是增进人民福祉^④。2012年，一篇硕士论文较为系统地研究了中国特色社会主义人民福祉问题（郭坤，2012），其内容包括现实背景、理论依据、内涵和评价

^①参见：胡锦涛，2011：《共同增进各国人民福祉》，《人民日报》1月1日，第1版；温家宝，2011：《在2011年春节团拜会上的讲话》，《人民日报》2月2日，第1版。

^②资料来源：《周文彰：习近平总书记中国梦思想概述》，<http://theory.people.com.cn/n/2014/0506/c40531-24978998-4.html>。

^③值得关注的是，2014年以后较少见到以人民福祉为对象的学术成果。与此同时，国内也形成了一批一般意义上的幸福感、生活质量、福祉指数研究，也包括与本文相关的马克思主义幸福观研究。受篇幅限制，本文不再赘述。

^④资料来源：新华社特约评论员，2010：《发展的根本目的是增进人民福祉》，《新华每日电讯》10月23日第1版。

标准、影响因素、道路选择等，颇具前瞻性。党的十八届三中全会之后，有学者指出，促进公平正义是一项紧迫任务，其实质便是增进人民福祉（田学斌，2014）。从理论和实践交织演进的顺序看，可以合理地认为关于人民福祉的理论阐述对该概念进入党和国家的施政理念起到了推动作用，也使得关于人民福祉的进一步研究具有了理论和实践基础。

三、马克思主义人类福祉观

如果要福祉理论与特定的社会制度尤其是社会主义制度联系在一起，必然首先要考察社会主义理论和制度所从属的马克思主义理论。马克思主义理论诞生于资本主义社会快速发展和上升阶段，该理论旗帜鲜明地将人类解放和自由全面发展视为社会更替的最终目的，蕴含着深刻的、科学的人类福祉观，是社会主义社会人民福祉概念的基本理论依据。

（一）马克思主义福祉的概念和内容

马克思主义是关于无产阶级和全人类彻底解放的理论体系，这既是它的理论主题，也是它的历史使命。马克思主义的使命要通过科学社会主义实现，而推动社会更替的目的就在于全人类解放，包括自然解放、社会解放和人自身解放，使人类在自然界和社会生活中做自己的主人，并成为自身的主人^①。“三个解放”和“三个主人”代表了人类发展在社会主义社会的最高目标和在共产主义社会的基本目标。不过，马克思和恩格斯并未过多描述其所追求的人类发展目标具体是什么，也没有明确使用过福祉概念，因此需要寻找相关的理论线索。一方面，马克思主义论述中有对个人自由发展的理解。例如，《德意志意识形态》中写道，“在共产主义社会里，任何人都没有特殊的活动范围，而是都可以在任何部门内发展，……我有可能随自己的兴趣今天干这事，明天干那事”^②。阿马蒂亚·森经常引用这段话表达马克思主义理论对个人自由发展与福祉关系的理解（Sen, 1985）。另一方面，马克思主义著作中有大量关于工人阶级贫困状况的记录，如赤贫、物质贫困、精神贫困、无限贫困和有限贫困等，这些贫困现象均可视为福祉缺失，是人类解放的对立面^③。本文认为，可以尝试从这两个方面归纳马克思主义理论中包含的福祉概念。

人类福祉的基本含义是人的生存状态的好的程度（森，2008；Crisp, 2017）。这是一个通用定义，适用于任何社会形态以及各种具体福祉理论。在用什么来定义和表征人类福祉方面，形成了很多理论流派，这里仅提及其中三种代表性类型。第一种类型是历史最为悠久的享乐主义，该理论认为生活的目的是追求最大程度的快乐。这种快乐来自人们的主观感受，因而可以将这种主观感受视为主观主义福祉。由于快乐与痛苦是不同的事物，享乐主义实际上是在增加快乐和减少痛苦之间追求审慎的平衡。

^①恩格斯：《社会主义从空想到科学的发展》，人民出版社2018年版，第79页。

^②《马克思恩格斯全集》第3卷，人民出版社2002年版，第37页。

^③《马克思恩格斯全集》第1卷，人民出版社1995年版，第364页、第368页、第370页、第375页、第389页；《马克思恩格斯全集》第2卷，人民出版社2005年版，第44页、第70页、第310页；《马克思恩格斯全集》第4卷，人民出版社1995年版，第215页。

例如，边沁提出，“自然将人类置于两位主公——快乐和痛苦——的主宰之下。”（边沁，2000）第二种类型是经济福利或经济福祉。基于享乐主义的功利主义思想提倡人类行动的原则是追求最大化的快乐或幸福，随后发展起来的福利经济学利用功利主义原理分析人类经济行为的目的，但其研究对象被限制为可测度的经济福利（庇古，2010）。经济福利本来只是人类福利的一部分，但是在经济学发展过程中被“滥用”为效用或福利的全部（汪毅霖，2013）。第三种类型主张用人类发展或生活质量表征福祉（UNDP，1990；Stiglitz et al., 2009）。英语中的“life”一词兼具生活和生命双重含义，这两层含义实际上都是生活质量的应有之义。对照以上三种关于福祉内涵的理论流派，在马克思主义话语体系中，可以将人类解放和发展程度界定为马克思主义人类福祉的基本内涵。进一步地，则可以将共产主义社会的目的，即每个人全面而自由的发展，界定为共产主义福祉，这是马克思主义最高福祉^①。

在政治哲学层面，人类解放是每个人全面而自由发展的前提条件。只有摆脱了自然界的、社会的以及思想的奴役和束缚，使人自身的发展成为唯一目的，才有真正的发展和福祉可言。这意味着，在达到最高福祉之前，马克思主义福祉的提升在本质上是不断积累条件以及从量变到质变的过程。从而，根据“三个解放”原理，马克思主义福祉的主要内容包括人类发展的三个方面。其一，物质生活条件，即不断积累物质生活条件，摆脱贫困、疾病和不健康，提高生活质量，使其达到适度水平，消除人自身发展的物质约束。其二，社会关系，即逐步消除阶级之间、人与人之间的压迫和剥削，社会运行机制流畅，社会关系公平和谐，从而消除人自身发展的社会约束。其三，人自身的发展，即既要不断推动个人的身心健全发展，又要使身心潜在在自身限度内得到充分实现。这三者之间的关系是：人自身的发展是马克思主义福祉的核心内涵，其最高目标是达到没有外界约束的全面而自由发展的状态；物质生活条件是促进人自身发展的必要条件，但不是最终目的；社会关系在人自身的发展过程中产生，不仅是促进或限制人自身发展的外在条件，还与人自身的发展相辅相成（见表1）。进入共产主义社会意味着前两个方面的条件已经实现，那时的人类将集中精力追求没有止境的最高福祉。

表1 马克思主义福祉的维度和具体内涵

福祉维度	物质生活条件	社会关系	人自身的发展
维度内涵	摆脱贫困、疾病、生产力落后的困扰，提供适度水平的物质生活条件和生活质量	消除压迫和剥削，社会运行机制流畅，社会关系和谐	人类身心健全发展，潜能充分应用
维度联系	实现人自身发展的必要条件	实现人自身发展的必要条件，与人自身的发展相辅相成	马克思主义福祉的核心内涵，最高目标是实现全面而自由的发展

（二）马克思主义福祉的理论基础

在初始概念构建中，笔者对马克思主义福祉的定义参考了共产主义最高理想的有关理论。这一方

^① “他（资本家）肆无忌惮地迫使人去为生产而生产，从而去发展社会生产力，去创造生产的物质条件；而只有这样的条件，才能为一个更高级的、以每一个个人的全面而自由的发展为基本原则的社会形式建立现实基础。”参见《马克思恩格斯文集》第5卷，人民出版社2009年版，第683页。

面是为了在马克思主义基本原理与人类福祉理论之间建立逻辑通道,另一方面是为社会主义初级阶段人民福祉的研究建立概念基础。本文的分析表明,历史唯物主义是马克思主义福祉观的根本理论遵循,马克思主义福祉观则是历史唯物主义的有机组成部分。

历史唯物主义认为,经济社会的发展是一个自然历史过程,社会发展将会在曲折中前进和上升。人的发展是社会发展的核心内容和根本目的。人是在一定历史条件下从事活动的人,人的本质是一切社会关系的总和。“个人是什么样的,这取决于他们进行生产的物质条件。”^①从这个角度讲,人类社会的全部历史可以划分为原始社会、阶级社会、共产主义社会等不同阶段。在原始社会,人与人之间没有剥削和压迫,然而生产力落后,社会关系虽然和谐但并不丰富,“单个人显得比较全面”^②,但人的发展的全面性和自由度都是极为初级的。阶级社会随着生产力的发展而出现,是发展进步的表现,但同时也导致了人的异化。马克思主义把异化理解为分工和私有制条件下的一种必然的、客观的人类存在状态。所谓异化,是指人和自己的创造物的关系的颠倒和错乱,人本身的发展“不是表现为活动的目的而是表现为实现获得物这一目的的手段”(王金福和王永山,2005)。资本主义生产方式带来了生产力的高度发展,也促进了人的发展。恩格斯承认,资本主义生产不仅能为社会成员提供一天比一天充裕的物质生活,还能保证他们的体力和智力获得充分的自由的发展和运用^③。但是,一方面,以私有制为本质特征的基本经济制度决定了资本主义条件下的人类发展在总体上只能是片面的、畸形的、异化的。另一方面,这种异化又特别体现为阶级差别和社会差距的扩大,即无产阶级相对于有产阶级、低收入人群相对于高收入人群无法实现充分发展^④。据此,马克思主义得出科学论断,只有消灭私有制和商品生产,积累生产力高度发展、世界交往普遍发展的历史条件,进入共产主义社会,人的异化才会从根本上消除,人们才完全自觉地自己创造自己的历史^⑤。照此推断,在进入共产主义社会之前,用物质生活水平以及体力、智力发展和运用的程度等衡量人类福祉水平都是必要的。一旦进入共产主义社会,生产力和物质生活水平极大提高,生产关系发生根本变革,以物质生活水平为基础的福祉评价可能也将像经济发展评价一样失去其必要性。

(三) 马克思主义福祉的基本特征

马克思主义福祉就其历史唯物主义理论基础而言,具有实现主义、全民性、历史性和阶段性以及社会实践性等四个方面的基本特征。

1. 实现主义福祉。马克思主义视人类为类存在物,人类通过生产活动形成人自身及其社会关系的本质属性。由于其自觉能动性,人类必然不断认识世界和改变世界,并不断改变自身,从而形成对各种善的认识和追求。其中,将对个人和社会而言整体的善作为共同追求,体现着人自身生存的意义和

^① 《马克思恩格斯全集》第3卷,人民出版社2002年版,第7页、第24页。

^② 《马克思恩格斯全集》第46卷,人民出版社2003年版,第109页。

^③ 恩格斯:《社会主义从空想到科学的发展》,人民出版社2018年版,第78页。

^④ 《马克思恩格斯全集》第3卷,人民出版社1960年版,第19-87页。

^⑤ 恩格斯:《社会主义从空想到科学的发展》,人民出版社2018年版,第79页。

价值，即本文意义上的福祉。作为类存在物的本质属性，福祉首先必然是一种实现主义的福祉，即社会中的每个个体的幸福生活及其潜能和价值能最大化实现，使人在各个方面全面且充分地发展。实现主义还意味着，人民福祉必然是一种实质福祉，而不是主观享乐主义或欲望满足意义上的福祉。实质福祉要建立在充分的物质条件之上，但不是对物质生活的无限追求。实现主义福祉并不否认主观享乐、欲望满足一定程度上的合理性，但是否定它们在根本意义上对人类福祉的代表性。

2.全民福祉。越来越多的福祉或幸福理论都是以人为中心，强调人的主体性，这相对于只研究抽象的精神追求的宗教思想以及经济运行的福利经济学而言是巨大的理论和社会进步。但是，无论是中国古代政治和文化思想中的“以民为本”，还是西方资本主义所提出的“人本主义”，它们一方面均具有承认人在社会存在和发展中的主体地位的进步意义，另一方面也无一例外地只是关注到部分阶级和阶层的实际利益，在社会运行机制中将尊重普通人利益原则作为维护统治阶级利益的手段（胡钧和施九青，2016）。或者说，在以往的阶级社会中，进步的人本主义思想遭遇了与政治和经济实践的背离。马克思主义的立论依据是实现全世界无产阶级和全人类的彻底解放，这意味着它从根本上保证其所追求的是所有人的福祉而不是部分人的福祉。在生产水平总体不发达的情况下，社会主义社会既要不断提升总体福祉水平，也要提升底层人群的实质福祉水平以缩小福祉差距。

3.历史性和阶段性。人类社会的演变是一个自然的历史发展过程，生产力进步是推动社会前进的根本动力。资本主义最终必然为共产主义所取代，但是这个过程是漫长的，两个社会形态之间需要经过无产阶级革命和社会主义建设的过渡阶段。人民福祉由生产力水平以及相应的社会制度共同决定，因此其总体水平和分布特征也将与所对应的社会形态保持高度一致，也就是具有历史性和阶段性特征。随着社会更替，人民福祉水平总体上不断提高，这是生产力水平不断提高和社会制度更新的必然结果，人民福祉在不断提高的过程中仍具有阶段性特征。资本主义社会中无产阶级的福祉水平尽管也会逐步提高，但是无法达到资本主义生产力水平下应有的水平。在社会主义社会，尤其是社会主义的初级阶段，剥削和两极分化的制度根源得以消除，但是生产力水平不高，社会制度不完善，人民福祉水平往往还低于发达的资本主义社会，缩小发展差距成为其首要任务。到了共产主义社会，阶级剥削和异化劳动的生产力根源及制度根源均得到根本性消除，人类将从整体上具备追求全面而自由发展的条件，福祉评价也将失去其意义。这意味着，马克思主义福祉理论实际上主要适用于社会主义社会，而且在社会主义社会的不同阶段其评价内容也应当有所不同。

4.社会实践性。历史上，关于福祉或幸福的理论或思想通常由思想家或学者提出，他们多少都会与当政者存在一定的距离，有的甚至是当政者的敌对者，因而进步思想难以转化为施政理念。中国历史中的仁政和民本思想看上去是利民的，但是“予之为取”，本质上是为了维护统治地位和统治阶级利益。《尚书》中说“上天以五福助人”，表明“五福”来自上天所赐而不是个人劳动的结果，尽管这并不否认历史上也存在统治阶级施行仁政、利国利民的时期。在人类历史上，只有共产主义政党以及其所执政的社会主义社会第一次公然主张，实现无产阶级解放和全人类幸福就是其政党宗旨以及进行革命和建立政权的目的。无产阶级的社会理想、革命目标和执政理念具有高度一致性。

四、社会主义人民福祉理论

人民福祉是国际主流话语中的人类福祉在处于社会主义初级阶段的当代中国的具体体现，也是马克思主义福祉在社会主义社会的具体体现，因而可将其称为社会主义人民福祉。这意味着对人民福祉的理解不仅要符合马克思主义福祉的基本原理，更要突出体现社会主义初级阶段的独特国情，还要与主流的人类福祉理论有恰当的契合。马克思主义福祉的实现主义以及全民性特征都应当在社会主义人民福祉中得到体现，因此与西方福祉理论存在本质区别。马克思主义福祉的历史性和阶段性尤其应当在社会主义人民福祉中加以体现和应用。不仅社会主义的初级阶段和高级阶段会存在巨大差别，而且当今世界上各个社会主义国家之间也有很大差别，例如，越南和老挝都认为其目前尚处在向社会主义过渡的初级阶段^①。本文虽然以中国社会主义初级阶段为背景^②，但总体不够发达应当是社会主义社会的共有特征^③，这是理解社会主义人民福祉的基础。

（一）社会主义人民福祉的内涵界定

马克思主义福祉的基本内涵是人类解放和发展程度，其核心是人自身的发展，而每个人的全面而自由的发展是其最高目标。在社会主义初级阶段，由于经济社会不发达，大部分人远不能达到全面而自由发展的理想水平，全体人民在物质条件和社会关系上的束缚还比较大。尽管如此，中国已经在作为其行动指南的中国特色社会主义理论中形成了增进人民福祉的政策理念。立足于马克思主义福祉观以及社会主义的现实条件，本文将人民福祉界定为社会主义不发达条件下的人类发展程度，其基本内涵包括全体居民物质文化生活水平提高程度，社会关系改善程度以及由此带来的身心健全发展程度。社会主义人民福祉的内涵对应于“三个解放”的实现程度和马克思主义福祉的三个方面的主要内容，但其内容更具有阶段性特点，更符合当前社会实际。首先，社会主义初级阶段的物质文化生活水平总体偏低，与人们的合理需要相比还有巨大的发展空间，所以不断提高人民的物质文化生活水平仍是发展的主旋律。其次，社会主义社会消除了资本主义制度所造成的阶级差别和阶级剥削的根本约束，但社会主义制度本身还不完善，这意味着仍然存在不公平的社会制度以及阶层间的不平等关系，人的发展仍面临社会关系层面的约束。再次，人自身的发展更突出地体现为促进人的身心健全发展，不断为更长远的人类发展目标积累条件。在社会主义初级阶段，身心健全发展着重体现在两方面：一是身心健康，主要是消除身体以及精神疾病和羸弱；二是能力素养提升，大体上相当于中国提倡的精神文明

^①资料来源：《关于社会主义和越南走向社会主义道路的若干理论与实践问题》，<https://my.wust.edu.cn/2022/1026/c2119a269664/page.htm>；坎曼·占塔琅西，2018：《老挝人民革命党确立老挝迈向社会主义的路线》，《当代世界》2018年第9期，第32-35页。

^②中国在2020年消除了绝对贫困，全面建成小康社会，人民物质文化生活水平大幅度提高，人均GDP超过1万美元，进入了新发展阶段。尽管如此，中国仍是最大的发展中国家，发展不平衡不充分仍然是当前中国的基本国情。

^③本文假设，社会主义初级阶段与高级阶段除了在发展程度上存在差别外，在其他方面不存在本质区别。

建设^①，体现在人身上就是以思想道德修养、科学教育水平、民主法制观念为主要内容的公民素质^②。

由于物质文化生活水平以及社会关系改善程度远未达到消除束缚的程度，所以人民福祉的前两个方面不仅是第三个方面的条件和手段，而且也是重要的、并行的目的和目标。

（二）社会主义人民福祉的主要特征

由马克思主义福祉四个方面的基本特征所决定，社会主义人民福祉具有如下三方面的主要特征。

1. 人民福祉改善程度相对领先于经济发展水平。从具有普适性的人类发展指数看，与其他国家相比，社会主义国家的人类福祉改善程度相对领先于经济发展水平。以中国为例，中国以经济建设为中心，动员全体人民参与经济生活，根据阶段特征实施发展战略，推动经济发展水平和人民生活水平不断提高。1990年，中国和世界人类发展指数分别为0.501和0.598，中国显著低于世界平均水平。到2010年，这两个指数分别提高为0.702和0.697，中国实现了对世界平均水平的超越，这种超越比人均GDP的超越早11年^③。而到了2021年，中国的人类发展指数达到0.768，比世界平均水平高0.036^④。中国居民的福祉改善除了体现为平均福祉水平的持续提高外，还具有鲜明的逐步跨越门槛的特征。尤其是，中国逐步实现了消除制度性压迫、免受外敌侵犯威胁、解决温饱问题、消除农村绝对贫困、建立和完善覆盖全民的社会保障体系等基础性民生福祉的门槛跨越，保护的都是底层人群的福祉，是马克思主义福祉的全民性特征在社会主义初级阶段的具体体现。

2. 社会主义制度是人民福祉的根本保障，但保障程度尚不充分。社会主义社会为增进人民福祉提供了短期和长期的制度保障，这体现了马克思主义福祉的社会实践性。就中国而言，这些基本制度保障主要包括：人民当家作主的根本政治制度，以公有制为主体、多种所有制经济共同发展的基本经济制度，以按劳分配为主体、多种分配方式并存的分配制度等。中国实行以“一个中心、两个基本点”为核心内容的社会主义初级阶段的基本路线，这虽然不属于基本制度范畴，但由于得到长期坚持，实际上具有很强的制度特征。在生产力不发达条件下，社会主义的各项制度设计被认为是人民福祉的根本保障。但是，社会主义制度的发展内生于经济社会发展进程，由于制度的不完善，社会主义制度在短期内可能无法为人民福祉提供足够充分的保障。此外，由于社会主义市场经济制度尚不成熟，一定程度的经济行为异化现象依然存在，例如经济利益从发展手段变为最高目的，社会关系被当作资本而过度市场化等。因此，对社会主义制度进行自我变革和完善是进一步保障和增进人民福祉的必然要求。

3. 社会主义社会追求人民福祉的全面发展，但不充分不平衡仍是其基本特征。中国所追求的小康社会内涵经历了一个不断发展、丰富的过程，全面小康社会在民生福祉方面体现在人民生活水平、就

^① 参见《中共中央关于加强社会主义精神文明建设若干重要问题的决议》，《求是》1996年第21期，第5-16页。

^② 本文对身心健全发展的定义，可以视为对世界卫生组织的健康定义以及中国关于精神文明的定义的一种结合。笔者认为，世界卫生组织的健康定义虽然全面，但存在过于宽泛的缺陷，而且存在不易准确翻译的问题，尤其是其中的“complete well-being”在正式文件中被翻译为“完全健康状态”，在中文语境中就有同义反复的嫌疑。

^③ 2021年，中国和世界的人均GDP分别为1.26万美元和1.23万美元，中国人均GDP首次超过世界平均水平。

^④ 人类发展指数数据来自于UNDP网站，<https://hdr.undp.org/data-center/human-development-index#/indicies/HDI>。

业、教育、健康、社会保障、安全感等多个维度。社会主义中国在治理实践中追求人民福祉的全面发展，而且取得了显著成效^①。尽管如此，现阶段人民福祉水平总体上仍然较低，既不充分也不平衡。例如，2021年中国的人类发展指数虽然已明显高于世界平均水平，但是在全球排序中仅为第79名。按国际可比口径计算，2020年中国的人均GDP仅相当于中等发达国家门槛水平的一半左右，相当于最发达国家门槛水平的四分之一左右^②。受此影响，中国居民的人均消费水平仍然较低。按国际可比口径计算，2019年中国居民人均消费支出为每人每天13.82美元，低于所处的中等偏上收入国家序列15.02美元的平均消费水平，只相当于高收入国家平均消费水平的29.61%^③。与此同时，社会主义社会的人民福祉还呈现出维度间、群体间的不平衡特征。例如，社会主义国家在缩小国民教育和健康差距上做得较好，但是在缩小经济发展、劳动生产率、社会保护等的差距方面则相对进展缓慢。人群之间的福祉差距体现在收入、教育、生活水平、财富以及精神文明等多个方面。少数高收入个体已经具备了追求自我实现的条件，但还有相当大规模的低收入群体仍然缺乏自我发展能力和基础性福祉。

五、国际福祉理论的比较借鉴

既然定义了社会主义社会人民福祉，就难免要将其与现有的福祉理论进行比较。国际上的福祉理论非常繁杂，尚不存在公认的“主流”福祉理论。这部分首先简要梳理国际上已有的福祉理论，并在此基础上开展与人民福祉理论的比较分析。

（一）国际福祉理论的简要梳理

国际上的人类福祉理论基本以哲学（伦理学）为起点。关于幸福和福祉的最早论述可上溯至古希腊时期，以亚里士多德的实现主义福祉理论为典型代表（亚里士多德，2009），该理论深刻影响了当代福祉理论（UNDP，1990）。针对“对人来说什么是好的？”这个基本问题，福祉理论被划分为三种类型：享乐主义或主观福祉理论、欲望实现或偏好满足理论、客观列表理论（Parfit，1984；Dolan et al.，2011；Crisp，2017）。从这个分类看，可将社会主义人民福祉视为客观列表理论。福祉列表的内容总体上不以个人偏好为转移，具有价值判断和规范性特征。在客观列表理论框架下，根据福祉维度设置以及指标选择依据产生了诸多理论，有学者将其归纳为六类（麦克格力高，2014）。按照内涵理解、对经济发展和经济生活的重视程度以及社会文化背景，可将这些列表式福祉理论重新归纳为四类。

一是人类发展理论。该理论以阿马蒂亚·森的行为能力理论为基础，认为人类发展是扩大人们选择的过程。这个过程既指选择范围的扩大，也指实际获得的福祉水平的提升，最关键的三个方面是健康长寿、受教育和体面生活（UNDP，1990）。在行为能力视野下，人类选择范围的扩大即代表福祉能力的提升和福祉自由，可以说，人类发展即福祉（森，2008）。人类发展理论最突出的应用表现在

^①资料来源：中华人民共和国国务院办公厅，2021：《中国的全面小康》，《人民日报》9月29日第10版。

^②数据来源：张永军，2021：《应如何实现2035年人均GDP达到中等发达国家水平的目标？》，《21世纪经济报道》1月12日第04版。

^③数据来源于魏后凯和杜志雄（2022）。

每年发布的人类发展指数上，这一指数指标简洁，可比性好，对发达国家和发展中国家均适用。

二是生活质量理论。生活质量的类型非常广泛，既有客观生活质量，也有主观生活质量或主观福祉。这个理论在西方发达国家被广泛应用，其要义是认为生活质量所涉及的各维度都有内在价值，难以相互替代或者排列优先序。在《萨科齐委员会报告》中，主观福祉被当作生活质量列表的一部分（Stiglitz et al., 2009）。这种做法现在已经越来越普遍，如 OECD 的“更好生活指数”、英国的国民福祉指数^①。多数生活质量理论并不过多强调理论根源，而是立足于对现实生活的归纳，强调物质生活水平 and 生活方式。主观福祉则包括生活评估、情感感受等方面内容。

三是替代性福祉理论。在一些极富地域特色、传统文化突出的地区形成了基于生活质量理论但又对其有所超越的替代性福祉理论，它更强调文化、精神性等非经济因素。例如，不丹的“国民总幸福”（GNH）被认为是一种整体发展观和替代性发展理论，其对幸福的理解侧重强调心理福祉（Ura et al., 2012）。厄瓜多尔、玻利维亚等拉美国家的“良好生活”（Buen Vivir）理论被认为是对西方发展理论的替代，它更强调个人生活与社区、自然的整体和谐（Gudynas, 2011）。相比而言，西方主流福祉理论建立在高水平增长和消费的基础上，而替代性理论则反对对增长和消费主义的痴迷。

四是社会福祉理论。伴随人类福祉理论也出现了大量的社会福祉理论（Sharpe, 1999）。社会福祉评估社会层面的发展进步水平，代表有利于人类发展的社会条件。例如，在列格坦繁荣指数（LPI）中，真实繁荣被定义为所有人都有成长机会，这一指数将繁荣指标设置为包容性社会、开放经济和赋能的人类三个领域（Legatum Institute, 2021）。社会进步指数（SPI）致力于评价确保人类福祉的社会条件，包括基本需要的满足、福祉基础和发展机会等^②。与此同时，在一些评价人类福祉的理论中也包含支撑人类福祉的社会要素，例如：澳大利亚福祉指数包括个人指数和社会指数，不丹国民总幸福指数的 9 个领域对应于经济社会的四大支柱。

综合地看，人类发展理论可称为一般性福祉理论；生活质量理论和社会福祉理论由于多以西方社会为背景，故可称为西方主流福祉理论；替代性福祉理论则是相对于西方主流福祉理论而言的。

（二）国际福祉理论对人民福祉理论的启示借鉴

对福祉理论进行直接比较很困难，比较本身也不是目的。重要的是要针对社会主义人民福祉理论面临的主要问题，做出比较性的回答，为更好地认识乃至完善人民福祉理论提供参考和借鉴。

1. 对福祉内涵的理解有何异同？在测量转化中如何体现？当前国际理论中对福祉内涵的理解相当多元化，表明福祉理论仍处于发展之中。主流的人类发展理论很大程度上传承了亚里士多德的实现主义福祉理论，将人类发展定义为选择自由和选择能力扩展，主张通过自愿选择实现最终福祉（UNDP, 1990）。还有一些研究将人类发展界定为蓬勃人生和充分实现个人潜力。这些理论都着眼于人自身的发展，认为人类发展即福祉，因而与马克思主义福祉的定义相当接近。也有不少西方福祉理论仅从测

^①更好生活指数可参见：<https://www.oecdbetterlifeindex.org/#/111111111111>；国民福祉指数可参见：<https://www.ons.gov.uk/peoplepopulationandcommunity/wellbeing>。

^②社会进步指数可参见：<https://www.socialprogress.org/global-index-2022-methodology>。

量角度给福祉作出了基于现实生活的定义,有的甚至回避定义问题。界定福祉内涵的主要作用是为测量提供依据。尽管福祉测量已取得很大进展,生活质量指数、社会进步指数等从各个方面对人类发展(福祉)成就进行了测量,也有一些研究尝试从主观角度测量实现主义福祉,但是如果坚持人类发展的本源涵义是实现主义福祉的观点,那么便应当认识到,实现主义福祉最终应当回归到在客观层面的测量。此外,还要注意人民福祉的历史性和阶段性特征。因此,对人类发展的深层次内涵继续进行概念化和指标化探索将是国内外福祉研究的共同任务。

2.如何看待经济增长和物质生活水平?物质生活条件是人类福祉的基础。对于经济增长和物质生活水平在人类福祉中的地位,人民福祉理论与西方主流福祉理论的认识基本是一致的,那就是要有以经济增长为保障的充分的物质生活水平。人民福祉理论甚至还要求达到比资本主义更高的经济发展水平,以便对人的发展提供充裕的物质保障,这一点将通过社会主义制度的优越性实现。但是经济增长和物质生活水平并非完全一致,社会主义社会的物质生活水平具有动态性特征,即在较低起点上的较快增长并缩小与资本主义社会的差距,在增长的同时还要避免消费主义。与此形成鲜明对比的是替代性福祉理论,这类理论不要求甚至反对高度的物质文明,认为要“超越”资本主义和社会主义。

3.如何处理能力与福祉的关系?当前西方主要的福祉理论几乎都以行为能力方法为基础。阿马蒂亚·森的理论将人类发展或福祉划分为两个层面:一是形成行为能力,二是运用行为能力并产生福祉结果。福祉理论将行为能力视为可以选择的可能性,并对只将人体内的能力要素视为工具的人力资本理论提出了批判(UNDP, 1990)。但是在实证研究中,行为能力仍然主要是指健康与教育,生产、消费或闲暇则都被视为结果,这表明行为能力理论与实证分析之间仍然存在距离。能力和结果的区分在概念上是清楚的,但在具体的福祉测量方案中对二者的处理方式则不尽相同。有时教育和健康被视为与其他指标并列的福祉结果,有时教育、健康和其他因素又一起代表福祉条件。这与人民福祉理论将教育和健康视为身心发展的一部分的观点存在很大差别。

4.主观福祉应在人类福祉中扮演什么角色?近年来国际上发展出丰富的主观福祉理论,总的来说包括评价性福祉、体验性福祉和实现主义福祉(Dolan et al., 2011; Hicks et al., 2013)。评价性福祉与体验性福祉主要关注居民当下的心理状况,与人们的物质生活水平和社会生存状态密切相关。实现主义福祉则用来反映人们对人生意义和价值的自我评价。主观福祉在西方福祉理论中不可或缺,它有时被用来代表人类福祉,有时被视为生活质量列表中的一部分。与之相比,人民福祉理论侧重客观福祉,对主观福祉则重视不足。中国一直提倡精神文明建设,近年来在国家治理中强调提升人民获得感、幸福感和安全感,这些实践经验都应当在福祉理论中加以体现。实现主义福祉在本质上属于客观福祉,尽管它可以部分地采用主观评价形式,但不能完全以主观方式评价。因此,人民福祉理论既要完善主观福祉,也要解决实现主义福祉的测量问题。

5.如何体现社会关系和社会制度的作用?人类社会仍存在不平等的阶级或阶层关系、不完善的社会制度和经济社会政策,它们如何影响人类福祉是各类福祉理论共同关心的问题,但不同理论重点关注的维度以及对维度内涵的认识差别较大。西方主流生活质量理论不直接涉及社会制度层面的问题,在社会关系方面仅限于社会情感联系和社会资本范畴。社会福祉理论既关注社会层面的福祉条件,也

关注经济、政治制度层面的福祉条件，这一点在列格坦繁荣指数中体现得尤为明显，该指数强调维护资本主义制度和促进经济繁荣（麦克格力高，2014；Legatum Institute，2021）。替代性福祉理论的认识则反差很大，例如，“良好生活”理论认为社会关系和谐以及人与自然和谐共生具有真正的重要性，社会制度不应以经济增长为中心（Chuji et al.，2019）。可见，虽然社会关系和社会制度因素在国际福祉理论中已有大量讨论，但要将其统一到一个完整的福祉框架中还需要做大量工作。社会主义建立在对资本主义的批判的基础上，被视为人民福祉的根本保障，但在当前又存在诸多有待改革完善之处。因此，人民福祉理论在社会关系和社会制度方面面临如何处理与国际福祉理论的兼容与冲突问题。

六、人民福祉测量的建议方案

以国际福祉理论为基础，构建一个新的福祉理论，目的之一在于改进福祉测量方案以便更好地评价社会进步和促进社会实践。福祉测量是指在福祉理论基础上，用可操作、可计量的福祉指标恰当地体现福祉水平，其结果可用于福祉评价。本文基于马克思主义基本原理，论述了社会主义人民福祉理论，并与西方福祉理论进行了比较。以上理论工作需要福祉测量中有所体现才能显现其理论价值。福祉测量本身是一个相当大的议题，是当前福祉研究的主体内容，受篇幅限制，本文无法展开充分讨论。这部分主要根据逻辑推论，阐述社会主义人民福祉理论内涵对福祉测量的启示作用。

（一）国内福祉测量的简要回顾

进入21世纪以来，在居民福祉或社会进步的测量和评价方面国内已经开展了一系列卓有成效的工作，这些工作包括统计监测、地方政府施政评价和学术研究等多个方面。在统计监测方面，一个代表性成果是国家统计局在2007年印发《全面建设小康社会统计监测方案》，该监测方案设计了经济发展、社会和谐、生活质量、民主法制、文化教育、资源环境6个维度的23项指标^①。以该监测方案为基础，国家统计局课题组曾经发布过几次监测报告，但随后不了了之。对2020年全面建成小康社会的成就，国家采取了白皮书形式予以定性说明而未采用统计监测指标体系去定量描述^②。在地方政府施政评价方面，一个代表性成果是幸福江阴综合评价指标体系。该评价体系2005年开始创建，包括客观指标体系和主观指标体系两部分，其中客观指标分为好工作、好收入、好环境、好心情和好身体5个方面，主观指标与客观指标基本对应，主要用于评价社会环境和政策效果（朱民阳，2011）。2008年和2011年，江阴市先后发布两轮建设幸福江阴行动纲要，随后则较少发布。在学术研究方面，代表性福祉测量成果有清华大学的“中国民生指数”、山东大学的“输出型福祉指数”、北京师范大学的“中国民生发展指数”等^③。简要地说，这些测量指数多数侧重客观福祉，有的测量的则是社会福祉。有的指数使用了满意度指标，但这个指标主要是与客观指标相对应的。笔者所在课题组尝试构建中国农民福祉指

^①资料来源：《中国全面建成小康社会进程统计监测报告（2011）》，http://www.stats.gov.cn/zjtj/ztfx/fxbg/201112/t20111219_16151.html。

^②资料来源：《中国的全面小康》，http://www.gov.cn/zhengce/2021-09/28/content_5639778.htm。

^③前两项可参考吴国宝等（2014）；后一项可参考历年的《中国民生发展报告》，由北京师范大学出版社逐年出版。

数,其中不仅使用了10个维度的客观指标以及相应的满意度指标,也使用了生活满意度、幸福感、生活意义3个主观指标(吴国宝等,2014)。这些福祉指数存在的共性问题包括:较多采用直接引进和简单应用的“拿来主义”方式,受数据和投入成本方面的限制导致持续性不强,对具体国情的反映和结合不足。因此,到目前为止,虽然人民福祉概念已经深入人心,但是学术研究和统计监测层面的人民福祉测量仍然强差人意。

(二) 人民福祉理论对福祉测量的基本启示

现代意义上的福祉理论和福祉测量是从西方社会起步的,即便是富有盛名的不丹国民总幸福指数也离不开西方学术团队的大力支持,因此在中国开展福祉测量首先要做的就是学习和借鉴。在此基础上,需要进一步做到以我为主,批判借鉴,符合国情社情。本文构建的社会主义人民福祉理论,以及对它与西方主流福祉理论所作的比较,可以为社会主义初级阶段的福祉测量提供如下基本启示:

第一,从与国际主流福祉内涵的一致性方面看,人民福祉测量应当具备以下两方面特征。一方面,人民福祉测量要同西方主流福祉测量一样,以居民为中心,同时测量客观福祉与主观福祉,在主要福祉维度上可保持基本一致。另一方面,人类福祉的实现需要必要的社会条件保障,所以既要测量人类福祉自身,也要测量有利于增进福祉的社会条件。但是这里有一个区别。在国际福祉理论中,对人类福祉自身的测量和对增进福祉的社会条件的测量基本是分开的,社会福祉中虽然包含人类福祉的要素,但是既不全面也不直接。人民福祉理论强调制度特色和优势以及国家对人民福祉的保障作用,所以对人民福祉的测量应当同时测量人类福祉自身及其社会条件。

第二,基于人民福祉与西方主流福祉的区别,测量人民福祉时应尽可能体现包含在社会主义信念中的规范性要求、社会制度的区别以及发展阶段的差异。从本文第五部分所列举的各种区别可以看出,这些差异体现在基本社会制度对福祉的保障作用、对收入和消费等物质福祉的数量与质量平衡的追求、发展中经济体与发达经济体的发展水平差异、对精神文明建设尤其是人的全面发展的重视程度等方面。

(三) 社会主义人民福祉测量的建议方案

基于社会主义人民福祉的内涵和特征以及对西方主流福祉测量方案的参考,人民福祉测量方案可考虑设置人类福祉和福祉社会条件两个账户。为体现人类发展的基本内涵,人民福祉中的人类福祉可划分为生活水平、社会关系、主观福祉和身心健全发展四个领域,这些领域各自又包含若干维度。福祉社会条件是指增进人类福祉所需的各类社会条件,包括政治、经济、社会和生态四个领域(见表2)。

表2 社会主义人民福祉测量建议方案

人类福祉		福祉社会条件	
领域	维度	领域	维度
生活水平	生活消费水平、文化生活质量、住房条件、时间利用、自然条件及环境安全	政治条件	政治领导力和政治稳定、人民民主
社会关系	经济公平、政治参与、社会联系、社区安全	经济条件	可持续、包容性经济增长
主观福祉	生活满意度、积极情绪和消极情绪、幸福感、获得感、安全感	社会条件	基本公共服务均等化、积极普惠的社会保护体系、社会稳定与安全

表2 (续)

身心健全发展	身体和心理健康、受教育水平、思想道德素质、科学文化素质、民主法治观念、意义与目的、成就或价值感、自我实现感	环境条件	生态环境保护
--------	---	------	--------

注：作者根据 Stiglitz et al. (2009)、Ura et al. (2012)、吴国宝等 (2014) 和 Legatum Institute (2021) 的研究得出。

本文所建议的社会主义人民福祉测量方案主要遵循以下依据提出：

第一，参考 GNH 指数设置 4 个支柱以及 LPI 指数专注于福祉条件的做法，分设人类福祉和福祉社会条件两个账户，这样可以同时体现人类福祉发展水平和保障福祉的社会条件。后者是前者的支撑条件，对前者的需要是改革与发展后者的依据。

第二，与多数福祉指数只将福祉诸维度划分为客观福祉与主观福祉两类不同，本文按照社会主义人民福祉的三方面内涵，将福祉诸维度划分为四个领域，分别为生活水平、社会关系、主观福祉和身心健全发展，后者即人自身的发展。虽然前两个领域的结合相当于西方理论中的客观福祉，后两个领域的结合相当于西方理论中的主观福祉，但是本文的划分方法突出了社会关系与人自身的发展的特有属性，体现了马克思主义福祉的特征。

第三，对人类福祉的各类维度选择，综合参考了《斯蒂格里茨委员会报告》、OECD 更好生活指数以及中国农民福祉指数中的维度设置方案。受篇幅限制，本文无法逐一讨论具体维度的选择及其内涵。实际上人类福祉的各个维度及其内涵的确还存在很多需要明辨的地方，例如：如何体现消费水平的适度性和消费内容的合理性，如何体现社会主义制度在促进经济增长和保障居民经济公平方面的优越性，如何评价获得感，如何更好地体现个人发展意义上的自我实现等。

第四，关于福祉社会条件的设置，本文主要参照 LPI 指数和 GNH 指数，将影响人类发展福祉的社会条件划分为政治、经济、社会和环境四类，这四类条件各自又包含一个或多个维度。由于这里参考的两个指数对社会条件或福祉支柱的理解反差很大，本文在此仅是初步借鉴。人民福祉理论中的社会主义制度优势并非直接作为社会条件发挥作用，而是通过影响政治领导力、经济增长质量、基本公共服务和社会保护、安全稳定等“中介性”社会指标而间接发挥作用。

七、总结和讨论

本文讨论了“社会主义条件下的人民福祉是什么”“人民福祉理论与西方福祉理论的联系与区别是什么”“人民福祉理论对福祉测量的启示”这三个问题。由这些问题引申出的一个问题是能否直接将西方成熟的主流福祉理论应用于中国。本文采取演绎和比较的思路回答上述问题。笔者认为，社会主义人民福祉是对特定社会条件下人类福祉的表达，与一般的人类福祉具有共通性，但是最终应当从马克思主义基本原理所蕴含的福祉原理中寻找根本依据。沿着这样的分析思路，首先，本文基于历史唯物主义原理构造了马克思主义福祉观，推论出不发达社会主义条件下人民福祉的概念内涵，即“三个解放”在社会主义条件下的具体表现和实现程度，进而阐明了人民福祉的主要特征。其次，本文比较了人民福祉理论与国际人类福祉理论的联系和区别，澄清了人民福祉所涉及的一些关键问题。最后，

立足于人民福祉的独特内涵对其测量具有重要的启示意义，本文构建了双账户的人民福祉测量方案，这一测量方案与过去简单引入国外福祉测量理论相比具有理论进步意义。不过，国际上的人类福祉及其测量理论已经过几十年的发展，在其自身范围内取得了相当成熟和显著的成效。本文不是为了推翻、否定西方福祉理论，而是通过论证人民福祉与西方人类福祉的区别更好地理解基于特定社会背景的福祉内涵及其测量方法。

（一）研究结论

第一，马克思主义基本原理中蕴含着科学的人类福祉观。马克思主义的使命在于实现人类解放，其最终目标是每个人全面而自由的发展。马克思主义理论中的人类“三个解放”和“三个主人”的实现程度，可以被界定为马克思主义福祉的基本内涵。具体地说，马克思主义福祉主要包括三个方面的内容，分别是物质生活条件、社会关系和人自身的发展。人自身的发展是马克思主义福祉的核心内涵，物质条件是其必要条件，社会关系不仅是重要的外在地条件，还与每个人的发展相辅相成。

第二，可以从总体不发达条件下的人类发展程度定义社会主义人民福祉。马克思主义一方面界定了共产主义社会的远大理想和目标，另一方面则通过创立科学社会主义理论论证共产主义的实现路径，所以马克思主义福祉评价实际上涵盖的是通向共产主义社会的社会主义阶段。这就是说，需要从不发达的经济社会条件出发理解“三个解放”的实现程度，具体是指全体居民物质文化生活水平的提高程度，社会关系的改善程度以及由此带来的身心健全发展程度，同时也要考虑现实生活中的主观福祉。在不发达阶段，人民福祉的前两个方面不仅是第三方面的条件，也是与其并列的目的和目标。

第三，人民福祉与西方主流福祉都具有规范性特征，都同时关注人自身的发展和增进福祉的社会条件，这使得二者具有进行理论对话的基础。西方福祉理论起初也采取价值中立的形式，如使用收入、主观幸福感等指标。后来出现的列表式福祉理论表明，使用哪些因素衡量福祉水平是有规范性依据的，不完全由个人自身决定。与此不谋而合，由马克思主义基本原理所决定的社会主义人民福祉的内涵与维度选择也具有内在规范性。一方面，事关日常生活的各种客观和主观福祉维度代表着人们在现实生活中的普遍追求；另一方面，实现主义福祉越来越多地在国际福祉理论中得到重视，同时也是人民福祉的内在要求。

第四，人民福祉与西方主流福祉的最根本区别在于其更加重视人自身的发展。人民福祉与西方福祉理论的区别在人类发展的三个方面（参见表1）均有体现，其中最根本区别在于人民福祉更加重视人自身的发展，而人自身的发展是马克思主义的根本立论所在。在社会主义阶段谈论所有人的全面而自由的发展为时尚早，以促进身心健全发展为目标可能更为合适，这样可以使社会主义社会处于正确的发展轨道。此外，马克思主义强调“社会解放”，这在社会主义初级阶段具有促进深化改革的现实意义。

第五，人民福祉测量可以结合马克思主义福祉观和西方主流福祉测量的优点，采取双账户方案。本文梳理了西方主流福祉理论，认为实际上并不存在单一且公认的主流理论福祉。通过比较，笔者认为，完整的福祉理论应同时包括人类福祉和福祉社会条件两方面内容。在西方理论中，福祉社会条件往往以单独的福祉理论形式呈现。但是由于社会主义社会特别强调自身制度优势对人民福祉的保障作用，所以有必要同时监测福祉的社会条件，并在福祉的社会条件与人类福祉之间建立有机联系。本文

认为，社会主义人民福祉的测量可包括人类发展福祉和福祉社会条件两个账户。而且，由于马克思主义对人类发展有“三个解放”的明确认知，所以人类发展福祉可以采用与“三个解放”对应的福祉领域。从各领域的维度配置看，这样的分类法不仅具有理论自洽性，而且与西方福祉测量理论没有内在矛盾。

（二）研究启示

第一，人民福祉理论是马克思主义中国化的理论成果。人民福祉概念在中国社会主义实践中形成，包含着马克思主义理论的贡献，因此从人的解放和发展程度角度界定社会主义人民福祉的科学内涵是可行的。这样既能探索与西方福祉理论的一致性部分，又能突出马克思主义理论和社会主义制度特征，既有利于评价中国社会主义发展的成果，也有利于与马克思主义指导思想和社会主义制度保持更紧密的一致性。

第二，人民福祉研究构成当代中国经济学探索的一部分。继续深入研究人民福祉的理论基础、科学内涵以及测量评价有重要的理论和现实意义。上述判断基于以下三个方面的理由：首先，增进人民福祉是党和政府的重要执政理念和目标，从学理上探索人民福祉理论有利于国家政策更好地契合人民利益；其次，人民福祉理论具有马克思主义的理论依据，但是之前的研究对此不够重视，有必要在马克思主义理论中国化和当代化进程中深入挖掘人民福祉的马克思主义理论基础；最后，人民福祉理论与西方福祉理论既有联系又有区别，对此需要进行充分的理论澄清。

第三，客观认识当前中国社会人民福祉的不平衡不充分基本特征。新中国成立七十多年以来，尤其是改革开放四十多年以来，尽管人民福祉水平得到快速显著改善，但是当前仍具备不充分、不平衡的基本特征，社会关系约束仍是限制人民福祉的重要因素。笔者认为，应当坚持和认同社会主义制度对人民福祉的根本保障作用，通过更好的测量手段反映社会主义制度优势。与此同时，也要承认社会主义制度还不健全不完善，要以增进人民福祉为导向继续深化改革开放。

（三）研究展望

多数福祉理论都立足于具体社会情境并在研究中嵌入了制度、文化等因素，所以对社会主义条件下人民福祉的探索在研究路径上是可行的。本文研究了社会主义条件下的人民福祉，从马克思主义福祉观出发，结合社会主义社会实际，界定了人民福祉的内涵，并通过与西方主流福祉理论比较提出了基于马克思主义原理的双账户人民福祉测量方案。毫无疑问，本文的研究内容有待于进一步扩展，也需要相关的实证研究。如下四个方面可以是进一步研究的优先领域：第一，人类福祉背后的支撑性理论的兼容性，如马克思主义人类发展理论与阿马蒂亚·森的人类发展及福祉理论的有机联系；第二，如何界定和评价不发达阶段人自身的发展，包括如何将精神文明、核心价值观等内容嵌入对人自身的发展的评价，如何将人自身的发展与健康、教育、能力等因素进行整合，如何从主观评价转向客观评价等；第三，如何评价社会制度因素对社会关系改善的影响，包括不同社会制度的影响以及制度改革的影响；第四，重大战略、重大政策的福祉影响评价。

参考文献

- 1.边沁, 2000: 《道德与立法原理导论》, 时殷弘译, 北京: 商务印书馆, 第 57 页。
- 2.庇古, 2010: 《福利经济学》(上卷), 朱泱、张胜纪、吴良健译, 北京: 商务印书馆, 第 16 页。
- 3.丁元竹, 2007a: 《从关注民生到确立以人民福祉为发展目标》, 《中国发展观察》第 6 期, 第 17-18 页。
- 4.丁元竹, 2007b: 《从 GDP 到人民福祉——关于构筑以生活品质为导向的评价体系》, 《群言》第 7 期, 第 19-23 页。
- 5.郭坤, 2012: 《中国特色社会主义人民福祉问题研究》, 郑州大学硕士学位论文。
- 6.胡钧、施九青, 2016: 《论“以人为本”、人本主义与“以人民为中心”》, 《改革与战略》第 11 期, 第 1-5 页。
- 7.刘丹, 2009: 《科学发展与人民福祉》, 《学习月刊》第 5 期上半月, 第 9-10 页。
- 8.麦克格力高, 2014: 《人类福祉测量的国际行动回顾》, 载吴国宝、李静、檀学文(编)《福祉测量: 理论、方法与实践》, 北京: 东方出版社, 第 13-28 页。
- 9.森, 2008: 《能力与福祉》, 载森、努斯鲍姆(编)《生活质量》, 北京: 社会科学文献出版社, 第 35-61 页。
- 10.田学斌, 2014: 《促进社会公正 增进人民福祉》, 《光明日报》6 月 25 日 01 版。
- 11.汪毅霖, 2013: 《基于能力方法的福利经济学——一个超越功利主义的研究纲领》, 北京: 经济管理出版社, 第 47 页。
- 12.王金福、王永山, 2005: 《从异化到自由全面的发展——对人的存在状态发展之路的马克思主义解答》, 《南京师大学报(社会科学版)》第 3 期, 第 5-10 页。
- 13.魏后凯、杜志雄, 2022: 《中国农村发展报告 2022》, 北京: 中国社会科学出版社, 第 27 页。
- 14.吴国宝、李静、檀学文, 2014: 《福祉测量: 理论、方法与实践》, 北京: 东方出版社, 第 66-73 页。
- 15.亚里士多德, 2009: 《尼各马可伦理学》, 廖申白译注, 北京: 商务印书馆, 第 302-311 页。
- 16.朱民阳, 2011: 《以人民幸福评估发展——幸福江阴综合评价指标体系构建的实践与思考》, 《行政管理改革》第 3 期, 第 75-78 页。
- 17.Chuji, M., G. Rengifo, and E. Gudynas, 2019, “Buen Vivir”, in Kothari, A., A. Salleh, A. Escobar, F. Demaria, and A. Acosta (eds.), *Pluriverse: A Post-Development Dictionary*, New Delhi: Tulika Books, 111-114.
- 18.Crisp, R., 2017, “Well-Being”, E. N. Zalta (ed.), *The Stanford Encyclopedia of Philosophy* (Fall 2017 Edition), <https://plato.stanford.edu/archives/fall2017/entries/well-being/>.
- 19.Dolan, P., R. Layard, and R. Metcalfe, 2011, “Measuring Subjective Wellbeing for Public Policy: Recommendations on Measures”, <https://eprints.lse.ac.uk/35420/1/measuring-subjective-wellbeing-for-public-policy.pdf>.
- 20.Gudynas, E., 2011, “Buen Vivir: Today’s Tomorrow”, *Development*, 54(4): 441-447.
- 21.Hicks, S., L. Tinkler, and P. Allin, 2013, “Measuring Subjective Well-Being and Its Potential Role in Policy: Perspectives from the UK Office for National Statistics”, *Social Indication Research*, 114(1): 73-86.
- 22.Legatum Institute, 2021, “The 2021 Prosperity Index Report”, The Legatum Institute Foundation, https://www.prosperity.com/download_file/view_inline/4429.
- 23.Parfit, D., 1984, *Reasons and Persons*, Oxford: Clarendon Press, 492-299.
- 24.Sen, A., 1985, “Well-Being, Agency and Freedom: The Dewey Lectures 1984”, *The Journal of Philosophy*, 82(4): 169-221.

25. Sharpe, A., 1999, "A Survey of Indicators of Economic and Social Well-being", <http://www.csls.ca/reports/paper3a.pdf>.
26. Stiglitz J. E., A. Sen and J. P. Fitoussi, 2009, "Report by the Commission on the Measurement of Economic Performance and Social Progress, Commission on the Measurement of Economic Performance and Social Progress", http://www.miqols.org/howb/wp-content/uploads/2016/06/Stiglitz-Well-Being-Report-rapport_anglais.pdf.
27. UNDP, 1990, *Human Development Report 1990*, New York Oxford University Press, 9-11, 21.
28. Ura, K., S. Alkire, T. Zangmo, and K. Wangdi, 2012, *An Extensive Analysis of GNH Index*, Thimphu: The Centre for Bhutan Studies, 9-10, 123-133.

(作者单位: 中国社会科学院农村发展研究所;
中国社会科学院大学应用经济学院)
(责任编辑: 马太超)

A Study on the People's Well-being Under Socialist Conditions

TAN Xuewen

Abstract: This article examines the notion of people's well-being in China's context and addresses the following questions: What does people's well-being mean under socialist conditions? What are the similarities and differences between people's well-being and international human well-being theories? How are the theories of people's well-being reflected in the measurement of well-being? Marxist theory is a theory about human progress and liberation, which contains scientific views on human well-being. People's well-being is the embodiment of Marxist well-being and the representation of the degree of human development under the conditions of under-developed socialism. Specifically, people's well-being means the degree of improvement of the material and cultural living standards of all residents, the degree of improvement of social relations, and the degree of development of physical and mental health. Based on the basic principles of Marxist well-being as well as the comparison between people's well-being and international well-being theories, the study puts forward a set of people's well-being measurement scheme consisting of an account of human development and an account of social conditions for well-being.

Key words: People's Well-being; Human Well-being; Marxism; Socialism; Well-being Measurement

公共服务创新性供给如何促进农业经营主体 数字化营销*

——以广东省“12221”市场体系建设行动为例

易法敏¹ 古飞婷¹ 康春鹏²

摘要：本文从公共服务创新弥合农村数字化需求鸿沟的视角，考察广东省“12221”市场体系建设行动整合社会服务资源，匹配农业经营主体数字化营销需求的过程，以研究地方政府如何创新性地增加公共服务供给进而达到满足农村快速增加的数字化需求的目的。研究发现：广东省“12221”市场体系建设行动的公共服务供给创新表现为地方政府构建公共服务生态系统，以营销行动推动系统中多元主体的服务资源与农业经营主体的数字化需求匹配，实现价值共创，从而达到促进农业经营主体数字化营销的目的；公共服务供给创新成功实现的原因在于，多元主体的长尾式数字化服务供给对接了农业经营主体广泛细分的、小众场景的、个性化的长尾式数字化需求；地方政府的系统服务提供了实现数字化营销所需要的便利条件和转换因素，使农业经营主体得以突破可供性约束，数字化营销可供性得以实现；在此过程中形成的共创价值保证了参与各方获得相应收益，从而能保障公共服务生态系统持续发展；农业经营主体获得的数字化营销能力有助于他们在全产业链拓展数字化应用。

关键词：创新性供给 数字化营销 数字技术可供性 公共服务生态系统

中图分类号：D035.5; F320.1 **文献标识码：**A

一、问题的提出

《数字乡村发展行动计划（2022—2025年）》要求：“深化农产品电商发展。深入实施‘互联网+’农产品出村进城工程。支持农业龙头企业、农民专业合作社以及种养殖大户、家庭农场等新型农业经营主体通过网络销售区域特色农产品”^①。实施该行动计划的意图是要推动农产品电商发展，加快培育乡村数字经济新业态。在此背景下，地方政府在政策执行过程中，需要以适合本地特色的手段和措施，推动当地特色农产品网络销售。但是，农产品数字化营销一方面要求市场主体具备相应的数字素

*本文得到国家社会科学基金一般项目“电商扶贫的商业模式、价值共创与协同治理研究”（编号：19BGL256）的资助。

^①参见《数字乡村发展行动计划（2022—2025年）》，http://www.cac.gov.cn/2022-01/25/c_1644713315749608.htm。

养与数字技术应用能力，另一方面要求政府提供环境条件和社会制度规范的支持。北京大学新农村发展研究院联合阿里研究院发布《县域数字乡村指数报告（2020）》，报告显示全国参评县域乡村经济数字化处在高水平 and 较高水平的县域比例分别为 7.5%、9.0%。农业农村数字化转型与数字经济发展依然存在着基础设施、应用服务、数字技能等多方面的短板（朱烈夫等，2020）。数字化应用服务^①短板所导致的数字鸿沟扩大，可能成为农村部分群体发展受抑制的新障碍和城乡发展差距扩大的新因素（程名望和张家平，2019）。中国的农业经营主体大多规模较小，而数字化经营需要较高的投入且外部性较强，这些小规模经营主体的投资激励不足，导致中国的农业经营主体面临“集成应用困境”。这不仅形成了农产品电商发展的巨大障碍，在政策稳定性与可持续性上也构成了对后续“数商兴农”等数字乡村发展工程的挑战。

在应对使用性数字鸿沟^②的挑战方面，学术界的主要观点是以服务创新弥合数字鸿沟。总体来看，有两种路径：一种路径是社会企业创新提供服务：社会企业设计出创新性商业模式，向农村地区提供经济上可持续、又便于为大众获取并且负担得起的服务（Srivastava and Shainesh, 2015）。社会企业弥合数字鸿沟的基本方式是编排和整合资源，借助混合资源互动实现价值共创，满足边缘群体的需求，以达到创造社会价值和经济价值的双重目标。比如 EKutir^③利用数字技术创建了一个生态系统，参与其中的每个利益相关者既为自己创造了价值，同时又丰富了生态系统中的资源，这些资源被编排成一个专门的集体服务项目，然后以“融合创新”方式解决农业数字化生产和服务问题（Jha et al., 2016）。

另一种路径是政府引导、政企协作提供公共服务：通过政府引导社会力量参与，激活社会创造力和市场活力，增加数字化应用服务的市场供给。比如在“电子商务进农村综合示范”工程中，政府引

^①在信息系统与发展经济学交叉的文献中，对于信息和通信技术促进发展（information and communication technology for development, 简称 ICT4D）的讨论是以 ICT 的接入和应用是否提高社会福祉作为重点的。应用是接入的高级阶段，数字技术是 ICT 的高级形态，ICT4D 正在被 DT4D（digital technology for development, 简称 DT4D）所取代，本文中的“数字化应用”是参照 ICT 应用这个概念来讨论的。发展中经济体的居民 ICT 技能或数字技术技能普遍较低，“数字化应用”只有在政府或社会企业提供服务的情况下才能普遍开展，因此，面向数字化应用的服务也是 ICT4D 重点关注和讨论的内容。同时，“数字化应用”这一概念也可以参考国务院发展研究中心（2020），原文的表述是“农业经营主体的数字化应用不足限制其获取数字红利”。本文借用这里出现的“数字化应用”概念，结合 DT4D 理论中的以服务弥补数字技能不足的做法，提出“数字化应用服务”这一概念。

^②英文文献中将数字鸿沟分为接入性差异、语言文化差异、国家间获取信息技术差异和阶级差异四类（Keniston and Kumar, 2003）。本文参考邱泽奇等（2016）的观点，将农业经营主体由于普遍缺乏数字技能，难以在农业生产和营销等活动中有效应用数字技术的现象归类为使用性数字鸿沟。研究表明，弥合使用性数字鸿沟的有效方式是向缺乏数字技能的主体提供应用服务（Srivastava and Shainesh, 2015）。这种服务供给的主体可以是社会企业，也可以是政府，本文讨论的是后者。

^③EKutir 是一家印度社会企业，该企业利用信息和通信技术（ICT）平台逐步建立一个自立的生态系统，从多个方面解决小农贫困问题。

导互联网平台企业、农业企业和社会化服务组织参与,运用多样化、混合式和局部性等方式,提供集灵活、便捷和个性化于一体的农村电商活动公共服务(杨旭和李竣,2017;易法敏等,2021),极大地促进了农村电商发展。两相对比,社会企业服务创新是自下而上的,覆盖面较小;政府引导社会力量参与的公共服务供给是自上而下的,覆盖面更广,更能满足弥合使用性数字鸿沟这类普遍性的公共需求。

农业农村部发布的《2021 全国县域农业农村信息化发展水平评价报告》显示,2020 年全国县域农产品网络零售额为 7520.5 亿元,农民对数字化营销的需求正快速增长。现阶段,面向农业农村数字化的公共服务正面临着快速调整以解决供给与需求动态匹配的问题。一方面,公共服务供给未能与差异化、个性化的需求准确匹配,服务效率不高(江小涓,2018);另一方面,数字经济催生了更多的非基本公共服务需求,比如农村的数字化需求,而与之相对应的公共服务供给却相对不足(于凤霞,2019),农村中由使用性数字鸿沟导致的服务鸿沟迅速扩大(夏杰长和王鹏飞,2021; Srivastava and Shainesh, 2015)。2019 年中央政府工作报告提出将“支持社会力量增加非基本公共服务供给”作为“满足群众多层次、多样化需求”的一项基本任务,但农村电商服务和农业农村数字化服务目前处于试验探索阶段,因此,弥合数字化服务鸿沟是一个与数字乡村发展长期相伴的难题。根据殷浩栋等(2020)对长尾需求^①的描述,本文将农业农村差别化、个性化的数字技术需求视为一种长尾需求,这一需求很难以标准化服务实现规模化满足,需要依托社会力量,从服务内容和服务方式上实现差异化供给(曾维和和咸鸣霞,2019)。地方政府应该如何从弥合数字化服务鸿沟的思路出发,通过创新性的社会资源整合增加公共服务供给,实现公共服务供给与数字化营销需求的精准匹配,创造多方价值进而促进农业数字化应用?回答上述问题,不仅有助于推动农业经营主体数字化营销,对于通过公共服务创新性供给来促进农业数字化生产经营乃至数字乡村发展都具有重要意义。

二、理论分析

(一) 农业经营主体基于数字技术可供性的价值实现

1. 数字技术可供性理论。数字技术具有可供性的同时又具有实现约束性。数字技术可供性是指运用数字技术的行动可能性,即具有特定目的的个人或组织可以使用数字技术做什么;数字技术可供性的实现约束性是指个人或组织在使用数字技术时无法实现特定目标的情形。

数字技术可供性使农业经营主体具备了使用数字工件、数字平台和数字基础设施实现社会经济活动目标的可能性,比如搜寻信息、在线购物、推送广告等(Nambisan, 2017)。数字技术可供性仅代表主体采取行动的潜力,这种潜力来自数字技术与特定目标行动者之间的关系,数字技术可供性能否

^①“长尾需求”指的是个别需求较低,但综合起来构成可观销量的商品和服务的需求。在《Introduction to Digital Economics》一书中,Harald and Audestad (2021)以亚马逊提供的低成本在线书籍单独需求量不大,但加在一起构成了可观销量的案例,引出长尾供给和长尾需求的概念,但文中未给出明确定义;殷浩栋等(2020)认为长尾需求是指被忽略或难以被满足的需求,文中也未给出明确定义。在本文中,长尾需求是指数字化背景下广泛细分的、小众场景的、个性化的需求。

实现还取决于主体所在的环境（Strong et al., 2014）。政府或企业所提供的便利条件和转换因素，有助于市场主体突破资源约束和信息交流障碍等可供性约束，从而实现他们的目标（Hatakka et al., 2020; Wu et al., 2020）。因此，数字技术可供性的实现过程得到了学者们的广泛关注（Tim et al., 2018）。数字乡村发展实践中，农业经营主体一方面需要具备基本的数字技术可行能力（Srivastava and Shainesh, 2015），另一方面还要能够冲破诸如个人技能约束、环境条件约束和社会制度约束等数字技术可供性约束（Tim et al., 2018），才能应用数字技术完成网络营销等在线生产经营管理活动。这就要求农业经营主体不仅需要掌握数字技能，还需要具有相应环境条件并得到社会制度规范的支持。

2. 农业经营主体的数字化营销可供性及其实现。农民愿意参与数字化生产经营，是因为数字技术存在着带来经济机会的可能性。Hatakka et al. (2020) 研究发现，数字技术可供性带来的经济机会包括提高就业率、促进农村创业以及改进农业生产经营过程三个方面。数字技术可供性也为营销活动创造了可能性，比如大数据营销可供性包括客户行为模式发现、实时市场响应和数据驱动（Luca et al., 2021）；数字技术可供性中的可视性、表达性和购物引导性均有利于提升顾客的沉浸感、临场感和消费者信任，进而提高农产品直播中消费者的购买意愿（许悦等，2021）。已有研究发现，电子商务可以帮助农产品生产者克服有形市场的地理限制，整合农产品供销信息，改变传统的销售渠道，根据市场需求做出生产和销售决策（崔丽丽等，2014；咎梦莹和王征兵，2020；Peng et al., 2021）。数字化营销可供性的实现所带来的价值具体表现为：“互联网+农业农村”在缓解农产品滞销、带动乡村创新创业、促进乡村产业转型等方面发挥了重要作用；“直播带货”“内容电商”等新业务新模式在农村地区广泛推广实践，进一步发掘了农业农村的多元价值，不仅塑造了一批农产品品牌，还有力地带动了农村非实物产品的销售（殷浩栋等，2020）。

借鉴 Hatakka et al. (2020)、Luca et al. (2021) 以及许悦等 (2021) 的观点，本文将农产品数字化营销视作农业经营主体实现数字化可供性、追求经济机会的过程，并把数字化营销可供性分为三类：市场信息获取可供性、线上营销可供性和品牌推广可供性。市场信息获取可供性是指市场主体通过应用数字技术，能够随时自主获取产品市场信息和经营管理专业知识的可能性；线上营销可供性是指市场主体应用数字技术，自主实现产品在线销售的可能性；品牌推广可供性是指市场主体应用数字技术，构建在线品牌并开展品牌在线传播的可能性。

数字化营销可供性的实现程度与行业数字化水平正相关（Luca et al., 2021），因此，在数字化水平较低的农业领域，数字化营销可供性的实现在很大程度上需要依托外来服务。Wu et al. (2020) 以数字技术可供性的概念为基础，研究了地方政府提供的公共服务对农村电子商务发展的特殊作用，通过考察政府电子商务政策带动淘宝村的农户、企业、零售商等使用数字技术，并相互协作实现产品数字化销售的过程，指出政府的公共服务有助于农业经营主体在数字技术互动中突破资源约束和信息交流的障碍，帮助农民实现农产品的网络销售。

（二）面向农业经营主体数字化需求的公共服务供给

1. 面向农业数字化需求的公共服务供给面临挑战。农业经营主体的数字化需求是长尾需求，原因主要有以下三点：一是在数字技术支持下，农村居民可以有效利用特色资源、要素和产品优势，冲破

城乡分割障碍,实现广泛便捷的市场接入,开展特色农产品电子商务、乡村旅游民宿、乡土风情展播等数字经济活动,从而实现价值(殷浩栋等,2020);二是此类生产活动具备规模小、无品牌、非标准化等特征,难以实现标准化和规模化供给;三是农业经营主体的数字化需求更像是一种非基本公共服务需求(于凤霞,2019;曾维和和咸鸣霞,2019;夏杰长和王鹏飞,2021),是与数字经济发展相伴生的多层次、多样化的需求,这类需求在满足形式与要求方面较难掌控,需要政府与其他社会组织协作解决(赵润娣和黄雪凤,2020)。农村电商成功发展的经验表明:政府引导、政企协作的公共服务供给是一种能有效满足非基本公共服务需求的供给方式(杨旭和李竣,2017;易法敏等,2021),地方政府需要通过构建包容审慎的制度环境,以渐进性和组合性的政策给予支持,以过程性和差异性的市场方式促进对非基本公共服务的供给(曾维和和咸鸣霞,2019)。

2.公共服务理论:从价值创造逻辑到公共服务生态系统^①。如何提供以公众需求为导向的、精细化、个性化、全方位覆盖的公共服务是公共管理领域一直探讨并试图解决的问题(竺乾威,2012),公共管理理论研究和实践探索强调由公众和提供方共同创造价值的过程。新兴的公共管理理论主张采用“服务主导”逻辑,其基础是承认“价值”和“价值共同创造”在公共服务管理和绩效中的中心地位(余江等,2021;Osborne et al., 2022)。该理论认为,公共服务提供价值的过程不是线性的,而是依赖于跨社会、网络、组织和个人子系统的多个层次的动态交互过程;公共服务提供公共价值的同时,被服务者也获得了私人价值,这两种价值是由不同的利益相关者在公共服务生态系统内共同创造的;公共服务使用者不仅是公共服务的被动接受者,更是价值创造的真正仲裁者。因此,公共服务的提供过程是动态存在的,公共服务接受者在价值创造过程中起着关键作用(Osborne et al., 2022)。

公共服务生态系统包括:宏观层面上,作为社会或制度背景,提供公共服务组织网络以及服务系统、技术和流程;中观层面上,主要是当地社区等主体以及提供服务的环境;微观层面上,包括服务使用者和其他利益相关者等主体。在微观层面,参与主体将接受公共服务,并与他们自己的需求、经验和期望相结合,进行价值创造。公共服务生态系统满足了社会价值产生的三个要素,即公共产品的提供、社会价值的实现以及通过公共服务为社会创造的价值增值。生态系统视角聚焦于公共服务的提供过程,而不仅仅是公共政策的制定。它将以公共政策为代表的公共服务以及公共服务使用者定位为公共服务价值创造的核心,将生态系统环境营造作为价值创造的基础,关注生态系统内的参与者、资源和流程的整合,认为系统运行借助于社会、网络、组织和个人子系统等多个层次的动态交互,使公共价值和私人价值的不同价值主张得以在生态系统的不同层次上产生(Osborne et al., 2022)。

综上所述,以服务创新弥合数字鸿沟的相关理论已初具雏形并正在快速演化,能够为由数字化产

^①Osborne et al. (2022)将公共价值理论、协同治理理论、公共服务逻辑理论和行为公共管理理论整合为一个分析框架,称为公共服务生态系统。这个框架包括三个关键概念:第一,协同设计,指关键利益相关者在公共服务的设计或重新设计中的协作参与;第二,共同生产,指这些利益相关者共同参与公共服务的管理和交付;第三,共同创造,指这些关键利益相关者为公共服务创造价值的协作过程。框架包括宏观、中观、微观和亚微观四个层次,本文在参考性引用这个理论时,根据研究对象特性舍弃掉了亚微观层次。

生的非基本公共服务供给提供有益借鉴；公共服务生态系统理论也以价值创造为出发点，强调在参与者、资源和流程的整合基础上创造价值，这与以服务创新弥合数字鸿沟有共通之处。但是，也应该看到：一方面，农业经营主体的数字化需求不同于数字化消费需求，无法以统一平台的方式实现标准化和规模化的供给；另一方面，公共服务生态系统理论对于实践中公共服务生态系统如何实现面向农业经营主体数字化需求的供给尚未给出成熟的见解。本文希望从农业数字化需求与公共服务供给动态精准匹配的实践探索中找到答案。

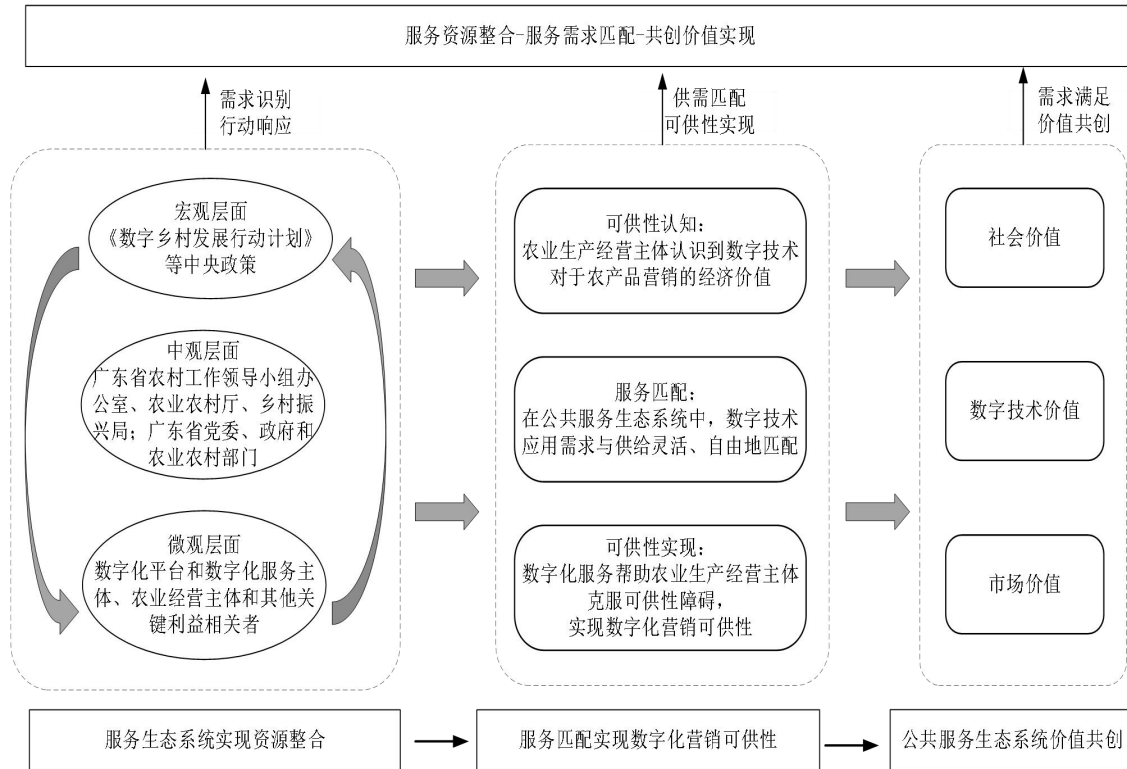


图1 理论框架

（三）分析框架构建

企业在农村地区的以服务创新弥合数字鸿沟的创新，其基本模式是企业家设计情境化的、经济上可持续的解决方案，来提供面向弱势群体的基础服务，并使用数字技术工具来促进目标人群的价值创造（Srivastava and Shainesh, 2015）。以服务创新弥合数字鸿沟的实现过程可以描述为：核心企业联合当地政府、相关企业、非政府组织等合作伙伴，利用数字技术把这些参与主体的互补性资源进行网络化编排，形成互动化资源，然后通过资源利用、资源组合和价值强化等策略，实现以用户为中心的价值创造目标。实现过程可以概念化为：“服务资源整合—供需匹配互动—服务价值实现”。这种创新性服务供给在面对非基本公共服务需求时，可能存在如下局限：第一，覆盖范围受限，只能服务部分群体；第二，可持续性难以保障，企业必须同时创造社会价值和经济价值，经济价值获取不足时可能会影响创新服务的持续性；第三，整合的服务资源有限，且难以实现对利益相关者的有效治理。旨

在弥合数字鸿沟的、由政府引导的、政企协作的公共服务实践正在不断探索中，本文参考与企业相结合的、面向农村地区的服务创新框架，利用公共服务生态系统理论，构建研究框架，以探讨公共服务创新性供给如何帮助农业经营主体实现数字化营销可供性，提升数字化营销水平，进而创造价值。本文的分析框架如图 1 所示。

三、资料收集与案例阐释

（一）案例调查与资料收集

为探索公共服务创新性供给如何促进农业经营主体数字化营销，以及公共服务供给创新是如何成功实现的，本文采用单案例研究方法，选择广东省“12221”市场体系建设行动（以下简称“12221”）作为研究案例。案例的选取具有典型性与启发性，一方面“12221”在广东省委省政府的指导下，构建公共服务生态系统，以数字技术为依托，建设大数据中心、大数据平台、线上免费培训平台、产销对接数字平台，提供公共服务供给，满足农业经营主体的数字化营销需求；另一方面“12221”开创了农产品数字化营销新局面，实现了“从一地到多地、从一品到多品”的经验复制推广。本文采用半结构化访谈、非正式访谈和现场调研的方式收集一手资料。半结构化访谈主要是与“12221”的核心主体（农户、采购商、经纪人、专业合作社等）进行深度访谈，以及与相关政府部门（广东省农业农村厅等）和电商平台的管理层、员工进行访谈。非正式访谈主要是在参与式观察过程中与“12221”的荔枝经销商、电商平台管理者、种植户等进行交流，以加强对农产品上行流程和数字化精准营销的了解。同时，笔者还获取了与“12221”相关的政策文件、广东省政府发布的工作报告、《南方农村报》等媒体报道、书籍资料等二手资料。通过对不同来源的数据进行“三角验证”来减少信息偏差（Eisenhardt, 1989）。资料收集详情见表 1。

表 1 案例资料收集情况				
资料类型	资料获取时间	资料来源	资料内容	时长（数量）
一手资料	2021.6.21 2021.7.30	广东省农业农村厅相关负责人、广州市从化区农业农村局负责人	“12221”的线上营销体系建设中遇到的难题以及化解方式；政府开展了哪些相关基础设施的建设；如何根据区域农产品的特色来提供培训服务和线上营销活动	97 分钟
	2021.7.18 2021.7.30	采购商公司负责人：清远市寻乡记智慧农业发展有限公司罗董事长、广州市从化华隆果菜保鲜有限公司欧董事长	公司在“12221”的产销对接全过程中扮演的角色；如何参与政府提供的产销对接服务	146 分钟
	2021.7.30 2021.9.21 2022.1.28	大数据平台负责人、项目负责人：从化荔枝开放大数据工作负责人、“一亩田”公司联合创始人（负责徐闻菠萝大数据建设）、茂名荔枝产业大数据中心负责人	“12221”的大数据平台搭建过程；大数据平台在推广的过程中如何提高农户、采购商和经销商的使用率；菠萝和荔枝的品牌塑造情况；营销活动的设计情况	117 分钟

表 1 (续)

二手资料	2021.7.18 2021.7.30 2021.9.15 2022.1.28	农户：广州市从化区、清远市清城区农户和珠海市平沙镇、高州市根子镇的农户	“12221”对农产品销售的影响；政府提供了何种培训，培训对自身获取信息的能力、数字能力是否有提升	89 分钟
	2021.7.30	参与式观察：从化区荔枝文化博览园	从化荔枝销售在线上 and 线下的实际情况；农业从业者对政府提供数字化营销服务的感知情况等	221 分钟
	2022.1.28	何建和果蔬专业合作社、高州市汇利果蔬专业合作社等合作社工作人员	“12221”提供的数字化营销活动有哪些，数字化营销过程中冷链等基础设施条件是否有改善	63 分钟
	2021-2022	广东省及其下辖的广州市和湛江市的相关政策文件	关于“12221”的相关意见与通知	17 份
		广东省政府工作报告	“12221”的政策条文与政策解读	12 份
		《广州日报》、网易新闻、搜狐网等新闻媒体报道	“12221”的营销活动报道；领导专访、报告	282 篇
	2022	《市场力：广东农产品“12221”市场体系建设理论与实践》书籍资料	“12221”的实践记录	

“‘12221’，即建设‘1’个农产品大数据，组建销区采购商和培养产区经纪人‘2’支队伍，拓展销区和产区‘2’大市场，策划采购商走进产区和农产品走进大市场‘2’场活动，实现品牌打造、销量提升、市场引导、品种改良、农民致富等‘1’揽子目标”^①。“12221”旨在通过大数据平台实现供需对接、人才队伍建设、产销大市场建设，在线上策划采购商和农产品走进大市场，最终实现农产品销量提升、农业产业链升级改造、农民增收致富的目标。

2021 年 9 月广东省发布的《关于进一步加强广东农产品“12221”市场体系建设工作的通知》明确要求，从政策层面健全政策保障和工作协同机制，为“12221”提供制度保障，充分发挥各地党委、政府和农业农村部门的主体作用，在队伍建设、资金保障、任务落实跟踪评价机制等方面加强保障措施，确保工作有序有效推进，促进农业增效、农民增收。

(二) 案例阐释

1. 整合数字化服务资源，构建面向农产品数字化营销的公共服务生态系统。广东省农业农村厅组织和构建了农产品数字化营销的公共服务生态系统，系统中各主体行动如表 2 所示。

首先，在宏观层面，国家相关政策为该公共服务生态系统提供了社会或制度背景。《数字乡村发展战略纲要》作为顶层设计和整体规划，提出“实施‘互联网+’农产品出村进城工程”^②；《数字乡

^①资料来源：《广东省推进今年农产品“12221”市场体系建设》，http://www.gov.cn/xinwen/2022-01/29/content_5671141.htm。

^②参见《中共中央办公厅 国务院办公厅印发〈数字乡村发展战略纲要〉》，http://www.gov.cn/gongbao/content/2019/content_5395476.htm。

村发展行动计划（2022—2025 年）》提出了八大行动计划，其中的“新业态新模式发展行动”要求“深化农产品电商发展”。《数字乡村发展战略纲要》提出要“注重构建以知识更新、技术创新、数据驱动为一体的乡村经济发展政策体系”；《数字乡村发展行动计划（2022—2025 年）》提出：“强化资源整合、部门协同和上下联动，坚持数字乡村与新型智慧城市一体设计、协同实施，推动城乡信息基础设施互联互通、产业生态相互促进、公共服务共建共用。”这些政策要求共同组成了“12221”的宏观背景。

其次，在中观层面，政府引导数字化服务主体参与。广东省委农村工作领导小组办公室、广东省农业农村厅、广东省乡村振兴局等机构作为市场行动总的组织者，广东省各地党委、政府和农业农村部门作为方案的实施者，组建全省市场体系建设工作指导小组，推动重点工作和各项活动内容落地落实。主要措施是构建农产品大数据平台，组建销区采购商队伍和培养产区经纪人队伍，拓展销区和产区市场，策划采购商走进产区和农产品走进大市场系列活动，实现品牌打造、销量提升、市场引导、品种改良、农民致富等目标。与此同时，相关部门还制定了队伍建设、资金保障、任务落实跟踪评价等机制。

再次，在微观层面，各类数字化平台和数字化服务主体被纳入公共服务生态系统中。一是广东省农产品大数据。“12221”构建了以大数据为核心、市场消费为导向的农产品市场体系，通过政府提供服务和企业合作发展建设的方式，全省相继建成中国（广东）荔枝产业大数据中心、从化荔枝开放大数据平台、徐闻菠萝大数据平台、梅州柚产业大数据平台、程村蚝流通大数据平台、柑橘大数据平台等。二是广东百万农民线上免费培训平台。广东省农业农村部门以“平台+产业+人才”推动实施广东百万农民线上免费培训工程，提供网络营销、种植技术、加工生产等海量课程资源，能够让农业经营主体以自主学习的方式提升数字技术应用能力。三是“保供稳价安心”数字平台。广东省农业农村厅把市场导向和数字技术进行融合，把“保供稳价安心”数字平台打造为农产品上行的重要阵地，“保供稳价安心”数字平台开展直播和线上云展会等活动，推动农业合作，精准对接供需，同时还延伸出为农业经营主体开展电商运营、直播卖货活动提供资料与培训的服务。四是多样化的数字化营销服务队伍。“12221”壮大了“知农爱农懂市场”的人才队伍，队伍成员包括助推农产品上行的企业、推进数字乡村发展和乡村振兴的工作人员，以及服务“三农”发展的各大媒体人员和“新农人”等，这几类社会力量经过整合组织能成为农产品数字化营销培训的推手，具备助推农业生产经营知识传播的能力，引导农业经营主体参加农业培训，帮助农业经营主体有效使用数字技术进行生产经营。

表 2 “12221”所构建的公共服务生态系统中主体行动引例

公共服务生态系统主体行为	行动内容	例证
政府行动	建立农产品大数据 吸引各类电商交易机构 加入广东农产品采购商 联盟	相继建立起中国（广东）荔枝产业大数据中心、徐闻菠萝大数据平台等 联盟成员涵盖全球大型连锁超市、农产品批发市场、流通企业、电子商务企业、餐饮连锁企业等

表 2 (续)

	举办“网络节+云展会”	惠来县首创“网络节+云展会”，并在全省推广实践中不断丰富完善；发力云端营销，探索线上农交会新模式，汇聚多平台资源，提升数据能级，紧抓产销市场，畅通农产品销售新通道
	组织开展“十万电商卖农产品”活动	通过抖音、视频号开展大主播带货，主流电商平台与媒体线上品牌推广，以全方位、多渠道的营销模式拓宽荔枝销售
	建设田头智慧小站	高州、增城、德庆等地建设了“十个一”功能的田头智慧小站，纾解新鲜农产品“最先一公里”难题
	培育网红及数字农业人才	培养了“菠萝姐姐”吴建连和“菠萝妹妹”王小颖、《南方农村报》带货主播“蓝朋友”、德庆贡柑新农人陈慧等网红；通过“保供稳价安心”数字平台，实施广东百万农民线上免费培训工程
	创建“农产品跨境电子商务”综合试验区	佛山市南海区里水镇和汕头市澄海区建立“农产品跨境电子商务”综合试验区，发展农产品跨境电子商务
	借助数字媒体全球传播，拓展广东荔枝品牌国际影响力	依托新华社海外 182 个分支机构，发挥国家级通讯社多语种、多层次的传播资源优势，造大广东荔枝国际品牌声势；全球代言人短视频在海外引起热烈反响
数字化服务主体参与	参加广东荔枝销售行动	2021 年 4 月，在“十万电商卖荔枝”大行动中，天猫、京东、抖音、微信视频号、“一亩田”、邮政、苏宁易购等数十个平台同时参与
	参加“我为荔农办实事”活动	“粤省事”政务服务平台为荔枝销售助力；抖音中有 5500 余名主播推介广东荔枝，直播超过 1 万场
	参加“我在视频号卖荔枝”营销活动	微信联合南方农村报在视频号平台发起了“我在视频号卖荔枝”直播带货活动，活动期间微信视频号博主可以通过“视频号+小程序”参与“我在视频号卖荔枝”直播带货
	参加对接活动，所形成的的大数据信息为市场主体提供决策参考	广东荔枝全球大数据平台以大小屏的形式分工合作：大屏平台从宏观角度展现多个荔枝品种在国内和国际市场的行情，为决策研究提供科学依据；小屏通过移动端“广东荔枝商情日报”呈现，帮助果农、供销社、采购商乃至终端消费市场快速掌握市场行情 ^a
农业经营主体参与	参加“我在视频号卖荔枝”营销活动	天猫组队进产区选品、抖音手把手教会员直播带货、京东设置专题页为商家引流、视频号开播指导等，茂名电商协会很多会员享受了一波顶流福利
	参加“我为荔农办实事”活动	创鲜农业与一批物流电商平台合作，还推出自己的小程序和销售平台
	参加“我在德庆有棵贡柑树”活动	东璞农业抓住电商直播的风口，打造了生态网红农场，以推动电商销售，使电商销售量达到总体销售量的八成以上
	参加“数字赋能新业态发展”行动	视频及微博话题营销、直播电商行动、田头直播等多个活动，覆盖微博、抖音、淘宝、微信等多个平台，助力遂溪圣女果在全网范围广泛传播，成为网红果

资料来源：表格中例证来自于《市场力：广东农产品“12221”市场体系建设理论与实践》（广东省农业农村厅“12221”工作小组、南方农村报社编著，南方日报出版社出版，2022 年 4 月）。a.《产销互通成“链” 广东荔枝信息“一屏打尽”》，http://www.gd.xinhuanet.com/newscenter/2022-06/01/c_1128705509.htm。

2.数字化营销行动推动服务供需匹配,实现数字化营销可供性。“12221”的方案包括如下几个方面:一是聚焦数字农业,构建大数据平台;二是聚力优势资源,发挥经销商和产地采购商作用;三是抓住产销市场,开展产区提质增效和销区拓展行动;四是推动产销对接,策划采购商走进产区和农产品走进大市场活动;五是强化品牌建设,打造广东农产品区域公用品牌;六是进行经验总结,形成可复制可推广的经验模式^①。“12221”推动了公共服务生态系统内数字化服务主体与农业经营主体的匹配,促进了数字化营销可供性的实现。

一是市场信息获取可供性的实现。市场信息获取的可供性实现障碍指农业经营主体缺乏数字技能,难以获得符合他们需要的市场信息。“12221”依托数字技术平台开展数字化技能培训,提供在线学习资源,为农业从业者提供获取市场信息、营销知识和学习数字技能的便利条件。市场信息获取可供性的实现如表3所示。具体做法包括:第一,培养农业经营主体获取数字信息的能力。举办线上线下结合的人才培训班,着力培养新型农业经营主体带头人、农产品电商从业人员、农业“双创”人员和本地农业企业员工代表等,帮助农户获取线上市场信息,推动现代农业生产、经营、销售等知识的传播;依托广东百万农民线上免费培训平台,建设线上专场直播培训班,在线上免费培训小程序“粤农通”平台中推出在线课程超过600个(包括种植养殖技术、科学加工、农产品包装、宣传推广、销售等类型的课程)。第二,建设农产品大数据,汇集信息。构建起中国(广东)荔枝产业大数据中心,针对荔枝、菠萝、金柚等区域特色农产品,创建大数据平台,实时汇集市场需求动态信息;监测产销两端,构建产区市场大数据库,提升销区市场采购商的大数据应用能力,在产销两端以大数据为支撑,搭建有指导价值的数据共享平台。

表3 市场信息获取可供性的实现

可供性	可供性约束	可供性便利条件	可供性转换因素
大数据中心、大数据平台和广东百万农民线上免费培训平台的搭建,汇集线上信息	农业经营主体数字技能薄弱,获取市场信息能力弱,利用获取信息进行数字化生产、数字化营销和数字化创业的能力较弱	- 在线培训的可及性 - 利用网络直播平台,邀请生产、营销等领域的专家和从业者分享经验,开展数字化生产、营销等知识的培训	- 个人转换因素:农户个体很少利用电子设备获取动态化、数字化的市场信息,存在被现代化市场边缘化的风险,需要农户感知数字化、信息化的作用,主动学习,融入信息社会 - 社会转换因素:以政府为主导,以“12221”为抓手,建立大数据中心和推进百万农民线上免费培训工程,促进数字化技能培训课程的可及性 - 环境转换因素:农村互联网基础设施的完善、数字乡村建设的兴起,为农业经营主体运用数字技术获取市场信息提供了支持
农业经营主体运用数字技术获取市场信息的可能性	农产品市场信息来源分散,且信息不对称现象严重;各平台整合的市场信息繁杂且相互矛盾,农户难以获取有用的信息	- 互联网信息获取的可能性:推进农村信息基础设施建设,基本实现行政村光纤网络4G普遍覆盖、5G试点推进,农村互联网普及率提升 - 数字化平台的更新迭代能改善用户界面,整合信息资源	

^①资料来源:《广东印发〈关于进一步加强广东农产品“12221”市场体系建设工作的通知〉》, http://dara.gd.gov.cn/mtbd5789/content/post_3559458.html。

二是线上营销可供性的实现。线上营销可供性实现的障碍表现为数字技术基础设施薄弱，农业经营主体难以跟上持续升级的在线营销模式变化，且参与数字平台营销成本高。“12221”为了解决“卖难”与农户大数据使用中存在实现障碍的问题，通过数字化产业链建设、实时动态的在线营销技能培训等措施，为农业从业者提供线上营销的便利条件。线上营销可供性的实现如表4所示。具体做法是：首先，完善数字农业新基建。建设田头小站，在农产品采摘地建设仓储冷链，依托制冷装备、云技术等，提供保智慧田头仓储保鲜服务；建设智慧农产品供应链，动态监测生产过程，以当地资源和数字技术为依托，创新“市场驻村”模式，建立生产过程可追溯、流通环节可控制、供需平衡可保证、应急需求可响应的智慧农产品供应链。其次，搭建数字平台，拓宽营销渠道。将“保供稳价安心”数字平台打造为农产品上行的重要阵地，利用市场导向融合数字技术，推动农产品上行；联合互联网流量平台，推广农产品加工品，以线上推广带动线下农产品加工业的发展壮大；开通线上采购商代办服务平台，例如“一亩田”公司在平台上根据广东特色农产品的上市时间推出专题页面，为全国采购商提供优质代办信息以及交通、住宿、物流、包装物料等全方位采购服务，提升采购商的采购体验，助力农产品销售。最后，数字化促销，促进产销精准对接。开创“田头大直播、大培训、大卖场”数字化营销新模式，畅通农产品销售渠道，开展百名网红千名主播直播培训，培育数字营销新农人；带动供销社、农业企业和媒体加入数字化平台，设立多地农产品产销线上对接专区，打造掌上卖场；以网络直通车和网络会客室等新营销方式，开展直播和线上云展会等活动，构建产地与销地对接、线上与线下互动的营销体系。

表4 线上营销可供性的实现

可供性	可供性约束	可供性便利条件	可供性转换因素
数字化产业链建设和在线营销技能培训，能使农业经营主体有效采用在线营销方式促进产销精准对接	农村地区的数字农业基础设施不完善，缺乏农产品精准配送服务和智慧冷链建设，导致特色农产品在产出季节出现储存周期短、配送速度慢、配送过程中易腐烂变质等问题	政府引导高新技术产业与农业合作，推广5G、智慧冷链物流的建设，推动传统农业生产向数字化、智能化转变，打造数字化全产业链条	- 个人转换因素：线下市场受阻，需要拓展线上市场，而大多数农业经营主体因缺乏线上营销技能，无法参与线上市场，需要接受数字化营销培训，或由专门的数字化营销人才指导销售，才能实现数字化营销 - 社会转换因素：农业从业者的数字化应用水平取决于数字化基础设施的完善程度。完善的数字农业基础设施，有助于提高农业经营主体的数字化应用水平 - 环境转换因素：“12221”立足广东省数字经济发展优势，联合多样化的数字化社会主体，广泛应用数字技术，整合资源，打破信息壁垒，提供覆盖面广的数字化营销培训服务
	传统电商平台竞争激烈，农户缺少相应的直播带货经验和在线营销能力，无法参与线上市场	培训农户的直播技能，或由专业直播带货人员带货，提升线上交易率	
	新的数字化营销平台进入壁垒高，农户线上营销方式固定，无法创新营销方式	建立精准对接产销的数字化平台，带动农户参与“田头大直播、大培训、大卖场”数字营销新模式	

三是品牌推广可供性的实现。品牌推广可供性障碍表现为农业经营主体线上品牌推广形式单一、品牌设计缺乏地方特色和品牌保护意识弱等。“12221”组织数字化服务主体共同打响地方特色产品知

名度，结合本地文化特色开展在线推广，通过多平台联合行动推广等“粤字号”农业品牌。品牌可供性实现如表 5 所示。具体做法如下：第一构建数字化品牌管理体系。广东省农业农村厅统筹和制定数字化品牌标准和管理办法，为数字化推广品牌工作寻找新突破点。“12221”积极建设产业防伪溯源标准体系，对电商平台滥用品牌标志的行为进行整治，推进数字化品牌保护工作；“12221”以提升农产品区域公用品牌的线上知名度为目标，发挥社会各界力量，在线举办“粤字号”品牌大赛，推动区域公用品牌的发展；“12221”依托新媒体直播、网络电商平台，通过线上线下相结合的方式多措并举加强宣传，打响品牌的知名度。第二立足本地特色，讲好品牌线上故事。“12221”通过找准市场定位、发掘产品核心价值、提出新概念来讲好产品故事。第三创新宣传模式。“12221”策划一系列区域公用品牌的数字营销活动，比如联动千家媒体举行“我喊全球吃荔枝”活动，提高消费者对区域公用品牌的价值认知。

表 5 品牌推广可供性的实现

可供性	可供性约束	可供性便利条件	转换因素
数字化品牌的建设有助于提升品牌知名度，提高品牌溢价，让农业经营主体获取更高的产品价值	农业经营主体缺乏数字化品牌保护意识，网络盗图、虚假宣传等情况时有发生	开启数字化品牌保护行动，“12221” 打响了区域公用品牌的线上知名度	- 个人转换因素：对于线上的品牌侵权行为认识不够，数字化品牌保护意识不强，需要提高农业经营主体的数字化品牌意识，推动区域公用品牌的可持续发展 - 社会转换因素：品牌缺乏生命力，市场认可度低，需要转换新的品牌营销方式 - 环境转换因素：农产品品牌推广投入费用低、宣传方式单一，农产品品牌推广方式存在较大改进空间
	数字化品牌打造过程中缺乏本地特色，在电商平台、直播平台中，消费者对广东特色农产品的品牌认可度较低	“12221” 将区域特色融入品牌的线上宣传推广活动中，增加数字化品牌的独特性与认可度	
	品牌线上推广形式单一，无法在网络上打开本地品牌的市场	利用多平台宣传推广广东特色农产品品牌，联合多平台推进品牌营销活动	

3.数字化营销实现公共服务生态系统价值共创。在由政府组织和主导的公共服务生态系统中，数字化应用服务与农业经营主体的数字化需求匹配，在服务过程中实现了价值的共同创造，系统中的各类主体也实现了各自价值（如表 6 所示）。

一是政府的政策目标价值。政府的政策目标价值表现为：优化产业结构、拓展流通渠道、打通产业链条和重塑品牌形象。政府联合行动、媒体全球传播，推动广东农产品国际贸易和国际传播齐头并进，依托新华社等权威媒体和网红“大 V”传播品牌凝聚粉丝，以“线上+线下”和“国内+国际”两步走拓展广东特色农产品流通渠道；各县（区）政府组织短视频营销，对接采购商、供应商、物流企业，举办网络会客室、直播带货、网络签约等活动实现数字化营销，逐步打通农业产业链条；“12221”开展了“我喊全球吃荔枝”“我在视频号卖荔枝”“我为荔农办实事”“我在德庆有棵贡柑树”“十万电商卖荔枝”大行动等系列营销活动，使得广东特色农产品品牌声誉得到显著提升。数字技术将农业生产、加工、经营、管理和服务等资源聚合成整体性产业链，进一步优化了农业产业结构，成为促进特色产业发展的重要抓手。因此，“12221”实现了前述四个方面的政策目标价值。

二是数字化服务主体参与价值。数字化服务主体参与所获得的价值表现为：直接经济报酬、平台

或个人 IP 流量、进入新的经营领域和拓展社会资本。政府组织的各类营销推广活动邀请数字化服务主体参加，数字化平台或个人网红也会组织和发动相关生产经营者，带动他们共同参加“我在视频号卖荔枝”“我为荔农办实事”“我在德庆有棵贡柑树”“十万电商卖荔枝”大行动等活动，以提升平台或个人 IP 流量；个人网红会获得少量直接经济报酬；更重要的是，通过提供数字化服务，数字化平台或个人网红可以借此进入农业领域，并建立起与政府和相关企业的合作关系，以拓展社会资本。政府组织的数字化营销公共服务生态系统为各类数字化服务主体提供了应用场景，为他们提供了发挥各自优势的机会和空间。数字化服务主体也借此拓展了数字技术在农业领域的应用，并获取了相应的价值回报。

三是农业经营主体参与价值。农业经营主体参与所获得的价值包括：收入增加、数字技术应用能力增强和生计策略丰富化。农业经营主体愿意参与数字化营销的原因是数字化营销带来了收入的增加。调研结果显示：数字化营销提高了农产品价格、拓展了农产品销路，农产品品牌声誉也得以提高，这都促进了农业经营主体的收入增加。农业经营主体在公共服务生态系统中参与系列活动，比如观看或亲身参与直播电商行动、田头直播等，从而增强了数字技术应用能力；农业经营主体在与其他参与者的互动中，通过向数字化服务主体学习，也不断提高了数字素养。农村电商和农业数字化所创造的新业态，进一步为农业经营主体提供了新的就业选择空间，数字化营销不仅带来销量增加，更促进了一二三产业融合发展，带动了创业和灵活就业，也使得农业经营主体生计策略更为丰富。

表 6 “12221”所构建的公共服务生态系统中价值共创引例

公共服务生态系统中的各类主体	创造价值	例证
地方政府	特色产业发展、产业结构优化 农产品电商拓展流通渠道 打通产业链条 重塑品牌形象	数字技术应用于农业产业链各环节，“田头小站”新基建作为“农业生产的节点，产业升级的支点”，通过保品质实现保价格，促进消费升级 ^a 《2021 全国县域数字农业农村电子商务发展报告》显示，2020 年，并非农业大省的广东省县域农产品网络零售额排名全国第一 ^b 遂溪县以新零售和电商销售渠道为引导，引入智慧农业等市场资源，构建起圣女果从田头到市场的数字化产业链 惠来县通过云直播、云展示、云拍卖等技术，开展农产品直播带货活动，扩大了“惠来鲍”的品牌影响力
数字化服务主体	直接经济报酬 平台或个人 IP 流量 创造新的经营领域 拓展社会资本	视频号博主参与到直播带货行动中来，为自己喜爱的广东水果“代言”，从中赚取一定收益 京东平台为“十万电商卖广东荔枝”设立专题页，在首页推荐位持续为专题页引流，并设置优惠券、抽奖互动等 中国邮政打造 15 省“网点+社区”新营销场景，响应“十万电商卖广东荔枝”活动 小微创业平台通过“十万电商卖广东荔枝”活动，与政府和企业建立合作关系
农业经营主体	收入增加	陈慧通过电商直播销售德庆贡柑，零售 2.5 公斤装的大果、中果、小果售价分别为 88 元、68 元、58 元，实现电商销售占总体销售量的八成以上

表 6 (续)

数字化营销应用能力增强	从电子商务到如今的新零售平台，刘淑芬巧用互联网破解销售难题
生计策略更丰富	2021 年，菠萝营销取得了显著成效，促进菠萝产业提质增效，带动近 5 万农民、14.5 万从业人员增收

资料来源：表格中例证来自于《市场力：广东农产品“12221”市场体系建设理论与实践》（广东省农业农村厅“12221”工作小组、南方农村报社编著，南方日报出版社出版，2022 年 4 月）。a.《广东田头智慧小站：让农民从田头尝到“甜头”》<http://static.nfapp.southcn.com/content/202112/12/c6030885.html?collID=2038&firstCollID=2038>；b.《2021 全国县域数字农业农村电子商务发展报告》，http://www.gov.cn/xinwen/2021-09/11/content_5636759.htm。

四、基于案例的进一步讨论

数字技术低门槛、广覆盖、深介入、快传播的特征，使得它从单一的通信手段或计算工具发展为消除贫困、满足不发达地区发展需求、助力弱势群体、帮扶小微企业最终实现全社会共享发展红利的关键赋能手段（邱泽奇和袁东明，2019）。但是，在农业数字化需求快速增加的情况下，数字技术赋能需要借助于公共服务创新性供给才能实现。“12221”在以创新性公共服务供给对接农产品数字化营销长尾需求方面做出了有益的探索，其主要创新是：第一，政府出台政策，引导社会数字化服务主体参与，构建面向农产品营销的公共服务生态系统；开展多种形式的数字化营销活动，以活动推动公共服务生态系统内数字化需求与服务资源的对接。第二，公共服务生态系统提供了可及的和可负担的数字化营销服务，通过破除数字化营销可供性障碍缩小了数字鸿沟。第三，公共服务生态系统内资源整合互动，创造共同价值，使得系统参与者能够获取相应利益，进而保障了公共服务生态系统的可持续演进。

（一）以数字化长尾供给匹配数字化长尾需求，实现低成本普遍性服务

面对农业经营主体的数字化长尾需求，政府公共服务难以沿用基本公共服务的供给思路，对多层次、多样化的农业农村数字化需求实现标准化和规模化的供给。“12221”所构建的公共服务生态系统在供给端聚集数字化服务资源，开展各种数字化营销活动，借由这些活动推动数字化长尾供给与数字化长尾需求的匹配，通过供需双方的互动，促进农产品数字化营销。

1.提供大数据决策支持与市场信息引导。“12221”建立起了徐闻菠萝大数据平台和中国（广东）荔枝产业大数据中心，涵盖生产、销售、物流三大领域数据，以大数据指导生产和销售，推动广东特色农产品实现适销对路；在舆论普遍不看好丰年农产品市场价格的情况下，“大数据日报”指引相关机构得到“供给正常”“价格稳定”的分析结论，稳定了农产品市场价格和市场预期。

2.构建本地化的供需交易平台。在“12221”推动下，广东省搭建了农产品“保供稳价安心”数字平台，借由云直播、云展示、云拍卖等手段实现农产品供销匹配、数字连接；创造“网络节+云展会”模式，打造线上农产品交易会，开展线上发布、展示、直播、采购等活动，以“组合拳”方式提高农产品线上销量。

3.鼓励多样化的数字化社会主体提供农产品数字化营销服务。“12221”所构建的公共服务生态系统中,组织者和数字化行动主体充分发挥数字技术优势,在“短视频+网红”领域,组建起本地农业短视频网红人才队伍,举办相关培训班和营销研讨会,形成了优质农业“短视频+网红”产业集群,以短视频传播助力现代农业产业园、专业镇、特色村转型升级。“12221”工作专班还与新浪、腾讯、字节跳动等平台建立“一村一品、一镇一业”短视频矩阵,推动农产品数字化营销。

4.提供及时且动态化的培训。广东百万农民线上免费培训工程以“平台+产业+人才”的发展线索培育“数字新农人”,运用微信小程序链接视频学习内容,进行电商平台运营等多方面培训,明显提升了农民的电商技能。

(二) 以数字技术突破可供性障碍助力农业经营主体, 缩小数字鸿沟

Srivastava and Shainesh (2015) 认为,包容性服务创新弥合数字鸿沟一般会依据两个价值主张:一个是服务的普遍可及性,另一个是服务的成本可负担性。同时,缩小数字鸿沟的效果还取决于对服务创新抑制因素的克服与突破。本文案例以长尾供给匹配长尾需求实现了服务的普遍可及性。在此过程中,数字化服务提供者并不向市场经营者收取服务报酬,这种低成本服务模式也保障了服务的可负担性。不仅如此,这种服务创新模式还克服了与数字化营销可供性相对应的三类障碍,进而缩小了数字鸿沟。

1.突破运用数字技术获取市场信息的可供性障碍。农业经营主体在运用数字技术获取市场信息过程中存在障碍:一是农户缺乏数字技术综合应用能力;二是信息资源分散,存在信息不对称问题。

“12221”培养农业经营主体获取市场信息的能力,提供了实现数字化营销可供性的便利条件,人才培训班的线上开展打破了信息获取的时空限制,广东百万农民线上免费培训工程的推进提升了农业经营主体的数字能力。“12221”应用大数据中心的信息汇总与分类整合功能为农业经营主体提供了全新的界面与有效获取信息的渠道。

2.突破运用数字技术开展在线营销的可供性障碍。“12221”建设农产品大数据平台,建立了菠萝、荔枝、柑橘、柚子等产销大数据中心,以帮助农业经营主体解决农产品“卖难”问题,但农业经营主体数据使用的实现障碍依旧存在。相关障碍主要表现为:一是农村地区的数字农业基础设施不完善;二是销售渠道有限;三是数字化营销平台进入壁垒高,营销方式难以得到创新。“12221”推动了数字农业基础设施的完善、数字交易平台的使用和生产销售在线上的精准对接,营造了数字化营销氛围,提供了农产品产销对接的有效渠道;大数据的利用提升了营销活动的创新性和有效性,提高了农产品销售成交率。

3.突破运用数字技术推广农产品品牌的可供性障碍。广东特色农产品线上品牌繁多、品牌知名度不同,对品牌管理、品牌可持续推广存在一定消极影响。广东各地还存在数字化品牌保护意识淡薄的情况,创建、保护和宣传数字化品牌的意识不强,网络侵权、品牌声誉受损和数据泄露的现象时有发生;数字化品牌打造过程存在文化架空、虚假宣传的问题,未结合本地特色对农产品进行线上宣传;数字化品牌推广力度有限,经济发展较落后的粤西北地区资金匮乏,导致品牌线上推广的形式单一,宣传推广效果不佳。“12221”顺应消费升级需求,实施“粤字号”农业知名品牌创建行动,开展一系

列数字品牌营销活动，带动数字化媒体平台宣传农产品品牌，为徐闻菠萝、广东荔枝、梅州柚、遂溪香蕉、德庆贡柑、遂溪圣女果六大广东特色水果的数字化品牌打响了知名度，扩大了特色农产品的盈利空间。通过推进农产品线上品牌保护、挖掘本地品牌特色、创新品牌宣传推广方式，“12221”形成了可复制、可推广的广东农产品品牌建设经验和模式。

（三）以构建公共服务生态系统实现价值共创，保障公共服务生态系统可持续

公共服务生态系统理论聚焦于公共服务提供过程，认为系统运行借助于跨社会、网络、组织和个人子系统的多个层次的动态交互，公共价值和私人价值的不同价值主张在生态系统的不同层次上得以产生（Osborne et al., 2022）。“12221”所构建的公共服务生态系统中，政府通过各类市场行动，推动数字化服务提供者、农业经营主体和其他利益相关者连接与互动，并创造微观价值；数字化服务提供者、农业经营主体和其他利益相关者的附加值将根据他们的需求、对参与数字化实践的期望、互动体验和他们拥有的学习技能（背景价值）而定。一些数字化服务提供者也可能成为其他农业经营主体的指导者和示范者，数字化服务提供者的角色担当提高了他们的社交技能和个人信心，能为他们增加生产价值；农业经营主体通过参与公共服务生态系统的数字化营销活动，获得了数字化营销能力——这是一种可以随着数字技术发展而梯度升级的可行能力（易法敏和朱朕龙，2022），有利于农业经营主体将数字化应用拓展到生产、管理等全产业链。

此外，“12221”所构建的公共服务生态系统还增加了多种社会价值，这增强了系统的可持续性。第一，“12221”所构建的公共服务生态系统反映了对于新生公共需求的响应。广东省农产品销售长期面临产销对接不紧密、供需关系不平衡、利益联结不稳定等问题，“12221”的公共服务创新通过市场与生产双轮并驱，激发出市场体系的动力与活力。第二，以生态系统形式连接和组织数字化资源。

“12221”的公共服务创新破解了农业经营主体的数字化营销可供性约束，为农业经营主体的数字化应用提供了制度支持和环境条件支持。第三，推动农业产业链的提升。“12221”的公共服务创新以生态系统中价值共创的模式解决了市场主体自身解决不了的要害问题，降低了交易成本、激活了市场动力源。第四，助力农业经营主体的农产品数字化营销。“12221”所构建的公共服务生态系统提高了农业经营主体数字化应用能力，有助于缩小数字鸿沟。

五、结论与展望

数字技术既能开拓农业农村快速发展新途径，也会因主体应用差异而造成更大的鸿沟。要让数字红利最大程度地惠及社会大众，核心是实现数字技术的广泛普及和无障碍使用。因此，需要以创新服务推进应用创新来弥合使用性数字鸿沟。在数字乡村深入发展的过程中，提高数字素养与数字技术应用能力成为一种新的长尾式的非基本公共需求，需要通过政府与其他社会组织协作才能满足。因此，解决农业经营主体的数字技术应用问题，需要借助于公共服务创新性供给。本文结论如下：

第一，农业经营主体广泛细分的、小众场景的、个性化的数字化应用需求是一种长尾需求，难以以标准化服务实现规模化供给，需要从政府公共服务创新弥合数字鸿沟的思路出发，组织社会力量，从服务内容和方式上实现差异化供给；公共服务生态系统作为体现这一思路的组织形式，有利于

集中众多的数字化服务主体，以数字化服务的长尾供给，对接数字化长尾需求；数字化服务主体在对于农业经营主体小众场景理解和个性化需求识别的基础上，提供针对性的数字化营销服务，构建公共服务生态系统的数字化营销价值闭环。

第二，政府公共服务创新性供给有利于主体辨识和实现数字技术可供性，帮助农业经营主体创造经济机会；农业经营主体也将数字化营销活动作为获取经济机会、改善自身能动性和福利的方式。公共服务生态系统中的多种形式的数字化行动帮助农业经营主体克服了数字化营销障碍，实现了数字化营销可供性，进而促进了农业经营主体的数字化营销。

第三，在国家宏观政策的规范指导下，地方政府作为中观层面的行动组织者，组织和引导微观层面的数字化行动者、农业经营主体和其他利益相关者，为解决农产品销售难问题展开协作，通过农业经营主体与数字化行动者连接互动，创造使用价值；与此同时，农业经营主体通过在实际过程中的持续互动学习而增强了数字技能，从而产生了附加价值。生态系统中价值共创与相应价值获取，激励了各方参与主体的参与，使得公共服务生态系统得以持续发展。

本文仅从数字化营销角度考察农业经营主体的数字化应用。实际上，农业产业数字化应用遍及数字化生产、数字化营销、数字化管理和数字化服务等全产业链，不同产业链环节的数字化应用内容差异会形成数字化需求差异以及数字技术可供性差异。因此，以何种公共服务生态系统模式去破除农业产业链上各种类型的数字技术可供性约束，进而提升农业经营主体数字化应用水平，是进一步研究需要考虑的重点。

参考文献

- 1.程名望、张家平，2019：《互联网普及与城乡收入差距：理论与实证》，《中国农村经济》第2期，第19-41页。
- 2.崔丽丽、王骊静、王井泉，2014：《社会创新因素促进“淘宝村”电子商务发展的实证分析——以浙江丽水为例》，《中国农村经济》第12期，第50-60页。
- 3.国务院发展研究中心，2020：《农业农村数字化转型面临的突出问题与解决思路》，<https://www.drc.gov.cn/DocView.aspx?chnid=379&leafid=1339&docid=2901321>。
- 4.江小涓，2018：《大数据时代的政府管理与服务：提升能力及应对挑战》，《中国行政管理》第9期，第6-11页。
- 5.邱泽奇、袁东明，2019：《弥合数字鸿沟促进数字红利普惠大众》，《中国经济时报》10月14日005版。
- 6.邱泽奇、张樹沁、刘世定、许英康，2016：《从数字鸿沟到红利差异——互联网资本的视角》，《中国社会科学》第10期，第93-115页、第203-204页。
- 7.夏杰长、王鹏飞，2021：《数字经济赋能公共服务高质量发展的作用机制与重点方向》，《江西社会科学》第10期，第2页、第38-47页、第254页。
- 8.许悦、郑富元、陈卫平，2021：《技术可供性和主播特征对消费者农产品购买意愿的影响》，《农村经济》第11期，第104-113页。
- 9.杨旭、李竣，2017：《县域电商公共服务资源投入与治理体系》，《改革》第5期，第95-105页。
- 10.殷浩栋、霍鹏、汪三贵，2020：《农业农村数字化转型：现实表征、影响机理与推进策略》，《改革》第12期，

第 48-56 页。

11. 易法敏、孙煜程、蔡轶, 2021: 《政府促进农村电商发展的政策效应评估——来自“电子商务进农村综合示范”的经验研究》, 《南开经济研究》第 3 期, 第 177-192 页。
12. 易法敏、朱朕龙, 2022: 《农村电商如何实现长效脱贫?——ICT 赋能的可行能力视角》, 《深圳社会科学》第 5 期, 第 42-56 页。
13. 于凤霞, 2019: 《非基本公共服务: 共享经济巨大的潜力市场》, 《人民邮电》3 月 22 日 5 版。
14. 余江、靳景、温雅婷, 2021: 《转型背景下公共服务创新中的数字技术及其创新治理: 理论追溯与趋势研判》, 《科学学与科学技术管理》第 2 期, 第 45-58 页。
15. 咎梦莹、王征兵, 2020: 《农产品电商直播: 电商扶贫新模式》, 《农业经济问题》第 11 期, 第 77-86 页。
16. 曾维和、咸鸣霞, 2019: 《支持社会力量增加非基本公共服务供给的实现机制》, 《中国行政管理》第 4 期, 第 12-13 页。
17. 赵润娣、黄雪凤, 2020: 《公共需求视角下的我国突发公共卫生事件信息公开问题探析》, 《现代情报》第 6 期, 第 27-37 页。
18. 朱烈夫、殷浩栋、霍鹏, 2020: 《数字鸿沟: 新贫困门槛的作用机制及消弥路径》, 《信息通信技术与政策》第 7 期, 第 78-82 页。
19. 竺乾威, 2012: 《公共服务的流程再造: 从“无缝隙政府”到“网格化管理”》, 《公共行政评论》第 2 期, 第 1-21 页、第 178 页。
20. De Luca, L. M., D. Herhausen, G. Troilo, and A. Rossi, 2021, “How and When Do Big Data Investments Pay Off? The Role of Marketing Affordances and Service Innovation”, *Journal of the Academy of Marketing Science*, 49(4): 790-810.
21. Eisenhardt, K. M., 1989, “Building Theories from Case Study Research”, *Academy of Management Review*, 14(4): 532-550.
22. Hatakka, M., D. Thapa, and Ø. Sæbø, 2020, “Understanding the Role of ICT and Study Circles in Enabling Economic Opportunities: Lessons Learned from an Educational Project in Kenya”, *Information Systems Journal*, 30(4): 664-698.
23. Harald, Ø., and J. A. Audestad, 2021, *Introduction to Digital Economics*, Scotts Valley, CA, USA: Create Space Independent, 232-241.
24. Jha, S. K., A. Pinsonneault, and L. Dubé, 2016, “The Evolution of an ICT Platform-enabled Ecosystem for Poverty Alleviation”, *MIS Quarterly*, 40(2): 431-446.
25. Keniston, K., and D. Kumar, 2003, *The Four Digital Divides*, Delhi, IN: Sage Publishers, 1-41.
26. Nambisan, S., 2017, “Digital Entrepreneurship: Toward a Digital Technology Perspective of Entrepreneurship”, *Entrepreneurship Theory and Practice*, 41(6): 1029-1055.
27. Osborne, S., M. G. H. Powell, T. Cui, and K. Strokosch, 2022, “Value Creation in the Public Service Ecosystem: An Integrative Framework”, *Public Administration Review*, 82(4): 634-645.
28. Peng, C., B. Ma, and C. Zhang, 2021, “Poverty Alleviation Through E-commerce: Village Involvement and Demonstration Policies in Rural China”, *Journal of Integrative Agriculture*, 20(4): 998-1011.
29. Srivastava, S. C., and G. Shainesh, 2015, “Bridging the Service Divide through Digitally Enabled Service Innovations”,

Mis Quarterly, 39(1): 245-268.

30.Strong, D. M., O. Volkoff, S. A. Johnson, L. R. Pelletier, B. Tulu, I. Bar-On, J. Trudel, and L. Garber, 2014, “A Theory of Organization-EHR Affordance Actualization”, *Journal of the Association for Information Systems*, 15(2): 2.

31.Tim, Y., S. L. Pan, S. Bahri, and A. Fauzi, 2018, “Digitally Enabled Affordances for Community Driven Environmental Movement in Rural Malaysia”, *Information Systems Journal*, 28(1): 48-75.

32.Wu, W., Y. Zhang, and Y. Fan, 2020, “ICT Empowers the Formation and Development of Rural E-commerce in China”, *IEEE Access*, 8: 135264-135283.

(作者单位: ¹ 华南农业大学经济管理学院;

² 农业农村部信息中心)

(责任编辑: 杨园争)

How Can Innovative Delivery of Public Services Promote Digital Marketing of Agricultural Operators: An Analysis Based on Examination of the “12221” Market System Construction Initiative in Guangdong Province

YI Famin GU Feiting KANG Chunpeng

Abstract: From the perspective of public service innovation to bridge the digital demand gap in rural areas, this article investigates the process of integrating social service resources and matching digital marketing needs of agricultural operators in the “12221” market system construction initiative in Guangdong Province. It aims to examine how local governments can innovatively increase the delivery of public services to meet the rapidly increasing digital needs in rural areas. The study finds that innovative delivery of public services in the “12221” market system construction initiative in Guangdong Province is reflected in the construction of a public services ecosystem by local governments, and marketing actions are implemented to match the service resources of multiple subjects in the system and the digital demands of agricultural operators as well as realize the value co-creation, thus achieving the goal of promoting digital marketing of agricultural operators. The reason for the successful realization of innovative delivery of public services lies in the fact that multiple agents’ long tail digital service delivery meets agricultural operators’ long tail digital demands which are widely subdivided and personalized. The local government systematically provides the facilitation conditions and transformation factors needed to realize digital marketing, so that agricultural operators can break through the availability constraints, and digital marketing availability can be realized. The value formed in this process ensures that all parties involved can obtain corresponding benefits, thus ensuring a sustainable development of the public services ecosystem.

Key words: Innovative Delivery; Digital Marketing; Digital Technology Affordance; Public Services Ecosystem

基层服务型政府建设中政府责任泛化困境的 生成逻辑及破解路径

——推进农村厕所改造的案例研究

杜 姣

摘要：乡村基层服务型政府建设是中国服务型政府建设的基石，事关农民生活的幸福指数和乡村社会的和谐稳定。随着国家财政能力的增强，基层服务型政府建设从理念走向现实。然而，实践中诸多提升农民生活福祉的服务举措不仅未取得预期效果，反而使基层政府陷入责任泛化困境。从以政府推进农村厕所改造服务为代表的基层服务型政府建设举措中，可以发现，在乡村基层公共服务供给主要由政府投入资源的背景下，基于资源使用的安全性与公共服务落地的时限性目标，地方政府越来越普遍地采用中心工作化的服务供给模式，对服务权实行集中支配。基层公共服务的供给被简化为公共行政管理技术的应用过程，缺乏对乡村社会性质的基本观照。服务权集中支配与乡村社会不规则性之间存在错位。这种错位给农民针对政府的权利诉求提供了滋生土壤，并造成政府责任的过度卷入，使政府责任泛化。要破解这一困境，需要将服务权下移至村庄，重置基层公共服务供给过程中政府和农民的角色，确立农民在基层公共服务供给过程中的主体地位。

关键词：基层服务型政府 政府责任 乡村社会性质 农村厕所改造

中图分类号：C912.82; D630 **文献标识码：**A

一、问题的提出

建设服务型政府由时任国务院总理温家宝于2004年首次提出^①，并在中国共产党的重要会议和中央政府的工作报告中被多次强调。建设服务型政府理念的提出，反映了中国政府职能结构的转型。具体到乡村社会，基层政府向服务型政府的转型以农业税费的全面取消为标志，政府与农民的关系从资源汲取型关系转变为资源输入型关系，基层服务型政府建设从宗旨落实为行动（程倩，2020）。然而，通过文献梳理发现，关于基层服务型政府的研究滞后于实践，亟需加强。从已有文献看，学界围绕基

^①参见温家宝：《提高认识 统一思想 牢固树立和认真落实科学发展观——在省部级主要领导干部“树立和落实科学发展观”专题研究班结业式上的讲话》，<https://www.gqt.org.cn/search/zuzhi/theory/leadertalk/2004/zttb20040301.htm>。

层服务型政府的研究主要沿着两种路径展开：

一是规范研究路径。在规范研究方面，有关文献主要是对基层服务型政府建设的合理性以及基层服务型政府的构建路径进行应然层面的探讨，即回答为什么要建设基层服务型政府以及如何建设基层服务型政府的问题。针对为什么要建设基层服务型政府的问题，部分学者试图从基层政府存在的合法性基础以及当前乡村社会面临的经济、政策环境等角度给出解答。比如叶笑云和孙红鑫（2007）认为，乡村社会对于公共品和公共服务的需求是乡村基层服务型政府存在的合法性基础。李斌（2009）和任宝玉（2014a）认为，建设基层服务型政府是党和国家统筹城乡发展、推动新农村建设的必然要求。针对如何建设基层服务型政府的问题，诸多学者认为国外地方与基层政府的建设经验对中国基层服务型政府建设具有重要的借鉴价值（例如李金红，2009），并试图从西方政府发展理论中寻找方案，其中政府与市场、社会的分权理论得到了相当一部分学者的推崇。以此为基础，沈承诚（2008）研究认为，乡镇政府向市场、村委会和农村非政府组织充分放权，实现自身职能体系从“管理”到“服务”的转换，是构建服务型乡镇政府的切入点。张利萍（2019）认为，深入推进“放管服”改革、处理好“放管服”三者之间的辩证关系，是加快基层服务型政府建设进程的必然举措。

二是实证研究路径。在实证研究方面，有关文献主要结合具体的实地调查资料揭示基层服务型政府建设面临的现实困境，并剖析困境形成的原因。有学者认为，基层服务型政府建设过程中面临着公共服务投入不足、服务不到位（王峰虎和方丽娟，2008）以及乡镇政权在基本公共服务供给方面“缺席”（尹利民，2011）等问题，基层政府的公共服务职能没有得到有效发挥。基层服务型政府建设困境也因此主要表现为基层政府向农村社会供给的公共服务不足。以此为基础，相关学者主要从行政体制、价值理念等方面分析基层服务型政府建设困境形成的原因，认为财政管理体制、县乡关系体制、乡镇人大体制运行不畅是基层服务型政府建设面临的重要体制性障碍（任宝玉，2014b）。“责大权小”的制度环境（李同，2017）和服务理念的缺失（罗晓蓉，2019）也是引发基层服务型政府建设困境的重要原因。

面向乡村社会的基层服务型政府建设的相关研究极大地丰富了学界对基层服务型政府的认识。关于基层服务型政府的规范研究对基层服务型政府建设在实践层面的展开具有一定的指导价值，而关于基层服务型政府的实证研究则较为生动地呈现了基层服务型政府建设的具体情况。但从整体而言，围绕基层服务型政府的研究仍有进一步深化的空间。

第一，从研究路径来看，既有研究表现出规范研究与实证研究的分离。然而，对基层服务型政府的研究需要兼顾规范与事实维度，将规范研究与实证研究有机结合，以事实对照规范，寻找事实与规范之间的偏差。只有如此，才能廓清基层服务型政府建设的整体面貌。第二，从相关实证研究涉及的具体内容来看，既有文献对近几年基层服务型政府建设面临的新情况缺乏必要的关注。尤其是在乡村振兴战略快速推进的过程中，国家对农村的资源投入力度急剧加大，对基层政府服务农民的要求极大提高，基层服务型政府建设所面临的困境可能已经不再是基层政府向农村社会供给公共服务不足的问题，而是服务过度的问题。因此，有必要对基层服务型政府建设面临的新困境及其形成机理展开研究，从而为基层政府向服务型政府顺利转型提供经验证据或启示性思路。

2018 年在全国普遍推开的农村厕所改造服务是基层服务型政府建设在农民生活领域的重要体现。基层服务型政府的建设过程往往是通过具体服务内容的供给过程来展现,借助对厕所改造服务供给过程的呈现可以窥探基层服务型政府建设的一般逻辑。因此,本文将采取规范研究与实证研究相结合的研究路径,立足政府推进农村厕所改造服务的案例,探讨基层服务型政府建设中的政府责任泛化问题。

二、分析框架:政府责任边界、乡村社会性质与服务权配置模式

关于什么是服务型政府,学界并未形成统一观点,但学者们普遍都认同服务型政府的基本职能是为人民提供满意而有效的公共产品与公共服务(吴玉宗,2004;薄贵利,2012)。综合已有研究,本文将服务型政府界定为以提升公共服务职能为核心,以服务人民为宗旨,以公共利益的实现与改善为根本目标,不断改善服务方式和提高服务效率的政府。服务型政府建设是指各级政府借助相应的措施不断达成向服务型政府转型这一目标的过程。本部分将在厘清政府责任边界、乡村社会性质与服务权配置模式等关键概念的基础上,构建政府责任泛化困境生成的分析框架。

(一) 政府责任边界与政府责任泛化

政府责任指“政府组织及其公职人员履行其在整个社会中的职能和义务,即法律和社会所要求的义务”(张力伟,2017)。在服务型政府中,服务型政府与社会属于服务与被服务的关系(仇叶,2020)。服务型政府中的政府责任指政府理应向社会履行的服务职能和义务,包括政府应该向社会提供哪些公共服务以及在具体公共服务供给中应该承担哪些职责。服务型政府中政府责任的有限性已成为学界共识,大包大揽、无所不能的政府既不存在,也不可取(郑炜琪和郑栋鹏,2020)。在特定的发展阶段,服务型政府建设实践中的责任边界主要受双重因素限定:

第一,服务内容的公共性。这是对服务型政府责任边界的基本规定,有学者甚至将公共性视为服务型政府的本质属性(贾建平,2013)。维护和实现公共利益也是国家和公共权力的根本价值取向(陈庆云,2011)。政府资源主要来自国民税收,其配置必然要以公共服务为指向,最大限度地增进公民利益。一般来说,超出公共服务范畴的服务事项通常是由个人借助市场交换或自主努力的方式获得的。

第二,可用于公共服务供给的财政能力。政府的公共服务供给需要与本国的经济发展和财政能力相匹配(吕炜和王伟同,2008)。财政能力直接决定了政府的服务能力,尤其是决定了政府所能提供的公共服务的广度。也就是说,并不是所有属于公共服务范畴的服务内容都能在一定时间内得到同步满足,政府会根据相应标准对公共服务内容进行优先排序。具体到乡村社会,在政府财政资源相对匮乏,甚至还需要从农村汲取资源的时期,包括医疗、教育以及事关农民生产生活的桥、涵、路、渠等基础设施建设在内的公共服务事项都需要由农民自主承担。随着城市化与工业化的快速发展,中国综合国力明显增强,前述农村基本公共服务事项逐步被吸纳到政府的责任系统。近几年,政府向农村供给的公共服务范围更是迅速扩大。在农村广泛推开的厕所改造服务就是政府财政能力增强之后,政府向乡村社会供给的公共服务范围不断扩大的典型表现。

政府在这双重因素的限定下制定具体的服务事项以及服务供给方案,并将之凝结为规范化且具有可操作性的有关服务的制度与政策,用以指导服务型政府建设实践。有关服务的制度与政策通常包含

两方面的内容：第一，在特定时间段内，政府会向民众提供哪些公共服务事项；第二，在具体供给的公共服务事项中，政府的职责边界在哪里。政府责任泛化^①便是指政府承担的服务责任已远远超出服务内容的公共性和政府财政能力的双重限定，大量不属于公共服务内容的私人事务以及因政府财政能力限定而没有被纳入政府服务规划的其他事项涌入政府职责系统，进而导致政府责任无序延展和扩张的现象。

（二）乡村社会的不规则性

从乡村社会性质来看，中国乡村社会具有突出的不规则性。笔者基于实地调查发现，乡村社会的不规则性主要缘于乡村社会的关系性和变动性两个方面。这是因为乡村社会的关系性和变动性决定了不论是对乡村事务的处理，还是与村民打交道，都不存在统一的、标准化的方法，无法完全做到“按规定办事”或“照章办事”，而只能根据乡村事务所处的情境以及村民的利益诉求、个性特征等进行差异化处理。这意味着乡村社会需要被赋予较大的自主治理空间。

中国乡村社会由于长期的历史积淀形成了相对稳定的地缘关系和血缘关系，地缘与血缘高度重合，属于熟人社会。村民之间在长期频繁、密切的互动中，形成了比较高的交往密度和关系镶嵌度。乡村社会集结着人们之间各种错综复杂、相互交织的利益关系、社会关系、情感关系（杜姣，2021）。在这一社会基础之上，很多基层公共服务的进入都会极大地撬动农民之间的关系，并表现出人事融合的特征。这些公共服务事务的实施情况会因为涉事主体的差异而有所不同。如果不根据具体情境理顺这些关系，基层公共服务在供给的过程中就可能遇到各种困阻。

当前中国乡村社会正处于史无前例的急剧转型期，城市化与现代化进程同步展开。中国乡村社会还未定型，仍处于变动阶段。在这种状况下，农民之间不仅在居住地点方面存在明显的城乡分化，而且在思想观念上也存在突出的传统与现代的分化，尤其是思想观念上的代际分化。因此，面对不同的农民个体，往往需要采取不同的方法回应。

整体而言，在面向乡村社会的具体公共服务的供给过程中政府工作人员都需要与农民群体直接打交道。从上文对乡村社会不规则性的分析中可延伸出与农民群体有关的两大基本特征，即农民群体的

^①与“政府责任泛化”概念相近的有“无限责任政府”的提法。但是，“无限责任政府”的说法常见于政府工作人员和相关学者的日常表述中，并不是严格的学术概念，主要是强调政府对民众各种事项的兜底责任（邓道勇，2009）。在学术界讨论较多的是“有限政府”与“无限政府”的概念，“有限政府”与“无限政府”是由西方社会以个体权利为中心的公民社会理论和以自由主义为核心精神的宪政理论发展而来的。这些理论的共通点是，它们都认为个人必须保留某些基本权利，国家在任何情况下都不得侵越这些权利（李强，1998）。因此，对个人（社会）权利的保护构成学术界对“有限政府”和“无限政府”讨论的立足点，其中内涵着政府与社会对立的价值观。本文提出的“政府责任泛化”概念一方面与“无限责任政府”强调的语义不同，它主要表达的是在基层服务型政府建设中政府责任边界的无序延展和扩张；另一方面与“有限政府”“无限政府”的论述路径不同，“政府责任泛化”概念是笔者基于实地调查对中国基层服务型政府建设实践状态的提炼，寻求建立于政府与社会有效合作基础上的基层公共服务高效供给模式是本文讨论基层服务型政府建设问题的基本价值关怀。

不均质性和做农民群众工作需要遵循渐进性的原则。农民群体的不均质性表明，农民对基层公共服务存在高度复杂和多样化的诉求；农民群众工作的渐进性意味着，在基层公共服务供给过程中需要在尊重农民意愿的基础上有充分的做农民群众工作的空间。

（三）服务权集中支配

一项完整的公共服务供给包括两个重要环节：一是服务目标设置环节；二是服务过程管理环节。前者涉及公共服务的供给标准，后者关系到公共服务供给的展开过程。与此相对应，一项完整的公共服务供给会生成两项重要的服务权力，即服务目标设置权和服务过程管理权。面向乡村社会的服务权配置模式指服务目标设置权和服务过程管理权在基层政府与村庄之间的配置格局。这决定了基层公共服务供给过程的具体运行逻辑。

在国家从农村汲取资源的时期，国家对乡村社会主要基于宏观政治目标行使统辖权力，具体包括收取农业税、推行计划生育以及实行维稳管理等，乡村社会的公共服务需求主要依托乡村社会自主满足。与之相应，向乡村社会提供公共服务的权力也由村社集体掌握。随着国家财政能力的增强，大量的国家财政资源输入乡村，以往很多以民办为主的农村公共事业建设，如今几乎都由国家承担起来了（贺雪峰，2019）。尤其是自2017年以来，伴随乡村振兴战略的提出与推开，基层政府作为国家意志在乡村社会的代表，其服务职能更是得到进一步强化。各地方政府越来越倾向于采取中心工作化的服务供给模式。地方政府不仅成为基层公共服务供给所需资源的直接承担主体，而且开始重新配置基层服务权，实现对基层服务权的集中支配。

（四）基层服务权运作的乡村嵌入性与本文的研究命题

“嵌入性”概念最初由波兰尼（2007）提出，他认为市场中的“交易行为通常是嵌入在包含着信任和依赖的长期关系之中的，这种关系往往能消除交易的对立性”。格兰诺维特（2015）进一步深化了“嵌入性”概念，认为包括经济行为在内的几乎所有人类行为都嵌入社会关系网络。由“嵌入性”概念发展而来的嵌入性理论则蕴含着应该将某一主体及其行为放置在其所处的经济社会环境中加以分析的方法。该分析方法被广泛运用于多个学科领域，并被赋予了新的含义。有研究将“嵌入”理解为“介入”，即将外来因素介入原有机制。这种介入关系体现为主体为辅、客体为主的特征（张慧，2022）。相关学者强调，成功的嵌入应发挥嵌入主客体双方的能动性（林顺利和孟亚男，2018），嵌入主体需要将自身置于客体的结构体系之中，认同并遵守对方的价值与规则，以克服彼此之间可能存在的张力（熊炜，2021）。在此种理解的基础上，本文借鉴性地运用嵌入性理论，认为在基层服务型政府建设的背景下，伴随基层公共服务向乡村社会的供给，纵向的基层服务权在运作过程中不可避免地会与乡村社会发生碰撞，并深度嵌入乡村社会。基层服务权配置模式的选择需要充分尊重乡村社会的不规则性。基层服务权的配置模式与乡村社会性质的契合程度会直接影响基层服务型政府建设的实际效果。

基层服务权向政府集中极易将基层公共服务的供给过程简化为政府公共行政管理技术的应用过程，如何最大程度地提高行政效率以及更好地规范政府行为成为基层服务型政府建设中最重要考量因素。对提高行政效率和规范政府行为这双重因素的考量必然会导致基层公共服务供给的程序化、规范化与标准化，进而与乡村社会的不规则性产生巨大冲突。以此为基础，本文提出两个基本命题。

后文将结合具体案例呈现政府责任泛化困境的表现形态，并对这两个命题展开论证。

命题 1：服务目标设置权集中所带来的对服务标准高度统一的要求，与农民群体不均质性所引发的高度复杂和多样化的诉求之间存在错位。这会招致农民对基层政府供给公共服务工作的不配合。农民越是不配合，基层政府越是需要通过满足农民诸多超出制度规定责任范畴的诉求等拓展政府责任边界的方式，推动具体公共服务的供给工作，由此造成政府责任泛化。

命题 2：服务过程管理权的集中所带来的，政府对具体服务供给进度和完成时间的严格控制与农民群众工作的渐进性之间存在错位，基层政府工作人员缺乏细致耐心地做农民工作的空间。在基层政府没有做通农民思想工作的情况下强势推进相关服务的供给工作，必然会招致农民群众的强烈不配合。农民越是不配合，基层政府越是需要通过满足农民诸多超出制度规定责任范畴的诉求等拓展政府责任边界的方式，推动具体公共服务的供给工作，由此造成政府责任泛化。

图 1 展示了政府责任泛化困境生成的分析思路。在纵向的基层服务权深度嵌入乡村社会的前提下，政府责任泛化困境的生成与服务权的集中支配模式和乡村社会的不规则性之间存在错位所引发的嵌入失败有关。

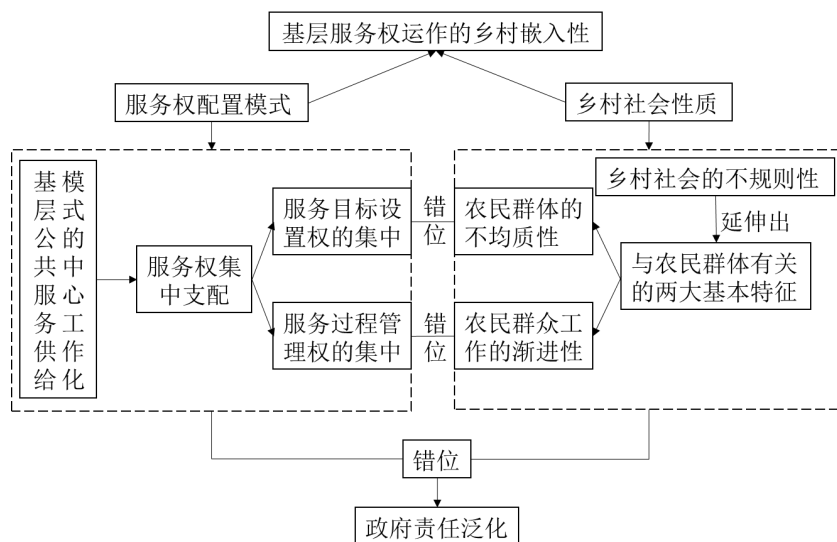


图 1 政府责任泛化困境生成的分析思路

三、研究案例介绍与政府责任泛化的经验呈现

笔者从 2020 年开始重点关注农村厕所改造服务供给问题，围绕该问题，先后在湖北、安徽、江苏等多省份开展实地调查，发现在农村厕所改造服务的供给过程中，普遍出现了政府责任泛化的实践困境，这些地方政府采取的农村厕所改造服务供给模式也高度一致。基于笔者掌握的调查材料的完整性考虑，本文将以安徽省芜湖市繁昌区孙村镇的农村厕所改造服务实践为案例，分析基层服务型政府建设过程中普遍出现的政府责任泛化问题。文中涉及的经验材料和数据均为笔者调查访谈所得。本部分主要简单介绍研究案例，并在经验上呈现政府责任泛化的表现形式。

（一）研究案例介绍

2020年12月，笔者与所在研究团队在安徽省芜湖市繁昌区孙村镇开展了为期近一个月的驻村调查。此时，孙村镇政府正在进行为期三年的“农村厕所革命”的收官之战。笔者有幸参与了当地农村厕所改造工作的整改、验收全过程。围绕厕所改造工作，笔者重点访谈了相关区、镇、村干部以及接受和拒绝厕所改造的农户。孙村镇镇域面积为154平方千米，辖4个社区、19个行政村。截至2020年6月，由公安登记在册的户数为1.7万户，实际户数为1.4万户，户籍人口近6万人。由于该镇邻近长三角经济带，当地农村的年轻人主要流向上海市、浙江省杭州市等城市务工就业。繁昌市区则是孙村镇农民首选的购房地点。

农村厕所改造工作是国家作出的重要战略部署。自2018年起，国家对该项工作设定了三年集中攻坚期。繁昌区委、区政府更是提出“应改尽改”的要求，将三年内当地农村厕所改造率至少达到90%作为重点目标，并对推进农村厕所改造工作作出了重点部署。农村厕所改造工作的推进具体由区、镇两级的党委书记牵头负责。繁昌区农村厕所改造工作的核心是将农户住宅内的旱厕改为水厕。就孙村镇而言，结合区委、区政府的要求，该镇迅速成立了工作专班，实行镇党委书记、镇长双重负责制度，大力向政府工作人员、村干部以及村民开展宣传动员。整个厕所改造工作采取“一户一档”制度，由各村村干部将需要进行厕所改造的农户名单汇总至镇，并上报到厕所改造数据系统。不符合卫生厕所标准的户用厕所都需要建档，建档材料包括户主的身份证复印件、户口本复印件。据各村村干部的调查和统计，按照厕所改造率至少达到90%的目标，全镇需改造的厕所数量接近1万座。

繁昌区开展农村厕所改造工作所需的资金由省、市、县三级政府配套。每座厕所的补贴标准为1900元，其中省级政府承担100元，市级政府承担800元，县级政府承担1000元。繁昌区的农村厕所改造工程由区政府公开招标，让有资质的公司投标。乡镇干部和村干部主要负责协调农户与施工单位以及农民与农民之间关系等工作。此外，繁昌区政府还详细规定了农村厕所改造的标准，对三格式化粪池容积大小、与水厕配套的厕屋面积大小等都有严格要求。最后，繁昌区政府会委托第三方对孙村镇的农村厕所改造成果对照其拟定的厕所改造标准验收，验收材料需附上厕所改造前、中、后各一张照片。繁昌区政府还会委托第三方对接受厕所改造的农户进行满意度调查。农户满意率构成上级政府考核基层政府厕所改造工作的一项重要指标。据笔者调查了解，2020年底，孙村镇完成了余下的3608座厕所的改造任务，并且农村厕所改造工作都通过了繁昌区政府的检查验收。

从结果上看，孙村镇的厕所改造工作虽然通过了上级政府的验收，但这项工作的整个推进过程却对当地乡村社会产生了较为严重的影响，基层政府陷入责任泛化困境。在农村厕所改造的经验场景中，政府责任泛化主要表现为政府责任无序扩张和政府责任呈现出绝对化倾向。

（二）政府责任泛化表现之一：政府责任的无序扩张

随着经济、社会的发展，民众的物质和精神需求都会不断提升。在国家财政能力得到极大增强的背景下，政府承担的公共服务供给责任也相应增加。因此，从较长的时间段来看，政府责任的适度扩张是经济、社会发展的必然结果，也是社会进步的客观规律。但是，政府责任的扩张仍主要局限在公共服务领域。政府、市场、社会与个人在各类服务的供给中都有相对独立的责任范围。与政府责任的

适度扩张相对应，政府责任的无序扩张是政府责任泛化的重要表现。在面向乡村社会的基层服务型政府的建设实践中，政府责任的无序扩张主要表现为两种情况：一是大量属于农民私人领域的事务不断涌入政府责任系统，政府越来越成为农民私人领域事务的实质担纲。这突破了政府供给的服务应该为公共服务事项的范畴。二是政府在具体公共服务供给中的责任边界无限延展，并极大超出了政府既有的财政能力。政府责任的无序扩张并非凭空产生，而是为正常的公共服务供给过程所不断激发。

在服务型政府的建设实践中，政府责任不是抽象的责任，而是具体的且可落实的责任。政府责任具有明确的制度规定性。在具体的服务内容供给中，政府责任在相应的制度文本中都有明文规定，制度文本确立了政府在中国具体服务内容供给中的责任边界。在繁昌区的农村厕所改造工作中，政府主要负责的内容是给每户补贴 1900 元，将厕所改造项目委托给有资质的公司承接，将旱厕改造为水厕。这 1900 元包括建成无害三格式化粪池、配备一个蹲便器和一个水箱，以及确保厕屋通水通电等所需的费用。诸如原旱厕中的粪污清理、厕屋修建、厕所门帘配置等工作内容以及所需费用则由农户承担。按照当地的农村厕所改造政策，这些都是农民私人领域的事务。然而，在推进农村厕所改造工作的过程中，这些理应由农民自己承担的责任事项也都进入政府的责任系统。比如，乡镇政府花钱雇人清理农户原旱厕里的粪污、出钱给农户的厕所安装门帘。部分农民还会以厕所改造工作的推进为契机，向乡镇政府提出与厕所改造无关的其他个体性诉求。如果政府不满足这部分农民的诉求，他们就不配合政府的厕所改造工作。大量属于农民私人领域的事务借助政府推进厕所改造工作的契机涌入政府的责任系统，突破了政府供给的服务应该为公共服务的内容限定。

此外，政府在推进农村厕所改造工作的过程中还面临着责任边界的无限延展。这体现为：在政府提供厕所改造服务的过程中，农户会对政府生发出一系列附加性诉求，比如有农户会要求政府承担改造后厕所的所有管护费用。这些附加性诉求转化为政府提供基本厕所改造服务之外的衍生性服务。衍生性服务的扩散是政府责任无序扩张的另一重要表现。繁昌区的农村厕所改造是由繁昌区政府统筹。随着时间的推移以及厕所使用年限的增长，改造后的厕所必然会出现各种问题，比如水箱、化粪池的损坏以及化粪池中的污水清理等。而部分接受厕所改造的农户会认为，这些问题理应由政府解决。就如当地一位老人所说：“我原来的厕所（旱厕）用了几十年都没有坏，就你们这个用坏了，不找政府找谁”。更有甚者，有农民在改造后的厕所里摔了一跤，也都将摔跤归咎到政府身上。此类情况已在当地较早完成厕所改造的农民当中出现。

与责任边界无限延展相对应，当地政府的财政负担急剧增加，并极大超出了地方政府财政所能承载的限度。据繁昌区孙村镇政府负责厕所改造工作的干部介绍，当地完成一座厕所改造的费用远远超出了 1900 元，实际支出的费用 2900 元还不止。多出的费用都是缘于政府附带承担了大量不属于其责任范畴的服务事项。

（三）政府责任泛化表现之二：政府责任的绝对化

在现代国家，权利与义务是一对孪生概念，不存在无义务的权利，也不存在无权利的义务。权利与义务对等是所有现代社会一项基本的运行法则。对一个良性运转的社会而言，是绝对不允许任何一个社会成员拥有只享受权利而不承担义务的特权（向玉乔，2013）。在基层政府向乡村社会提供公共

服务的过程中同样存在这样一种权利与义务对等的关系。基层政府在向农民供给相应服务的同时，农民也需履行相应的义务。详细的义务内容往往都会相关政策文件中明文规定。政府责任的绝对化是指向民众提供服务成为可以不讲任何条件或架空任何条件的政府责任，民众的服务诉求对政府来说具有不可拒绝性，政府必须无条件满足民众的服务诉求。在民众深层的观念意识中，他们也逐步认为政府为他们提供服务就是理所应当的。政府与民众之间的责任—权利关系就变成一种绝对责任与绝对权利的关系。

政府责任绝对化广泛存在于中国基层服务型政府建设实践中，也显见于基层政府为农民提供具体厕所改造服务的过程当中。从繁昌区的经验来看，根据当地的厕所改造政策，政府与农民之间的权责关系主要体现在以下几个方面：对农民而言，只要家中只有旱厕没有水厕，他们都享有厕所改造服务的权利，服务权利的具体内容便包括政府财政补贴的1900元涵盖的所有服务。与此同时，参与厕所改造的农民也需承担做好厕所改造所需的相应基础配套工作的义务，配合政府完成消除旱厕的政策目标。对政府而言，需要为符合厕所改造要求的农民提供无差别的厕所改造服务。与此同时，政府也拥有对农民提出配合政府工作要求的权力。但是，在厕所改造工作推进的过程中，当地却出现了与厕所改造相关的所有事务都由基层政府承担的情况。相当部分农民都希望自己可以不付出任何成本就能享受完备的厕所改造服务，并将之视为理所当然。迫于上级政府的严格考核压力，基层政府基本没有拒绝农民不合理诉求的可能。

从繁昌区推动厕所改造的过程中可以发现，为农民提供厕所改造服务已经成为当地政府的绝对责任，具有无条件提供的特征。在理想的政府与社会（农民）责任—权利关系格局下，农民享受以厕所改造为代表的各类服务的权利不是没有条件的，如果农民不配合完成厕所改造当中需要的一些基础配套工作，不承担厕所改造过程中产生的相应成本，那么便不应该享有政府提供的厕所改造服务权利。这才是权责对等的政府与社会（农民）关系。但是，在基层服务型政府建设过程中，政府的过度参与往往为农民逃避责任提供了机会，政府责任则呈现出绝对化倾向。政府与农民之间失衡的权责关系结构得以生成。由此可见，不论是政府责任的无序扩张，还是政府责任的绝对化倾向，这两种政府责任泛化的表现形式其实都是在无规范地制造政府责任，极大地突破了政府供给服务的公共性和政府供给服务的能力由财力决定的双重限定。

四、服务权集中支配与乡村社会不规则性的错位：政府责任泛化困境的生成逻辑

在基层服务型政府建设过程中，政府责任泛化困境的产生与政府构建的服务权配置模式有关。笔者在实地调查中发现，各地方政府越来越倾向于采取中心工作化的服务供给模式，实现服务权的集中支配，借助党的政治系统对政府行政系统中资源的充分调动来保证公共服务的顺利供给，增强党政体系内部的动员能力，提高公共服务供给效率。然而，服务权的集中支配模式与乡村社会性质之间存在巨大张力，表现出明显错位。这成为引发政府责任泛化困境生成的根本原因。

（一）基层公共服务供给模式的中心工作化与服务权集中支配模式的形成

地方政府尤其是基层政府是国家与民间社会互动的重要载体（丁轶，2018）。从整个体制架构来

看,中国实行的是从中央到地方再到基层的多层级政府管理体系和权力层级体系,处于最末端的基层政府的行为受上级多层级政府形塑的体制、制度环境的影响和限制。纵向的权力关系也影响着基层政府与社会的互动过程。因此,“政府与社会的互动是一个多层级政府与社会的复杂运行过程”(汪锦军,2014)。基层服务型政府建设涉及基层政府与乡村社会关系的处理,而基层政府对公共服务供给模式的选择又深受中国整体治理环境和多层级政府之间纵向权力关系的影响。

服务型政府建设是国家基于现代化发展的需要、有意识、有计划推动的结果,中央政府发挥着总体统筹作用。从国家的角度来看,伴随大量政府财政资源下乡的公共服务供给需要把握好双重目标:一是资源使用的安全性目标,尽可能避免中间层级政府以及基层代理人出现中饱私囊或滥用财政资源的行为;二是公共服务落地的时限性目标,这是中国政府对社会变迁与发展具有极强规划性的表现。比较典型的是政府某项具体工作任务都要求在特定的时间段内完成。制定相应的任务计划是达成这一目标的重要举措。基于上述双重目标,中央政府会对各地方的公共服务供给工作加强监督与考核。面对来自国家的严格监督与考核压力,以县乡政府为主的公共服务的直接推进主体倾向于将相关的公共服务供给中心工作化^①,实现对服务权的集中支配,从而强化其对资源投入过程以及服务供给过程的全面掌控。

农村厕所改造工作就属于繁昌区政府的中心工作,是重大的“一把手”工程,自上而下都由党委推动,下级政府及相关职能部门都要不遗余力地完成。繁昌区政府对厕所改造服务权的集中支配亦可从厕所改造服务目标设置权的集中与厕所改造服务过程管理权的集中两方面来理解。

第一,厕所改造服务目标设置权的集中。为了防止基层政府在使用厕所改造服务资源的过程中出现不规范问题,繁昌区政府在省、市两级政府的要求下,将厕所改造服务的目标设置权集中,制定了统一且清晰的厕所改造服务供给标准。比如繁昌区政府规定,厕所改造所用的三格式化粪池的容积不得小于1.5立方米,与改造后的水厕相配套的厕屋面积不得小于1.2平方米,并且要配套相应的照明设施、将地面硬化以及安装厕门或门帘。繁昌区政府会委托第三方对农村厕所改造成果严格对照上述标准验收。验收时,若发现露天厕所,基层政府的厕所改造工作会被一票否决。在每户农户的厕所验收评分表中,涉及厕所标准化改造的扣分指标项在100分的总扣分值中就占据74分(见表1)。

第二,厕所改造服务过程管理权的集中。在国家就厕所改造工作设定三年集中攻坚期的基础上,繁昌区政府提出了三年内至少要将农村厕所改造率达到90%的目标。为了确保农村厕所改造工作按照计划目标和规范标准执行,繁昌区政府进一步将厕所改造服务的过程管理权集中。厕所改造服务过程管理权的集中具体表现为,政府对厕所改造工作进行严格的时间控制和服务过程管控。以孙村镇为例,该镇在三年内共有接近1万座厕所改造任务,按照繁昌区政府的工作要求,孙村镇政府将该镇每年的

^①相对于科层组织的日常工作,中心工作是硬性任务、死任务,一旦下达后,就必须保质保量、甚至超值超量地完成,否则就会被政治问责。被遴选为基层政府中心工作的治理事务一般都是特别重大的治理事务,比如中央或省、市党委政府(或部门)下达的重要任务,或者是牵涉当地经济社会发展的重要事务。基层党委政府通过高度动员党政部门资源集中处理中心工作,当中伴随着各党政部门权力向党委政府的集中过程。因此,中心工作也是基层重要的工作方法(杨华和袁松,2018)。据笔者调查了解,农村厕所改造工作基本都是作为各地方基层政府的中心工作。

厕所改造任务分解为 3000 座左右。在推进厕所改造工作的过程中，则由镇主要领导亲自坐镇。每个镇领导都包村，在各村实行日报表制度。镇领导会提前一天拉清单，以方便安排第二天的厕所改造任务。繁昌区政府和更高层级政府也会启动各种调度会以及采取各种明察暗访等督促与监管措施。上级政府由此全面介入厕所改造推进工作的全过程。

表 1 安徽省芜湖市繁昌区农村户厕验收涉及厕所标准化改造的扣分指标项及扣分标准

序号	涉及厕所标准化改造的扣分指标项	扣分值(分)	占总扣分值的比例 (总扣分值为 100 分)
1	厕具安装不达标（不影响正常使用）	5	5%
2	无冲水器具	4	4%
3	化粪池裂损、变形（不影响化粪池正常使用功能）	8	8%
4	过粪管安装不达标	6	6%
5	安装排气管（含最新标准的防雨帽）不合格	4	4%
6	未安装便携式可调盖板	2	2%
7	化粪池检查口、清淘口密闭不牢固	6	6%
8	化粪池挡板安装不规范，第三格较浑浊	6	6%
9	三格式化粪池小于 1.5 立方米	10	10%
10	厕屋建设面积小于 1.2 平方米	4	4%
11	厕屋无照明	3	3%
12	地面未硬化	3	3%
13	无门或无帘	3	3%
14	无冲水设备	3	3%
15	未接通自来水且影响正常使用	2	2%
16	厕屋、便器较脏	2	2%
17	旱厕未填	3	3%
合计		74	74%

资料来源：笔者的实地调查。

（二）服务目标设置权的集中与农民群体不均质性的错位

服务目标设置权集中带来的一个直接后果是：基于资源使用安全性与规范基层干部行为的考虑，政府会对服务标准提出高度统一的要求，且此种要求通常都比较刚性，不具有谈判空间。然而，乡村社会不规则性延伸出与农民群体有关的一个基本特征——农民群体的不均质性。具体到厕所改造工作上，农民群体的不均质性集中体现为农民群体对厕所改造诉求的复杂性与多样性。政府对厕所改造标准提出的高度统一的要求，则与农民厕所改造诉求的复杂性与多样性之间存在冲突。

农民的厕所改造诉求存在差异的一个重要原因是，他们具备的影响厕所改造标准的客观基础环境存在差异^①。还有一个比较重要的原因是，部分农民对村庄社会关系的处理存在特定的要求，或者是

^①部分农民具备的基础环境就不符合按照统一的施工方案进行厕所改造的条件，比如有的农民家里可用于厕所改造的地方过小，无法放下标准化粪池。

农民对厕所改造标准的主观偏好存在差异。面向乡村社会的厕所改造工作的推进通常会撬动农民之间的各种关系。这是乡村社会关系性的典型表现。有些农民之所以会对政府的厕所改造工作提出各式各样的要求,甚至拒绝配合厕所改造的推进工作,可能就缘自这些农民与本村其他农民的比较。很多农民在村庄中都有其特定的攀比和参照对象。此外,在处于高度变动阶段的乡村社会中,农民的城乡居住格局和思想观念都不可能完全一致。这也会对农民参与厕所改造政策的态度产生重要影响。比如,部分已经在城市实现定居的农民参与厕所改造政策的意愿就偏弱,还需依托村庄来生产生活的农民参与厕所改造政策的意愿就较强。那些思想较为超前、对生活品质具有较高要求的农民就希望提高厕所改造的规格。这部分农民通常更倾向于给自家厕所配备马桶而不是蹲坑。思想较为传统的农民则可能更习惯使用旱厕。

农民群体的不均质性所引发的高度复杂和多样化的厕所改造诉求无法在政府制定的统一化的厕所改造标准下实现。这极易招致农民的不合作,进而给基层政府厕所改造工作的推进带来极大困难。面对上级政府的严格考核压力,基层政府不得不严格按照上级政府制定的厕所改造标准执行。这造成的一个结果就是:农民提出的很多超出制度规定的诉求,也都由基层政府去满足。农民越是不配合,基层政府越是需要通过利益让渡,甚至是包揽所有厕所改造成本的方式,来推进厕所改造工作。基层政府的服务责任不断拓展,并呈现出绝对化趋势。政府责任泛化困境得以生成。

(三) 服务过程管理权的集中与农民群众工作渐进性的错位

服务过程管理权的集中所带来的一个重要后果是:基于提高行政效率的考虑,政府会严格控制具体服务供给的进度和完成时间。繁昌区政府就提出三年内必须至少将农村厕所改造率达到90%的目标。为了尽快实现这项目标,繁昌区政府会采取相应的督察与监管措施对基层政府进行督促。对孙村镇政府这一基层政府而言,服务过程管理权的集中给其带来的最大困扰之一便是完成厕所改造工作的时间紧急性与农民群众工作的渐进性之间存在冲突。

在不规则的乡村社会中,做农民群众工作需要遵从渐进性的原则。从主观方面来看,农民群众的观念有先进和落后的差别,思想觉悟也有高低之分。从客观方面来看,农民群众的经济条件好差不一。这决定了做基层群众工作是一个渐进的过程,并不是一蹴而就的。它需要基层干部在处理与农民关系的过程中,善于在尊重农民意愿的前提下根据具体情境灵活调整和转换工作方式方法。

厕所改造工作的推进涉及大量的群众工作。从繁昌区厕所改造工作的实际情况来看,部分较早受城市居民生活方式和生活习惯影响的农民,以及经济条件较好、比较爱干净卫生的农民早在厕所改造政策出台之前就已将家里的旱厕改为水厕。剩下没有改厕的农民,有部分可能是因为资金不足,有部分则可能是因为生活习惯的不适应。在厕所改造工作的推进过程中,比较难动员的是那部分主观上没有厕所改造需求的农民,尤以子女长年在外老年人最为典型。对这些老年人而言,将旱厕改为水厕会存在诸多弊病。比如厕所改造后经过化粪池过滤、沉淀处理后的粪便,不便于用来施肥。较之于旱厕,水厕更容易出现破损等问题。此外,这些老年人也习惯了使用旱厕,长久形成的习惯在短期内很难改变。除了这部分老年人可能成为不配合厕所改造政策实施的潜在人群外,还有部分属于乡村社会中的投机分子。利用厕所改造对基层干部造成的政治压力,投机分子会通过不配合厕所改造政策实施

的行为来获得更多的额外利益。

农民群体内部的这种差别意味着一项服务工程的实施需要循序渐进，不能急于求成，要尊重群众内部存在分化的客观事实。既不能强制推行服务工程，也不能在推开服务工程的过程中给投机分子可乘之机。这当中必然要伴随基层干部耐心细致地给群众做工作以及说服群众的过程。基层干部通过做群众工作还可以给投机分子造成外在的社会舆论压力。当前各地方的整个厕所改造工作基本都是由县级或更高层级政府主导，且要求基层政府限期完成，整个工作进度和完成时间也都是由县级或更高层级政府决定。这在很大程度上挤压了基层政府对农民群众耐心细致做工作的空间，基层政府最终只能刚性推行厕所改造工作。

一般来说，只有农民真正理解政府服务政策的意图并且能将政府服务政策与个人的切身利益相联系时，他们才愿意积极配合政府，并愿意付出相应的配套成本。如果基层政府在没有做通群众思想工作的情况下强势推进厕所改造工作，就极有可能遭遇群众的强烈不配合，甚至是公然反对。此时，政府为群众提供厕所改造服务的逻辑就演变为政府求着群众帮他们完成上级交付的厕所改造任务的逻辑。为了尽可能获得群众支持，基层政府往往会满足群众诸多超出制度规定的责任范畴的诉求。更为重要的是，基层政府的此种做法会对那些本来愿意积极配合政府厕所改造工作的农民形成不良示范，使他们也成为向政府索取额外利益的投机者，由此带来政府责任边界无序扩张以及政府责任绝对化的问题，使基层政府陷入责任泛化困境。就如孙村镇政府负责农村厕所改造工作的干部所言，“参与厕所改造的农民会认为，‘我改了是支持你的工作，但是旱厕的粪污清理我肯定是不搞的’。所以厕所改造的时候明明是农民自己家的厕所，但是他自己不淘粪，最后只能是村里和政府请人去干”。

五、服务权下移与农民主体角色的确立：基层服务型政府责任泛化困境的破解

当前中国基层服务型政府建设中政府责任泛化困境的生成缘于服务权的集中支配模式与乡村社会不规则性之间存在错位。在服务权集中支配模式下，以厕所改造服务为代表的基层公共服务的供给过程变成了政府向乡村社会单向提供服务的过程，农民是被动的服务接受者。不论是服务目标的设置，还是服务过程的管理，农民都被排斥在外。实践中的基层服务型政府呈现出来的是一种全能主义的政府姿态，政府所提供的也是包办式服务。较之于政府，长期生活于乡村社会中的农民更了解自身的公共服务需求，并能根据自身的需求以及政府的总体要求对自身行为进行灵活调整，从而有助于实现基层公共服务供给过程中各方主体之间权责关系的均衡。

因此，要破解政府责任泛化困境，需要将服务权下移至村庄，重置基层公共服务供给过程中政府和农民的角色，确立农民在基层公共服务供给过程中的主体地位。农民在基层公共服务供给过程中主体角色的确立，高度契合了乡村社会不规则性。这是因为，在服务权集中支配模式下，基层公共服务的供给主要涉及政府与乡村社会关系的处理，当中就极有可能会遭遇政府对服务供给的统一性要求和对服务供给进度、完成时间的高要求同乡村社会不规则性之间的碰撞问题。将服务权下移至村庄，基层公共服务的供给就主要涉及乡村社会内部关系的处理。农民能自主处理乡村社会的不规则性问题。

具体而言，在基层公共服务的供给过程中，政府需要适度下放部分财政资源，赋予村庄一定的自

主权，使农民成为财政资源的承接主体，让其掌握相应的服务目标设置权和服务过程管理权，履行具体服务的生产者角色。特别是对厕所改造这类既具有较强公共性，又与农民私人生活紧密相关的公共服务事项而言，更需要强化农民对服务权的掌握程度，让他们参与更为实质性的服务生产，使其以政府规定的总体标准为导向，充分发挥自身的主观能动性。此种服务权下移模式能有效避免政府责任泛化困境的生成，且能建立起更为良性的政府与农民之间的权责关系体系。

服务权下移后，农民成为厕所改造的实质责任主体。第一，农民是在按照政府补贴的资金预算以及不违背政府提出的厕所改造总体要求的前提下，自主拟定厕所改造方案，制定与家庭需求相适应的厕所改造标准；第二，整个厕所改造的全过程都由农民亲自参与。因此，在后续的厕所使用过程中出现的任何问题也都应由农民自己负责，而不会转嫁到政府身上。

在服务权下移的过程中，政府需要做到以下两点：一方面政府要充分尊重农民参与厕所改造的意愿，放宽对农村完成厕所改造任务的时限要求，不能将接受厕所改造作为对农民的强制性规定；另一方面政府应发挥激发乡村社会活力的作用。尤其是要利用资源下乡的契机引导农民参与到基层公共服务的供给中来，使农民成为服务供给的重要主体。政府只需制定公共服务供给的大致方向，提供基层公共服务供给的宏观和总体规划，而不过多介入具体服务标准的制定和具体服务供给过程的管理当中，赋予农民充分的自主服务权，使农民具备根据自身需求进行调适的空间。只有政府做到这两点，才能真正确立农民在基层公共服务供给过程中的主体角色。

繁昌区在中央正式推动“厕所革命”以前，就已经有这方面的探索。早在2002—2009年期间，繁昌区就已经启动了多批农户厕所改造工作。该地在当时采取的厕所改造做法与近几年的做法存在本质不同，政府充分尊重了农民在厕所改造服务供给过程中的主体角色，较好地发挥了引导作用。当时的厕所改造做法是：先由有意愿参与厕所改造政策的农民向村里提出申请，申请通过后，农民按照政府给定的指导性要求自主置办材料、自主选择厕所改造的方式。农民既可以请专门的工程队帮忙改造，也可以自己改造。厕所改造完成后，农民再向村委会和政府申请验收。验收通过后，由政府给改厕农民发放相应的厕所改造补贴。按照当时的补贴水平，如果农民精打细算，厕所改造补贴基本可抵消农民用于厕所改造的所有花费。政府采取的对参与厕所改造农民事后补贴的方式其实是变相性地将服务资源下放给农民。

在此种厕所改造服务权的配置模式中，农民是绝对的主体，掌握着较大的自主服务权力。一方面，厕所改造不是政府强制所有农民参与的刚性事项，而是遵循“愿改尽改”的原则。这充分尊重了农民是否愿意参与厕所改造政策的意愿。另一方面，整个厕所改造过程都是由农民自己全程参与，包括在遵照政府指导性要求的前提下，厕所改造的具体标准以及厕所改造过程的推进等都由农民自己把握。这也意味着改造后的厕所最终也是由农民自用、自管，政府只是起到利用资源奖补的策略引导和激励农民参与厕所改造政策的作用。这能有效防止厕所改造前旱厕粪污的清理等前期处理工作以及厕所改造完成后厕所质量和等相关问题的处理责任向政府转嫁，农民的其他私人性诉求也不再具有进入政府责任系统的空间。

六、结语

向服务型政府转型是中国基层政府建设的必然走向，也是政府与农民关系调整的重要方向。中国在基层服务型政府的建设实践中却出现了政府责任泛化困境，政府责任无序扩张并呈现出绝对化倾向。在乡村基层公共服务的供给主要依赖政府投入资源的总体背景下，政府意志成为乡村基层公共服务供给秩序的主要塑造力量，资源使用的安全性与公共服务落地的时限性成为政府的主要考量。这也反映出中国乡村社会变迁与发展的政府规划性色彩。为了达到这双重目标，地方政府越来越普遍地采用中心工作化的基层服务供给模式，对包括服务目标设置权与服务过程管理权在内的服务权实行集中支配。这种服务权配置模式将基层公共服务的供给简化为公共行政管理技术的应用过程。各级政府在基层公共服务供给过程中缺乏对乡村社会性质的基本观照。

面向乡村社会的基层公共服务供给不同于面向全体国民的基础性公共服务供给，它深受乡村社会性质的影响，不具有可标准化的特征。由政府意志所主导的服务权的集中支配模式与乡村社会的不规则性之间存在严重错位。这种错位给农民针对政府的权利诉求提供了滋生的土壤，并造成政府责任的过度卷入，使政府陷入责任泛化的困境。要破解基层服务型政府建设过程中面临的这一困境，需要将服务权下移至村庄，重置基层服务供给过程中政府和农民的角色，确立农民在基层服务供给过程中的主体地位，避免政府责任的过度卷入。政府则应在尊重农民意愿的基础上，利用资源下乡的契机引导农民有序参与到基层公共服务的供给中来，使农民成为服务供给的重要主体，激发乡村社会活力。

参考文献

1. 薄贵利, 2012: 《准确理解和深刻认识服务型政府建设》, 《行政论坛》第1期, 第8-12页。
2. 波兰尼, 2007: 《大转型——我们时代的政治与经济起源》, 冯钢、刘阳译, 杭州: 浙江人民出版社, 第53页。
3. 陈庆云, 2011: 《公共政策分析》(第2版), 北京: 北京大学出版社, 第22-30页。
4. 程倩, 2020: 《从宗旨到行动: 服务型政府叙事的话语分析》, 《浙江学刊》第4期, 第13-20页。
5. 邓道勇, 2009: 《乡镇不应成为无限责任政府》, 《中国经济时报》3月19日03版。
6. 丁轶, 2018: 《多重政府层级下的组织合法性资源赋予——理解慈善组织与政府关系的三重维度》, 《华南师范大学学报(社会科学版)》第4期, 第12-20页、第189页。
7. 杜姣, 2021: 《村庄治理现代化的实现路径》, 北京: 中国社会科学出版社, 第98-99页。
8. 格兰诺维特, 2015: 《镶嵌: 社会网与经济行动》(增订版), 罗家德等译, 北京: 社会科学文献出版社, 第1-30页。
9. 贺雪峰, 2019: 《行政还是自治: 村级治理向何处去》, 《华中农业大学学报(社会科学版)》第6期, 第1-5页、第159页。
10. 贾建平, 2013: 《服务型政府建设中的权力异化及其控制》, 《人民论坛》第20期, 第52-54页。
11. 李斌, 2009: 《新农村建设视野下基层服务型政府之建构》, 《求实》第8期, 第86-90页。
12. 李金红, 2009: 《从“划桨”、“掌舵”到服务: 国外地方与基层政府功能的转换与借鉴》, 《社会主义研究》

第6期,第108-112页。

13.李强,1998:《自由主义》,北京:中国社会科学出版社,第225页。

14.李同,2017:《社会主义新农村改革背景下服务型乡镇政府建设研究——以河南省正阳县汝南埠镇为例》,《行政科学论坛》第5期,第25-28页。

15.林顺利、孟亚男,2018:《嵌入与脱嵌:社会工作参与精准扶贫的理论与实践》,《甘肃社会科学》第3期,第9-15页。

16.罗晓蓉,2019:《欠发达地区基层政府公共服务研究——基于江西省乡村的调查》,《党政干部学刊》第2期,第77-80页。

17.吕炜、王伟同,2008:《发展失衡、公共服务与政府责任——基于政府偏好和政府效率视角的分析》,《中国社会科学》第4期,第52-64页、第206页。

18.仇叶,2020:《基层服务型政府建设中的服务泛化问题及其解决》,《中国行政管理》第11期,第32-40页。

19.任宝玉,2014a:《乡镇治理转型与服务型乡镇政府建设》,《政治学研究》第6期,第84-96页。

20.任宝玉,2014b:《服务型乡镇政府建设的体制性障碍分析——以河南刘乡为个案》,《社会主义研究》第1期,第76-81页。

21.沈承诚,2008:《充分放权与功能转换——和谐社会视野下构建服务型乡镇政府的路径探析》,《云南社会科学》第5期,第15-19页。

22.王峰虎、方丽娟,2008:《基层政府公共服务能力分析 & 提升策略》,《西安交通大学学报(社会科学版)》第6期,第23-26页、第60页。

23.汪锦军,2014:《纵向政府权力结构与社会治理:中国“政府与社会”关系的一个分析路径》,《浙江社会科学》第9期,第128-139页、第160-161页、第2页。

24.吴玉宗,2004:《服务型政府:缘起和前景》,《社会科学研究》第3期,第10-13页。

25.向玉乔,2013:《社会制度实现分配正义的基本原则及价值维度》,《中国社会科学》第3期,第106-124页、第205-206页。

26.熊炜,2021:《德国“嵌入式崛起”的路径与困境》,《世界经济与政治》第1期,第106-125页、第159-160页。

27.杨华、袁松,2018:《中心工作模式与县域党政体制的运行逻辑——基于江西省D县调查》,《公共管理学报》第1期,第12-22页、第153-154页。

28.叶笑云、孙红鑫,2007:《服务型政府的构建——农村基层政府“再造”》,《理论导刊》第9期,第53-55页。

29.尹利民,2011:《“在场”抑或“缺席”:农村公共服务中的乡镇政权——基于赣中地区A乡的调查与分析》,《甘肃行政学院学报》第3期,第23-31页、第127页。

30.张慧,2022:《嵌入性理论:发展脉络、理论迁移与研究路径》,《社会科学动态》第7期,第14-25页。

31.张利萍,2019:《深入推进“放管服”改革 加快基层服务型政府建设进程》,《领导科学论坛》第5期,第18-21页。

32.张力伟,2017:《推进责任政府建设的制度创新——来自加拿大的经验借鉴》,《理论月刊》第4期,

第 183-188 页。

33.郑炜琪、郑栋鹏，2020：《有限政府理论对我国服务型政府构建的启示》，《潍坊学院学报》第4期，第70-74页。

（作者单位：武汉大学政治与公共管理学院）

（责任编辑：陈静怡）

Formation Logic and Solution Path of Inappropriate Expansion of Government Responsibilities in the Construction of Service-oriented Government at the Grassroots Level: A Case Study on the Government's Promotion of Rural Toilet Renovation Projects

DU Jiao

Abstract: The construction of service-oriented government at the grassroots level in rural areas is the cornerstone of the construction of service-oriented government in China, which is related to the happiness index of farmers' life and the harmony and stability of rural society. With the enhancement of national financial capacity, the concept of the construction of service-oriented government at the grassroots level has come to reality. However, many service measures to improve farmers' well-being have not only failed to achieve the expected results, but also put local governments at the grassroots level in a practical dilemma of inappropriate expansion of government responsibilities. The construction of service-oriented government at the grassroots level can be represented by rural toilet renovation projects implemented by local governments. The analysis finds that under the background that public service provision at the grassroots level in rural areas is mainly invested by the government, local governments have been increasingly adopting a centralized service delivery model with centralized control over service delivery based on the considerations of security of resource use and the timeliness of public service delivery. The public service delivery at the grassroots level is reduced to the process of application and realization of public administration technologies, lacking basic care for the nature of rural society. There is a misalignment between the centralized control over service delivery and the characteristics of rural society without universal rules. This misalignment provides a breeding ground for farmers' rights to claim against the government, causing inappropriate and excessive expansion of government responsibilities. To solve this dilemma, it is necessary to transfer service delivery rights to the village, reset the role of the government and that of farmers, and establish farmers' dominant position in the process of public service delivery at the grassroots level.

Key words: Service-oriented Government at the Grassroots Level; Inappropriate Expansion of Government Responsibility; Nature of Rural Society; Toilet Renovation