

中国城镇化进程中的农民生活持续改善

吴业苗

摘要：农民生活及其改善是中国城镇化的现实问题和应有之义。城镇化拓展了农民生活空间，使农民整体生活状况向好，尤其是进城农民的生活因城镇化而得到了极大改善。本文基于城镇化改善农民生活的现实和农民不断追求城镇美好生活的需要，阐述农民在以小城镇、城市、县城为重要载体的城镇化进程中呈现的在地化、脱域化和扎根化的城镇生活图景。在此基础上，检视城镇化与农业转移人口市民化、民生服务均等化、乡村现代化的结构性矛盾，以及这些矛盾没有得到有效解决进而导致农民生活不尽如人意的深层次问题。本文认为，中国城镇化已进入提质增效新阶段，需要从城镇化特定情境、自主选择、结构转型、现代化发展和城乡融合发展等维度，化解城镇化中的结构性矛盾，全面促进农民生活进一步改善。

关键词：城镇化 农民生活 农业转移人口 市民化 结构转型

中图分类号：F328；C911 **文献标识码：**A

让在城镇中的农民享有与城镇户籍人口同等权利、过上安心安居安业的生活，是中国城镇化的核心要义。党的二十届三中全会提出，健全推进新型城镇化体制机制，推动符合条件的农业转移人口社会保险、住房保障、随迁子女义务教育等享有同迁入地户籍人口同等权利。近年来，国家大力推进“物的城镇化”向“人的城镇化”转型，国家发展改革委印发的《“十四五”新型城镇化实施方案》中明确指出，要推动城镇基本公共服务常住人口全覆盖^①。在此政策推动下，农民尤其是进城农民的生活状况，包括劳动工资保障、子女就地上学、异地看病报销等，得到了明显改善，进城农民享受到越来越优质的城镇公共服务。然而，随着城镇化的有序推进，农民生活仍存在诸多不尽如人意的地方，亟须国家在中国式现代化发展引领下加快推进高质量城镇化，以保障广大农民共享城镇化成果并过上更加美好的生活。

【资助项目】 研究阐释党的二十届三中全会精神国家社会科学基金重大专项课题“加快农业转移人口市民化的主要困境与解决思路研究”（编号：24ZDA050）；江苏省习近平新时代中国特色社会主义思想研究中心“学习贯彻党的二十届三中全会精神”专项（江苏省社会科学基金重点课题）“健全推进新型城镇化体制机制研究”（编号：24ZXZA032）。

【作者信息】 吴业苗，南京师范大学公共管理学院，电子邮箱：wymiao7719@sina.com。

^①参见《国家发展改革委关于印发“十四五”新型城镇化实施方案的通知》，https://www.gov.cn/zhengce/zhengceku/2022-07/12/content_5700632.htm。

一、农民生活：城镇化不能“忘却”的主题

中国城镇化给广大农民带来了全新的生活体验和与乡村完全不同的生活方式。自 20 世纪 80 年代国家推进乡镇企业发展和加快小城镇建设以来，几乎所有的中国农民都直接或间接地参与城镇化中。城镇化关系到社会进步和民生改善（王理等，2024），其发展带给农民更多的就业岗位、更高的经济收入，促进了农业人口流动和身份转变。而且，很多农民在与市民广泛的交流与互动中潜移默化地改变了自己，并逐渐过上与市民几乎一样的生活。城镇化全过程、全方位、全要素地形塑出农民的现代生活世界，它让农民生活变得更加丰富、更有盼头。

城镇化为农民掀开了崭新的生活画卷，农民在城镇化进程中不断创造新生活，而学术界对城镇化进程中的农民生活研究非常有限。在有关进城农民融入城市社会和农民市民化的研究中，内容虽然涉及农民城镇生活，但多数没有真正地下沉到农民生活世界中，缺乏对农民现实生活的具体指涉和深入分析。学术界对城镇化进程中农民的个人困扰与公共问题、现实生活与理想生活、生活需求与服务供给等关涉农民生活状况、生活选择、生活愿景等议题的研究，缺乏开阔的想象空间和严谨的学理研判。一些有关城镇化的研究，囿于城乡二元结构制度和人口流动推拉理论等范式的束缚，习惯运用技术工具和结构秩序分析框架、采用一些所谓学术话术的套话空话、使用宏大叙事的方式进行理论阐释，以致于不少相关研究悬置在农民生活的表面，与农民现实生活渐行渐远。

农民生活及其改善是城镇化进程中的现实问题，也是中国城镇化研究中的重要议题，城镇化的研究不能“忘却”农民生活。21 世纪初，学术界关于中国城镇化的研究集中在对城镇化道路的探索上。主要选题有中国城镇化现状、面临的机遇和挑战（简新华等，2010），中国城镇化道路的特殊性（王克忠等，2009），以及国内外城镇化比较（新玉言，2013）。这些研究主题较为宏大，研究内容主要是进行理论阐释和政策解读。然而，这类研究缺乏对农民及其行动逻辑的关注。一些研究在城镇化的宏大叙事中消解了农民主体的存在，“研究陷入日益瘠薄的境地，难以对复杂多变的现实做出及时合理的分析解释”（刘翠霞和顾理辉，2009）。

随着城镇化进程的不断加快，实践中的问题逐渐显现。例如，空间城镇化、土地城镇化、人口城镇化的不断加快，带来了乡村“三留守”问题。鉴于此，党的十九大后中央提出以人为核心的新型城镇化战略，以促进中国城镇化提质增效。学术界对新型城镇化尤其是“人的城镇化”展开多学科研究（王格芳等，2020；王新燕，2020；吴业苗，2021），形成了丰硕的研究成果。然而，这些研究要么以“国家中心主义”范式对以人为核心的新型城镇化进行理论性阐释和学理性论证，要么以“国家—社会”范式对农业转移人口市民化的现实问题及其解决方案展开典型经验和推进模式研究，较少将农民生活纳入研究分析框架，缺乏现代化和共同富裕向度上对农民生活“惯常”事实及其诉求的研究。

总之，很少有学者在有关中国城镇化的研究中关注具体的农民生活问题。事实上，中国城镇化也是进城农民不断改善生活以及实现身份转变的城镇化。中国城镇化进程中呈现以小城镇、城市、县城为重要载体的三种城镇化形态，不同城镇化形态所对应的农民生活图景不同，农民面临的生活问题不同，农民与社会的矛盾也不同，需要中国城镇化相关研究予以充分关注。在新发展阶段，中国的经济

社会要实现高质量发展，不允许城镇化只重视“量”的增长而轻视农民生活的改善。中国城镇化已进入提质增效新阶段，不能再走“粗放式”发展道路，需要在发展中精准识别农民生活需要，精准施策化解农民生活持续改善过程中细碎、不确定的问题，以满足农民生活中具体且实际的要求。

中国城镇化进程中的农民生活，是在国家不断推进城镇化进程的背景下，农民为在城镇生存与发展而打拼的生活体验，为家人过上更好生活而孜孜以求、不懈奋斗的生命历程。正如孙中山（2011）说的“民生就是人民的生活”，农民生活主要涉及就业、教育、住房、医疗等民生问题。从共时性上看，中国农民的城镇生活主要存在于小城镇、城市、县城三个地域空间中，并分别呈现在地化、脱域化、扎根化的城镇生活图景。从历时性上看，在城镇化快速发展初期，由于进城务工的农业人口庞大，加上遇到城市的企业改制、职工下岗再就业等棘手问题，农民在城市的生活几乎成为农民的私事，只能依靠亲戚、老乡的“强关系”抱团应对；城镇化进入新发展阶段后，农民在城镇的生活不再仅仅是农民自己的事情。以人为本的高质量城镇化，要求把改善农民生活和让农民过上美好生活作为时代主题。新发展阶段的城镇化能否进一步解决农民生活问题，进城的农民生活得好不好，不仅关系到农民能否在城市永久性留下来、扎下根，还关系城市经济社会发展与人口变化的结构性问题，影响着城市群化的秩序性。

众所周知，农民在城镇生活得非常不容易。生活的不确定性让大量在城镇生活的农民没有安全感和归属感，他们总要为“我是谁”的身份问题和“我要到哪里安居”的归属问题而感到焦虑。尽管农民在城镇生活遇到较多困难并表达了部分诉求，但在现实中，多数城市对于农民的诉求没有给予充分重视，也没有将解决农民的生活问题纳入政府重点工作中。推动农民进城、实现农民市民化是推进新型城镇化的首要任务。高质量城镇化不仅需要农民愿进城、能进城，还需要他们“留得住”“融得进”。以“勤劳”“勤俭”“忍耐”等为关键词的农民，其理性扩张造就了“中国奇迹”（徐勇，2010），农民在推动中国城镇化进程中发挥了重要作用。基于农民在城镇中的生活现实，国家、社会以及学术界需要对城镇中的农民生活给予更多关心和理解。

农民在城镇化进程中对美好生活的追求既具有随时代发展的合理性和正当性，也拥有农民自我选择的自在性和当然性，需要研究者在充分了解中国城镇化国情的基础上总结经验和检视问题。并且，中国城镇化进一步推进也需要按照党的二十届三中全会“聚焦提高人民生活品质”“解决好人民最关心最直接最现实的利益问题，不断满足人民对美好生活的向往”的要求^①，把改善城镇中农民的生活作为时代主题。因此，本文基于城镇化情境转换的现实^②，从农民尤其是进城农民生活的细微处入手，将农民生活的问题和烦恼转换为城镇社会和乡村社会的公共议题和时代命题，按照“城镇化情境—生活图景—结构性矛盾—多维施策”的分析框架（见图1），研究在城镇化进程中如何实现农民生活改善，分析当前城镇化进程中改善农民生活面临的难题，以及为破解这些难题提出些许政策建议。

^①参见《中共中央关于进一步全面深化改革 推进中国式现代化的决定》，https://www.gov.cn/zhengce/202407/content_6963770.htm?jump=true。

^②中国城镇化情境主要有以小城镇为重要载体的城镇化、以城市为重要载体的城镇化和以县城为重要载体的城镇化三种情境。

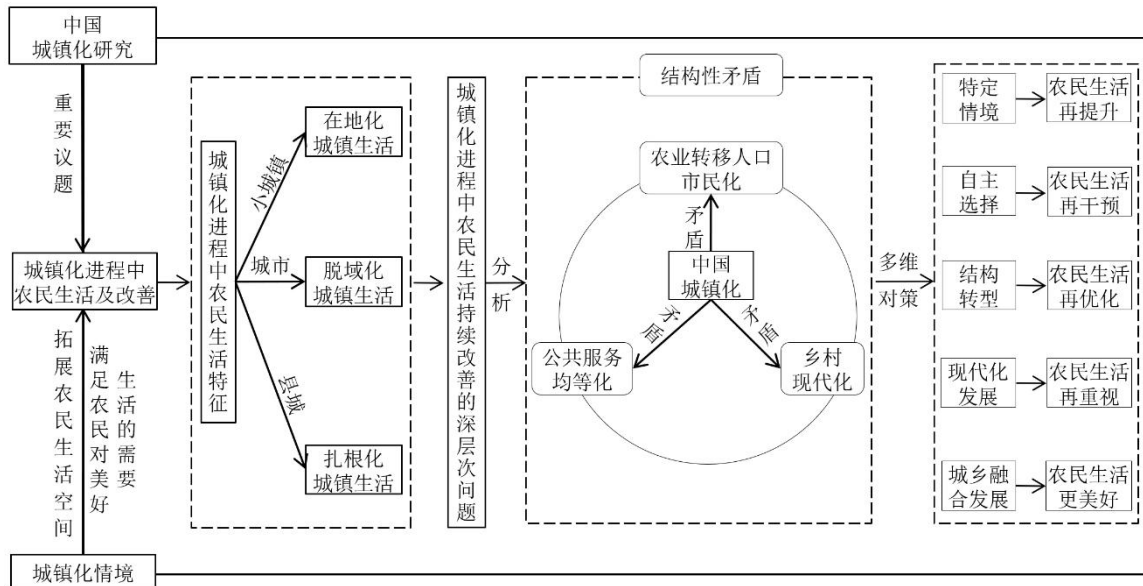


图1 “城镇化情境—生活图景—结构性矛盾—多维施策”分析框架

二、城镇化情景转换中农民生活的特征及改善

生活是“社会人的日常活动”（肖瑛，2014），杂糅着喜怒哀乐的不同体验和苦辣酸甜的多种味道，既有苦涩的汗水和泪水，又不乏快乐和喜悦。在时代流变中，生活存在诸多无奈和不确定性，但世代的人们总能在复杂的社会情境下改变旧生活、创造新生活，希冀岁月安好并过上更加美好的生活。

乡村中的农民过着“不会掌控时间”“既不负责、又无纪律的懒散生活”（洛夫格伦和弗雷克曼，2011）。相较之下，进城农民的城镇生活则迥然不同。他们不需要在风吹日晒雨淋的环境下跟土地、农作物打交道，也不能倚重从长辈那里习得的农业劳动技能年复一年地从事没有变化的工作，但他们在城镇的工作强度和压力均较大，这是传统乡村社会生活和从事农业劳动所无法比拟的。农民一旦进入城镇，就要面临城镇快节奏生活带来的压力和焦虑，寻求更多的赚钱机会，工作和生活远不如在乡村自在。城镇为进城务工的农民构建了新的关系网络，而这个关系网络不同于乡村社会，农民的知识记忆以及在乡村储备的人情、关系、惯习等社会资源几乎派不上用场，农民的工作和生活更多地受到制度、规范、纪律等的规约，稍有不慎就会面临返工、扣工资、开除等惩戒。

处在城镇中的农民，历时性上的线性流动与共时性上的利益相似、情感共通形成叠加，擘画多幅城镇生活图景。对城镇中的农民生活，可以从历时性和共时性两个维度进行解读，将农民生活事置于城镇化的特定时空中，增强对农民生活状态的理解。换言之，采用历时性和共时性两个维度检视城镇化进程中的农民生活，可以清晰地看出农民生活的不同图景，以及农民生活在城镇化进程中的“过程性”改善，以消除部分学者以及国外一些人对中国城镇化不合理的“抱怨”和不切实际的“诋毁”。

中国城镇化进程中先后呈现三种城镇化情境。20世纪80年代和90年代初期，农民主要在家乡附近的小城镇务工，城镇化以小城镇为重要载体。党的十四大后，特别是在中国加入世界贸易组织（World

Trade Organization, WTO)后,农民纷纷进入城市务工,城市成为城镇化的重要载体。2021年,中国进入新发展阶段后,东部发达地区的一些企业向内地转移,加上新冠疫情发生后城市经济增速放缓,一些务工农民返回家乡就业、创业,作为“乡头城尾”的县城成为城镇化的重要载体。在中国的城镇化进程中,由于城镇化载体不同,进城农民的生活图景也不同。检视城镇化进程中农民生活“得以发生、趋向稳定或往复演变的动态过程”(Brenner, 2019),可以看出他们生活的真实性、生动性和丰富性。

(一) 以小城镇为载体的城镇化: 农民在地化城镇生活

作为“现代化”的主要内容和重要表现形式的“城镇化”,是人类生产和生活活动向城镇空间聚集和城镇地域扩大、人口增多的过程。中华人民共和国成立前,中国城镇化水平低,近90%的人口生活在乡村。中华人民共和国成立后,国家在将经济发展重点转移到城市的同时加快推动城市建设,城市的各行各业得到快速发展,农民在经济理性的驱使下不断向城市流动。城市人口增多,加大了粮食供应压力。鉴于此,国家下发多个文件要求各地政府制止农村人口“盲目”外流。1958年,《中华人民共和国户口登记条例》出台,将城乡居民划分为农业户口和非农业户口,严格限制农村人口流向城市。农民被城乡二元结构制度限制在乡村中,只有满足特殊条件的农民,包括持有城市劳动部门的录用证明、学校的录取证明,才能将户口从农村迁入城市。在改革开放前,中国城镇化进程缓慢。截至1978年,中国城镇化率只有17.92%,远低于世界平均水平的38.48%(顾朝林, 1996)。城镇化进程缓慢严重掣肘了农民生活的改善。农民被整体性排斥在城镇之外,乡村大量剩余劳动力只能“内卷化”地从事农业劳动。在乡村生活的农民受到多方面不利因素的叠加影响,整体生活状况不如城市居民。1978年,全国农村有贫困人口约2.5亿人,贫困发生率高达30.7%(樊小钢和陈薇, 2013)。

中国城乡二元结构在20世纪八九十年代出现明显松动。虽然在改革开放初期,国家限制农业人口流动的户籍制度和粮食统购统销政策没有改变,但家庭联产承包制度解放了乡村劳动力,农村剩余劳动力和季节性过剩劳动力让乡镇和村级组织发展非农经济成为可能。再者,城市经济体制改革在20世纪80年代还没有真正启动,工业产品短缺问题突出。苏南以及浙江省、福建省、广东省等沿海地区的一些乡镇和乡村率先兴办乡镇企业,并同步开展小城镇建设,小城镇成为农村剩余劳动力从事非农产业和开始城镇生活的重要载体。一些农民,尤其是刚从高中和初中学校毕业、不能继续升学且不愿意从事农业劳动的年轻人,纷纷进入乡镇企业工作。这些年轻人按月领取计时工资或计件工资,过上了不同于农民、又区别于市民的城镇生活。

费孝通(2009)指出,发展乡镇企业和建设小城镇是搞活经济、改善农民生活这盘棋的“棋眼”。费孝通(2009)基于调研发现,随着苏南等地乡镇企业的发展和城镇建设的推动,农民生活发生了巨大变化:农民住在楼里,地板是油漆了的,“我自己家里也没有这样干净”,到他们家里“要脱了鞋”;农民家里有“立体声”录音机,“‘立体声’我是在农民家里初次听到的”;“穿的就更不用提了,苏南农村里看不到打补丁的衣服”;农村“小姑娘的头发全都曲了”,而且“有了独立使用钱的权利”;“这是一个大变化,很深入的,从经济结构的变化到了家庭结构的变化,到了人们思想意识的变化,到了价值观念的变化。”

小城镇建设为中国城镇化的推进掀起了靓丽多彩的“序幕”。在这一时期,国家提倡农民通过“进

厂不进城，离土不离乡”的方式“进城”。虽然小城镇建设只能在一定程度上改善农民生活状况和提高农民生活水平，但其突破了城乡二元结构的制度束缚，使中国由城乡二元结构转变为“城市—城镇—农村”三元结构^①。尽管这一结构延续的时间不长，也不够稳定，但可以肯定的是，小城镇建设是中国农民继家庭联产承包责任制后的又一伟大创举。1984—1988年，乡镇企业一共新增6308.82万人就业，平均每年新增就业1261.7万人；1989年后新增就业人口有所下降，但1989—1994年，平均每年仍新增412万人就业（潘强恩，2000）。小城镇建设和小城镇中的第二产业和第三产业发展，吸引了大量剩余劳动力，缓解了乡村人多地少的矛盾，并让农民过上了比较好的生活。

（二）以城市为载体的城镇化：农民脱域化城镇生活

党的十四大以后，城市加快了经济体制改革和发展步伐，城市建设和城市企业发展都需要大量劳动力。同时，国家于1993年取消了粮票和油票等的“统销”政策，实行粮油商品敞开供应，这为农民跨地域、跨区域流动和进城务工提供了方便和可能。相比于小城镇建设和乡镇企业，城市建设和城市企业对农民的吸引力更大。进城务工能够获得比从事农业生产和在乡镇企业务工更高、更稳定的经济收入。20世纪90年代中期，进城务工的人员除了刚从学校毕业的学生，还有大量多年从事农业劳动的年轻人。这些年轻人主要基于务工收入高于农业劳动收入的理由而进城市务工，几乎没有留在城市、成为城市人的想法。他们与20世纪90年代末和21世纪初加入务工行列的农民一样，务工逻辑就是多挣钱并将钱带回乡村，目的是改善生活条件和让子女得到更好的教育。

进城务工农民的生活不同于在小城镇农民的生活。在小城镇中的农民可以依托乡村场域中的地方性资源过“半城半乡”生活：或白天到城镇上班，晚上回乡村家中居住；或上班时从事非农工作，早晚和周末参加农业生产劳动；或吃住都在城镇，但主要生活资料包括粮食、蔬菜等仍从乡村的父母家中取得。进入城市务工的农民完全脱离了乡村场域，日常生活被高度城市化，他们在城市的生活与在乡村的生活迥然不同。不仅乡村多数物质资源不能为进城农民提供便利，在城市生活的农民的所有生活资料都需要用工资购买，而且在城市工作与生活的场景不再带有乡土气息。也就是说，进城农民跨越了乡村地域边界，突破了乡村旧有关系网络，其日常生活不再依赖于乡村的邻里和亲戚。不少进城农民在“脱域”过程中感觉到乡村习俗的退化以及乡村习俗对人的约束在减弱。他们从最初的“离乡”，到一段时间后的“脱序”，再到对务工地城市的“认同”。一些年轻的进城农民在“脱域”“脱序”中“不甘心返回到乡村继续过农民式生活”（金一虹，2010）。

总之，20世纪90年代中后期，中国城镇化进程中出现了农民工进城“大潮”，第一代农民工和新生代农民工很快就适应了城市生活^②，并成为城市建设的重要有生力量。城市政府对农民工的态度在不断转变，从控制农民“盲流”，到全面接纳农民工进入，再到帮助农民工寻找工作、改善农民工居住环境、为农民工提供社会保障等。很多城市把进城农民视为“新市民”或“准市民”，为他们提供多方面的公共服务。尤其是在党的十八大以后，国家提出推进以人为核心的新型城镇化战略。截至

^①有学者根据城市、城镇与农村的不同特质要求和发展优势来阐述城乡一体化发展。

^②20世纪50—70年代出生的进城务工者为第一代农民工，20世纪80年代及之后出生的进城务工者为新生代农民工。

目前,除北京市、上海市等超大城市外,其他大城市都放宽了落户限制,城区常住人口300万人以下的中小城市全面放开了落户限制。而且,国家通过财政支持、增加城镇建设用地规模等方式,鼓励城市积极吸纳农业转移人口。特别是国家推动城市基本公共服务全面覆盖常住人口的政策安排,使进入城市的农民及其家属享受越来越多且质量不断提高的公共服务,包括文化教育服务、医疗卫生服务、社会保险和社会救助服务等。例如,在农民工子女教育方面,国家要求城市政府以公办学校为主,将进城务工人员的随迁子女纳入义务教育保障范围;在学位资源相对紧张的人口集中流入地区,国家要求城市政府加强城镇学校建设,扩大学位供给,以满足当地户籍适龄儿童和随迁子女的入学需求。

(三) 以县城为重要载体的城镇化: 农民扎根化城镇生活

卢晖临和栗后发(2021)基于西方国家的城镇化经验和湖南省浏阳市的个案分析指出,中国城镇化应是“迈向扎根的城镇化”,即农村劳动者在县域范围内的工业园区、村镇的现代经济部门就地非农就业,并选择在县域的中心城区或本乡镇安家,过有梯度的基层城镇化生活。他们认为,当前中国城镇化正处在“迈向扎根的城镇化,还是走向拔根的城镇化”的十字路口,但中国城镇化不可能像西方国家那样,走城市崛起、乡村衰亡的“拔根的城市化”道路。西方国家的城镇化与工业化是同步发生的,农业人口一旦转移到城市的非农部门就业,就在该城市定居生活并成为城市人口。中国的城镇化是世界历史上“罕见”的现象,农业转移人口庞大且接力式地进入城市,但身份却无法转换为城市户籍。但是,农民依然可以实现城镇化生活。浏阳市提供了一个可借鉴的案例:新农村建设和乡村振兴改善了城乡的道路、通信、给排水、电网、垃圾处理等基础设施,居住在楼房或别墅中的农民拥有完善的生活设施,越来越多的农民家庭有小轿车,农民可以“就地”“就近”过上“现代生活”。

浏阳市的“扎根城镇化”个案属于农民不离开乡土的“就地城镇化”。但这一典型个案,只有在县域企业发达地区才有解释意义。浏阳市是拥有140多万人口、享有“世界烟花之乡”的省辖县级市。2022年,浏阳市共有烟花爆竹生产企业441家,从业人员将近30万人,年产值达到了301亿元。其中,有花炮企业集团公司10多家、上市公司1家、亿元企业10多家(李备战,2023)。浏阳市的农民能够在当地包括乡镇、乡村实现城镇化生活,在一定程度上归功于烟花爆竹产业的强力支撑。然而,中国多数区县不具有这种“得天独厚”的资源优势,就地就近城镇化更主要表现为乡村人口越来越多地向县城聚集,即以县城为重要载体的城镇化。

作为“城之尾、乡之首”的县城,拥有较完善的公共设施和高质量的公共服务,是农民就地实现城镇化的重要途径。县城是中国城镇体系的重要组成部分。习近平指出,农民到县城买房子、向县城集聚的现象很普遍^①。吴业苗(2021)在安徽省庐江县调查发现,生活好起来的农民对乡村教育越来越不满意,为了孩子能够上城镇的好学校,很多家庭选择到县城买房,而且农村不少女孩子还将男方在县城有住房作为重要的结婚条件。也有些学者研究发现,来自中西部地区的农民工很少在东部沿海城市购房落户,大多数人返回到家乡的县城购房,并将子女送入县城学校就读,以享受更好的教育资源(焦长权,2022;栗后发,2023)。

^①习近平,2021:《论把握新发展阶段、贯彻新发展理念、构建新发展格局》,北京:中央文献出版社,第347页。

中国城镇化遇到的“瓶颈”是：进入城市务工的农民数量庞大，多数大城市以及一些经济发达地区的县级市难以让外来农民成为本地市民，以至于大量进入城市的农民长期徘徊在乡村与城市之间，而这与新型城镇化要坚持以人为本的理念相悖。在新发展阶段，国家推进以县城为重要载体的城镇化建设是中国城镇化的新创举，这不仅能够在纷繁复杂的国际国内形势下继续推进中国城镇化，提高新型城镇化质量，而且能够开辟出城镇化“新阵地”，促进第一代返乡农民工和因承包地流转、农业规模化经营而“解放”出来的农民进入县城，为他们实现城镇生活提供更简易、更方便、更有效的途径。

需要说明的是，在分别以小城镇、城市、县城为重要载体的城镇化进程中，进城农民的在地化城镇生活、脱域化城镇生活和扎根化城镇生活是不能相互置换或替代的。一方面，以城市为重要载体的城镇化形态及其农民生活不是对以小城镇为重要载体的城镇化形态及其农民生活的否定，以县城为重要载体的城镇化形态及其农民生活也不是对以城市为重要载体的城镇化形态及其农民生活的否定。三种生活图景呈现的是城镇化不同发展阶段的农民生活特征，而不是农民的城镇生活的提升或改善过程。另一方面，虽然农民的在地化城镇生活、脱域化城镇生活和扎根化城镇生活在城镇化进程中有先后的出场次序，但它们现在共同存在于当前的中国城镇化场景中，都对改善农民生活发挥着重要作用。中国高质量城镇化是小城镇、城市和县城协调发展和农民在地化城镇生活、脱域化城镇生活、扎根化城镇生活全面改善的过程。

三、农民生活持续改善的结构性矛盾

从城镇化三种形态呈现的农民生活图景看，城镇化情境转换给农民生活带来了诸多“利好”，农民生活也在城镇化进程中不断地得到改善。农民从进入小城镇从事非农工作，到进入城市务工，再到进入或回到县城居住和工作，其生活世界随着城镇化进程不断改变。越来越多农民已经从“体验”城镇生活过渡到“过上”城镇生活，身份也由城乡“双边人”或“边际人”转变为市民。但从中国城镇化进程看，虽然农民在城镇化推进过程中改善了生活条件、提高了生活水平，但中国农民在城镇的生活仍存在一些难以解决的棘手问题。

中国城镇化进入提质增效阶段后，亟须解决进城农民生活的深层次问题。共同富裕的目标和中国式现代化的本质要求，都不允许让进城农民继续生活在中国城市边缘，也不允许将农民作为城镇化建设的廉价劳动力，中国高质量的城镇化应该也必须让进城农民过上与市民同等质量的生活。然而，当前城镇化进程中的农民生活问题仍比较复杂，不是某个地区、某个城市、某些农民或某个农民家庭的个性化问题，而是关涉市民与农民、国家与社会、城市与乡村的结构性问题。唯有将进城农民生活及其改善问题“放到结构背景中进行观察”（周飞舟和王绍琛，2015），从中准确地研判城镇化与进城农民生活改善的内在关联和矛盾，才能为进城农民过上美好生活消除结构性问题。本文认为，在农民的城镇生活及其改善过程中，市民与农民、国家与社会、城市与乡村的结构性问题主要体现在城镇化与农业转移人口市民化、民生服务均等化、乡村现代化的矛盾上。

（一）城镇化与农业转移人口市民化的矛盾

促进农业转移人口市民化是中国城镇化的首要任务。2023年，中国人口城镇化率比1981年提高

了46个百分点,平均每年增长1个多百分点。这一较高速度增长在城镇化探索期(1978—2005年)、成熟期(2006—2014年)和提质期(2015年至今)(刘秉镰和高子茗,2023)一直保持着,是世界城镇化史上罕见的。相较而言,户籍人口城镇化率增长偏慢。2015年,国家加快推进新型城镇化,户籍人口城镇化率增速有所提升。中国户籍人口城镇化率由2015年的39.9%提升至2023年的48.3%,平均增速仅能与人口城镇化率40多年的平均增速相当。中国高质量城镇化需要重点解决进城农民中未落户人口的市民化问题,给予他们同等质量的市民生活。

作为中国式现代化重要内容的中国城镇化,首要任务就是推进农业转移人口市民化。国家统计局公布的《2023年农民工监测调查报告》显示,2023年全国农民工总量为29753万人。如果加上进城农民工的随迁家属和子女,在城镇居住的农业转移人口在3亿人以上。推进农业转移人口在就业、教育、医疗、社会保障等方面享有同城市户籍人口同等权利,任务特别艰巨。

现实中,国家的户籍管理制度、社会保障制度、公共服务制度等已经为进城农民的生活提供了诸多便利和保障,广大农民可以自由地选择生活的城市,但更多的农民由于缺乏在大城市生活的资本,不具备在大城市定居的能力。很多进城农民特别是年轻的农民工们,他们的乡村情结已经淡化,对城市生活非常熟悉,在心理上认同城市生活,并渴望城市社会接纳他们。但他们中的多数人不具备在城市定居的经济实力,不仅工作岗位不稳定、工资待遇不高让他们的城市生活压力很大,而且国家、城市政府、务工单位和城市社会为他们建立的社会保障还存在不足,不能为他们在城市过上稳定生活提供安全保障。

(二) 城镇化与民生服务均等化的矛盾

公共服务全面覆盖进城农民是中国城镇化的基本要义,基本公共服务均等化是推进城镇化的重要抓手。国家发展和改革委员会印发的《“十四五”新型城镇化实施方案》中,31次提到“公共服务”。而且,国家在促进城乡一体化发展、城乡融合发展以及以人为本的新型城镇化的相关文件中,也多次要求城镇基本公共服务同常住人口挂钩、城镇基本公共服务全覆盖常住人口。从一定意义上说,公共服务均等化是衡量进城农民生活状况的重要指标,高质量城镇化一定是进城农民享有与市民均等化公共服务的城镇化。

公共服务范畴比较宽泛,涉及多个方面,也存在多种类型。例如:依据服务领域划分,有基础性公共服务、经济性公共服务、社会性公共服务、安全性公共服务;依据服务是否具有经济属性划分,有无偿性公共服务和有偿性公共服务;依据服务表现形态划分,有有形公共服务和无形公共服务;依据服务内容的性质划分,有基础性公共服务和非基础性公共服务(吴业苗,2013)。不同类型的公共服务对进城农民的城镇生活影响不同。对于城镇的道路、供水、供电、供气、交通、通信等基础设施,因其具有非竞争性、非排他性,只要农民进城就拥有享有权。真正关涉进城农民生活且需要国家和地方政府切实解决的公共服务是就业、教育、医疗等民生服务。

针对进城农民及其家属的民生服务,需要政府提供“幼有所育、学有所教、劳有所得、病有所医、老有所养、住有所居、弱有所扶”的保障,从而让农民过上更加体面、更有尊严的生活。然而,当前的民生服务均等化发展还不充分,很多城市未能向进城农民提供全方位、全过程和高质量的民生服务。

在子女上学方面，相当多的城市存在学位紧张问题，随迁的农民工子女还不能完全入园、入学，有相当多的随迁子女在非正规教学机构上学，甚至还有一些随迁子女因城市的学位紧张不得不返回乡村学校读书。在就业方面，经济下行压力导致城市就业岗位减少，一些进城务工农民择业缺乏有效途径，不少农民工尤其是年龄大的第一代农民工只能返乡。在社会保障方面，一直以来，进城务工者都缺乏全面的社会保障。除单位为职工购买的工伤保险外，很多农民都没有养老保险、医疗保险、失业保险等关乎农民生活的重要保障。进城务工者一旦失业、生病或者年龄太大，就不得不返回乡村。

（三）城镇化与乡村现代化的矛盾

乡村现代化是中国城镇化的重要支撑力量。在改革开放初期，中国的工业化和城镇化相对落后，加上受到城乡二元结构的掣肘，很多地方解决乡村发展问题难以从工业和城镇“借力”，只能依靠发展乡镇企业和建设小城镇。但随着城市经济体制改革的推进和经济的不断发展，“三农”问题在城镇化进程中日益凸显，江苏省等一些省份率先探索出一条“以工投农”“以工办农”“以工改农”“以工兴农”和“跳出农村抓农业”的解决“三农”问题的道路，通过工业化、城市化、市民化来推动农业发展、农村建设和农民生活改善。农民生活在农业农村现代化建设中得到了一定改善：一方面，得益于“跳出”乡村。国家加快城镇化步伐和推进农民市民化进程，不仅提高了农民家庭收入，还减少了乡村居民数量，使进城农民和居村农民拥有更多的就业选择和获取更大利益的可能。另一方面，源自“立足”乡村。国家实施了家庭承包责任制、村民自治、小城镇建设、农业税费取消、社会主义新农村建设，以及精准扶贫精准脱贫和乡村振兴等一系列改革和发展举措，夯实了乡村发展的基础，让农民能够在乡村过上更好的生活。

当前，在农民生活改善方面，乡村现代化存在两个深层次问题。一是粗放式城镇化给乡村带来的后遗症问题。粗放式城镇化是缺乏“温度”的城镇化，它更注重城镇范围扩大和人口增多等“量”的增长，而忽视了乡村因城镇化而出现的诸多问题，如农业劳动力减少、农民家庭成员分离，以及留守老人、留守妇女和留守儿童的生活困难等。不仅如此，粗放式城镇化还是“忘记”农民生活需要、“丢下”乡村发展的重“量”轻“质”的城镇化，导致一些乡村特别是中西部和东北地区的部分乡村出现了较严重的颓废、萧条现象。二是乡村现代化自身存在的问题。在农业现代化方面，存在承包地流转、农业规模化经营、小农户与现代农业衔接、农业社会化服务体系建立等问题；在农村现代化方面，面临古村落保护、老旧村庄拆并、人口老龄化、和美乡村打造等问题；在农民生活现代化方面，存在农民获得感、幸福感和安全感不强，以及现代生活方式如何塑造、共同富裕目标如何实现等问题。无论是城镇化给乡村带来的后遗症问题，还是乡村现代化的内生问题，可以肯定的是，经济社会高质量发展都不能对农民生活陷入困境的现象置之不理。

此外，乡村现代化还面临着依托乡村城镇化解决居村农民进城和返乡农民工生活问题的挑战。在新发展阶段，乡村振兴和城乡融合发展战略的实施将彻底改变城乡关系，乡村的小城镇、县城也将成为中国城镇化建设的重要载体。也就是说，构建中国城镇化新格局不仅要统筹城乡融合、区域协调等关系，还需要着力推进乡村小城镇和县城的发展。推进乡村城镇化对落实党的二十届三中全会提出的“加快农业转移人口市民化”精神和改善进城农民生活具有重大意义。一方面，乡村城镇化可以促进

更多居村农民就近到县域城镇居住、生活，以更低的成本、更快的速度提高人口城镇化率；另一方面，乡村城镇化可以促使部分超龄农民工和失去城市工作的年轻农民工回到家乡过城镇生活，从而缓解农业转移人口落户大城市难的问题。

以上三个矛盾对城镇中农民生活改善的影响各不相同，解决这些问题将有助于进一步改善农民生活。加快农业转移人口市民化，可以缩小户籍人口城镇化率与常住人口城镇化率的差距，逐步解决并终结数亿农民流动且不稳定生活；大力发展城镇民生事业，促进民生服务向进城农民充分供给，能让农民公平公正地享有与城镇户籍人口同等的民生服务；着力推进乡村现代化发展，夯实以小城镇、县城为重要载体的乡村城镇化基础，可以推动更多的居村农民和返乡农民工到县域城镇居住、生活。然而，这三个矛盾不是影响农民生活的三个独立方面。它们套嵌在城乡社会结构中，反映的是城乡社会转型过程中市民与农民、国家与社会、城市与乡村之间的叠加性问题。这些结构性矛盾对城镇中农民生活改善产生了多层面的影响，需要从多个维度给予整体性化解。

四、多维度下农民的城镇生活再改善

进入新发展阶段后，城镇化与农业转移人口市民化、民生服务均等化、乡村现代化之间的矛盾，以及农民对福利待遇、家人团聚、子女教育和生活安全的日益重视，使得改善农民的城镇生活变得更加复杂。这不仅需要制度为农民生活营造更适宜的宏观环境，还需要将城镇化策略和行动下沉到农民的日常生活世界中，在“个人困扰与公共议题”“系统世界与生活世界”“批判现实与保卫现实”（刘威，2010）之间寻求农民生活秩序性的构建。下面从城镇化的特定情境、自主选择、结构转型、现代化发展、城乡融合发展五个维度阐述中国城镇化与农民生活改善的结构性矛盾的解决之策。

（一）特定情境下的农民生活质量再提升

当前，中国城镇化的情境仍不利于解决农民市民化问题和进一步改善农民生活状况。首先，城市基础设施经过 30 多年的快速建设，已进入倦怠期甚至收缩期，不再需要大量农民工从事市政设施和房屋建设，很多城市已经出现农民工难找工作的问题。其次，新冠疫情发生后，国内经济发展进入结构调整阶段，增速明显放缓，一些企业出现不同程度的经营困难，大量文化水平不高、缺乏专业竞争优势的农民工因此下岗。再次，新兴科技的创新与广泛运用，使机器和科技部分地替代了流水线上的农民工，被置换的农民工因用工单位减少和新劳动力增加，失去了再就业机会。然后，城市企业，包括大量使用农民工的建筑企业，对农民工的就业年龄有严格要求，未能实现市民身份转换的第一代农民工陆续达到 55 岁、60 岁的聘用年龄节点，很难在城市找到较高报酬的工作。最后，中国城镇化仍处在上升期，每年约有 1000 万人以上农业转移人口进入城市，包括县域城镇。即使城市政府采用低房价和购房补贴等方式推进农业转移人口落户城镇，也难以在 10 年内解决 2 亿多存量和 1 亿多增量农业转移人口的城镇落户问题。

保障和改善农民生活是实现现代化和共同富裕目标的硬性要求，高质量城镇化绝不能因城镇化情境的变化而要求农民不进城或放弃对城镇美好生活的追求。基于当前城镇化的复杂情境和农民对城镇生活改善的更高要求，城镇化的推进有必要将工作重点转移到解决进城农民生活的“大事小情”上。

在满足进城农民教育、医疗、就业等公共领域日常生活需求的基础上，将民生服务延伸至每一个进城农民的私人领域日常生活中，切实解决进城农民因城镇化情境变化而出现的生活细微问题，提升他们进城生活的体验感和获得感。

当然，城镇化进程中农民生活改善是一个漫长的渐进过程，不可能始终保持线性上升的态势。徘徊、停滞，甚至部分进城农民返回乡村生活，都属于正常的社会现象。解决城镇化进程中的农民生活问题，需要建立在经济发展的基础之上，既不能为了改善进城农民生活而不顾政府财政承受能力，也不能削弱用人单位的再生产能力，以免出现损毁城镇化根基的“颠覆性”错误。不顾城镇化的经济基础而片面地提升农民生活保障，是风险极高的行为，这不仅有可能葬送几十年的城镇化成果，还有可能让进城农民陷入更严重的生活困境。

（二）自主选择下的农民生活再干预

国家城镇化战略的实施促使农民进城并实现身份转变，而乡村振兴战略则强调让农民留在乡村或鼓励农民工返乡创业就业，这是中国城镇化与乡村现代化矛盾的突出表现。一些地方政府在推动农民进城或返乡方面出台了相应政策，但部分农民对“我是谁”的身份和“我要到哪里安居”的归属选择存在迷茫，一些原本想离开乡村和留在城镇生活的农民变得犹豫不决。农民选择安身之所本是其个人事务，政策应该尊重他们对未来职业、居住地、生活方式的自主选择。然而，政策引导和政府干预也是必要的，因为若不对农民的选择进行干预，将难以形成城乡协调发展格局并促进整个社会良性运行。有学者指出，国家和政府适时介入并有效引领私人生活是国家基层政权建设的重要路径（王向阳，2021）；还有学者认为应“对老百姓生活利益无问大小、负责到底”（包涵川，2021）。

当前，城乡二元体制和城乡二元结构正逐步向城乡融合体制和城乡整体性社会结构转变，国家不再对农民流动及其选择实行强制性干预，广大农民拥有自主选择的自由，但这并不意味着国家和政府无需从政策层面给予适当引导。鉴于2020年中国已如期实现现行标准下的农村贫困人口全部脱贫和全面建成小康社会的目标，以及中国城镇化率有待进一步提高、常住人口城镇化率与户籍人口城镇化率差距大的现实，中国仍需要加快城镇化进程和提升城镇化质量，以提高户籍人口城镇化率，促进更多农业人口进入城镇。国家政策应对农民生活进行适度干预：在宏观层面，国家要提升城镇化质量，继续鼓励并吸引农民进城；在中观层面，国家要推进城镇公共服务全面、深度覆盖进城农民及其家属，让城镇中的农民享有与市民均等的权益；在微观层面，城镇政府和城镇社会要重视解决农民在城镇人际互动中的“孤岛化”问题，消除他们在社区认同和融入方面的障碍（李强，2011）。需要注意的是，国家对农民选择的适度干预应体现在引导、支持、帮助上，而非强制农民进城或返乡。而且，在城镇化进入提质增效阶段后，保持对农民生活的适度干预还需要重视农民的差异化和个性化的具体生活需求，在“整齐划一”的政策安排中凸显对生活中特定事件的解决，尤其需要尊重农民亲身实践的生存选择和底层智慧。

（三）结构转型下的农民生活再优化

城镇化本质上体现了从乡村总体性社会向城镇总体性社会的结构性转型，农民生活及其变化是这一转型过程中在地化和异地化的具体体现。城镇化在解构城镇和乡村结构的同时，自身也在不断进行

解构。它使农民日常生活的整体性在进城过程中被分解，日常生活秩序也被城镇化打乱，呈现不稳定性和不确定性。“无序”是农民生活非规范和例外的状态，是一种危险、危机和弊病的状态，它不断侵入人们的日常生活，使其“无结构化”（鲍曼，2002a）。在城镇化进程中，一些农民尽管经济收入有所增加，但安全感并未因此增强，尤其是农民的习惯主导着他们的行为，并使其保有“完成那种行为的倾向和趋向”（休谟，1980）。一些人担忧“无根”，并对未来的不确定性产生恐惧。虽然城乡社会结构转型是国家推进城镇化的例行化动作，城市的社会结构在保持相对稳定的同时不断增强弹性，主动缩小两大群体的场域“区隔”，让农民能够进城并住下来、留下来。但多数进入城市的农民仍不适应城市的“硬规则”和“软治理”，城镇化中的现代性力量未能促使他们形成强大凝聚力，也未能让他们与市民达成结构性团结。

只要城乡结构转型尚未完成，农民生活的稳定性问题就会一直存在，也难以形成协调多方面关系的结构化生活秩序。因此，要进一步推动中国城镇化，不仅要打破城乡原有的社会结构，消除阻碍城乡人口、资金等要素流动和城乡整体性社会形成的不合理制度和“土政策”束缚，还要将参与城镇化的农民个人烦恼和基于不确定性而产生的担忧转化为社会结构上的公共议题，从优化社会结构中形塑农民新生活，还要将受到城镇化影响的乡村“三留守”问题以及进城农民日常生活中存在的定居难、融入难、保障少等问题纳入社会结构调整与改进的范畴，通过构建新的社会结构解决城镇化中出现的结构性问题，让进城农民和居村农民在城乡新的整体结构中“各得其所”“各美其美”。

（四）现代化发展下的农民生活再重视

中国农业人口众多而耕地资源有限，改善农民生活必须依赖不断推进的城镇化进程。城镇化是现代化发展过程中的具体实践活动，其核心目标之一是促进农民进城，并在此基础上持续改善他们的生活状况，提高他们的生活水平，使大多数进城农民能够定居在城镇，成为真正的市民。这是现代化发展的重要使命之一。农民能否顺利进城，以及他们在城镇能否过上美好生活，在很大程度上取决于中国式现代化发展的进程与成效。在新发展阶段，国家提出了全面推进中国式现代化的发展战略，并明确提出到2035年基本实现社会主义现代化的目标。这意味着，农民生活包括居村农民和进城农民生活的现代化都要在2035年前得以实现。然而，现实中多数进城农民缺乏稳定工作和社会保障，难以解决自我生存和发展的紧迫需求，也难以从城镇生活和工作的烦恼中解脱出来。按照阿伦特的话说，“倘若不能驾驭生活的必然性，无论是生活抑或是‘幸福的生活’都将是不可能的”（阿伦特，1998）。

如果农民在城镇生活得不尽如人意，或者感觉在城镇生活得不舒服，他们返回乡村的概率将会大大增加。什托姆普卡（2011）指出，社会事件和社会现象的发生过程通常是不可逆转的，“一件事情一旦发生，它就不能再回去”。但是，“对那些在现今生活感觉不舒服的人来说，过去（乡村生活）就是天堂”（Shils，1981）。只要城镇中的农民在乡村老家还保有承包地、宅基地和住房，返乡的农民就能“从小菜园、一块小土地或者放牧权利这样的便利和愉悦中得到补充”，“就会减少对货币收入的绝对依赖”（波兰尼，2007）。更何况，乡村振兴作为中国式现代化的重要推动力，正在着力打造宜居宜业和美乡村，乡村的现代化魅力对城镇化形成的反作用力愈发强大。如果城镇化建设漠视农民的生活需要，不能将城镇公共服务覆盖常住人口落到实处，不能从改善进城农民的生活着手，

不能尽快让进城农民在城镇定居下来，那么，居村农民的进城意愿会降低，进城农民返乡的趋势会增强，这将对城镇化速度和质量产生负面影响。因此，重视并聚力改善农民生活，不再是城镇化可以选择的事项，而是中国式现代化内在的、本质的、必然的要求。

（五）城乡融合发展下的农民生活更美好

乡村振兴与城乡融合发展，为农民提供了更广阔的生活与工作空间，他们既能选择过城镇生活，也能在乡村社会从事农业劳动、非农工作以及兼业工作。近年来，中国式现代化发展在新型城镇化和乡村振兴的“双轮”驱动下，在城镇与乡村同步推进。城乡之间的互动不断增强，“城乡关系由对立分割不断走向融合”（刘守英和王一鸽，2018）。中国的乡村与城镇的制度边界、社会边界和生活边界，在农民进城务工以及城市资本、文化、服务等要素下乡的过程中变得愈发模糊。由于中国在城镇化、工业化发展的进程中，始终没有忽视乡村发展，通过实施新农村建设战略、精准扶贫精准脱贫方略和乡村振兴战略等，有效避免了乡村出现整体性衰退，也未出现摩尔（1987）所描述的在市场自发、市场助推的工业化进程中“农民早晚会成为现代化的牺牲品”这一“简单而残酷的事实”。

城乡融合是新发展阶段对城镇化提出的更高质量要求，农民在城乡融合发展中自由选择自己所向往的生活。当农民选择过进城务工生活时，他们获得了前所未有的自由体验。然而，这一选择也伴随农民群体在进城过程中的加速分化，不同阶层的农民面临着“前所未有的任务”，并由此引发恐惧和不安（鲍曼，2002b）。农民在城镇中的生活呈现“快乐和危险”“机会和威胁”并存的复杂状态，这种生活“既有吸引力又有排斥力”（鲍曼，2002a）。城镇要解决农民生活的这种“双重”性问题，不仅需要拆除阻碍农民进城的门槛，打破城乡二元结构，还应允许城镇社会结构的越轨和自我否定，将农民生活改善纳入城乡融合新结构中，因为改善农民生活“几乎肯定是创造新结构过程的一部分”

（Bierstedt，1981）。相较于把农村转变为城市的城镇化，城乡融合发展下的农民城镇生活更有“温度”，民生服务也更有“质感”，农民的日子也会更加美好。

五、结语：让农民在城镇化中过上美好生活

美好生活成为新发展阶段一种新的生活样态，它的出现标志着“中国人民生活样式的变迁进入了一个崭新的、高层次的阶段”（项久雨，2019）。中国城镇化打破了城乡二元结构对农民择业、流动和身份的束缚，亿万农民从乡村到城镇就业、创业和定居，体验到了与乡村不一样的文明生活。而且，很多进城务工者及其家属也从“新市民”“准市民”的身份转变为正式的城镇居民，过上了与城镇原住民同等条件的生活。城镇化拓展了广大农民的生存和发展空间，让越来越多的农民过上了体面、有尊严的美好生活。

中国城镇化是关涉亿万农民生活改变的时代进路，也是创造新时代美好生活的必由之路。自国家推进小城镇建设以来，城镇化就承载着向农民提供就业岗位、增加农民收入和促进农民向城镇转移的重任。城镇化因农民广泛参与而变得精彩、丰富，全国各地农民的生活也因城镇化的不断推进而发生了不同程度的改变。然而，不可否定的是，农民进城寻求新生活的道路并非一帆风顺。在“闯荡”“打拼”的奋斗历程中，农民凭借“忍耐”“坚守”的顽强意志探索新生活。其中，因思念家人产生的痛

楚、因不停地流动产生的疲劳、因随迁子女上学问题产生的烦心、因留守人员生活困难或无人照顾产生的忧愁等，都让旁观者感叹：农民进入城镇的生活非常不易。而这种“不易”尚未得到有效解决，多数在城镇中的农民仍旧生活在城镇结构外。

本文认为，新发展阶段的城镇化需要将解决农民生活问题提上日程。一方面，进城农民以及受到城镇化影响的居村农民都曾为城镇化做出了巨大贡献，甚至付出了较大牺牲。今天城镇的所有成就，包括道路、桥梁、高楼以及繁荣的市场和市民的日常生活，都离不开农民的辛勤付出。国家和地方政府在城镇化进入新阶段后，需要拿出“诚意”回报农民，让他们分享城镇化成果。另一方面，相较于居村农民，进城农民更多的是依靠个人奋斗获取城镇生活。党的十八大后，国家先是推行精准扶贫精准脱贫，补上乡村现代化的短板弱项，让乡村贫困人口过上了小康生活；后是实施乡村全面振兴战略，尤其是推进宜居宜业和美乡村建设行动，使农业变得更强、农村变得更美、村居农民变得更富。然而，国家对生活在城镇中的农民这一庞大群体的“关心”尚显不够。尽管国家提出的“城镇基本公共服务常住人口全覆盖”政策已经历时多年，但很多地方仍停留在宣传层面，没有完全将其“落地”“变现”。中国城镇化要进一步发展，就需要在改善进城农民生活上“下功夫”“动真格”，不能让他们既流汗又流泪。

参考文献

- 1.阿伦特，1998：《公共领域和私人领域》，载汪晖、陈燕谷（编）《文化与公共性》，北京：生活·读书·新知三联书店，第69页。
- 2.包涵川，2021：《“生活小事”：中国基层治理的重要维度——兼论政权与社会关系的中国特色》，《西南民族大学学报（人文社会科学版）》第12期，第195-202页。
- 3.鲍曼，2002a：《生活在碎片之中：论后现代道德》，郁建兴等译，上海：学林出版社，第5页、第154页。
- 4.鲍曼，2002b：《个体化社会》，范祥涛等译，上海：上海三联书店，第51页。
- 5.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80页。
- 6.樊小钢、陈薇，2013：《公共政策：统筹城乡社会保障》，北京：经济管理出版社，第25页。
- 7.费孝通，2009：《费孝通全集》第10卷，呼和浩特：内蒙古人民出版社，第536-538页。
- 8.顾朝林，1992：《中国城镇体系》，北京：商务印书馆，第370页。
- 9.简新华、何志扬、黄锬，2010：《中国城镇化与特色城镇化道路》，济南：山东人民出版社，第235-271页。
- 10.焦长权，2022：《从乡土中国到城乡中国：上半程与下半程》，《中国农业大学学报（社会科学版）》第2期，第22-39页。
- 11.金一虹，2010：《流动的父权：流动农民家庭的变迁》，《中国社会科学》第4期，第151-165页。
- 12.李备战，2023：《知识产权综合运用赋能地理标志产业发展案例研究》，北京：知识产权出版社，第69页。
- 13.李强，2011：《中国城市化进程中的“半融入”与“不融入”》，《河北学刊》第5期，第106-114页。
- 14.刘秉镰、高子茗，2023：《城市群空间结构视角下中国式城镇化的内涵、机制与路径》，《西安交通大学学报（社会科学版）》第4期，第11-22页。

- 15.刘翠霞、顾理辉, 2009: 《“行动者”的缺席: 当代中国公民社会研究理路的反思》, 《南通大学学报(社会科学版)》第6期, 第118-123页。
- 16.刘守英、王一鹤, 2018: 《从乡土中国到城乡中国——中国转型的乡村变迁视角》, 《管理世界》第10期, 第128-146页。
- 17.刘威, 2010: 《“行动者”的缺席抑或复归——街区邻里政治研究的日常生活转向与方法论自觉》, 《南京社会科学》第7期, 第53-60页。
- 18.卢晖临、粟后发, 2021: 《迈向扎根的城镇化——以浏阳为个案》, 《开发时代》第4期, 第158-177页。
- 19.洛夫格伦、弗雷克曼, 2011: 《美好生活: 中产阶级的生活史》, 赵丙祥译, 北京: 北京大学出版社, 第12页。
- 20.摩尔, 1987: 《民主和专制的社会起源》, 拓夫等译, 北京: 华夏出版社, 第379页。
- 21.潘强恩, 2000: 《放开变革》, 北京: 西苑出版社, 第71页。
- 22.什托姆普卡, 2011: 《社会变迁的社会学》, 林聚任等译, 北京: 北京大学出版社, 第40页。
- 23.粟后发, 2023: 《“社会生活”的构建与就近城镇化——对“二代农民工”返乡购房的考察》, 《中国农村观察》第3期, 第106-124页。
- 24.孙中山, 2011: 《孙中山选集》(下), 北京: 人民出版社, 第832页。
- 25.王格芳等, 2020: 《以人为核心的新型城镇化道路研究》, 北京: 人民出版社, 第47-57页。
- 26.王克忠、周泽红、孙仲彝、朱惠霖, 2009: 《论中国特色城镇化道路》, 上海: 复旦大学出版社, 第42-69页。
- 27.王理、廖祖君、贾男, 2024: 《城镇化发展新视域: 数据要素的创新驱动与信息牵动》, 《中国农村经济》第6期, 第25-49页。
- 28.王向阳, 2021: 《国家如何引领私人生活的变革——基于近年来农民生活治理实践的考察》, 《上海行政学院学报》第5期, 第14-23页。
- 29.王新燕, 2020: 《以人为核心的中国新型城镇化研究》, 北京: 人民出版社, 第93-121页。
- 30.吴业苗, 2013: 《城乡公共服务一体化的理论与实践》, 北京: 社会科学文献出版社, 第12-13页。
- 31.吴业苗, 2021: 《人的城镇化研究》, 北京: 社会科学文献出版社, 第270页。
- 32.项久雨, 2019: 《新时代美好生活的样态变革及价值引领》, 《中国社会科学》第11期, 第4-24页。
- 33.肖瑛, 2014: 《从“国家与社会”到“制度与生活”: 中国社会变迁研究的视角转换》, 《中国社会科学》第9期, 第88-104页。
- 34.新玉言, 2013: 《国外城镇化比较研究与经验启示》, 北京: 国家行政学院出版社, 第114-129页。
- 35.休谟, 1980: 《人性论》, 关文运译, 北京: 商务印书馆, 第462页。
- 36.徐勇, 2010: 《农民理性的扩张: “中国奇迹”的创造主体分析——对既有理论的挑战及新的分析进路的提出》, 《中国社会科学》第1期, 第103-118页。
- 37.周飞舟、王绍琛, 2015: 《农民上楼与资本下乡: 城镇化的社会学研究》, 《中国社会科学》第1期, 第66-83页。
- 38.Bierstedt, R., 1981, *American Sociological Theory: A Critical History*, New York: Academic Press, 461.
- 39.Brenner, N., 2019, *New Urban Spaces: Urban Theory and the Scale Question*, New York: Oxford University Press, 349.
- 40.Shills, E., 1981, *Tradition*, Chicago: University of Chicago Press, 207.

Sustained Improvement of Rural Livelihoods in China's Urbanization

WU Yemiao

(School of Public Administration, Nanjing Normal University)

Summary: Improving farmers' livelihoods is a critical issue and an inherent objective within the context of China's urbanization. China's urbanization has provided farmers with more employment opportunities and higher income levels, and fundamentally transformed their lifestyles, offering experiences and ways of living that are markedly different from rural life. However, despite these advancements, farmers' lives in the urbanization process remain fraught with significant challenges. This paper examines the key challenges facing the improvement of farmers' livelihoods during the ongoing urbanization and proposes policy implications to address these challenges.

This paper conceptualizes the urban lives of Chinese farmers as a structurally conditioned life trajectory, wherein their struggle for survival and development in urban areas, alongside their aspirations for familial upward mobility, are fundamentally shaped by policy-driven urbanization agendas. From a synchronic perspective, the analysis reveals three spatially differentiated modalities: locally embedded practices in small towns, disembedded survival strategies in cities, and institutionally rooted integration in county-level cities. Diachronically, during the early phase of rapid urbanization, farmers' lives were largely managed as private affairs, heavily relying on close-knit kinship and community networks to navigate urban challenges. However, in the current phase of people-oriented, high-quality urbanization, there is a pressing need for institutionalized support to facilitate the improvement of farmers' livelihoods and their social integration.

The issue of farmers' livelihoods in China's urbanization process constitutes a structural problem that implicates the relationships between urban residents and rural migrants, between state institutions and societal dynamics, and between urban development and rural sustainability. It is primarily manifested in the structural tensions between urbanization and the citizenization of rural migrant populations, the equalization of public services, and rural modernization. In the new development phase, the structural contradictions between urbanization, citizenization of agricultural migrant populations, equalization of livelihood services, and rural modernization have significantly compounded the complexity of improving farmers' urban living conditions. This paper examines solutions to the structural contradictions between China's urbanization and the enhancement of farmers' livelihoods in five dimensions: contextual specificity, autonomous choice, structural transformation, modern development, and urban-rural integrated development. These approaches include further elevating farmers' livelihoods within specific contexts, reintervening in farmers' living conditions under autonomous choice, optimizing farmers' livelihoods amid structural transformation, reaffirming the importance of farmers' livelihoods in modern development, and achieving better livelihoods for farmers through urban-rural integrated development.

The primary innovations of this paper lie in three aspects. First, China's urbanization is a process in which rural migrants continuously enhance their livelihoods and achieve identity transformation; consequently, urbanization research must not "overlook" farmers' living conditions. Second, the urban living patterns of farmers in China's urbanization manifest as three forms: localized, disembedded, and rooted urban living. Third, China's urbanization has entered a new phase emphasizing quality enhancement and efficiency improvement, which necessitates precise identification of farmers' livelihood needs and targeted resolution of fragmented, uncertain issues in their daily lives.

Keywords: China's Urbanization; Rural Livelihoods; Rural Migrants; Citizenization; Structural Transformation

JEL Classification: J61; L31; Q48

(责任编辑: 尚友芳)

农民工进城落户的意愿为什么不高？

——基于可解释机器学习方法的分析

刘 媛 熊 柴 蔡继明

摘要：当前，中国以农民工为主体的农业转移人口的城镇落户意愿不高且呈现下降趋势，落户政策供给与落户需求意愿存在结构性错配。本文以推拉理论为基础构建分析框架，使用2017年中国流动人口动态监测数据，利用可解释机器学习方法，对农民工落户意愿的影响因素进行考察，并根据城镇规模进行异质性分析。在区分暂居意愿、长居意愿、定居意愿和落户意愿的基础上，讨论农民工城镇落户意愿的渐进形成过程。研究发现：中间阻碍因素和城镇户籍拉力是影响落户意愿的两个主要方面，其中的中间阻碍因素主要体现为社会融入程度。不同规模城镇的农民工，落户意愿的影响因素以及影响因素的重要程度存在差异。从趋势上看，城镇规模越大，城镇户籍拉力的影响越强，农民工所在农村的户籍拉力的影响越弱。农民工居留意愿的影响因素存在显著的阶段性差异，流入时长、有无自有住房与地区服务差距分别是影响长居意愿、定居意愿与落户意愿的首要因素。本文研究结论有助于全面理解农业转移人口落户意愿形成机理，并为进一步完善市民化政策提供参考。

关键词：新型城镇化 可解释机器学习 农民工 落户意愿

中图分类号：F323.6; C922 **文献标识码：**A

一、引言

党的十八大以来，随着以人为本的新型城镇化战略得以实施，中国市民化进程明显加快。主要表现为：常住人口城镇化率从2012年的53.10%提高至2023年的66.16%，近10年累计有1.65亿农业转移人口在城镇落户，城镇基本公共服务覆盖范围显著扩大^①。但是，由于农民工进城落户意愿整体不

【资助项目】 研究阐释党的二十届三中全会精神北京市习近平新时代中国特色社会主义思想研究中心专项课题重点项目“在流动中走向融合：完善城乡融合发展体制机制研究”（编号：24LLLJB11）。

【作者信息】 刘媛，首都经济贸易大学经济学院；熊柴（通讯作者），中国政法大学商学院，电子邮箱：xiongchaipeter@126.com；蔡继明，清华大学社会科学学院。

^①资料来源：《国新办举行国务院政策例行吹风会介绍〈深入实施以人为本的新型城镇化战略五年行动计划〉有关情况图文实录》，<http://www.scio.gov.cn/live/2024/34432/tw/>。

高且呈现下降趋势,以及落户政策供给与落户需求之间存在结构性错配等问题(苏红键,2020;程郁等,2022),户籍人口城镇化率与常住人口城镇化率之间的差距并未明显缩小。根据国家统计局和公安部数据,2023年,中国户籍人口城镇化率与常住人口城镇化率仍相差17.9个百分点,相较于2013年的18.6个百分点变化不大^①。鉴于此,党的二十届三中全会强调,要健全推进新型城镇化体制机制,加快农业转移人口市民化。

市民化的本质是促进农业转移人口享有与城镇居民同等的经济社会政治权利,并最终全面融入城镇(魏后凯和苏红键,2013)。尽管市民化并不等同于“落户”(邹一南,2021a),但由于“户籍”的功能除了登记管理外,还附着了一定权利,因此“落户”仍是市民化进程的关键一环。2024年7月,国务院印发《深入实施以人为本的新型城镇化战略五年行动计划》,明确提出要努力缩小户籍人口城镇化率与常住人口城镇化率的差距。当前,大多数城镇已经全面取消落户限制,户籍制度改革仍在深化推进,在此背景下,缩小户籍人口城镇化率与常住人口城镇化率差距的关键在于提升农业转移人口落户意愿。这需要全面理解农业转移人口在城镇落户的影响因素,以制定有针对性的市民化政策。2021年1月,习近平在省部级主要领导干部学习贯彻党的十九届五中全会精神专题研讨班上的讲话中特别要求,农民落户城市意愿下降问题要抓紧研究、明确思路^②。

农民工进城落户意愿的形成是个体、家庭、地区等多层面以及经济、非经济等多维度复杂因素共同作用的结果。已有文献对农民工落户意愿以及与之密切相关的定居意愿的影响因素开展了大量研究,这些研究有利于理解农民工城镇落户意愿不高的问题,但难以对诸多影响因素的相对重要性和作用方向进行全面准确地识别。从理论层面看,与落户意愿相关的理论主要包括宏观视角的结构转换迁移理论、双重劳动力市场理论,微观视角的人力资本迁移理论、新劳动力迁移理论、“用脚投票”理论,以及比较综合的推拉理论等。不同理论的假设、侧重点往往存在差异,因而,对相关影响因素的解释也难免存在差异,甚至出现矛盾。从方法层面看,多数实证文献采用传统计量模型进行研究,但传统计量模型在应对高维度变量、处理非线性关系、识别异质性因果效应、样本外预测等方面均存在较大的局限性(郭峰和陶旭辉,2023),难以对影响落户意愿的诸多因素进行准确识别和重要性排序。

针对上述情况,本文尝试在推拉理论框架下采用可解释机器学习方法弥补上述不足。一方面,推拉理论作为一个一般性的人口迁移理论,能够突破单一视角,同时考察各维度各层次因素对农民工进城落户意愿的影响,具有理论上的包容性;另一方面,机器学习方法适用于对落户意愿这种影响因素多且交互关系复杂问题的研究,能够突破传统计量方法的局限性,在保证准确率的同时具备一定的泛化能力(洪永淼和汪寿阳,2021)。而SHAP(SHapley Additive exPlanation)可解释性方法的应用,能够解决机器学习模型面临的“黑箱”问题,实现准确预测农民工落户意愿和理解落户意愿关键原因

^①资料来源:常住人口城镇化率数据来源于《中国统计年鉴2024》(<https://www.stats.gov.cn/sj/ndsj/2024/indexch.htm>);2023年户籍人口城镇化率数据来源于《国新办举行“推动高质量发展”系列主题新闻发布会(公安部)图文实录》(<http://www.scio.gov.cn/live/2024/34551/tw/>);2013年户籍人口城镇化率由《中国人口和就业统计年鉴2014》数据计算而来。

^②习近平,2021:《论把握新发展阶段、贯彻新发展理念、构建新发展格局》,北京:中央文献出版社,第480页。

两个目标的平衡。

鉴于此,本文基于2017年中国流动人口动态监测调查(China Migrants Dynamic Survey,简称CMDs)数据,以推拉理论为基础构建分析框架,综合比较多种机器学习方法性能,选择性能最优的XGBoost模型,并结合SHAP可解释性方法,对农民工进城落户意愿影响因素的贡献度以及作用方向进行系统考察。在此基础上,根据城镇规模对农民工的落户意愿进行异质性分析,在区分暂居意愿、长居意愿、定居意愿和落户意愿的基础上,讨论农民工城镇落户意愿的渐进式形成过程。本文的边际贡献在于:第一,运用可解释机器学习方法对中国农民工进城落户意愿的诸多影响因素进行系统考察,全面识别相关因素的重要性及其对落户意愿的作用方向,有利于深入理解近年来农民工落户意愿大幅下降的原因。与本文相似的是黄造玉等(2023)的研究,该文利用随机森林方法和平均不纯净度降低方法(Mean Decrease Impurity,简称MDI)对流动人口落户意愿影响因素的重要性进行排序,但未能识别影响因素的作用方向。第二,针对落户政策供给与落户意愿之间存在错配的问题,本文基于城镇规模视角对农民工在城镇落户意愿的影响因素进行研究,以期分类推进市民化进程提供政策参考。第三,在城镇落户限制无法立刻全面取消的背景下,本文考察从短期居留到长期居留直至定居、落户这一层层递进的意愿形成过程,这有助于从理论和实践上探索提高农民工进城落户意愿的渐进路径。

二、相关文献评述

受户籍制度、土地制度等城乡二元制度影响,中国农业转移人口向城镇迁移的过程可以分为两个阶段:一是从乡村进入城镇的阶段;二是在城镇定居和落户的阶段。已有关于农民工进城落户意愿的研究主要参考了西方经典人口迁移理论,但也具有鲜明的中国特色。鉴于此,本部分将沿着从理论到实证研究的线索对相关文献进行评述。

西方经典人口迁移理论主要基于宏观视角或微观视角,考察的影响因素从早期的经济因素逐渐拓展到非经济因素。宏观视角方面,结构转换迁移理论(Lewis, 1954; Ranis and Fei, 1961)和双重劳动力市场理论(Piore, 1979)分别从城乡收入差距和劳动力市场分割角度讨论人口迁移问题。微观视角方面,“用脚投票”理论(Tiebout, 1956)强调个体在做出迁移决策时会比较地区间公共服务差异和税收组合差异;人力资本迁移理论(Schultz, 1961; Sjaastad, 1962)将人力资本差异导致的个体迁移回报率不同视为劳动力迁移决策的重要因素;新劳动力迁移理论(Stark and Bloom, 1985; Stark and Taylor, 1991)则把家庭作为决策主体,认为家庭依据风险最小化和相对地位最大化的原则决定家庭成员是否迁移。同时,早期研究主要强调经济利益对人口迁移的决定性影响。随着研究深入,越来越多的学者开始重视社会心理等非经济因素对迁移决策的重要影响。例如,Sjaastad(1962)在个体迁移的成本收益分析中强调离开家乡、家庭和亲友的心理成本作用,Massey(1990)关注社会网络的重要影响等。由Lee(1966)系统发展的推拉理论提供了一个比较综合的分析框架。该理论从流入地相关因素、流出地相关因素、中间障碍因素、个体特征因素四个方面解释人口迁移。由于该框架的包容性较强,能够同时把微观视角和宏观视角的经济因素与非经济因素同时纳入讨论,因此被学术界广泛使用。

在西方经典人口迁移理论的基础上,中国学者对以农民工为主体的农业转移人口的落户意愿进行

了大量探讨,且普遍考虑了中国特有的城乡二元制度的影响。多数研究的思路是聚焦单方面因素对落户意愿的影响。例如,聚焦个体或家庭层面的人力资本(李飞和钟涨宝,2017)、工作稳定性(周闯,2022)、住房情况(Liu et al., 2017)、家庭资源禀赋(石智雷和杨云彦,2012)等因素;关注中间阻碍方面的公共服务获得(祝仲坤,2021;张培文等,2023)、社会融入(张鹏等,2014)、家庭老年照料负担(张永奇和单德朋,2024)等因素;聚焦农村户籍拉力方面的农地流转(陈丹等,2017)、农村宅基地(Gu et al., 2020)等因素;讨论城镇户籍拉力方面的城镇总体特征(林李月和朱宇,2016)、公共服务质量(刘金凤和魏后凯,2019)等因素。也有少数研究基于推拉理论等,将多种因素同时纳入Logit等计量模型,比较这些因素对落户意愿的不同影响(刘程,2018;刘涛等,2019)。

已有研究为理解农民工城镇落户意愿的影响因素提供了不同角度的解释,但仍难以准确回答相关变量的相对重要性及作用方向。从理论层面看,不同理论对一些因素与落户意愿关系的解释存在差异甚至矛盾。例如,在经济能力与落户意愿的关系方面:人力资本迁移理论认为,个体经济能力越强,迁移乃至落户意愿更高;而基于新劳动力迁移理论的相对地位假说认为,个体的迁移或落户决策会基于其相对经济地位(蔡昉和都阳,2002)。在推进基本公共服务全覆盖对落户意愿的影响方面:基于落户净收益视角来看,随着基本公共服务均等化的推进,个体落户的净收益变小,落户意愿下降(苏红键,2021);而基于“用脚投票”理论和心理成本等解释,公共服务覆盖度的提高有利于降低流动人口在居住地的生活成本和心理成本,有利于提升他们的落户意愿(张培文等,2023)。

从方法层面看,在探讨落户影响因素时,基于传统计量模型的定量研究也存在一定局限性。第一,由于落户意愿的影响因素众多,而且这些影响因素与落户意愿之间,以及这些影响因素之间都可能存在复杂的非线性关系。传统计量建模方法依赖于预设模型的具体形式来理解其决策过程,很难确保其正确性,在识别异质性因果效应方面也存在较大局限性(郭峰和陶旭辉,2023)。第二,由于变量量纲差异与模型设定错误等问题,传统计量方法难以对不同影响因素之间的相对重要性做出科学的比较(齐秀琳和汪心如,2024),这使得政策制定者在制定相关政策时,无法明确若干政策的优先顺序、选择恰当有效的政策工具。第三,任何一种科学理论或假说,必须能够在同样的条件下,独立地重复通过经验验证。因此,一种科学理论或模型不但需要能够解释已经发生的现象,也需要能够进行精准的样本外预测,即拥有良好的泛化能力(洪永淼和汪寿阳,2021)。传统计量方法虽然在解释样本内关系时效果良好,但对于样本外的预测能力则非常有限。这使得已有研究中得到的结论难以得到推广,限制了研究的政策参考价值。

综上,相关理论的解释差异和传统计量研究方法的局限,造成了学者在农民工落户意愿影响因素问题上仍然存在一定的争论,而且无法从全局角度对各影响因素的重要性进行一致、准确地排序,阻碍了对农民工进城落户决策的全面理解。通过文献梳理分析可知,农民工进城落户意愿主要受到个体、家庭、地区等多层面和经济、非经济多维度因素的影响。推拉理论作为一个包容性的理论框架,能够同时将不同层面、不同维度的影响因素同时纳入分析框架并进行讨论。同时,机器学习预测性建模方法能够克服传统计量模型的局限性,不需要预设模型的具体形式,有助于挖掘落户意愿与各影响因素之间的真实关系,探索复杂的非线性关系。但是,机器学习的计算过程类似一个“黑箱”,给理解机

器学习的预测结果带来一定困扰 (Zhao and Hastie, 2021)。将 SHAP 可解释性方法与机器学习结合, 能够较好地平衡模型预测的准确性和可解释性两个目标。SHAP 可解释性方法可以对特征变量的重要程度进行排序, 衡量输入的特征变量对模型输出结果的边际贡献 (Lundberg and Lee, 2017), 能够弥补传统机器学习方法作为“黑箱”模型的不足, 因此受到了广泛关注。近年来, 已有一些学者开始利用 SHAP 可解释机器学习方法对通货膨胀 (肖争艳等, 2022)、房价 (陈小亮等, 2023)、多维市民化水平 (齐秀琳和汪心如, 2024) 等问题开展创新性研究。鉴于此, 本文尝试在推拉理论基本框架下, 利用 SHAP 可解释机器学习方法弥补已有研究不足, 这也是数据驱动与经济理论结合考察传统经济学问题的有益尝试。

三、变量选取和数据处理

(一) 农民工进城落户的推拉因素与变量选取

为了平衡机器学习预测能力与落户意愿影响因素的可解释性, 本文基于推拉理论对人口迁移的影响因素进行类别的界定 (Lee, 1966), 将农民工进城落户意愿的影响因素分为城镇户籍拉力、农村户籍拉力、中间阻碍因素和个人因素四个方面, 共选取 37 个特征变量作为农民工进城落户意愿的解释变量。

1. 城镇户籍拉力。流动人口的城镇落户意愿具有显著的地域差异, 城乡之间在收入水平、公共服务等方面的差距是决定人口迁移与落户的关键因素 (林李月 and 朱宇, 2016)。对于农民工来说, 城镇能够给予其更高的收入和更完善的公共服务, 这是城镇户籍的拉力, 是农民工进城落户决策考虑的重要因素。已有研究发现, 流入地经济越发达、就业收入水平越高, 流动人口的落户意愿就越强 (田明和徐庆文, 2023); 城镇的公共服务水平越高, 流动人口的永久迁移意愿就越强 (刘金凤和魏后凯, 2019)。鉴于此, 本文使用农民工的居住地 (城镇) 与户籍地 (农村)^①在岗职工平均工资之差和人均公共预算支出之差来衡量城镇户籍对于农民工进城落户的拉力大小。

2. 农村户籍拉力。农村土地和集体分红等农村权益是制约农民工进城落户的重要因素 (陈丹等, 2017; 欧阳慧等, 2019; Gu et al., 2020), 属于农村户籍的拉力因素。新型城镇化战略实施以来, 国家陆续出台了一系列政策法规, 要求不得以退出土地承包权、宅基地使用权、集体收益分配权作为落户条件。但是, 农民对于农村权益保留政策的持久性仍然持谨慎保守态度。同时, 随着农村土地制度改革的推进, 农村土地的财产价值得到进一步凸显, 这提升了农民对农村权益退出补偿的心理预期, 使得农村户籍的拉力逐步增强。因此, 本文使用农民工在户籍地有无承包地、有无宅基地、有无集体分红来衡量其农村权益, 并以此来衡量农村户籍的拉力大小。

3. 中间阻碍因素。城乡二元分割造成农民工在融入城镇社会和获取公共服务等方面存在一定困难, 同时带来农民工与亲人分离等问题, 这些是农民工进城落户意愿的主要中间阻碍因素。^①社会融入。在是否落户这一问题上, 农民工不仅会权衡经济收益, 还会考虑社会融入问题。之所以存在农民工“能落不愿落”的现象, 经济、社会、心理等方面的融入困难是其中一个重要原因 (张鹏等, 2014)。例

^①在后文中, 居住地均指代农民工目前工作生活所属城镇地区, 户籍地指代农民工老家所属农村地区。

如，感到被歧视或被排斥会降低农民工从心理上融入城镇的主观能动性，而农村流动人口在城镇中建立社会网络，能够通过提升社会资本、强化其在城镇中的经济适应，增强其进城落户意愿（郭晓欣等，2023）。本文使用农民工在城镇中参加社会活动种类、是否感到被歧视、是否感到被接纳以及个人身份认同感来衡量农民工的社会融入情况。②公共服务。基本公共服务（公共教育服务、公共保险服务、公共卫生服务等）的获得，能够提升农民工家庭化迁移水平（张培文等，2023）和社会融入水平（祝仲坤，2021），进而促进农民工形成落户意愿。本文选取农民工有无子女上学困难、有无医疗保险、有无健康档案、有无社保卡、有无居住证作为农民工在城镇中获得公共服务程度的指标。③家庭羁绊。个人的落户决策往往会受到家庭因素的影响。农民工的流动范围越大，居住地与户籍地的距离越远，考虑到城乡两栖成本较高（苏红键，2020）、文化和生活习惯差异较大（刘涛等，2019），农民工的落户意愿越低。在家庭分离式的迁移中，农民工需要付出在城乡间往返的经济成本、时间成本和心理成本。配偶、子女随迁能够提高农民工在城镇中的家庭完整性，减少由家人分离所导致的情感缺失，进而提高农民工落户意愿（魏万青，2015）。同时，如果农民工在农村老家存在照看子女、赡养老人等方面困难，则落户意愿较低。鉴于此，本文选取流动范围、城镇中家人数量、子女随迁情况以及有无照看子女、配偶孤单、赡养老人、缺劳动力等方面困难作为家庭羁绊的特征变量。

4.个体因素。农民工的个体因素对于其落户意愿也会产生影响。①人口学特征。以往研究表明，性别、年龄、婚姻状况等人口学特征在影响落户意愿方面存在结构性差异，且在不同规模城镇中这些因素对落户意愿的影响方向也不相同（邹一南，2021b）。因此，本文使用性别、年龄、婚姻状况作为人口学特征方面的特征变量。②人力资本。人力资本在农民工融入城镇过程中起着关键性的作用。农民工从农村到城镇工作、生活直至落户，需要付出经济成本和心理成本。例如，受教育水平越高的农民工，将越有能力支付留城的经济成本，并通过获得更丰富的信息降低迁移所付出的心理成本（蔡昉和都阳，2002）。参照已有研究，本文使用受教育年限、健康状况、流动次数和流入时长作为衡量农民工人力资本水平的特征变量。③经济条件。农民工的收入情况、就业情况、住房情况和在户籍地的家庭经济状况均会影响其城镇落户意愿（Liu et al., 2017；刘涛等，2019）。因此，本文使用农民工个人收入、家庭收入以及家庭在城镇中的相对收入三个变量来衡量农民工的收入水平；使用农民工就业身份、有无就业困难以及劳动合同类型三个变量来衡量农民工的工作稳定性；使用农民工在城镇中有无自有住房来反映农民工的住房情况；使用在户籍地有无子女教育费用困难和有无缺钱治病困难两个变量来衡量农民工家庭经济状况。以上所述变量的定义及相关描述性统计结果见表1。

表1 变量定义及描述性统计结果

因素类型	变量类型	特征变量	含义及取值	平均值	标准差
城镇户籍 拉力	地区差距	地区工资差距	居住地与户籍地在岗职工平均工资之差（元）	16244.21	21620.62
		地区服务差距	居住地与户籍地人均公共预算支出之差（元）	10924.30	16618.26
农村户籍 拉力	农村权益	有无承包地	在户籍地是否有承包地：是=1，否=0	0.55	0.50
		有无宅基地	在户籍地是否有宅基地：是=1，否=0	0.72	0.45
		有无集体分红	在户籍地是否有集体分红：是=1，否=0	0.03	0.16

表1 (续)

中间阻碍因素	社会融入	参加社会活动种类	参加社会活动种类数量（工会、志愿者协会、同学会、老乡会、家乡商会）：取值范围0~5	0.64	0.93
		是否感到被歧视	是否同意“感觉本地人看不起外地人”：完全同意=4，基本同意=3，不同意=2，完全不同意=1	1.95	0.73
		是否感到被接纳	是否同意“本地人愿意接受我成为其中一员”：完全同意=4，基本同意=3，不同意=2，完全不同意=1	3.22	0.62
		个人身份认同感	是否同意“我觉得自己已经是本地人了”：完全同意=4，基本同意=3，不同意=2，完全不同意=1	2.89	0.76
	公共服务	有无子女上学困难	在居住地是否存在子女上学困难：是=1，否=0	0.19	0.39
		有无医疗保险	在居住地是否参加城镇医疗保险：是=1，否=0	0.04	0.20
		有无健康档案	在居住地是否建立了居民健康档案：是=1，否=0	0.25	0.43
		有无社保卡	在居住地是否办理了社会保障卡：是=1，否=0	0.47	0.50
		有无居住证	在居住地是否办理了居住证：是=1，否=0	0.67	0.47
	家庭羁绊	流动范围	流动范围：市内跨县=2，省内跨市=1，跨省=0	0.67	0.76
		城镇中家人数量	在居住地的家人数量（人）	1.79	1.22
		子女随迁情况	在居住地的子女随迁情况：随迁=1，未随迁=0	0.56	0.50
		有无照看子女困难	在户籍地是否有照看子女的困难：是=1，否=0	0.10	0.30
		有无配偶孤单困难	在户籍地是否有配偶孤单的困难：是=1，否=0	0.02	0.15
		有无赡养老人困难	在户籍地是否有赡养老人困难：是=1，否=0	0.30	0.46
		有无缺劳动力困难	在户籍地是否有家里缺乏劳动力的困难：是=1，否=0	0.17	0.37
个体因素	人口学特征	性别	性别：男=1，女=0	0.57	0.50
		年龄	2017年时的年龄（岁）	36.15	9.75
		婚姻状况	是否有配偶：是=1，否=0	0.82	0.39
	人力资本	受教育年限	受教育程度：研究生=19，本科=16，大专=15，高中=12，初中=9，小学=6，未上过小学=0	11.24	3.32
		健康状况	健康状况：健康=4，基本健康=3，不健康但可以自理=2，生活不能自理=1	3.82	0.43
		流动次数	总共流动过的城市个数（个）	2.05	1.60
		流入时长	进入流入地时长：2017-本次流入年份	7.07	5.90
	经济条件	个人收入	上个月（或上份工作）工资收入或纯收入（元）	3787.00	2946.44
		家庭收入	过去一年家庭平均每月总收入（元）	6849.73	4480.30
		家庭相对收入	家庭在居住地是否收入太低：是=1，否=0	0.47	0.50
		就业身份	现在的就业身份：雇主=2，有固定雇主=1，其他=0	0.87	0.46
		有无就业困难	是否有难以找到稳定工作的困难：是=1，否=0	0.23	0.42
		劳动合同类型	与目前单位签订的劳动合同类型：固定期限=1，其他=0	0.26	0.44
		有无自有住房	居住地住房是否自有：是=1，否=0	0.32	0.47
		有无子女教育费用困难	在户籍地是否有子女教育费用困难：是=1，否=0	0.09	0.28
		有无缺钱治病困难	在户籍地是否有家人缺钱治病困难：是=1，否=0	0.15	0.36

（二）数据来源和预处理

有关个体和家庭层面的数据来源于 2017 年中国流动人口动态监测调查（CMDS）。该调查采取分层、多阶段、与规模成比例的 PPS 方法，在 31 个省（区、市）的流动人口较集中的流入地抽取样本点，对流动人口进行入户调查。有关地区层面的数据来源于《中国城市建设统计年鉴 2017》和《中国城市统计年鉴 2018》。根据国务院 2008 年批复执行的《统计上划分城乡的规定》和 2014 年印发的《关于调整城市规模划分标准的通知》，本文先将城镇划分为镇区和城区，再将城区按照常住人口规模分类。最终，从总体上将农民工居住地划分为镇区、中小城市、II 型大城市、I 型大城市、特大城市、超大城市六种类别^①。

本文选取 2017 年 CMDS 数据中的问题“如果您符合本地落户条件，您是否愿意把户口迁入本地”用于衡量流动人口落户意愿，将“愿意”记为 1，“不愿意”和“没想好”记为 0；根据问题“户口性质”筛选出农村户籍人口，剔除非农村户籍群体；根据问题“此次流动原因”筛选出因务工、工作或经商迁入城镇的群体，将研究样本限定为农民工群体。在数据处理方面，基于问卷问题的内涵，对“有无照看子女困难”“有无配偶孤单困难”“有无赡养老人困难”“有无缺劳动力困难”“有无子女教育费用困难”“有无缺钱治病困难”等变量缺失值用“0”进行补全；对“个人收入”“家庭收入”变量进行上下 1% 的缩尾处理，删除小于 0 的异常值样本；对流动次数大于 10 次的取值缩尾至 10 次；删除核心特征变量值缺失样本。经过数据预处理后，实际样本量为 94723 个。

根据统计结果可知，总体样本中男性占比 57%，平均年龄 36.15 岁，平均流动次数约 2.05 次，平均个人月收入 3787.00 元，仅有 34.60% 的个体愿意在居住地落户。从城镇规模来看，农民工进城落户意愿随城镇规模扩大而上升（见表 2），落户意愿与城镇吸引力高度相关。但规模越大的城镇，落户门槛越高，因此，造成了“大城市愿落不能落，小城市能落不愿落”的落户政策供给与落户需求之间的结构性错配问题。

表 2 不同城镇规模下的落户意愿差异

城镇规模	样本量（个）	不愿意（%）	愿意（%）
镇区	10306	78.16	21.84
中小城市	19397	73.20	26.80
II 型大城市	23572	70.61	29.39
I 型大城市	14752	60.28	39.72
特大城市	13952	61.14	38.86

^①根据 2014 年国务院印发的《关于调整城市规模划分标准的通知》，各类型城市对应城区常住人口规模为：超大城市 1000 万人以上，特大城市 500 万~1000 万人，I 型大城市 300 万~500 万人，II 型大城市 100 万~300 万人，中等城市 50 万~100 万人，I 型小城市 20 万~50 万人，II 型小城市小于 20 万人。本文中的“中小城市”包含中等城市、I 型小城市、II 型小城市。另外，以上城市规模划分标准的对象范围为城市城区，不包含城区之外的镇区（含县城所在的城关镇镇区），因此，城市规模划分标准不直接适用于非建制市的县级行政单位。为了能够全面探讨农业人口进城落户这一问题，本文将镇区也纳入研究范围。

表 2 (续)

超大城市	12744	44.14	55.86
合计	94723	65.40	34.60

四、模型选择与结果分析

(一) SHAP 可解释机器学习方法

落户意愿问题是一个典型的二元分类问题，适合利用机器学习分类器对该问题进行建模。由于机器学习拥有一系列强大的分类算法，如支持向量机、神经网络、决策树、随机森林、GBDT、CatBoost、LightGBM、XGBoost 等均适用于农民工进城落户意愿影响因素问题的研究^①。鉴于此，本文分别使用以上多种机器学习分类算法进行训练，通过准确率、召回率、精确率、F1 等模型评价指标对不同模型的性能进行评价，选取最优模型作为基准模型。

为了提高非线性分类问题中机器学习模型输出的可解释性，还需要引入适当的解释性方法。通过将其与机器学习模型有效结合，可以量化特征变量对预测结果的贡献，实现对大量特征变量的重要程度的排序。SHAP 可解释性方法是一个理论完备的解释方法，相较于其他解释方法，在理论上消除了特征排序、交互效应和模型复杂度带来的偏差，能够平等地计算样本中每个特征变量的贡献值。该方法在 Shapley (1953) 提出的合作博弈论基础上被提出，通过计算各特征变量的贡献值，可以弥补“黑箱”模型难以被解释的不足 (Lundberg and Lee, 2017)。SHAP 可解释性方法的主要原理是为每个特征变量赋予一个 Shapley 值，用该值来表示该特征变量对给定观测样本的模型输出结果的贡献。这些 Shapley 值的求解是通过对每个特征变量的所有可能子集进行遍历来实现的。需要先计算每个子集里特征变量对于模型输出结果的条件贡献，再利用合作博弈论的 Shapley 值计算公式得出每个特征变量的 Shapley 值。

通过比较不同特征变量的 Shapley 值，可以得到这些特征变量重要性的排序。计算公式如下：

$$\phi_j(v) = \sum_{S \subseteq M \setminus \{j\}} \frac{|S|!(m-|S|-1)!}{m!} [v(S \cup \{j\}) - v(S)] \quad (1)$$

(1) 式中： $\phi_j(v)$ 为单个样本的特征变量集合中第 j 个特征变量的 Shapley 值， M 是所有特征变量的集合， S 表示不包含第 j 个特征变量的子集， m 是特征变量总数量， $|S|$ 是特征变量子集 S 中特征变量的数量， $v(S)$ 是特征变量子集 S 上的预测值， $v(S \cup \{j\})$ 是模型在特征变量子集 S 加上第 j 个特征变量后的预测值， $|S|!(m-|S|-1)!/m!$ 是子集 S 的加权系数， $v(S \cup \{j\}) - v(S)$ 是新增特征变量前后变化的预测值差异。通过对所有样本特征变量 j 的 Shapley 绝对值取平均值得到该特征变量的全局重要性：

$$I_j = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N |\phi_j^{(i)}(v)| \quad (2)$$

^①相关机器学习方法介绍见《中国农村经济》网站或中国知网本文附录一。

(2) 式中: I_j 用来衡量第 j 个特征变量的全局重要性, N 为全部样本数量, $\phi_j^{(i)}(v)$ 表示单个样本 x_i 第 j 个特征变量的 Shapley 值。Shapley 值是唯一满足有效性、对称性、虚拟性和可加性的归因方法, 为解释机器学习模型提供了合理的理论基础。通过这样的方法可以计算样本中各个特征变量对模型影响的结果, 从而对机器学习的预测结果进行解释。这不依赖于机器学习模型本身, 而是一种与模型无关的事后可解释性模型。因此, SHAP 可解释性方法可以用于理解指标特征的分类依据和预测过程, 了解模型做出分类和得到预测结果的原因, 通过比较可以得出哪些特征在农民工落户决策过程中发挥了重要作用。

(二) 总体样本结果分析

分别使用支持向量机、神经网络、决策树、随机森林、GBDT、CatBoost、LightGBM、XGBoost 等算法进行预测^①, 结果如表 3 所示。在所有算法中, XGBoost 表现最佳, 准确率为 81.49%。因此, 本文选用准确率最高的 XGBoost 模型对农民工进城落户意愿进行预测, 并利用 SHAP 可解释性方法分析各特征变量的贡献程度及其影响方向。

表 3 不同机器学习模型性能比较 单位: %

模型	准确率	召回率	精确率	F1
支持向量机	35.23	35.23	43.78	33.11
神经网络	56.99	56.99	50.65	52.47
决策树	69.77	69.77	68.27	66.71
随机森林	70.05	70.05	69.83	65.08
GBDT	73.38	73.38	72.94	70.84
CatBoost	75.16	75.16	75.17	72.79
LightGBM	72.19	72.19	71.47	69.44
XGBoost	81.49	81.49	81.72	80.12

注: 准确率为模型预测的结果中正确结果的占比。召回率为在所有真实标签为 1 的样本中, 模型预测标签也为 1 的占比。精确率为在所有预测为 1 的样本中, 真实标签也为 1 的样本占比。F1 为精确率和召回率的综合指标, 衡量模型兼顾准确性和全面性的能力, 计算方法为: $F1=2 \times (\text{精确率} + \text{召回率}) / (\text{精确率} \times \text{召回率})$ 。以上指标为评价二分类问题机器学习性能的常用评价指标。

本文按照如下方式计算单个特征变量或者不同类别特征变量对预测结果的影响程度: 计算单个特征变量的贡献率, 用该特征变量的 Shapley 值的绝对值除以全部特征变量的 Shapley 值的绝对值总和得到; 计算某一类特征变量的贡献率则可以通过加总该类别中各特征变量的贡献率得到^②。表 4 展示了各个特征变量在预测中的贡献率。结果显示, 前 4 个、前 10 个和前 20 个特征变量对落户意愿的贡献率合计分别达到 53.96%、75.86%和 94.13%。

^①训练集占比 70%, 测试集占比 30%。

^②贡献率结果根据特征重要性图给出的各特征重要性程度值 (Shapley 值绝对值) 计算。由于篇幅限制, 特征重要性图见《中国农村经济》网站或中国知网本文附录二中的附图 1。

特征变量	贡献度	特征变量	贡献度	特征变量	贡献度
地区服务差距	19.61	劳动合同类型	1.98	性别	0.41
是否感受到被接纳	13.09	城镇中家人数量	1.91	流动次数	0.29
地区工资差距	10.97	家庭收入	1.85	有无医疗保险	0.29
个人身份认同感	10.29	有无子女上学困难	1.83	有无健康档案	0.27
有无居住证	5.14	家庭相对收入	1.53	健康状况	0.20
有无承包地	4.06	个人收入	1.31	有无缺劳动困难	0.18
有无宅基地	4.00	婚姻状况	1.24	有无子女教育费用困难	0.12
年龄	3.19	子女随迁情况	0.84	有无照看子女困难	0.12
流动范围	2.93	有无就业困难	0.81	就业身份	0.06
受教育年限	2.58	有无缺钱治病困难	0.71	有无集体分红	0.03
有无自有住房	2.56	有无社保卡	0.59	有无配偶孤单困难	0.02
流入时长	2.07	有无赡养老人困难	0.51		
参加社会活动种类	1.99	是否感到被歧视	0.42		

要判断不同特征变量对预测结果的影响方向, 还需要结合特征 Shapley 值蜂群图(见图 1)。图 1 展示了前 20 个特征变量的 Shapley 值分布, 即特征变量与预测值之间的关系形态。每个点代表样本中单个个体该特征变量的 Shapley 值, 点的颜色表示特征变量取值的大小, 颜色由深到浅表示特征值由高到低的变化。

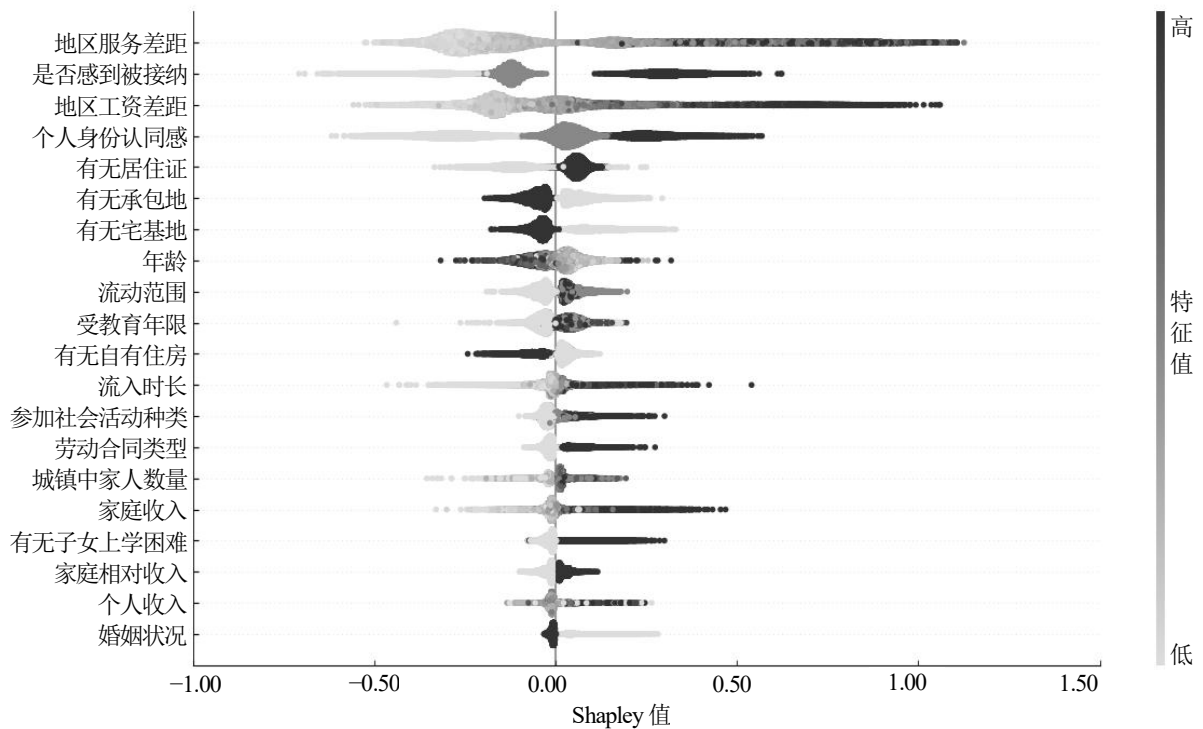


图 1 总体样本特征 Shapley 值蜂群图

从贡献率排前六位的特征变量来看,居住地相较于户籍地的公共服务水平和工资水平越高,城镇户籍拉力越强,农民工落户意愿越强;农民工感到被接纳程度越高,农民工的个人身份认同感越强,农民工进城落户的中间阻碍越小,落户意愿越强;拥有居住证的农民工进城落户的中间阻碍更小,落户意愿更强;而相较于户籍地没有承包地的农民工,有承包地的农民工面临的农村户籍拉力更大,其进城落户意愿更弱。

总体而言,城镇户籍拉力、农村户籍拉力、中间阻碍因素和个体因素四个方面对农民工进城落户意愿影响的贡献率分别为 30.58%、8.09%、40.42%和 20.91%。具体来看:第一,中间阻碍因素是影响落户意愿的首要方面。具体而言,社会融入、公共服务和家庭羁绊的贡献率分别为 25.79%、8.12%和 6.51%,社会融入对落户意愿的影响远高于其他类型的中间阻碍因素。从细化指标看,是否感到被接纳、个人身份认同感、有无居住证和流动范围的贡献率位居前四,分别为 13.09%、10.29%、5.14%和 2.93%,其他变量的贡献率均不到 2%。其中,是否感到被接纳和个人身份认同感对落户意愿为正向影响,对于是否感到被接纳这一特征变量,只有完全同意“本地人愿意接受我成为其中一员”这一说法的农民工表现较强的落户意愿,而对这一说法持其他态度的农民工落户意愿较弱;拥有居住证对落户意愿具有正向影响,在公共服务类型中位居第一位;流动范围则表现对落户意愿的负向影响。

第二,城镇户籍拉力是影响落户意愿的第二大方面。具体而言,地区服务差距和地区工资差距贡献率分别为 19.61%和 10.97%,且作用方向均为正向,即随着地区服务差距扩大和工资差距扩大,农民工落户意愿也相应提高。相较于地区工资差距,地区服务差距的贡献率更高。原因可能在于,户籍制度与公共服务的关联度明显强于就业收入,因此地区服务差距对落户意愿的正向影响更大。

第三,个体因素是影响落户意愿的第三大方面。具体而言,人口学特征、人力资本和经济条件的贡献率分别为 4.84%、5.14%和 10.93%。从细化指标看,年龄、受教育年限、有无自有住房和流动时长的贡献率位居前四,分别为 3.19%、2.58%、2.56%和 2.07%,其他变量的贡献率均低于 2%,单个特征变量的贡献度均不高。其中,年龄对落户意愿的影响为负向,即年轻农民工落户意愿更强;受教育年限的影响方向为正向,即受教育程度越高的农民工,落户意愿越高;有无自有住房的影响方向为负向,即在城镇拥有自有住房的农民工比没有自有住房的农民工落户意愿更低,其原因可能是,购买城市住房满足了农民工从“小农”向“小资”转变的心理需求,使其落户的需要被弱化(邹一南, 2021b);流入时长的影响方向为正向,即在城镇居住的时间越长,落户意愿越强。

第四,农村户籍拉力对落户意愿具有一定的负向影响。具体而言,拥有承包地和宅基地对落户意愿的贡献率分别为 4.06%和 4.00%。这种影响主要体现在农民工对进城落户会影响甚至导致失去其农村土地权益的担忧;而是否拥有集体分红对落户意愿的负向影响几乎可以忽略不计,原因可能在于,农村集体经济普遍不发达,即使存在集体分红,分红的金额也普遍不高。为了确保研究结果的稳健性,本文同时使用除 XGBoost 模型外性能最好的 CatBoost 模型结合 SHAP 可解释性方法对各特征变量重新进行重要性排序^①。结果显示, CatBoost 模型与 XGBoost 模型对特征变量的排序及贡献率的估计结

^①XGBoost 模型与 Catboost 模型结果对比见《中国农村经济》网站或中国知网本文附录三中的附表 1。

果基本一致，说明结果较为稳健。

（三）不同城镇类别分析

因地制宜地推进农民工市民化，需要针对不同类型城镇考察落户意愿的影响因素。本文基于城镇规模对样本进行分类，并采用 XGBoost 模型分别进行分析。结果表明，XGBoost 模型可以较好地识别不同规模城镇中农民工的落户意愿，准确率均超过 87%，相较于总体样本的预测准确率有所提升（见表 5）。

表 5 不同规模城镇样本 XGBoost 模型性能评价 单位：%

城镇规模	准确率	召回率	精确率	F1
镇区	93.73	93.73	92.15	92.17
中小城市	89.26	89.26	87.81	87.63
II 型大城市	87.81	87.81	86.46	86.08
I 型大城市	87.67	87.67	87.49	87.06
特大城市	89.43	89.43	89.07	89.07
超大城市	89.33	89.33	89.24	89.24

基于不同规模城镇的样本数据重新对各类别特征变量的贡献率进行测算，结果见表 6。从表 6 可以看出，农民工在不同规模城镇的落户意愿的影响因素既存在差异，又存在共性。总体看，中间阻碍因素是不同规模城镇农民工落户意愿影响因素的第一大方面，其中社会融入是最重要的特征变量；城镇户籍拉力的影响基本随着城镇规模上升而增强，在特大、超大城市，该类因素属于影响落户意愿的第二大方面因素，这可能在于特大城市和超大城市的就业收入水平、公共服务质量显著高于其他类型城市，因此城镇户籍拉力对落户意愿的影响较大；个体因素的影响随着城镇规模上升呈现下降趋势，主要原因是大城市更为优质的公共服务等资源吸引力增加，使得经济条件的贡献度下降；农村户籍拉力的影响随着城镇规模上升也呈现下降趋势，这可能在于随着城市户籍含金量上升，农村权益的含金量相对下降，因此其对落户意愿的负向影响减弱。

表 6 不同规模城镇中影响农民工落户意愿的各类型特征变量的贡献率 单位：%

因素类型	变量类型	镇区	中小城市	II 型大城市	I 型大城市	特大城市	超大城市
城镇户籍拉力	地区差距	10.33	19.54	13.55	21.13	28.76	33.38
农村户籍拉力	农村权益	8.39	11.35	9.04	8.21	6.37	4.23
中间阻碍因素	社会融入	28.97	24.37	34.13	25.08	24.21	23.02
	公共服务	7.40	7.05	5.10	4.48	8.70	10.47
	家庭羁绊	7.13	6.49	5.28	11.41	6.50	2.49
	合计	43.50	37.91	44.51	40.97	39.41	35.98
个体因素	人口学特征	3.81	5.65	10.52	6.39	4.08	3.27
	人力资本	10.04	7.05	6.47	7.95	7.56	10.35
	经济条件	23.93	18.50	15.91	15.35	13.82	12.79
	合计	37.78	31.20	32.90	29.69	25.46	26.41

不同规模城镇中影响农民工落户意愿的单个特征变量贡献率见表 7^①。具体来看：在镇区，个人身份认同感、是否感到被接纳、有无宅基地、地区服务差距与地区工资差距是影响农民工进城落户意愿的前五大特征变量，贡献度分别为 16.76%、8.98%、7.73%、5.71%和 4.62%。对于镇区农民工来说，个人身份认同感和是否感到被接纳是影响其落户意愿的最重要原因，这可能在于城镇规模越小，熟人社会的特点越突出，因此融入当地成为首要考虑的因素；由于镇区的城镇户籍附加价值较低，宅基地等农村权益的负向影响相对凸显；地区服务差距和地区工资差距对农民工在镇区的落户意愿也有影响，但相较其他规模城镇而言影响较弱。

在中小城市，地区服务差距、个人身份认同感、是否感到被接纳、有无承包地 and 有无自有住房是最重要的五个特征变量，贡献度分别为 14.41%、11.67%、9.56%、7.52%和 6.93%。居住地公共服务水平越高、个人身份认同感越强和感到被接纳程度越高，农民工的落户意愿越强；在户籍地有承包地会降低农民工的落户意愿；在居住地拥有自有住房的农民工相较于没有自有住房的农民工落户意愿更低，这与以往研究一致，反映了有着较强落户能力的农民工未必有较强的落户意愿，反而是面临居住压力的农民工更需要寻求制度上的认同感和安全感（邹一南，2021b）。

在 II 型大城市，个人身份认同感、是否感到被接纳、地区服务差距、年龄和有无承包地是最重要的五个特征变量，贡献度分别为 15.26%、14.42%、9.98%、8.32%和 5.94%。个人身份认同感、是否感到被接纳、地区服务差距和有无承包地等因素对落户意愿的影响与在其他城镇中的影响方向一致。从年龄看，大部分新生代农民工渴望在城市中落户，而且城市规模越大，新生代农民工的落户意愿越强，这可能与大城市给予年轻人的发展机会更多有关。

在 I 型大城市，地区服务差距、是否感到被接纳、个人身份认同感、地区工资差距、流动范围是最重要的五个因素，贡献度分别为 14.54%、14.21%、6.98%、6.59%和 6.06%。地区服务差距、是否感到被接纳、个人身份认同感和地区工资差距与其他城镇一样，都对落户意愿具有正向影响；流动范围较小的农民工落户意愿较强。随着城镇规模上升，城镇户籍拉力对提升农民工进城落户意愿的影响逐步增强。

在特大城市，地区工资差距、是否感到被接纳、地区服务差距、个人身份认同感和有无居住证是最重要的五个特征变量，贡献度分别为 17.02%、12.22%、11.74%、10.39%和 5.90%。与镇区、中小城市和大城市不同，在特大城市中是否拥有居住证在很大程度上影响了农民工的落户意愿。拥有居住证意味着农民工能够一定程度上享受到当地的公共服务和社会保障资源，获得更好的社会融入感和身份认同感。这减少了落户的中间阻力，增强了落户意愿。

在超大城市，地区工资差距、地区服务差距、是否感到被接纳、个人身份认同感和有无居住证是最重要的五个特征变量，贡献度分别为 21.94%、11.44%、10.72%、8.17%和 6.51%。地区特征和居住证的重要性进一步提高，收入水平和户籍所附着的高质量公共服务成为吸引农民工迁入和落户大城市的首要原因，而拥有居住证的农民工进城落户意愿更强。以上结果表明，在户籍门槛和公共服务水平

^①分规模城市的特征 Shapley 值蜂群图见《中国农村经济》网站或中国知网本文附录二中的附图 2~附图 7。

双高的超大、特大城市中，居住证在帮助农民工更好地融入城市生活方面发挥了重要作用，能够有效降低农民工进城落户阻力。

表 7 不同规模城镇中影响农民工落户意愿的单个特征变量贡献率 单位：%

因素类型	特征变量	镇区	中小城市	Ⅱ型大城市	Ⅰ型大城市	特大城市	超大城市
城镇户籍拉力	地区工资差距	4.62	5.13	3.57	6.59	17.02	21.94
	地区服务差距	5.71	14.41	9.98	14.54	11.74	11.44
农村户籍拉力	有无承包地	0.66	7.52	5.94	5.94	2.66	2.19
	有无宅基地	7.73	3.83	2.89	2.25	3.68	1.97
	有无集体分红	0.00	0.00	0.21	0.02	0.03	0.07
中间阻碍因素	参加社会活动种类	2.25	1.00	3.40	3.74	1.02	3.32
	是否感到被歧视	0.98	2.14	1.05	0.15	0.58	0.81
	是否感到被接纳	8.98	9.56	14.42	14.21	12.22	10.72
	个人身份认同感	16.76	11.67	15.26	6.98	10.39	8.17
	有无子女上学困难	2.38	0.57	1.67	0.74	0.86	2.58
	有无医疗保险	1.94	0.26	0.15	0.00	0.19	0.42
	有无健康档案	0.00	0.39	0.42	0.92	0.85	0.64
	有无社保卡	1.27	0.87	0.26	0.25	0.90	0.32
	有无居住证	1.81	4.96	2.60	2.57	5.90	6.51
	流动范围	2.69	1.37	1.31	6.06	2.86	0.25
	城镇中家人数量	2.40	2.55	1.47	1.32	0.99	1.66
	子女随迁情况	0.73	0.55	0.32	0.72	1.53	0.03
	有无照看子女困难	0.00	0.00	0.30	1.03	0.23	0.16
	有无配偶孤单困难	0.47	0.16	0.00	0.05	0.00	0.13
	有无赡养老人困难	0.32	1.12	1.19	2.10	0.11	0.08
	有无缺劳动困难	0.52	0.74	0.69	0.13	0.78	0.18
个体因素	性别	0.60	0.22	0.51	0.66	0.35	1.18
	年龄	2.79	4.29	8.32	4.07	3.71	1.82
	婚姻状况	0.42	1.14	1.69	1.66	0.02	0.27
	受教育年限	1.27	1.58	3.20	2.53	1.34	2.89
	健康状况	0.54	0.11	0.23	2.83	1.36	0.40
	流动次数	3.87	3.27	0.92	0.59	1.31	3.34
	流入时长	4.36	2.09	2.12	2.00	3.55	3.72
	个人收入	4.30	1.83	1.76	2.10	3.44	2.48
	家庭收入	4.23	2.63	1.82	3.99	3.16	5.57
	家庭相对收入	1.39	2.92	2.48	1.40	1.22	1.30
	就业身份	1.04	0.87	0.42	0.33	0.25	0.43
	有无就业困难	4.45	0.74	0.62	1.25	1.81	0.68
	劳动合同类型	2.54	1.64	2.20	2.33	1.59	0.42

表 7（续）

个体因素	有无自有住房	2.74	6.93	4.46	3.09	2.01	1.34
	有无子女教育费用困难	0.43	0.28	0.28	0.09	0.16	0.31
	有无缺钱治病困难	2.81	0.66	1.87	0.77	0.18	0.26

五、进一步讨论：农民工进城落户意愿形成的渐进机制

事实上，居留行为存在着一定的“累积惯性”（任远，2006）。对于部分农民工来说，落户意愿也是一个渐进形成的过程。暂居、长居、定居和落户之间存在层层递进的关系，即定居意愿在长居意愿的基础上产生，落户意愿在定居意愿的基础上产生（田明和徐庆文，2023）。本文选取 2017 年 CMDS 数据中的问题“如果您打算留在本地，您预计自己将在本地留多久”划分不同居留意愿群体：将“没想好”和“0~5 年”划分为暂居意愿群体，将“6~10 年”和“10 年以上”划分为长居意愿群体，将“定居”划分为定居意愿群体。对不同居留意愿群体的落户意愿进行统计分析，结果见表 8。从表 8 中可以看出，在暂居意愿群体中，有落户意愿的群体占 22.66%；在长居意愿群体中，有落户意愿的群体占 43.10%；在定居意愿群体中，有落户意愿的群体占 62.68%。可见，随着农民工居留意愿时间延长，其落户意愿逐步增强。因此，要提高农民工的落户意愿，应当根据不同居留意愿群体的特点，采取差异化策略，分层分类施策。

表 8 不同居留意愿与落户意愿群体的样本量及愿意落户比例

落户意愿	居留意愿		
	暂居	长居	定居
不愿意（人）	46425	7477	8044
愿意（人）	13605	5664	13508
愿意落户比例（%）	22.66	43.10	62.68

农民工在城镇中的居留意愿是渐进的，在不同阶段，农民工对城镇的经济社会管理需求也是相应变化的（任远，2006）。因此，影响农民工居留意愿的主要因素也会发生变化。不同意愿群体之间存在一定的交叉关系。例如，在定居意愿群体中存在落户意愿群体，在落户意愿群体中也存在具有暂居或长居意愿的群体。如果直接将数据中定居和落户意愿群体的影响因素进行比较，愿意落户与不愿意落户的因素将会在定居群体中同时产生影响。因此，为了能够干净地识别落户意愿形成过程中各阶段主要影响因素的变化，本文参照田明和徐庆文（2023）方法，进一步界定彼此不重叠的四个群体：①暂居意愿群体，即计划在居住地居留 5 年以内且没有定居和落户意愿的群体；②长居意愿群体，即计划在居住地居留 6 年及以上且没有定居和落户意愿的群体；③定居意愿群体，即计划在居住地定居，但没有落户意愿的群体；④落户意愿群体，即计划在居住地定居且有落户意愿的群体。

在此基础上，构建三组样本。第一组样本包括暂居意愿群体与长居意愿群体（暂居—长居样本），第二组样本包括长居意愿群体和定居意愿群体（长居—定居样本），第三组样本包括定居意愿群体和落户意愿群体（定居—落户样本）。基于三组样本，分别研究暂居意愿向长居意愿转化、长居意愿向

定居意愿转化、定居意愿向落户意愿转化的影响因素。本文结合使用 XGBoost 模型和 SHAP 可解释性方法，对不同居留意愿转换的影响因素进行排序并计算其贡献率。基于三组居留意愿样本训练的 XGBoost 模型性能的评估结果（见表 9）显示，三组样本训练出的模型的准确率均在 88% 以上。

表 9 基于不同居留意愿样本训练的 XGBoost 模型性能评价 单位：%

居留意愿样本	准确率	召回率	精确率	F1
暂居—长居样本	91.37	91.37	89.88	89.28
长居—定居样本	89.96	89.96	89.96	89.96
定居—落户样本	94.99	94.99	93.92	93.58

对各类别特征变量的贡献率进行测算的结果见表 10^①。可以发现，农民工不同居留意愿转换的影响因素存在显著差异。总体看，相较于暂居意愿群体来说，长居意愿的形成主要受到以人力资本、经济条件为主的个体因素和以家庭羁绊、社会融入为主的中间阻碍因素影响。相较于长居意愿群体来说，农民工定居意愿的形成主要受到以经济条件为主的个体特征影响，家庭羁绊、社会融入等中间阻碍因素的影响有所下降。相较于尚未形成落户意愿的定居意愿群体来说，落户意愿的形成主要受城镇户籍拉力和以经济条件为主的个人特征影响，并且城市户籍拉力在这一阶段的影响远大于其他阶段，农村户籍拉力的影响也明显上升。

表 10 不同居留意愿形成过程中各类型特征变量的贡献率 单位：%

因素类型	变量类型	暂居—长居样本	长居—定居样本	定居—落户样本
城镇户籍拉力	地区差距	2.73	5.03	33.86
农村户籍拉力	农村权益	3.38	5.18	10.46
中间阻力	社会融入	17.32	11.01	5.72
	公共服务	6.04	5.03	4.03
	家庭羁绊	21.22	20.27	8.61
	合计	44.58	36.31	18.36
个体特征	人口学特征	10.16	11.22	1.97
	人力资本	20.06	5.31	7.30
	经济条件	19.09	36.95	28.05
	合计	49.31	53.48	37.32

具体来看^②：在农民工的意愿由暂居转向长居的过程中，流入时长、子女随迁情况、家庭收入、个人身份认同感和是否感到被接纳是排前五位特征变量，其贡献率分别为 15.20%、11.02%、9.84%、6.81%和 5.88%。从影响方向上看，流入时间较长、子女一同进城、家庭经济收入较高、个人身份认同感越强和感到被接纳程度较高的农民工更容易形成长居意愿。这表明，随着农民工流入城镇时间增长，

^①限于篇幅，暂居—长居意愿、长居—定居意愿和定居—落户意愿三组样本特征 Shapley 值蜂群图见《中国农村经济》网站或中国知网本文附录二中的附图 8~附图 10。

^②不同居留意愿形成过程中的单个特征变量贡献率见《中国农村经济》网站或中国知网本文附录三中的附表 2。

其居留意愿更倾向于由短期向长期转化。在这一过程中，是否为家庭式迁移尤其是能否携带子女共同迁移，成为农民工选择是否长期在城镇居留的重要影响因素。子女在农村留守的农民工，由于家庭羁绊较深，更倾向于在城镇中短期居留。家庭收入水平较高和拥有自有住房的农民工，更有能力在城镇中实现长期居留。因此，若要提升农民工的长期居留意愿，应重点为流入时间较长的农民工提供家庭式迁移的便利条件，提高其住房稳定性和正规性，采取多种措施满足农民工住房需求，完善农业转移人口多元化住房保障体系。

在农民工的意愿由长居向定居转化的过程中，有无自有住房、流动范围、年龄、个人身份认同感和有无宅基地是排前五位影响特征变量，其贡献率分别为 28.16%、13.61%、8.86%、5.85%和 5.12%。从影响方向上看，拥有自有住房、流动范围较小、相对年轻、个人身份认同感较高的农民工，定居意愿更强，拥有宅基地的农民工定居意愿则较弱。中华传统文化中“安居乐业”的思想观念，首先强调的就是“安居”。对于农民工而言，能够在城镇中定居，实现安居乐业，最重要的便是有稳定的住所，特别是自有住房。流动范围较小的农民工定居意愿较强，可能主要源于居住地与户籍地在生活习惯等方面的差异较小。从年龄方面的影响情况看，新生代农民工进城定居意愿更强。相较于老一辈农民工，年轻农民工更加能够适应城镇生活，对于农村的眷恋也相对少。因此，要提升定居意愿，应着重提升农民工的住房稳定性，关注流动范围较小、新生代农民工群体需求，提升长居群体的城镇身份认同感。

在农民工的意愿由定居向落户转化的过程中，地区服务差距、有无自有住房、地区工资差距、有无承包地和流动范围是排前五位特征变量，其贡献率分别为 24.53%、18.58%、9.33%、8.35%和 5.70%。从影响方向上看，流入地公共服务水平和工资水平越高，农民工进城落户意愿越强，且地区服务差距对农民工落户意愿的贡献率是地区工资差距的 2.6 倍。因此，户籍所附加的经济利益，尤其是与户籍身份关联更紧密的公共服务和社会福利成为影响农民工落户意愿形成最重要的拉力因素。与定居意愿的形成不同，对于没有自有住房、流动范围较大的农民工，其城镇落户意愿更强（邹一南，2021a），反映了农民工期待通过落户获得社会保障和经济安全感的需求。而拥有承包地的农民工进城落户意愿较低，这反映落户这一制度性迁移可能增加农民工失去农村权益的风险，从而降低了他们的进城落户意愿。

六、结论与政策建议

本文以推拉理论为基础构建分析框架，结合使用 XGBoost 模型和 SHAP 可解释性方法，利用 2017 年中国流动人口动态监测数据对农民工进城落户意愿的影响因素进行系统考察，并根据城镇规模进行异质性分析，在区分暂居意愿、长居意愿、定居意愿和落户意愿的基础上，对农民工进城落户意愿的形成进行渐进式考察。整体上看，以社会融入为主的中间阻碍因素是影响落户意愿的首要方面，城镇户籍拉力是第二大方面，个体因素是影响落户意愿的第三大方面，农村户籍拉力对落户意愿具有一定的负向影响。分城镇规模看，农民工在不同规模城镇的落户意愿的影响因素既存在共性，也存在差异。具体来看，无论城镇规模如何，以社会融入为主的中间阻碍因素均为落户意愿的最主要影响因素；城镇户籍拉力因素的影响随着城镇规模上升而存在增强趋势；农村户籍拉力的影响随着城镇规模扩大而

有一定下降趋势。从落户意愿的形成过程看，流入时间较长、有子女随迁、家庭收入较高的农民工长居意愿较强。在此基础上，拥有自有住房是促使农民工的意愿由长居向定居转化的最重要因素；而对于定居人口是否愿意在城市落户，地区服务差距和地区工资差距等城镇户籍拉力是主要的影响因素，农村权益也是重要的考量因素。

本研究为理解当前农民工进城落户意愿的下降提供了参考：在城乡融合发展、区域协调发展和基本公共服务均等化水平不断提高的背景下，城镇户籍拉力下降和农村权益预期价值上升推动的农村户籍拉力上升，共同导致农民工进城落户意愿的下降。从发展趋势看，社会融入等中间阻碍因素的影响有可能进一步下降，但随着城乡区域差距进一步缩小以及农村权益价值预期持续处于高位等，未来农民工进城落户意愿仍可能继续下降或维持低位。

为提高农民工进城落户意愿、进一步推进农业转移人口市民化，本文的政策启示如下：

第一，以促进“愿落尽落”和提升农民工的社会融入感为重点推进市民化。一方面，继续大力降低城市户籍门槛，推进落户政策从能力优先到意愿优先转变。基于城市发展定位及其动态承载力，进一步全面放开、放宽大城市落户门槛，对少数仍有必要保留积分落户政策的城市，原则上应弱化目前包括学历、职称、纳税等以能力为基础的积分条件，强化基于稳定就业、居住年限等以意愿为基础的积分条件。另一方面，推进农民工融入城镇社会，努力提升其心理认同和被接纳感。在加强农民工融入城镇社会的能力建设和心理建设的同时，基于不同农民工群体的全生命周期需求，以基本公共服务全覆盖为核心，依托社区服务为主要载体，通过政府“互联网+”服务提升基本公共服务可及性，全面提升农民工的获得感、幸福感、安全感、公平感。

第二，在不同规模城镇实施差异化市民化政策。对于规模较小的城镇，应侧重于促进社会融入、提升经济能力、增强地区经济和公共服务的吸引力，以提高农民工的进城落户意愿。对于特大、超大城市，则应优先尊重农民工意愿，降低落户门槛、推动社会融入、鼓励外来人口办理居住证以享受更多公共服务。

第三，对不同居留意愿人群实施差异化市民化政策。对于暂居群体，应着重通过实施稳定就业支持、推进社会融入、促进家庭式迁移等政策引导其向长居意愿转化；对于长居群体，应以安居为重点引导其向定居意愿转化，包括给予农民工购房政策优惠以及提供保障房支持等；对于定居群体，应着重提升城镇自身吸引力，包括促进农民工城镇就业和公共服务高质量发展。

第四，推进土地制度、户籍制度等市民化相关政策的联动性改革，并加强政策取向一致性评估。一方面，充分尊重产业和人口向优势区域集中的客观规律，深化大城市户籍制度改革，并增强土地要素对优势地区高质量发展的保障能力，提高城镇人口承载能力，降低安居成本，让优势地区吸纳更多人口。另一方面，在切实保障进城落户农民合法土地权益的基础上，加快探索进城农民土地承包权、宅基地使用权、集体收益分配权的自愿有偿退出路径，允许进城农民自愿选择永久退出、保权退出、暂时退出三类权益中的一项或几项，并相应给予差异化的补偿和配套支持，提升农民工进城落户的能力和意愿。

参考文献

1. 蔡昉、都阳, 2002: 《迁移的双重动因及其政策含义——检验相对贫困假说》, 《中国人口科学》第4期, 第3-9页。
2. 陈丹、任远、戴严科, 2017: 《农地流转对农村劳动力乡城迁移意愿的影响》, 《中国农村经济》第7期, 第56-71页。
3. 陈小亮、程硕、陈衍、肖争艳, 2023: 《基于机器学习方法的一线城市房价影响因素研究》, 《南开学报(哲学社会科学版)》第6期, 第146-163页。
4. 程郁、赵俊超、殷浩栋、伍振军、孙成龙、揭梦吟, 2022: 《分层次推进农民工市民化——破解“愿落不能落、能落不愿落”的两难困境》, 《管理世界》第4期, 第57-64页。
5. 郭峰、陶旭辉, 2023: 《机器学习与社会科学中的因果关系: 一个文献综述》, 《经济学(季刊)》第1期, 第1-17页。
6. 郭晓欣、钟世虎、李子健, 2023: 《农村流动人口城市化的影响机制——基于社会网络视角的发现》, 《中国人口科学》第4期, 第51-66页。
7. 洪永淼、汪寿阳, 2021: 《大数据如何改变经济学研究范式?》, 《管理世界》第10期, 第40-55页。
8. 黄造玉、徐晓新、李升, 2023: 《哪些因素对流动人口落户意愿的影响更大?——基于随机森林的变量重要性排序》, 《中国软科学》第4期, 第76-85页。
9. 李飞、钟涨宝, 2017: 《人力资本、阶层地位、身份认同与农民工永久迁移意愿》, 《人口研究》第6期, 第58-70页。
10. 林李月、朱宇, 2016: 《中国城市流动人口户籍迁移意愿的空间格局及影响因素——基于2012年全国流动人口动态监测调查数据》, 《地理学报》第10期, 第1696-1709页。
11. 刘程, 2018: 《流动人口的永久迁移意愿及其决定机制》, 《华南农业大学学报(社会科学版)》第3期, 第62-72页。
12. 刘金凤、魏后凯, 2019: 《城市公共服务对流动人口永久迁移意愿的影响》, 《经济管理》第11期, 第20-37页。
13. 刘涛、陈思创、曹广忠, 2019: 《流动人口的居留和落户意愿及其影响因素》, 《中国人口科学》第3期, 第80-91页。
14. 欧阳慧、胡杰成、刘保奎、邹一南, 2019: 《如何增强农民工在城镇的落户意愿?——基于对农民工分区域分群体的调查》, 《城市发展研究》第6期, 第52-60页。
15. 齐秀琳、汪心如, 2024: 《基于机器学习方法的农业转移人口市民化水平影响因素研究》, 《中国农村经济》第5期, 第128-150页。
16. 任远, 2006: 《“逐步沉淀”与“居留决定居留”——上海市外来人口居留模式分析》, 《中国人口科学》第3期, 第67-72页。
17. 石智雷、杨云彦, 2012: 《家庭禀赋、家庭决策与农村迁移劳动力回流》, 《社会学研究》第3期, 第157-181页。
18. 苏红键, 2020: 《中国流动人口城市落户意愿及其影响因素研究》, 《中国人口科学》第6期, 第66-77页。
19. 苏红键, 2021: 《中国县域城镇化的基础、趋势与推进思路》, 《经济学家》第5期, 第110-119页。
20. 田明、徐庆文, 2023: 《流动人口居留意愿的梯次关系与决定机制》, 《地理学报》第6期, 第1376-1391页。
21. 魏后凯、苏红键, 2013: 《中国农业转移人口市民化进程研究》, 《中国人口科学》第5期, 第21-29页。
22. 魏万青, 2015: 《从职业发展 to 家庭完整性: 基于稳定城市化分析视角的农民工入户意愿研究》, 《社会》第5期, 第196-217页。
23. 肖争艳、陈衍、陈小亮、陈彦斌, 2022: 《通货膨胀影响因素识别——基于机器学习方法的再检验》, 《统计研究》第6期, 第132-147页。

- 24.张培文、耿献辉、卢华, 2023:《基本公共服务何以影响县域农民工市民化》,《财政研究》第12期,第34-48页。
- 25.张鹏、郝宇彪、陈卫民, 2014:《幸福感、社会融合对户籍迁入城市意愿的影响——基于2011年四省市外来人口微观调查数据的经验分析》,《经济评论》第1期,第58-69页。
- 26.张永奇、单德朋, 2024:《家庭老年照料、老年照料成本与农业转移人口市民化意愿》,《当代经济管理》, <http://kns.cnki.net/kcms/detail/13.1356.F.20241120.1719.005.html>。
- 27.周闯, 2022:《农民工的工作稳定性与永久迁移意愿》,《人口与发展》第5期,第148-160页。
- 28.祝仲坤, 2021:《公共卫生服务如何影响农民工留城意愿——基于中国流动人口动态监测调查的分析》,《中国农村经济》第10期,第125-144页。
- 29.邹一南, 2021a:《农民工落户悖论与市民化政策转型》,《中国农村经济》第6期,第15-27页。
- 30.邹一南, 2021b:《购房、城市福利与农民工落户意愿》,《人口与经济》第3期,第35-51页。
- 31.Dong, X., Z. Yu, W. Cao, Y. Shi, and Q. Ma, 2020, "A Survey on Ensemble Learning", *Frontiers of Computer Science*, 14(2): 241-258.
- 32.Gu, H., Y. Ling, T. Shen, and L. Yang, 2020, "How Does Rural Homestead Influence the Hukou Transfer Intention of Rural-Urban Migrants in China?", *Habitat International*, Vol.105, 102267.
- 33.Lee, E. S., 1966, "A Theory of Migration", *Demography*, 3(1): 47-57.
- 34.Lewis, W. A., 1954, "Economic Development with Unlimited Supplies of Labour", *The Manchester School of Economic and Social Studies*, 22(2): 139-191.
- 35.Liu, Z., Y. Wang, and S. Chen, 2017, "Does Formal Housing Encourage Settlement Intention of Rural Migrants in Chinese Cities? A Structural Equation Model Analysis", *Urban Studies*, 54(8): 1834-1850.
- 36.Lundberg, S., and S. I. Lee, 2017, "A Unified Approach to Interpreting Model Predictions", <https://doi.org/10.48550/arXiv.1705.07874>.
- 37.Massey, D. S., 1990, "The Social and Economic Origins of Immigration", *The Annals of the American Academy of Political and Social Science*, 510(1): 60-72.
- 38.Piore, M. J., 1979, *Birds of Passage: Migrant Labor and Industrial Societies*, Cambridge, UK: Cambridge University Press, 26-43.
- 39.Ranis, G., and J. C. H. Fei, 1961, "A Theory of Economic Development", *The American Economic Review*, 51(4): 533-565.
- 40.Saljoughi, B. S., A. Hezarkhani, 2018, "A Comparative Analysis of Artificial Neural Network (ANN), Wavelet Neural Network (WNN), and Support Vector Machine (SVM) Data-driven Models to Mineral Potential Mapping for Copper Mineralizations in the Shahr-e-Babak Region, Kerman, Iran", *Applied Geomatics*, Vol.10: 229-256.
- 41.Schultz, T. W., 1961, "Investment in Human Capital", *The American Economic Review*, 51(1): 1-17.
- 42.Shapley, L. S., 1953, "Stochastic Games", *Proceedings of the National Academy of Sciences*, 39(10): 1095-1100.
- 43.Sjaastad, L. A., 1962, "The Costs and Returns of Human Migration", *Journal of Political Economy*, 70(5): 80-93.
- 44.Stark, O., and D. E. Bloom, 1985, "The New Economics of Labor Migration", *American Economic Review*, 75(2): 173-178.
- 45.Stark, O., and J. E. Taylor, 1991, "Migration Incentives, Migration Types: The Role of Relative Deprivation", *The Economic Journal*, 101(408): 1163-1178.
- 46.Tiebout, C. M., 1956, "A Pure Theory of Local Expenditures", *Journal of Political Economy*, 64(5): 416-424.
- 47.Zhao, Q., and T. Hastie, 2021, "Causal Interpretations of Black-box Models", *Journal of Business & Economic Statistics*, 39(1): 272-281.

Why are Rural Migrant Workers Not Willing to Transfer Hukou to Cities? An Analysis Based on Interpretable Machine Learning Methods

LIU Yuan¹ XIONG Chai² CAI Jiming³

(1. School of Economics, Capital University of Economics and Business;

2. Business School, China University of Political Science and Law;

3. School of Social Sciences, Tsinghua University;)

Summary: Since the 18th National Congress of the Communist Party of China (CPC), the establishment of a people-oriented new urbanization strategy has significantly accelerated the citizenization in China. However, in recent years, rural migrants' hukou transfer intention has significantly decreased. In response, the Third Plenary Session of the 20th CPC Central Committee emphasized improving institutional mechanisms for promoting new urbanization and accelerating the citizenization of rural migrants. Existing research indicates that the hukou transfer intention results from the combined effects of factors at the individual, family, and regional levels, encompassing both economic and non-economic dimensions. However, theoretical and methodological limitations have hindered the comprehensive and accurate identification of these factors. To address these gaps, this study constructs an analytical framework based on the push-pull theory, uses data from the 2017 China Migrants Dynamic Survey (CMDS), and employs interpretable machine learning methods to systematically examine the contribution of factors influencing migrant workers' willingness.

The findings reveal that intermediate resistance factors and urban hukou pull factors are the primary determinants of the hukou transfer intention, followed by individual characteristics. The determinants vary across urban scales: The influence of urban hukou pull factors increases with city size, while rural hukou pull factors exhibit a declining trend. From a dynamic perspective, the factors influencing hukou transfer intention differ across stages: duration of stay, homeownership, and disparities in regional public services are the most critical factors for long-term residence, permanent settlement, and urban hukou acquisition, respectively. Policy recommendations of this study are as follows. First, it is necessary to promote citizenization by encouraging the "willing-to-settle" groups and enhancing social integration; second, differentiated citizenization policies tailored to different urban scales should be developed; third, it is necessary to strengthen targeted policy guidance for groups with varying residence intentions; fourth, we should advance coordinated reforms in land and hukou systems while enhancing policy coherence evaluations.

The possible marginal contributions of this paper lie in the following aspects. First, this study is the first to apply interpretable machine learning methods to identify the importance and direction of factors influencing migrant workers' hukou transfer intention in China, providing new insights into the significant decline in it. This method overcomes the limitations of conventional econometric models and addresses the "black-box" problem of conventional machine learning models. Second, this study addresses the mismatch between the hukou transfer intention and hukou policy supply across different urban scales, offering policy references for differentiated citizenization promotion. Third, by examining the progressive formation process of the hukou transfer intention, this study provides theoretical and practical insights into the gradual pathways to enhance migrant workers' willingness to settle in cities.

Keywords: New Urbanization; Interpretable Machine Learning; Rural Migrant Workers; Hukou Transfer Intention

JEL Classification: J61; P25

(责任编辑: 尚友芳)

惠泽乡里：乡村创业活动提升基层 公共产品供给水平的作用机制

刘志阳 李天旭

摘要：调动多元主体积极参与乡村治理、提升基层公共产品供给水平是激活乡村振兴内生动力的关键途径。本文从政府、市场和社会多中心治理的视角，探讨了乡村创业活动对基层公共产品供给的影响。基于多源地理POI数据和企业工商注册数据，本文构建了2012—2021年24454个乡镇的面板数据。研究表明，乡村创业活动显著促进了基层公共产品供给的增长。机制分析表明，乡村创业活动对基层公共产品供给的促进作用主要通过政府层面的倒逼机制、市场层面的替代机制和社会层面的信任机制三个渠道实现。进一步分析发现，乡村创业活动对基层公共产品供给的影响在乡村创业经济规模较大、社会资本较为丰富的地区更为显著。乡村创业活动推动了基层多中心治理模式的实现，具有显著的社会功能。政府、市场和社会应高效协同推进乡村创业活动的开展，增强基本公共服务的均衡性和可及性。

关键词：乡村创业 基层公共产品 多中心治理 镇级面板数据

中图分类号：F323.6; F724.6 **文献标识码：**A

一、引言

党的二十届三中全会提出，完善基本公共服务制度体系，加强普惠性、基础性、兜底性民生建设，解决好人民最关心最直接最现实的利益问题，不断满足人民对美好生活的向往。“三农”问题是关系国计民生的根本性问题，基层公共产品的供给直接影响农村居民的切身利益。公共经济学理论认为，公共产品应由政府提供（Samuelson, 1954; 1955），但是，政府在提供公共产品时面临着信息不对称的问题。在信息闭塞的农村地区，基层社会主体比政府掌握的信息更为直接和充分（Tresch and Zlate, 2007）。因此，多中心治理模式可以发挥各主体在公共产品供给中的优势，推动社会主体参与公共产品供给。

[资助项目] 国家社会科学基金重点项目“新时代劳动力返乡创业问题研究”（编号：22AZD144）；中央高校基本科研业务费专项资金项目“乡村创业影响基层公共产品影响机制研究”（编号：CXJJ-2024-420）。

[作者信息] 刘志阳、李天旭（通讯作者），上海财经大学商学院，电子邮箱：litianxu1996@163.com。

从政策实践来看,《国家基本公共服务体系“十二五”规划》《“十三五”推进基本公共服务均等化规划》《“十四五”公共服务规划》等相继印发,成为推进基本公共服务体系建设的综合性、基础性、指导性文件。《“十四五”公共服务规划》指出,“我国社会主要矛盾已经转化为人民日益增长的美好生活需要和不平衡不充分的发展之间的矛盾,人民群众对美好生活更加向往,教育、医疗、养老、托育等公共服务保障水平成为影响人民群众获得感、幸福感、安全感的重要因素”^①。但是,由于资源分配不均和信息不完全的特征,政府主导的公共产品配置体系难以触及全部地区,容易出现部分政策失灵问题。

多中心治理理论为剖析社会力量参与基层公共产品供给这一现象提供了新的研究视角和分析框架。多中心治理涉及多元主体间的资源获取与利用,强调多个独立主体通过一定规则达到整体利益最大化,旨在通过协调过程解决公共事物治理中的集体行动问题(罗家德和李智超,2012)。在这一框架下,政府、市场和社会等多元主体致力于建立良好的管理秩序和协同渠道,通过协作的方式共同参与公共事物治理(Ostrom,1998)。多中心治理模式将信息、资源与能力共同集结起来,促成了单一主体难以实现的成果与目标(Emerson et al.,2012)。随着参与的社会主体不断增多,多中心治理模式在实现福利均衡与保障社会公平方面的有效性也将进一步增强(Jones et al.,1997)。

不可忽视的是,在具有正外部性的领域,创业活动会围绕社会效益进行价值创造,它带来的社会效益可能远超个人经济收益,在经济体系之外也发挥着不可替代的社会作用(Santos,2012;刘志阳等,2018)。乡村创业活动则是弥补基层市场价值链缺失、构建包容性市场体制的关键途径(邢小强等,2011),能够通过减轻贫困,实现共同富裕,改善基层的社会福利状况。本地参与感、责任感所催化的乡土情结和情感依恋是乡村创业的重要动机(Alsos et al.,2014)。乡村创业活动所追求的不仅仅是经济利益,相比于一般的创业活动,乡村创业活动可能具有更重要的社会功能。在此情境下,乡村创业活动与基层公共产品供给的关系如何,仍待进一步研究与探索。

鉴于此,本文拟使用中国乡镇尺度的面板数据检验乡村创业活动对基层公共产品供给的影响。本文的边际贡献主要体现在三个方面。第一,以往研究多从经济视角探讨创业活动对当地经济发展的影响,缺乏对特定情境下创业活动(如乡村创业)的细致考察。本文从基层公共产品供给的视角考察乡村创业活动的社会功能,可以丰富探讨创业活动社会价值的研究成果。第二,以往相关研究侧重分析政府在公共产品配置中的主要责任,对于其他主体未给予足够的重视,而且,学术界通常认为非政府主体是按照“成本收益”原则参与公共产品供给。本文拟从政府、市场和社会多个视角解释乡村创业活动影响基层公共产品供给的机制,揭示其内在作用机理,为完善基层公共设施以满足人民的美好生活需要提供实践启示。第三,本文拟采用细颗粒度的地理空间数据,创建一个乡镇面板数据集。基于地理空间信息的数据获取过程具有可复制性和可拓展性,能够提供较为精细的数据来源,对于深化相关研究具有一定的借鉴意义。

^①参见《“十四五”公共服务规划》, <https://www.gov.cn/zhengce/zhengceku/2022-01/10/5667482/files/301fe13cf8d54434804a83c6156ac789.pdf>。

二、理论基础与研究假说

（一）理论基础

公共产品的定义和来源一直是公共管理领域的重要议题。学术界对于公共产品的划分，通常从其属性和供给方式两个维度展开。Samuelson（1954）首次明确了公共产品的非排他性和非竞争性特征，他认为这类产品难以通过市场机制提供，必须依赖政府供给。后续相关研究则提出了混合公共产品的概念，Buchanan（1965）指出，俱乐部型公共产品可以通过会员制供给，这一模式在满足公共需求的同时，也平衡了资源分配的效率问题。随着研究的深入，学者逐渐关注市场机制在公共产品供给中的作用。Musgrave（1959）认为，市场机制可为部分准公共产品供给提供服务，但市场也会存在失灵情况，导致公共产品的分配公平问题，因此需要政府进行适当干预和补充。Ostrom（1998）的研究则进一步拓展了公共产品的供给主体，挑战了政府与市场的二元模式。她强调，除了政府和市场之外，社区的集体行动也能通过自治机制有效管理公共资源，并提出了“共治”的理念。中国学者在借鉴西方公共产品理论的基础上，结合中国的实际情况，对公共产品的多中心治理模式进行了本土化拓展。贺雪峰（2009）指出，农村的公共产品供给应以村民的实际需求为导向，注重小规模、低成本、精准化的服务。城乡发展的差序格局也要求农村公共产品治理采取整体性思维，综合考虑供给主体、决策、监督和内容等多个方面，提供无缝隙的公共服务（曲延春，2015）。针对基层治理而言，多中心治理在中国语境下实现了“公共性”“社会性”相结合，也兼顾了效率与公平。

从多中心治理的有效性来看，当存在其他解决途径时，多中心协作的解决方案并不是最佳的选择。但是，当正式的治理机制缺失时，利益相关者可能形成多中心治理模式。多中心治理强调过程的开放性和包容性，能吸引非政府部门的利益相关者参与公共事物治理。多中心治理通过建立多方协作体系，合作解决基层政府提供公共产品时面临的集体行动困境。Brass（2012）的研究表明，联合非政府组织能够显著提高政府公共服务和基层治理的质量。Koch（2005）的研究也支持这一观点，指出多中心治理需要考虑被排除在传统治理模式之外的小型经济组织。此外，Tsai（2007）关于农村地区公共产品的研究发现，基层的“团结性群体”能够给予当地政府更多的道德奖励，增强地方政府提供公共产品的动机。总体来看，政府和其他社会主体在合作过程中会围绕各自价值目标展开磋商与合作，其间可能存在资本利益和公共利益的制度逻辑冲突（孙谋轩和朱方伟，2023），但是，通过任务分配、风险分担和合约设计等制度安排，可以减少策略性行为，提高公共产品的供给效率，实现公共福利的最大化（龚强等，2019）。

（二）研究假说

党的十八大以来，乡村创新创业环境不断改善，涌现了一批乡村创新创业带头人，他们成为引领乡村产业发展的重要力量。乡村创新创业带头人饱含乡土情怀，具有超前眼光，充满创业激情，富有奉献精神，是带动农村经济发展和农民就业增收的乡村企业家。乡村创业活动是指在农村地区或乡村社区内，个人或团队利用当地机会、资源和市场开展创新性的经济活动，以创造就业机会、增加当地

收入、改善乡村生活质量、推动乡村经济发展为目标的企业创建过程^①。尽管有些乡村创业活动的直接目标并非提升基层公共产品供给水平，但是在客观上为社会福利改善创造了有利条件。因此，本文认为，不同于单纯谋求经济利益的城市创业活动，乡村创业活动是一种与乡村情境密切交互的经济过程，是建立在经济理性之上的一种集体理性（Alsos et al., 2014）。

从现实情况来看，提供公共产品是政府的重要职责，但是在注意力有限的情况下，政府可能难以保障公共产品的充分供给。在这种情形下，就有必要引入非政府主体来部分承担基层公共产品供给的任务。在一些发展中国家，基层公共设施通常是由小规模运营商提供的，这些创业活动填补了基层服务的空白领域。同时，农村地区也会借助当地的经济组织建立一种互惠的社会秩序，满足个体的某些需求，提高集体福利水平（Weiss et al., 2024）。具体而言，在基层公共产品匮乏的地区，政府并不是当地公共产品的唯一提供者，创业活动可以在一定程度上补充甚至替代政府公共产品供给的部分功能，提升当地公共产品的供给水平。例如：在政府供给能力不足的公共交通领域，政府可以通过与一些小型运输企业合作，以改善当地公共交通的效率和质量（Torres-Montoya, 2008）；在政府公共服务难以触及的农村地区，创业者则会利用当地的自组织过程塑造工作关系，克服公共服务不足的障碍（Barkema et al., 2024）。在中国乡村情境中，乡村创业活动作为一种内嵌于当地社会结构关系的经济组织，具有团结合作、自我发展的社会动力（乔翠霞和王骥，2020），为基层公共产品供给提供了经济基础，是破解基层治理困境的重要主体。

从历史视角来看，中国的基层公共产品在很长一段时间内都是由各类民间经济组织与公共组织承担的。传统的基层社会形成了一个自组织体系，民间社会长期自发提供桥梁、义渡、道路、水利等多种基层公共产品（龙登高等，2018），以宗族网络为代表的传统治理秩序也在基层公共产品的供给过程中发挥作用（颜色和刘丛，2024）。社会中的民间力量有可能持续影响当地的公共事物。Tsai（2007）运用中国农村调查数据研究发现，村干部受到村庄内部姓氏网络的监督和约束，有利于提高村庄的公共产品供给水平。王丹利和陆铭（2020）从集体行动和宗族极化的角度研究发现，姓氏集中度越高的地区，集体行动的协调成本越低，村民也就越有可能通过群体集资的方式，增加农村公共产品的私人供给。郭云南和王春飞（2022）的研究发现，村庄内具有祠堂或家谱的前两大姓氏更愿意在公共事物治理上进行合作，从而提高公共服务水平。总之，这些研究关注了历史上的民间组织如何影响基层公共产品供给，为探索非政府主导下的基层公共产品供给提供了历史证据。随着社会发展和历史演进，虽然有些主体已不复存在，但传统社会所遗留的资源配置机制在农村地区仍发挥着较大的作用，基层社会的自组织能力是不应当被忽视的（罗家德和李智超，2012；龙登高等，2022）。在农村地区开展的乡村创业活动，作为一种内嵌于本地的经济活动，能够在一定程度上激发村民的自组织能力，提升基层公共产品供给水平。据此，本文提出第一个研究假说。

H1：乡村创业活动能够促进基层公共产品供给增加。

^①具体而言，乡村创业活动包括多种形式，例如：农产品加工创业、乡村旅游与文化创意产业创业、乡村电商和互联网创业、创办农民专业合作社、创办农村社会企业、环保型创业等。

公共产品是消费或使用上具有非竞争性、受益上具有非排他性的物品。不同于城市地区，农村地区的公共产品供给面临需求表达错位、供给成本过高、资金来源不足的短板。为了实现基本公共服务均等化、切实提升农民生活水平，中国农村地区的公共产品供给形成了政府主导、市场参与和社会供给的互补模式（李燕凌，2016）。乡村创业活动作为一种农村地区的经济活动，会对公共产品供给过程中的政府、市场和社会产生影响，能够通过倒逼机制、替代机制和信任机制促进基层公共产品供给的增长。

首先，在财政分权体制框架下，政府承担着基层公共产品供给的主要责任。已有研究表明，地方政府的财政支出会转化为一定数量的公共产品供给，形成相应的治理绩效（刘树鑫，2021）。对于农村地区而言，政府的注意力分配也是影响公共产品供给水平的重要因素。由于农村地区的公共产品具有保障民生的作用，相比于城市地区的公共产品而言，很难带来直接的经济收益。因此，地方政府会出于绩效考核的考虑，更多地将注意力放在城市地区，造成财政支出偏向经济性公共产品，而忽略民生性公共产品（傅勇和张晏，2007）。而乡村创业活动的繁荣使农村地区的公共产品投资也能带来经济效益，能够为政府带来经济和民生的双重收益，这会倒逼政府将一部分注意力转移到农村地区的公共产品供给上。此外，乡村创业活动不仅是一种经济行为，也是一种文化现象，它可以改变农村地区的消费理念，激发当地居民对多样化产品和服务的需求，倒逼政府将更多注意力放在农村地区，提供更多的公共产品，进而满足农村居民的多样化需求。一些学者基于文化与消费视角的研究表明，创业通过增加居民消费，对消费市场形成激励作用（Da Fonseca and Campos, 2021; Baktir and Watson, 2021），从而促使政府提供更多的公共产品。据此，本文提出第二个研究假说。

H2：乡村创业活动通过倒逼当地政府增加注意力，促进基层公共产品供给增加。

其次，市场参与是公共产品供给的重要方式。传统公共理论认为，公共产品的消费具有公共性与外部性、非排他性与非竞争性。但是，通过科学的制度设计和合理的资源配置，公共产品的供给形式也可以是专属性的、竞争性的和多元化的。在排他性可以满足的情境下，私人企业具备有效生产公共产品的能力，通过市场竞争机制能够实现效率最优与竞争性均衡（Demsetz, 1970）。在政府主导的公共产品供给模式中，“自上而下”的决策程序往往只能满足居民基础性和通用性的公共产品需求，难以精准满足居民多样化和个性化的需求，容易出现供需错位问题。因此，对于一些专用、稀缺的公共产品，可以由市场化的微观主体来提供。《“十四五”公共服务规划》也明确指出：“为满足公民多样化、个性化、高品质服务需求，一些完全由市场供给、居民付费享有的生活服务，可以作为公共服务体系的有益补充，政府主要负责营造公平竞争的市场环境，引导相关行业规范可持续发展，做好生活服务与公共服务衔接配合。”^①乡村创业活动的嵌入性特征有助于基层公共产品的生产与消费实现紧密结合，形成地方性的供需闭环（Shigetomi, 2006）。具体而言，乡村创业活动能够通过市场化的资源配置方式，将土地、劳动力、资本、技术和信息等要素高效整合，引导要素流向当地公共产品需

^①参见《“十四五”公共服务规划》，<https://www.gov.cn/zhengce/zhengceku/2022-01/10/5667482/files/301fe13cf8d54434804a83c6156ac789.pdf>。

求较高的行业和领域，可以在一定程度上缓解生活服务供给不足的问题。因此，乡村创业活动在客观上可以替代部分公共产品的功能。据此，本文提出第三个研究假说。

H3：乡村创业活动通过替代部分公共产品的功能，促进基层公共产品供给增加。

最后，社会供给是农村公共产品供给的重要补充力量。在国家公共产品供给体系难以触达的地区，社会供给是弥补公共产品供给短板的最直接手段。这种供给模式通常由村庄成员基于共同利益或共同愿景，通过内部协商的形式，自发组织基层公共产品的生产与供给。然而，社会供给面临集体行动协调成本太高的问题，进而导致公共产品外部性成本太高（Ostrom, 1998），如何破解集体行动难题成为社会供给模式能否持续推进的关键。实际上，乡村创业活动不仅提供了公共产品供给的经济基础，还提供了凝聚社会共识的公共空间。无论是生产性还是服务性的乡村创业活动都会促进当地村民聚集，这为当地村民提供了一个交流互动的场所。在这个场所中，村民通过生产合作、信息分享、资源互助等形式强化了社群网络，形成了紧密的社会关系。这种交流互动机会不仅可以维持原有的社会关系，还可以进一步提升当地村民的信任水平，增强村民的主体意识（Small and Adler, 2019）。这有利于村民积极参与公共产品的供给过程，降低集体行动的协调成本（苏毅清等，2024）。综上所述，乡村创业活动形成的公共空间为村民提供了自发协商、合作解决公共需求的条件，推动村民通过参与社会供给的方式，如建设小型基础设施等，增加公共产品供给。据此，本文提出第四个研究假说。

H4：乡村创业活动通过提升当地社会的信任水平，促进基层公共产品供给增加。

三、研究设计

（一）数据来源

本文所使用数据主要来自全量工商注册数据、信息点（point of information，简称 POI）^①数据、《中国县域统计年鉴》《中国城市统计年鉴》以及其他多源地理数据，利用 Python 和 ArcGIS 地理信息处理工具将精确的地理位置数据投射匹配到中国镇级矢量地图上，在剔除街道、城关镇、中心镇等县级行政区划后，构建 2012—2021 年 220446 条镇级层面的数据^②。选择使用乡镇层面数据的原因在于：一方面，乡镇作为中国基层的行政区划，可以最直接、最真实地反映农村发展状况，并且，乡镇边界一般比较清晰，区域内部差异较小，采用乡镇作为地理边界的划分标准，可以保证观测样本的稳定性。另一方面，使用乡镇层面的数据可以剔除县（市、区）、工业区等人口产业集聚因素对回归结果的干扰，观测更为细致的异质性效应。

^①POI 指在地理空间中具有特定功能或用途的标志性地点，每个 POI 都有明确的地理坐标（经纬度），用于标定其在地图上的位置。除了位置信息外，POI 数据还包含名称和类别（大类、中类、小类）等属性信息，被广泛应用于地图定位、位置导航、城市规划和商业选址等领域。

^②本文选择 2012 年作为研究起始年份的原因是：2012 年 7 月 11 日，国务院印发《国家基本公共服务体系“十二五”规划》，阐明国家基本公共服务的制度安排，明确基本范围、标准和工作重点，引导公共资源配置。同时，受限于披露数据的滞后性，当前能获取的最新公开数据是 2021 年数据。

（二）变量定义

1.被解释变量。本文的被解释变量为基层公共产品供给。现有研究一般采用调查问卷或统计年鉴中的农业设施、教育设施、医疗设施等来衡量基层公共产品的供给状况。受限于数据收集成本，农村地区的公共产品供给状况难以得到全面、准确度量。因此，本文采用多源地理 POI 数据^①刻画乡镇层面的公共产品供给状况，在样本期内每年 POI 数量 6000 万~9000 万个不等。虽然学术界对公共产品和服务给出了详细的定义和分类，但是受限于地理数据提供的有限信息，仅通过名称或分类判断建筑或设施的性质，无法得到其所有权或出资信息。因此，本文使用能够在乡村地理边界内以实物形态呈现的建筑或设施来度量基层公共产品供给状况。基层公共产品供给主要由基本公共服务、普惠性非基本公共服务与生活服务这三大类构成^②。本文参照《“十四五”公共服务规划》，提取 POI 小类中属于公共产品供给建筑或设施的名称，按照公共产品供给分类标准（见表 1）统计各类 POI 数量。

表 1 公共产品供给分类标准

类别	建筑或设施的名称
基本公共服务	路牌信息、公共厕所、科技馆、道路附属设施、公园广场、科教文化场所、急救中心、邮局、公共设施、警示信息、图书馆、紧急避难场所、文化宫、交通地名、外国机构、民主党派、社会团体、工商税务机构、政府机关、公检法机构、学校、交通车辆管理、科研机构、档案馆、疾病预防机构、综合医院
普惠性非基本公共服务	收费站、索道站、报刊亭、天文馆、美术馆、港口码头、博物馆、运动场所、丧葬设施、充电站、影剧院、诊所、动物医疗场所、服务区、专科医院、公交车站、轮渡站、轻轨站、公用电话、停车场、地铁站
生活服务	文艺团体、培训机构、婴儿服务场所、银行、汽车救援、综合市场、人才市场、超级市场、医疗保健服务场所、便民商店、便利店、信息咨询中心、俱乐部、体育休闲服务场所、会展中心、展览馆、运动场馆、医药保健销售店、班车站、共享设备、飞机场、火车站、长途汽车站

具体而言：首先，使用 Python 中的 Geopandas 库读取 POI 信息文件，并对数据进行初步检查，确保数据结构清晰且坐标系一致。其次，根据 POI 数据中每个点的分类信息，结合公共产品分类标准，判断该 POI 是否具有公共产品属性。对符合公共产品定义的 POI 进行保留，不符合的 POI 则予以剔除。再次，在数据清洗完成后，本文基于 POI 的经纬度信息，将每个点投射到中国镇级矢量地图中，使用空间映射技术识别每个经纬度坐标所对应的具体乡镇。同时，为了更好地刻画基层公共产品供给情况，本文剔除了县域中的街道、中心镇、城关镇等区域，因为这些区域公共产品供给水平通常较高，可能

^①资料来源：北京大学地理数据平台网站，<https://geodata.pku.edu.cn>。

^②《“十四五”公共服务规划》从服务供给的权责分类划分了公共服务类型，包括基本公共服务、普惠性非基本公共服务和生活服务。在基本公共服务供给中，政府承担主要责任，也可以引导社会主体的补充供给。在普惠性非基本公共服务供给中，政府通过支持社会主体，实现大多数公民以可承受价格付费享有服务。此外，为满足公民多样化、个性化、高品质的服务需求，一些完全由市场供给、居民付费享有的生活服务，可以作为公共服务体系的有益补充。随着经济社会发展水平的不断提升，公共服务体系范围、水平和质量都稳步有序提升，基本公共服务、普惠性非基本公共服务与生活服务之间的分类边界也变得模糊化。

对结果产生干扰。最后，本文按照年份—乡镇维度对处理后的 POI 数据进行分组汇总，计算每个乡镇不同年份的公共产品供给状况。

2.核心解释变量。本文核心解释变量为乡村创业活动。借鉴已有研究（Ordeñana et al., 2024），采用当地的企业注册数量作为乡村创业的衡量方式。本文采用 Python 的 Pandas 数据处理工具按照地级市加载了 2.48 亿条工商注册数据^①。具体而言：首先，剔除企业名称、注册时间、注册地址、经营范围和行业分类等缺失的数据。其次，由于工商注册数据中的企业经纬度地理位置信息缺失严重，本文只能采用“正则表达式”匹配工具从企业的注册地址中抽取企业所在的乡镇位置，之后根据乡镇和注册年份汇总当地新注册企业数来衡量乡村创业活动。最后，本文将处理好的企业数量数据与公共产品数据按照年份—乡镇字段合并到同一数据集。

乡村创业活动的企业注册位置并不局限于村庄的地理边界，企业可能会选择在经济发展水平较高的区域注册。这种集聚现象可能导致注册企业的地理分布并不能完全准确反映创业活动的发生地，从而产生内生性问题。为了减少这种偏差，本文选择将新注册企业的数量按乡镇进行汇总。此外，为了得到更为清晰的因果关系，进一步提高乡村创业活动衡量指标的准确性，本文对数据进行筛选。在数据清洗过程中，基于企业的名称和所属行业，本文剔除了带有公共产品属性的市场主体，例如医院、诊所、药店、学校等。

3.机制变量。①注意力分配。参照李燕凌和苏健（2024）的做法，本文采用政府工作报告中与乡村相关的词频作为政府注意力分配的代理变量。②替代水平。本文采用注册公司经营范围内出现的“公共”“社会服务”等关键词数量在镇级层面的汇总值作为替代水平的代理变量。关键词数量越多，替代效应越强。③信任水平。为了衡量信任水平，参照张维迎和柯荣住（2002）的研究，本文采用当地非营利组织数量作为信任水平的代理变量，具体做法为：将注册名称中含有“协会”“商会”“社区中心”等关键词的市场主体界定为非营利组织，然后汇总乡镇层面的非营利组织数量作为社会信任的代理变量。当地乡镇的非营利组织越多，社会信任越强。

4.控制变量。本文结合镇级矢量地图，采用 NPP-VIIRS 夜间灯光数据^②的平均亮度来刻画经济发展水平；采用 LandScan 全球人口分布栅格数据^③的镇级加总来表示人口数量；采用水稻、小麦和玉米的种植面积占乡镇面积的比重刻画当地的农业特征，数据来自国家生态数据中心资源共享服务平台^④；地理特征也会影响经济行为，本文通过 ArcGIS 测度每个乡镇的平均高程、崎岖指数、乡镇中心到县级行政中心的直线距离以及乡镇面积作为地理特征变量。

变量定义和描述性统计结果如表 2 所示。

^①资料来源：国家市场监督管理总局网站，<https://www.gsxt.gov.cn/index.html>。

^②资料来源：科罗拉多矿业大学地球观测组，https://eogdata.mines.edu/nighttime_light/annual/v20/。

^③资料来源：LandScan 全球人口分布栅格数据网站，landscan.ornl.gov。

^④资料来源：国家生态科学数据中心网站，www.nesdc.org.cn。

表2 变量定义和描述性统计结果

变量名称	变量定义	观测值数	均值	标准差
基层公共产品供给	乡镇带有公共产品性质的 POI 数量（个）	224740	101.40	236.95
乡村创业活动	乡镇当年新注册企业数量（家）	224740	1941.35	12982.52
注意力分配	地级市政府工作报告中与乡村相关的词频（次）	162764	64.49	19.47
替代水平	乡镇新注册公司经营范围与公共服务相关的词频（次）	218460	1.86	23.36
信任水平	非营利组织数量的镇级汇总值（家）	219962	76.45	26.57
经济发展水平	乡镇夜间灯光平均亮度（流明）	220446	0.73	2.97
人口数量	LandScan 全球人口分布栅格数据的镇级汇总值（人）	220446	32168	32188
水稻面积占比	乡镇水稻种植面积占比	220446	0.08	0.14
小麦面积占比	乡镇小麦种植面积占比	220446	0.08	0.20
玉米面积占比	乡镇玉米种植面积占比	220446	0.09	0.17
平均高程	乡镇平均海拔（米）	23773	683.19	918.24
崎岖指数	乡镇中心像素与其周围单元像素高程之间的平均差（米）	23773	12.97	6.95
到县级行政中心的距离	乡镇中心到县级行政中心的直线距离（千米）	23773	20.54	14.24
乡镇面积	乡镇行政区划的面积（平方千米）	23773	224.89	959.86

注：基层公共产品供给、乡村创业活动等变量在回归时取对数。

（三）模型设定

为了估计乡村创业活动对基层公共产品供给的影响，本文采用双重固定效应模型进行回归。方程具体设定如下：

$$Public_{it} = \beta_0 + \beta_1 Rural_{it} + \sum \beta_j Control_{it} + \mu_i + v_{pt} + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

（1）式中：下标 i 、 p 和 t 分别表示乡镇、省份和年份； $Public_{it}$ 表示 i 乡镇在年份 t 的基层公共产品供给； $Rural_{it}$ 为核心解释变量，表示乡村创业活动； $Control_{it}$ 表示一系列控制变量； μ_i 表示乡镇固定效应，用来控制乡镇层面不随时间变化的不可观测因素的影响； v_{pt} 表示年份—省份固定效应，用来控制省域层面随年份变化的不可观测因素的影响； ε_{it} 表示随机误差项； β_0 、 β_1 和 β_j 表示待估计参数。受限于乡镇尺度数据的可获得性，参考 Li et al.（2016）的做法，本文将乡镇地理特征变量与不同阶数的时间趋势项（时间、时间二次项、时间三次项）交乘，以控制非时变的地理因素对估计结果的影响。

乡村创业活动会影响政府、市场和社会三个层面，从而对基层公共产品的供给产生影响。为检验其作用机制，本文在（1）式基础上增加如下回归方程：

$$M_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 Rural_{it} + \sum \alpha_j Control_{it} + \mu_i + v_{pt} + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

（2）式中： M_{it} 表示待检验的机制变量，包括注意力分配、替代水平、信任水平，分别可能通过倒逼机制、替代机制和信任机制三个渠道影响被解释变量； α_0 、 α_1 和 α_j 表示待估计参数；其他符

号含义与（1）式相同。

四、实证结果分析

（一）特征事实

图1展示了2012—2021年乡村创业活动与基层公共产品供给之间的关系。可以发现，乡村创业活动与基层公共产品供给的整体变化趋势是上升的。二者的因果关系是否真实存在以及具体的作用机制还需要进一步实证检验。

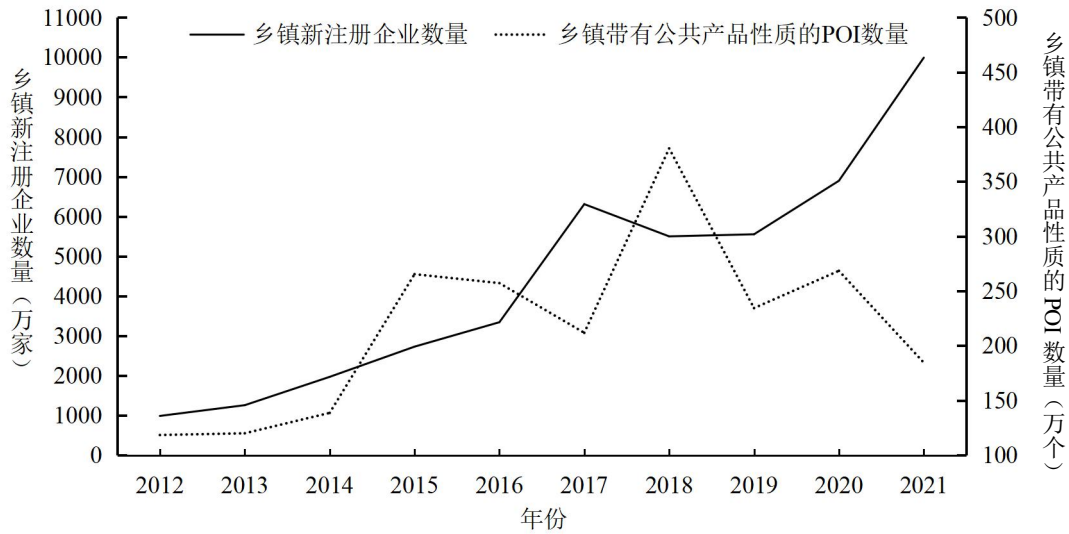


图1 全国乡镇创业活动与基层公共产品供给的变化趋势

（二）基准回归结果分析

表3报告了乡村创业活动对基层公共产品供给影响的基准回归结果。

表3 乡村创业活动对基层公共产品供给影响的基准回归结果

变量	基层公共产品供给							
	(1)		(2)		(3)		(4)	
	系数	t值	系数	t值	系数	t值	系数	t值
乡村创业活动	0.373***	292.799	0.185***	148.971	0.014***	3.536	0.013***	3.721
经济发展水平			-0.631***	-40.670	-0.033	-1.052	0.015	0.592
人口数量			-0.220***	-14.549	-0.041	-1.152	0.008	0.236
水稻面积占比			-0.150***	-11.634	0.007	0.167	-0.067*	-1.947
小麦面积占比			0.048***	66.265	0.003	0.659	0.000	0.021
玉米面积占比			0.000***	187.413	0.000*	1.708	-0.000***	-2.831
平均高程×时间一次项			0.000***	11.484	-0.000	-1.161	-0.002***	-3.894
崎岖指数×时间一次项			-0.042***	-44.531	-0.027	-0.681	-0.084*	-1.876
到县级行政中心的距离×时间一次项			0.000***	8.341	-0.002***	-4.205	-0.001***	-4.012

表 3（续）

乡镇面积×时间一次项			-0.018***	-34.597	0.127***	7.404	0.165***	9.800
平均高程×时间二次项			-0.000***	-10.560	0.000	1.285	0.000***	3.959
崎岖指数×时间二次项			0.003***	42.722	0.001	0.528	0.003*	1.797
到县级行政中心的距离× 时间二次项			-0.000***	-6.742	0.000***	4.157	0.000***	4.033
乡镇面积×时间二次项			0.001***	31.175	-0.005***	-7.586	-0.007***	-10.022
平均高程×时间三次项			0.000***	9.028	-0.000	-1.439	-0.000***	-4.028
崎岖指数×时间三次项			-0.000***	-41.206	-0.000	-0.394	-0.000*	-1.749
到县级行政中心的距离× 时间三次项			0.000***	5.535	-0.000***	-4.122	-0.000***	-4.064
乡镇面积×时间三次项			-0.000***	-28.916	0.000***	7.744	0.000***	10.239
常数项	2.029***	325.925	2.994***	310.674	-8.211**	-2.162	-1.362	-0.344
乡镇固定效应	未控制		未控制		已控制		已控制	
年份固定效应	未控制		未控制		已控制		未控制	
年份一省份固定效应	未控制		未控制		未控制		已控制	
观测值数	224740		220446		219962		219962	
调整的R ²	0.276		0.514		0.861		0.877	

注：***、**和*分别表示 1%、5%和 10%的显著性水平。

由回归结果可以看出，乡村创业活动的增长显著促进了基层公共产品供给的增长。表 3（1）列是乡村创业活动对基层公共产品供给影响的回归结果，在不加入控制变量的情况下，乡村创业活动在 1% 的统计水平上显著，且系数方向为正；为了缓解遗漏变量问题，表 3（2）列加入了控制变量；表 3（3）列在加入控制变量的基础上，又加入了乡镇和年份固定效应，以排除不可观测因素的影响；表 3（4）列在（3）列的基础上控制了更为细致的年份一省份固定效应，以控制随时间变化的地区因素对基层公共产品供给的影响。表 3（1）～（4）列结果表明，在不同的模型设定下，乡村创业活动变量均在 1% 的统计水平上显著且系数为正。H1 得到验证。

（三）内生性问题处理

上述回归可能存在内生性问题。一方面，基层公共产品供给的影响因素众多，难以控制所有可能影响结果的变量；另一方面，基层公共产品的供给状况可能也会影响乡村创业活动，对因果效应的识别造成干扰，进而产生内生性问题。

1.工具变量法。历史因素通常被认为是独立于经济系统的外生变量（Nunn and Qian, 2014）。参照金环和蒋鹏程（2024）的做法，本文选择各乡镇在公元 1500 年左右的农田潜在生产力作为工具变量。农田潜在生产力数据综合考虑了光、温、水、CO₂ 浓度、病虫害、农业气候限制、土壤、地形等多方面因素。本文采用由联合国粮食及农业组织和国际应用系统分析研究所共同开发的全球农业生态区模型，估算获取中国耕地历史生产潜力。这一变量同时满足工具变量的“外生性”与“相关性”要求。一方面，农田潜在生产力会影响当地农民的创业决策，在耕地生产力较高的地区会有较多农民选

择从事农业生产活动，而不是商业活动；同时，历史上农田产量高的地区繁荣程度也高，更容易产生“重农抑商”的思想，形成追求安稳、不愿冒险的心态，也不利于创业活动发生。另一方面，农田历史生产潜力数据是典型的历史地理特征数据，很难直接影响到基层公共产品的供给活动，符合“外生性”要求。表4展示了使用工具变量法的两阶段回归结果。表4（1）列结果显示，工具变量农田潜在生产力变量在1%的统计水平上显著，且系数为负。这说明人均粮食产量越高的地区，乡村创业活动会越少，符合理论预期。表4（2）列中的第二阶段回归结果显示，核心解释变量乡村创业活动在10%的统计水平上显著，且系数为正。这表明，在使用工具变量法处理内生性问题后，乡村创业活动仍能显著促进基层公共产品供给的增长。

表4 使用工具变量法的估计结果

变量	(1)	(2)
	乡村创业活动	基层公共产品供给
	系数t值	系数t值
农田潜在生产力	-0.004***-5.415	0.235*1.710
乡村创业活动		
控制变量	已控制	已控制
乡镇固定效应	已控制	已控制
年份一省份固定效应	已控制	已控制
观测值数	214717	214717
Cragg-Donald Wald F统计量	146.77	

注：***和*分别表示1%和10%的显著性水平。

2.双重差分法。2015年以来，国家发展改革委会同有关部门分三批组织了341个返乡创业试点县（市、区）开展支持农民工等人员返乡创业试点工作^①，更广泛地激发了乡村地区的创业激情，营造了良好的创业氛围。黄祖辉等（2022）的研究发现，该政策的实施取得了显著成效，对激发乡村创业热情、繁荣乡村产业提供了新的驱动力。参照相关研究（黄祖辉等，2022），本文将返乡创业试点作为基层公共产品供给的外生政策冲击，构建多时点双重差分模型识别返乡创业政策实施对基层公共产品供给的因果效应。具体模型设定如下：

$$Public_{it} = \gamma_0 + \gamma_1 Policy_{it} \times D_{it} + \sum \gamma_j Control_{it} + l_i + h_{pt} + \xi_{it} \quad (3)$$

（3）式中： $Policy_{it}$ 表示返乡创业政策实施时间虚拟变量，政策推行及之后年份取值为1，否则取值为0； D_{it} 表示返乡创业政策试点地区虚拟变量，试点地区取值为1，否则为0； l_i 表示乡镇固定效应，控制乡镇层面不随时间变化的不可观测因素的影响； h_{pt} 表示年份一省份固定效应，用来控制省域层面随年份变化的不可观测因素的影响， ξ_{it} 表示随机误差项； γ_0 、 γ_1 和 γ_j 表示待估计参数；

^①参见《国家发展改革委办公厅关于推广支持农民工等人员返乡创业试点经验的通知》，https://www.gov.cn/zhengce/zhengceku/2021-09/20/content_5638482.htm。

其他符号含义（1）式相同。

使用双重差分法需要满足平行趋势假设，为此，本文进行了平行趋势检验，并且绘制了平行趋势检验图^①。结果显示，在返乡创业政策实施前，处理组和对照组均不存在显著的政策效应。即在政策实施前，返乡创业试点镇与非返乡创业试点镇对基层公共产品的影响无显著差异。但在政策实施之后，政策变量估计系数呈上升趋势且为正。表5展示了使用双重差分法的估计结果。结果显示，交乘项在1%的统计水平上显著，且系数为正，说明返乡创业试点政策显著促进了基层公共产品供给的增长。综上所述，返乡创业试点政策显著促进了试点地区的公共产品供给，研究假说H1得以验证。

表5 使用双重差分法的估计结果

变量	基层公共产品供给			
	(1)	(2)	(3)	(4)
政策实施时间×政策试点地区	0.152*** (14.979)	0.082*** (3.114)	0.131*** (5.474)	0.123*** (6.437)
常数项	3.850*** (1493.507)	3.914*** (80.884)	-7.171** (-2.238)	0.112 (0.034)
控制变量	未控制	已控制	已控制	已控制
乡镇固定效应	未控制	未控制	已控制	已控制
年份固定效应	未控制	未控制	已控制	未控制
年份一省份固定效应	未控制	未控制	未控制	已控制
观测值数	210257	206808	206283	206283
调整的R ²	0.001	0.470	0.879	0.895

注：①***和**分别表示1%和5%的显著性水平。②括号内为t值。

（四）稳健性检验

1. 替换变量度量方式。改变变量度量方式可能会产生不同的估计结果。考虑采用新注册企业数量作为乡村创业活动的衡量方式可能存在估计偏差，本文又选择企业净留存量（新注册企业数减去注销企业数）的累加值作为乡村创业活动的衡量指标。具体而言，本文测算观测年份前4年、6年、8年的企业净留存量的累加值。结果表明^②，控制乡镇和省份一年度固定效应后，核心解释变量仍在10%的统计水平上显著，且系数为正，这说明前文估计得到的乡村创业活动影响基层公共产品供给的结果具有一定的稳健性。

2. 增加控制变量。为减少由遗漏变量造成的估计偏差，本文还加入了额外的控制变量：一是加入地区经济发展水平作为控制变量，采用人均地区生产总值（取对数）衡量；二是加入地区消费水平作为控制变量，采用人均社会消费品零售额（取对数）衡量；三是加入地区人力资本作为控制变量，采用乡村从业人员（取对数）衡量；四是加入地区教育水平作为控制变量，采用小学在校人数和中学在

^①具体结果见《中国农村经济》网站或中国知网本文附录中的附图1。

^②具体估计结果见《中国农村经济》网站或中国知网本文附录中的附表1。

校人数（取对数）衡量。结果显示^①，在依次加入上述控制变量后，核心解释变量依旧显著，说明前文研究结果具有一定的稳健性。

3.使用滞后一期数据。乡村创业活动的传导机制可能存在滞后性，效应显现需要一定的时间。本文使用滞后一期数据进行估计。结果显示^②，核心解释变量均在 1%的统计水平上显著，且系数为正。这说明，在考虑滞后效应后，结果依旧具有稳健性。

4.排除其他可能的解释。为了准确识别乡村创业活动对基层公共产品供给的影响，需要尽可能地排除替代解释的干扰。一种可能的解释是，城市商业活动的繁荣通过辐射效应带动农村地区发展，进而促进基层公共产品供给的增长。为排除城市商业活动的干扰，本文采用城市规模以上工业企业个数和规模以上工业企业总产值（回归时取对数）作为核心解释变量，对基层公共产品供给进行回归。结果表明^③，规模以上工业企业个数与规模以上工业企业产值的增长并没有促进基层公共产品供给的增长。这说明城市商业活动并不能推动基层公共产品供给的增长，排除了城市商业活动对基层公共产品供给的影响。

5.缩尾处理。为了进一步验证研究结果的稳健性，本文改变了回归的观测值数，将 5%缩尾、5%截尾、10%缩尾和 10%截尾后的观测值使用（1）式进行回归，还进一步将数据调整为平衡面板数据进行回归。结果显示^④，核心解释变量均在 1%的统计水平上显著，且系数为正。这说明样本极端值对估计结果的影响不大，前文回归结果具有稳健性。

（五）机制检验

1.对注意力分配的作用机制。表 6（1）列和（2）列展示了对倒逼机制的检验结果。其中，（1）列为统一样本量后乡村创业活动影响基层公共产品供给的回归结果，（2）列为乡村创业活动影响政府注意力分配的估计结果。结果表明，乡村创业活动变量显著且系数为正，说明乡村创业活动显著提升了政府的注意力分配。这意味着，乡村创业活动能够产生倒逼效应，吸引政府注意力分配，从而提升基层公共产品的供给水平。

2.对替代水平的作用机制。表 6（3）列和（4）列展示了对替代机制的检验结果。表 6（4）列结果表明，乡村创业活动在 1%的统计水平上显著，且系数为正。由此可证，乡村创业活动能够对基层公共产品供给产生替代效应，从而促进基层公共产品的有效增长。

3.对信任水平的作用机制。表 6（5）列和（6）列展示了对信任机制的检验结果。表 6（6）列结果表明，乡村创业活动对信任水平的影响在 1%的统计水平上显著，且系数为正。这说明，乡村创业活动能够通过提供公共空间加强基层的社会信任，从而提升基层公共产品的供给。

^①具体估计结果见《中国农村经济》网站或中国知网本文附录中的附表 2。

^②具体估计结果见《中国农村经济》网站或中国知网本文附录中的附表 3。

^③具体估计结果见《中国农村经济》网站或中国知网本文附录中的附表 4。

^④具体估计结果见《中国农村经济》网站或中国知网本文附录中的附表 5。

表 6 乡村创业活动影响基层公共产品供给的机制检验

变量	(1) 基层公共 产品供给	(2) 注意力分配	(3) 基层公共 产品供给	(4) 替代水平	(5) 基层公共 产品供给	(6) 信任水平
乡村创业活动	0.012*** (3.118)	0.242** (2.426)	0.013*** (3.602)	1.487*** (2.815)	0.013*** (3.721)	0.022** (2.212)
常数项	-7.921* (-1.795)	-379.508*** (-2.582)	-1.831 (-0.465)	78.737 (1.108)	-1.362 (-0.344)	11.901** (2.346)
控制变量	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制
乡镇固定效应	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制
年份一省份固定效应	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制
观测值数	162764	162764	218460	218460	219962	219962
调整的R ²	0.879	0.765	0.877	0.552	0.877	0.858

注：①***、**和*分别表示 1%、5%和 10%的显著性水平。②括号内为 t 值。

五、进一步分析

（一）乡村创业规模的影响

乡村创业活动是一种建立在经济理性之上的社会性活动。也就是说，乡村创业活动的规模越大，所产生的社会效应就会越为显著。从政府层面来看，乡村创业活动的规模越大，所带来的经济增长效应就会越明显，当地也更能得到政府的注意力分配；从市场层面来看，乡村创业活动能够带来规模效应，推动行业效率的提升，同时，乡村创业活动的规模越大，经营范围就越有可能会覆盖到公共产品的服务范围；从社会层面来看，乡村创业活动的规模越大，越能吸引周围的人口集聚，从而增加当地的社会信任。综上所述，当地的乡村创业规模会调节乡村创业对基层公共产品供给的影响，创业规模在二者的关系中具有较强的异质性。乡村创业规模越大，乡村创业对基层公共产品供给的影响就越强。

基于此，本文统计当地乡镇注册资本金额 10 万元以上的注册企业数量（回归时取对数），作为乡村创业规模的衡量方式，将乡村创业规模及其与乡村创业活动的交乘项加入（1）式进行回归。回归结果显示^①，乡村创业规模与乡村创业活动的交乘项在 1%统计水平上显著，且系数为正。这说明，在当地创业规模更大的地区，乡村创业活动对基层公共产品供给的促进作用会更显著。

（二）社会资本的影响

基层公共产品供给面临的一个关键问题是如何降低达成集体行动的交易成本。集体行动的参与者可能会为了最大化自身利益而表现出机会主义行为，进而对集体利益产生损害。因而，集体行动存在的问题对基层公共产品供给的影响是不可忽视的。社会资本通过社会信任、共同规范和价值观念在降低集体交易成本与合作协调集体行为方面发挥重要作用。具体到农村而言，宗族是中国传统文化的重

^①具体估计结果见《中国农村经济》网站或中国知网本文附录中的附表 6。

要组成部分，是基层社群最为主要的组织形式。宗族内的群体通过共享互惠的价值规范来积累社会资本。这种基于宗族的社会资本可以减少公共产品供给过程中的机会主义行为（Ostrom and Ahn, 2003）。同时，依靠宗族力量所形成的社会资本也有助于降低基层公共服务所需的代理成本、信息成本、议价成本和执行成本。综上所述，社会资本越丰富的地区，乡村创业活动越能促进基层公共产品的供给。

为了检验这一预期，本文统计了当地乡镇的宗祠数量作为社会资本的代理变量，将社会资本及其与乡村创业活动的交乘项加入（1）式进行回归。回归结果显示^①，社会资本与乡村创业活动的交乘项在 1% 的统计水平上显著，且系数为正。这说明，社会资本强化了乡村创业活动对基层公共产品供给的正向影响。

六、结论与启示

调动多元主体积极参与乡村治理、提升基层公共产品供给水平是激活乡村振兴内生动力的关键途径。本文基于地图 POI 数据，结合工商注册数据等其他经济地理数据库，得到 2012—2021 年镇级层面 24454 个乡镇 220446 条数据，从社会功能视角考察了乡村创业活动促进基层公共产品供给的路径和机制。研究发现，乡村创业活动显著促进了基层公共产品供给的增长，具有良好的社会功能。乡村创业活动促进基层公共产品供给通过影响政府、市场和社会得以实现。从政府层面来看，乡村创业活动通过增加政府注意力提升公共产品供给；从市场层面来看，乡村创业活动通过替代部分公共产品促进了基层公共产品供给；从社会层面来看，乡村创业活动通过提升社会信任增加了基层公共产品供给。这表明，乡村创业活动的社会功能是在其经济功能的基础上得以实现的。进一步分析发现，在创业规模越大、社会资本越丰富的地区，乡村创业活动对基层公共产品供给的影响越大。

根据本文研究结论，可以得到以下三点启示。

第一，乡村创业活动不仅具有经济功能，还提升了基本公共服务的均衡性和可及性，有助于完善城乡融合发展的体制机制。解决人民日益增长的美好生活需要和不平衡不充分的发展之间的矛盾，不能忽视乡村情境中人民群众的切身需求，关键是要提升农村地区发展水平。在本文的研究中，乡村创业活动促进基层公共产品供给的社会功能得到了证实，在乡村创业活动规模较大的地区，乡村创业活动的社会功能尤为明显。这一结论为以工促农、以企帮村的城乡融合发展思路提供了理论支撑。因此，农村占主体的乡镇地区应积极鼓励和支持乡村创业活动，壮大强农惠农富民产业，培育乡村新产业新业态，发挥乡村创业的社会功能，推动乡村振兴，促进城乡融合发展。

第二，乡村创业活动促进基层公共产品供给需要多中心、多主体的参与，因此，发挥乡村创业的社会功能要求各方共同努力、高效协作，形成合力。首先，政府在基层公共产品供给过程中起到主导和调控作用，要合理分配注意力，增加对农村地区的关注度，优先扶持公共产品稀缺地区的基础设施建设，尽力而为、量力而行；同时，政府要在财政资金上加大对基层公共产品的投入比例，也可以成立专项基金，推动农村基础设施建设。其次，市场在基层公共产品供给中通过替代机制发挥作用，可

^①具体估计结果见《中国农村经济》网站或中国知网本文附录中的附表 6。

以优先选择民营企业参与有经营收益的公共产品供给中，提高公共产品的供给效率；对于不具有经营收益的纯公共产品，可在农村地区倡导和培育一批具有社会责任感的乡村创业活动（如社会创业、绿色创业、草根创业），让企业填补部分公共产品供给的空缺。最后，乡村是公共产品供给的直接受益者和重要参与者。乡村参与公共产品供给主要受到当地信任的影响，因此，一方面，要鼓励经济条件较好的地区引导村民根据受益程度自主分摊公共产品成本；另一方面，也要注重乡村文化氛围的营造，形成互信互助的村庄文化，激发村民的主体意识，鼓励有条件的村庄通过捐赠、筹资等自愿方式自主提供公共产品。

第三，基层公共产品的供给过程中不能忽视社会资本的作用。社会资本在基层治理过程中起到了重要作用。随着正式制度的不断建立与完善，传统的资源配置机制正逐步被市场和政府机制所取代。然而，社会转型是一个漫长的过程，那些依靠血缘关系、宗族纽带所形成的社会资本并未完全消解或被替代，而是融入新生机制中，继续发挥着其独特的作用。在广大的农村地区，社会资本在公共产品供给过程中仍发挥着较大的作用。具体而言，政府需要发挥传统资源配置机制的优势，借助社会资本组织当地资源，提升基层公共产品的供给能力。针对社会资本较为丰富的地区，政府应有意识地利用其协调整合的功能，推动宗族力量配合乡村创业活动，促进社会资本参与基层公共产品的供给，更好地服务农村地区的公共需求。在社会资本较为薄弱的地区，政府需要强化利益协调机制，通过推动市场化进程和法治化建设，有效减少利益冲突，营造和谐的社会氛围，为乡村振兴战略的实施奠定坚实的基础。

参考文献

- 1.傅勇、张晏，2007：《中国式分权与财政支出结构偏向：为增长而竞争的代价》，《管理世界》第3期，第4-12页。
- 2.龚强、张一林、雷丽衡，2019：《政府与社会资本合作（PPP）：不完全合约视角下的公共品负担理论》，《经济研究》第4期，第133-148页。
- 3.郭云南、王春飞，2022：《姓氏与合作：乡村振兴战略下的公共品供给》，《世界经济》第8期，第180-204页。
- 4.贺雪峰，2009：《村治的逻辑：农民行动单位的视角》，北京：中国社会科学出版社，第175页、第297页。
- 5.黄祖辉、宋文豪、叶春辉、胡伟斌，2022：《政府支持农民工返乡创业的县域经济增长效应——基于返乡创业试点政策的考察》，《中国农村经济》第1期，第24-43页。
- 6.金环、蒋鹏程，2024：《企业家精神的数字创新激励效应——基于数字专利视角》，《经济管理》第3期，第22-39页。
- 7.李燕凌，2016：《农村公共产品供给侧结构性改革：模式选择与绩效提升——基于5省93个样本村调查的实证分析》，《管理世界》第11期，第81-95页。
- 8.李燕凌、苏健，2024：《地方政府建设数字乡村的注意力分配差异与政策逻辑——基于435份地方政策文本的量化分析》，《中国农村观察》第1期，第127-145页。

- 9.刘树鑫, 2021: 《地方财政自给与民生性支出偏向: 理论分析与实证检验》, 《中国行政管理》第9期, 第110-117页。
- 10.刘志阳、李斌、陈和午, 2018: 《企业家精神视角下的社会创业研究》, 《管理世界》第11期, 第171-173页。
- 11.龙登高、王明、陈月圆, 2022: 《传统士绅与基层公共品供给机制》, 《经济学报》第2期, 第344-362页。
- 12.龙登高、王正华、伊巍, 2018: 《传统民间组织治理结构与法人产权制度——基于清代公共建设与管理的研究》, 《经济研究》第10期, 第175-191页。
- 13.罗家德、李智超, 2012: 《乡村社区自组织治理的信任机制初探——以一个村民经济合作组织为例》, 《管理世界》第10期, 第83-93页。
- 14.乔翠霞、王骥, 2020: 《农村集体经济组织参与公共品供给的路径创新——大宁县“购买式改革”典型案例研究》, 《中国农村经济》第12期, 第22-34页。
- 15.曲延春, 2015: 《差序格局、碎片化与农村公共产品供给的整体性治理》, 《中国行政管理》第5期, 第70-73页。
- 16.苏毅清、覃思杰、舒全峰, 2024: 《制度路径融合激活农村生态环境治理集体行动的机制——基于嵌套制度体系分析框架》, 《中国农村经济》第7期, 第161-184页。
- 17.孙谋轩、朱方伟, 2023: 《公私制度逻辑冲突与社会资本在PPP项目中的合作行为研究》, 《南开管理评论》第3期, 第233-243页。
- 18.王丹利、陆铭, 2020: 《农村公共品提供: 社会与政府的互补机制》, 《经济研究》第9期, 第155-173页。
- 19.邢小强、仝允桓、陈晓鹏, 2011: 《金字塔底层市场的商业模式: 一个多案例研究》, 《管理世界》第10期, 第108-124页。
- 20.颜色、刘丛, 2024: 《18世纪中国的粮价、社会冲突与公共品供给: 地区异质性与政府-社会的互补作用》, 《经济学(季刊)》第1期, 第205-219页。
- 21.张维迎、柯荣住, 2002: 《信任及其解释: 来自中国的跨省调查分析》, 《经济研究》第10期, 第59-70页。
- 22.Alsos, G. A., S. Carter, and E. Ljunggren, 2014, "Kinship and Business: How Entrepreneurial Households Facilitate Business Growth", *Entrepreneurship and Regional Development*, 26(1): 97-122.
- 23.Baktir, Z., and F. Watson, 2021, "Trust-Driven Entrepreneurship for Community Well-Being of Refugees and Their Local Hosts", *Journal of Macromarketing*, 41(2): 251-266.
- 24.Barkema, H. G., U. K. Bindl, and L. Tanveer, 2024, "How Entrepreneurs Achieve Purpose Beyond Profit: The Case of Women Entrepreneurs in Nigeria", *Organization Science*, 35(3): 1042-1071.
- 25.Brass, J. N., 2012, "Blurring Boundaries: The Integration of NGOs into Governance in Kenya", *Governance*, 25(2): 209-235.
- 26.Buchanan, J. M., 1965, "An Economic Theory of Clubs", *Economica*, 32(125): 1-14.
- 27.Da Fonseca, A. L. A., and R. D. Campos, 2021, "The Cultural Intertwining of Consumption and Entrepreneurship: A Selective Review of Qualitative Studies", *Journal of Business Research*, Vol.135: 149-162.

- 28.Demsetz, H., 1970, "The Private Production of Public Goods", *Journal of Law and Economics*, 13(1): 293-306.
- 29.Emerson, K., N. Tina, and B. Stephen, 2012, "An Integrative Framework for Collaborative Governance", *Journal of Public Administration Research and Theory*, 22(1): 1-29.
- 30.Jones, C., S. H. William, and P. B. Stephen, 1997, "A General Theory of Network Governance: Exchange Conditions and Social Mechanisms.", *Academy of Management Review*, 22(4): 911-945.
- 31.Koch, I., 2005, "Sequential Task Predictability in Task Switching", *Psychonomic Bulletin & Review*, 12(1): 107-112.
- 32.Li, P., Y. Lu, and J. Wang, 2016, "Does Flattening Government Improve Economic Performance? Evidence from China", *Journal of Development Economics*, Vol.123: 18-37.
- 33.Musgrave, R. A., 1959, "Taxes and the Budget", *Challenge*, 8(2): 18-22.
- 34.Nunn, N., and N. Qian, 2014, "US Food Aid and Civil Conflict", *The American Economic Review*, 104(6): 1630-1666.
- 35.Ordeñana, X., P. Vera-Gilces, J. Zambrano-Vera, and A. Jiménez, 2024, "The Effect of High-Growth and Innovative Entrepreneurship on Economic Growth", *Journal of Business Research*, Vol.171, 114243.
- 36.Ostrom, E., 1998, "A Behavioral Approach to the Rational Choice Theory of Collective Action: Presidential Address", *American Political Science Review*, 92(1): 1-22.
- 37.Ostrom, E., and T. K. Ahn, 2003, "A Social Science Perspective on Social Capital: Social Capital and Collective Action", *Revista Mexicana de Sociología*, 65(1): 155-233.
- 38.Samuelson, P. A., 1954, "The Pure Theory of Public Expenditure", *Review of Economics and Statistics*, 37(4): 387-389.
- 39.Samuelson, P. A., 1955, "Diagrammatic Exposition of a Theory of Public Expenditure", *Review of Economics and Statistics*, 37(4): 350-356.
- 40.Santos, F. M., 2012, "A Positive Theory of Social Entrepreneurship", *Journal of Business Ethics*, 111(3): 335-351.
- 41.Shigetomi, S., 2006, "Bringing Non-Governmental Actors into the Policymaking Process: The Case of Local Development Policy in Thailand", IDE Discussion Papers, Vol. 69, <http://hdl.handle.net/2344/149>.
- 42.Small, M. L., and L. Adler, 2019, "The Role of Space in the Formation of Social Ties", *Annual Review of Sociology*, 45(1): 111-132.
- 43.Torres-Montoya, M., 2008, "Innovative Urban Transport Cooperation by Public and Private Sectors in India", *Transportation Research Record*, 2063(1): 10-17.
- 44.Tresch, R. W., and A. Zlate, 2007, "Explorations into the Production of State Government Services: Education, Welfare and Hospitals", Working Paper in Economics, Vol. 432, <http://fmwww.bc.edu/EC-P/wp679.pdf>.
- 45.Tsai, L. L., 2007, "Solidary Groups, Informal Accountability, And Local Public Goods Provision in Rural China", *American Political Science Review*, 101(2): 355-372.
- 46.Weiss, T., M. Lounsbury, and G. Bruton, 2024, "Survivalist Organizing in Urban Poverty Contexts", *Organization Science*, 35(5): 1608-1640.

Benefiting the Local Community: The Mechanism by Which Rural Entrepreneurship Activities Improve the Provision of Grassroots Public Goods

LIU Zhiyang LI Tianxu

(College of Business, Shanghai University of Finance and Economics)

Summary: This study explores the impact of rural entrepreneurial activities on the supply of grassroots public goods and analyzes how government, market, and social actors collaboratively drive rural revitalization from the perspective of polycentric governance. With the deepening implementation of the rural revitalization strategy, mobilizing social actors to actively participate in rural governance and improve the supply of grassroots public goods has become a key driver of rural revitalization. As an essential part of rural revitalization, rural entrepreneurial activities not only yield economic benefits but also bring considerable social benefits, especially in promoting the supply of grassroots public goods, with a unique driving effect.

Based on town-level panel data from 2012 to 2021, this study uses multi-source geographic POI data and business registration data to investigate the driving effect of rural entrepreneurial activity growth on the supply of grassroots public goods. Applying econometric methods such as instrumental variables and difference-in-differences, alongside techniques for eliminating outliers and controlling for other variable interference, this study verifies the robustness of the results. The findings indicate that the growth of rural entrepreneurial activities has significantly increased the supply of grassroots public goods. Mechanism analysis shows that the promotion of grassroots public goods supply by rural entrepreneurial activities occurs primarily through three channels: the government-level forcing mechanism, the market-level substitution mechanism, and the social-level trust mechanism. Specifically, when facing changes in social demand driven by rural entrepreneurial activities, the government adopts more proactive policies and investments, creating a forcing mechanism; the spontaneous adjustment of the market encourages more flexible responses to public goods supply through the substitution mechanism; while the social-level trust mechanism fosters the creation of public spaces for villager participation, further promoting the supply of grassroots public goods.

In conclusion, rural entrepreneurial activities not only provide an economic boost to rural revitalization but also inject new vitality into the supply of grassroots public goods. Through efficient collaboration and concerted efforts among the government, market, and social actors, the social utility of rural entrepreneurship can be fully leveraged, enhancing the equity and accessibility of public goods supply, and contributing to the successful implementation of rural governance and revitalization strategies.

Keywords: Rural Entrepreneurship; Grassroots Public Goods; Multi-Centered Governance; Township-Level Panel Data

JEL Classification: H41; H54; D62

(责任编辑：柳 荻)

土地托管对种粮大户规模经营的影响： 基于要素竞争的视角

郑旭媛 蔡丽明 黄开兴 李婉君 黄季焜

摘要：发展多种形式的土地规模经营是实现中国农业现代化的必由之路。然而，在有限要素竞争视角下，土地规模经营不同形式之间存在怎样的相互影响？本文基于2018—2022年华北粮食主产区土地托管主体与种粮大户生产经营状况的微观调研数据，采用双重差分方法探究近年来新兴的土地托管对种粮大户规模经营的影响。研究表明：土地托管主体与种粮大户在要素使用上形成竞争，尤其是在数量有限又不可移动的土地要素使用方面，出现土地流转租金显著提升的现象，导致种粮大户的数量与所经营的耕地面积显著减少。同时，种粮大户的粮食生产收益和总收入也受到负向影响，并且该影响在村集体协助土地托管过程中干预较多的地区更明显。本文研究结论有如下启示：各地政府需要反思鼓励企业和供销社等社会资本进入粮食等大田作物生产经营并实施土地托管的利弊，要警惕社会资本进入农业生产领域可能给农民利益带来的损害。

关键词：土地托管 土地规模经营 种粮大户 要素竞争 双重差分

中图分类号：F323.4 **文献标识码：**A

一、引言

创新多种形式规模经营是现代农业发展的必由之路。家庭承包责任制重塑产权激励模式，赋予农民长期稳定的承包经营权，极大地解放了农业生产力。然而，随着工业化、城镇化的快速推进和农业生产自然风险与市场风险的加剧，以土地均分为基础的家庭经营模式的局限性逐渐显露，规模化、商品化、专业化和组织化不足制约了农民收入的增长，农业生产经营组织与制度亟待创新(温涛等,2015)。

自1987年中央“五号文件”《把农村改革引向深入》首次明确提出“有计划地兴办具有适度规模

【资助项目】 国家自然科学基金重点项目“基于实验经济学的农村共同富裕实现路径和机制研究”(编号：72433001)；国家自然科学基金面上项目“电商交易、市场整合与农户增收机制研究：基于产品属性的视角”(编号：7247031123)；北京大学现代农业研究院土地制度创新项目。

【作者信息】 郑旭媛、蔡丽明，福建农林大学经济与管理学院；黄开兴、李婉君，北京大学现代农学院；黄季焜（通讯作者），北京大学现代农学院、北京大学现代农业研究院，电子邮箱：jkhuang.ccap@pku.edu.cn。

的家庭农场或合作农场，也可以组织其他形式的专业承包，以便探索土地集约经营的经验”^①以来，中国从未停止对土地规模经营形式的探索。土地流转型规模经营和服务带动型规模经营已然成为中国土地规模经营实现路径的典型代表（钟真等，2020）。土地流转型规模经营遵循着农场规模细小的国家现代农业发展的一般轨迹（何秀荣，2016），但是，中国制度性约束和刚性地租限制了土地经营规模扩大（蔡昉和王美艳，2016）。服务带动型规模经营在现实中以提供生产环节外包服务为主要类型，虽然可以让农户在保有土地承包经营权的前提下融入现代农业（陈锡文，2018），但是，以家庭为单位的土地承包经营必然提高服务主体为获取服务规模的交易费用，从而降低激励（蔡昉和王美艳，2016）。因而，小农户长期存在与规模经营主体规模经济获取不足是实现土地规模经营不得不面临的现实问题。

为解决上述现实问题，近年来兴起的土地托管，是实现土地规模经营的又一重要探索。不同于生产环节的外包服务，土地托管是农户将土地经营权作为资产委托给服务组织从事农业经营管理，并在一定期限内放弃土地经营权的方式（姜长云，2020）。农民与土地托管主体共同享有土地收益权，既能满足农民掌握土地经营权与收益权的诉求，又能对土地托管主体生产管理形成利益激励，从而实现小农户和现代农业发展有机衔接。土地托管主体一般为农资供应商、农机服务商和粮食收购商等。土地托管也是企业进军农业的重要领域（余粮红等，2023）。

然而，由于土地要素的数量有限且不可移动，土地托管对同样以土地经营权转让为前提、生产时空重叠下的种粮大户规模经营可能会产生冲击。在同一区域内，土地托管与种粮大户规模经营在时空上完全重叠，尤其是在流动性较低的要素使用上形成明显的竞争，可能在一定程度上挤出种粮大户。种粮大户规模经营在中国土地规模经营中占有重要的地位。截至2022年，中国家庭承包耕地土地经营权流转总面积5.76亿亩，其中3.58亿亩流向农户与家庭农场（孔祥智，2024）。种粮大户规模经营保留了委托代理成本低、决策成本低和激励相容的优点，同时克服了普通农户经营规模过小的弊端（邹心平，2017）。有学者判断，这种规模适度的家庭农场是中国未来农业发展的基本趋势（贺雪峰，2011；姜长云和郭志芳，2014）。因此，分析土地托管对种粮大户规模经营的影响具有重要的现实意义。

探讨土地托管与种粮大户规模经营之间的关系，本质上还回应了农业是走向资本化还是家庭农场化的理论问题。对于农业转型，学术界主要有两类代表性的观点：一类观点是，在资本扩张的进程中，家庭农场最终将被资本化农场所改造，农业将走向全盘资本主义化的农业（黄宗智，2012）；另一类观点是，小农经济追求的不是利润最大化，而是满足家庭成员消费，具有特殊的运行逻辑，能够抵御资本主义的渗透，并得出结论——“农民农场具有极强的生存能力和稳定性”（恰亚诺夫，1996）。持后一类观点的学者还认为，随着农民大量转移，通过土地流转会在农村自发形成经营规模适度的“中农阶层”，并成为中国未来农业经营的主力军（姜长云和郭志芳，2014；孙敏，2022）。土地托管可以被认为是资本化规模经营，而种粮大户规模经营大部分是家庭农场化经营，因此，本文研究将为土地规模经营应该是资本化还是家庭农场化议题增加新的观点。

不同于以往单独分析土地托管或种粮大户规模经营成因、效果与障碍的研究，本文关注土地托管

^①参见《把农村改革引向深入》，http://www.ce.cn/xwzx/gnsz/szyw/200706/14/t20070614_11752837.shtml。

与种粮大户规模经营二者的关系。理论界未专门研究上述二者关系，但有文献对土地流转型规模经营和服务带动型规模经营间的关系展开了讨论。部分研究认为二者是互促关系。比如，胡凌啸（2018）和钟真等（2020）认为，土地规模经营能够有效降低社会化服务交易成本，以自身规模为服务带动型规模经营创造便利条件。也有研究表示二者是相互替代的。比如，冀名峰和李琳（2020）认为，服务带动型规模经营既能显著降低农业生产经营成本，又能避免土地流转型规模经营带来的风险，很可能部分替代土地流转型规模经营。吴偲立等（2022）认为，外包服务通过提高农户土地收益，提高土地流转价格，进而压缩了土地流转型规模经营的利润空间，降低其比较优势，但是土地流转型规模经营仍具备规模经营的优势。有研究表示，从土地流转型规模经营转向服务带动型规模经营是现阶段顺应中国农业经营方式转型发展的重要路径（胡新艳等，2016；罗必良，2017）。于海龙和张振（2018）比较了土地流转与土地托管在土地转让形式、土地经营权分配上的差异，并指出土地托管因使农户能继续保有托管土地的经营权而更受农户支持。

上述研究为分析土地托管与种粮大户规模经营的关系提供了重要参考，但是，土地托管与其他服务带动型规模经营有本质区别，土地托管主体与种粮大户在要素使用上存在竞争关系，从而影响种粮大户规模经营。因此，本文深入分析土地托管是否影响种粮大户在土地、机械服务与劳动等要素市场上获取要素的难易度，以及是否会进一步影响种粮大户的规模经营与生计，以期对现阶段中国探索土地规模经营方式提供理论依据和政策建议。

与现有文献相比，本文在以下方面有新的探索：第一，分析土地托管对种粮大户规模经营的影响。现有研究虽然充分讨论了服务带动型规模经营与土地流转型规模经营的相互关系，却是将所有外包服务都视为同质的服务经营方式。然而，土地托管与生产环节外包服务二者有本质区别，其不同在于服务主体是否享有土地经营权。土地流转型规模经营与生产环节外包服务在很多时候可以相互促进，但与土地托管却有着明显的要素竞争关系，忽略这些将影响结论的普适性。第二，特别关注要素流动性对要素竞争程度的影响。在土地托管主体与种粮大户的要素竞争中，具有不同流动性的要素竞争结果可能存在差异，对其进行区分研究将为结论赋予更丰富的政策内涵。

二、理论逻辑与分析

在进行理论分析前，有必要对本文所涉及的核心术语进行界定。①土地托管。土地托管是农户将土地经营权作为资产委托给服务组织从事农业经营管理，并在一定期限内放弃土地经营权的方式。②种粮大户。对于种粮大户的经营规模，在地方政府发布的农业政策文件中，大部分以30亩经营面积作为粮食适度规模经营的基本衡量标准，还有一部分以40亩或50亩作为标准（许庆等，2021）。根据各地方的做法，本文将种粮大户定义为土地经营规模超过30亩的粮食种植户，既包括完成工商注册登记的家庭农场，也包括自然人身份的专业大户。

（一）土地经营权分配与土地要素之争

1. 土地经营权分配的基本逻辑。土地托管与种粮大户规模经营都以集中土地为前提，而土地流转给谁，主要取决于拥有土地承包权的农户。土地虽然是农户最重要的生产资料，但随着农村劳动力获

得更多的非农就业机会，土地流转和土地托管成为不少农户土地要素配置中除自营外的可选项，且二者不仅有利于增加收入，还能减少因从事农业生产而耽误的时间和务工收入（曾起艳等，2019）。然而，农户决策的目标常常不是经济利润最大化而是效用最大化，他们会在牺牲物质利益所引起的效用损失与获得安全保障所带来的效用收益之间权衡（林毅夫，1988）。土地除了固有的经济功能外，还在社会保障功能方面发挥着重要作用。中国农村长期缺失制度性养老保障，土地成为农村家庭至关重要的养老保障（徐志刚等，2018）。

因此，农户的土地配置决策取决于对流转或托管的经济收益以及这两种配置方式下安全保障效用的比较。从土地流转决策来看，其经济收益来源于土地流转租金，农户享有财产性土地流转租金收入，同时还无须承担生产与市场风险（李太平等，2015）。但是，农户也将土地经营权和收益权转让了，不参与土地经营与收益分配，这意味着他们享有的土地社会保障效用下降。因而，有不少研究表明，土地带有保障功能成为抑制农户转出土地的重要原因（王兴稳和钟甫宁，2008）。从土地托管决策来看，农户支付一笔委托代理费用将土地委托给土地托管主体，虽然将绝大部分土地经营权转出给土地托管主体，但是农户仍然享有部分收益权，与土地托管主体共同承担风险。土地托管主体完全代理了农业生产的多个环节，如农资购买、耕作、管理、收获和销售等，并通过规模经营获得规模效应从而降低生产成本，通过新技术采纳从而提高生产效益（李琪，2023）。

农户对土地的上述配置决策行为可由图1表示。

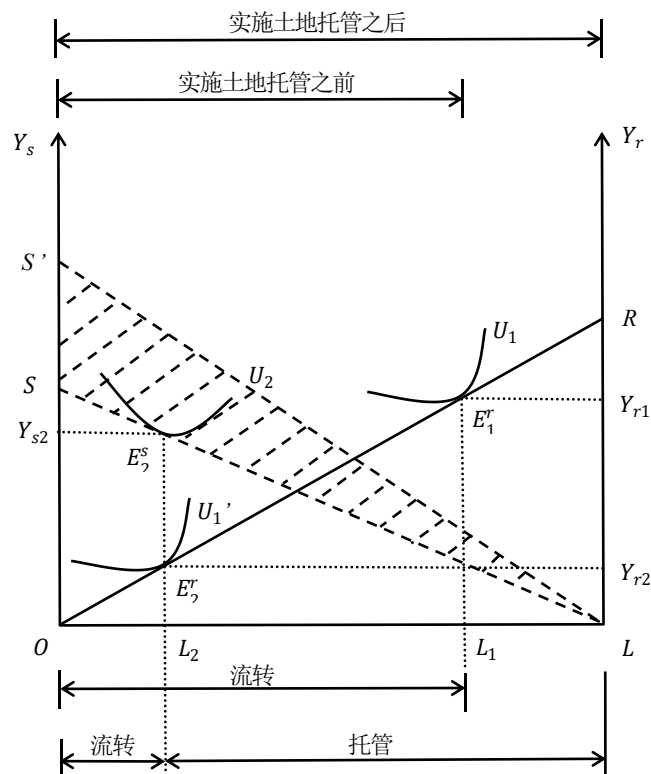


图1 小农户的土地配置决策行为逻辑

为便于分析，本文作如下假设：第一，假设一个村的土地总量是固定的，由小农户、种粮大户和土地托管主体三类主体经营；第二，假设小农户承包土地数量是固定的。图 1 中，横轴表示除去自营土地外农户决定转出或托管土地的数量。农户在土地流转和土地托管之间做出选择，并获得相应收益。实施土地托管之前，农户的土地决策在于流转多少土地给种粮大户。 OR 为土地流转收益的线性函数，效用函数 U 为土地的社会保障功能给农户带来的安全感，决策的均衡点在于土地流转收益函数与土地保障效用函数的切点 E_1' ，此时农户转出 $|OL_1|$ 数量，并获得 Y_{r1} 土地流转收益。实施土地托管之后，农户的决策在于将土地流转给种粮大户还是土地托管主体。 LS 为托管收益的线性函数，其收益存在弹性空间（介于图 1 中 LS 和 LS' 之间），一般土地托管主体会和农户协商最低保障产量和超额收益分配规则，最终的收益取决于实际产量和收益分配规则。同时，相较于土地流向种粮大户，土地流向土地托管主体带来的社会保障安全效用更高，因此农户决策土地数量从 $|OL_1|$ 扩张至 $|OL|$ （ $O \rightarrow L$ 表示土地流转数量， $L \rightarrow O$ 表示土地托管数量）。此时，决策的均衡点在于 E_2^s 和 E_2^r ， $|OL_2|$ 数量的土地流向种粮大户， $|L_2L|$ 数量的土地流向土地托管主体，并获得土地流转收益 Y_{r2} 和最低托管利润 Y_{s2} 。

因此，从农户的土地决策角度看，土地托管与种粮大户规模经营两种土地规模经营方式存在明显的土地要素竞争关系。由于土地托管平衡了土地的商品属性和生活保障属性，出于安全感偏好，农户倾向于将土地配置给土地托管主体，这将挤占种粮大户的土地要素获得空间，从而提高土地流转租金。甚至，由于农户从土地托管中获得的收益是弹性收益，且与农作物实际产量挂钩，而转出土地获得的收益是固定收益，这可能促使农户将土地质量较高的地块优先进行土地托管而非转给种粮大户。

2. 村集体干预与土地要素市场扭曲。值得注意的是，村集体干预催化了土地要素竞争加剧与土地流转租金快速提高。在华北粮食主产区的土地托管开展过程中，主要是由村委会将农户的承包地成片地集中起来，委托给土地托管主体统一经营。村集体有较强的动力去推动土地托管，其原因是：一方面，在集体收益激励和工作考核指标约束的双重作用下，村集体为了完成指标任务，倾向于集中更多土地；另一方面，村集体通过获得组织协调托管土地的服务费、村集体的分红、合并地块新增面积的收入、机动地参与托管的收益来促进集体经济增收。在上述机制的激励下，村集体有可能过度干预土地托管，加速土地流向土地托管主体，通过对土地要素市场供给端的干预，造成土地流动障碍和土地流转租金不合理上涨，扭曲土地要素市场，加剧市场上不同规模经营主体的竞争。并且，这将导致原本不愿意托管土地的农户被迫参与土地托管^①，或是导致土地托管后托管生产收益被村集体过度占有。由此，本文提出以下假说。

H1：土地托管会导致本地土地要素市场竞争加剧，土地流转租金升高，种粮大户经营面积减少。

（二）农时重叠下的劳动与机械服务要素之争

同理，土地托管主体与种粮大户在粮食生产周期、生产方式与使用要素上高度重合，这使得除了土地要素外，二者在劳动和机械服务要素使用上也存在竞争。在劳动要素使用上，土地托管一般是雇用劳动力，而种粮大户的规模经营大多由家庭劳动力支持，兼用生产性短期雇工（陈义媛，2013；闵

^①基于本项调查的研究显示，参与土地托管的农户中，约有 30% 的农户实际参与意愿较低。

锐等，2023）。随着农村劳动力快速转入非农部门，农忙时期雇用劳动力困难，出现工价大幅上升和调整农时等现象（张永占等，2021）。此时，雇工需求大的土地托管会促使劳动力市场的竞争加剧。

土地规模经营往往需要农业机械（罗必良，2020），尤其是在抢农时的关键环节，充足的农机是确保生产效率的必要条件。虽然种粮大户的资本水平较高，但自购农机存在投入成本高、折旧率高以及维修费用高而利用率低的问题，因此，种粮大户常常只在少数环节自购农机，在其余环节则购买机械服务。对于土地托管主体，也是如此。因此，土地托管也将导致本村机械服务需求增加，市场竞争加剧。并且，实施土地托管之前，由于耕地规模较小和劳动力季节性闲置等原因，小农户的粮食生产大部分由家庭劳动力承担，不一定购买机械服务。在实施土地托管之后，小农户可能因土地托管具有相对较高的社会保障安全效用而释放出更多土地进行托管，而托管土地的生产多由机械服务完成。这使得村层面机械服务总需求增加，进而导致机械服务价格上升。

（三）考虑流动性的要素之争

土地、劳动和机械服务等生产要素，在流动性上存在差异。土地是典型的自然资源，具有显著的供给刚性和不可移动性，虽然机械等工具可以在一定程度上改变土地平整度、细碎度和土壤质量，但无法使土地跨区域配置（袁鹏等，2024）。村庄内的土地供给量基本固定，当需求变动时，土地流转租金会迅速调整，表现出较高的需求价格弹性。相比于土地要素，机械服务更具流动性。当外部条件改变引致需求上升时，一方面可能诱发当地机械服务供给主体增加，另一方面可能吸引跨区域机械服务供给主体到本地提供服务。因此，当市场上机械服务需求增加时，机械服务供给具有一定弹性，其价格变动可能较小。相比于土地要素，劳动也更具流动性。农业生产中的劳动要素主要来源于家庭内部供给和社会雇用，当季节性劳动需求增加，家庭内部劳动力禀赋固定且短期内难以调整，只能依靠雇用劳动力满足劳动需求。由于劳动力可以跨省跨区自由流动，区域内劳动力短缺容易被补足，其对价格的边际影响相对较小（王思文和祁继鹏，2012）。综上所述，由于机械服务和劳动具有较强的要素流动性，当要素市场需求增加时，价格波动程度较小。由此，本文提出以下假说。

H2：要素流动性会削弱土地托管对本地的机械服务和雇用劳动力价格产生的影响。

三、研究设计与数据来源

（一）计量模型设定与变量选取

1. 计量模型设定。本文以村庄参与土地托管作为准自然实验，使用双重差分法识别土地托管对种粮大户规模经营的因果效应。本研究记录数据按数据结构可以分为两类，一是“土地托管前一年”和“土地托管后一年”两期平衡面板，二是2018—2022年五期平衡面板。由于各村庄是相继参与土地托管，分别使用标准双重差分（DID）和渐近双重差分（Staggered DID）进行实证估计。

首先，为探究土地托管对种粮大户规模经营的影响，构建标准双重差分模型如下：

$$Y_{jt} = \alpha_1 + \beta_1 Treat_j \times post_t + \tau_1 X_{jt} + \gamma_j + \rho_t + \varepsilon_{jt} \quad (1)$$

$$Y_{jit} = \alpha_2 + \beta_2 Treat_j \times post_t + \tau_2 Z_{jit} + \mu_i + \rho_t + \varepsilon_{jit} \quad (2)$$

(1) 式和 (2) 式中： i 表示农户， j 表示村庄， t 表示时间。 Y_{jt} 表示村庄层面粮食生产要素供给与价格情况，包括每万亩种粮大户数和雇用劳动力价格； Y_{jit} 表示种粮大户层面的粮食生产要素供给与价格情况，包括机收服务面积和机收服务价格。 $Treat_j$ 表示是否为托管村（是=1，否=0）， $post_t$ 表示土地托管实施情况（托管后=1，托管前=0）。 X_{jt} 表示村庄层面的控制变量，包括耕地面积、坡耕地比例、灌溉比例、自然灾害发生次数、高标准农田比例、非农就业比例、人均纯收入等。 Z_{jit} 表示村庄和农户层面的控制变量，其中农户控制变量包括承包土地质量等级、经营面积和是否受灾等。 γ_j 、 μ_i 和 ρ_t 分别为村庄、农户和时间固定效应； ε_{jt} 和 ε_{jit} 表示扰动项。 β_1 和 β_2 是本文重点关注的系数，代表土地托管对要素供给和价格影响的净效应。

其次，由于各村庄参与土地托管的时间存在差异，故采用渐近双重差分估计因果效应，模型如下所示：

$$R_{jt} = \alpha_3 + \beta_3 Trusteeship_{jt} + \tau_3 X_{jt} + \gamma_j + \rho_t + \varepsilon_{jt} \quad (3)$$

$$G_{jit} = \alpha_4 + \beta_4 Trusteeship_{jt} + \tau_4 Z_{jit} + \mu_i + \rho_t + \varepsilon_{jit} \quad (4)$$

(3) 式和 (4) 式中： R_{jt} 表示村庄土地流转租金， G_{jit} 表示种粮大户经营面积，核心解释变量 $Trusteeship_{jt}$ 表示托管村是否托管（托管村托管后=1，其他=0），其他变量的含义与 (1) 式和 (2) 式一致。

最后，进一步分析土地托管对种粮大户生计的影响和村集体干预的异质性，模型如下所示：

$$I_{jit} = \alpha_5 + \beta_5 Treat_j \times post_t + \tau_5 V_{jit} + \mu_i + \rho_t + \varepsilon_{jit} \quad (5)$$

$$I_{jit} = \alpha_6 + \beta_6 Treat_j \times post_t + \phi_6 Treat_j \times post_t \times tincome_{jt} + \omega_6 tincome_{jt} + \tau_6 V_{jit} + \mu_i + \rho_t + \varepsilon_{jit} \quad (6)$$

(5) 式和 (6) 式中： I_{jit} 表示种粮大户的小麦纯收入、玉米纯收入、农业其他收入、非农收入、总收入以及是否非农就业， $tincome_{jt}$ 表示村集体土地托管相关收益， V_{jit} 表示村庄和农户层面的控制变量，包括耕地面积、坡耕地比例、灌溉比例、非农就业比例、人均纯收入和承包土地质量等级等。由于种粮大户的各项收入和非农就业情况更易受到地区经济发展水平、产业结构和劳动力就业水平等方面的影响，本文进一步控制“县×时间”趋势项，以排除地区层面特征对种粮大户各项收入和非农就业情况的影响。其他变量的含义与 (2) 式一致。

2. 变量选取。①被解释变量。本文的被解释变量包含粮食生产要素供给与价格情况，用村庄每万亩大户数和经营面积代表土地要素供给情况；用小麦机收服务面积、玉米机收服务面积代表机械服务要素供给情况。要素价格方面，分别用土地流转租金、小麦机收服务价格、玉米机收服务价格、

雇用劳动力价格（男）和雇用劳动力价格（女）来代表。

②核心解释变量。本文的核心解释变量包含两部分：一是“托管×签约”，为“是否为托管村”虚拟变量与“托管前后”虚拟变量的交互项；二是“是否托管”，即“托管村是否开始托管”虚拟变量，托管村托管后为1，其余为0。

③控制变量。为尽可能避免因遗漏变量问题导致的估计偏误，本文参考曹铁毅等（2022）、孙小燕和刘雍（2019）、李忠旭和庄健（2021）、张霄等（2024）、谢晓瑜和余国新（2023）的研究，选取了村庄层面和农户层面的控制变量。村庄特征包括耕地面积、坡耕地比例、灌溉比例、自然灾害发生次数、高标准农田比例、非农就业比例、人均纯收入等，农户特征包括承包土地质量等级、经营面积和是否受灾等。

④其他变量。本文在进一步分析中还纳入小麦纯收入、玉米纯收入、其他作物纯收入、非农收入、总收入、非农就业和村集体土地托管相关收益等变量。其中，总收入为所有作物生产经营纯收入和非农收入的总和。

（二）数据获取与调查实施

本文数据来自北京大学现代农业研究院、中国农业政策研究中心于2022年8月和2023年5月在华北粮食主产区开展的农村土地托管及其影响的专项调查。该项调查是对华北粮食主产区2018年以来较早开展土地托管试点的4个县进行的土地托管村全样本调查。华北平原是中国小麦和玉米等粮食作物主产区，土地规模经营面积均位居全国前列，也是开展土地托管时间较早、程度较深的地区之一，是研究土地托管的重要代表性区域。调查采取分层抽样和非概率抽样相结合的方法选择样本。首先，获取实验组样本。从调研县获取2022年土地托管试点村全部名单，以全部托管村为样本。在托管村种植面积达到30亩以上未参加托管的种植大户中随机抽取1户，再在所有未被抽中的非托管户中随机抽取4户农户，作为托管村农户样本。其次，遵循匹配原则抽取对照组样本。从各乡镇政府获得邻近托管村且村庄特征（耕地、种植结构、农民收入等）与托管村接近的非托管村名单，从中随机抽取1个村庄，作为该托管村的对照村样本，并先在每个对照村的种植面积达到30亩以上的种植大户中随机抽取1户，再在所有未被抽中的非托管户中随机抽取4户农户，作为对照村农户样本。

根据上述抽样规则，项目最终有效样本来自35个托管村和35个对照村，共70个村。由于本文关注的农户对象是种粮大户，因此，从农户样本中筛选出托管前一年经营规模为30亩以上的农户（含个别经营规模为25~30亩的农户），共82户。受访对象回溯了2018—2022年村庄参与土地托管情况和农户粮食生产情况等相关信息。调查样本分布情况见表1。其中，托管村样本在参与托管之前的年份被列为对照组样本，参与托管当期及以后为实验组；对照村在所有年份皆为对照组样本。

表1 村庄样本和农户样本分布

年份	村庄		样本户	
	实验组	对照组	实验组	对照组
2018	4	66	0	82

表 1 (续)

2019	7	63	1	81
2020	10	60	5	77
2021	22	48	31	51
2022	35	35	47	35

表 2 列出了托管村和对照村基期的基本信息。组间均值 T 检验的结果显示, 托管村与对照村的主要特征均无显著差异, 说明对照村的选取符合随机性要求。

表 2 基期 (2018 年) 实验组与对照村庄的基本特征与差异

变量名称	变量定义	托管村		对照村		托管村与对照村的比较	
		均值	标准差	均值	标准差	差值	标准误
人均纯收入	村庄人均纯收入 (万元/人)	1.28	0.41	1.30	0.36	-0.02	0.09
人均耕地	人均耕地面积 (亩/人)	3.02	1.79	2.58	1.55	0.45	0.40
村镇距离	村委会到镇上的距离 (千米)	6.65	4.32	6.79	4.98	-0.14	1.11
常住人口占比	常住人口占户籍人口比例 (%)	57.54	15.26	57.85	16.54	-0.30	3.83
非农收入占比	非农收入占比 (%)	61.11	15.03	63.08	13.31	-1.97	3.39
党员占比	党员人数占比 (%)	4.66	2.35	4.80	3.86	-0.14	-0.18
是否灾害	是否遭受自然灾害 (是=1, 否=0)	0.43	0.50	0.34	0.48	0.09	0.12
坡耕地比例	坡地面积/耕地面积 (%)	11.28	3.85	15.81	5.25	-4.53	6.51
高标准农田比例	高标准农田面积/基本农田面积 (%)	9.04	4.57	11.89	5.04	-2.86	6.81
每万亩大户数	种粮大户数量/村庄耕地面积 (个/万亩)	26.73	3.69	25.68	3.36	1.04	4.99
雇用劳动力价格 (男)	农忙时雇男性干农活的工资 (元/日)	177.50	6.59	180.90	8.51	-3.40	10.76
雇用劳动力价格 (女)	农忙时雇女性干农活的工资 (元/日)	147.67	5.27	151.21	7.05	-3.54	8.80
土地流转租金	村庄土地流转租金 (元/亩)	385.71	29.96	434.29	25.02	-48.47	39.03

主要变量的描述性统计结果见表 3。

表 3 主要变量的描述性统计结果

变量名称	变量定义	均值	标准差
被解释变量			
每万亩大户数	村庄种粮大户数量/村庄耕地面积 (个/万亩)	28.20	23.24
大户经营面积	种粮大户的经营耕地面积 (亩)	80.77	120.25
土地流转租金	村庄土地流转租金 (元/亩)	472.10	163.91
小麦机收服务面积	小麦收获环节机械服务面积 (亩)	61.03	55.78
玉米机收服务面积	玉米收获环节机械服务面积 (亩)	60.42	54.95
小麦机收服务价格	小麦收获环节机械服务价格 (元/亩)	58.64	17.64
玉米机收服务价格	玉米收获环节机械服务价格 (元/亩)	86.15	22.37
雇用劳动力价格 (男)	村庄农忙时雇男性干农活的工资 (元/日)	181.27	42.91
雇用劳动力价格 (女)	村庄农忙时雇女性干农活的工资 (元/日)	151.77	35.59

表3 (续)

核心解释变量			
托管×签约	是否托管村(托管村=1; 对照村=0)×托管前后(托管后=1; 托管前=0)	0.25	0.43
是否托管	托管村是否开始托管(托管村托管后=1; 其他=0)	0.22	0.42
村庄特征变量			
耕地面积	村庄耕地面积(亩)	1816.90	672.25
坡耕地比例	坡地面积/耕地面积(%)	13.51	17.06
灌溉比例	有灌溉条件的耕地面积/耕地面积(%)	85.64	17.66
自然灾害发生次数	受水灾、旱灾、风灾、冻灾等灾害次数(次)	1.05	1.23
高标准农田比例	高标准农田面积/基本农田面积(%)	11.65	29.11
非农就业比例	非农就业人数占劳动力人数比例(%)	56.18	20.72
人均纯收入	村庄人均纯收入(万元/人)	1.31	0.42
农户特征变量			
承包土地质量等级	一等地占比(%)	32.14	35.39
经营面积	种粮大户的经营耕地面积(亩)	80.77	120.25
是否受灾	土地是否受灾(受水灾、旱灾、风灾、冻灾等灾害=1; 没有受灾=0)	0.30	0.46
其他变量			
小麦纯收入	小麦作物纯收入(万元)	2.75	3.08
玉米纯收入	玉米作物纯收入(万元)	3.05	3.27
农业其他收入	其他作物纯收入(万元)	1.28	6.25
非农收入	非农工作年收入(万元)	0.68	1.21
总收入	农业收入和非农工作收入总和(万元)	7.75	8.22
是否非农就业	是否从事非农工作(是=1; 否=0)	0.41	0.49
村集体土地托管相关收益	村集体经济组织土地托管收益(万元)	1.80	4.05

四、实证结果与分析

(一) 基准回归结果

1. 土地托管对种粮大户生产要素使用的影响。本文实证考察了土地托管对种粮大户耕地经营规模和购买机械服务的影响。①耕地经营规模方面。如表4所示,土地托管导致村庄每万亩大户数减少8.657个,且该影响在10%的统计水平上显著。

表4 村庄层面土地托管对种粮大户生产要素使用和要素价格影响的基准估计结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	每万亩大户数	雇用劳动力价格(男)	雇用劳动力价格(女)	土地流转租金	土地流转租金
托管×签约	-8.657*	-0.232	-0.057		
	(4.624)	(1.699)	(1.779)		

表 4 (续)

是否托管				113.847*** (22.108)	
托管价格×年份					0.077*** (0.014)
耕地面积	-0.003 (0.003)	0.001 (0.001)	0.001 (0.001)	-0.001 (0.006)	0.003 (0.009)
坡耕地比例	1.434 (0.991)	0.125* (0.070)	0.267 (0.194)	0.208 (0.146)	0.612** (0.291)
灌溉比例	-0.086 (0.084)	0.103* (0.055)	0.212 (0.154)	0.004 (0.142)	0.026 (0.276)
自然灾害发生次数	-1.565 (1.831)	1.009** (0.489)	0.522 (0.716)	-17.357** (7.075)	-5.553 (10.363)
高标准农田比例	-0.304*** (0.028)	-0.031 (0.031)	-0.036 (0.033)	0.980** (0.405)	1.884*** (0.281)
非农就业比例	-0.462** (0.215)	-0.051 (0.143)	-0.198 (0.246)	-3.047*** (1.150)	-8.729 (7.235)
人均纯收入	-6.889 (6.952)	-0.835 (1.922)	-0.389 (2.119)	-42.731 (41.806)	2.189 (53.847)
常数项	58.293** (26.327)	163.591*** (7.298)	133.843*** (10.342)	679.325*** (87.416)	-100964.933*** (18605.877)
观测值	140	150	150	350	175
R ²	0.217	0.242	0.172	0.845	0.449

注：①*、**和***分别表示 10%、5%和 1%的显著性水平。②括号内结果为聚类到村庄的稳健标准误。③（1）列的回归基于“托管前一年”和“托管后一年”两期村庄数据；由于村庄雇用劳动力价格只记录了 2020—2022 年数据，故（2）列和（3）列的回归中仅使用托管时间为 2021 年和 2022 年的样本；（4）列的回归基于 2018—2022 年 5 期村庄数据；（5）列的回归中仅基于托管村样本数据。④所有回归都控制了时间固定效应和个体固定效应。

如表 5 第（5）列所示，大户经营面积减少了 6.950 亩，且这一影响在 5%的统计水平上显著。可见，土地托管主体与种粮大户在土地规模经营上存在明显的土地要素竞争关系。相对于将土地流转给种粮大户，土地托管主体平衡了土地的商品属性和生活保障属性，出于安全感偏好的农户更倾向于将土地配置给后者，这将在一定程度上挤占种粮大户土地要素获得的空间，表现为村庄种粮大户数量减少和经营面积下降。

表 5 农户层面土地托管对种粮大户生产要素使用和要素价格影响的基准估计结果

变量	(1) 小麦机收服务面积	(2) 玉米机收服务面积	(3) 小麦机收服务价格	(4) 玉米机收服务价格	(5) 大户经营面积
托管×签约	16.439 (14.200)	11.237 (14.797)	-4.807 (5.366)	8.300 (9.543)	

表 5 (续)

是否托管					-6.950** (3.184)
耕地面积	-0.011 (0.036)	-0.060 (0.037)	0.014 (0.012)	0.055* (0.029)	0.038*** (0.011)
坡耕地比例	-0.910 (4.311)	-0.752 (3.636)	-4.359** (1.810)	-1.250 (2.668)	-3.536** (1.613)
灌溉比例	-3.769 (3.843)	-6.045 (3.592)	2.792* (1.371)	2.928** (0.978)	0.525 (1.676)
自然灾害发生次数	-6.532 (7.596)	-5.699 (7.195)	1.874 (2.196)	1.088 (3.791)	-2.829 (2.236)
高标准农田比例	0.111 (0.063)	-0.045 (0.080)	-0.021 (0.042)	-0.275*** (0.035)	-0.198** (0.078)
非农就业比例	0.038 (0.524)	0.240 (0.529)	-0.052 (0.162)	0.147 (0.307)	-0.842** (0.373)
人均纯收入	26.989 (36.201)	22.615 (34.786)	-14.780 (9.996)	-25.234 (14.382)	1.779 (6.395)
承包土地质量等级	0.253 (0.401)	0.358 (0.356)	-0.307 (0.341)	-0.429*** (0.101)	-0.352 (0.765)
是否受灾	-7.117 (10.522)	-12.639 (8.070)	-2.889 (5.131)	-2.874 (4.629)	-0.918 (2.567)
经营面积	0.206** (0.081)	0.018 (0.114)	-0.108 (0.082)	-0.097 (0.073)	
常数项	356.060 (253.879)	659.426** (223.961)	-102.377 (89.778)	-226.357* (107.581)	14.575 (190.655)
观测值	164	164	164	164	410
R ²	0.148	0.097	0.158	0.369	0.975

注：①*、**和***分别表示 10%、5%和 1%的显著性水平。②括号内结果为聚类到乡镇的稳健标准误。③（1）列～（4）列的回归基于“托管前一年”和“托管后一年”两期农户数据；（5）列的回归基于 2018—2022 年五期农户数据。④所有回归都控制了时间固定效应和个体固定效应。

②购买机械服务方面。由表 5 可知，以收获环节为例，土地托管对种粮大户的小麦和玉米机收服务面积的影响均不显著。这意味着，首先，土地规模经营主体对机械服务的需求较为刚性，虽然土地托管会加剧机械服务市场的竞争，但是仍然没有减少种粮大户对机械服务的需求；其次，市场上可能新增了来自本地机械服务供给主体或是补充了跨区域机械服务供给主体，因为如果市场没有新增服务供给主体，土地托管主体和种粮大户的要素使用高度重合的情况将导致机械服务供给紧张。最后，调查样本中的土地托管主体多为供销社主体，有很强的机械自我服务能力，不与种粮大户的机械服务需求形成冲突。

2.土地托管对要素价格的影响。价格是反映要素市场供需情况的指示器，因而本文分别考察了土地托管对土地流转租金、雇用劳动力价格和机械服务价格的影响。

从对土地流转租金的影响看，如表 4 第（4）列所示，土地托管导致村庄土地流转租金提高 113.847 元/亩，且这一影响在 1% 的统计水平上显著。可见，由于土地需求价格弹性较大，一个村庄内的土地供给量基本恒定，土地托管导致多类土地规模经营主体间存在“争地”现象，加剧了土地市场竞争，从而迅速推高土地流转租金。

进一步，从表 4 第（5）列还可知，在土地托管价格较高的村庄，土地流转租金逐年上涨的影响更大，且这一影响在 1% 的统计水平上显著。这可能意味着土地托管价格提高了农户对土地流转租金的预期，导致托管村土地流转租金相对较高，本文假说 H1 得证。

从对雇用劳动力价格和机械服务价格的影响看，如表 4 和表 5 所示，雇用劳动力价格与机械服务价格并未受到土地托管的明显影响。正如理论预期，机械服务与劳动的要素流动性高于土地，其需求价格弹性低于土地。当土地托管激发更多的机械服务和劳动力市场需求时，在机械服务方面，可能诱发当地机械服务供给主体增加，或吸引跨区域机械服务主体到本地供给，或土地托管主体开展自我服务，通过供给变动平抑机械服务市场需求增加对其价格的影响。

同理，在劳动力方面，增加的雇用劳动力需求可以通过跨区劳动力来补足，减少对劳动力价格的边际影响，本文假说 H2 得证。

（二）平行趋势检验

使用双重差分模型估计因果效应的前提是实施土地托管前实验组和对照组具有相同趋势。本文参考 Beck et al.（2010）所提出的方法对（3）式和（4）式进行平行趋势检验，模型如下所示：

$$R_{jt} = \alpha_7 + \sum_{n=-4}^2 \theta_n \text{Trusteeship}_{jt}^n + \tau_7 X_{jt} + \gamma_j + \rho_t + \varepsilon_{jt} \quad (7)$$

$$G_{jnt} = \alpha_8 + \sum_{n=-4}^2 \theta_n \text{Trusteeship}_{jt}^n + \tau_8 Z_{jnt} + \mu_i + \rho_t + \varepsilon_{jnt} \quad (8)$$

（7）式和（8）式中： n 为当前年份和开始托管年份的差值，根据前文基准回归设定的观察期， $n \in [-4, 2]$ 。 $\text{Trusteeship}_{jt}^n$ 为虚拟变量，若村庄为托管村且年份和开始托管年份的差值为 n ，取值为“1”，其余为“0”，将土地托管实施的前一期作为基准期。其余变量的含义与（3）式和（4）式一致。平行趋势检验重点关注一系列 θ_n 系数的动态效应变化。理论上，若土地托管前的 θ_n 不显著异于 0，则说明满足平行趋势假设。

图 2 为 95% 置信区间下的平行趋势检验图。从图 2 中可以看出：在实施土地托管前，土地流转租金和大户经营面积在托管村和对照村之间并没有显著差异，平行趋势检验得以通过；在实施土地托管后，土地托管对土地流转租金和大户经营面积的影响在当期就开始显现且具有持续性，且土地流转租金受到的影响表现出逐年减弱的趋势，而大户经营面积受到的影响则表现出先减弱后逐渐增强的趋势。

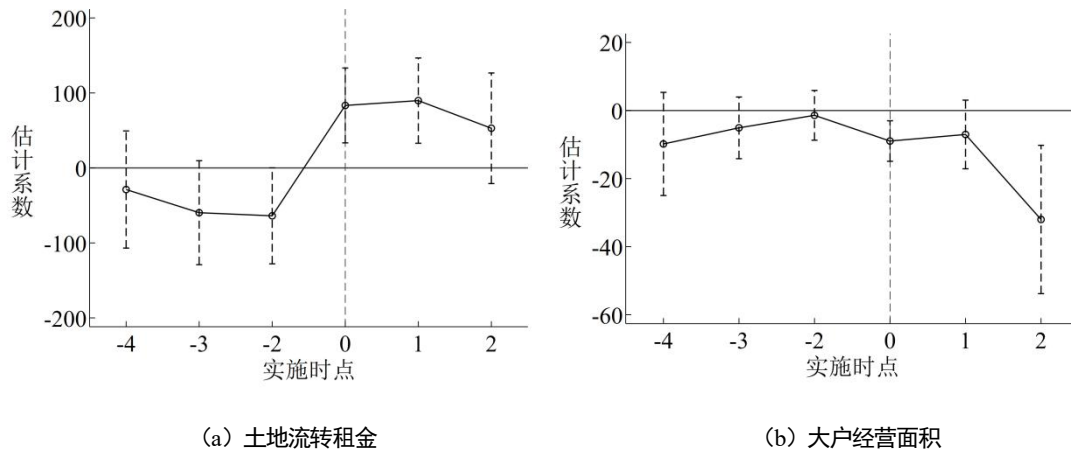


图2 平行趋势检验结果

(三) 稳健性检验

1.合成双重差分法。考虑到在实际使用双重差分法的过程中控制组选择的主观性和随机性可能造成政策评估偏误问题，本文采用 Arkhangelsky et al. (2021) 提出的合成双重差分法来缓解这一偏差带来的影响。合成双重差分法通过综合考虑个体权重和时间权重来合成控制组，从而弱化对平行趋势假设的依赖，使控制组样本更加可比，并获得更为可靠的政策评估效应。由于该方法要求数据为平衡面板且不包含整个面板期内处理的样本，本文剔除托管时间为 2018 年的托管村样本，估计结果如表 6 和表 7 所示。可以看出，合成双重差分结果与基准回归结果在核心解释变量系数的方向、大小和显著性水平上基本一致，进一步增强了基准回归结果的稳健性。

表 6 村庄层面合成双重差分估计结果

变量	每万亩大户数	雇用劳动力价格（男）	雇用劳动力价格（女）	土地流转租金
托管×签约	-10.233* (5.691)	0.708 (1.654)	2.464 (2.831)	
是否托管				51.368** (20.293)
观测值	140	150	150	330

注：①*和**分别表示 10%和 5%的显著性水平。②括号内结果为 Bootstrap 标准误。③控制变量同表 4，所有回归都控制了时间固定效应和个体固定效应。

表 7 农户层面合成双重差分估计结果

变量	小麦机收服务面积	玉米机收服务面积	小麦机收服务面积	玉米机收服务面积	大户经营面积
托管×签约	16.201 (12.527)	11.038 (12.606)	-5.277 (4.021)	9.855 (8.798)	
是否托管					-9.235* (5.140)

表 7 (续)

观测值	164	164	164	164	410
-----	-----	-----	-----	-----	-----

注：①*表示 10% 的显著性水平。②括号内结果为 Bootstrap 标准误。③控制变量同表 5，所有回归都控制了时间固定效应和个体固定效应。

2. 安慰剂检验。为排除同期其他潜在因素对种粮大户要素使用和要素价格的影响，本文参考宋弘等（2019）的方法，随机生成一个参与土地托管名单作为“伪处理组”，据此反事实样本重新估计系数，对这一过程重复进行 500 次后将得到的估计系数绘制成散点图。安慰剂检验的结果如图 3 所示。图 3 中的横轴代表估计系数，纵轴代表概率密度，垂直实线是基准回归模型估计得到的系数，水平虚线表示的是 10% 的显著性水平。观察图 3 可以发现，估计系数主要都分布在 0 附近且服从正态分布，大多数估计结果不显著，且远离基准回归估计系数值。以上结果表明，基准回归的结论并未受到其他政策或者随机因素的影响，本文基准回归结果稳健。

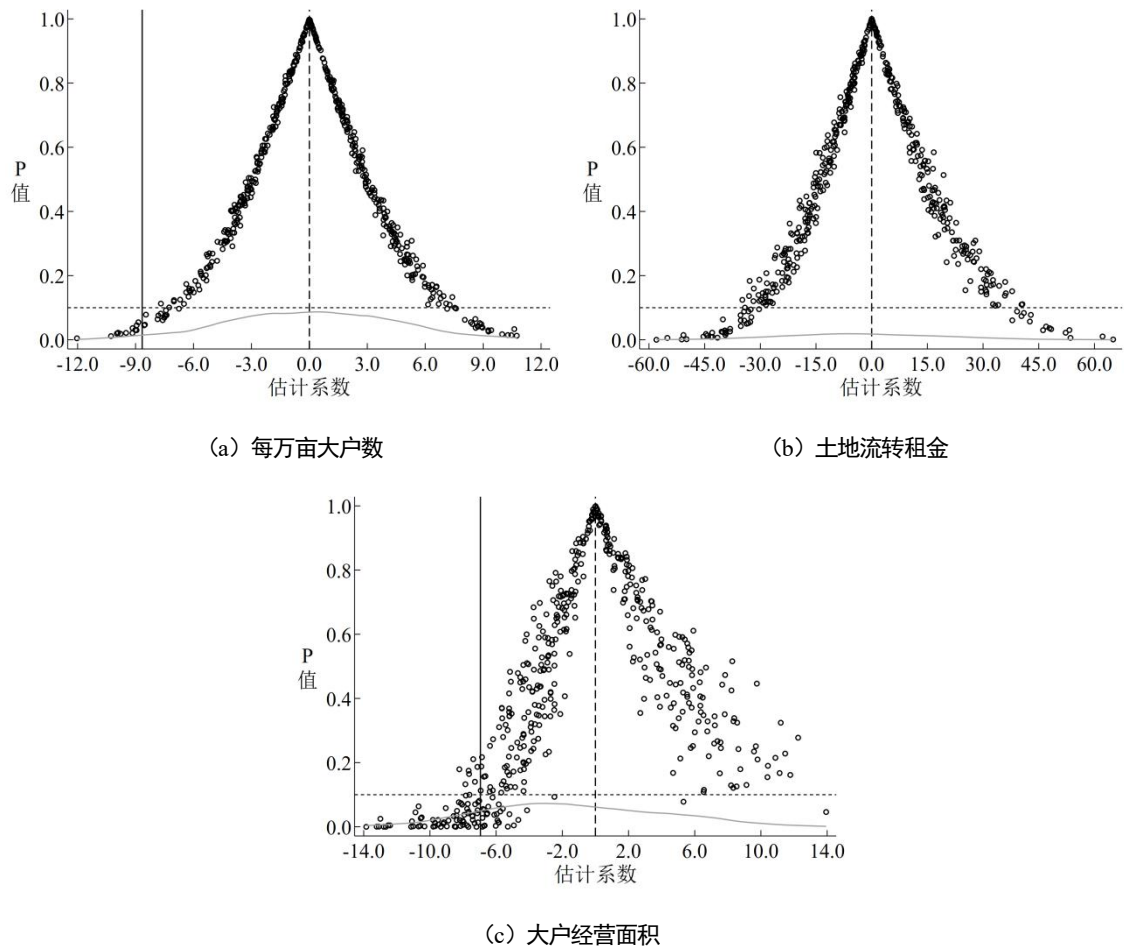


图 3 安慰剂检验结果

3. 缩减样本。本文对种粮大户的定义包含了个别经营规模为 25~30 亩的农户，因此，剔除经营规模小于 30 亩的种粮大户样本，重新估计 (2) 式和 (4) 式的结果，如表 8 所示。可以发现，缩减样

本后的估计结果与基准回归结果基本一致，进一步证明本文的研究结论是稳健可靠的。

表 8 农户层面缩减样本后的估计结果

变量	小麦机收服务面积	玉米机收服务面积	小麦机收服务价格	玉米机收服务价格	大户经营面积
托管×签约	7.723 (8.021)	-0.255 (8.227)	-5.117 (5.067)	6.049 (10.055)	
是否托管					-8.932* (4.291)
观测值	136	136	136	136	340
R ²	0.261	0.265	0.186	0.352	0.975

注：①*表示 10%的显著性水平。②括号内结果为聚类到乡镇的稳健标准误。③控制变量同表 5，所有回归都控制了时间固定效应和个体固定效应。

4.改变政策时点。由表 1 的样本分布可知，早期参与土地托管的实验组数量较少，因此，本文针对（3）式和（4）式，将实验组参与土地托管的时间统一设置为 2021 年，并删除 2018 年样本，重新估计后的结果如表 9 所示。可以发现，估计结果与基准回归基本保持一致，再次验证了研究结果的稳健性。

表 9 改变政策时点的估计结果

变量	土地流转租金	大户经营面积
是否托管	49.160** (21.412)	-6.072* (2.787)
观测值	280	328
R ²	0.848	0.976

注：①*和**分别表示 10%和 5%的显著性水平。②第 2 列括号内结果为聚类到村庄的稳健标准误，控制变量同表 4；第 3 列括号内结果为聚类到乡镇的稳健标准误，控制变量同表 5。③所有回归都控制了时间固定效应和个体固定效应。

五、进一步分析

由前文分析可知，土地托管与种粮大户规模经营在要素使用上会形成竞争，并导致种粮大户的数量与所经营的耕地面积显著减少。本文进一步观察土地托管对种粮大户生计的影响。

（一）土地托管对种粮大户生计的影响

本文根据（5）式实证检验土地托管对种粮大户生计的影响，具体被解释变量包括种粮大户的总收入（小麦纯收入、玉米纯收入、农业其他收入和非农收入在内的收入加总）、小麦纯收入、玉米纯收入、农业其他收入、非农收入和是否非农就业。由表 10 第（1）列可知，土地托管导致种粮大户总收入减少 1.742 万元，且这一影响在 5%的统计水平上显著，总收入的减少主要表现为粮食种植纯收入下降，本地主要品种的种植收入——无论小麦收入还是玉米纯收入都显著减少，其中，小麦纯收入减少 0.803 万元，玉米纯收入减少 0.561 万元，且这一影响均在 10%的统计水平上显著。土地托管对种粮大户农业其他收入、非农收入和是否非农就业的影响不显著。上述结果再次证明，土地托管显著地降低了种粮大户的粮食生产经营收入。这可能来自生产成本的提升，也可能来自生产规模的压缩。

表 10 土地托管对种粮大户收入影响的估计结果

变量	(1) 总收入	(2) 小麦纯收入	(3) 玉米纯收入	(4) 农业其他收入	(5) 非农收入	(6) 是否非农就业
托管×签约	-1.742** (0.748)	-0.803* (0.405)	-0.561* (0.307)	-0.362 (0.486)	-0.015 (0.056)	0.076 (0.075)
观测值	164	164	164	164	164	164
R ²	0.087	0.250	0.163	0.096	0.308	0.251

注：①*和**分别表示 10%和 5%的显著性水平。②括号内为聚类到乡镇的稳健标准误。③控制变量包括耕地面积、坡耕地比例、灌溉比例、非农就业比例、人均纯收入、承包土地质量等级和“县×时间”趋势项等；④所有回归都控制了时间固定效应和个体固定效应。

然而，种粮大户一般具有更高的人力资本，在土地规模经营上具有比较优势，需要重视其退出土地规模经营的原因和后果。如表 11 所示，与一般农户户主相比，种粮大户户主的平均年龄小 7.20 周岁，受教育年限多 0.75 年，务农经历少 5.90 年，组间均值 T 检验的结果分别在 1%、5%和 1%的统计水平上显著。也有不少文献表示，种粮大户的知识水平和专业化程度较高，在调整资源配置上具有优势（张应良和文婷，2020；许朗等，2021），借助乡土社会的内生优势和适度规模经营上的比较优势，在推动新型农业生产方式和保障地区粮食安全等方面发挥着重要的作用（吴富有等，2023）。如果种粮大户因自然竞争被更高效的其他经营主体挤出市场，这是市场选择的结果，但如果因为其他原因影响市场自由竞争而导致种粮大户被挤出市场，则需要引起重视。

表 11 种粮大户户主基本特征的分组描述性统计结果

变量	变量定义	种粮大户户主		一般农户户主		种粮大户户主与一般农户户主的比较
		均值	标准差	均值	标准差	差值
年龄	年龄（周岁）	53.99	7.22	61.18	9.38	-7.20***
受教育年限	受教育年限（不含学前班）（年）	8.14	2.66	7.39	2.75	0.75**
务农经历	累计务农年限（年）	33.63	11.38	39.54	13.15	-5.90***
首次非农工作	距离首次非农就业的时间（年）	26.86	11.88	30.15	13.98	-3.29
是否党员	是不是中共党员（是=1，否=0）	0.16	0.37	0.18	0.39	-0.02
是否村干部	是否当过村干部（是=1，否=0）	0.22	0.42	0.20	0.40	0.02

注：**和***分别表示 5%和 1%的显著性水平。

（二）村集体干预在土地托管影响种粮大户生计中的异质性作用

如理论分析部分所言，村集体在土地托管推广中起到了重要作用，但有可能扭曲要素市场。在此根据（6）式实证检验村集体干预在土地托管对种粮大户生计影响中的异质性作用。由表 12 可知，从土地流转租金来看，核心解释变量与村集体土地托管相关收益的交互项系数在 1%的统计水平上显著为正，表明土地托管拉高村庄土地流转租金水平的现象在村集体推进土地托管过程中干预较多的地区更明显。从总收入、小麦纯收入和玉米纯收入受影响情况来看，土地托管与村集体土地托管相关收益

的交互项系数分别在 10%、10%和 5%的统计水平上显著为负，表明土地托管对种粮大户生计的负向影响在村集体推进土地托管过程中干预较多的地区更明显。上述结果进一步验证，以村集体收入激励推动的土地托管会加剧要素市场的竞争，导致市场扭曲，从而对种粮大户的生存空间和生计产生负向影响。

表 12 村集体干预在土地托管影响种粮大户土地流转租金和收入中的异质性估计结果

变量	(1) 土地流转租金	(2) 总收入	(3) 小麦纯收入	(4) 玉米纯收入
是否托管	100.292*** (21.384)			
是否托管×村集体土地 托管相关收益	2.698*** (0.634)			
托管×签约		-1.425* (0.699)	-0.637 (0.417)	-0.410 (0.297)
托管×签约×村集体土地 托管相关收益		-0.109* (0.055)	-0.057* (0.031)	-0.052** (0.019)
观测值	350	164	164	164
R ²	0.851	0.093	0.270	0.176

注：①*、**和***分别表示 10%、5%和 1%的显著性水平。②（1）列括号内结果为聚类到村庄的稳健标准误，控制变量同表 4；（2）列～（4）列括号内结果为聚类到乡镇的稳健标准误，控制变量同表 10。③所有回归都控制了时间固定效应和个体固定效应。

六、研究结论与启示

中国在推进土地规模经营进程中，多种土地规模经营方式之间可能存在要素竞争的现象。本研究关注近年来新兴的土地托管对种粮大户规模经营的影响。这两种土地规模经营方式，在作物生产周期与要素使用时空分布上高度重叠，可能存在要素竞争。研究发现：第一，土地托管收紧了种粮大户的土地要素来源，表现为种粮大户数量和经营面积减少以及土地流转租金明显提高。第二，土地托管没有影响种粮大户对劳动和机械服务要素的使用。原因是：相对于土地要素，这两种生产要素的流动性相对较强，其市场供给能够自发调节，本地供给容易被流动性要素补足，故对其价格影响不明显。第三，土地托管导致种粮大户的粮食生产收益和总收入受到负向影响，该影响在村集体干预较多（村集体协助托管收益较高）的地区更明显。

根据上述研究结论，本文得出如下启示：

第一，要更加关注社会资本进入大田农作物生产的现象与其带来的影响。自 2013 年起，中央“一号文件”多次提到要发挥社会资本、金融资本以及企业在乡村产业发展中的重要作用，旨在通过社会资本带动农民参与产业发展、分享增值收益。但是，如果社会资本大规模直接进入农业生产领域，可能削弱传统农业经营主体的获利空间，这与中央鼓励社会资本下乡的初衷相违背。在近年中央发布的

相关文件中，更明确地提出要“强化产业发展联农带农，健全新型农业经营主体和涉农企业扶持政策与带动农户增收挂钩机制”，强调农民利益的主体性。因此，地方政府在引导社会资本下乡过程中应谨慎把关，鼓励社会资本进入农民参与度高、受益面广的涉农第二、第三产业，建立紧密合作的利益联结机制，既真正做到联农带农，又做到“护农”。土地托管是社会资本进入农业生产的一个典型现象，在部分地区快速铺开的过程中也出现了违背农民意愿或者影响农民利益的情况，各地政府需要反思鼓励企业和供销社等资本进入粮食等大田作物生产经营领域开展土地托管的利弊。

第二，在推动土地托管过程中要注意到种粮大户和广大小农户可能受到的影响。土地托管是促进农业生产现代化和丰裕集体经济的重大创新形式，但要防范由执行不当所导致的要素市场扭曲和被迫托管等现象，影响种粮大户和小农户的生产生计。尤其是种粮大户在比较效益较低的粮食生产上有其优越性，这表现为：从熟人处流转土地带来的低地租、自我雇用带来的低劳动成本与免于监督，能够创造高于由社会资本经营的粮食规模生产的利润空间（黄宗智，2020）。同样，中国的小农户仍是农业生产的主力（盖庆恩等，2023）。中国推进农业现代化不应以牺牲大量传统农户为代价，因此，地方政府要积极探索构建资源利益共享、优势互补的实现机制，提高要素配置效率，共同推进多元经营主体融合发展，实现多方合作共赢。

第三，村集体作为土地托管的重要推手，要注意方式方法，避免因村集体收入激励而过度干预土地托管所带来的负面影响。土地托管对于村集体经济增收有重要作用，但是，在集体收入激励下有可能出现村集体过度干预要素市场或者过度分享农民托管收益的问题。因此，村集体要充分考虑小农户的意愿并积极疏通种粮大户、小农户离农离地后的增收渠道；充分畅通要素市场流通，规范土地流转市场，避免要素市场价格异常波动。

参考文献

1. 蔡昉、王美艳，2016：《从穷人经济到规模经济——发展阶段变化对中国农业提出的挑战》，《经济研究》第5期，第14-26页。
2. 曹铁毅、周佳宁、邹伟，2022：《土地托管与化肥减量化：作用机制与实证检验》，《干旱区资源与环境》第6期，第34-40页。
3. 陈锡文，2018：《实施乡村振兴战略，推进农业农村现代化》，《中国农业大学学报（社会科学版）》第1期，第5-12页。
4. 陈义媛，2013：《资本主义式家庭农场的兴起与农业经营主体分化的再思考——以水稻生产为例》，《开放时代》第4期，第137-156页。
5. 盖庆恩、李承政、张无垠、史清华，2023：《从小农户经营到规模经营：土地流转与农业生产效率》，《经济研究》第5期，第135-152页。
6. 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。
7. 贺雪峰，2011：《论农地经营的规模——以安徽繁昌调研为基础的讨论》，《南京农业大学学报（社会科学版）》第2期，第6-14页。

- 8.胡凌啸, 2018: 《中国农业规模经营的现实图谱: “土地+服务”的二元规模化》, 《农业经济问题》第11期, 第20-28页。
- 9.胡新艳、朱文珏、罗必良, 2016: 《产权细分、分工深化与农业服务规模经营》, 《天津社会科学》第4期, 第93-98页。
- 10.黄宗智, 2012: 《〈中国新时代的小农经济〉导言》, 《开放时代》第3期, 第5-9页。
- 11.黄宗智, 2020: 《中国的新型小农经济: 实践与理论》, 桂林: 广西师范大学出版社, 第314-348页。
- 12.冀名峰、李琳, 2020: 《农业生产托管: 农业服务规模经营的主要形式》, 《农业经济问题》第1期, 第68-75页。
- 13.姜长云, 2020: 《论农业生产托管服务发展的四大关系》, 《农业经济问题》第9期, 第55-63页。
- 14.姜长云、郭志芳, 2014: 《新型经营体系与中国农业的未来——对美国公司农场最新发展的思考》, 《人民论坛·学术前沿》第15期, 第84-91页。
- 15.孔祥智, 2024: 《坚持不懈夯实农业基础》, 《农村经营管理》第1期, 第11-13页。
- 16.李琪, 2023: 《土地托管、规模经营与生产技术效率——来自山东省小麦种植户的证据》, 《中国土地科学》第8期, 第73-83页。
- 17.李太平、聂文静、李庆, 2015: 《基于农产品价格变动的土地流转双方收入分配研究》, 《中国人口·资源与环境》第8期, 第26-33页。
- 18.李忠旭、庄健, 2021: 《土地托管对农户家庭经济福利的影响——基于非农就业与农业产出的中介效应》, 《农业技术经济》第1期, 第20-31页。
- 19.林毅夫, 1988: 《小农与经济理性》, 《农村经济与社会》第3期, 第31-33页。
- 20.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。
- 21.罗必良, 2020: 《要素交易、契约匹配及其组织化——“绿能模式”对中国现代农业发展路径选择的启示》, 《开放时代》第3期, 第133-156页。
- 22.闵锐、胡卓辉、马宇卿、黄炜虹, 2023: 《资本依赖、正规信贷约束对农户适度规模经营意愿影响研究》, 《农业现代化研究》第2期, 第265-273页。
- 23.恰亚诺夫, 1996: 《农民经济组织》, 萧正洪译, 北京: 中央编译出版社, 第250-256页。
- 24.宋弘、孙雅洁、陈登科, 2019: 《政府空气污染治理效应评估——来自中国“低碳城市”建设的经验研究》, 《管理世界》第6期, 第95-108页。
- 25.孙敏, 2022: 《大户时代“农业治理共同体”的生成逻辑及启示——基于安徽省郎溪县农业变迁的思考》, 《中国农业大学学报(社会科学版)》第2期, 第5-21页。
- 26.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。
- 27.王思文、祁继鹏, 2012: 《要素流动性差异与地区间产业转移粘性》, 《兰州大学学报(社会科学版)》第2期, 第105-110页。
- 28.王兴稳、钟甫宁, 2008: 《土地细碎化与农用地流转市场》, 《中国农村观察》第4期, 第29-34页。

- 29.温涛、王小华、杨丹、朱炯, 2015:《新形势下农户参与合作经济组织的行为特征、利益机制及决策效果》,《管理世界》第7期,第82-97页。
- 30.吴富有、李资华、廖富强、齐述华、徐进军, 2023:《近10年长江中下游典型水稻主产区种粮大户的耕地承包规模变化研究——以江西省北部为例》,《中国土地科学》第2期,第82-91页。
- 31.吴偲立、郑梦圆、平新乔, 2022:《论农业生产托管与土地流转》,《经济科学》第6期,第142-159页。
- 32.谢晓瑜、余国新, 2023:《农业生产环节外包服务供给主体定价影响因素分析——基于阿克苏地区样本的调查》,《安徽农业科学》第13期,第210-214页。
- 33.徐志刚、宁可、钟甫宁、纪月清, 2018:《新农保与农地转出:制度性养老能替代土地养老吗?——基于家庭人口结构和流动性约束的视角》,《管理世界》第5期,第86-97页。
- 34.许朗、陈杰、刘晨, 2021:《小农户与新型农业经营主体的灌溉用水效率及其影响因素比较》,《资源科学》第9期,第1821-1833页。
- 35.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。
- 36.于海龙、张振, 2018:《土地托管的形成机制、适用条件与风险规避:山东例证》,《改革》第4期,第110-119页。
- 37.余粮红、高堃、高强, 2023:《休戚与共:土地托管企业与农户利益联结机制重塑》,《农业经济问题》第7期,第49-63页。
- 38.袁鹏、张宗毅、李洪波, 2024:《分散土地渐进流转何以实现规模化经营——基于苏北Z村“渐进规模户”的案例考察》,《农业经济问题》第8期,第87-96页。
- 39.曾起艳、孙凯、全志辉, 2019:《基于农户选择视角的土地流转与土地托管比较分析》,《世界农业》第9期,第4-11页。
- 40.张霄、彭超、张宽、许庆, 2024:《农地“三权分置”何以影响土地租金?——基于全国农村固定观察点调查数据的分析》,《世界经济文汇》第5期,第1-17页。
- 41.张应良、文婷, 2020:《现金直补对不同规模种粮大户经营规模的影响有差异吗》,《农业经济问题》第8期,第54-67页。
- 42.张永占、刘馨月、徐志刚, 2021:《工资与农时双重约束下的粮食规模户农时调整行为及影响研究》,《农业技术经济》第11期,第4-15页。
- 43.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。
- 44.邹心平, 2017:《论家庭农场在新型农业经营体系中的主体地位》,《求实》第2期,第84-96页。
45. Arkhangelsky, D., S. Athey, D. A. Hirshberg, G. W. Imbens and S. Wager, 2021, “Synthetic Difference-in-Differences”, *American Economic Review*, 111(12): 4088-4118.
46. Beck, T., R. Levine, and A. Levkov, 2010, “Big Bad Banks? The Winners and Losers from Bank Deregulation in the United States”, *The Journal of Finance*, 65(5): 1637-1667.

The Impact of Land Trusteeship on the Operation Scale of Large-Scale Grain-Producer : From the Perspective of Factor Competition

ZHENG Xuyuan¹ CAI Liming¹ HUANG Kaixing² LI Wanjun² HUANG Jikun^{2,3}

(1.School of Economics and Management, Fujian Agriculture and Forestry University;

2.School of Advanced Agricultural Sciences, Peking University;

3.Institute of Advanced Agricultural Sciences, Peking University)

Summary: Developing various forms of large-scale land management is the inevitable path to achieving agricultural modernization in China. However, from the perspective of the competition for limited factors, there is a high degree of overlap between land trusteeship entities and large-scale grain producers in terms of grain production cycles, production methods, and factor utilization, leading to competition between the two in the factor market.

Based on the micro-survey data of land trusteeship subjects and large-scale grain producers' scale operation in the major grain-producing regions in North China from 2018 to 2022, this study conducts the empirical analysis by using the difference-in-difference (DID) method to explore the impact of the emerging land trusteeship on the operation scale of large-scale grain producers in recent years. The results show that land trusteeship subjects and large-scale grain producers have formed competition in the utilization of factors, especially in the limited and immovable land factors, leading to a significant increase in land transfer rent, which results in a significant reduction in the number of local large-scale grain producers and the area of their operations. In addition, the grain production income and total income of large-scale grain producers have been negatively affected, which is more pronounced in areas where village collectives intervene more in the process of land trusteeship.

The conclusions of this study offer the following insights. Firstly, more attention should be paid to the phenomenon of social capital entering large-field crop production and its impacts. Secondly, when we promote land trusteeship, it is important to be aware of its potential impacts on large-scale grain producers and the vast number of small farmers. Lastly, as a key driver of land trusteeship, village collectives should pay attention to their approaches and methods, and avoid excessive intervention in land trusteeship motivated by revenue incentives, which may lead to negative impacts.

The marginal contributions of this study are as follows. Firstly, it investigates the impact of the emergence of land trusteeship on the operations scale of large-scale grain producers. Existing research regards all outsourcing services as homogeneous service operation modes, whereas the fundamental distinction between land trusteeship and outsourcing services in production lies in whether the service provider possesses land management rights. Ignoring these distinctions will compromise the generality of the conclusions. Secondly, special emphasis is placed on the influence of factor mobility on the extent of factor competition. In the competition for factors between land trusteeship entities and large-scale grain producers, the outcomes of competition may differ for factors with varying degrees of mobility. Differentiating these scenarios in the research will endow the conclusions with richer policy implications.

Keywords: Land Trusteeship; Scale Operation of Land; Large-Scale Grain-Producers; Factor Competition; DID

JEL Classification: Q11; Q12; Q13

(责任编辑：小 林)

粮改饲补贴政策的种植结构调整效应

王术坤 胡植尧 刘长全 林文声

摘要：粮改饲政策通过补贴养殖企业撬动农户调整种植结构，是中国农业供给侧结构性改革进程中的一项新型补贴模式。本文基于县级统计数据、中国乡村振兴调查数据和粮改饲专题调查数据，评估了粮改饲政策对农户种植结构调整的影响。研究结果显示：在县级层面，粮改饲政策激励农户扩大了玉米播种面积，但在整体上没有实现跨作物的结构调整；在农户层面，粮改饲政策促使农户提高了青贮玉米的播种面积，引导农户由种植籽粒玉米转向种植青贮玉米，实现了作物内部的结构调整；在养殖大县内和养殖企业附近区域，粮改饲政策对跨作物结构调整和作物内部结构调整的影响都更为显著；相较籽粒玉米种植，农户种植青贮玉米的资金和劳动力投入较低，收益更高，但农户采用青贮玉米专用品种较少，农户种植结构调整的持续性有待加强。

关键词：粮改饲政策 种植结构调整 粮食安全 饲料粮 青贮玉米

中图分类号：F304.5; F322 **文献标识码：**A

一、引言

根据发展经济学理论，随着国民经济的重心由农业部门转向工业和服务业部门，国家对农业部门的支持保护政策不断加强（速水佑次郎和神门善久，2003）。进入21世纪后，中国逐步实施工业反哺农业、工业支持农业的发展战略，相继出台了一系列农业支持保护政策，如“取消农业税”“三项补贴”“托市政策”“目标价格政策”“价补分离”等。这些政策的实施在保证农民增收和国家粮食安全方面发挥了积极作用，但也出现了国内外农产品价格倒挂和“三量齐增”等问题。党的二十届三中全会强调完善强农惠农富农支持制度、优化农业补贴政策体系及构建多元化食物供给体系，对新时期农业支持保护政策创新研究提出了新的要求。

[资助项目] 国家自然科学基金青年项目“‘粮改饲’补贴政策对农户生产影响及政策优化研究”（编号：72003194）；财政部和农业农村部国家现代农业产业技术体系资助项目“乡村振兴和建设农业强国背景下中国奶业现代化的战略与政策研究”（编号：CARS-36）；中国社会科学院重大经济社会调查项目“乡村振兴综合调查及中国农村调查数据库项目”（编号：GQDC2020017；GQDC2022020；2024ZDDC001）。

[作者信息] 王术坤、刘长全，中国社会科学院农村发展研究所；胡植尧（通讯作者），中国社会科学院大学经济学院，电子邮箱：huzhiyao@ucass.edu.cn；林文声，北京理工大学经济学院。

通过实施农业支持保护政策调整农业种植结构是缓解当前粮食安全供需矛盾的有效措施。目前,国内居民食物消费呈现肉、蛋、奶消费增加,口粮消费下降的典型趋势,饲料粮的安全供应问题已成为粮食安全的关键。2022 年中国饲用粮食消费量约占粮食总消费量的 48%,超过口粮消费量近 15 个百分点^①。针对饲料粮短缺问题,2015 年中央“一号文件”明确提出:“加快发展草牧业,支持青贮玉米和苜蓿等饲草料种植,开展粮改饲和种养结合模式试点,促进粮食、经济作物、饲草料三元种植结构协调发展。”^②粮改饲补贴政策(以下简称“粮改饲政策”)在此背景下应运而生,其政策目标是通过“种养结合,以养定种”的模式鼓励养殖企业采用青贮饲料,引导农户种植青贮玉米^③,从而达到宏观调整种植结构的目标。与其他侧重供给侧的农业补贴政策不同,粮改饲政策最大的特点是从需求侧出发,通过补贴养殖企业的需求行为撬动农户的生产行为,有学者称之为“以企带户”补贴(王术坤等,2021)。

农业补贴政策对农户生产行为的影响一直是农业经济学的研究热点,学术界主要聚焦于“政府—农户”或“政府—企业”两方利益群体的补贴模式。根据中国农业支持政策的发展,学术界主要聚焦于“粮食直补”(Yi et al., 2015; 高鸣等, 2017)、“价补分离”政策(阮荣平等, 2020)、目标价格政策(黄季焜等, 2015; 邵亮亮和杜志雄, 2018)、草原生态保护补助奖励政策(Liu et al., 2018; Hu et al., 2019)、农机购置补贴政策(杨青等, 2023)等将补贴资金直接发放给农户的农业政策,研究内容涵盖补贴政策对农户生产效率、种植结构、土地流转、劳动力转移等方面的影响。也有部分研究聚焦于政府对企业的补贴模式,涉及“政府—企业”两方利益群体,研究内容主要聚焦于政府补贴对企业生产效率和创新激励等方面的影响(范黎波等, 2012; 刘春青等, 2024)。

然而,粮改饲政策通过补贴需求端的养殖企业带动农户改变生产行为,涉及“政府—企业—农户”三方利益群体。目前鲜有学者针对粮改饲政策进行理论和实证分析,只有少数学者研究了相似补贴政策的影响。学术界对粮改饲政策的专门研究主要是以案例为主的政策分析,案例选择主要集中在青贮玉米主产区的某一省份或者地区,如农牧交错带的青海省(杨生龙等, 2018)、内蒙古自治区(马梅等, 2019); 黄淮海地区的山东省(江帆和赵伟, 2018)、京津冀三省(市)(王怡然等, 2019),以及部分南方省份,如湖北省(邓干生等, 2016)、四川省(程明军, 2017)等。这些研究的结论对于了解不同地区粮改饲政策的实施状况以及政策优化具有重要参考价值。在理论机制和实证研究方面,只有少数学者研究了与粮改饲政策相似的补贴政策。王术坤等(2021)通过实验设计收集企业和农户

^①资料来源:《饲料粮供给关乎国家粮食安全》,《经济日报》2023 年 7 月 7 日 11 版。

^②参见《中共中央 国务院印发〈关于加大改革创新力度加快农业现代化建设的若干意见〉》, https://www.gov.cn/gongbao/content/2015/content_2818447.htm。

^③玉米分类及界定:青贮玉米指农户将果穗和茎叶一起收割的玉米,营养价值较高,经过切碎、压实、封闭等处理后可直接用于牲畜食用;籽粒玉米指以玉米果穗为主要收获物的玉米,果穗摘除后的玉米秸秆含有较高的纤维素和木质素,营养价值很低,一般只能作为燃料或废弃。在本文中,如果没有特殊说明,玉米指籽粒玉米和青贮玉米的统称。青贮玉米种植户、籽粒玉米种植户指分别种植青贮玉米和籽粒玉米的农户。

调查数据,评估了“中国好粮油”行动计划(补贴)对企业收购优质粮油和农户种植优质粮油的影响。该研究发现,“中国好粮油”行动计划通过补贴大型粮食加工企业带动当地农户生产出更多优质品种的粮油作物。Towe and Tra (2013)研究了美国《能源政策法案》实施对乙醇生产公司周边农户生产行为的影响。该研究发现,美国《能源政策法案》的实施通过支持居民使用更多的可再生能源,促使乙醇生产公司增加了对玉米的需求,从而导致农户种植更多的玉米。

已有研究有助于了解中国不同地区粮改饲政策的实施效果,但对粮改饲政策的系统性研究仍然不足。首先,缺少对粮改饲政策影响农户生产行为的作用机制的研究。已有研究主要分析某项农业政策通过补贴少数大型企业进而影响农户的作用机制,而粮改饲政策补贴的对象是试点地区所有的养殖企业,两者存在一定差异。其次,缺少围绕补贴政策对同一作物内部结构调整影响的研究。已有研究主要分析补贴政策对不同作物间种植结构的影响,而粮改饲政策对同种作物内部结构的调整也具有一定的影响,即补贴政策不仅影响玉米作物和其他作物跨作物结构调整,也可能影响籽粒玉米与青贮玉米内部结构调整。第三,缺少大样本的实证研究。由于缺少青贮玉米的调查数据,已有研究主要是案例分析,不能从全国层面评估粮改饲政策的实施效果。

本文主要从以下三个方面丰富现有研究成果:第一,探讨粮改饲政策通过企业影响农户行为的传输机制。鲜有学者从需求侧剖析“政府—企业—农户”三方利益群体的农业补贴机制,本文试图从供需均衡的视角,探究粮改饲政策如何通过影响养殖企业的需求行为,进而改变农户生产决策行为。第二,将农户种植结构调整分为跨作物结构调整(玉米作物 vs 非玉米作物)和玉米内部结构调整(籽粒玉米 vs 青贮玉米)。现有研究基本上认为粮改饲政策实施增加了青贮玉米的种植面积,但是,青贮玉米的增加是从籽粒玉米调整(减少)而来还是由其他作物调整(减少)而来,尚缺乏明确的实证结论。第三,通过多套数据进行实证分析。本文试图利用县级统计数据、中国乡村振兴调查数据和粮改饲专题调查数据,结合粮改饲政策的特点设计有向无环图,并使用事件研究法、多重交叠 DID、交互固定效应反事实估计等方法,克服粮改饲政策对农户生产行为影响的潜在内生性问题。

二、制度背景与理论分析

(一) 粮改饲政策

粮改饲政策通过补贴采用青贮牧草作为饲料的养殖企业,按照“种养结合,以养定种”的模式引导农户种植饲草作物,调整农户种植结构,以促进农业结构由“粮经”二元种植结构向“粮经饲”三元种植结构转变。该政策主要以青贮玉米为重点,涵盖苜蓿、燕麦、甜高粱和豆类等多种饲料作物(除特别说明外,本文中青贮饲料主要指“青贮玉米”)。2015年中央“一号文件”首次提出粮改饲政策,要求“加快发展草牧业,支持青贮玉米和苜蓿等饲草料种植,开展粮改饲和种养结合模式试点,促进粮食、经济作物、饲草料三元种植结构协调发展”^①。2015年,中央财政提供3亿元补贴,在10个省

^①参见《中共中央 国务院印发〈关于加大改革创新力度加快农业现代化建设的若干意见〉》, https://www.gov.cn/gongbao/content/2015/content_2818447.htm。

份的 30 个县开展试点，最初青贮玉米种植规模仅 286 万亩。次年，《中华人民共和国国民经济和社会发展第十三个五年规划纲要》强调推动粮经饲统筹、农林牧渔结合和种养加一体发展。2016—2020 年连续 5 个中央“一号文件”和多个重大会议文件中都强调了粮改饲政策在调整种植结构方面的重要性，粮改饲试点的范围和补贴力度也不断扩大。2022 年，粮改饲试点范围扩大到 19 个省份的 906 个县，涉及区域由原来的东北、华北、西北地区的农牧交错区延伸到华东、西南、华南地区，目前实施区域基本覆盖中国牛羊养殖的主要省份。

粮改饲试点县（市、区）（以下简称“试点县”）筛选原则是，以县级行政区划为单位，由省级农牧部门会同财政部门遴选符合条件的县（市、区）实施。原农业部印发的《粮改饲工作实施方案》中明确提出遴选试点县时重点考虑以下四个条件：一是草食家畜养殖基础好，规模化程度较高；二是气候、水土条件适宜发展规模化饲草料种植；三是当地政府重视种植结构调整和草食畜牧业发展；四是农民粮改饲积极性高、养殖场户收贮条件好^①。补贴标准各地略有差异，养殖企业每贮藏一吨青贮玉米的补贴标准大致为 50~60 元，但是，种植青贮玉米的农户没有补贴。根据笔者对河北省和河南省 25 个养殖企业的调查统计，养殖企业每贮藏 1 吨青贮玉米平均得到 58 元补贴。

（二）理论机制

与直接影响农户行为的“政府—农户”的传统补贴政策不同，粮改饲政策涉及“政府—企业—农户”三方利益群体，以需求侧改革带动供给侧结构性调整，具体通过影响企业需求行为进而带动农户改变生产行为，最终同时影响农产品市场的需求端和供给端。粮改饲政策通过需求侧“倒逼”农户种植结构调整主要包括两个方面：一是促进农户由生产其他作物向玉米转变，实现跨作物的结构调整；二是促进农户由生产籽粒玉米向青贮玉米转变，实现作物内部种植结构调整。粮改饲政策通过影响青贮玉米供需市场引起价格变化，导致农户收入变化，进而引起农户种植结构改变。在没有补贴的初始情况下，市场出清时青贮玉米达到一个均衡价格和均衡产量。按照竞争性市场假设，农户可以在种植青贮玉米与种植籽粒玉米之间自由转换，虽然青贮玉米和籽粒玉米的产出形态和单位面积产出有很大差别，但是，此时两者具有相同的均衡收益。在初始状态下，养殖企业购买青贮玉米的边际成本等于边际收益，其中，边际成本是购买青贮玉米的价格，边际收益是青贮玉米的边际产出价值。

粮改饲政策的实施打破了原有的市场供需平衡，养殖企业为了获得政策补贴，必然会增加对青贮玉米的收购，新的均衡价格与均衡产量都将上升。短期看，由于青贮玉米和籽粒玉米的生产条件、种植技术、管理方式等差异较小，农户在青贮玉米和籽粒玉米内部之间的转换成本较低。由于政府补贴养殖企业，引起青贮玉米需求增加，青贮玉米市场价格提高。此时，农户种植青贮玉米能够获得更高的收益，于是，农户首先考虑由种植籽粒玉米转向种植青贮玉米，实现作物内部的种植结构调整。随着种植青贮玉米的面积逐渐增加，农户由种植籽粒玉米转向种植青贮玉米的边际成本逐渐增加。当这一成本增加到大于跨作物种植结构调整的成本时，农户开始由其他作物种植转向青贮玉米种植。具体

^①参见《农业部关于印发〈粮改饲工作实施方案〉的通知》，http://www.moa.gov.cn/nybg/bh/2017/dlq/201712/t20171231_6133718.htm。

而言,农户实现跨作物种植结构调整需要付出较大的机会成本。从种植其他作物转变为种植青贮玉米,农户需要付出较大的转换成本,如改变土地用途、调整配套设备、学习新的生产技术、了解新作物的市场知识等。但是,如果补贴力度足够大,农户种植青贮玉米的收益大于其他作物的种植收益和转换成本的总和,农户将会扩大青贮玉米的播种面积,即从种植其他作物转向种植青贮玉米,实现跨作物的种植结构调整。通过上述分析可以发现,粮改饲政策对玉米内部种植结构调整的影响较为明显,但是对跨作物结构调整的影响不够直接,这一推论仍然需要通过实证分析进行检验。

上述机制讨论的前提条件是存在青贮玉米市场,而现实中青贮玉米市场主要存在于养殖企业周围。根据杜能农业区位理论,如果只考虑交通成本,养殖企业对周围农业种植结构必然产生一定影响,且距离养殖企业越近,农户种植青贮玉米的面积越大。粮改饲政策增加了养殖企业对青贮玉米的需求量,进一步增加了企业对农户影响的辐射范围。因此,可以猜测,在养殖业比较发达的地区或者养殖企业附近,粮改饲政策对农户种植结构影响的效果更加明显。

三、识别策略

本文的识别策略可以用图1的有向无环图表示。本文关注的核心问题是粮改饲政策(D)对农业种植结构(Y)的影响,即识别 $D \rightarrow Y$ 的因果关系。由于反向因果($Y \rightarrow D$)的可能性较小,对本文识别造成干扰的因素主要有以下三个方面:第一,既影响粮改饲政策(D)又影响农业种植结构(Y)的干扰因素($D \leftarrow Confounders \rightarrow Y$,包括可观测的因素和不可观测的因素)。这种混杂因素构成了一个后门路径(back-door path),对识别造成严重的影响,这也是本文实证策略的重点和难点。第二,粮改饲政策主要针对青贮玉米,但可能存在溢出效应,对除玉米之外的其他作物种植面积造成影响,进而影响玉米种植结构($D \rightarrow M' \rightarrow Y$)。实际上,这一路径并不会影响 $D \rightarrow Y$ 的识别,但依然形成一个可能的机制。第三,存在仅与 Y 有关,但与 X 无关的其他因素($Others \rightarrow Y$),这些因素并不会影响 $D \rightarrow Y$ 的识别,无须进行处理。例如,与粮改饲政策无关的其他农业补贴政策都属于这一类别。

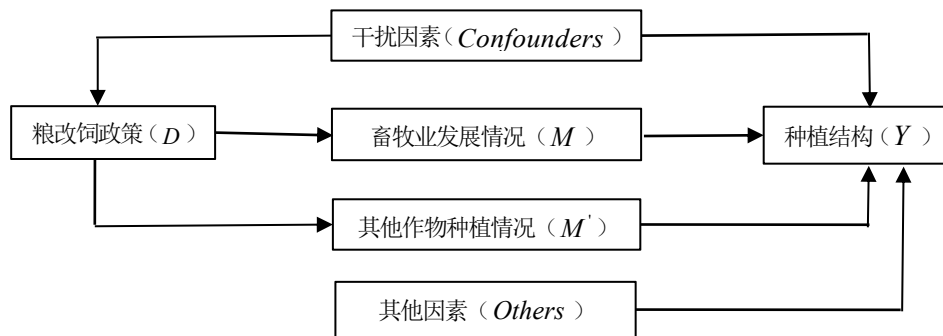


图1 粮改饲政策种植结构调整效应的有向无环图

对于第一种 $D \leftarrow Confounders \rightarrow Y$ 的情况, 本文使用了三个方法进行排除。首先, 对于可观测变量、不可观测的不随时间变化的个体特征和时间层面不随个体变化的因素, 笔者在模型中分别添加控制变量、个体固定效应和时间固定效应, 以控制住这些因素的影响; 其次, 对于随时间变化的不可观测因素, 如草食家畜养殖基础、土壤气候条件、政府重视程度和农户积极性等, 这些因素可能会导致试点县和非试点县的种植结构出现不同的趋势, 本文使用 Liu et al. (2024) 等提出的 IFECT 估计量进行处理 (后文将会重点介绍此方法); 最后, 仍有一些无法穷尽的其他不可观测因素可能对识别造成干扰, 如同时期的其他农业政策等^①, 本文巧妙地使用粮改饲政策通过养殖企业传导到农户这一唯一影响渠道进行排除。具体而言, 与其他政策不同的是, 粮改饲政策 (D) 通过补贴养殖企业 (M) 进而引导农户种植结构调整 (Y), 养殖企业是政策传导到农户的唯一途径。如果政策因果识别不存在误差, 则在有养殖企业的地方, 存在明显的政策效果, 而在没有养殖企业的地方, 就相当于把养殖企业这个传输渠道切断, 此时政策效果较弱甚至不存在政策效果。相反, 其他补贴政策, 如目前最常见的直接补贴给农户的耕地地力保护补贴等, 在有养殖企业和没有养殖企业的地区所产生的政策效果差异并不明显。

四、数据来源、模型设定和变量说明

(一) 数据来源

本文一共采用三组数据分析粮改饲政策对种植结构调整的影响, 分别是县级统计数据、中国乡村振兴调查数据、粮改饲专题调查数据。

1. 县级统计数据。本文收集了 2010—2020 年内蒙古自治区、吉林省、宁夏回族自治区、山西省、河北省、甘肃省、陕西省、黑龙江省、山东省和河南省 10 个省份的县级统计数据。以上 10 个省份基本上覆盖了中国“镰刀弯”地区和黄淮海地区的玉米主产区, 数据具有全国代表性。数据主体来自中国经济社会大数据研究平台和各省份统计年鉴。由于县级统计数据缺失较多, 本文主要采用两种方式处理: 一是通过地级市和县级农业农村局、统计局等官方网站收集补充; 二是对个别年份数据缺失的样本县采用前后两年的数据线性插补, 对连续缺失两年以上数据的样本县直接剔除, 最后保留 841 个县 (市、区) 11 年的非平衡面板数据, 观测值为 6989 个。

最终的县级统计数据分布如表 1 所示。此处定义试点县为处理组, 非试点县为对照组, 试点县样本从政策实施年份 2015 年开始逐渐增加, 由 2015 年的 17 个试点县增长到 2020 年的 375 个, 全样本

^① 中国政府高度重视粮食安全, 在农业领域出台了大量支持粮食生产的补贴政策。在粮改饲政策实施期间, 中国对粮食生产方面的补贴政策进行了较大的调整。2016 年 4 月, 国家取消了玉米临时收储政策, 并决定实施“市场化收购+生产者补贴”的新型补贴机制。2017 年 7 月, 国家发布《关于调整完善玉米和大豆补贴政策的通知》, 在黑龙江省、吉林省、辽宁省和内蒙古自治区四个省份将大豆目标价格补贴政策调整为生产者补贴政策。需要特别说明的是, 与粮改饲政策不直接相关的政策 (不存在 $Others \rightarrow D$, 仅存在 $Others \rightarrow Y$) 不会对识别结果造成干扰, 只有那些与粮改饲政策紧密相关 (存在 $Confounders \rightarrow D$) 的政策才会影响识别结果。

中试点县观测值的占比为 17.8%。由于县级统计数据中缺少青贮玉米的播种面积指标,该套数据只用于分析粮改饲政策对跨作物结构调整的影响。

表 1 2010—2020 年县级统计数据的分布情况 单位:个

	2010 年	2011 年	2012 年	2013 年	2014 年	2015 年	2016 年	2017 年	2018 年	2019 年	2020 年	总数
处理组	0	0	0	0	0	17	63	217	272	300	375	1244
控制组	506	547	560	641	658	641	632	471	422	373	290	5741
总样本	506	547	560	641	658	658	695	688	694	673	665	6989

2. 中国乡村振兴调查数据。本文使用中国社会科学院农村发展研究所在 2020 年和 2022 年组织实施的两期中国乡村振兴调查(CRRS)数据,分析粮改饲政策对作物内部结构调整的影响。CRRS 按照多阶段分层随机抽样原则,调查了全国 10 个省份 50 个县(市、区)150 个乡镇 300 个行政村 3700 余户。从调查地区看,CRRS 调查覆盖了黑龙江省、山东省、河南省、四川省、贵州省、宁夏回族自治区等玉米(青贮玉米)主产省份,采用此套数据研究农户种植玉米的生产行为具有一定的全国代表性。从调查内容看,CRRS 几乎调查了农户农业生产的所有状况,包括农户种植结构、投入产出、土地流转等内容。在种植结构调查中,CRRS 详细调查了农户种植每一种作物的播种面积,尤其是青贮玉米的播种面积,这为研究玉米内部种植结构调整提供了难得的数据支撑。通过将粮改饲试点县与 CRRS 调查的 50 个县(市、区)进行匹配发现,CRRS 中试点县共 23 个,占比为 46.0%,处理组和控制组都有足够的样本支撑。为了刻画农户种植结构的变化,本文选取从事农业生产的样本进行分析,即排除了两期都不从事农业生产的农户。最终保留了 4882 个观测值,其中,2019 年从事农业生产的样本为 2375 户,2021 年为 2507 户^①。

3. 粮改饲专题调查数据。本套数据是课题组围绕粮改饲政策研究开展专项调查所得,在本文中用于粮改饲政策对农户生产行为影响的机制分析。抽样步骤为:根据经济发展水平将河南省、河北省两省粮改饲试点县分为高、中和低三组,在每组中选取 1~2 个县;样本县确定后,在每个县选取 5 个养殖规模在百头以上的奶牛养殖企业,在每个养殖企业附近选取两个村;样本村确定后,调查人员根据村委会提供的花名册随机抽取 10 户种植玉米的农户进行调查,其中至少保证 4 户为青贮玉米种植户,最终在剔除少数有缺失值和离散值的样本后剩余有效样本 495 户。需要指出的是,河北省和河南省分别是在 2018 年和 2019 年开展的调查。

(二) 模型设定

1. 双向固定模型。首先,本文使用双向固定模型(TWFE)分别从县级层面和农户层面估计粮改饲政策对种植结构调整的影响,前者为跨作物结构调整模型,后者为作物内部结构调整模型。由于两个模型的估计方法基本一致,统一设定模型如下:

$$Agri_{struct_{it}} = \beta_0 + \beta_1 Treat_{it} + \beta_c X_{it} + \delta_i + \gamma_t + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

^①CRRS 两期调查时间分别为 2020 年和 2022 年,主要调查上一年度农业生产的情况,即收集的数据年份分别是 2019 年和 2021 年。

(1) 式中: $Agri_{struct_{it}}$ 为第 i 个个体在第 t 年的种植结构调整变量; $Treat_{it}$ 表示第 i 个个体在第 t 年是否为粮改饲试点县, 定义试点县为 1, 非试点县为 0; 系数 β_1 为粮改饲政策对种植结构调整的估计系数; X_{it} 为一系列控制变量, β_c 为控制变量的估计系数; δ_i 表示个体固定效应; γ_t 表示时间固定效应; ε_{it} 为随机扰动项; β_0 为常数项。

2. 事件研究法和异质性处理效应。为探究粮改饲政策的动态处理效应并检验其平行趋势, 本文参考 Sun and Abraham (2021) 和黄炜等 (2022) 的做法, 在县级层面使用事件研究法进行识别。具体模型设定如下:

$$Agri_{struct_{it}} = \alpha_0 + \sum_{k=-10}^{-2} \alpha_k I(t - E_i = k) + \sum_{k=0}^5 \alpha_k I(t - E_i = k) + \alpha_c X_{it} + \mu_i + \tau_t + \xi_{it} \quad (2)$$

(2) 式中: 被解释变量 $Agri_{struct_{it}}$ 为第 i 个县在第 t 年的种植结构调整变量; $I(t - E_i = k)$ 是指示变量, E_i 为县级单位初次被列入粮改饲试点县的时间, 若在第 t 年时与初次实行粮改饲试点县的相对时间为 k , 则 $I(t - E_i = k)$ 等于 1, 否则为 0。为避免完全共线性, 参照 Bailey and Goodman-Bacon (2015)、Sun and Abraham (2021) 和田淑英等 (2022) 的做法, 本文将政策实施前一期作为基期。 X_{it} 为控制变量, 与 (1) 式中县级层面模型的控制变量一致; μ_i 表示县级固定效应; τ_t 表示时间固定效应; ξ_{it} 为随机扰动项; α_k 、 α_c 为模型估计系数; α_0 为常数项。

粮改饲政策从 2015 年开始第一批试点, 试点县数量逐年增长。对于此类政策干预交错发生 (staggered adoption) 的政策评估, 近年来在方法论上引发了众多讨论。若处理效应的大小随时间或随个体变化, 即使平行趋势成立, 估计系数也可能存在偏误 (deChaisemartin and D'Haultfoeuille, 2020, 2023; Sun and Abraham, 2021; Callaway and Sant'Anna, 2021; Gardner, 2022; 张子尧和黄炜, 2023; Liu et al., 2024; Borusyak et al., 2024)。为得到粮改饲政策对农业结构影响的稳健估计结果, 本文参考张子尧和黄炜 (2023) 的做法, 使用事件研究法和 6 种异质性处理效应估计方法进行稳健性检验。

3. 交互固定效应反事实估计。当平行趋势的假设不成立时, 无论是基于双向固定效应模型 (TWFE) 的传统事件研究法还是异质性处理效应估计方法都存在估计偏误, 无法准确估计各期平均处理效应 (Xu, 2017; Roth, 2023; 张子尧和黄炜, 2023; Borusyak et al., 2024; Liu et al., 2024)。本文研究中, 如果满足平行趋势假设条件, 则需要粮改饲试点县和非试点县在政策干预之前种植结构变化趋势相同, 但现实中这一要求过于严格, 很多时候采取“试点县”先行试点的做法难以满足要求 (Bai, 2009; Xu, 2017; Roth, 2023; Liu et al., 2024)。以粮改饲政策为例, 原农业部印发的《粮改饲工作实施方案》中明确提出了筛选试点县的四个条件, 被选中的试点地区与未被选中的地区极有可能存在不同的潜在趋势, 若这一趋势不可观测且随时间变化, 将导致平行趋势假设不成立, 使得估计结果出现严重偏误。

为避免不可观测且随时间变化的趋势的影响, 放松传统的严格平行趋势假设, 同时避免异质性处理效应引起的偏误, 本文借鉴 Bai (2009)、Xu (2017) 和 Liu et al. (2024) 等的做法, 采用交互固定效应反事实估计量 (IFEct) 进行识别。该估计量基于潜因子法的反事实框架, 首先假设处理组的观

测值不存在,再根据模型用控制组的数据模拟处理组的反事实结果,最后根据处理组的反事实结果和实际值计算出估计量,这个估计量也被称为反事实估计量。一方面,该方法可以通过加入潜因子的交互项控制不可观测的时间趋势,以放松严格的平行趋势假设;另一方面,该方法在估计时去除了所有的处理组个体,只用控制组通过广义合成控制法模拟出处理组的潜在结果,并不存在将先处理组作为后处理组的控制组的情况,避免了学术界目前广泛争议的异质性处理效应问题。

IFect 方法假设潜在结果 $Y_{it}(0) = f(X_{it}) + h(U_{it}) + \varepsilon_{it}$, 其中 $f(\cdot)$ 和 $h(\cdot)$ 是已知的参数方程, X_{it} 是可观测的协变量, U_{it} 是不可观测的变量, ε_{it} 是随机扰动项。由于粮改饲试点县和非试点县可能存在不同趋势,本文使用因子增强模型 (factor augment model) 的设定,假设 $f(X_{it}) = X_{it}'\beta$, $h(U_{it}) = \lambda_i'f_t$ 。其中, $f_t = [f_{1t}, f_{2t}, f_{3t}, \dots, f_{rt}]'$ 是一个 $(r \times 1)$ 的不可观测的共同因子向量 (vector of unobserved common factors); $\lambda_i = [\lambda_{i1}, \lambda_{i2}, \lambda_{i3}, \dots, \lambda_{ir}]'$ 是一个 $(r \times 1)$ 的未知因子荷载 (vectors of unknown factor loadings); r 是固定的因子数量,通常事前设定且数值较小。通过将不可观测的时间趋势 $h(U_{it})$ 降维分解到 r 维, IFect 估计量可以将其模型化,并加入方程中控制住其影响,以放松平行趋势的假设。

具体操作可分为以下几步:第一步,由于粮改饲试点县和非试点县可能存在不同趋势,使用因子增强模型以放松平行趋势的假设,具体见 (3) 式,以控制个体不可观测的时间趋势的异质性。第二步,仅使用控制组样本,根据上述模型估计出处理组潜在的种植结构 $Y_{it}(0)$ 。第三步,估计每一期的处理效应,估计方法见 (4) 式。第四步,计算整体的加权平均值。处理组平均效应估计方法见 (5) 式,其中 M 为期数。第五步,计算处理组每一期的平均效应,计算方法见 (6) 式^①。

$$Y_{it}(0) = X_{it}'\beta + \omega_i + \varphi_t + \lambda_i'f_t + v_{it} \quad (3)$$

$$\widetilde{\delta}_{it} = Y_{it} - \widetilde{Y}_{it} \quad (4)$$

$$\widehat{ATT} = \frac{1}{|M|} \sum_M \widetilde{\delta}_{it} \quad (5)$$

$$\widehat{ATT}_s = \frac{1}{|S|} \sum_{(i,t) \in S} \widetilde{\delta}_{it} \quad (6)$$

(5) 式和 (6) 式中, $|M|$ 和 $|S|$ 是集合 M 和集合 S 中元素数量, $M = \{(i,t) \mid D_{it} = 1\}$, $S = \{(i,t) \mid D_{i,t-s} = 0, D_{i,t-s+1} = D_{i,t-s+2} = \dots = D_{it} = 1\}$ 。

(三) 变量选择和描述性统计

1. 被解释变量。被解释变量为种植结构调整变量。在县级层面,用样本县当年玉米播种面积的对数和玉米播种面积占粮食作物播种面积的比例 2 个变量衡量;在农户层面,用样本农户当年是否种植

^①详细的推导和证明请见 Xu (2017) 和 Liu et.al (2024)。

青贮玉米、青贮玉米播种面积、青贮玉米占玉米播种面积比例、青贮玉米占总播种面积比例 4 个变量衡量。

2.核心解释变量。核心解释变量为是否粮改饲试点县。在县级层面，如果样本县所在年份被选为粮改饲试点县则取值为 1，否则取值为 0；在农户层面，如果农户所在县的所在年份都被选为粮改饲试点县则取值为 1，否则取值为 0。

3.控制变量。参考杨广亮和王军辉（2022）、姚鹏和李慧昭（2023）等的研究，在县级层面控制变量包括第一产业增加值、总人口数、耕地面积；农户层面的控制变量，主要包括户主特征变量、农户特征变量两个维度。户主特征变量选取户主的性别、年龄、受教育程度、婚姻状况、是否党员、村内职务；家庭特征变量选取家庭人口规模、地块数量、是否受灾。

4.其他分析变量。本文在进一步分析中采用 OLS 模型分析青贮玉米和籽粒玉米在成本收益方面的差异。收益指标用种植玉米的净收入衡量，即销售收入减去资金投入；资金投入为生产资料成本和社会化服务成本的总和，其中的生产资料投入主要是农户购买种子、农药、化肥以及灌溉成本等费用的总和；劳动力投入为耕地、播种、施肥、打药、排灌水、收获、运输等生产环节的劳动力投入加总。^①

表 2 展示了上述变量的具体说明和描述性统计。通过比较处理组和控制组的均值差可以对粮改饲政策的实施效果做出初步判断。

表 2		变量定义与描述性统计		
变量名称	变量定义	处理组均值	控制组均值	均值差
县级数据：跨作物结构调整模型相关变量				
玉米播种面积	当年玉米播种面积（万公顷）	3.963	2.488	1.475***
玉米播种面积占比	玉米播种面积占粮食作物播种面积的比例	0.494	0.442	0.052***
是否试点县	县域属于粮改饲试点县=1，否则=0			
耕地面积	县域耕地面积（万公顷）	8.893	7.536	1.357
第一产业增加值	县域第一产业的产值（亿元）	22.870	18.620	4.250***
总人口数	年末总人口数（万人）	34.894	30.417	4.4771*
是否为畜牧大县	县域属于畜牧大县=1，否则=0	0.323	0.185	0.138***
CRRS 数据：玉米内部结构调整模型相关变量				
是否种植青贮玉米	农户种植青贮玉米=1，否则=0	0.062	0.020	0.041***
青贮玉米种植面积	农户种植青贮玉米的面积（亩）	1.240	0.070	1.170***
青贮玉米内部占比	青贮玉米种植面积在玉米种植面积中的比例	0.048	0.018	0.031***
青贮玉米外部占比	青贮玉米占总播种面积比例	0.030	0.010	0.021***
是否试点县	农户所在县域属于粮改饲试点县=1，否则=0			
性别	男性户主=1，女性户主=0	0.964	0.935	0.029***
年龄	户主年龄（岁）	54.303	56.065	-1.762***

^①由于篇幅限制，进一步分析所用 OLS 模型的设定和相关控制变量的描述性统计未在此报告，可在《中国农村经济》网站或中国知网查看本文附录。

表2 (续)

受教育程度				
小学以下	户主受教育程度在小学以下=1, 其他=0	0.080	0.063	0.017**
小学	户主受教育程度为小学=1, 其他=0	0.297	0.328	-0.031**
初中	户主受教育程度为初中=1, 其他=0	0.478	0.468	0.010
高中	户主受教育程度为高中=1, 其他=0	0.133	0.117	0.016*
大学及以上	户主受教育程度在大学及以上=1, 其他=0	0.012	0.022	-0.011***
婚姻状况	户主已婚=1, 其他=0	0.942	0.921	0.021***
是否党员	户主是党员=1, 其他=0	0.200	0.251	-0.050***
村内职务	户主担任村干部=1, 其他=0	0.175	0.200	-0.025**
地块数量	农户家中地块数量 (块)	6.927	7.527	-0.600**
是否受灾	农户农业生产受灾=1, 否则=0	0.377	0.306	0.072***
人口规模	农户家庭人口规模 (人)	4.014	4.440	-0.426***
养殖企业	农户所在村中有养殖企业=1, 否则=0	0.804	0.610	0.194***
专题调查数据: 其他分析变量				
变量名称	变量定义	籽粒玉米	青贮玉米	均值差
收入	销售收入减去资金投入 (万元/亩)	0.036	0.045	-0.009***
资金投入	除自家劳动力投入外的总费用投入 (万元/亩)	0.043	0.038	0.005***
劳动力投入	农业生产每亩按 8 个工时计算 (天/亩)	3.385	2.829	0.556
青贮玉米种植状况	农户种植青贮玉米=1, 否则=0			

注: ①差值为处理组和控制组的均值差。②***、**和*分别表示处理组样本和控制组样本之间差异的独立样本 t 检验结果在 1%、5%和 10%的显著性水平。

从县级数据看, 粮改饲政策实施后, 县平均播种玉米面积增加了 1.475 万公顷, 玉米播种面积占全县粮食作物播种面积的比例平均提高 5.2 个百分点, 且两种影响结果均在 1%的统计水平上显著。由此可以初步判定, 粮改饲政策在县级层面对农业结构调整的效果较为明显。同时, 县级层面的其他控制变量 (如县耕地面积、粮食作物播种面积、是否为畜牧大县) 在处理组和控制组之间存在较为明显的差异, 间接说明试点县的选择不是完全随机的, 上述均值差的结果不能准确反映政策的处理效应, 需要通过识别策略进一步分析。

从 CRRS 数据看, 在全样本中, 种植青贮玉米的农户平均占比为 5.7%, 处理组样本比例为 6.2%, 比控制组平均高 4.1 个百分点, 两者在 1%的统计水平上存在显著差异。全样本中青贮玉米占玉米总播种面积的比例和占总播种面积的比例分别为 3.3%和 2.0%; 处理组样本比例分别为 4.8%和 3.0%, 比控制组分别高 3.1 个百分点和 2.1 个百分点, 两者在 1%的统计水平上存在显著差异。同时, 农户层面的其他变量在控制组和处理组之间也存在明显差异, 为排除这些因素的影响, 下文将在模型中加以控制。

从专题调查数据分析, 青贮玉米的亩均收入明显高于籽粒玉米, 亩均成本投入更低。与籽粒玉米相比, 种植青贮玉米平均每亩地可以增加收入约 97 元, 节省农药、化肥等总费用投入约 48 元, 且这一影响在 1%水平上统计显著。但是, 在劳动力投入方面二者差异不明显。

五、实证结果与分析

（一）粮改饲政策对跨作物结构调整影响的估计结果

1. 基准模型估计结果。表3为粮改饲政策在县级层面对种植结构影响的估计结果。可以看出，粮改饲政策增加了县级层面玉米的播种面积，但是还不足以改变玉米的种植结构。具体而言，表3（1）列的估计只考虑县级固定效应和年份固定效应，以控制各县不随时间变化的不可观测特征以及由时间趋势引起的整体种植结构的变化。结果显示，相较于控制组，实施粮改饲政策的试点县的玉米播种面积平均高出7.2%，且在1%的统计水平上显著。加入控制变量后的结果如表3（2）列所示，是否试点县的估计系数下降至6.7%，但依然在1%的统计水平上显著。为进一步控制不同省份各县的玉米播种面积随时间变化的趋势，表3（3）列加入了省份与时间趋势交互项固定效应，粮改饲政策的估计系数依然稳健。上述结果表明，粮改饲政策显著增加了试点县的玉米播种面积，并且估计结果非常稳健。

表3（4）～（6）列为粮改饲政策对玉米播种面积占比影响的估计结果，三个模型的估计结果都不显著。表3（4）列的模型设定与（1）列相似，可以看出，在控制各县不随时间变化的不可观测特征和由时间趋势造成的各县玉米面积变化情况下，粮改饲政策实施后玉米播种面积占比下降0.3%，但在统计意义上并不显著，逐步加入控制变量和省份与时间趋势交互项后，估计结果变化不大。玉米播种面积占比为玉米播种面积在粮食作物播种面积中的比例，直观反映宏观层面跨作物结构调整的状况。由此初步可以得出，粮改饲政策虽然增加了玉米的播种面积，但是增加幅度不大，还不足以引起跨作物种植结构改变。

表3 粮改饲政策对跨作物结构调整影响的基准模型估计结果

	玉米播种面积			玉米播种面积占比		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
是否试点县	0.072*** (0.025)	0.067*** (0.026)	0.079*** (0.024)	-0.003 (0.005)	-0.006 (0.005)	-0.007 (0.005)
控制变量	未控制	已控制	已控制	未控制	已控制	已控制
县级固定效应	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制
年份固定效应	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制
省份与时间交互 固定效应	未控制	未控制	已控制	未控制	未控制	已控制
常数项	9.506*** (0.004)	9.507*** (0.018)	9.519*** (0.024)	0.453*** (0.001)	0.462*** (0.004)	0.466*** (0.004)
观测值	6885	6307	6307	6451	5903	5903
Within-R ²	0.004	0.007	0.006	0.000	0.003	0.003

注：①表中回归均采用双向固定效应模型。②***表示1%的显著性水平。③括号内数值为县级层面的聚类稳健标准误。④玉米播种面积取对数处理。

2. 事件研究法和异质性处理效应的估计结果。基准模型采用双向固定效应进行估计，其基本假设

是处理效应在不同试点县以及不同年份之间都是同质的，估计结果为粮改饲政策的平均处理效应。为探究政策冲击的动态处理效应，本文使用模型（2），即采用事件研究法估计粮改饲政策在不同时期的处理效应。图2是粮改饲政策对玉米播种面积和玉米面积比例影响的事件研究图，可以看出，玉米播种面积在受到政策冲击当期开始显著提升，并且随着时间的推移，粮改饲政策对玉米播种面积的影响越来越大；但是，粮改饲政策对玉米播种面积占比的影响没有表现出明显的变动趋势，即粮改饲政策没有引起农户改变种植结构，无论政策前还是政策后，玉米播种面积占比都没有显著异于0。同时，笔者使用Cengiz et al.（2019）、deChaisemartin and D’Haultfoeulle（2020）、Sun and Abraham（2021）、Callaway and Sant’Anna（2021）、Gardner（2022）、Borusyak et al.（2024）提出来的六种常见的异质性稳健估计量进行稳健性检验^①，得出的估计结果与事件研究法的结果基本一致。

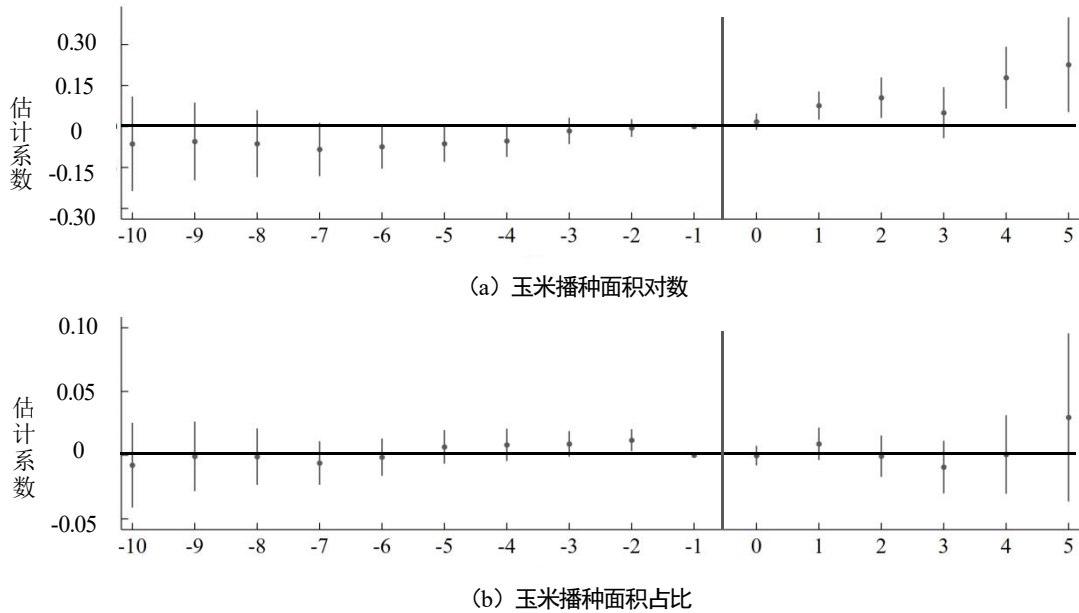


图2 粮改饲政策在不同时间段的处理效应

注：纵坐标为模型（2）估计的不同时期的系数，基期为政策实施的前一年，横坐标为相对时间，即数据年份减去政策实施第一年的年份，竖线为95%的置信区间。

事件研究法和异质性稳健估计量都需要满足平行趋势假设。根据图2（a）中玉米面积的变动趋势，在受到粮改饲政策冲击前（相对时间小于0时），玉米播种面积出现了明显的事前趋势，虽然处理组与控制组的差异未显著异于0，但是严格意义上该结果并不完全符合平行趋势假设。这说明在政策处理前，试点县与非试点县的玉米播种面积已经出现了随时间变化的趋势，因此，图2（a）中粮改饲政策对玉米面积影响的估计结果可能存在偏误。图2（b）中玉米播种面积占比在政策实施前没有表现出随时间变化的趋势，基本满足了平行趋势的条件。玉米播种面积平行趋势不满足的原因可能是粮改饲

^①限于篇幅，稳健性检验的估计结果未在此报告，可在《中国农村经济》网站或中国知网查看本文附录。

试点县的选取并非随机。正如上文所述，原农业部印发的《粮改饲工作实施方案》明确了试点县选取的条件，草食畜牧业发达、玉米种植条件适宜的地区会优先被选为试点县。

3.交互固定效应反事实估计。由于粮改饲试点县和非试点县之间存在随时间变化的不同趋势，事件研究法和异质性处理效应估计的结果可能有偏。本文借鉴 Xu (2017) 和 Liu et al. (2024) 的做法，使用交互固定效应反事实估计策略，进一步识别粮改饲政策对农业种植结构的影响。图 3 (a) 和 (b) 分别是粮改饲政策对玉米播种面积和玉米播种面积占比的影响结果，可以看出，控制住随时间变化的不可观测因素后，被纳入试点县前玉米播种面积和玉米播种面积占比在处理组和控制组的变化趋势并无显著差异。在纳入试点县后，玉米播种面积显著提升，且随着政策实施时间的不断推移，政策效果更加明显，各期的处理效应基本上在 95% 的置信区间上显著异于零，平均处理效应为 8.3%，即粮改饲政策实施在县级层面平均增加玉米播种面积 8.3%。粮改饲政策对玉米播种面积占比影响的经济效应非常低，平均处理效应为 -0.5%，且各期在统计上都不显著。

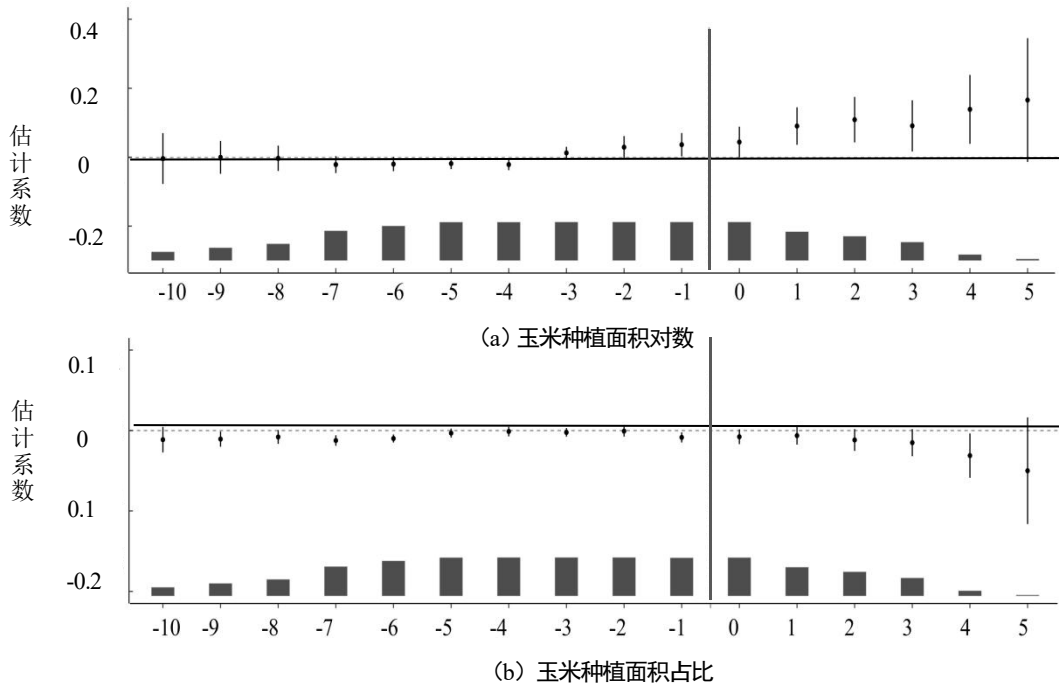


图3 交互固定效应反事实估计结果

注：横坐标为相对时间，即数据年份减去政策实施第一年的年份，竖线为 95% 的置信区间。下方灰色柱状图是每一期的处理组个数。图 (a) 中单期处理组样本数最大值为 356，图 (b) 中单期处理组样本数最大值为 326。

(二) 粮改饲政策在畜牧大县内对跨作物结构调整的影响

粮改饲政策补贴对象为养殖企业，通过“以养定种”的模式撬动农户种植结构调整。因此，养殖企业是粮改饲政策传导到农户的唯一途径。可以初步判断，粮改饲政策对农业结构的影响应当在草食畜牧业发达的试点县干预效果更为明显，在非养殖大县的政策效果较小或者不存在影响。

基于此，本文使用 2017 年原农业部印发的《畜禽粪污资源化利用行动方案（2017—2020 年）》

中公布的畜牧大县名单^①来区分畜牧大县和非畜牧大县，以此对上述预判进行实证检验。此处方法上继续采用识别效果更好的交互固定效应反事实估计，估计结果如图4所示。在畜牧大县中，粮改饲政策对种植结构调整的影响更为明显，显著提高了玉米播种面积，略微提高了玉米播种面积占比，政策影响力随着时间的变化越来越大。具体而言，畜牧大县中粮改饲政策平均提高了8.0%的玉米播种面积和0.7%的玉米播种面积占比。但是，在非畜牧大县中，粮改饲政策对玉米播种面积和玉米播种面积占比的影响都没有表现出明显趋势。粮改饲政策主要通过补贴养殖企业来带动农户调整种植结构。由于非养殖大县养殖企业较少，补贴资金撬动农户生产行为改变的效果不够明显。

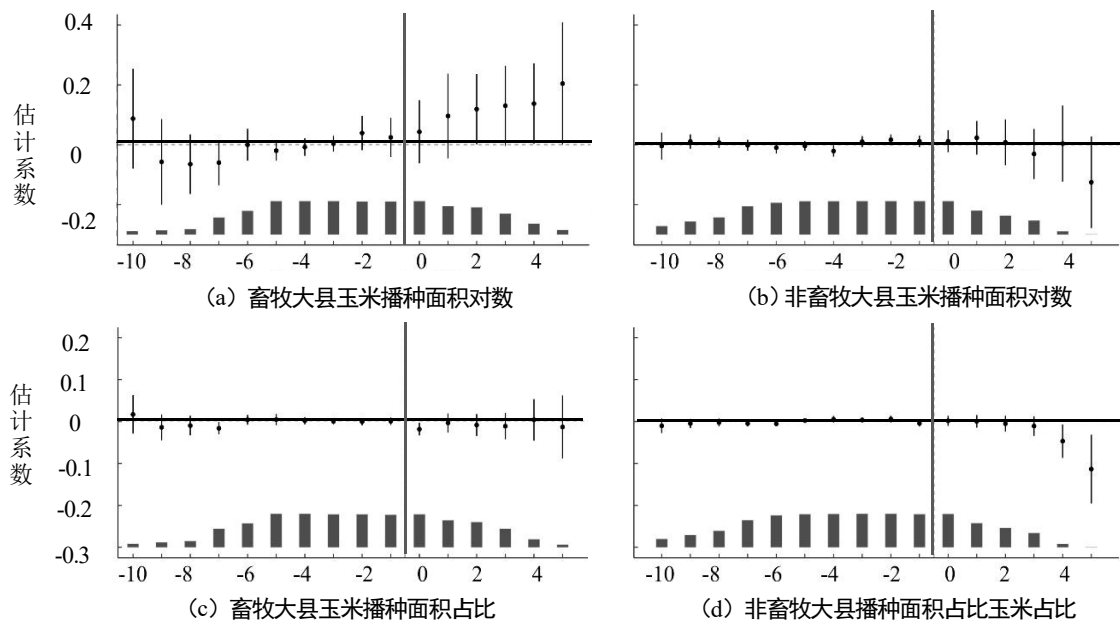


图4 粮改饲政策对畜牧大县和非畜牧大县农业结构调整的影响

注：上述结果采用交互固定效应反事实估计，横坐标为相对时间，即数据年份减去政策实施第一年的年份，竖线为95%的置信区间。下方灰色柱状图是每一期的处理组个数，图（a）、图（c）为畜牧大县的估计结果，图（b）、图（d）为非畜牧大县的估计结果。图（a）、图（b）、图（c）和图（d）中单期处理组样本数最大值分别为86、268、74、251。

（三）粮改饲政策对玉米内部结构调整影响的估计结果

由于国家没有公布县级层面青贮玉米的播种面积，本文无法利用县级统计数据识别玉米内部青贮

^①虽然该名单是在2017年公布，但文件的备注中明确指出畜牧大县是根据各县域2015年和2016年的数据为标准进行划分。当时粮改饲政策刚开始实施，不会造成坏控制变量的问题。畜牧大县的选取依据包括：一是财政部2016年下达生猪调出大县奖励资金的县级区域；二是奶类产量10万吨以上的县；三是肉牛出栏12万头以上的县。由于粮改饲政策只针对反刍动物（牛羊等，不包括生猪）养殖企业进行补贴，因此畜牧大县中可能包含了少数非粮改饲政策试点县。遗憾的是，由于数据缺失，本文无法剔除这部分样本。但是可以断定，即使养殖大县中包含少部分非粮改饲政策试点县，估计结果只会低估政策冲击的效果，并不影响本文结论。

玉米和籽粒玉米的种植结构变化。为此,笔者使用 CRRS 数据分析粮改饲政策对青贮玉米和籽粒玉米之间结构变化的影响。为保证估计结果稳健,笔者选取是否种植青贮玉米、青贮玉米种植面积、青贮玉米内部占比、青贮玉米外部占比 4 个变量作为被解释变量,用于衡量玉米内部结构的变化。本文采用双向固定效应模型进行估计,同时消除组内不随时间变化的变量和不随个体变化的变量引起的内生性问题。估计结果如表 4 所示,(1)列、(3)列、(5)列、(7)列只控制了时间和个体固定效应,(2)列、(4)列、(6)列、(8)列加入了控制变量。整体而言,模型估计结果非常稳健,相对于非试点县,在控制个体和时间固定效应后,试点县内种植青贮玉米的农户数量平均高出 6.0 个百分点,农户种植青贮玉米的面积平均多 0.476 亩,青贮玉米占玉米总播种面积的比例平均高出 5.9 个百分点,青贮玉米占总播种面积的比例高出 3.3%,这些结果都高度显著。在加入一系列控制变量后,估计系数变化不大,说明模型估计结果稳定。根据上述估计结果可以得出,粮改饲政策增加了农户种植青贮玉米的面积,引导农户从种植籽粒玉米向种植青贮玉米转变,实现了作物内部种植结构的调整。

表 4 粮改饲政策对玉米内部结构调整影响的估计结果

变量	是否种植青贮玉米		青贮玉米种植面积		青贮玉米内部占比		青贮玉米外部占比	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
是否试点县	0.060*** (0.022)	0.063*** (0.023)	0.476** (0.211)	0.506* (0.263)	0.059*** (0.019)	0.062*** (0.020)	0.033*** (0.011)	0.034*** (0.012)
控制变量	未控制	已控制	未控制	已控制	未控制	已控制	未控制	已控制
个体固定效应	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	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	已控制	已控制
观测值	4881	4669	4881	4669	4881	4669	4881	4669
Within-R ²	0.004	0.021	0.000	0.029	0.005	0.026	0.004	0.028

注:①表中回归均采用双向固定效应模型。②***、**和*分别表示 1%、5%和 10%的显著性水平。③括号内数值为稳健标准误。

(四) 粮改饲政策在养殖企业附近对玉米内部结构调整的影响

如前文所述,养殖企业是粮改饲政策传导到农户的唯一渠道。本文根据调查农户所在村中是否有养殖企业对农户样本进行区分,探究粮改饲补贴政策对作物内部结构调整影响的异质性分析^①。此处仍然采用是否种植青贮玉米、青贮玉米面积、青贮玉米内部占比、青贮玉米外部占比 4 个变量作为被解释变量。在表 5 中,(1)列、(3)列、(5)列、(7)列是基于村内有养殖企业的农户样本数据估计的结果,(2)列、(4)列、(6)列、(8)列是基于村内无养殖企业的农户样本数据估计的结果。表 5 结果显示,在有养殖企业的村庄,粮改饲政策对是否种植青贮玉米、青贮玉米种植面积、青贮玉米内部占比、青贮玉米外部占比 4 个变量的影响都高度显著;在没有养殖企业的村庄,估计结果都不显著。

^①由于青贮玉米主要是反刍动物(牛羊)食用,本文界定调查村庄中有肉牛、奶牛、羊的养殖企业的村庄定义养殖企业村,由于两年内村庄中养殖企业变化不大且缺失 2022 年的数据,此处两年数据都以 2020 年为准。

表5 粮改饲政策在有无养殖企业条件下对玉米内部种植结构调整影响的估计结果

变量	是否种植青贮玉米		青贮玉米种植面积		青贮玉米内部占比		青贮玉米外部占比	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
是否试点县	0.082*** (0.028)	0.027 (0.023)	0.923** (0.401)	-0.044 (0.127)	0.081*** (0.027)	0.028 (0.023)	0.041*** (0.014)	0.027 (0.022)
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	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	已控制	已控制
观测值	3314	1355	3314	1355	3314	1355	3314	1355
Within-R ²	0.032	0.070	0.040	0.082	0.040	0.074	0.044	0.085

注：①表中回归均采用双向固定效应模型。②***和**分别表示1%和5%的显著性水平，括号内数值为稳健标准误。

六、进一步分析：结构调整能否持续

从长远看，粮改饲政策的目标主要是通过补贴养殖企业撬动农户转变种植方式，达到长期稳定的粮经饲三元种植结构。种植青贮玉米的成本收益、专用品种是影响农户稳定生产的主要因素。本文通过粮改饲专题调查的小样本农户数据做进一步分析，以探究粮改饲政策对农户种植结构影响的持续性。

（一）青贮玉米与籽粒玉米的成本收益差异

笔者利用 OLS 方法在作物层面进行回归，在控制其他因素的情况下测度青贮玉米和籽粒玉米在投入产出方面的差异，估计结果如表6所示。

表6 农户种植不同形式的玉米对农户资金投入和劳动力投入影响的估计结果

变量	(1)	(2)	(3)
	资金投入	劳动力投入	收入
青贮玉米	-0.107*** (-0.041)	-0.266*** (-0.096)	0.008** (0.037)
县虚拟变量	已控制	已控制	已控制
时间虚拟变量	已控制	已控制	已控制
控制变量	已控制	已控制	已控制
观测值	498	490	488
R ²	0.097	0.531	0.080

注：①回归（1）列和（2）列中的被解释变量取对数处理，回归（3）中的被解释变量有少数负值，按照原值估计。②***和**分别表示1%和5%的显著性水平。③括号内数值为稳健标准误。④其他控制变量包括户主的性别、年龄、教育、家庭人口数量、家庭收入、耕地面积等。

在表6中，（1）列为青贮玉米变量对农户资金投入的估计结果，相较于种植籽粒玉米，种植青贮玉米可以减少农户生产资金投入10.7%，这一结果在1%水平上显著。按照样本种植籽粒玉米的资金成本每亩430元计算，农户种植青贮玉米可以每亩减少投入46.0元。表（2）列为青贮玉米对劳动力投入的估计结果，相较于种植籽粒玉米，种植青贮玉米平均减少劳动力投入26.6%。按照样本种植籽粒玉米

的平均劳动力投入 3.38 天计算,农户种植青贮玉米每亩地平均可以节约 0.89 天的劳动力投入。表 6 (3) 列为青贮玉米对农户收入的估计结果,相较于种植籽粒玉米,农户种植青贮玉米可以显著提高收入,平均每亩增加收入 80 元。由此可以看出,在粮改饲政策的影响下,种植青贮玉米在投入产出方面具有更大的优势,农户更愿意种植青贮玉米。

(二) 青贮玉米专用品种选择

青贮玉米和籽粒玉米最主要的差异在于种子品种不同,如果农户长期选取青贮玉米专业品种种植,则表明农户种植结构调整比较稳定。但是调查时发现,大部分农户在播种时选择普通玉米品种,这是因为:如果当年青贮玉米价格低,种植普通品种的农户可以选择收获籽粒玉米销售,如果青贮玉米价格高则可以选择收获青贮玉米销售。如果播种时选择青贮玉米专用品种,生产籽粒玉米的产量非常低,农户只能收获青贮玉米,一般小农户不具备仓储青贮玉米的条件,只能根据当时的市场价格销售。但是,在相同自然环境下,种植青贮专用品种比种植普通品种收获青贮玉米的产量高很多。通过表 7 可以看出,在种植青贮玉米的农户中,采用青贮专用品种的比例非常低。在受调查的 40 个村庄中,河北省和河南省种植青贮玉米的样本农户比例分别是 17.36%和 9.07%,但是,采用青贮玉米专用品种的比例分别只有 1.24%和 0.19%。由此可见,粮改饲政策实施确实改变了农户的种植结构,农户的收获形式由籽粒玉米向青贮玉米转变。不过,本文认为这种转变的效率较低,青贮玉米的产量和质量仍然具有较大的提升空间。

表 7 河北省和河南省受调查村庄农户种植青贮玉米的情况

	河北省		河南省	
	户数 (户)	比例 (%)	户数 (户)	比例 (%)
种植玉米	378	78.10	234	44.23
青贮玉米	84	17.36	48	9.07
普通品种	78	16.12	47	8.89
专用品种	6	1.24	1	0.19
村平均户数	484		529	

注:河北省一共调查 25 个村,河南省一共调查 15 个村。

七、研究结论与政策建议

本文利用县级统计数据和农户数据评估了粮改饲政策对跨作物结构调整和作物内部结构调整的影响。基于县统计数据的估计结果显示,粮改饲政策的实施扩大了县域玉米的播种面积,政策实施后县域玉米播种面积平均提高 8.3%,但是没有引起跨作物种植结构的调整。通过区分是否为养殖大县,可以看出,粮改饲政策对养殖大县的玉米播种面积和跨作物种植结构调整的影响效果更好。基于 CRRS 数据的估计结果显示,相对于非试点县,粮改饲试点县内种植青贮玉米的农户平均增加 6.0 个百分点,青贮玉米种植面积平均增加 0.476 亩,青贮玉米播种面积占玉米总播种面积的比例平均增加 5.9 个百分点,粮改饲政策提高了农户种植青贮玉米的积极性,实现了由籽粒玉米种植向青贮玉米种植转变的政

策效果。同样,粮改饲政策对在养殖企业附近的农户影响的效果更加明显,也体现了粮改饲政策通过补贴养殖企业引导农户调整种植结构的政策目标。由此看出,粮改饲政策短期政策效果显著,增加了玉米内部由籽粒玉米向青贮玉米的转变。但是,长期看,虽然一定程度上增加了玉米种植面积,但是并没有引起跨作物的结构转变。进一步分析表明,在粮改饲政策的影响下,相较于种植籽粒玉米,种植青贮玉米可以提高农户收入,降低农资和劳动力投入,但是农户采用青贮玉米专用品种的比例非常低,一旦补贴退出,农户很有可能不再种植青贮玉米。以上研究结论,与作者在粮改饲专题调查中所观察到的现实状况相吻合,即养殖场在获得补贴后,附近种植青贮玉米的耕地主要是由之前种植籽粒玉米的耕地转变而来,很少从种植其他作物的耕地转变而来。

粮改饲政策通过“以企带户”的新型补贴模式提高了青贮玉米的播种面积,一定程度上推动了粮食生产由“粮经”二元结构向“粮经饲”三元种植结构转变。该政策从企业需求侧引导农户供给侧生产行为改变,达到“以需定种”的目标,避免了直接补贴农户导致短期内农产品供给过剩的问题。

基于上述结论,本文得出以下政策建议。一是要发挥市场在资源配置中的作用,筛选和引导有比较优势的地区主动开展粮改饲种植结构调整,发挥补贴资金的靶向效应,鼓励补贴资金向养殖资源丰富的地区转移。二是要建立稳定的养殖企业与农户的利益联结机制。研究发现,虽然养殖企业对农户起到了一定的带动作用,但是农户只是从种植籽粒玉米转变为种植青贮玉米,从种植其他作物转变为种植青贮玉米的效果不够理想。建议通过签订订单、成立青贮农户合作社等方式进一步稳定养殖企业和农户之间的合作机制,强化养殖企业对农户的带动作用。三是要探索相应的配套补贴机制,通过稳定青贮玉米的市场价格,保障农户种植青贮玉米的收益和发挥专用品种的优势。目前农户没有采用青贮专用品种的最大原因在于青贮玉米市场价格不稳定,农户为了规避市场风险,倾向选择产量不高但是收益稳定的籽粒玉米品种。可以借鉴棉花“目标价格”政策、玉米“价补分离”政策、市场风险保险政策等,在不干预市场价格的情况下,保障农户种植青贮玉米收益的稳定。四是要探索更加灵活的“以企带户”补贴模式,发挥补贴政策的精准性,通过实施类似粮改饲政策这样“以养带种”和“以养定种”的策略,以匹配供需市场,防止出现“供不应求”和“供过于求”的极端现象。五是要将青贮玉米生产情况纳入国家统计体系,目前只有少数地区统计了青贮玉米的种植情况,缺少国家层面的统计数据,不利于行业分析、学术研究与国家决策。

本文研究不足主要有:第一,关于粮改饲政策的外溢效应待考虑。如果试点县的边界线附近养殖企业较多,粮改饲政策通过补贴试点县的养殖企业可能对临近的非试点地区产生外溢效应,目前研究中没有考虑这个问题。但是,根据笔者观察,在试点县的边界线附近,养殖企业很少,笔者判断该政策的溢出效应对本文的估计结果影响不大,还需进一步实证检验。第二,关于粮改饲政策对养殖企业生产行为的影响待进一步研究。粮改饲政策的影响对象主要是养殖企业和农户,本文重点分析了政策对农户生产行为的影响,后续将从企业视角做进一步研究。

参考文献

- 1.程明军,2017:《从多年生饲草入手 四川推动农业供给侧结构改革》,《四川畜牧兽医》第6期,第8-9页。

- 2.邓干生、肖长惜、郭安国、叶俊, 2016: 《着力农业供给侧改革 加快推行“粮改饲”试点——以黄冈市发展为例》, 《中国农民合作社》第6期, 第11-12页。
- 3.范黎波、马聪聪、马晓婕, 2012: 《多元化、政府补贴与农业企业绩效——基于A股农业上市企业的实证研究》, 《农业经济问题》第11期, 第83-90页。
- 4.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。
- 5.郜亮亮、杜志雄, 2018: 《棉花目标价格改革对国内棉花市场影响的实证分析》, 《改革》第7期, 第137-147页。
- 6.黄季焜、王丹、胡继亮, 2015: 《对实施农产品目标价格政策的思考——基于新疆棉花目标价格改革试点的分析》, 《中国农村经济》第5期, 第10-18页。
- 7.黄伟、张子尧、刘安然, 2022: 《从双重差分法到事件研究法》, 《产业经济评论》第2期, 第17-36页。
- 8.江帆、赵伟, 2018: 《山东省牧草产业供给侧结构性改革经济效益分析——基于“粮改饲”政策背景》, 《山东农业科学》第3期, 第163-166页。
- 9.刘冲、沙学康、张妍, 2022: 《交错双重差分: 处理效应异质性与估计方法选择》, 《数量经济技术经济研究》第9期, 第177-204页。
- 10.刘春青、胡瑞法、邓海艳、白格, 2024: 《财政研发补贴的创新激励效应——来自中国规模种子企业的证据》, 《中国农村经济》第4期, 第32-55页。
- 11.马梅、王明利、达丽, 2019: 《内蒙古“粮改饲”政策的问题及对策》, 《中国畜牧杂志》第1期, 第147-150页。
- 12.阮荣平、刘爽、郑风田, 2020: 《新一轮收储制度改革导致玉米减产了吗: 基于DID模型的分析》, 《中国农村经济》第1期, 第86-107页。
- 13.速水佑次郎、神门善久, 2003: 《农业经济论》, 沈金虎、周应恒、张玉林、曾寅初、张越杰、于晓华译, 北京: 中国农业出版社, 第1-30页。
- 14.田淑英、孙磊、许文立、范子英, 2022: 《绿色低碳发展目标下财政政策促进企业转型升级研究——来自“节能减排财政政策综合示范城市”试点的证据》, 《财政研究》第8期, 第79-96页。
- 15.王术坤、杨国蕾、郑沫利, 2021: 《“以企带户”补贴模式能否增加优质粮油供给?——基于“中国好粮油”行动计划的准实验设计》, 《中国农村经济》第12期, 第87-108页。
- 16.王怡然、孙芳、丁玎, 2019: 《京津冀区域冀北地区“粮改饲”结构调整效益分析》, 《中国农业资源与区划》第11期, 第158-165页。
- 17.杨广亮、王军辉, 2022: 《新一轮农地确权、农地流转与规模经营——来自CHFS的证据》, 《经济学(季刊)》第1期, 第129-152页。
- 18.杨青、贾杰斐、刘进、许庆, 2023: 《农机购置补贴何以影响粮食综合生产能力?——基于农机社会化服务的视角》, 《管理世界》第12期, 第106-123页。
- 19.杨生龙、杨焱、杜雪燕, 2018: 《青海“粮改饲”工作探索》, 《四川畜牧兽医》第10期, 第16-17页。
- 20.姚鹏、李慧昭, 2023: 《农业水权交易能否推动农业绿色发展》, 《中国农村经济》第2期, 第17-40页。
- 21.张子尧、黄伟, 2023: 《事件研究法的实现、问题和拓展》, 《数量经济技术经济研究》第9期, 第71-92页。

22. Bai, J., 2009, "Panel Data Models with Interactive Fixed Effects", *Econometrica*, 77(4): 1229-1279.
23. Bailey, M. J., and A. Goodman-Bacon, 2015, "The War on Poverty's Experiment in Public Medicine, Community Health Centers and the Mortality of Older Americans", *American Economic Review*, 105(3): 1067-1104.
24. Baker, A. C., D. F. Larcker, and C. C. Y. Wang, 2022, "How Much Should We Trust Staggered Difference-in-Differences Estimates?", *Journal of Financial Economics*, 144(2): 370-395.
25. Borusyak, K., X. Jaravel, and J. Spiess, 2024, "Revisiting Event-Study Designs: Robust and Efficient Estimation", *Review of Economic Studies*, 91(6): 3253-3285.
26. Callaway, B., and P. H. Sant'Anna, 2021, "Difference-in-Differences with Multiple Time Periods", *Journal of Econometrics*, 225(2): 200-230.
27. Cengiz, D., A. Dube, A. Lindner, and B. Zipperer, 2019, "The Effect of Minimum Wages on Low-Wage Jobs", *The Quarterly Journal of Economics*, 134(3): 1405-1454.
28. deChaisemartin, C., and X. d'Haultfoeuille, 2020, "Two-Way Fixed Effects Estimators with Heterogeneous Treatment Effects", *American Economic Review*, 110(9): 2964-2996.
29. deChaisemartin, C., and X. d'Haultfoeuille, 2023, "Two-Way Fixed Effects and Differences-in-Differences with Heterogeneous Treatment Effects: A Survey", *The Econometrics Journal*, 26(3): C1-C30.
30. Dube, A., D. Girardi, O. Jorda, and A. M. Taylor, 2023, "A Local Projections Approach to Difference-in-Differences Event Studies", NBER Working Paper 31184, <https://www.nber.org/papers/w31184>.
31. Gardner, J., 2022, "Two-Stage Differences-in-Differences", arXiv:2207.05943, <https://arxiv.org/abs/2207.05943>.
32. Hu, Y., J. Huang, and L. Hou, 2019, "Impacts of the Grassland Ecological Compensation Policy on Household Livestock Production in China: An Empirical Study in Inner Mongolia", *Ecological Economics*, Vol.161: 248-256.
33. Liu, L., Y. Wang, and Y. Xu, 2024, "A Practical Guide to Counterfactual Estimators for Causal Inference with Time-Series Cross-Sectional Data", *American Journal of Political Science*, 68(1): 2-17.
34. Liu, M., L. Dries, W. Heijman, J. Huang, X. Zhu, Y. Hu, and H. Chen, 2018, "The Impact of Ecological Construction Programs on Grassland Conservation in Inner Mongolia, China", *Land Degradation & Development*, 29(2): 326-336.
35. Roth, J., P. H. C. Sant'Anna, A. Bilinski, and J. Poe, 2023, "What's Trending in Difference-in-Differences? A Synthesis of the Recent Econometrics Literature", *Journal of Econometrics*, 235(2): 2218-2244.
36. Sun, L., and S. Abraham, 2021, "Estimating Dynamic Treatment Effects in Event Studies with Heterogeneous Treatment Effects", *Journal of Econometrics*, 225(2): 175-199.
37. Towe, C., and C. I. Tra, 2013, "Vegetable Spirits and Energy Policy", *American Journal of Agricultural Economics*, 95(1): 1-16.
38. Xu, Y., 2017, "Generalized Synthetic Control Method: Causal Inference with Interactive Fixed Effects Models", *Political Analysis*, 25(1): 57-76.
39. 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*, Vol.50: 114-124.

The Planting Structure Adjustment Effects of Grain-to-Fodder Crop Conversion Program

WANG Shukun¹ HU Zhiyao² LIU Changquan¹ LIN Wensheng³

(1. Rural Development Institute, Chinese Academy of Social Sciences;

2. School of Economics, University of Chinese Academy of Social Sciences;

3. School of Economics, Beijing Institute of Technology)

Summary: Against the backdrop of China's agricultural supply-side structural reform, optimizing the cropping structure through agricultural subsidy policies has become a pressing issue. Unlike conventional subsidy models that directly target farmers, the Grain-to-Fodder Crop Conversion Program primarily subsidizes livestock enterprises that use silage forage as feed. By adopting a "crop-livestock integration, livestock-driven cropping" model, the policy guides farmers to grow forage crops, thereby adjusting their cropping structure and promoting the transformation of China's agricultural structure from a "grain-cash" dual cropping structure to a "grain-cash-fodder" ternary cropping structure.

This study first analyzes the Grain-to-Fodder Crop Conversion Program's transmission mechanism within the "government-enterprise-farmer" framework, examining how policy-induced forage demand from livestock enterprises influences farmers' production decisions. Utilizing county-level macro data, the China Rural Revitalization Survey, and thematic survey data on the program, the study empirically evaluates the policy's impact on farmers' cropping structures.

The results indicate that the policy has increased county-level maize planting by 8.3% without altering cross-crop structures. At the farmer level, silage maize adoption increased by 6.0 percentage points, with an average increase of 0.476 *mu* per household, raising its share in total maize planting by 5.9 percentage points. This shift from grain to silage maize aligns with policy objectives. In the short term, the policy effectively promotes the structural adjustments for maize. However, it has not induced cross-crop structural changes. Heterogeneity analysis reveals a stronger impact in major livestock counties and areas near livestock enterprises. Additionally, silage maize offers farmers higher incomes and reduced agricultural inputs compared to grain maize. Despite these benefits, the policy's overall efficiency in adjusting cropping structures is low, with limited adoption of maize-specific silage varieties. Once subsidies end, farmers are likely to discontinue silage maize cultivation.

Based on these findings, this study extends existing literature in the following aspects. First, it explores the transmission mechanism of the policy among the government, enterprises, and farmers, elucidating how demand-side subsidies influence farmers' production decisions through enterprise behavior. Second, it distinguishes the differential impacts of the policy on cross-crop structural adjustments and internal crop structural adjustments, addressing the limitations of existing studies that primarily focus on cross-crop adjustments. Third, by utilizing multiple nationally representative macro and micro datasets and employing various methods, this study provides rich empirical evidence on the implementation effects of the policy.

Keywords: Grain-to-Fodder Crop Conversion Program; Crop Structure Adjustment; Food Security; Feed Grain; Silage Corn

JEL Classification: Q1; Q12; Q15; D22

(责任编辑: 小林)

农机社会化服务市场发育能否带动农地流转市场转型

——基于流转交易半径的考察

关 晨 赵一夫 迟成媛 蔡 键

摘要：在当前的中国农地流转市场中，关系型契约交易与市场型契约交易并存但彼此割裂的现象较为普遍，这通常被视为农地流转市场发育不成熟、交易半径过小的表征。鉴于此，本文拟从农机社会化服务市场发育影响农地流转交易特征的角度出发，构建“农机服务市场发育—农地流转交易特征形成—农地交易半径扩大”的理论框架，旨在揭示农地流转交易从关系型向市场型的演变过程。同时，本文利用2021年广东省12个市31个村的水稻种植户的地块数据，实证分析了村级农机社会化服务市场发育对农地流转交易半径的影响及其作用机制。研究结果表明，村级农机社会化服务市场发育通过扩大市场容量和促进交易“非人格化”，实现交易半径的扩大，并在一定程度上带动了农地流转市场转型。本文为深入理解中国农地流转市场的发展格局、演变趋势以及推动农机社会化服务体系建设提供了新的理论视角和政策参考。

关键词：农机社会化服务 农地流转 交易半径 交易成本

中图分类号：F321.1; F320.1 **文献标识码：**A

一、引言

促进土地经营权流转，普遍被认为是解决农地细碎化问题、实现土地要素高效配置以及追求农业规模经济的重要途径（郭阳和徐志刚，2021）。然而，在中国农地流转市场中，资源错配现象较为严重，大部分土地要素未能向高效经营主体集中，反而普遍流向熟人、亲友和小农户，导致交易过程中出现明显的“人格化”特征，流通过程中的“内卷化”和“小农复制”问题突出（匡远配和陆钰凤，2018）。罗必良（2019）基于6个省份的调研显示，2005年有87.6%的农户将农地流转给了本村农户或亲戚；而到了2015年，这一比例仍高达71.37%。这种现象导致中国农村土地市场出现诸多问题，包括

【资助项目】 广东省哲学社会科学规划项目“广东县域城乡融合发展体制机制研究”（编号：GD24ESQ29）；中国农业科学院科技创新工程项目（编号：10-IAED-06-2024）。

【作者信息】 关晨、赵一夫，中国农业科学院农业经济与发展研究所；迟成媛，沈阳农业大学经济管理学院；蔡键（通讯作者），华南农业大学经济管理学院，电子邮箱：cj2210801@scau.edu.cn。

流转规模较小、租金水平偏低（刘瑞峰等，2018），以及流程规范化程度弱、契约形式以口头协议为主（钟涨宝和汪萍，2003）等。流转交易对象表现较强的亲缘化和地缘化特征（罗必良，2019；蔡键和郭欣琪，2022），交易的“人格化”属性强烈。

与其他生产要素相比，农地的经营权交易在复杂的人地关系约束下呈现出独特的二元结构特征。关系型农地流转植根于差序格局的熟人社会网络，依赖于人情定价、口头协商和自发流转，形成了以人情关系为核心的内圈交易；而市场型农地流转则建立在市场规则之上，通过市场价格、书面合同和第三方中介等机制运行，塑造以市场契约为基础的外圈交易（罗必良，2019）。这种关系型与市场型农地流转的二元割裂格局，不仅阻碍了高效率经营主体的“破圈”交易，还制约了农地要素的优化配置，与政府推进农地流转以缓解耕地细碎化困境的政策目标背道而驰。已有研究发现，土地租金的上涨会改变乡土社会的差序格局，带来农地流转半径的延伸（仇童伟和罗必良，2022），但相关数据表明，熟人间的关系型农地流转在中国仍占主导地位。马亚飞等（2025）的调查数据显示，2015年全国范围内非熟人转入农地的比例仅为10.6%，而到了2021年，这一比例仍仅为11.19%^①。

近年来，中国农地流转速率呈现下降趋势。单纯追求集中连片的土地规模经营已不再是提升农业规模效益的唯一合理途径。中国政府正积极推进农业社会化服务体系建设，鼓励小农户参与农业生产环节的纵向分工，以实现服务规模经营（罗必良，2017）。农业生产性服务业的发展显著改变了中国农业生产的现状。特别是农机社会化服务市场的持续发展，已经成为当前中国农业生产经营的主要特征和现实背景。随着多种新型经营主体的涌现和农机社会化服务作业本地化的兴起，服务市场的发展日渐成熟，市场形态也日趋多样化（梁栋和吴惠芳，2023）。综合现有研究发现，农机社会化服务对当前中国农业生产方式的改造可概括为两条路径：一是通过有效缓解农户在生产环节所面临的要素和技术约束，促进劳动力、土地和资本等生产要素的再配置（李宪翔等，2021；罗明忠和邱海兰，2021；胡新艳等，2021）；二是深化农业生产环节的纵向分工，以实现服务规模经济（张露和罗必良，2018；洪玮杰，2019；章丹等，2022）。

值得深入研究与思考的问题是，除了以上两种路径外，农机社会化服务市场能否从农地流转市场外部改变现有乡土社会的农地的交易特征，促进农地流转实现内圈交易与外圈交易的融合，从而实现交易半径的延长与交易主体的“破圈”？事实上，在人地关系紧张与生产成本逐渐攀升的背景下，农机社会化服务市场发育将对农户获得服务的便捷性和分工经济水平产生直接影响，同时也会引发农户对要素配置和交易方式的革新。首先，成熟的农机社会化服务市场可能会提升村庄土地交易的频率（洪玮杰，2019；胡新艳等，2021），拓宽农地流转市场范围。其次，农机社会化服务市场发育也将重塑土地市场供求格局，提高农户对土地价值的评估能力，推动农地流转租金上涨（康晨等，2020）。最后，农机社会化服务市场的发育在促进分工经济的同时，也改变了要素交易制度的外部环境，为要素交易制度向市场化方向演进创造了条件。综上所述，农机社会化服务市场发育能够在一定程度上激活农地流转交易，显现土地价值，并强化土地交易的非人格属性。传统熟人社会差序格局下的交易网络

^①本文的“熟人”指本村普通农户，“非熟人”指外村普通农户或专业大户、家庭农场、合作社等新型农业经营主体。

逐渐被不断凸显的市场价值解构，以契约关系为主导的市场化流转取代依靠信任维系的关系型流转，促进农地流转交易内圈与外圈的融合，并扩大农地流转交易半径，进而推动农地流转市场的转型。

农机社会化服务市场发育能否促进农地流转市场转型，这是一个兼具理论深度与实践价值的研究话题。本文将重点探讨：农机服务市场发育能否扩大农地流转的交易半径，促进土地资源高效配置，进而推动农地流转市场转型？背后的理论机制是什么？本文的边际贡献在于：第一，从交易特征与交易成本出发，构建“农机服务市场发育—农地流转交易特征形成—农地交易半径扩大”^①的分析框架，探讨农机服务市场发育对农地流转市场转型的作用效果。第二，已有研究多以农户为对象展开分析，鲜有从地块层面识别农地流转差序格局的文献。本文拟将研究视角从农户层面转向地块层面，以更精准地识别农地流转在差序格局下的一般规律，从而增强研究结论的理论解释力和现实意义。

二、理论分析

（一）理论回顾

1. 交易半径固化的主要原因。学术界对于农地流转交易半径固化的解释主要基于两个维度。一是乡土社会差序格局下的流转网络。研究表明，农地流转市场的运行机制并非仅遵循市场规则（黄祖辉和王朋，2008；孔祥智和徐珍源，2010），还深受差序格局下人际网络的影响，由此农地流转市场形成了具有显著差序特征的“人格化”交易模式（钟涨宝和汪萍，2003；罗必良，2019）。这种“人格化”交易模式具体表现为：交易对象的选择以血缘、地缘关系为优先考量，交易价格的确定会融入人情因素，交易过程依赖口头承诺而非正式契约，交易纠纷的解决主要依靠乡规民约而非法律手段。简而言之，乡土社会的熟人网络催生了农地流转的内圈交易格局（费孝通，2006；仇童伟等，2019），并构建了以信任为基础的差序化流转网络。虽然这种基于信任的熟人交易能够有效降低交易搜寻成本和违约风险（洪名勇，2009），但同时也限制了与差序格局网络外高效率经营主体的契约达成。因此，差序格局下的流转网络的局限性成为土地要素向外圈经营主体流动的主要障碍，导致农地交易半径长期被局限于内圈交易范围。

二是农地流转市场的发育不足。中国的农户在流转土地过程中面临较高的交易成本，农地流转并不完全遵循市场规律。农地市场租金水平虽然能在一定程度上反映农地的交换价值，但无法准确表达农地对农户的“社会价值”和“身份价值”，由此形成“价格幻视”效应（朱文珏和罗必良，2018）。在农地流转价格调节机制失效的背景下，熟人间的流转交易不仅仅是农业生产领域内的要素交换，更是深层次地体现了维系人际关系和社会交往的互动。因此，在内圈交易中，“人格化”的流转，成为农户在追求农地市场价值受挫后最大化追求农地“社会价值”与“身份价值”的理性选择。理论上讲，农地流转市场的发育可缓解这一现象。实践表明，村级农地流转市场的发育促进了规模种植户的涌现，耕地资源逐渐向规模经营户集中，这在一定程度上可以削弱流转交易的亲缘化特征（郭阳和徐志刚，2021），并显著降低农地流出方的意愿受偿价格与农地流入方的意愿支付价格的差距，提高农地流转

^①为简化表达，下文将“农机社会化服务”简称为“农机服务”。

的可能性（唐旺等，2023a）。在市场发育的规范性方面，流转契约形式与缔约对象之间往往存在较强的关联。规范的书面合同和交易第三方的介入，会显著降低交易成本，促使土地流转转向“非人格化”交易（罗必良，2019），并推高土地流转租金水平。市场将更加精准地识别出土地价值，继而保障转出户的利益（蔡键等，2021）。

差序格局下的流转网络的局限性导致交易范围过窄，农地流转市场发育不足导致市场制度不完善，这两方面因素共同造成土地流转市场的交易成本高企。科斯认为，因为交易成本的存在，产权结构会影响资源配置，并决定企业边界的形成（Coase, 1960）。威廉姆森进一步将交易成本划分为事前的交易成本（如搜寻信息、议价等成本）和事后的交易成本（监督、违约等成本）（Williamson, 1996）。需要补充说明的是，交易制度（特征）的演变取决于达成交易的外部环境的变化，且会向增加交易收益或降低交易成本的方向发展。具体来说，当农地流转市场受到某种外部力量冲击而频繁发生交易时，农地流转差序格局的局限性将成为阻碍交易制度演进的“绊脚石”。因此，农地流转半径扩大和农地流转市场发育与转型，正是在交易的外部环境加速变化下，市场容量不断扩张与交易成本不断降低的一个过程。

2. 交易特征形成与交易半径扩大。农地流转交易半径的扩大，不仅表现为交易范围的逐步拓展，更是农地流转市场从关系型向市场型转变的重要表征。与其他生产要素市场不同，农地市场呈现以交易对象亲缘化、交易方式人格化为特征的内圈交易为主，以交易手段规范化、交易对象效率化、交易原则市场化为特征的外圈交易为辅的运行规则（仇童伟和罗必良，2022）。因此，交易半径的延伸，不仅体现了流转对象的多元对接，更标志着交易手段和交易方式的成熟、内圈交易与外圈交易的融合以及农地流转市场的转型。

一方面，从流转市场的供求格局来看，紧张的人地关系与市场机制的缺失导致农地流转长期处于低水平均衡（罗必良，2019）。具体表现为，农地流转交易普遍发生在熟人与亲友之间，交易范围长期受限于差序格局下的流转网络中，导致租金无法准确反映农地的真实价值。农户间出现的“人情租”以及熟人间的自发流转行为，实际上是在市场价格生成机制失效情境下，农户为了最大化获取剩余维度价值的理性选择（陈奕山等，2017；唐旺等，2023a）。然而，当外部力量推动农地流转交易活跃或市场容量扩大后，农地流转市场的供求均衡将迈向高位，非亲友、非熟人和非本村等主体达成交易的概率会显著提升，进而促使交易范围突破差序格局下的流转网络向外延伸。

另一方面，从交易的市场化特征来看，交易“人格化”属性和市场机制的缺失，是引发高昂交易成本进而阻碍交易半径扩大的主要原因。由于缺乏有效的市场机制，传统农户在与外圈交易主体达成契约时，将面临较高的搜寻成本以及潜在的违约风险所带来的事后成本。相对而言，亲缘和地缘的特殊优势有助于农户降低事前的搜寻成本，“面子”或“声誉”等自我执行机制在熟人之间的土地流转中，亦能对交易双方的机会主义行为施加约束，因此熟人间的自发流转成为普遍现象。然而，这种现象同样限制了土地资源的自由流动，并削弱了外圈高效经营主体配置农地的可能。因此，当外部力量改变现有交易环境时，市场交易机制的完善将有助于降低交易成本，促使农地流转交易半径的扩大。

（二）农机服务市场发育、要素和技术约束缓解与市场容量扩充

农机服务市场发育不仅有效缓解了农户在劳动力、资金和技术等方面的约束，而且对不同类型农户的要素缓解作用呈现差异化特征，深刻地影响了农地要素的配置格局。这一过程也促进了农地流转市场的范围扩展（李宁等，2020；章丹等，2022）。

1.要素和技术约束缓解与农地流转需求增加。农机服务供给增加使转入户提升可支配农业劳动力水平，促使其寻求土地与劳动力的最优配置比例。同时，对农机服务的采纳，不仅降低了农业用工的要素投入成本，还在一定程度上避免了农用雇工的监督成本，这将激励转入户继续转入农地以追求土地规模经济。因此，农机服务市场发育，会促使转入户在享受服务规模经济的基础上，产生追求扩张土地规模的需求（洪玮杰，2019；胡新艳等，2021），这将显著推动农地流转需求的上升。

2.要素和技术约束缓解与农地流转供给增加。在采纳农机服务的过程中，分散经营的农户面临多重困境，难以获得与规模经营户相当的收益。首先，分散经营导致小农户获取服务需承担高昂的协商成本，进而加剧其经营压力。其次，农机服务市场发育也将促使老龄农户户主放弃须精细管理且难以机械化作业的经济作物，转向种植粮食作物或转出部分农地。此外，土地流转需求的上升推高了地租水平，转出农地获取稳定租金成为小农户的更优选择（仇童伟和彭嫦燕，2023）。最后，尽管农机服务缓解了劳动力约束，但分散农户仍受制于资金短缺与管理能力不足，难以实现规模经济，最终导致地块细碎化与老龄化严重的农户退出耕作，在强化作物趋粮化的同时增加了农地流转市场的供给（Qiu et al., 2021）。

3.农地流转市场容量与交易半径扩大。综上所述，农机服务市场发育起到了缓解农户的要素与技术约束的作用，在一定程度上改善了原本紧张的人地关系，拓宽了农地流转的市场范围，推动了土地供求关系迈向高位均衡。当农机服务市场发育成熟时，较高水平的农地流转市场供求将促使农地流转的交易主体不再仅停留在亲友、熟人和本村农户之间（王震和辛贤，2022），而会带动农地流转交易半径突破差序格局下的流转网络向外延伸。

（三）农机服务市场发育、分工经济水平增进与交易“非人格化”转型

1.土地“人格化”流转现象与交易半径固化。在市场机制缺失的条件下，乡土社会的交易主要依靠信任关系连接。农户凭借自身信誉与对他人的信任实现互动。尽管交易风险也因熟人信任和信誉约束而降低，但是交易范围的边界也因自然环境的约束与差序格局的局限而固定。在传统乡土社会中，依靠信任维系的内圈交易占据主要地位，由于受差序格局的限制以及市场缺乏有效机制，农地流转的交易范围大多停留在熟人、亲友与小农户之间，外圈高效经营主体难以实现“破圈”交易。可见，差序格局的社会信任催生了差序格局的资源配置规律，但也限制了农地流转交易半径的扩大。Greif and Tabellini（2010）在研究信任对经济发展的影响时，将人际信任关系划分为有限信任和普遍信任两种，而中国传统乡土社会的人际信任显然属于前者。这种明显以自我为中心的，伴随关系疏远而递减的有限信任模式，决定了农地要素主要在差序格局下的流转网络内部流动，阻碍了外圈经营主体的进入，导致交易半径长期局限于差序格局下的流转网络中。

2.农机服务市场发育、分工经济水平提升与第三方主体引入。诺斯（2014）强调，制度演变方向

取决于交易环境变化中的“成本—收益”博弈。当交易规模扩大时，传统的“人际化”交换将向“非人际化”交换转变，并催生具有较强约束力和信息传递功能的交易第三方。这也与农地流转市场转型的实证规律一致，在农地流转市场成熟过程中，交易第三方主体（流转中介）的加入显著加速了农地流转进程并规范了市场运行（Shi et al., 2018; 蔡键和郭欣琪, 2022）。农机服务市场的发育可以推动这一转型。在农机服务市场发育初期，低利润与低租金使农户无力承担接受流转中介服务的成本，这也导致依赖熟人的传统“人格化”特征的土地流转方式成为农户的主要选择。在缺少外部冲击的内圈交易格局下，以市场契约和第三方监督为特征的市场交易制度难以形成。伴随农机服务市场的发展趋于成熟，农业生产环节的纵向分工深化带来利润增长（罗必良, 2017），使农户经营土地的利润超过采纳中介的制度成本，农户接受流转中介服务的概率大大增加，并推动市场化合约机制建立，带动土地流转交易向“非人格化”特征转型。

3. “非人格化”流转交易转型、交易成本降低与交易半径扩大。与传统自发流转相比，接受流转中介服务能加速交易信息的传播，提高供求匹配效率并强化行为约束（吴一恒等, 2018），显著降低交易风险并提高非熟人之间达成交易的可能性，从而推动农地交易向“非人格化”转型。农机服务市场的发育为农地流转交易制度的演进提供了必要条件。通过流转中介交易所形成的第三方监督机制能够削弱对传统差序网络的路径依赖，推动交易主体关系从“信任差序”向“契约对等”转变。随着相关市场化机制逐渐走向成熟，农地要素在关系型与市场型流转中的交易成本趋同，土地自然流向高效率、高支付意愿主体，非亲缘交易占比显著提升。传统封闭的熟人网络逐步弱化，开放型市场网络形成，内外圈交易规则融合，最终实现交易“非人格化”转型与交易半径的扩大。

（四）分析框架确立

综上所述，农机服务市场发育能够促进农地流转市场的交易特征形成，进而带动农地流转市场转型。这一转型过程可概括为“农机服务市场发育—农地流转交易特征形成—农地交易半径扩大”的分析框架（见图1）。

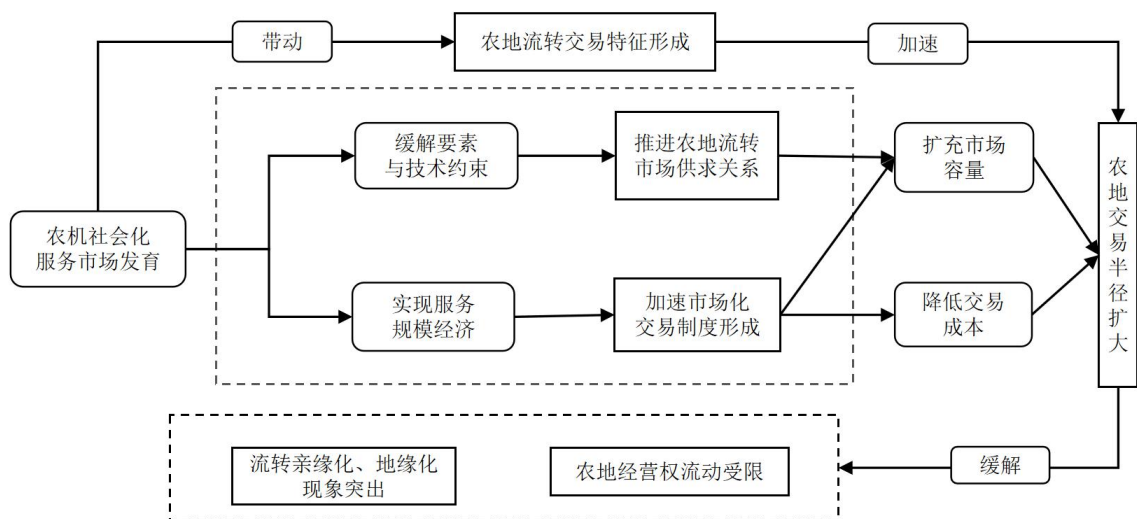


图1 “农机服务市场发育—农地流转交易特征形成—农地交易半径扩大”理论框架

（五）模型推演与假说提出

本文借助唐旺等（2023a）构建的“农地租金价格与农地市场发育”模型，论证本文提出的逻辑框架“农机服务市场发育—农地流转交易特征形成—农地交易半径扩大”。假设农户是追求利益最大化的理性经济人，图2中的 S_0 代表依靠熟人社会维系的内圈交易土地供给曲线。 D_1 、 D_2 、 D_3 分别代表不同时期依次递增的村级农地流转需求程度。 TC 则代表农地流转市场中的交易成本， N 代表农机服务市场发育引发农地流转交易发生的数量。乡土社会中的熟人网络将有效降低农地流转中的交易成本，即曲线 S_0 不包含交易成本。而市场交易背景下的供给曲线则是熟人社会供给曲线 S_0 和交易成本 TC 的加总，即 $S_1 = S_0 + TC$ 。在交易成本趋近于零的理想情况下，熟人社会维系的供给曲线和市场运行的供给曲线相交，标志着熟人关系型交易和市场型交易趋同。

在农机服务市场发育初级阶段，农机服务市场缓解农户要素与技术约束的效果有限，农地流转市场范围狭小。假设此时村庄的土地需求位于 D_1 ，且农户流转土地的交易成本处于高位，农地流转市场保持低位均衡的状态。此时，熟人之间流转为普遍现象，对应的交易半径为 R_1 ，高昂的交易成本导致非熟人参与交易难度大，交易范围局限在差序格局下的流转网络之中。同时，口头协议和自发流转也是普遍现象，交易“人格化”特征明显。此时，租金水平被人情关系所掩盖（唐旺等，2023b），未能精准反映土地供需的真实状况。因此，内圈交易中的租金水平为 P_0 ，且更多以人情租和实物租的形式出现。在外圈交易范围内，颇高的交易成本使价格机制失效，土地租金也保持在低位 P_1 。

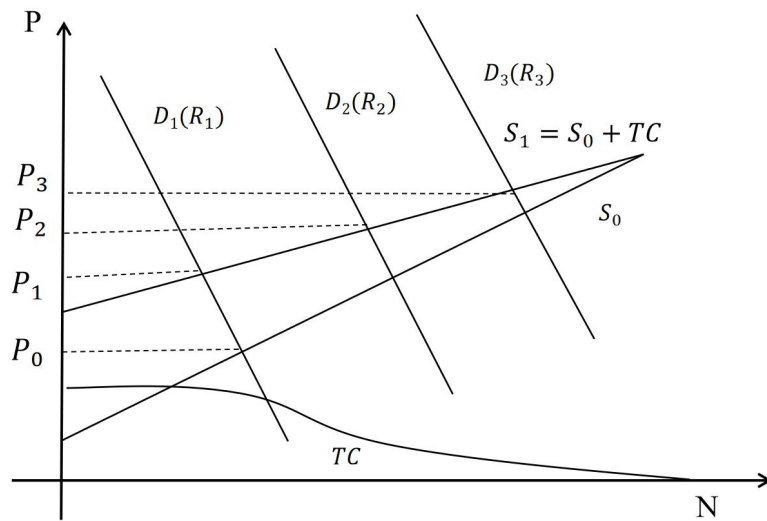


图2 农机服务市场发育影响农地流转交易半径扩大的作用机制图

注：市场交易背景下的供给曲线 S_1 并非简单的直线，而是一阶导数为正且二阶导数为负的曲线，出于简化模型的目的，在不影响推理逻辑的前提下，本文将 S_1 视为直线。

随着农机服务市场发育渐趋成熟，村庄农地流转市场活跃度不断提升。此时，村庄中的土地需求位于 D_3 。农机服务市场的发育也显著提高了农户生产经营的利润，激励部分农户承担接受流转中介服务的制度成本。伴随农机服务市场发育的成熟，农户接受流转中介服务的概率大大增加，事后的交易成本（如谈判成本、违约成本等）将进一步降低（罗必良，2019），曲线 TC 快速下降。此时，熟

人交易中的土地租金价格上升至 P_2 ，市场化流转租金价格也回升至 P_3 。内圈与外圈之间租金水平的差距进一步缩小。换言之，伴随农地流转市场范围逐步扩大和流转中介被逐步采纳，农户在熟人市场和市场中流转农地的交易成本趋同且处于低位，甚至在理想状况下交易成本趋近于零。因此，农地要素会自然流向配置效率更高、支付意愿更强的经营主体。可见，农机服务市场发育显著提高了内外“双圈”交易融合的可能性，交易半径由原来的 R_1 变为现阶段的 R_3 ，这在一定程度上推动了农地流转市场的转型。

由此可知，农机服务市场的发育产生了以下作用：一方面，提高了村庄农地流转的市场活跃度，拓宽了市场容量；另一方面，在实现服务规模经济的同时，降低了农户引入第三方中介形成监督机制的制度门槛，加速了交易制度向“非人格化”方向演进，削弱了流转对象的亲缘化和地缘化特征，从而实现了流转交易半径的扩大，拓宽了农地要素流转的范围，一定程度上推动了农地流转市场转型。综上所述，本文提出如下假说。

H1：农机服务市场发育有助于扩大农地流转交易半径。

H2：农机服务市场发育能提高农户农地流转活跃度，扩大农地流转交易半径。

H3：农机服务市场发育能提高农户接受流转中介服务的概率，扩大农地流转交易半径。

三、研究设计

（一）数据来源

本文数据源自 2021 年广东省水稻生产监测数据。广东省经济发展领先，但农业区域差异显著，兼具样本普遍性与特殊性。2020 年，广东省农地流转面积 1776.12 万亩，占承包地面积的 50.45%。全省农机服务组织 2249 个，水稻耕种收综合机械化率达 75.25%^①。但省内各地区机械化率差异显著，江门市最高（90.25%），河源市最低（63.21%）。粤北地区、粤东地区耕地细碎，机械化水平低于以平原为主的粤西地区与珠三角地区。粤北地区、粤东地区因气候、水源等因素，多采用精耕细作；粤西地区水源充足，兼顾水田与梯田种植；珠三角地区则以全程机械化、标准化为主。为提高样本代表性，本文选取惠州市、汕头市、揭阳市、梅州市、河源市、清远市、肇庆市、云浮市、茂名市、湛江市、阳江市、江门市 12 个市为调研点，每市选 1~2 个县，每县选 1~2 村，每村选 25~35 户农户。剔除未流转土地的样本及异常样本后，最终获得 31 个村、377 户农户、1638 个地块的样本数据^②。

（二）变量选取

1. 被解释变量。本文的被解释变量是农地流转交易半径。在实证分析中拟用流转亲缘化、流转地缘化、流转市场化程度作为衡量农地流转交易半径的关键指标，并通过熵权法构建综合指标。农地流转对象呈现亲缘化和地缘化特征，通常是农地流转市场发育不成熟的体现，但也有学者认为更需考察其背后的流转动机（仇童伟等，2019）。因此，本文对土地流转对象交易半径的刻画，不仅考虑非地

^①数据来源：《广东农村统计年鉴 2021》。其中，耕种收综合机械化率=机耕率×0.4+机播率×0.3+机收率×0.3。

^②调研原本还包括韶关市的农户样本，但因韶关市流转农地的农户样本量极少，故删去该市样本。

缘化和非亲缘化的特征，还考虑要素配置效率。方婷婷（2022）将发生在村庄内部的、以亲缘为网络的、在小农户之间发生的土地流转行为定义为“内生型”农地流转。本文借鉴这一界定逻辑，将流转对象的非亲缘化、非地缘化和市场化特征，作为刻画农地流转交易半径的关键指标。通过“流转关系”“流转对象”“流转来源”的具体情况对上述三个指标进行赋值，并通过熵权法进行综合测算（见表1）。熵权法可以处理多维度有序变量指标的得分，能有效避免主观因素带来的偏差，能够更加客观地反映样本的有效信息（张晨等，2022）。流转对象亲缘化、地缘化特征越强，内圈交易和外圈交易被分割得越严重，意味着农地流转交易半径越小，要素流动的空间越小。流转对象亲缘化、地缘化特征越弱，内圈交易和外圈交易融合程度越高，意味着农地流转交易半径越大，要素流动的空间也越大。

表1 农地流转交易半径指标体系

目标层	准则层	指标层面	样本量（户）	权重
农地流转 交易半径	农地流转对象非亲缘化程度	流转关系：非亲朋=3，朋友=2，亲戚=1	1638	0.364
	农地流转对象非地缘化程度	流转对象：外镇=3，外村本镇=2，本村=1	1638	0.364
	农地流转对象市场化程度	流转来源：公司或村集体=3，大户=2，小户=1	1638	0.272

2.核心解释变量。本文的核心解释变量是农机服务市场发育程度。农机服务市场泛指农机服务提供者、采用者、服务质量等多重因素围绕农机服务所展开的一系列经济活动。本文参考洪炜杰（2019）和苏柯雨等（2020）的研究，选取根据村级土地面积测算的“村级农机服务采纳率”作为村级农机服务市场发育程度的衡量指标。同时，本文通过将村庄中农户耕地、播种（插秧）和收割三个环节的农机服务采纳率加权的方式，来衡量村庄农机服务市场发育程度，并依据相关行业标准对以上三个环节的贡献率进行赋值，分别赋值为0.4、0.3和0.3^①。其中，某一环节的农机服务采纳率=村庄中在该环节采用农机服务作业的农地面积/村庄中农户经营农地总面积。也就是说，某村农机服务市场发育程度=0.4×村耕地环节农机服务采纳率+0.3×村播种环节农机服务采纳率+0.3×村收割环节农机服务采纳率。

3.机制变量。本文选取是否接受中介服务和家庭流转农地占比作为机制变量。交易双方从第三方获取流转信息，则是否接受中介服务变量=1，否则=0。家庭流转农地占比的衡量方式为家庭流转农地面积与家庭承包地面积的比值。

4.控制变量。影响土地要素配置效率的因素众多。结合学术界研究成果，本文选取村庄特征、家庭与户主特征、地块特征三个层面的控制变量。①村庄特征。利用村级指标可以有效解决内生性问题（Qiu et al., 2021）。因此，本文将村中是否存在种植大户、村庄自有农机数量、村级农机跨区服务率和村级农地租金水平^②作为村庄特征变量。②家庭与户主特征。本文结合杨子等（2019）的研究，选取土地确权程度、家庭非农劳动力占比、家庭规模、家庭中80岁以上老年人占比、家庭承包地面积作为家庭特征变量。另外，将是否签订合同、户主年龄、户主受教育年限、户主性别作为户主特征

^①资料来源：《关于中华人民共和国农业行业标准〈农业机械化水平评价 第1部分：种植业〉征求意见的函》，<http://www.amic.agri.cn/secondLevelPage/info/30/189891>。

^②需要明确的是，本文所有回归均对变量“村级农地租金水平”进行了加1取对数处理。

变量。③地块特征。地块之间的差异往往是农户差异化行为的原因之一（李琴等，2017）。本文选择将土地细碎化程度、交通条件、土壤质量、地块面积和地块距离作为地块特征变量。

全部变量的具体说明和描述性统计结果见表 2。

表 2 变量定义与描述性统计结果				
变量名称	定义和赋值	观测值	均值	标准差
被解释变量				
农地流转交易半径	用非亲缘、非地缘、市场化程度三维度综合刻画	1638	0.223	0.246
核心解释变量				
农机服务市场发育程度	村一级农机服务覆盖率（按照地块面积测算）	1638	0.451	0.179
机制变量				
是否接受中介服务	是否从交易第三方获取流转信息：是=1，否=0	1638	0.113	0.317
家庭流转农地占比	流转农地面积/家庭承包地面积	1638	4.539	10.487
控制变量				
村中是否存在种粮大户	村中是否存在种粮大户：是=1，否=0	1638	0.096	0.294
村庄自有农机数量	村中农民自购农机的数量（台）	1638	54.862	28.687
村级农机跨区服务率	采纳外村农机服务的作业面积/采纳农机服务作业总面积	1638	0.799	0.181
村级农地租金水平	村中农地流转的年平均租金数额（元/平方千米）	1638	514478.457	255762.753
土地确权程度	农户拥有土地确权证书情况：已有确权证书=3，正在办理=2，没有确权证书=1	1638	1.324	0.662
家庭非农劳动力占比	一年内投入农业生产时间小于 6 个月的家庭劳动力占比	1638	0.809	0.237
家庭规模	家庭人口数量（人）	1638	5.809	2.590
家庭中 80 岁以上老年人占比	家中 80 岁以上人口占家庭规模的比例	1638	0.026	0.092
家庭承包地面积	家庭承包地面积（平方千米）	1638	0.002	0.002
是否签订合同	是否签订书面合同：是=1，否=0	1638	0.118	0.323
户主年龄	户主年龄（岁）	1638	59.711	10.154
户主受教育年限	户主受教育年限（年）	1638	7.427	3.329
户主性别	户主性别：男=1，女=1	1638	0.951	0.217
土地细碎化程度	经营面积中 6667 平方米（10 亩）以下地块数量（块）	1638	6.875	5.489
交通条件	机器到达地块难度：机器难抵达=3，不靠路但机器可达=2，靠路=1	1638	1.529	0.638
土壤质量	地块的土壤质量：低=3，中=2，优高=1	1638	1.683	0.614
地块面积	地块面积（平方千米）	1638	0.001	0.007
地块距离	从家到地块的步行时间（分钟）	1638	13.433	11.173

（三）模型选择

本文旨在探究村级农机服务市场发育对农户农地流转交易半径的影响及作用机制。参考吴雨等（2021）和唐旺等（2023a）对多层次变量回归的处理办法，本文设置如下计量经济模型：

$$Y_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 X_i + \alpha_2 M_{it} + \alpha_3 K_{it} + \delta_{it} \tag{1}$$

(1) 式中: Y_{it} 表示第 i 个农户的第 t 个地块的流转半径; X_i 表示第 i 个农户所在村庄的农机服务市场发育程度; M_{it} 表示第 i 个农户家庭农地流转面积占比和第 i 个农户的第 t 个地块是否接受流转中介服务; K_{it} 为控制变量; α_0 为常数项; α_1 、 α_2 、 α_3 为待估系数; δ_{it} 为随机扰动项。

四、实证分析结果

(一) 农机服务市场发育对农地流转交易半径的影响

表 3 报告了农机服务市场发育程度对农地流转交易半径的影响结果, 其中的 (1) ~ (4) 列为使用 OLS 方法, 依次加入核心解释变量、村庄特征变量、家庭与户主特征变量、地块特征变量的估计结果。为尽可能避免样本在地区 (粤东地区、粤西地区、粤北地区和珠三角地区) 和地块类型 (旱地、丘陵水田和平地水田) 之间的差异性影响, 本文引入地块类型虚拟变量和地区虚拟变量。由表 3 (1) ~ (4) 列结果可知, 无论加入何种控制变量, 农机服务市场发育程度均在 1% 的显著性水平上正向影响农地流转的交易半径。考虑到农地流转半径与农机服务市场发育情况可能会存在反向因果关系, 本文选取 “市级农业部门下设农机服务组织机构数量” “村级农机服务价格水平” 作为工具变量。市级农业部门下设农机服务组织机构数量会正向影响村级农机服务市场发育, 但市级农业部门服务机构的设置属于外生变量, 与农户地块流转交易半径没有直接的因果关系。村级农机服务价格水平直接影响农户采用农机服务的决策, 虽然会在一定程度上影响农户转出农地 (仇童伟和彭嫦燕, 2023), 但难以与交易对象形成必然联系 (郭阳等, 2019)。

表 3 (5) 列报告了 IV-2SLS 的第二阶段回归结果。其中, Kleibergen-Paap rk LM 统计量显著大于 Stock and Yogo (2005) 设定的 10% 偏误水平下的临界值, 说明不存在弱工具变量问题。Hansen-J 统计量对应的 p 值大于 0.1, 可以认为工具变量的选取符合外生性条件。为进一步验证工具变量的严格外生性, 本文采用简约式回归的方法 (孙圣民和陈强, 2017), 即将工具变量放入第一阶段回归中, 并通过观察其系数显著性来判断外生性条件是否满足。由 (6) 列的估计结果可知, “市级农业部门下设农机服务组织机构数量” “村级农机服务价格水平” 的系数均不显著, 再次佐证所选取的工具变量均满足严格的外生性假设条件。

表 3 农机服务市场发育程度影响农地流转交易半径的基准回归和工具变量回归结果

变量	被解释变量: 农地流转交易半径					
	OLS				IV-2SLS	OLS
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
农机服务市场发育程度	0.093*** (0.035)	0.196*** (0.059)	0.344*** (0.052)	0.323*** (0.053)	0.468*** (0.136)	0.301*** (0.055)
村中是否存在种粮大户		0.003 (0.021)	-0.020 (0.018)	-0.026 (0.021)	-0.035 (0.022)	-0.028 (0.022)
村庄自有农机数量		0.000 (0.000)	0.001*** (0.000)	0.001*** (0.000)	0.001*** (0.000)	0.001*** (0.000)

表3 (续)

村级农机跨区服务率	0.167** (0.069)	0.455*** (0.060)	0.408*** (0.061)	0.532*** (0.125)	0.414*** (0.061)
村级农地租金水平	0.012*** (0.004)	0.002 (0.003)	0.002 (0.003)	0.004 (0.004)	0.002 (0.003)
土地确权程度		0.001 (0.008)	-0.005 (0.008)	-0.010 (0.009)	-0.006 (0.008)
家庭非农劳动力占比		0.146*** (0.019)	0.148*** (0.020)	0.150*** (0.020)	0.146*** (0.020)
家庭规模		-0.010*** (0.002)	-0.010*** (0.002)	-0.010*** (0.002)	-0.010*** (0.002)
家庭中 80 岁以上老年人占比		-0.090 (0.065)	-0.108 (0.068)	-0.100 (0.067)	-0.111 (0.068)
家庭承包地面积		19.836*** (3.228)	18.745*** (3.351)	19.462*** (3.428)	18.640*** (3.343)
是否签订合同		0.497*** (0.020)	0.499*** (0.019)	0.502*** (0.020)	0.498*** (0.019)
户主年龄		0.001* (0.000)	0.001 (0.000)	0.000 (0.000)	0.001 (0.000)
户主受教育年限		0.003** (0.001)	0.003** (0.001)	0.004** (0.001)	0.003** (0.001)
户主性别		-0.034* (0.020)	-0.034* (0.019)	-0.032 (0.020)	-0.036* (0.020)
土地细碎化程度			0.001 (0.001)	0.001 (0.001)	0.001 (0.001)
交通条件			0.008 (0.007)	0.011 (0.008)	0.008 (0.007)
土壤质量			0.010 (0.008)	0.009 (0.008)	0.010 (0.008)
地块面积			-1.370 (2.646)	-0.876 (2.670)	-1.411 (2.677)
地块距离			0.002*** (0.000)	0.001*** (0.000)	0.002*** (0.000)
村级农机服务价格水平					-0.000 (0.000)
市级农业部门下设农机服务组织机构数量					0.000 (0.000)
地块类型变量	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制

表 3 (续)

地区变量	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制
常数项	0.186*** (0.021)	-0.179 (0.110)	-0.631*** (0.108)	-0.598*** (0.112)	-0.820*** (0.229)	-0.537*** (0.117)
观测值	1638	1638	1638	1638	1638	1638
R ²	0.020	0.028	0.501	0.508	0.506	0.509
F 值	44.36	44.36	44.36	44.36	44.36	44.36

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

由表 3 (1) ~ (5) 列结果可知, 农机服务市场发育程度均在 1% 的显著性水平上正向影响农地流转的交易半径, 即村级农机服务市场发育水平越高, 农地流转交易半径也就越大, 假说 H1 成立。农机服务可以促进农业生产环节的纵向分工, 并缓解农户要素与技术约束, 提高了农地流转市场的活跃度。另外, 农机服务市场发育提升了农户利润, 降低了农地以“人情租”或“零租金”方式流转旨在维护农户社会交往的可能, 强化了农地流转交易的“非人格化”属性, 显著降低了农地流转的事后交易成本(邹宝玲等, 2016)。此时, 农地要素自然会流向外圈交易主体, 实现内圈交易与外圈交易的融合, 扩大农地流转的交易半径, 并在一定程度上带动农地流转市场转型。

(二) 作用机制检验回归结果

前文提到, 农机服务市场发育可以提升农地流转市场活跃度, 促使农户接受流转中介服务, 进而加快交易制度的市场化演进, 降低交易成本, 扩大农地流转交易半径。因此, 农机服务市场发育能否提升农地流转市场的活跃度和提高农户接受流转中介服务的概率, 是实现上述作用机制的关键。鉴于此, 本文选取家庭流转农地占比和是否接受中介服务两个机制变量, 继续采用工具变量法^①考察农机服务市场发育程度对农地流转交易半径的作用机制。

本文借鉴 Alesina and Zhuravskaya (2011) 和 Nunn and Wantchekon (2011) 的研究, 通过逐步加入机制变量以观察核心解释变量系数变化的方法, 考察家庭流转农地占比和是否接受中介服务在农机服务市场发育程度影响农地流转交易半径过程中的作用。由表 4 (2) 列可知, 在加入是否接受中介服务变量后, 农机服务市场发育程度的系数较表 4 (1) 列变小了。同时, 表 4 (3) 列和 (4) 列核心解释变量的回归系数均小于表 4 (1) 列中的回归系数。因此, 可以认为, 农机服务市场发育能提高农户农地流转活跃度和农户接受流转中介服务的概率, 进而扩大农地流转交易半径。假说 H2 和 H3 均成立。

表 4 作用机制回归结果

变量	被解释变量: 农地流转交易半径							
	(1)		(2)		(3)		(4)	
	系数	标准误	系数	标准误	系数	标准误	系数	标准误
农机服务市场发育程度	0.468***	0.136	0.437***	0.129	0.446***	0.139	0.427***	0.132
家庭流转农地占比					0.001	0.001	0.001	0.001

^①在本文中所有 IV-2SLS 回归中, 工具变量均通过了弱工具变量和工具变量外生性检验。

表 4 (续)

是否接受中介服务		0.249***	0.029		0.249***	0.029
控制变量	已控制	已控制		已控制	已控制	
常数项	-0.820***	0.229	-0.821***	0.218	-0.790***	0.232
观测值	1638		1638		1638	
R ²	0.506		0.560		0.508	
F 值	54.100		54.100		54.100	

注：***表示 1%的显著性水平。

实证结果表明：第一，农机服务市场发育缓解了农户的要素与技术约束，提高了农地流转市场活跃度，推动流转供求格局向高位均衡发展，使土地租金逐步回升至合理区间，这提高了交易对象非亲缘、非地缘和市场化的可能性。第二，农机服务市场的发育加深了农户在农业生产环节的纵向分工，并能显著提升农户的利润空间。进一步，接受流转中介服务的预期收益逐步超过制度成本，提高了农户对流转中介的采纳概率，这将显著降低内圈与外圈交易主体达成契约的交易成本，促进农地流转交易半径向外延伸。综上所述，农机服务市场发育能促使农地要素流向更高效、支付意愿更强的经营主体，进而扩大农地流转交易半径并带动“内圈”与“外圈”的交易融合与农地流转市场转型。

五、稳健性检验结果

(一) 基准回归结果的稳健性检验

1. 利用带有工具变量的迭代三阶段最小二乘模型重新估计。单个方程估计可能会忽略两个变量之间的相关性，进而影响估计系数（杨子砚和文峰，2020）。为了使研究结论更加精准且稳健，本文构建农地流转半径与农机服务市场发育的联立方程，并利用带有工具变量的迭代三阶段最小二乘模型（IV-3SLS）估计相关系数^①。表 5（1）列和（2）列报告了利用 IV-3SLS 模型估计的结果^②，其中，（1）列报告了结果方程的估计结果，（2）列报告了选择方程（包含工具变量）估计结果。结果表明，农机服务市场发育程度在 1%的显著性水平上正向影响农地流转交易半径，与基准回归结果一致。

表 5 基准回归的稳健性检验结果

变量	(1) 农地流转交易半径		(2) 农机服务市场 发育程度		(3) 农户采纳 农机服务指数		(4) 农地流转交易半径	
	系数	标准误	系数	标准误	系数	标准误	系数	标准误
农地流转交易半径			-1.353	1.650				
农机服务市场发育程度	0.468***	0.152						
农户采纳农机服务指数							0.402***	0.131

^①杨子砚和文峰（2020）的研究发现，带有工具变量的 3SLS 模型估计结果更加准确。

^②Stata17.0 软件无法直接报告 IV-3SLS 的稳健标准误，只能报告回归标准误。

表 5 (续)

市级农业部门下设农机服务组织机构数量		0.000***	0.000	0.000***	0.000	
村级农机服务价格水平		-0.000*	0.000	-0.000***	0.000	
控制变量	已控制	已控制		已控制		已控制
常数项	-0.820*** 0.244	1.508*** 0.143		1.536*** 0.083		-0.689*** 0.212
观测值	1638	1638		1638		1638
R ²	0.506	-1.025		0.453		0.443

注：***和*分别表示 1%和 10%的显著性水平。

2.使用农户采纳农机服务指数作为核心解释变量的再检验。村一级的农机服务市场发育程度与农户的农机服务采纳程度息息相关。因此，本文选择将核心解释变量替换为农户采纳农机服务指数^①，利用 IV-2SLS 模型估计农户采纳农机服务指数对农地流转交易半径的影响。表 5（3）列和（4）列分别报告了第一阶段和第二阶段的回归结果。从表 5（4）列可知，农户采纳农机服务指数在 1%的显著性水平上正向影响农地流转交易半径，证明基准回归结论具有较强的稳健性。

（二）作用机制的稳健性检验

前文将家庭农地流转占比和是否接受中介服务作为农机服务市场发育扩大农地流转交易半径的主要机制变量。为确保结果的稳健性，本文做如下处理：一是利用 IV-3SLS 模型估计农机服务市场发育程度对家庭流转农地占比的影响。表 6（1）列和（2）列分别报告了联立方程的回归结果。二是将原本农户层面的机制变量“采纳中介”更换为村级层面的“村中采纳中介的农户比例”，分别利用 IV-2SLS 和 IV-3SLS 模型重新估计农机服务市场发育程度对村中采纳中介的农户比例的影响效果。表 6（3）列和（4）列依次报告了 IV-3SLS 模型估计联立方程的回归结果，而表 6（5）列报告了 IV-2SLS 模型下农机服务市场发育程度对村中采纳中介的农户比例的第二阶段估计结果。由表 6（1）列、（3）列和（5）列可知，农机服务市场发育程度正向影响家庭流转农地占比和村中采纳中介的农户比例，说明结论具有较强的稳健性。

表 6 作用机制的稳健性检验结果

变量	(1) 家庭土地 流转比	(2) 农机服务市场 发育程度	(3) 村中采纳中介的 农户比例	(4) 农机服务市场 发育程度	(5) 村中采纳中介的 农户比例
农机服务市场发育程度	32.990*** (6.016)		0.307*** (0.094)		0.307*** (0.082)
村中采纳中介的农户比例				-1.033*** (0.205)	

^①农户采纳农机服务指数=0.4×农户耕地环节农机社会化服务采纳率+0.3×农户播种环节农机社会化服务采纳率+0.3×农户收割环节农机社会化服务采纳率。

表 6 (续)

家庭流转农地占比		-0.148**			
		(0.069)			
市级农业部门下设农机服务组织机构数量		0.001		0.000***	
		(0.001)		(0.000)	
村级农机服务价格水平		-0.000***		-0.000***	
		(0.000)		(0.000)	
控制变量	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制
常数项	-45.088***	2.613***	-0.421***	1.682***	-0.421***
	(9.678)	(0.394)	(0.152)	(0.069)	(0.130)
观测值	1638	1638	1638	1638	1638
调整后的 R ²	0.460	-30.148	0.345	0.492	0.345

注：①***和**分别表示 1%和 5%的显著性水平。②括号内为标准误。

六、结论与讨论

农机服务与农地流转是推进当代中国农业生产经营实现服务规模经营与土地规模经营的重要手段（罗必良，2017）。本文在现有研究的基础上，从农机服务市场发育与农地流转市场转型的视角出发，探讨了正处于快速发展阶段的农机服务市场对农地流转市场转型的影响。以农地流转交易特征为研究线索，本文构建了“农机服务市场发育—农地流转交易特征形成—农地交易半径扩大”的理论模型。利用广东省农地流转地块层面的数据，本文进一步分析了农机服务市场发育对农地流转交易半径的影响。研究表明，村级农机服务市场发育，一方面能够拓展农地流转市场的边界，推动农地供求关系迈进高位均衡，另一方面也能增进分工经济水平，降低农户引入第三方监督的制度门槛，提高农户接受流转中介服务的比例，实现流转交易向“非人格化”转变，有效降低市场中的交易成本并扩大农地流转交易半径，一定程度上推动农地流转市场转型。

土地问题仍是当下中国的主要问题（刘守英，2022）。从以往的城乡二元结构，到如今的城乡融合发展，土地问题始终是关系到农业生产经营、农民生活保障和农村安定团结的重要议题，是由“乡土中国”向“城乡中国”转变过程中不可避免的话题。城乡融合发展和乡村改革的深层逻辑之一在于，在确保乡村社会稳定的基础上，促进各类生产要素（尤其是土地要素）充分流动，并确保这种流动在机会平等的条件下有序进行。本文旨在讨论农业生产性服务业的发展如何逐步促进土地经营权有效流转，打破由传统亲缘和地缘关系维系的差序格局下的流转网络，为外圈高效经营主体提供平等进入土地流转市场的机会，进而加速农地要素的市场化配置和农地流转市场的高质量发展。

本文结论对于促进农机服务市场和农地流转市场的发展具有重要意义，能够为农业社会化服务体系建设和推动土地资源有效配置的政策制定提供一定依据。交易特征不成熟背景下面临高昂交易成本是当前中国农地市场发育迟缓的主要原因。如何沿着要素市场化改革方向推动现有土地市场改革进而降低交易成本，实现农地流转交易半径的扩大，是推进服务规模经营和土地规模经营协同发展的关键。

过往研究多立足于农地流转市场内部探讨农地流转交易半径问题，对此，本文提供并验证了一个新的思路，即推广农机服务体系有助于加快农地流转市场发育，为新一轮农地流转提供新动力。

从农机服务市场角度出发：一是加快农机服务体制机制建设，健全多种形式的服务类型；二是适度加大农机购置补贴力度，促进以村中规模经营户为主体、价格优惠和良好运行的本地化农机服务体系形成；三是加大对小规模农户采纳农机服务的扶持力度。从农地流转市场角度出发：首先，政策上应当持续加大对新型农业经营主体的培育力度，为农地流转市场创造需求；其次，推动建立乡村农地流转中介组织，加快农地流转信息平台建设，持续推动农地流转合同标准化建设，并鼓励农户签订流转书面合同，规范流转行为；再次，制度层面要合理有序引导社会资本参与乡村发展，为外部有效经营主体创造平等的市场环境；最后，在鼓励土地资源向高效经营主体流动的同时，亦需认识到乡土社会内自发的农地流转行为不应完全从经济效率角度考量，应充分尊重农民对于农地的多重利益需求，坚决制止村集体等以行政手段违背农民意志、未征得农民同意就推行大规模土地集中、损害农民利益的行为。

参考文献

1. 蔡键、郭欣琪，2022：《农地转出对象熟人化——“乡土社会的情感依赖”还是“不完全信息的有限理性”》，《中国农业大学学报》第3期，第270-281页。
2. 蔡键、郭欣琪、刘文勇，2021：《中介参与土地流转是否有助于保障转出户的利益？——基于地块样本的研究视角》，《农村经济》第4期，第32-39页。
3. 陈奕山、钟甫宁、纪月清，2017：《为什么土地流转中存在零租金？——人情租视角的实证分析》，《中国农村观察》第4期，第43-56页。
4. 方婷婷，2022：《农户社会关系与内生型农地流转网络：嵌入性与在地化》，浙江大学博士学位论文。
5. 费孝通，2006：《乡土中国》，上海：上海人民出版社，第47-62页。
6. 郭阳、徐志刚，2021：《耕地流转市场发育、资源禀赋与农地规模经营发展》，《中国农村经济》第6期，第60-75页。
7. 郭阳、钟甫宁、纪月清，2019：《规模经济与规模户耕地流转偏好——基于地块层面的分析》，《中国农村经济》第4期，第7-21页。
8. 洪名勇，2009：《欠发达地区的农地流转分析——来自贵州省4个县的调查》，《中国农村经济》第8期，第79-88页。
9. 洪伟杰，2019：《外包服务市场的发育如何影响农地流转？——以水稻收割环节为例》，《南京农业大学学报（社会科学版）》第4期，第95-105页。
10. 胡新艳、陈相泼、饶应巧，2021：《农业服务外包如何影响农地流转？——来自河南麦区的分析》，《农村经济》第9期，第44-52页。
11. 黄祖辉、王朋，2008：《农村土地流转：现状、问题及对策——兼论土地流转对现代农业发展的影响》，《浙江大学学报（人文社会科学版）》第2期，第38-47页。
12. 康晨、刘家成、徐志刚，2020：《农业生产外包服务对农村土地流转租金的影响》，《中国农村经济》第9期，第105-123页。

- 13.孔祥智、徐珍源, 2010:《转出土地农户选择流转对象的影响因素分析——基于综合视角的实证分析》,《中国农村经济》第12期,第17-25页。
- 14.匡远配、陆钰凤, 2018:《我国农地流转“内卷化”陷阱及其出路》,《农业经济问题》第9期,第33-43页。
- 15.李宁、周琦宇、汪险生, 2020:《新型农业经营主体的角色转变研究:以农机服务对农地经营规模的影响为切入点》,《中国农村经济》第7期,第40-58页。
- 16.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。
- 17.李宪翔、丁鼎、高强, 2021:《小农户如何有机衔接全程机械化——基于农机社会化服务的视角》,《农业技术经济》第4期,第98-109页。
- 18.梁栋、吴惠芳, 2023:《农机服务体系的变迁与脱嵌——基于广西南部A镇的个案研究》,《中国农业大学学报(社会科学版)》第2期,第21-38页。
- 19.刘瑞峰、梁飞、王文超、马恒运, 2018:《农村土地流转差序格局形成及政策调整方向——基于合约特征和属性的联合考察》,《农业技术经济》第4期,第27-43页。
- 20.刘守英, 2022:《农村土地制度改革:从家庭联产承包责任制到三权分置》,《经济研究》第2期,第18-26页。
- 21.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。
- 22.罗必良, 2019:《农地流转的契约性质》,北京:中国农业出版社,第1-5页。
- 23.罗明忠、邱海兰, 2021:《农机社会化服务采纳、禀赋差异与农村经济相对贫困缓解》,《南方经济》第2期,第1-18页。
- 24.马亚飞、张轶之、路晓蒙, 2025:《“三权分置”背景下农地流转市场化发展:新近状况、驱动机制与政策建议》,《农业经济问题》第2期,第95-110页。
- 25.诺斯, 2014:《制度、制度变迁与经济绩效》,航行译,上海:格致出版社,第110-119页。
- 26.仇童伟、罗必良, 2022:《流转“差序格局”撕裂与农地“非粮化”:基于中国29省调查的证据》,《管理世界》第9期,第96-113页。
- 27.仇童伟、罗必良、何勤英, 2019:《农地流转市场转型:理论与证据——基于对农地流转对象与农地租金关系的分析》,《中国农村观察》第4期,第128-144页。
- 28.仇童伟、彭婉燕, 2023:《农业人口老龄化对农地配置与种粮决策的影响:来自中国家庭金融调查的证据》,《中国农村观察》第4期,第129-150页。
- 29.苏柯雨、魏滨辉、胡新艳, 2020:《农业劳动成本、市场容量与农户农机服务外包行为——以稻农为例》,《农村经济》第2期,第98-105页。
- 30.孙圣民、陈强, 2017:《家庭联产承包责任制与中国农业增长的再考察——来自面板工具变量法的证据》,《经济学(季刊)》第2期,第815-832页。
- 31.唐旺、周聪、陈风波, 2023a:《市场发育会缩小农户的农地流转意愿受偿价格和意愿支付价格差异吗》,《中国农村经济》第4期,第30-49页。
- 32.唐旺、周聪、陈风波, 2023b:《农地市场发育与人情租金收敛——基于南方稻农地块层次数据的研究》,《农业技术经济》第6期,第35-49页。

- 33.王震、辛贤, 2022: 《为什么越来越多的农户选择跨村流转土地》, 《农业技术经济》第1期, 第19-33页。
- 34.吴一恒、徐砾、马贤磊, 2018: 《农地“三权分置”制度实施潜在风险与完善措施——基于产权配置与产权公共域视角》, 《中国农村经济》第8期, 第46-63页。
- 35.吴雨、李晓、李洁等、周利, 2021: 《数字金融发展与家庭金融资产组合有效性》, 《管理世界》第7期, 第92-104页。
- 36.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。
- 37.杨子砚、文峰, 2020: 《从务工到创业——农地流转与农村劳动力转移形式升级》, 《管理世界》第7期, 第171-185页。
- 38.张晨、马彪、仇焕广, 2022: 《安置方式、社交距离与社会融入——来自中国8省(区)16县易地扶贫搬迁户的证据》, 《中国农村观察》第4期, 第153-169页。
- 39.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。
- 40.章丹、徐志刚、刘家成, 2022: 《外包与流转: 作业服务规模化是否延缓农地经营规模化——基于要素约束缓解与地租上涨的视角》, 《中国农村观察》第2期, 第19-38页。
- 41.钟涨宝、汪萍, 2003: 《农地流转过程中的农户行为分析——湖北、浙江等地的农户问卷调查》, 《中国农村观察》第6期, 第55-64页。
- 42.朱文珏、罗必良, 2018: 《农地价格幻觉: 由价值评价差异引发的农地流转市场配置“失灵”——基于全国9省(区)农户的微观数据》, 《中国农村观察》第5期, 第67-81页。
- 43.邹宝玲、罗必良、钟文晶, 2016: 《农地流转的契约期限选择——威廉姆森分析范式及其实证》, 《农业经济问题》第2期, 第25-32页。
- 44.Alesina, A., and E. Zhuravskaya, 2011, “Segregation and the Quality of Government in a Cross Section of Countries”, *American Economic Review*, Vol.101: 1872-1911.
- 45.Coase, R. H., 1960, “The Problem of Social Cost”, *The Journal of Law and Economics*, Vol.56: 837-877.
- 46.Greif, A., and G. Tabellini, 2010, “Cultural and Institutional Bifurcation: China and Europe Compared”, *American Economic Review*, Vol.100: 135-140.
- 47.Nunn, N., and L. Wantchekon, 2011, “The Slave Trade and the Origins of Mistrust in Africa”, *American Economic Review*, Vol.101: 3221-3252.
- 48.Qiu, T., X. Shi, Q. He, and B. Luo, 2021, “The Paradox of Developing Agricultural Mechanization Services in China: Supporting or Kicking out Smallholder Farmers?”, *China Economic Review*, Vol.69, 101680.
- 49.Shi, X., S. Chen, X. Ma, and J. Lan, 2018, “Heterogeneity in Interventions in Village Committee and Farmland Circulation: Intermediary Versus Regulatory Effects”, *Land Use Policy*, Vol.74: 291-300.
- 50.Stock, J. H., and M. Yogo, 2005, “Testing for Weak Instruments in Linear IV Regression”, in D. W. K. Andrews, and J. H. Stock (eds.) *Identification and Inference for Econometric Models*, New York: Cambridge University Press, 80-108.
- 51.Williamson, O., 1996, *The Mechanisms of Governance*, New York: Oxford University Press, 54-60.

Can the Development of Agricultural Machinery Socialization Service Market Drive the Transformation of Land Transfer Market: Based on the Radius of Land Transfer Transactions

GUAN Chen¹ ZHAO Yifu¹ CHI Chengyuan² CAI Jian³

(1. Institute of Agricultural Economics and Development, Chinese Academy of Agricultural Sciences;

2. College of Economics and Management, Shenyang Agricultural University;

3. College of Economics and Management, South China Agricultural University)

Summary: In China's current agricultural land transfer market, the coexistence yet segmentation of relational contract transactions and market-based contract transactions is a common phenomenon, which is often interpreted as a sign of the market's underdevelopment and limited transaction radius. This paper constructs a theoretical framework of "development of agricultural machinery socialization service market—improvement of farmland transfer transaction characteristics—expansion of farmland transaction radius" from the perspective of how the development of agricultural machinery socialization services influences the characteristics of farmland transfer transactions, aiming to reveal the evolutionary process of farmland transfer transactions from relational to market-based contracts.

Using plot-level data from rice farmers in 31 villages across 12 cities in Guangdong Province in 2021, this paper empirically analyzes the impact of the development of village-level agricultural machinery socialization service market on the transaction radius of farmland transfers and its underlying mechanisms. The results show that the development of village-level agricultural machinery socialization services expands the transaction radius by increasing market capacity and promoting the depersonalization of transactions, thereby driving the transformation of the farmland transfer market.

The findings of this paper hold significant implications for promoting the development of agricultural machinery socialization service markets and farmland transfer markets. From the perspective of the agricultural machinery service market, it is essential to accelerate the institutional development of agricultural machinery socialization services, establish robust mechanisms to support service providers, and moderately increase subsidies for agricultural machinery purchases to enhance accessibility for farmers. Additionally, efforts should be made to promote the formation of localized, well-functioning agricultural machinery service systems centered on large-scale farmer households in villages, ensuring that these systems are cost-effective, efficient, and tailored to the needs of local agricultural practices. From the perspective of farmland transfer markets, policies should continue to foster the development of new agricultural business entities, such as family farms, cooperatives, and agribusinesses, to create sustained demand for farmland transfer markets.

Keywords: Agricultural Machinery Socialization Service; Land Transfer; Transaction Radius; Transaction Cost

JEL Classification: Q14; Q24

(责任编辑: 尚友芳)

“空壳社”形成之谜：政府补贴视角的分析

黄 斌 刘宇婷 钟 真

摘要：中国农民专业合作社何以出现大量“空壳社”是构建新型农业经营体系要探索的重要理论与实践问题。本文利用 2014—2020 年农民专业合作社面板数据，以时段法建构“空壳社”识别策略，从政府补贴视角探讨“空壳社”的形成原因。研究结果表明：第一，政府补贴总体降低了“空壳社”形成的可能性，避免了合作社存续状态的“空壳化”，对合作社发展有正向激励效应；第二，政府补贴激励效应的显现伴随着激励扭曲效应，包括合作社为寻补贴而“去实向空”的诱导效应，以及因“空壳社”获得补贴使无补贴合作社因“模仿”而趋向“空壳化”的误导效应，两种效应是“空壳社”形成的内在作用机制；第三，作为全域性、普惠性政府扶持手段的农民专业合作社质量提升整县推进试点，对政府补贴的激励扭曲效应具有矫正作用。本文的研究结论为建立“空壳社”治理长效机制提供了政策启示。

关键词：政府补贴 农民专业合作社 “空壳社” 整县推进试点

中图分类号：F321.4; F812.4 **文献标识码：**A

一、引言

农民专业合作社在农业组织体系中处于重要地位，其外部性特征决定了国家扶持的天然倾向性（苑鹏，2001；孔祥智和陈丹梅，2007）。2017 年修订的《中华人民共和国农民专业合作社法》突出了中央和地方财政在支持合作社发展上的重要作用。《中国农村合作经济统计年报（2023 年）》的数据显示，2023 年，中国农民专业合作社获得的财政专项扶持资金总额达到 53.14 亿元，获得财政扶持的合作社的平均扶持资金额达到 14.66 万元（农业农村部农村合作经济指导司，2024）。在政府的大力扶持下，截至 2024 年 10 月底，全国依法登记的农民专业合作社达 214 万家，其中粮食类合作社有 55.1 万家^①，农民专业合作社已经成为新型农业经营主体的主力军。合作社数量的快速增长伴随着质量的不断提升，有 40.2%

【资助项目】 马克思主义理论研究和建设工程重大项目“完善城乡融合发展体制机制研究”（编号：2024MZD019）；国家自然科学基金面上项目“基于所有者与惠顾者同一性程度的中国农民专业合作社演化机理与政策设计研究”（编号：72073135）；国家自然科学基金青年项目“农业生产托管对粮食生产韧性的影响机制与效应研究”（编号：72403178）。

【作者信息】 黄斌，四川农业大学管理学院、四川农业大学国家粮食安全与天府粮仓重点实验室；刘宇婷、钟真（通讯作者），中国人民大学农业与农村发展学院，电子邮箱：zhzruc@126.com。

^①资料来源：《农业经营体系不断完善》，http://www.moa.gov.cn/ztzl/2024fzcyj/202412/t20241225_6468532.htm。

的合作社使入社农户户均增收 2000~4000 元（杨久栋等，2019）。不过，“促进农民专业合作社健康发展研究”课题组（2019）通过实地调查发现，随着国家扶持合作社力度的加大，部分农民专业合作社产生了套取政策红利的倾向，而且，市场监管部门认为套取国家项目资金是“空壳社”形成主要原因的比例高达 90.8%。当前，农民专业合作社转型升级正处于由数量增长向量质并举转变的关键阶段，而“空壳社”是农民专业合作社转型升级过程中需要破解的难题。

关于中国农民专业合作社发展道路的讨论主要集中在合作社的真伪与规范性方面（邓衡山和王文烂，2014；刘西川和徐建奎，2017；徐旭初和吴彬，2017；孔祥智，2019），少有研究着眼于合作社存续状态的空与实。事实上，“空壳社”大量出现的判断已成为学术界的共识。2018 年 11 月，《半月谈》关于“80%以上合作社沦为空壳”的报道引起了学术界和政策界的高度重视^①。孔祥智（2019）提出“三个三分之一”的判断，即基本没有发挥作用或者已经趋于倒闭的“空壳社”占三分之一，发挥带动作用的合作社占三分之一，介于趋于倒闭和发挥带动作用之间的合作社占三分之一；“促进农民专业合作社健康发展研究”课题组（2019）基于对基层市场监管部门的调研，认为“空壳社”比例超过 40%；梁巧等（2024）测算得到的“空壳社”比例为 43.38%；马彦丽等（2024）基于合作社报送年报情况和活跃度得分情况，认为“空壳社”比例约为 60%。特别地，“空壳社”的存在会对正常运营的合作社产生负面影响，不利于农民专业合作社的高质量发展（梁巧等，2024）。

深入探索“空壳社”的形成机制，对“空壳社”的识别是核心。已有研究主要着眼于合作社的时点表现，以当年是否开展实际经营活动判断合作社的存续状态。例如，《半月谈》的调查以合作社当时是否在运营为依据，何慧丽（2019）以“没运行、没收入、没分配”为判断依据，梁巧等（2024）将当年是否运营（经营收入是否为零）作为关键识别条件，马彦丽等（2024）基于合作社 16 种经营活动的活跃度进行识别并将活跃得分为零的合作社视为“空壳社”。观点较为一致的是，合作社是否产生经营效益是“空壳社”识别的核心维度，但合作社的存续状态并非一成不变，从时点角度无法准确识别合作社是暂时性空壳还是持续性空壳，将进行季节性、短期性业务休整的合作社视为“空壳社”也脱离了农业生产经营活动的调整规律。

在“空壳社”形成问题上，何慧丽（2019）认为，由于对政府补贴资金的落实难以实现全面监管，部分存在侥幸心理的合作社产生了寻补贴的动机而逐步“空壳化”。为优化政府补贴资源的配置、推动合作社高质量发展，必须明确政府补贴与“空壳社”形成的关系。然而，少有研究分析政府补贴与“空壳社”形成的关系。相关研究主要探讨政府补贴对合作社发展的“双刃剑”作用，但未能得出一致结论。一方面，政府补贴对合作社发展起到关键推动作用，推动低效率合作社（包括“空壳社”）向高效率合作社转变。考虑到合作社的正外部性和融资约束，合作社的发展离不开政府的扶持（Hendrikse and Veerman, 2001；Meador et al., 2016）。特别地，中国农民专业合作社发展周期短、实力弱，农业弱质性和农户弱质性决定了政府支持的必要性（孔祥智和陈丹梅，2007）。另一方面，政府

^①资料来源：《80%以上合作社沦为空壳？乡村振兴莫让形式主义带歪》，http://www.banyuetan.org/dyp/detail/20181129/1000200033134991543455274824406536_1.html。

补贴的选择性偏向不利于合作社长期发展。财政补贴合作社的普惠性特征并不明显（马惊鸿，2016），部分地区具有“扶强”“扶大户”倾向（任大鹏等，2012；徐志刚等，2017），不利于真正需要帮扶的“小”“弱”合作社，会产生市场竞争能力弱、套取政策红利的“空壳社”“伪合作社”（廖小静等，2016）。在市场化水平低、政府和市场关系健康程度低的地区，政府扶持存在向不适合的领域倾斜的情形，加剧了“空壳社”的形成（王忠林，2019），此时合作社的组建并非以农民内生合作动力为基础（吕德文，2021）。

基于此，本文主要探究的问题是：中国农民合作社何以出现大量“空壳社”？政府补贴与“空壳社”形成是什么关系？政府补贴对合作社整体发展有何影响？从文献梳理看，现有研究主要基于逻辑经验、局部案例和小样本横截面数据开展分析，不仅未能有效识别“空壳社”，而且难以有效识别其形成机制。有效识别政府补贴对“空壳社”形成的影响需要具备两个基本条件：一是数据条件，需要有长期观察的合作社信息，尤其是反映合作社是否在实际运营的经营效益信息；二是识别条件，需要充分考虑政府补贴的外部性干扰，尤其是政府补贴对未获得补贴的合作社的可能影响。基于此，本文利用2014—2020年近似全样本的农民合作社面板数据，以时段方法建构“空壳社”识别策略，从激励效应与激励扭曲两个角度综合探讨政府补贴对“空壳社”形成的影响。

本文的贡献主要有以下三个方面。首先，本文利用近似全样本数据的多期追踪特性有效克服了“空壳社”识别中观察期过短的问题，通过观察农民合作社在给定时段的运营状态综合判断合作社在这一时段是否属于“空壳社”，既避免了从某一时点识别的片面性，也避免了从合作社成立以来总体判断的单一性，能够反映合作社在空壳存续状态与运营存续状态之间的变换，展示政府补贴对“空壳社”形成的动态影响。其次，本文将聚焦适用于定量分析的政府补贴，探索在政府补贴普惠性有限的条件下，得到补贴支持与未得到补贴支持的合作社的“空壳化”表现，回应已有的合作社理论争议，而现有文献对“空壳社”成因的探讨主要从政府和市场角度进行定性分析和小规模调查分析。最后，本文基于合作社质量提升整县推进试点，构建“普惠性—选择性”的分析框架，分析普惠性政策配套下政府补贴对“空壳社”形成的差异化影响，尤其是整县推进试点在矫正政府补贴负外部性（激励扭曲）方面的作用，有助于全面理解不同现实情境下政府补贴对“空壳社”形成的影响。

二、理论分析

（一）动因：政府补贴合作社的必要性

关于农业领域的政府补贴，已有研究主要从农户（尤其是种粮农户）视角关注农机具购置补贴、“三项补贴”对农业生产效率、农业收入的影响（周振等，2016；盖庆恩等，2022；高鸣和魏佳朔，2022；杨青等，2023），较少从微观组织视角分析政府补贴的影响。Stiglitz（1989）的政府干预理论认为，合理运用政府补贴等经济手段有利于微观组织调整要素投入结构，加大创新投入力度，实现帕累托改进。与强干预的行政手段相比，政府补贴属于弱干预但较为有效的经济手段和政策工具（Schwartz and Clements，1999），能够促进“有为政府”和“有效市场”的共同发展（林毅夫，2017）。

从政府补贴合作社的合理性看，农民合作社在缓解市场失灵、解决服务外部性问题、促进有效竞争三个方面能够发挥一定作用，政府补贴有利于这些作用的发挥。一是缓解市场失灵。在许多情况下，解决市场失灵正是合作社存在与发展的重要条件（Rhodes, 1983）。合作社对市场失灵的应对受治理成本的约束，政府补贴能够弥补治理成本，避免成员因处于信息劣势而出现利益损失。二是解决服务外部性问题。合作社对成员提供的服务具有明显的正外部性，但合作社提供服务存在“搭便车”和集体决策困境，与其他组织相比，合作社需要承担额外的惠顾承诺成本（Hart and Moore, 1996; Dow and Skillman, 2007），通过政府补贴可以弥补相关成本。三是促进有效竞争。合作社能够通过反市场垄断促进有效竞争，确保生产者价格处于公平和有效的水平（Sexton, 1990; Liang and Hendrikse, 2016）。如果市场无法开展有效竞争，农户和部分厂商会因生产者价格不公而利益受损，甚至会出现“劣币驱逐良币”等现象，不利于市场的发育。基于此，向合作社提供政府补贴，尤其是向处于市场竞争力小、市场份额低阶段的合作社提供补贴，有利于促进有效竞争。

（二）激励效应：政府补贴减少“空壳社”形成

政府补贴的灵活性是其最显著的优点（Galai and Wiener, 2003; Edgerton, 2010）。广义看，政府补贴不仅包括财政补贴资金直接支持，还包括税收减免、贷款优惠等，可以减轻市场组织在市场竞争中需要承担的成本压力。对政府补贴合作社的激励效应的探讨最早可追溯到20世纪20年代。庇古对合作社免征税收的合理性进行辩护，认为合作社有利于实现边际社会福利最优，应该通过政府补贴给予免税支持（Pigou, 1920）。有学者认为，合作社的社会福利最优是以其低下的经济效率为代价的（Enke, 1945），而政府补贴能够通过弥补这一不足而形成激励效应，避免合作社因承担额外社会成本而陷入“空壳”的低效存续状态。

对农民合作社而言，政府补贴还能提升合作社的示范带动与拓宽市场的作用，支持合作社实现更高水平的运营，进而降低合作社“空壳化”概率。杜吟棠（2005）认为，政府补贴等扶持手段需要倾向于农民合作社，充分支持农民合作社以更高的组织化程度提升农业商品化程度，带动合作社成员增收致富。黄胜忠和刘洋洋（2013）发现，获得政府补贴的合作社在各项绩效指标上都明显更优，此类合作社可以利用补贴资源改善生产经营条件、增强品牌效应、提高社会认知度，发挥更明显的示范带动作用。郭锦墉等（2019）在分析了195家合作社的数据之后发现，政府补贴有助于合作社通过“农超对接”模式拓宽销售渠道，推动合作社进入更高水平的存续状态。崔宝玉等（2023）发现，政府扶持能够优化合作社资源配置，显著提升农民合作社的运营能力。基于以上分析，本文提出研究假说H1。

H1：政府补贴总体上对合作社运营具有激励效应，能够降低“空壳社”形成的可能性。

（三）激励扭曲：政府补贴加剧“空壳社”形成

尽管政府补贴整体上对合作社运营具有激励效应，但补贴资源在实施中的局部错配将使激励效应产生扭曲，政府补贴也可能会对“空壳社”的形成产生“激励”。米塞斯在1947年撰写了《对合作社运动的观察》，认为如果没有免税和廉价信贷，农民合作社难以与私营企业竞争，合作社最终将退出市场竞争。米塞斯以此为理由反对向合作社提供各种形式的政府补贴，认为应平等对待各类市场组

织，避免自由的市场资源配置过程受到干预。阿尔钦和德姆塞茨认为，合作社的产权结构决定了其无法实现对监督的有效激励（Alchian and Demsetz, 1972），而政府补贴资源的配置由于缺乏监督会使部分合作社产生寻补贴动机，扭曲激励机制，甚至会形成“劣币驱逐良币”现象。农民合作社的寻补贴动机主要受诱导效应和误导效应的影响。一是诱导效应，表现为“过之不及”。获得政府补贴的合作社数量的增加将释放出补贴门槛低、获得补贴可能性大的信号，使更多农民合作社产生寻补贴动机，降低合作社通过改善经营效益提升市场竞争能力的积极性。二是误导效应，是诱导效应的子集。获得政府补贴的“空壳社”数量的增多将使农民合作社误认为正在运营、运营良好并非获得政府补贴的必要条件，从而产生更多的寻补贴行为，加剧“空壳社”的形成。

农民合作社的寻补贴行为会使政府补贴从激励合作社存续转变为加剧“空壳社”的形成。一方面，寻补贴行为使合作社的竞争能力降低，合作社难以在市场竞争中存续。政府补贴本身并不会对市场组织的全要素生产率产生影响（Criscuolo et al., 2019），而是主要通过调整成本收益结构影响其竞争能力。然而，寻补贴行为实际上使市场组织的成本结构失调（Kalouptsi, 2018），会增加与地方政府建立政治联系的成本（余明桂等，2010），最终削弱组织的成长能力和市场竞争力（许家云和毛其淋，2016；Chen and Yu, 2019）。另一方面，寻补贴行为使农民合作社内部监督力度下降，政府补贴难以真正投入合作社实际运营。寻补贴的成本使农民合作社更可能将补贴资源用于偿还成本，增加了补贴资金被挪用、转为个人使用的风险（Zhang and Xu, 2019），甚至会增加合作社“空壳化”“僵尸化”的概率（范子英和王倩，2019；Chang et al., 2021）。少数研究通过小规模调查初步发现了政府补贴导致“空壳社”形成的证据（邓衡山等，2011；钟真和李琦，2021）。由于不同市场主体存在较大认知差异，政府补贴在执行过程中可能存在诱导甚至误导的可能，部分合作社经营者会形成“组建合作社就可能享受政府补贴”的错误观念，使政府补贴加剧“空壳社”的形成。基于以上分析，本文提出研究假说 H2。

H2：当合作社存在寻补贴动机时，政府补贴将引发激励扭曲问题，产生加剧“空壳社”形成的“诱导效应”和“误导效应”。

（四）政策矫正：农民合作社质量提升整县推进试点的作用

政府补贴的激励扭曲效应表现为政府补贴会导致“空壳社”的形成，政府补贴资源受寻租的影响而配置不合理是激励扭曲效应形成的实质原因。为降低政府补贴的负面效应，提高促进合作社高质量发展的效能，需要探索矫正激励扭曲效应的举措。为贯彻落实党中央、国务院关于突出抓好农民合作社发展的有关精神，2018 年 10 月农业农村部启动了全国农民合作社质量提升整县推进试点工作（下文简称“整县推进试点”），在 2018 年和 2019 年先后确定了 2 批 158 个试点地区，试点期为两年。试点工作坚持以农民为主体，探索整县提升农民合作社发展质量的路径，是全域性、普惠性的产业政策，与选择性产业政策相比能更好地发挥政府与市场功能的互补性（戴小勇和成力为，2019）。具体而言，整县推进试点政策的实施将对合作社寻补贴的行为产生调节作用。第一，通过整合财政资金降低监督难度。试点工作提出，要“统筹相关涉农项目资金，在试点县（市、区）相对集中、整体推进，

形成政策支持效应”^①，推动政府补贴围绕县域合作社的实际需求提供针对性奖补。第二，通过规范合作社的内部制度来提高其自我监督能力。试点工作提出的完善章程制度、健全组织机构、规范财务管理等，有助于推动合作社管理制度、财务制度等的规范化，确保合作社获得的政府补贴资金能够最大化满足成员的需求。第三，通过强化外部监督技术提升监督效率。试点工作提出探索建立农民合作社信息管理平台，从而可以增加合作社寻补贴行为的实施成本，提升监督效能。基于以上分析，本文提出研究假说 H3。

H3：整县推进试点政策的实施通过提高政府补贴利用的监督效能，提高了合作社寻补贴行为的实施成本，能够矫正政府补贴加剧“空壳社”形成的激励扭曲现象。

政府补贴影响“空壳社”形成的理论机制具体如图 1 所示。

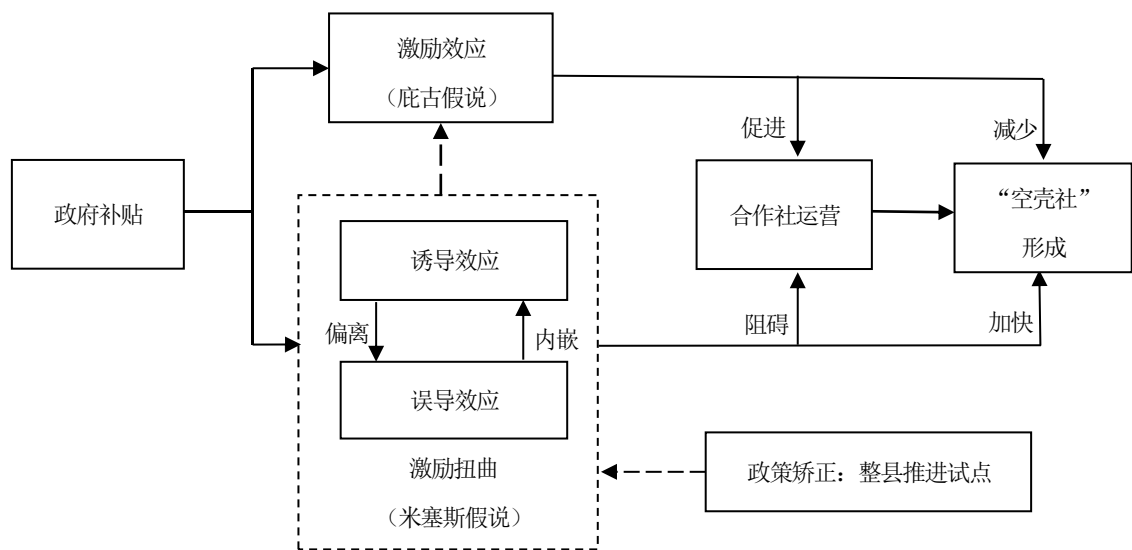


图1 政府补贴影响“空壳社”形成的理论机制

三、研究设计

（一）数据来源

本文实证分析使用的微观数据来自浙大卡特-企研中国涉农研究数据库（CCAD）中的农民合作社子专题数据库。为了实现研究目的，本文将农民合作社年报基本信息表与农民合作社工商登记信息、商标信息表、网站网点信息表等反映合作社经营活动的表格进行匹配，得到符合本文研究需要的面板数据。本文使用的合作社年报相关数据始于2014年（年报制度于该年在全国推行），截至2020年，数据时间跨度为7年。

本文对数据进行如下处理：第一，2014年（年报统计第一年）之前，合作社的政府补贴获得状况

^①参见《农业农村部办公厅关于开展2019年农民合作社质量提升整县推进试点工作的通知》，http://www.moa.gov.cn/nybg/b/2019/201909/202001/t20200109_6334632.htm。

无从得知，本文只保留 2014 年以后成立的农民专业合作社样本，观察获得政府补贴情况与合作社存续时间的关系。第二，“空壳社”研究对数据连续性有要求，本文只保留合作社年报数据连续上报、财务变量连续、不存在缺失的样本^①。第三，为避免不合理极端值的干扰，本文对政府补贴、销售收入、盈余总额的 99.9%分位进行右侧缩尾处理。通过以上处理，最终得到 2014—2020 年的非平衡面板数据，有效观测值 311541 个，涉及合作社 169001 家。

经过整合后的农民专业合作社数据集在分析本文的研究问题时具备以下优势：第一，以大样本数据分析选择性事件。本文的样本范围是 2014 年以后成立、年报数据完整连续的所有农民专业合作社，所用数据是分析政府补贴与“空壳社”形成之间关系的近似全样本数据。根据《中国农村合作经济统计年报（2020 年）》的数据，全国 2020 年当年获得财政扶持资金的合作社数量为 38679 家，约占全国合作社总数的 1.71%，说明合作社获得补贴是小概率事件，对补贴效果的科学评估要以大样本分析为支撑。第二，以多期面板数据准确识别“空壳社”。“空壳社”的准确识别并非基于某个时点，而是建立在时段基础上，只有采用多期数据（至少三年）才能科学判断合作社当年是否属于“空壳社”。第三，通过与 CCAD 中的其他数据集（如商标信息表）匹配，丰富农民专业合作社的经营信息。农民专业合作社是否开展运营还受合作社其他经营特征的影响，通过匹配包含农民专业合作社经营信息的其他数据集，可以尽可能地控制其他经营特征的干扰。

（二）“空壳社”识别方法

在对“空壳社”存续状态进行识别的过程中，本文借鉴了农业农村部对“空壳社”清理范围的界定方法以及同样备受关注的“僵尸企业”的判别方法。关于清理范围的界定，《开展农民专业合作社“空壳社”专项清理工作方案》界定了无农民成员实际参与、无实质性生产经营活动、因经营不善停止运行、涉嫌以合作社名义骗取套取国家财政奖补和项目扶持资金、群众举报的违法违规线索、从事非法金融活动（如变相高息揽储、高利放贷和冒用银行名义运营等）六类情形。这六类情形实际上包括两大部分：一部分是合作社与农民成员之间没有交易活动，未能产生实际经营效益，此时可以将合作社界定为“空壳社”；另一部分是从事违法违规活动的合作社。本文最终关注的合作社信息来自农民专业合作社经营年报，年报不合格合作社的相关信息无法上报，因此本文着重关注第一部分的情况，即合作社是否开展实际运营。

那么，如何判断合作社是否开展运营业务？已有研究主要以调查时点或调查年份合作社是否开展实际运营活动来判断，忽视了季节性、短期性业务休整等农业生产经营行为对合作社的影响。根据《中华人民共和国市场主体登记管理条例》第三十条，市场主体可以自主决定在一定时期内歇业，歇业期限最长不得超过 3 年。因此，简单将当年未开展实际运营活动的合作社视为“空壳社”，显然不符合市场主体的运行规律。本文以经营效益作为合作社是否开展实际运营业务的基本判断，同时结合农民

^①本文曾考虑用插值法处理缺失值。然而，本文通过数据检验发现，在合作社当期的上一期和当期的下一期经营效益为 0 的情况下，15%的合作社在当期仍存在经营效益大于 0 的情况，即存在本文识别部分提到的歇业现象。采用插值法将混淆“空壳社”和歇业的边界，使实证估计存在偏误。因此，本文只保留数据连续的合作社样本。

合作社的歇业需求，提出较为全面的“空壳社”识别方法。本文将从当年是否开展实际运营业务和歇业的持续时间长度两个方面进行考虑。

由于合作社成立时间长短不一，本文将同时运用两个定义识别“空壳社”。对成立时间大于或等于三年的合作社，若经营效益等于零（未开展运营活动）的持续时间大于或等于三年，则在持续时间内将其认定为“空壳社”。之所以将持续时间设定为三年，除考虑歇业期的上限外，还借鉴了僵尸企业的普遍定义。如果仅用当年数据进行判断，会无法捕捉未开展运营的持续状态而使估计不准确。对成立时间小于三年的合作社，若经营效益在存续期内一直为零，则将其认定为空壳存续状态。对同一家合作社而言，陷入空壳存续状态后仍可通过状态转换回到运营存续状态，不是永久的“空壳社”。

本文构建的“空壳社”识别方法如图2所示。第一类情形为合作社歇业。此类合作社不是“空壳社”，但由于缺乏足够的观察期而常被视为“空壳社”。在这一情形中，合作社的存续时间大于或等于三年，但未运营的持续时间小于三年，符合市场主体自主决定的歇业期限。第二类情形为短期“空壳社”。此类合作社是完全“空壳社”的特殊情形，存续时间小于三年且从未开展实际运营。第三类情形为不完全“空壳社”。此类合作社的存续时间大于或等于三年，成立以来经历了“空壳社”“非空壳社”的状态转换。第四类情形为完全“空壳社”。此类合作社的存续时间大于或等于三年，成立以来从未开展实际运营。本文将后三类情形纳入“空壳社”范畴，将第一类情形排除在外，以纠正采用时点方法识别“空壳社”的偏误。本文的观察期跨度达七年，能够满足用时段方法识别“空壳社”的要求。

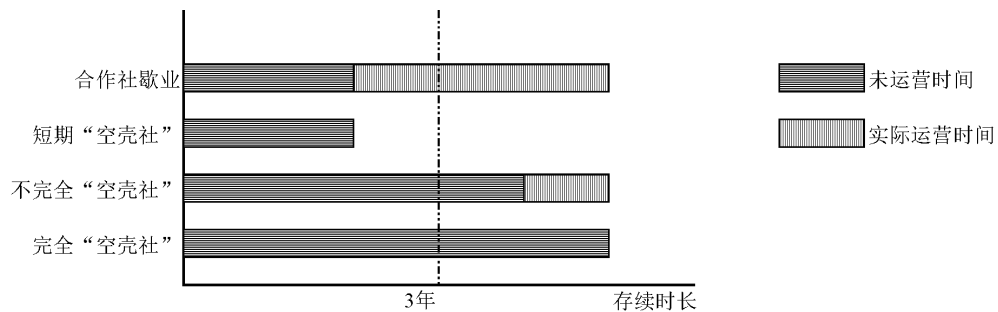


图2 “空壳社”典型情形判断

注：条块总长为合作社总存续时长，每一类情形的横线条块代表合作社未运营时长，竖线条块代表合作社实际运营时长。

基于这一识别方法，“空壳社”形成的现实原因主要有以下几个：第一，初期准备不足。合作社刚刚组建，人员不稳定、经营计划不固定等使合作社在组建三年后仍未投入实际运营。第二，中途经营不善。合作社因中途经营不善而进入超过三年的歇业期。第三，套取政府补贴。此类合作社的“空壳”由套取政府补贴资金而形成。第四，其他违法违规情况。由于本文所用数据为年报数据，需要经过审查，因此不需考虑第四类情形。前两个原因产生的“空壳社”属于“有心无力”，政府补贴能缓解资金链断裂、外部融资难等难题，改善合作社运营状况，发挥激励效应，推动合作社远离空壳存续风险。第三个原因产生的“空壳社”属于“无心无力”，可能会导致政府补贴资源的低效利用，出现“劣币驱逐劣币”现象，加快“空壳社”的形成。尽管最终获得补贴的合作社占比不高，但政府补贴

低效配置的“诱导效应”和“误导效应”将促发更多的寻补贴行为，放大政府补贴对合作社的激励扭曲效应。

（三）变量说明

1.变量选取。第一，被解释变量：是否为“空壳社”。是否为“空壳社”变量可以反映合作社当年是否处于空壳存续状态，为二元变量，识别方法上文已详细介绍。同时，本文还采用了空壳存续程度变量，以合作社存续期间内空壳存续时间的占比衡量，取值在0和1之间，取值越靠近1，说明合作社存续期间内空壳存续状态的占比越高。在实证分析中，在对被解释变量的衡量方面，本文除使用是否处于空壳存续状态变量外，还使用了空壳存续程度变量。之所以采用这两种衡量方式，主要是考虑了存续状态的累积效应，以充分反映合作社此时是否处于空壳存续状态以及存续状态的变化，从而较为全面地反映合作社的状态。

第二，核心解释变量：政府补贴。本文讨论的政府补贴指合作社是否获得政府补贴和获得政府补贴的金额。在对企业问题的研究中，已有研究主要以公司年度报告中政府补贴金额是否大于零作为补贴获得情况的判断依据，本文同样使用合作社年度报告中的政府补贴金额作为判断依据。此外，由于政府补贴存在累积效应，本文同时使用当年获得的补贴金额数值反映政府补贴强度的差异化影响。

本文所说合作社的政府补贴指合作社专门性补贴，不包括其他一般性农业补贴。具体而言，可以将合作社专门性补贴划分为竞争性专项补贴和一般性专项补贴。竞争性专项补贴包括中央政府财政专项资金和地方政府财政专项资金，尤其是中央和地方农业农村部门的专项支持。这些专项补贴选择性强、数额大，主要通过公开竞争、专业评审形式获得。一般性专项补贴主要由当地政府根据合作社的主导产业、优势品种等因素提供。这类专项补贴辐射范围广、支持力度小。由于获得政府补贴（包括竞争性专项补贴和一般性专项补贴）的样本合作社比例为4.7%（如表1所示），超过95%的合作社获得的政府补贴水平为0，说明局域性、选择性是合作社获得政府补贴的重要特征。

第三，控制变量。为更准确地判断政府补贴与“空壳社”形成的关系，本文沿用梁巧等（2024）的做法，以成员规模、金融机构贷款为控制变量。成员规模可以反映合作社规模，金融机构贷款可以反映合作社的外部资金支持。由于共线性问题，本文并未将经营收入作为控制变量。此外，本文还匹配了全国合作社商标数据和合作社网站网店数据，将其作为合作社的经营特征变量。同时，本文控制了个体固定效应、时间固定效应和行业固定效应，以控制不随时间变化的变量和不同行业的特征差异。

2.主要变量的描述性统计。如表1所示，样本合作社中“空壳社”比例达到39.6%。在本文的样本中，2014—2020年空壳存续状态的样本合作社占比分别为39.7%、40.6%、42.1%、39.6%、39.0%、38.1%和38.3%，说明“空壳社”在各年份仍然占相当比例，并且长期保持在高位，是推进合作社高质量发展不可忽视的对象。需要说明的是，本文数据主要用于分析政府补贴与“空壳社”形成之间的关系，精确估计“空壳社”比例并非本文的重点。此外，从合作社的政府补贴获得情况看，2014—2020年4.7%的样本合作社获得了政府补贴，政府补贴平均水平为0.91万元。获得补贴的合作社得到补贴的平均水平为19.22万元，与《中国农村合作经济统计年报（2020年）》的平均值（16.97万元）相近，说明本文的合作社样本具有较高代表性，能够准确反映全国合作社获得的平均补贴水平。

表 1	变量定义与描述性统计分析			
变量	度量方法	均值	标准差	观测值
是否为“空壳社”	合作社当年是否为“空壳社”：是=1，否=0	0.396	0.489	311541
空壳存续程度	空壳存续时间与总存续时间的比值	0.394	0.485	311541
是否获得政府补贴	合作社获得补贴=1，未获得补贴=0	0.047	0.212	311541
政府补贴强度	合作社接受补贴金额（万元）	0.911	8.383	311541
成员规模	合作社成员数量（户）	12.454	41.702	311541
金融机构贷款	合作社获得金融机构贷款=1，未获得金融机构贷款=0	0.045	0.208	311541
互联网采纳	合作社有网站或网店=1，无网站或网店=0	0.028	0.164	311541
商标注册	合作社已注册商标=1，未注册商标=0	0.024	0.154	311541

（四）计量模型设置

本文使用面板固定效应模型分析政府补贴对“空壳社”形成的影响。面板固定效应模型能通过控制不随时间变化的变量，较为有效地克服由遗漏变量导致的内生性问题。基于此，本文构建如下模型：

$$Y_{it} = \alpha + \beta Subsidy_{it} + \sum_{j=1}^n \gamma_j X_{j,it} + \theta_i + \eta_t + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

（1）式中： i 表示合作社， t 表示时间， Y_{it} 表示是否为“空壳社”。由于合作社的存续状态并非一成不变，本文还在识别合作社是否为“空壳社”的基础上，分别用是否“空壳社”和空壳存续程度变量衡量空壳存续状态。空壳存续程度变量取值越靠近 1，说明合作社存续期间空壳存续状态占比越高，形成“空壳社”的可能性越大。 $Subsidy_{it}$ 表示合作社是否获得政府补贴， $X_{j,it}$ 和 γ_j 分别表示其他影响“空壳社”形成的因素及其估计系数， j 表示第 j 个控制变量。基于已有理论分析，本文分别用是否获得政府补贴和政府补贴强度衡量政府补贴。 θ_i 表示个体固定效应， η_t 表示时间固定效应。

在本文采用的面板固定效应模型中，除了对个体固定效应进行控制，还对时间固定效应进行控制，以最大程度提升回归结果的稳健性。需要说明的是：第一，本文的回归方程将标准误聚类到合作社层面，以尽可能消除估计偏误。第二，在回归方程中，本文对成员规模和政府补贴强度两个变量进行了取对数处理，以避免部分样本数值较大引起的异方差对结果的干扰。第三，由于粮食类、蔬菜类、水果类、畜牧类、水产类等不同行业农民合作社的经营特征存在一定差异，本文将同时控制行业固定效应，以最大程度降低不同行业特征对估计结果的干扰，提升回归结果的稳健性。

四、政府补贴的激励效应分析

（一）基准回归结果

表 2 展示了政府补贴影响“空壳社”形成的基准回归结果。表 2（1）～（3）列在控制个体固定效应的基础上分别展示了未加入控制变量、加入控制变量、控制其他固定效应的回归结果，均以是否获得政府补贴为核心解释变量、以是否为“空壳社”为被解释变量。回归结果显示，是否获得政府补贴对“空壳社”形成有显著负向影响。上述结果表明，获得政府补贴能使合作社避免成为“空壳社”，显著降低“空壳社”形成的概率。表 2（4）～（6）列展示了以空壳存续程度为被解释变量的估计结

果，回归结果同样支持政府补贴减少“空壳社”形成的基准结论。导致这一结果的可能原因是：政府补贴在缓解融资约束和释放信号效应两个维度具有一定的激励效应，可以降低“空壳社”形成的概率。获得政府补贴有助于缓解合作社的融资约束，使合作社避免因缺乏资金而停止经营进而走向空壳存续状态。同时，合作社获得补贴相当于向外部市场释放积极的信号，能够为自身运营、与外部市场协作提供更有利的竞争优势。

表2 政府补贴对“空壳社”形成的影响：基准回归

变量	是否为“空壳社”			空壳存续程度		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
是否获得政府补贴	-0.018*** (-7.239)	-0.015*** (-5.945)	-0.015*** (-6.026)	-0.009*** (-7.704)	-0.007*** (-6.419)	-0.006*** (-5.680)
控制变量	未控制	已控制	已控制	未控制	已控制	已控制
个体固定效应	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制
时间固定效应	未控制	未控制	已控制	未控制	未控制	已控制
行业固定效应	未控制	未控制	已控制	未控制	未控制	已控制
观测值	311541	311541	311541	311541	311541	311541

注：①括号内为t值。②***表示1%的显著性水平。

虽然政府补贴对合作社发展的正面效应大于负面效应，但政府补贴的局部负面效应仍不能忽视。鉴于此，本文将北京国民经济研究所授权发布的中国分省份市场化指数数据库与本文的农民合作社数据进行匹配。本文以地区市场化指数均值为分组依据展开对比，发现高市场化指数地区的“空壳化”程度比低市场化指数地区低4%^①。这一结果表明，低市场化指数地区很大程度上是合作社相关激励扭曲的地区。此外，根据将政府补贴强度作为核心解释变量的回归结果^②，政府补贴强度与“空壳社”形成存在“U型”关系。当政府补贴强度较低时，尽管补贴资金规模较小，但对激励合作社走向良好存续状态是有效的；当补贴规模过大时，合作社自生发展能力降低，反而走向“空壳化”。根据实证结果，“过度补贴”的门槛值为68.42万元。在获得补贴的合作社样本中，仅有6.4%的合作社能达到这一数值。这一结果反映了激励扭曲的局部性。

（二）稳健性检验

为验证基准回归结果的可靠性，本文通过替换被解释变量、将核心解释变量滞后一期、剔除样本的方式进行稳健性检验^③。本文附录的附表3（1）～（2）列分别将因变量替换为转为“空壳社”（是否由上期空壳转变为当期运营）或转为“运营社”（由上期运营转向当期空壳）。取值1表示转变，取值0表示未转变。结果表明，政府补贴能显著推动“空壳社”成功转型，从空壳存续状态转向正常运营状态。正常运营的合作社在政府补贴的支持下转入空壳存续状态的风险显著降低。附表3（3）～

^①篇幅所限，该结果未体现在正文中。具体分析结果见《中国农村经济》网站或中国知网本文附录的附表1。

^②篇幅所限，该结果未体现在正文中。具体分析结果见《中国农村经济》网站或中国知网本文附录的附表2。

^③篇幅所限，该结果未体现在正文中。具体分析结果见《中国农村经济》网站或中国知网本文附录的附表3。

(4) 列用是否获得政府补贴的滞后一期替代当期变量, 以便考虑财政补贴下发与经营预算调整的时间间隔的影响。结果表明, 即使考虑可能存在的滞后效应, 获得政府补贴依然能有效避免合作社转变为“空壳社”。附表 3 (5) ~ (6) 列剔除了观察期内成立时间不足三年的合作社。采用这一稳健性检验方法主要出于两方面考虑: 一方面, 根据本文对“空壳社”的定义, “空壳社”除了包括成立时间大于三年且连续三年未产生经济效益的情形外, 也包括成立时间小于三年且一直未产生经营效益的情形。集中分析成立时间在三年及以上的“空壳社”, 能够强化估计结果的稳健性。另一方面, 成立时间不超过三年的合作社观察期较短, 新成立的合作社通常需要经历一定时间的探索才有获得政府补贴的可能。结果表明, 政府补贴依然可以降低“空壳社”形成的可能性。附表 3 (1) ~ (6) 列的回归结果均显示, 获得政府补贴显著降低了“空壳社”形成的可能性。附表 3 (7) ~ (8) 列加入了县域层面的控制变量, 以控制不同区县在气候冲击、政策变化等方面的因素。结果表明, 在加入县域层面的控制变量后, 并未改变基准分析结果。

(三) 内生性检验

由于可能存在由互为因果导致的内生性问题, 本文用基于面板固定效应模型的工具变量法进行估计。附表 4^④展示了采用工具变量法估计政府补贴影响“空壳社”形成的回归结果。本文参考范子英和王倩 (2019) 的做法, 以当年本县范围内所有合作社中获得补贴的合作社所占比例 (下文简称“本县补贴比例”) 为政府补贴的工具变量。选择这一工具变量的原因是: 本县补贴比例与自身补贴可获得性相关, 但不会对合作社存续状态 (是否为“空壳社”) 产生影响。因此, 这一工具变量能缓解互为因果导致的内生性问题, 而遗漏变量导致的内生性问题已通过面板固定效应模型得到缓解。同时, 本文还参考 Chen and Yu (2019) 的做法, 将地方财政能力与农民合作社数量的比值 (下文简称“财政能力”) 作为政府补贴的工具变量。地方财政能力反映了政府向合作社提供补贴的能力, 但与某一家合作社的存续状态不存在直接关系, 符合工具变量的相关性和外生性假定。

附表 4 (1) ~ (2) 列分别展示了两种工具变量的回归结果。在工具变量有效性方面, LM 检验对应的 p 值分别为 0.000 和 0.055, 均通过识别不足检验。弱工具变量检验中 Wald F 值分别超过 10% 和 15% 显著性水平下的临界值, 说明工具变量是有效的。引入两种工具变量后的回归结果显示, 经过内生性处理后, 是否获得政府补贴对“空壳社”形成仍有负向影响, 支持基准回归的结论。

五、政府补贴的激励扭曲效应分析

本部分着重对政府补贴的激励扭曲效应进行具体探讨。基于基准回归的结果, 尽管政府补贴总体对合作社运营具有激励效应, 但对市场化指数低的地区的合作社和存在过度补贴的合作社存在激励扭曲, 反而会加快“空壳社”的形成。本文从诱导效应和误导效应两个视角对激励扭曲效应进行检验, 分析政府补贴产生激励扭曲效应的作用机制。一是诱导效应。诱导效应指在当年本县获得补贴的合作社的影响下, 合作社是否会被诱导产生寻补贴动机, 进而形成“空壳社”。二是误导效应。误导效应

^④篇幅所限, 该结果未体现在正文中。具体分析结果见《中国农村经济》网站或中国知网本文附录的附表 4。

指在当年本县获得补贴的未运营合作社（“空壳社”）的影响下，未获得补贴的合作社是否会因受到“误导”（即便未运营或空壳也能获得补贴）而形成“空壳社”。

对政府补贴的诱导效应和误导效应的结果验证如表 3 所示。诱导效应较难进行直接检验，但是，由于未获得补贴的合作社对政府补贴的反应程度不同，故可以据此进行间接检验。本文的检验方式为：构造本县获得补贴的合作社比例与合作社是否获得补贴的交互项，分析在本县已获得政府补贴的合作社的影响下，某一家合作社是否获得政府补贴将如何影响“空壳社”的形成。回归结果显示，本县已获得政府补贴的合作社比例越高，合作社获得补贴后形成“空壳社”的可能性越大。并且，政府补贴强度对“空壳社”形成的非线性影响受本县已获得补贴合作社比例的调节，即在获得政府补贴的合作社比例高的县域，同一强度的政府补贴产生的整体激励效应更小。

表 3 政府补贴对“空壳社”形成的激励扭曲

	(1) 是否为“空壳社”	(2) 空壳存续程度	(3) 是否为“空壳社”	(4) 空壳存续程度
激励扭曲效应 I：诱导效应				
是否获得政府补贴	-0.018*** (-5.440)	-0.008*** (-5.503)		
政府补贴强度			-0.001*** (-2.930)	-0.000*** (-2.791)
政府补贴强度平方			0.000*** (3.504)	0.000*** (3.285)
本县补贴比例	-0.003 (-0.431)	-0.001 (-0.253)	-0.011* (-1.664)	-0.003 (-0.981)
是否获得政府补贴×本县补贴比例	0.020 (1.605)	0.012** (2.122)		
政府补贴强度×本县补贴比例			0.002*** (3.116)	0.001* (2.522)
政府补贴强度平方×本县补贴比例			-0.000*** (-3.486)	-0.000*** (-2.873)
观测值数	311541	311541	311541	311541
激励扭曲效应 II：误导效应				
本县获得补贴的“空壳社”比例	0.063*** (3.520)	0.017** (2.203)		
本县获得补贴的未运营合作社比例			0.042*** (3.066)	0.011* (1.779)
观测值	296783	296783	296783	296783

注：①括号内为 t 值。②***、**和*分别表示 1%、5%和 10%的显著性水平。③已加入控制变量、个体固定效应、时间固定效应和行业固定效应。

误导效应实际上是诱导效应的子集，由政府补贴的错配引起，会释放错误的市场信号。具体而言，本文的检验方式为：在本县获得补贴的未运营合作社（或“空壳社”）的影响下，未获得补贴的合作社是否会形成“空壳社”，以此反映未获得补贴的合作社是否因受到零成本寻补贴信号的误导而产生转为“空壳社”的动机。本县获得补贴的“空壳社”比例为本县获得补贴的“空壳社”数量与本县合作社总数的比值，本县获得补贴的未运营合作社比例为本县获得补贴的未运营合作社（当年经营收入为零）数量与本县合作社总数的比值。回归结果显示，本县补贴“空壳社”比例和本县未运营合作社比例越高，“空壳社”形成的可能性越大。而且，本县补贴“空壳社”比例对形成“空壳社”的负面影响更大。这一结果表明，本县“空壳社”获得补贴的现象的确释放了错误的市场信号，使其他无补贴合作社产生了模仿动机而趋于“空壳化”。

六、政府补贴激励扭曲效应的矫正：以整县推进试点政策实施为例

上文研究了政府补贴的激励扭曲效应，揭示了政府补贴的“双刃剑”效应。需要说明的是，无论是市场化差异还是过度补贴导致的负面效应，背后的关键均是监督水平不足引发的政府补贴资源低效配置，具体表现是上文分析的诱导效应和误导效应。但是，上述分析无法从政府视角提供可行的政策建议，现实意义相对薄弱。与此同时，为贯彻落实党中央、国务院关于突出抓好农民专业合作社发展的有关精神，2018年，农业农村部启动了全国农民合作社质量提升整县推进试点工作，在2018年和2019年先后确定2批158个试点单位^①，试点期为两年，是推动农民合作社高质量发展的有力探索。本文保留基于2014—2020年观察期计算得到的“空壳社”信息，并把样本集中在2018—2020年，实证分析整县推进试点能否矫正政府补贴的激励扭曲效应。

整县推进试点的主要作用是解决监督水平不足问题，矫正激励扭曲效应。为验证这种矫正效应，本文仅聚焦整县推进试点样本，实证分析这一政策如何影响政府补贴对“空壳社”形成的诱导效应与误导效应。附表5^②的回归结果表明，本县获得政府补贴的合作社比例对政府补贴与“空壳社”形成的关系无显著影响，说明为寻补贴而“去实向空”的诱导效应已经失效。同时，本县获得补贴的“空壳社”比例和获得补贴的未运营合作社比例都未显著影响“空壳社”的形成，说明由模仿引起的误导效应已经失效。总体而言，政府补贴资源的错配不可避免，而整县推进试点能够及时止住政府补贴资源错配的“惯性”，降低合作社通过机会主义行为获利的预期，进而使诱导效应和误导效应失效。

特别地，本文发现，整县推进试点推动“空壳社”实现“去空向实”转型发展是激励扭曲效应失效的原因（见表4）。由于试点工作显著推动了全域“空壳社”经营目标的转型，政府补贴对合作社的影响将建立在如何发展的“实”上，而不是寻补贴的“空”上。具体而言，表4（1）列聚焦

^①参见《农业农村部办公厅关于全国农民合作社质量提升整县推进试点单位的批复》，<https://baijiahao.baidu.com/s?id=1612845399076130558&wfr=spider&for=pc>；《农业农村部办公厅关于农民合作社质量提升整县推进试点方案的批复》，http://www.moa.gov.cn/gk/tzgg_1/tfw/201912/t20191211_6333095.htm。

^②篇幅所限，该结果未体现在正文中。具体分析结果见《中国农村经济》网站或中国知网本文附录的附表5。

2018 年（试点首年）至 2020 年的样本，将上一期是否为“空壳社”和是否位于整县推进试点县两个变量进行交互，以“空壳社”转型（当期是否从“空壳社”转为运营合作社）为被解释变量。结果表明，交互项显著且系数为正，说明整县推进试点政策的实施促进了“空壳社”的转型发展。表 4（2）列将核心解释变量从上一期是否“空壳社”替换为上一期是否未获得补贴的“空壳社”，并对上一期是否未获得补贴的“空壳社”和是否在整县推进试点所在县两个变量进行交互。结果表明，整县推进试点政策对“空壳社”转型的促进作用能够覆盖尚未获得补贴的合作社，强化了本文实证结果的稳健性。

表 4 政府补贴激励扭曲的矫正机制：“空壳社”转型发展

变量	“空壳社”转型					
	总体		东部地区		西部地区	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
上一期是否为“空壳社”	0.246*** (17.994)		0.305*** (5.846)		0.316*** (15.122)	
上一期是否为未获得补贴的“空壳社”		0.181*** (15.366)		0.227*** (5.344)		0.208*** (12.240)
是否位于整县推进试点县	-0.022*** (-7.002)	-0.020*** (-5.343)	-0.015*** (-2.816)	-0.005 (-0.571)	-0.017*** (-7.721)	-0.012*** (-3.160)
上一期是否为“空壳社”×是否位于整县推进试点县	0.070*** (5.925)		0.079* (1.765)		0.057*** (4.093)	
上一期是否为未获得补贴的“空壳社”×是否位于整县推进试点		0.066*** (5.452)		0.062 (1.295)		0.049*** (3.381)
观测值	90620	90620	6565	6565	38252	38252

注：①括号内为 t 值。②***和*分别表示 1%和 10%的显著性水平。③已加入控制变量、个体固定效应、时间固定效应、行业固定效应。

从已有实践看，整县推进试点工作主要通过整合财政资金、规范内部制度、强化外部监督三个方面提升监督水平，从而提高政府补贴资金的利用效率。第一，整合财政资金，加强对具有示范带动效应的合作社的奖补。例如，陕西省榆林市横山区财政每年整合安排奖补资金 3000 万元，对从事苹果、绿豆、中药材、稻鱼共生等特色优势产业以及在品牌建设、科技创新等方面成效显著的农民合作社进行全方位奖补扶持。第二，规范内部制度，提升合作社规范化建设水平。截至 2020 年，首批试点地区共有各级示范社 3630 个，县均 121 个，是全国县均水平的 2.2 倍（张天佐，2021）。第三，强化外部监督，提升合作社数字化管理水平。例如，安徽省宿州市砀山县合作社享受财务规范化建设补贴，合作社的财务数据被纳入砀山县合作社财务监管平台，提升对政府补贴资金利用的监督水平。特别地，在市场化水平较低、政府和市场关系更需改善的地区，提高监督水平的紧迫性更强。表 4（3）～（6）列的异质性分析显示，整县推进试点政策实施对政府补贴产生的激励扭曲效应的矫正市场化水平高的东部地区不够显著，在市场化水平低的西部地区更显著。这一结果表明，整县推进试点政策更适合

在市场化水平较低的地区推行，可以提高政府补贴支持合作社高质量发展的整体效能。

七、结论和政策建议

（一）结论与讨论

本文基于2014—2020年的大样本农民合作社面板数据，提出了用时段方法识别“空壳社”的框架，从政府补贴的激励效应与激励扭曲角度探讨了“空壳社”形成的内在机制，探索了矫正政府补贴激励扭曲效应的方式。

结果显示：第一，政府补贴总体上降低了“空壳社”形成的可能性，具有明显的激励效应。政府补贴既能促使合作社转出空壳存续状态，也能使合作社避免转入空壳存续状态。上述结论在各类稳健性检验和内生性处理后仍然成立。第二，政府补贴的激励扭曲效应是政府补贴促使“空壳社”形成的内在原因，表现为合作社为寻补贴而“去实向空”的诱导效应，以及“空壳社”获得补贴使无补贴合作社因模仿而趋向“空壳化”的误导效应。第三，农民合作社质量提升整县推进试点工作是矫正政府补贴激励扭曲效应的有效举措。在试点地区，获得政府补贴的合作社比例、获得补贴的“空壳社”比例对“空壳社”形成的影响并不显著。因此，整县推进试点能够优化政府补贴配置效率，使“空壳社”形成的诱导效应与误导效应失效。

本文的研究解答了“空壳社”形成的相关谜题。第一，中国农民合作社是否存在大量“空壳社”。回答这一问题，首先需要回答什么是“空壳社”。由于观察时间短、样本量少、对“空壳社”缺乏明确定义等原因，已有研究普遍高估了全国的“空壳社”比例。而本文构建的“空壳社”识别框架将短期“歇业”的合作社排除在“空壳社”定义之外。尽管如此，本文的分析仍然支持中国农民合作社存在大量“空壳社”的事实。需要说明的是，本文的重点并非准确估计“空壳社”的比例，而是界定清楚“空壳社”的认识误区，构建反映合作社实际情形的识别框架。第二，政府补贴是否导致了“空壳社”的形成。本文研究发现，政府补贴的局部激励扭曲会导致“空壳社”的形成。背后的逻辑是，部分合作社的寻补贴行为干扰了政府补贴资源的有效配置。第三，政府补贴对合作社的激励是否有效。政府补贴总体对合作社运营具有显著激励效应。同时，全域性、普惠性政府扶持（如整县推进试点政策）通过提高监督水平矫正了不合理补贴导致的激励扭曲效应，进一步提升政府补贴的有效性。

（二）政策建议

农民合作社的外部性决定了政府补贴的必要性，提高政府补贴资源利用效率关乎中国农民合作社的高质量发展。本文从治理策略分类与扶持方式优化两个方面提出相关政策建议，以充分发挥“有为政府”的作用，建立“空壳社”治理长效机制。

第一，“空壳社”治理要分类施策，切忌“一刀切”。“空壳社”的存在是市场运作的结果，政府补贴的局部低效配置对“空壳社”形成也会产生影响，因此，治理“空壳社”要根据其形成的具体原因综合判断。具体而言：对在初期准备阶段和中期运营不畅的合作社，选择暂停运营属于市场运作的自然过程，理应允许其自由选择歇业或退出；对有发展潜力但资金链断裂的“空壳社”，要强化政

府补贴支持力度；对因套取补贴而形成的“空壳社”，需准确识别而非全面清理。关键是要通过强化监管效能，从源头控制合作社的寻补贴动机。

第二，优化政府扶持方式，提升政府补贴精准度。通过扩大扶持范围、整合扶持对象两个方式提升政府补贴的精准度，矫正政府扶持的激励扭曲效应。一方面，要在更大范围推广农民合作社质量提升整县推进试点等全域性、普惠性扶持政策，扩大政府补贴对合作社的覆盖广度，推动政府补贴强度从边界模糊的“适度”原则向降低补贴强度、扩大覆盖范围的“扩散”原则转变，提升政府补贴效能。另一方面，通过组建农民合作社联合社等方式，优化农民合作社组织体系，以合理集中补贴对象、降低政府补贴的随机性。目前，中国农民合作社主要是小规模、地方性的，成员大多来自当地乡镇，经营规模小、市场竞争力低。组建农民合作社联合社，不仅能通过农民合作社之间的互助推动“空壳社”“起死回生”，还能通过推动补贴的集中利用，建立更加健康有序的新型“政府—合作社”关系。

参考文献

1. “促进农民专业合作社健康发展研究”课题组，2019：《空壳农民专业合作社的形成原因、负面效应与应对策略》，《改革》第4期，第39-47页。
2. 崔宝玉、马康伟、刘艳，2023：《政府扶持能增进农民合作社的绩效吗？——来自皖省395家国家级示范社的证据》，《农村经济》第7期，第113-122页。
3. 戴小勇、成力为，2019：《产业政策如何更有效：中国制造业生产率与加成率的证据》，《世界经济》第3期，第69-93页。
4. 邓衡山、王文烂，2014：《合作社的本质规定与现实检视——中国到底有没有真正的农民合作社？》，《中国农村经济》第7期，第15-26页。
5. 邓衡山、徐志刚、黄季焜、宋一青，2011：《组织化潜在利润对农民专业合作组织形成发展的影响》，《经济学（季刊）》第4期，第1515-1532页。
6. 杜吟棠，2005：《农业产业化经营和农民组织创新对农民收入的影响》，《中国农村观察》第3期，第9-18页。
7. 范子英、王倩，2019：《转移支付的公共池效应、补贴与僵尸企业》，《世界经济》第7期，第120-144页。
8. 高鸣、魏佳朔，2022：《收入性补贴与粮食全要素生产率增长》，《经济研究》第12期，第143-161页。
9. 盖庆恩、王美知、石宝峰、史清华，2022：《土地比较优势、农户行为与农业生产效率——来自种植结构调整的考察》，《经济研究》第10期，第138-155页。
10. 郭锦塘、徐磊、黄强，2019：《政府补贴、生产能力与合作社“农超对接”存续时间》，《农业技术经济》第3期，第87-95页。
11. 何慧丽，2019：《合作社如何“不空壳”》，《人民论坛》第4期，第67-69页。
12. 黄胜忠、刘洋洋，2013：《促进农民专业合作社发展的财政支持政策》，《农村经济》第12期，第64-68页。
13. 孔祥智，2019：《对农民合作社的非议从何而起》，《人民论坛》第4期，第64-68页。
14. 孔祥智、陈丹梅，2007：《政府支持与农民专业合作社的发展》，《教学与研究》第1期，第17-20页。

- 15.梁巧、白荣荣、邵科, 2024: 《顺其自然还是引导退出——基于空壳社对正常合作社发展的影响研究》, 《农业技术经济》第7期, 第26-42页。
- 16.廖小静、应瑞瑶、邓衡山、徐志刚, 2016: 《收入效应与利益分配: 农民合作效果研究——基于农民专业合作社不同角色农户受益差异的实证研究》, 《中国软科学》第5期, 第30-42页。
- 17.林毅夫, 2017: 《产业政策与我国经济的发展: 新结构经济学的视角》, 《复旦学报(社会科学版)》第2期, 第148-153页。
- 18.刘西川、徐建奎, 2017: 《再论“中国到底有没有真正的农民合作社”——对〈合作社的本质规定与现实检视〉一文的评论》, 《中国农村经济》第7期, 第72-84页。
- 19.吕德文, 2021: 《“空壳”合作社的形成机理及纠偏路径》, 《人民论坛》第7期, 第62-64页。
- 20.马惊鸿, 2016: 《农民专业合作社组织属性反思及法律制度创新》, 《政法论丛》第2期, 第80-87页。
- 21.马彦丽、李子皓、贾玉丛、孙天合, 2024: 《对中国农民专业合作社发展质量三大争议问题的回应——基于“浙大卡特-企研中国涉农研究数据库”的评估》, 《中国农村经济》第2期, 第90-111页。
- 22.农业农村部农村合作经济指导司, 2024: 《中国农村合作经济统计年报(2023年)》, 北京: 中国农业出版社, 第17页。
- 23.任大鹏、李琳琳、张颖, 2012: 《有关农民专业合作社的凝聚力和离散力分析》, 《中国农村观察》第5期, 第13-20页。
- 24.王忠林, 2019: 《以“空壳社”清理行动为契机 促进农民专业合作社规范化发展》, 《农业经济与管理》第4期, 第5-9页。
- 25.徐旭初、吴彬, 2017: 《异化抑或创新? ——对中国农民合作社特殊性的理论思考》, 《中国农村经济》第12期, 第2-17页。
- 26.徐志刚、谭鑫、廖小静, 2017: 《农民合作社核心成员社会资本与政策资源获取及成员受益差异》, 《南京农业大学学报(社会科学版)》第6期, 第82-91页。
- 27.许家云、毛其淋, 2016: 《政府补贴、治理环境与中国企业生存》, 《世界经济》第2期, 第75-99页。
- 28.杨久栋、纪安、彭超、饶静, 2019: 《2019年中国新型农业经营主体发展分析报告(二)——基于农民合作社的调查和数据》, 《农民日报》2月23日07版。
- 29.杨青、贾杰斐、刘进、许庆, 2023: 《农机购置补贴何以影响粮食综合生产能力? ——基于农机社会化服务的视角》, 《管理世界》第12期, 第106-123页。
- 30.余明桂、回雅甫、潘红波, 2010: 《政治联系、寻租与地方政府财政补贴有效性》, 《经济研究》第3期, 第65-77页。
- 31.苑鹏, 2001: 《中国农村市场化进程中的农民合作组织研究》, 《中国社会科学》第6期, 第63-73页。
- 32.张天佐, 2021: 《持之以恒把农民合作社质量提升整县推进工作引向深入》, 《农村经营管理》第1期, 第11-15页。
- 33.钟真、李琦, 2021: 《新型农业经营主体的异化: 程度、效应及根源》, 《经济与管理研究》第5期, 第98-111页。
- 34.周振、张琛、彭超、孔祥智, 2016: 《农业机械化与农民收入: 来自农机具购置补贴政策的证据》, 《中国农村经济》第2期, 第68-82页。

35. Alchian, A., and H. Demsetz, 1972, “Production, Information Costs, and Economic Organization”, *The American Economic Review*, 62(5): 777-795.
36. Chang, Q., Y. Zhou, G. Liu, D. Wang, and X. Zhang, 2021, “How Does Government Intervention Affect the Formation of Zombie Firms?”, *Economic Modelling*, Vol.94: 768-779.
37. Chen, Y., and X. Yu, 2019, “Do Subsidies Cause a Less Competitive Milk Market in China?”, *Agricultural Economics*, 50(3): 303-314.
38. Criscuolo, C., R. Martin, H. Overman, and J. Reenen, 2019, “Some Causal Effects of An Industrial Policy”, *The American Economic Review*, 109(1): 48-85.
39. Dow, G., and G. Skillman, 2007, “Collective Choice and Control Rights in Firms”, *Journal of Public Economic Theory*, 9(1): 107-125.
40. Edgerton, J., 2010, “Investment Incentives and Corporate Tax Asymmetries”, *Journal of Public Economics*, 94(11-12): 936-952.
41. Enke, S., 1945, “Consumer Cooperatives and Economic Efficiency”, *The American Economic Review*, 35(1): 148-155.
42. Galai, D., and Z. Wiener, 2003, “Government Support of Investment Projects in the Private Sector: A Microeconomic Approach”, *Financial Management*, 32(3): 33-50.
43. Hart, O., and J. Moore, 1996, “The Governance of Exchanges: Members’ Cooperatives Versus Outside Ownership”, *Oxford Review of Economic Policy*, 12(4): 53-69.
44. Hendrikse, G., and C. Veerman, 2001, “Marketing Cooperatives and Financial Structure: A Transaction Costs Economics Analysis”, *Agricultural Economics*, 26(3): 205-216.
45. Kalouptsi, M., 2018, “Detection and Impact of Industrial Subsidies: The Case of Chinese Shipbuilding”, *The Review of Economic Studies*, 85(2): 1111-1158.
46. Liang, Q., and G. Hendrikse, 2016, “Pooling and the Yardstick Effect of Cooperatives”, *Agricultural Systems*, Vol.143: 97-105.
47. Meador, J., D. O’Brien, M. Cook, G. Grothe, L. Werner, D. Diang’a, and R. Savoie, 2016, “Building Sustainable Smallholder Cooperatives in Emerging Market Economies: Findings from a Five-Year Project in Kenya”, *Sustainability*, 8(7): 656.
48. Pigou, A., 1920, “Co-operative Societies and Income Tax”, *The Economic Journal*, 30(118): 156-162.
49. Rhodes, V., 1983, “The Large Agricultural Cooperative as A Competitor”, *American Journal of Agricultural Economics*, 65(5): 1090-1095.
50. Schwartz, G., and B. Clements, 1999, “Government Subsidies”, *Journal of Economic Surveys*, 13(2): 119-148.
51. Sexton, R., 1990, “Imperfect Competition in Agricultural Markets and the Role of Cooperatives: A Spatial Analysis”, *American Journal of Agricultural Economics*, 72(3): 709-720.
52. Stiglitz, J., 1989, “Markets, Market Failures, and Development”, *The American Economic Review*, 79(2): 197-203.
53. Zhang, D., and G. Xu, 2019, “Does Government Subsidy Affect Firm Survival? Evidence from Chinese Manufacturing Firms”, *Emerging Markets Finance and Trade*, 55(11): 2628-2651.

The Paradox of the Formation of Shell Cooperatives: From the Perspective of Government Subsidies

HUANG Bin^{1,2} LIU Yuting³ ZHONG Zhen³

(1. College of Management, Sichuan Agricultural University;

2. National Key Laboratory of Food Security and Tianfu Granary, Sichuan Agricultural University;

3. School of Agricultural Economics and Rural Development, Renmin University of China)

Summary: The phenomenon of shell cooperatives among Chinese farmer cooperatives poses a significant theoretical and practical challenge in the current construction of a new agricultural management system. This study utilizes a large sample of panel data from farmer cooperatives from 2014 to 2020, employing a time-period method to develop a strategy for identifying shell cooperatives. It explores the paradox of the formation of shell cooperatives from the perspective of government subsidies. The findings are as follows. Firstly, government subsidies generally reduce the likelihood of the formation of shell cooperatives, exerting a positive incentive effect. Secondly, the manifestation of the incentive effect of government subsidies is accompanied by incentive distortion effects, including the inducement effect of cooperatives becoming shell ones in pursuit of subsidies, and the misleading effect of shell cooperatives receiving subsidies prompting non-subsidized cooperatives to trend towards shelling, which are the intrinsic mechanisms leading to the formation of shell cooperatives. Thirdly, the county-wide promotion pilot, as a comprehensive and inclusive government support measure, renders the inducement and misleading effects ineffective by reducing the expected benefits of opportunistic behavior among cooperatives, thereby significantly correcting the incentive distortion effects of government subsidies.

This study provides policy insights into establishing a long-term mechanism for the governance of shell cooperatives. Firstly, the governance of shell cooperatives should be categorized and addressed based on the specific reasons for their formation. Cooperatives in the initial preparation stage or experiencing operational difficulties should be allowed to choose to suspend or exit operations; for shell cooperatives with development potential but broken capital chains, government subsidies should be strengthened; for shell cooperatives formed to exploit subsidies, accurate identification rather than comprehensive cleanup is necessary. Secondly, the county-wide promotion pilot for improving the quality of farmer cooperatives should be expanded on a larger scale, optimizing government support methods and enhancing the precision of government subsidies. By expanding the scope of government support to correct the incentive distortion effects and optimizing the organizational system of farmer cooperatives, the randomness of government subsidies can be reduced by reasonably concentrating on subsidy targets.

The contributions of this study are as follows. Firstly, the multi-period tracking feature of the large sample data effectively overcomes the problem of short observation periods in the identification of shell cooperatives. By comprehensively judging whether a cooperative is a shell cooperative during a given period based on its operational status, it avoids the identification from a single point in time and the singularity of overall judgment since the cooperative's establishment. Secondly, the study focuses on government subsidies suitable for quantitative analysis, exploring the performance of shell cooperatives that receive subsidy support versus those without subsidies, under the condition of limited universality of government subsidies. Thirdly, based on the county-wide promotion pilot for improving cooperative quality, the study constructs a universality-selectivity analytical framework to analyze the role of the county-wide promotion pilot in correcting the incentive distortions of government subsidies.

Keywords: Government Subsidy; Farmer Cooperatives; “Shell Cooperatives”; County-Wide Promotion

JEL Classification: D23; L0; Q13

(责任编辑：马太超)

数字金融使用何以影响家庭农场的韧性

——以种植类家庭农场为例

彭 澎 朱 丽 骆俊同 朱 爽

摘要：家庭农场是重要的新型农业经营主体，提高家庭农场的韧性对于加快建设农业强国具有重要意义。本文以种植类家庭农场为例，借助2021年和2023年对江苏省南部、中部与北部共7个县（市、区）实地调查获得的数据，实证检验了家庭农场数字金融使用情况对家庭农场韧性的影响及其机制。研究发现：第一，种植类家庭农场使用数字金融可以促进家庭农场韧性提升，包括提升缓冲力、适应力和转型力。第二，数字金融使用可以通过提高土地经营权稳定性、提高金融与财务管理资源可得性、发挥技术溢出效应，分别增强种植类家庭农场的缓冲力、适应力和转型力，从而促进韧性提升。第三，不同类型的数字金融服务都可以提升种植类家庭农场的韧性。并且，从统计学意义上看，移动支付、数字信贷和线上投保发挥的作用更大。第四，数字金融使用更能促进经营规模较大的种植类家庭农场的韧性提升。第五，极端气候是影响种植类家庭农场韧性的重要因素，而数字金融使用可以缓解极端气候带来的不利影响。

关键词：数字金融 韧性 家庭农场 种植业

中图分类号：F324.1；F832.43；F832.39 **文献标识码：**A

一、引言

在加快建设农业强国的背景下，提升家庭农场韧性对于中国实现农业现代化具有重要意义。党的二十大报告提出，要发展新型农业经营主体和社会化服务，发展农业适度规模经营。2024年中央“一

[资助项目] 中央高校基本科研业务费人文社科基金优助项目“金融支持农村集体经济发展的理论逻辑与实现机制研究”（编号：SKYZ2023032）；中央高校基本科研业务费人文社科基金育才项目“县域视角下农户信用评级制度的共同富裕效应研究”（编号：SKYC2024011）；南京农业大学金融学院研究阐释党的二十大精神项目“数字化赋能农业产业链供应链韧性研究”（编号：ZDXM202203）。

[作者信息] 彭澎、朱丽、骆俊同、朱爽，南京农业大学金融学院，电子邮箱：pengpeng@njau.edu.cn。作者感谢南京农业大学金融学院学生王浩晨、赵晓榕在数据处理过程中的帮助。

号文件”提出“提升家庭农场和农民专业合作社生产经营水平”^①。2025 年中央“一号文件”提出“培育新型农业经营主体”^②。“十三五”以来，中国家庭农场数量稳步上涨，截至 2023 年 10 月，纳入全国家庭农场名录管理的家庭农场近 400 万个^③，相较 2020 年增长近 100 万个^④。不同于小农生产，家庭农场具有标准化、集约化和专业化的特征，有助于解决中国土地细碎化、农业生产规模小、农业劳动力流失等问题（郜亮亮，2020），从而推进农业现代化转型进程（周月书和葛云杰，2024）。同时，作为新型农业经营主体的重要组成部分，家庭农场的快速发展不仅对构建具有中国特色的现代农业经营体系意义重大，而且对建设“供给保障强”的农业强国也起到关键作用。然而，在现实中，家庭农场还面临着融资难、信息可得性不足、技术水平有限等问题（黄祖辉和俞宁，2010），加之极端天气事件频发、经济政策和市场环境不断变化，它们同时面临着外部环境和内部结构的双重风险，亟须提高自身韧性以实现高质量发展。韧性概念起源于物理学（Holling，1973），在农业产业中是指通过调整内部结构来缓冲冲击、迅速适应并向新阶段转变的动态能力（郝爱民和谭家银，2023）。提升家庭农场韧性，不仅有利于加快农业现代化建设、促进中国由农业大国向农业强国转变，而且也能为中国经济发展迈上新台阶奠定坚实基础。因此，如何提升家庭农场的韧性就成为一个亟待研究的问题。

金融环境差异是韧性呈现异质性的重要来源，充足的金融资本使得家庭农场在应对冲击时能更好地缓冲并适应（李义姝和严奉宪，2024）。但是，受限于信息不对称、物理距离排斥和交易成本较高等因素（Li et al., 2013），传统的农村金融服务长期存在服务广度不足、服务深度有限等问题（周玉玺和程创业，2024），制约了家庭农场的规模化经营。数字金融的发展则有助于改变这一问题。依托大数据、区块链、人工智能等前沿数字技术，一方面，数字金融可以提高金融服务的使用广度和深度，更好地满足家庭农场对于金融资本的需求（董志勇等，2021），进而提升家庭农场在面对外部冲击时的缓冲能力与适应能力；另一方面，数字金融本身的数字特性以及背后的数字平台都有助于引导家庭农场顺应农业产业数字化的发展趋势，从而提升家庭农场在受到外部冲击后的转型能力。因此，从理论上而言，数字金融发展可以为家庭农场提高韧性创造良好的金融环境。但是，数字金融使用影响家庭农场韧性的机理仍然是尚未打开的“黑箱”。数字金融使用可以通过哪些机制影响家庭农场的韧性？不同类型的数字金融服务在影响家庭农场韧性的过程中是否有差异？具有不同特征的家庭农场又会受到何种异质性影响？这一系列问题都亟待探究。与此同时，对于家庭农场这一重要的新型农业经营主

^①参见《中共中央 国务院关于学习运用“千村示范、万村整治”工程经验有力有效推进乡村全面振兴的意见》，http://www.moa.gov.cn/ztzl/2024yhwj/zxgz_29632/202402/t20240204_6447014.htm。

^②参见《中共中央 国务院关于进一步深化农村改革 扎实推进乡村全面振兴的意见》，https://www.gov.cn/zhengce/202502/content_7005158.htm。

^③资料来源：《新型农业经营主体保持良好发展势头》，https://www.moa.gov.cn/gbzwfwqjd/xxdt/202312/t20231219_6442997.htm。

^④资料来源：《对十三届全国人大四次会议第 3477 号建议的答复》，https://www.moa.gov.cn/govpublic/XZQYJ/202107/t20210715_6371970.htm。

体而言,究竟什么样的韧性分析框架才是合适的?这是打开数字金融影响家庭农场韧性的“黑箱”前首先需要回答的问题。

尽管关于农业和农户韧性的研究已较多,但聚焦家庭农场这一新型农业经营主体,专门探究它的韧性内涵的研究还十分有限。已有相关研究情况如下:第一,已有文献对于农业韧性的内涵及测度的研究已较为丰富。农业韧性是指农业系统遭受冲击后缓冲、适应、转型的能力,与农业现代化水平存在耦合协调的关系(何亚莉和杨肃昌,2021),资产、土壤质量、灌溉水平等指标均能体现农业生产相关韧性的内涵(Walker et al., 2004)。除了联合国粮食及农业组织(FAO)制定的韧性指数测量分析模型(RIMA)和基于贫困陷阱理论提出的福利函数(Cissé and Barrett, 2018),前人测度农业韧性的主要方式之一是从缓冲力、适应力和转型力三个维度构建指标体系(郝爱民和谭家银,2023)。与之相类似的是,不少学者对农户韧性的测度也多从缓冲力、适应力和转型力三个维度出发构建指标体系(高帅等,2024)。第二,已有文献对于家庭农场韧性测度的研究较为有限。部分学者依据自循环理论,从抵抗能力、恢复能力和变革能力的角度对家庭农场的韧性进行分析(Darnhofer, 2014; Perrin et al., 2020),但多停留在理论层面。个别学者专门为养殖奶牛的家庭农场构建韧性指标体系,但并不符合抵抗、恢复和变革能力的分析框架。还有个别学者聚焦家庭农场的经济韧性,侧重从收入水平构建指标体系(李梦琪等,2024; Huang et al., 2024),但这和农户韧性的内涵没有本质区别。

由于聚焦家庭农场韧性内涵的文章数量有限,专门研究数字金融使用影响家庭农场韧性的文献更是鲜见,但前人对影响家庭农场韧性的其他因素的研究,以及对数字金融使用影响农业韧性和家庭农场其他方面的研究,都对本文有所启发。第一,作为一种变革式的金融服务,数字金融可以通过促进纵向多元化经营对家庭农场的经济韧性产生积极的影响(李梦琪等,2024)。第二,经营规模和电子商务发展被认为会影响家庭农场的经济韧性(Huang et al., 2024)。另外,劳动力储备等既有资源会影响家庭农场的缓冲能力(Darnhofer, 2014),在冲击下调动资源的能力会影响家庭农场的适应能力,对新模式的采用则会影响转型能力(Walker et al., 2004)。第三,数字金融影响农业韧性和家庭农场其他方面的研究日趋丰富。宏观层面,数字金融发展能够通过农业技术创新、农村产业一体化提升农业经济韧性(李义姝和严奉宪,2024),且与农业产业链存在耦合协同发展的关系(周玉玺和程创业,2024)。微观层面,数字金融使用不仅能够提高新型农业经营主体的信贷可得性,促进家庭农场等小微新型经营主体的创立(尹志超和张号栋,2018),而且还能够通过将传统金融和数字技术融合,提升家庭农场的信息获取能力和经营绩效(朱雅雯等,2023)。

综上所述,前人研究在以下方面还有进一步挖掘的空间:第一,有关家庭农场韧性的内涵和测度的研究较少,且多聚焦于不细分产业的家庭农场与收入相关的经济韧性或者具体养殖某种牲畜的家庭农场的韧性。种植类家庭农场的数量在中国所有家庭农场中的占比最高^①,需要专门结合种植业的特

^①根据农业农村部发展规划司的数据,截至2019年底,中国所有家庭农场的数量为85.3万个,其中种植类家庭农场的数量为53.3万个,占比约为62.5%。资料来源:《农业现代化辉煌五年系列宣传之二十:家庭农场加快培育》, http://www.ghs.moa.gov.cn/ghgl/202106/t20210615_6369594.htm。

点来进行分析。然而，鲜有文献结合韧性理论和种植业的实际特点，构建适用于测度种植类家庭农场韧性的指标体系。第二，前人研究没有系统探究数字金融影响家庭农场韧性的“黑箱”，尤其是影响机制背后的理论分析框架。第三，现有研究多使用虚拟变量测度微观经营主体的数字金融使用情况，不能完全反映微观经营主体在数字金融使用上的规模和金额差异可能带来的具体影响。

鉴于此，本文以种植类家庭农场为例，使用 2021 年和 2023 年对江苏省 7 个县（市、区）的家庭农场进行实地调查获得的数据，运用计量经济学模型，实证检验数字金融使用对家庭农场韧性产生的影响和作用机制，为加快建设现代化农业强国提供新的经验证据。相较于已有研究，本文的边际贡献可能体现在：第一，不同于前人关注养殖类家庭农场或者不细分产业的家庭农场的经济韧性，本文在符合中国实际的“缓冲力、适应力、转型力”的框架下，引入作物多样性、地膜保墒、节水灌溉等符合种植业特征的分析维度，构建适用于测度种植类家庭农场韧性的指标体系，丰富家庭农场韧性的研究。第二，从数字金融的特征出发，聚焦微观层面个体实际使用数字金融的行为，基于契约理论和中国的实际情况，构建数字金融使用影响种植类家庭农场韧性的分析框架，揭示不同类型的数字金融服务是如何通过提高土地经营权稳定性、发挥技术溢出效应等机制发挥作用的。第三，利用种植类家庭农场在数字投资、移动支付、数字信贷和线上保险上花费（得到）的金额测度数字金融使用行为。相比于常见的离散变量测度方式，本文的测度方式更能反映不同家庭农场数字金融使用规模的差异。

二、概念内涵与分析框架

（一）种植类家庭农场韧性的内涵

本文的种植类家庭农场韧性是指在面临自然灾害和市场波动等各种冲击时，种植类家庭农场能够有效缓冲冲击、短时间内适应并维持平稳运行，继而实现转型的能力（见图 1）。

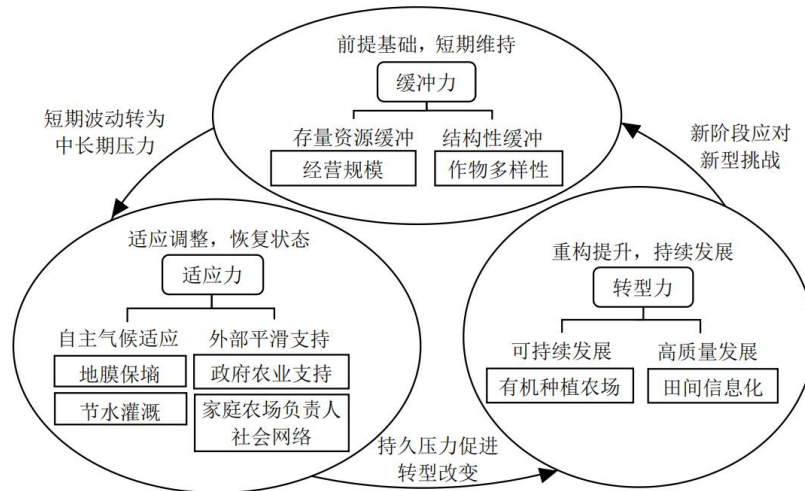


图1 种植类家庭农场的韧性内涵

国外学者将家庭农场的韧性内涵划分为抵抗力、恢复力、变革力（Darnhofer, 2014）。其中，抵抗力表明农场主拥有大面积的土地，恢复力强调相对雄厚的资本实力使家庭农场更容易回到原始水平，

变革力则要求农业生产经营的专业化程度较高。经过几十年发展，西方国家的家庭农场能够有效抵抗冲击、同化扰动，并通过根本性变革过渡到新系统。但是，中国的种植类家庭农场因为发展时间较短，加之受特殊的土地产权制度影响，普遍表现出经营土地细碎化、亲缘地缘关系紧密、专业化水平相对低等特点（郜亮亮，2020）。因此，本文选择从缓冲力、适应力、转型力三个方面出发，厘清中国种植类家庭农场韧性的内涵。相比抵抗力、恢复力和变革力的表述，这三者能更好地体现中国土地产权制度的特点、中国家庭农场的亲缘地缘关系优势和相对低的专业化水平现状。

第一，缓冲力是指种植类家庭农场调动所拥有的存量资源和利用所具备的结构特征，如通过土地流转实现零散地块整合、采取多样化种植等手段，缓冲未知冲击，并在短时间内保持基本功能的能力。其一，存量资源缓冲是指种植类家庭农场以所拥有的资源禀赋去缓冲冲击。家庭农场的资源禀赋越多，生存经营基础越雄厚，能够抵御冲击的时间就越长，缓冲能力也越强（Darnhofer, 2014）。对于种植类家庭农场而言，最核心的自然资源禀赋体现在所经营的土地上（朱启臻等，2014）。其二，结构性缓冲是指种植类家庭农场通过轮作、套作、间作等多样化种植方式稳定生产结构、降低生产的脆弱性以更好地应对冲击（李梦琪等，2024），这也是种植类家庭农场通常采用的农业风险管理方式之一。轮作、套作、间作等多样化种植方式所最终呈现的作物多样性能够使种植类家庭农场在遭遇冲击时不会“全军覆没”，面对受冲击的问题有更多应对时间，故而可以从结构上缓冲冲击（Myeni and Moeletsi, 2020）。综上所述，种植类家庭农场的缓冲力可以通过经营规模和作物多样性来体现。

第二，适应力是指种植类家庭农场能够通过自主适应气候变化，以及借助亲缘、地缘关系和国家相关政策获得外部平滑支持，从而适应冲击、维持平稳运行的能力。其一，自主气候适应是指面对极端气候等外部冲击时，种植类家庭农场负责人可以主动地采取适应性行为（郑姗等，2023）。覆盖地膜能够有效蓄水保墒，使土地保持适宜的温度、湿度，是典型的气候适应性措施（冯晓龙等，2017）。同时，灌溉措施的改善，如采用节水灌溉，能够减少水分损失和浪费，提高灌溉效率，从而适应水资源缺乏的环境（郑姗等，2023）。其二，获得外部平滑支持是指种植类家庭农场遇到冲击时，能借助所处地区的政策支持和拥有的亲缘、地缘等社会网络降低冲击造成的负面影响（Nahapiet and Ghoshal, 1998）。政府为促进农业发展，会提供各类农业补贴政策。同时，家庭农场负责人还能够通过自身的社会网络得到资金支持以适应冲击。综上所述，种植类家庭农场的适应力包括自主气候适应和外部平滑支持两个维度，前者可以通过地膜保墒、节水灌溉体现，后者可以通过政府对农业的支持、家庭农场负责人社会网络体现。

第三，转型力是指种植类家庭农场通过引入适配技术等方式对原有系统进行调整，从而实现更好发展的能力，包括可持续发展和高质量发展两方面的内涵。其一，可持续发展是指种植类家庭农场践行绿色理念，发展生态农业。有机认证要求种植类家庭农场在种植作物的过程中不使用人工合成的农药、肥料等。这可以促进土地持续耕种（谭思和陈卫平，2018），实现土地资源的可持续发展，从而使得种植类家庭农场转型的能力得到提升（Darnhofer, 2014）。其二，高质量发展是指种植类家庭农场弱化传统农业依靠资源进行发展的方式，重视以现代化、高效率的方式实现深度发展（Schultz, 1964）。

随着智能信息技术的发展，如传感器、智能农机等的应用能大大减少人力的投入，也提高生产过程的精确性。这样的田间信息化体现了种植类家庭农场生产方式的先进性，尤其是向数字农业方向发展的能力，有助于从根本上实现高质量发展（Walker et al., 2004）。综上所述，种植类家庭农场的转型力可以通过有机种植农场、田间信息化体现。

（二）数字金融使用影响家庭农场韧性的分析框架

本部分将分析数字金融如何通过提高土地经营权稳定性、提高金融与财务管理资源可得性、发挥技术溢出效应来分别增强种植类家庭农场的缓冲力、适应力、转型力，从而提升韧性（见图2）。

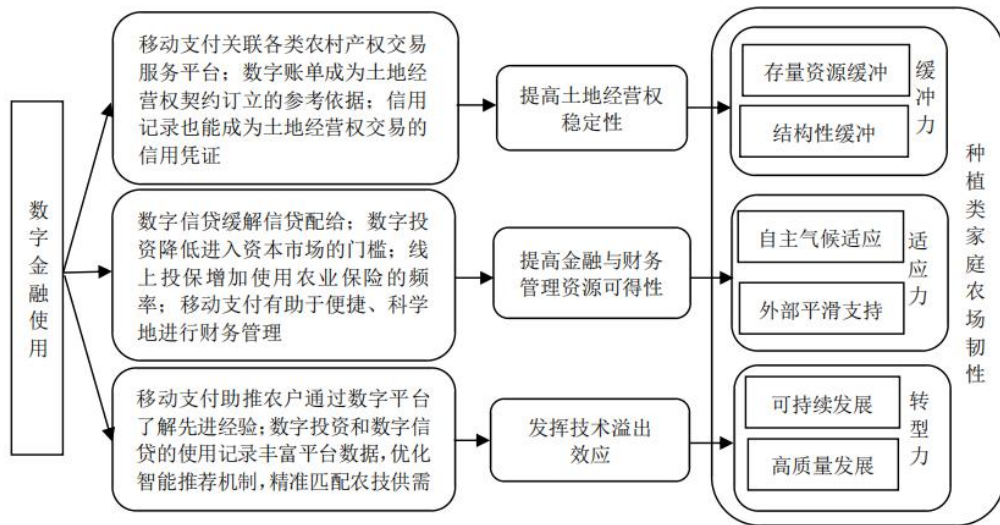


图2 数字金融使用影响种植类家庭农场韧性的分析框架

第一，数字金融使用能够通过提高土地经营权稳定性提升种植类家庭农场的韧性。其一，移动支付关联各类农村产权交易服务平台，可以引导种植类家庭农场负责人进行数字化的土地流转，从而反向刺激土地流转交易从线下向线上模式转变。一方面，很多农村产权交易服务平台是由地方农业部门和农村金融机构对接后共同推出的综合性平台，可以同时为农村产权交易和金融支农提供服务（温涛和刘渊博，2025）。因此，移动支付将增加家庭农场负责人使用农村产权交易服务平台的频率，便于家庭农场负责人实时查询土地性质、面积、剩余承包年限等信息（冯兴元，2021），并据此做出土地流转线上交易支付的合理决策。另一方面，农村产权交易服务平台汇总大量土地流转信息，大大缓解了供求双方流转信息不对称的问题，不仅降低了家庭农场负责人需要付出的信息搜寻成本和交易成本（张永奇，2022），而且减少了流转纠纷的发生，从而使得土地经营权正规交易平台交易量增加，土地经营权稳定性提高。其二，移动支付所产生的反映家庭农场负责人消费状况的数字账单，可以作为土地经营权契约订立的依据，家庭农场负责人在使用平台时所留下的信用记录也能作为土地经营权交易的信用凭证，甚至有助于获得长期转入土地所需资金（尹志超和张号栋，2018）。

契约理论认为，订立稳定、长期的契约对农业经营主体有激励作用（Holmstrom and Milgrom, 1987）。因此，如果种植类家庭农场能够在相对长的期限内建立关于土地经营权的稳定契约关系，那么，一方面可以扩大经营规模，实现存量资源缓冲；另一方面也有条件在均衡利用土壤养分的前提下，合理规

划不同年份、不同季度的作物类型，实施轮作、套作等种植方案，从而提高作物多样性实现结构性缓冲（高叙文等，2021）。由此可以看出，通过提高土地经营权稳定性，数字金融使用可以增强种植类家庭农场的缓冲力，提升种植类家庭农场的韧性。

第二，数字金融使用能够通过提高金融与财务管理资源的可得性来提升种植类家庭农场的韧性。首先，数字信贷依托大数据、云计算、人工智能等技术连接融资双方，能够缓解信贷配给（Li et al., 2013），从而提高种植类家庭农场的金融资源可得性。其次，数字投资降低家庭农场负责人进入资本市场的门槛。传统投资往往需要投资者有一定规模的资产且熟悉市场，但是，在数字投资平台上，即使是小额资金，也能参与多样化的投资组合，从而使得种植类家庭农场的金融资源可得性提高。再次，线上投保有助于增加家庭农场负责人使用农业保险的频率，而农业保险本身就是重要的金融资源和风险转移工具（王韧等，2023）。最后，移动支付不仅可以引导家庭农场负责人增加使用数字投资、数字信贷和线上投保的频率，而且还能成为使用数字记账平台的基础。农业农村部依托移动支付平台专门为家庭农场开发的“随手记”^①等数字记账平台，提高了种植类家庭农场财务管理资源的可得性，使其能够便捷、科学地进行财务管理。

金融与财务管理资源可得性的提高，使得种植类家庭农场能够更好地适应冲击以提升韧性：一方面，使得种植类家庭农场能够在适应冲击时获得更多资金支持，从而购买保墒所需要的地膜、安装节水灌溉装置，或者采取其他气候适应性行为。另一方面，能够改变财务管理不规范的问题（朱启臻等，2014），不仅有利于家庭农场做好短期的成本控制，将更多的流动性用于购买地膜、投资节水灌溉等与气候适应有关的用途（Szinai et al., 2020），也为获得外部平滑支持提供清晰准确的财务依据（王睿，2016）。可见，通过提高金融与财务管理资源的可得性，数字金融使用可以增强种植类家庭农场的适应力，提升种植类家庭农场的韧性。

第三，数字金融使用能够通过发挥技术溢出效应提升种植类家庭农场的韧性。其一，移动支付作为数字金融的基础设施，不仅是便捷的支付手段，而且能引导种植类家庭农场负责人接触数字化平台，促成他们与新型农业社会化服务体系在线上联结，打通农业技术推广体系发挥示范作用的堵点，使得家庭农场负责人接收到龙头企业、科研机构提供的先进经验与技术，实现“干中学”。同时，数字化平台还能通过促进竞争实现技术溢出（熊健等，2021）。当部分家庭农场负责人深度参与数字化平台后，尚未成功实现转型的种植类家庭农场也会被倒逼学习新技术。其二，农业技术需求呈现点上偶发、面上多发的特点，数字投资和数字信贷的使用记录能够有效丰富数字化平台的数据基础，完善差异化智能推荐机制，提升农技供需的配置效率。

农技先进主体的技术溢出能够促进种植类家庭农场进行转型从而提升韧性。一方面，通过借鉴数字化平台的学习资源，家庭农场负责人能够掌握有机肥制作、病虫害防治的方法，从而在农场内推行有机种植，提升可持续发展能力。另一方面，种植类家庭农场还能通过数字化平台接触到田间遥感、

^①资料来源：《关于推广使用家庭农场“随手记”记账软件的通知》，http://www.hzjjs.moa.gov.cn/gzdt/202206/t20220601_6401245.htm。

智能传感等先进技术，并依托平台进行生产要素重组（纪宣明，2004），实现高质量发展。因此，通过发挥技术溢出效应，数字金融使用可以增强种植类家庭农场的转型力，提升种植类家庭农场的韧性。

基于以上分析，本文提出以下假说。

H1：数字金融使用能够提高种植类家庭农场的韧性。

H2a：数字金融使用通过提高土地经营权稳定性来促进种植类家庭农场韧性提升。

H2b：数字金融使用通过提高金融与财务管理资源可得性来促进种植类家庭农场韧性提升。

H2c：数字金融使用通过发挥技术溢出效应来促进种植类家庭农场韧性提升。

三、研究设计

（一）变量设定

1.被解释变量。本文的被解释变量为种植类家庭农场韧性。对微观主体韧性的衡量方法主要包括两种：一是构建指标体系并用熵值法赋权（Perrin et al., 2020；李梦琪等，2024），二是构建福利函数并用矩估计方法计算（Cissé and Barrett, 2018；李晗和陆迁，2022）。其中，矩估计方法的理论依据为贫困陷阱理论。该理论要求资产分布呈现双峰状态，若资产超过某个临界值会更偏向于高稳态，低于该临界值则会更偏向于低稳态（Balboni et al., 2022）。由于种植类家庭农场的韧性内涵较为丰富，本文在计算后发现，种植类家庭农场的韧性并不呈现双峰形状，不符合贫困陷阱理论。因此，本文采用熵值法进行客观赋权，以避免因主观偏误导致的权重偏差。根据样本中各项指标数据自身信息量的大小计算出指标权重，熵值法赋权可以有效避免指标选择和赋权的主观性，与主观赋权法相比具有更高的可信度。该指标测量共分为两个步骤：

第一，选取指标。结合前述研究和对种植类家庭农场韧性的定义，本文从缓冲力、适应力、转型力三方面系统构建韧性评价体系，具体如表 1 所示。其中，缓冲力包含存量资源缓冲和结构性缓冲两个二级指标，前者用经营规模指标测度，后者用作物多样性指标测度；适应力包含自主气候适应和外部平滑支持两个二级指标，前者用地膜保墒指标和是否节水灌溉指标测度，后者用政府农业支持指标和家庭农场负责人社会网络指标测度；转型力包含可持续发展和高质量发展两个二级指标，前者用是否获得有机认证测度，后者用田间信息化投入指标测度。第二，用熵值法计算种植类家庭农场的韧性^①。

表 1 种植类家庭农场韧性指标体系				
一级指标	二级指标	三级指标	权重(%)	定义
缓冲力	存量资源缓冲	经营规模	26.88	种植类家庭农场的土地经营面积（亩）
	结构性缓冲	作物多样性	6.45	种植类家庭农场种植作物的种类数（种）
适应力	自主气候适应	地膜保墒	10.03	种植类家庭农场农膜使用总量（千克）
		是否节水灌溉	7.86	种植类家庭农场是否采用节水灌溉行为：是=1，否=0
	外部平滑支持	政府农业支持	7.37	种植类家庭农场每亩补贴金额（万元）

^①详细计算过程见《中国农村经济》网站或中国知网本文附录 A。

表 1（续）

适应力	外部平滑支持	家庭农场负责人 社会网络	8.08	种植类家庭农场负责人亲友赠送等现金人情收入（万元）
转型力	可持续发展	是否获得有机认证	20.27	种植类家庭农场的农产品是否获得有机认证：是=1，否=0
	高质量发展	田间信息化投入	13.06	种植类家庭农场在田间安装支持农业生产的信息设备和软件系统（传感器、智能化农机等，以及可以通过电脑了解生产情况的相关设备）的投入金额（万元）

注：①“节水灌溉”是指家庭农场通过渠道防渗、低压管灌、滴灌等方式进行灌溉，以最大限度地提高单位灌溉水量的农作物产量和产值。②“政府农业支持”中的补贴是指家庭农场从各级政府获得的除保费补贴外所有与农业生产经营有关的补贴，如粮食直接补贴、农机购置补贴等。

2.解释变量。本文的被解释变量为数字金融使用。参考翁飞龙和霍学喜（2024），同时从数字投资、移动支付、数字信贷、线上保险四个维度全面评估种植类家庭农场的数字金融使用情况。但是，不同于前人研究多以虚拟变量测度，本文全部是反映该类数字金融产品使用规模或金额连续变量。

3.机制变量与控制变量。在机制变量方面，本文选择种植类家庭农场的土地经营权稳定性、金融与财务管理资源可得性、技术溢出效应等变量作为机制变量。在控制变量方面，借鉴李梦琪等（2024）的研究思路，本文从家庭农场负责人个人特征、种植类家庭农场的经营特征、自然条件三个方面选取控制变量。家庭农场负责人个人特征包括家庭农场负责人性别、家庭农场负责人户口类型、家庭人口规模；种植类家庭农场的经营特征包括经营年数、土地是否确权和注册资本；自然条件方面选择到县级行政区中心距离作为控制变量。

变量定义与描述性统计结果如表 2 所示。

表 2 变量定义与描述性统计结果

变量类型	变量名称	变量定义	2020 年均值	2022 年均值	最小值	最大值
被解释变量	种植类家庭农场韧性	运用熵值法计算	0.048	0.054	0.006	0.364
	缓冲力	运用熵值法计算	0.103	0.114	0.018	0.859
	适应力	运用熵值法计算	0.022	0.034	0	0.418
	转型力	运用熵值法计算	0.019	0.015	0	0.706
核心解释变量	数字金融使用	当年数字金融使用的总金额（亿元）	0.003	0.004	0	0.036
	数字投资	当年互联网购买理财产品金额（亿元）	9.62×10^{-5}	9.28×10^{-5}	0	0.010
	移动支付	当年用于种植业生产经营支出（包括种子秧苗、化肥、农药、雇工等，不含保险）的移动支付金额（亿元）	0.002	0.003	0	0.036
	数字信贷	当年通过互联网平台、银行、私人借贷等获得线上贷款金额（亿元）	2.35×10^{-4}	3.05×10^{-4}	0	0.010
	线上保险	当年线上购买种植业保险支出（亿元）	5.14×10^{-6}	1.09×10^{-5}	0	0.002

表2 (续)

机制变量	土地经营权稳定性	转入土地中签订中长期契约的土地面积占所有转入土地面积的比重 (%)	84.798	81.244	0	100
	金融与财务管理资源可得性	是否获得资金或者财务管理资源: 是=1, 否=0	0.726	0.869	0	1
	技术溢出效应	采用新技术种类数 (种)	0.372	1.126	0	2
控制变量	家庭农场负责人性别	男=1, 女=0	0.887	0.888	0	1
	家庭农场负责人户口类型	农业户口=1, 非农业户口=0	0.912	0.901	0	1
	家庭人口规模	家庭人口数量 (人)	4.553	4.672	1	13
	经营年数	家庭农场经营年数 (年)	4.243	5.728	0	29
	土地是否确权	家庭农场所经营土地是否确权: 是=1, 否=0	0.615	0.566	0	1
	注册资本	家庭农场注册资本金额 (万元)	78.159	65.745	0	3000
	到县级行政区中心距离	家庭农场到县级行政区中心的距离 (千米)	23.157	19.948	0.030	150

注: ①“土地经营权稳定性”变量将流转期限达到5年及以上的合约视为中长期契约, 因为根据《中华人民共和国农村土地承包法》, 土地经营权流转期限为5年以上的, 当事人可申请土地经营权登记。②“金融与财务管理资源可得性”变量根据问卷中“是否获得正规金融机构的贷款”“是否获得私人借款”“是否采用家庭农场‘随手记’App记账”3个问题的答案进行赋值。若3个问题的答案有1个及以上是肯定的, 赋值为1; 若3个问题的答案都是否定的, 则赋值为0。③“技术溢出效应”变量是根据问卷中的“在生产经营过程中是否应用信息化技术”“在生产经营过程中是否采用绿色技术”2个问题的答案进行测度。若同时使用2种技术, 赋值为2; 若只使用1种, 取值为1; 若都未使用, 取值为0。

根据表2数据可知: 其一, 2020—2022年, 种植类家庭农场韧性的均值从0.048增加至0.054, 略有提升, 其中缓冲力和适应力都有所增加, 转型力略微下降。其二, 数字金融使用水平均值从0.003亿元上升至0.004亿元, 其中, 数字投资规模略有下降, 移动支付、数字信贷和线上保险规模呈现上升趋势。

(二) 数据来源

本文使用数据来源于课题组2021年和2023年对江苏省7个县(市、区)开展的“金融支持家庭农场发展”实地调查, 调查的是前一年, 即2020年和2022年的情况。该调查采用多阶段抽样和分层抽样相结合的方法: 第一, 根据区域经济发展和地理位置, 分别从苏南、苏中、苏北三个地区抽取调查的样本县(市、区), 共抽取江阴市、句容市、海门区、兴化市、铜山区、泗洪县和金湖县7个县(市、区)。其中, 地处苏南地区的江阴市和句容市2022年的地区生产总值分别为4754.18亿元和754.62亿元, 分别居于苏南地区该指标排名的前列和后段; 地处苏中地区的海门区和兴化市2022年的地区生产总值分别为1621.68亿元和1085.19亿元, 在苏中地区该指标排名的前列和靠后位置; 地处苏北地区的铜山区、泗洪县、金湖县2022年的地区生产总值分别为1307.39亿元、651.81亿元和411.51亿元,

分别位于苏北地区该指标排名靠前、中间和靠后的位置。可以看出，本文选取的样本县（市、区）基本能够反映江苏省不同地方的经济发展水平，具有代表性。第二，根据每个县（市、区）下辖的乡镇数量，按照和前述相同的原则，分别从每个县（市、区）选取4~6个乡镇。第三，根据每个县（市、区）农业农村局提供的全部登记在册的家庭农场名录清单，依据家庭农场的生产经营类型和经营规模等先验信息的比例结构，在每个样本乡镇分层随机抽取14~20个家庭农场，确保每个县（市、区）的样本家庭农场总数在80个左右。第四，对每个被抽取的家庭农场进行实地问卷调查，由访谈员依次阅读每个问题和选项，由被访家庭农场负责人逐一作答。调查问卷的内容在设计时充分考虑金融支持家庭农场发展的现实情况，涵盖家庭农场的基本信息、土地利用、生产经营状况、生产性资产、资金往来、收入开支六方面的内容。另外，课题组还专门对家庭农场所在乡镇的政府领导进行问卷调查，内容涵盖乡镇土地、人口、经济、农业生产、金融支持等情况。第五，除金湖县只在2023年进行实地调查外，其他6个县（市、区）都同时在2021年和2023年进行实地调查，且2023年为2021年的追踪调查。由于少部分家庭农场在2023年未被追踪到，课题组根据各县（市、区）农业农村局提供的家庭农场完整名录，在它们的所在乡镇选择特征相似的其他家庭农场予以近似匹配。

为保证数据的可靠性，本文在回归前做如下筛选：第一，本文以种植类家庭农场为例，为了家庭农场经营类型的相对统一，本文仅选取经营种植业的家庭农场作为研究对象；第二，删除数据严重缺失的种植类家庭农场。经过数据清理，最终得到673个种植类家庭农场2年共计966个观测值的非平衡面板数据。筛选后的样本数据结构如下：第一，分地区看，由于金湖县只在2023年开展了调查，所以只有1期的观测值，筛选后的样本数为83个；其他6个县（市、区）皆为2年的观测值，筛选后每年的样本数基本在70~80个。第二，在经营类型方面，大多数为单纯经营种植业的家庭农场，少部分同时经营养殖业，二者数量之比约为2.7:1，样本具有良好的代表性。综上所述，样本结构较为合理。

本文选取江苏省的家庭农场数据具有较好的代表性，理由如下：第一，江苏省是中国的农业强省，在农业产业链建设和家庭农场培育等方面都走在全国前列。截至2023年5月，江苏省纳入名录管理的家庭农场有16.8万家、各级示范家庭农场近2万家^①，处于全国领先水平。江苏省的家庭农场数据在一定程度上能够反映未来中国家庭农场发展的趋势。第二，本文将所使用的抽样数据和中国家庭农场监测数据^②进行比较，前者和后者的种植类家庭农场经营规模均值分别为311.49亩、396.81亩，两者相差不大。第三，根据北京大学数字金融研究中心和蚂蚁科技集团联合课题组编制的数字普惠金融指数，江苏省2020—2022年的数字金融发展水平仅次于北京市、上海市和浙江省三个省（市），在全国处于前列。因此，江苏省的数字金融发展情况能够反映中国数字金融的发展趋势，种植类家庭农场使用数字金融产品的概率也更高。综上所述，本文所用数据具有较好的代表性。

^①资料来源：《我省立法促进家庭农场建设》，https://www.jiangsu.gov.cn/art/2023/6/4/art_84322_10913268.html。

^②资料来源：《中国家庭农场发展报告（2019年）》（农业农村部经济体制与经营管理司和中国社会科学院农村发展研究所，2020）。

（三）模型设定

1. 基准回归模型。为检验数字金融使用对种植类家庭农场韧性的影响，本文构建如下模型：

$$Resil_{it} = \beta_0 + \beta_1 Digfin_{it} + \beta_2 X_{it} + \mu + \delta + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

（1）式中： $Resil_{it}$ 为种植类家庭农场的韧性； $Digfin_{it}$ 为数字金融使用和四种不同数字金融服务类型； X_{it} 为控制变量； μ 为地区固定效应， δ 为年份固定效应； ε_{it} 为随机扰动项，包含不可观测因素的信息。数字金融使用和四种不同数字金融服务类型对种植类家庭农场韧性的净影响是 β_1 ，若数字金融使用能提高种植类家庭农场的韧性，则 β_1 应该显著为正； β_0 是常数项； β_2 是控制变量的系数。

2. 影响机制模型。由于传统的三步法存在难以避免的内生性问题，本文参考江艇（2022）对中介效应分析的建议，构建如下模型进行机制检验：

$$M_{it} = \gamma_0 + \gamma_1 Digfin_{it} + \gamma_2 X_{it} + \eta + \lambda + \sigma_{it} \quad (2)$$

（2）式中： M_{it} 代表种植类家庭农场的土地经营权稳定性、金融与财务管理资源可得性、技术溢出效应； $Digfin_{it}$ 代表种植类家庭农场的数字金融使用和四种不同数字金融服务类型； X_{it} 为控制变量； η 为地区固定效应， λ 为年份固定效应； σ_{it} 为随机扰动项，包含不可观测因素的信息； γ_0 是常数项； γ_1 和 γ_2 分别是数字金融使用和控制变量的估计系数。

四、实证结果报告与分析

（一）基准回归结果

表3（1）列和（2）列呈现了数字金融使用对种植类家庭农场韧性影响的回归结果。数字金融使用对种植类家庭农场韧性具有显著的正向影响，且在加入控制变量前后系数差别不大。注册资本也在1%的水平上显著且系数为正。经营规模越大的种植类家庭农场韧性水平往往越高。可以看出，数字金融使用能够促进种植类家庭农场韧性水平提升，验证了假说H1。

表3 数字金融使用对种植类家庭农场韧性影响的基准回归结果

变量	(1) 种植类家庭农场韧性	(2) 种植类家庭农场韧性	(3) 缓冲力	(4) 适应力	(5) 转型力
数字金融使用	3.007*** (0.328)	2.897*** (0.328)	5.616*** (0.465)	0.772* (0.463)	1.459** (0.677)
家庭农场负责人性别		-0.006 (0.005)	-0.004 (0.008)	-0.008 (0.008)	-0.002 (0.010)
家庭农场负责人户口类型		-0.004 (0.005)	-0.014* (0.008)	0.002 (0.008)	-0.004 (0.011)
家庭人口规模		0.001 (0.001)	0.001 (0.001)	0.002 (0.001)	-0.001 (0.002)
经营年数		-4.13×10^{-4} (4.83×10^{-4})	3.77×10^{-4} (0.001)	-0.001 (0.001)	-0.001 (0.001)

表 3（续）

土地是否确权		-0.005 (0.003)	-0.005 (0.005)	-0.001 (0.005)	-0.007 (0.007)
注册资本		$3.15 \times 10^{-5***}$ (1.13×10^{-5})	$9.95 \times 10^{-5***}$ (1.46×10^{-5})	-1.24×10^{-5} (1.40×10^{-5})	8.93×10^{-6} (2.38×10^{-5})
到县级行政区 中心距离		8.10×10^{-5} (1.08×10^{-4})	2.22×10^{-4} (1.51×10^{-4})	1.46×10^{-5} (1.49×10^{-4})	1.09×10^{-4} (2.22×10^{-4})
常数项	0.041*** (0.004)	0.048*** (0.009)	0.092*** (0.014)	0.022 (0.014)	0.024 (0.018)
地区固定效应	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
R ²	0.104	0.119	0.255	0.022	0.016
观测值数	966	966	966	966	966

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

为检验数字金融使用对种植类家庭农场韧性不同维度的影响，本文分别对缓冲力、适应力和转型力进行回归分析。根据表 3（3）～（5）列结果，数字金融使用对缓冲力、适应力和转型力都具有显著的正向影响。可能的解释为：第一，数字金融使用有助于扩大种植类家庭农场的经营规模，提升缓冲能力；第二，数字金融还能够提高种植类家庭农场的金融资源可得性、规范种植类家庭农场的财务管理行为，这有利于提升家庭农场面对气候冲击时的适应能力；第三，数字金融引导种植类家庭农场负责人接触数字化平台，使他们更有能力获取市场中的信息和资源，从而增强转型能力，并最终转化为家庭农场韧性的提升。这也体现了数字金融能够向种植类家庭农场负责人同时提供金融资源、数据要素以及连接平台的优势。

为探究不同数字金融服务类型对种植类家庭农场韧性的影响，本文分别根据数字投资、移动支付、数字信贷和线上保险四种业务进行回归。根据表 4 结果，不同类型的数字金融服务都可以提升种植类家庭农场的韧性。可能的原因是：数字投资和数字信贷有助于提高种植类家庭农场的金融资源可得性，并发挥技术溢出效应。依托移动支付搭建的平台对种植类家庭农场的土地经营权稳定性和金融与财务管理资源可得性均有促进作用，且能发挥技术溢出效应，进而对家庭农场韧性产生积极的影响。另外，线上保险有助于降低家庭农场负责人购买农业保险的交易成本，促使家庭农场通过深度参与农业保险进行风险分散和转移（王韧等，2023），更好地适应外部风险的冲击，并提升家庭农场的韧性。

表 4 不同类型数字金融服务对种植类家庭农场韧性影响的回归结果

变量	种植类家庭农场韧性							
	(1)		(2)		(3)		(4)	
	系数	标准误	系数	标准误	系数	标准误	系数	标准误
数字投资	4.650*	2.479						
移动支付			3.149***	0.363				
数字信贷					3.405**	1.399		

表 4 (续)

线上投保						70.240***	18.735
常数项	0.057***	0.010	0.048***	0.009	0.058***	0.010	0.055***
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
R ²	0.040		0.116		0.043		0.050
观测值数	966		966		966		966

注：***、**和*分别表示 1%、5%和 10%的显著性水平。

(二) 机制分析

机制检验的估计结果如表 5 所示。由表 5 可知，第一，数字金融使用对土地经营权稳定性有显著的正向影响。一方面，移动支付能引导种植类家庭农场负责人借助农村产权交易服务平台进行线上土地经营权流转，降低信息搜寻与交易成本，且减少纠纷的发生；另一方面，家庭农场负责人在使用数字金融时留下的信息也能成为土地经营权交易的信用凭证，提高土地经营权稳定性。第二，数字金融使用对金融与财务管理资源可得性有正向显著影响。一方面，数字信贷能缓解信贷配给，数字投资可以增收，线上保险在受到冲击后可以赔付，这都增加了种植类家庭农场可以得到的资金；另一方面，“随手记”等基于移动支付的数字记账平台，使得种植类家庭农场运营更加规范，成本能得到有效控制，适应力得以提升。第三，数字金融使用对技术溢出效应有显著的正向影响。一方面，基于移动支付搭建的数字化平台，使家庭农场负责人能接触到先进的农业技术；另一方面，数字投资、数字信贷的使用记录丰富了数字化平台的基础数据，完善了差异化智能推荐机制，提升了农技供需配置效率。家庭农场负责人可以进行生产要素重组，增强转型力。另外，本文进一步按照数字金融服务类型，用分维度的指标对家庭农场韧性进行回归，以探究具体作用机制，所得结果^①和表 5 的发现保持一致。

表 5 机制检验回归结果

变量	土地经营权稳定性	金融与财务管理资源可得性	技术溢出效应
数字金融使用	5.601** (2.551)	6.223** (2.814)	10.467** (4.190)
常数项	1.063*** (0.074)	0.521*** (0.075)	0.504*** (0.116)
控制变量	已控制	已控制	已控制
地区固定效应	已控制	已控制	已控制
年份固定效应	已控制	已控制	已控制
R ²	0.101	0.067	0.360
观测值数	966	966	966

注：①***和**分别表示 1%和 5%的显著性水平。②括号内为标准误。

^①不同数字金融服务类型的机制检验结果见《中国农村经济》网站或中国知网本文附录 B。

（三）内生性问题处理与稳健性检验

1. 内生性问题处理。第一，采用工具变量法。借鉴尹志超等（2015）和张勋等（2020）构造工具变量的思路，按照家庭农场负责人的年龄划分为18~30岁、31~40岁、41~50岁、51~60岁和60岁以上这5类样本，选取“同乡镇、同年龄段除自己外的数字金融使用均值×家庭农场负责人是否参与过电商培训”的交乘项作为工具变量。采用交乘项是因为两年的问卷中只有一次询问了家庭农场负责人是否参与过电商培训，该变量不随时间变化，直接用它作为工具变量会使得第二阶段估计失效。考虑到家庭农场每年数字金融金额的使用情况是有变化的，本文将是否参与过电商培训与同乡镇、同年龄段除自己外的数字金融使用均值进行交互，作为具有时间变化效应的工具变量。结果表明，数字金融使用仍然对种植类家庭农场韧性具有显著的促进作用^①。第二，构造政策冲击变量。考虑到数据反映的是2020年和2022年的情况，本文将政策基期设定为2021年。作为长期深耕农村的地方性法人机构，农村商业银行（以下简称“农商行”）的数字化转型程度可以反映当地的数字金融发展水平。本文逐一搜索样本县（市、区）的农商行官网新闻，将2021年农商行有专门发布线上金融平台或信贷产品的县（市、区）设为实验组，其余设为对照组，“所在地农商行2021年发布线上金融平台或信贷产品”变量，通过双重差分模型检验数字金融使用对家庭农场韧性的影响。通过公开数据检索，铜山区、兴化市和江阴市的样本被设为实验组。另外，本文希望基期的实验组和对照组之间不存在系统性差异，因此，借鉴相关研究（彭澎和徐志刚，2021），在模型中增加所有控制变量与时期虚拟变量的交乘项。结果表明，引入外部政策冲击后，数字金融使用依然能够提升种植类家庭农场韧性^②。

2. 稳健性检验。本文采用两种方法进行稳健性检验。第一，将测度数字金融使用的连续变量更换为虚拟变量，0代表“没有使用过数字金融”，1代表“使用过或正在使用数字金融”。第二，变量测度和基准回归保持一致，但只保留2023年的观测值。按照这两种方式重新回归后的结果显示，数字金融使用对种植类家庭农场韧性具有显著的正向影响，稳健性检验通过^③。

（四）异质性分析

数字金融使用对种植类家庭农场韧性的影响是否会因经营规模的不同而产生差异？本文将样本农场按所经营的土地规模三等分为较小规模组、中等规模组和较大规模组三组，以此探究上述差异化影响。由表6的结果可以看出，数字金融使用对较小规模的种植类家庭农场韧性的提升作用并不显著，但数字金融使用对中等和较大规模的种植类家庭农场的韧性都具有显著的提升作用。这可能是因为随着经营规模的扩大，种植类家庭农场不仅经营更加稳定，更容易产生较大的规模效益，而且也有更多的机会和资源提升自身的数字素养和金融素养，进而使用数字金融产品的效果会更好、频率会更高。所以，尽管理论上较小规模的种植类家庭农场也能从数字金融使用中受益，但受制于资源和管理能力，

^①采用工具变量法的估计结果见《中国农村经济》网站或中国知网本文附录C中的附表C1。

^②政策冲击的估计结果见《中国农村经济》网站或中国知网本文附录C中的附表C2。

^③稳健性检验的估计结果见《中国农村经济》网站或中国知网本文附录C中的附表C3和C4。

其受益程度会相对有限，数字金融使用对家庭农场韧性的提升作用相对有限。本文还分别分析了数字金融使用对种植类家庭农场韧性影响的区域异质性、经营方式异质性和家庭生命周期阶段异质性^①。

表 6 数字金融使用对不同经营规模种植类家庭农场韧性影响的回归结果

变量	较小规模组	中等规模组	较大规模组
数字金融使用	1.299 (1.075)	2.548*** (0.742)	1.477*** (0.458)
常数项	0.019 (0.016)	0.048*** (0.014)	0.094*** (0.018)
控制变量	已控制	已控制	已控制
地区固定效应	已控制	已控制	已控制
年份固定效应	已控制	已控制	已控制
R ²	0.056	0.060	0.129
观测值数	321	323	322

注：①***表示 1%的显著性水平。②括号内为标准误。

（五）进一步分析

极端气候带来的外部冲击是影响种植类家庭农场韧性的重要因素。比如，常年的极端高温或者旱灾可能使得种植类家庭农场持续面对缓冲和适应的压力。那么，数字金融使用是否可以缓解极端气候对种植类家庭农场韧性带来的不利影响？本文以极端高温为例，对此做进一步分析。样本地区 2020 年和 2022 年极端高温均值分别为 37.4℃和 39.4℃，已经超过世界气象组织（World Meteorological Organization，简称 WMO）界定的最高热浪标准。因此，样本地区这两年间处于极端高温状态。

本文通过引入“数字金融使用情况×所在县的极端高温水平”的交乘项展开研究。在所在县极端高温的测度上，参考 WMO、世界气候研究计划的推荐，基于中国各地站点的逐日气温数据并利用气象站经纬度做反距离权重插值处理^②，构建家庭农场所在县（市、区）的极端高温指数。结果表明，极端高温对种植类家庭农场韧性有显著的负向影响，数字金融使用和不同数字金融服务类型与极端高温的交乘项均对种植类家庭农场韧性有显著的正向影响。数字金融使用可以缓解极端高温带来的不利影响，提高种植类家庭农场的韧性^③。

五、研究结论与政策启示

本文借助 2021 年和 2023 年对江苏省实地调查获得的数据，采用熵值法测度种植类家庭农场的韧性水平，运用计量经济学模型，实证研究数字金融使用对种植类家庭农场韧性的影响。主要结论如下：第一，数字金融使用能显著提高种植类家庭农场的韧性，包括提高缓冲力、适应力和转型力。第二，

^①异质性分析估计结果见《中国农村经济》网站或中国知网本文附录 D。

^②资料来源：美国国家海洋和大气管理局（NOAA），<https://www.ncei.noaa.gov>。

^③数字金融使用和极端高温对种植类家庭农场韧性影响的估计结果见《中国农村经济》网站或中国知网本文附录 E。

数字金融使用通过三个机制对种植类家庭农场的韧性产生影响，分别是提高土地经营权稳定性、提高金融与财务管理资源可得性、发挥技术溢出效应。第三，无论是与金融资源可得性和技术溢出密切相关的数字投资和数字信贷，还是和农村产权交易服务平台、数字记账工具等有关的移动支付，或者同时属于金融资源和风险转移工具的线上保险，不同类型的数字金融服务均可以对种植类家庭农场的韧性产生促进作用。第四，数字金融使用对种植类家庭农场韧性的提升作用存在异质性，对经营规模较大的家庭农场的韧性提升作用更为显著。第五，以极端高温为例，极端气候是影响种植类家庭农场韧性的重要因素，而数字金融使用可以缓解极端气候对种植类家庭农场韧性的不利影响。

本文得到如下政策启示：第一，在加快建设农业强国目标下，政府应完善银行、保险公司、金融科技企业在农村推广数字投资、移动支付、数字信贷和线上保险的政策措施，重视数字金融对种植类家庭农场韧性的提升作用。政府应明确推广数字金融的步骤和支持措施；加强数字金融知识的普及和宣传工作，通过线上线下相结合的方式提高家庭农场负责人对数字金融工具的认识和应用能力；同时，通过举办培训课程或工作坊，增强家庭农场负责人的财务管理能力和技术采纳意愿。第二，创新适合不同经营规模和经营特征的家庭农场的数字金融模式。政府应当积极鼓励金融机构与农业科技公司合作，开发适合不同家庭农场的数字金融产品和服务。例如，既可以推出低利率的数字化小额信贷产品，也可以设计针对大规模农场的综合性金融解决方案，包括多样化的投资组合和风险管理工具。第三，促进家庭农场使用数字金融相关产品来提升应对极端气候等外部冲击的能力。政府可以通过数字平台加强气象信息服务，提供精准的灾害预警，帮助家庭农场负责人及时应对风险；同时，支持数字金融与农业技术的融合，推广智能农业技术，提升种植类家庭农场管理风险和适应气候变化的能力。

参考文献

- 1.董志勇、李成明、程胜，2021：《乡村振兴背景下数字金融发展的关键问题与路径选择》，《农村金融研究》第11期，第38-43页。
- 2.冯晓龙、刘明月、霍学喜、陈宗兴，2017：《农户气候变化适应性决策对农业产出的影响效应——以陕西苹果种植户为例》，《中国农村经济》第3期，第31-45页。
- 3.冯兴元，2021：《农村产权交易平台现状、问题及其改革进路》，《社会科学战线》第10期，第64-70页。
- 4.高帅、程炜、唐建军，2024：《风险冲击视角下革命老区农户生计韧性研究——以太行革命老区为例》，《中国农村经济》第3期，第107-125页。
- 5.高叙文、方师乐、史新杰、卫龙宝，2021：《农地产权稳定性与农地生产率——基于新一轮农地确权的研究》，《中国农村经济》第10期，第24-43页。
- 6.郜亮亮，2020：《中国种植类家庭农场的土地形成及使用特征——基于全国31省（自治区、直辖市）2014—2018年监测数据》，《管理世界》第4期，第181-195页。
- 7.郝爱民、谭家银，2023：《农村产业融合赋能农业韧性的机理及效应测度》，《农业技术经济》第7期，第88-107页。
- 8.何亚莉、杨肃昌，2021：《“双循环”场景下农业产业链韧性锻铸研究》，《农业经济问题》第10期，第78-89页。

- 9.黄祖辉、俞宁, 2010:《新型农业经营主体:现状、约束与发展思路:以浙江省为例的分析》,《中国农村经济》第10期,第16-26页。
- 10.纪宣明, 2004:《技术创新、制度创新与企业发展:厦新电子扭亏个案研究》,《金融研究》第9期,第163-169页。
- 11.江艇, 2022:《因果推断经验研究中的中介效应与调节效应》,《中国工业经济》第5期,第100-120页。
- 12.李晗、陆迁, 2022:《无条件现金转移支付与家庭发展韧性——来自中国低保政策的经验证据》,《中国农村经济》第10期,第82-101页。
- 13.李梦琪、柯雪龙、康宽、郭沛, 2024:《数字普惠金融与新型农业经营主体经济韧性:赋能还是负能?》,《中国农业大学学报》第4期,第40-53页。
- 14.李义姝、严奉宪, 2024:《数字普惠金融对农业经济韧性的空间溢出及门槛效应——以长江中下游地级市为例》,《中国农业大学学报》第9期,第282-295页。
- 15.农业农村部政策与改革司、中国社会科学院农村发展研究所, 2020:《中国家庭农场发展报告(2019年)》,北京:中国社会科学出版社,第34页。
- 16.彭澎、徐志刚, 2021:《数字普惠金融能降低农户的脆弱性吗?》,《经济评论》第1期,第82-95页。
- 17.谭思、陈卫平, 2018:《如何建立社区支持农业中的消费者信任——惠州四季分享有机农场的个案研究》,《中国农业大学学报(社会科学版)》第4期,第103-116页。
- 18.佟泽鑫、刘帅, 2024:《农地流转期限与农户耕地质量保护行为——兼论不同流转行为的影响差异》,《中国农业资源与区划》, <http://kns.cnki.net/kcms/detail/11.3513.S.20240716.1114.016.html>。
- 19.王韧、陈嘉婧、周宇婷、宁威, 2023:《农业保险助力农业强国建设:内在逻辑、障碍与推进路径》,《农业经济问题》第9期,第110-123页。
- 20.王睿, 2016:《自我信贷配给、农村家庭财务能力与非正规借贷——基于江苏省495户农村家庭的调查》,《财经理论与实践》第6期,第35-41页。
- 21.温涛、刘渊博, 2025:《乡村数字金融的共性规律、发展逻辑与障碍突破——基于农村金融改革试验区的多案例研究》,《农业经济问题》第1期,第27-43页。
- 22.翁飞龙、霍学喜, 2024:《数字金融对规模经营农户新技术采用的影响》,《中国农村观察》第1期,第85-107页。
- 23.熊健、张晔、董晓林, 2021:《金融科技对商业银行经营绩效的影响:挤出效应还是技术溢出效应?》,《经济评论》第3期,第89-104页。
- 24.尹志超、吴雨、甘犁, 2015:《金融可得性、金融市场参与和家庭资产选择》,《经济研究》第3期,第87-99页。
- 25.尹志超、张号栋, 2018:《金融可及性、互联网金融和家庭信贷约束——基于CHFS数据的实证研究》,《金融研究》第11期,第188-206页。
- 26.张勋、杨桐、汪晨、万广华, 2020:《数字金融发展与居民消费增长:理论与中国实践》,《管理世界》第11期,第48-63页。
- 27.张永奇, 2022:《数字普惠金融对农村土地流转的影响及机制研究——来自CFPS与PKU-DFIIC的经验证据》,《经济与管理》第3期,第30-40页。

- 28.郑姗、郑旭媛、徐志刚, 2023: 《农业保险风险转移对规模户损失控制方式选择的影响——基于风险管理方式有效功能区间的视角》, 《中国农村经济》第 11 期, 第 82-101 页。
- 29.周玉玺、程创业, 2024: 《数字普惠金融与农业产业链韧性耦合协调及影响因素》, 《中国农业大学学报》第 7 期, 第 297-306 页。
- 30.周月书、葛云杰, 2024: 《数字农业发展的信贷融资效应——来自江苏省家庭农场的证据》, 《中国农村观察》第 5 期, 第 160-184 页。
- 31.朱启臻、胡鹏辉、许汉泽, 2014: 《论家庭农场: 优势、条件与规模》, 《农业经济问题》第 7 期, 第 11-17 页。
- 32.朱雅雯、许玉韞、张龙耀, 2023: 《数字金融与家庭农场经营绩效》, 《经济评论》第 6 期, 第 72-86 页。
- 33.Balboni, C., O. Bandiera, R. Burgess, M. Ghatak, and A. Heil, 2022, “Why Do People Stay Poor?” *The Quarterly Journal of Economics*, 137(2): 785-844.
- 34.Cissé, D. J., B. C. Barrett, 2018, “Estimating Development Resilience: A Conditional Moments-based Approach”, *Journal of Development Economics*, Vol.135: 272-284.
- 35.Darnhofer, I., 2014, “Resilience and Why It Matters for Farm Management”, *European Review of Agricultural Economics*, 41(3): 461-484.
- 36.Holling, C. S., 1973, “Resilience and Stability of Ecological Systems”, *Annual Review of Ecology and Systematics*, 4(1): 1-23.
- 37.Holmstrom, B., and P. Milgrom, 1987, “Aggregation and Linearity in the Provision of Intertemporal Incentives”, *Econometrica: Journal of the Econometric Society*, 55(2): 303-328.
- 38.Huang, Z., L. Wang, and J. Meng, 2024, “Does Rural E-Commerce Improve the Economic Resilience of Family Farms?”, *International Review of Economics & Finance*, Vol.95, 103505.
- 39.Li, R., Q. Li, S. Huang, and X. Zhu, 2013, “The Credit Rationing of Chinese Rural Households and Its Welfare Loss: An Investigation Based on Panel Data”, *China Economic Review*, Vol.26: 17-27.
- 40.Myeni, L., and M. E. Moeletsi, 2020, “Factors Determining the Adoption of Strategies Used by Smallholder Farmers to Cope with Climate Variability in the Eastern Free State”, *South Africa Agriculture*, 10(9), 410.
- 41.Nahapiet, J., and S. Ghoshal, 1998, “Social Capital, Intellectual Capital, and the Organizational Advantage”, *Academy of Management Review*, 23(2): 242-266.
- 42.Perrin, A., R. Milestad, and G. Martin, 2020. “Resilience Applied to Farming: Organic Farmers’ Perspectives”, *Ecology and Society*, 25(4), 5.
- 43.Schultz, T. W., 1964, “Changing Relevance of Agricultural Economics.”, *Journal of Farm Economics*, 46(5): 1004-1014.
- 44.Szinai, J. K., R. Deshmukh, D. M. Kammen, and A. D. Jones, 2020, “Evaluating Cross-Sectoral Impacts of Climate Change and Adaptations on the Energy-Water Nexus: A Framework and California Case Study”, *Environmental Research Letters*, 15(12), 124065.
- 45.Walker, B., C. S. Holling, S. R. Carpenter, and A. Kinzig, 2004, “Resilience, Adaptability and Transformability in Social-Ecological Systems”, *Ecology and Society*, 9(2), 5.

How Does Digital Finance Affect the Resilience of Family Farms: Taking Planting Family Farms as An Example

PENG Peng ZHU Li LUO Juntong ZHU Shuang
(College of Finance, Nanjing Agricultural University)

Summary: Family farms are important new agricultural operating entities and enhancing their resilience is crucial for building up China's strength in agriculture. Differences in financial environments are an important source of heterogeneity in resilience. Sufficient financial capital allows family farms to better buffer and adapt in response to shocks. However, conventional rural financial services have problems such as insufficient breadth and limited depth, which restrict the large-scale operation of family farms. The digital finance will help solve this problem.

This paper takes planting family farms as an example and uses data collected from field surveys conducted in seven counties of Jiangsu Province in 2021 and 2023 to empirically test the impact, mechanisms, and differences of the actual use of digital finance on the resilience of family farms. The findings are as follows. First, the use of digital finance by planting family farms can enhance their resilience, which is achieved through improving their buffer capacity, adaptability, and transformation ability. Second, digital finance can enhance the buffer capacity, adaptability, and transformation ability of planting family farms by increasing the stability of land operation rights, improving the availability of funding and financial management resources, and leveraging technology spillover effects, thereby promoting the enhancement of their resilience. Third, all types of digital financial services can improve the resilience of planting family farms. Fourth, digital finance is more effective in enhancing the resilience of planting family farms with larger land scales. Fifth, extreme climate is an important factor affecting the resilience of planting family farms and digital finance can mitigate the adverse impacts of extreme climate on their resilience.

The implications are as follows. First, the government should improve policies for banks, insurance companies, and financial technology companies to promote digital investment, mobile payment, digital credit, and online insurance in rural areas, and pay attention to the impact of digital finance on improving the resilience of family farms. Second, the government should innovate digital financial models that are suitable for family farms with different land scales and operating characteristics. Third, the government should promote digital finance-related products to help family farms cope with external shocks such as extreme climate.

The marginal contributions are as follows. First, this paper introduces the analytical dimensions that are consistent with the characteristics of the planting industry, to construct an index system suitable for measuring the resilience of planting family farms. Second, this paper focuses on the actual use of digital finance at the micro level, and builds an analytical framework for the impact of the use of digital finance on the resilience of planting family farms. Third, the variable settings are innovative, i.e., the amount spent (or received) on digital investment, mobile payment, digital credit, and online insurance by planting family farms is used to measure digital finance.

Keywords: Digital Finance; Resilience; Family Farm; Planting

JEL Classification: Q14; G21; Q12

(责任编辑: 柳 荻)

土耳其农业现代化的路径、成效与启示

魏 敏 郑思达

摘要：土耳其是一个传统农业国家。土耳其共和国成立后，土耳其始终坚持凯末尔主义民族经济体系原则，通过政府自上而下的政策引导和农民、农业合作社自下而上的参与式发展，成功推动农业生产方式从粗放型到集约型、农业生产结构从传统单一农业部门向农林牧渔现代化综合农业体系两次成功转型，跻身全球农业大国行列。土耳其历经百年农业现代化实践，尤其是通过农业经济、生态农业和乡村建设三条路径，实现了农业产业链横向拓展与价值链纵向延伸的有机统一，最终形成了适度规模经营与特色农业相结合的农业现代化土耳其模式。土耳其构建的以国内各地区、多部门为横向联系纽带、农产品供应链纵向深度延伸的农业现代化网络结构，全面提升了其农业现代化和乡村建设发展水平，使农业成为国民经济增长的源泉，为其全面现代化奠定了坚实基础。从“全球南方”视角看，中国与土耳其农业发展阶段相似，土耳其在农业现代化实践中构建以农民家庭为核心、农业合作社为组织主体的农业现代化体制机制，畅通农业技术培育与成果下沉转化路径，协调城乡均衡发展，促进农业绿色生态转型，打造优势特色农业产区集群等，这些对中国实现农业强国目标具有借鉴意义。

关键词：土耳其 农业现代化 农业基础设施 乡村建设 农业强国

中图分类号：F33/37；F313 **文献标识码：**A

一、引言

农业现代化是传统农业^①国家实现全面现代化的基础和重要路径。土耳其作为一个发展中国家，在土耳其共和国成立之初即开启了现代化进程，历经百年，已经构建了庞大而富有竞争力的农业产业体系。目前，土耳其农业总产值约占全球农业的2.1%，是全球第七大农业产区和第九大农产品生产国。土耳其还是继中国、美国、印度和巴西之后的全球第五大蔬菜和水果生产国、经济合作与发展组织第二大农业生产国。土耳其国内粮食整体自给率达到98.8%，农业领域雇用了全国约20%的劳动力，有

〔资助项目〕 中国社会科学院学科建设“登峰战略优势学科——当代中东发展”资助计划（编号：DF2023YS46）；国家社会科学基金重大项目“中东经济通史”（编号：21&ZD246）子课题“中东当代经济史”。

〔作者信息〕 魏敏，中国社会科学院西亚非洲研究所，电子邮箱：weimin@cass.org.cn；郑思达，中国社会科学院大学国际政治经济学院。

^①舒尔茨（1987）在《改造传统农业》中提出“传统农业”概念，指完全以农民世代使用的各种生产要素为基础的农业。

1800 多种农产品远销全球 190 多个国家，年均出口总额 177 亿美元，占农业总产值的 1/4 以上^①，在世界农业经济中占有重要地位。土耳其作为全球农业较为发达的发展中国家中东地区的农业强国，其农业现代化不仅是国家政治经济社会发展的基础，也是“土耳其模式”的重要组成部分；其农业现代化经验更是“全球南方”国家探索农业自主现代化道路的宝贵财富。

目前，国内学术界主要从生产关系和市场作用的角度，将国外农业现代化发展模式分为四类：一是以美国、加拿大、澳大利亚为代表的规模化大农场模式，以机械化生产和专业化经营为现代化核心，充分发挥土地资源的规模经济效益，形成高度集约的大农业经营结构（沈费伟和刘祖云，2016；周婕，2020；金文成和靳少泽，2023）；二是以欧洲国家为代表的集约化科技创新模式，以农业科技创新体系作为现代化的重要支柱，通过高投入科技创新与资源配置优化，聚焦于提高单位土地产出率和环境可持续性，实现以先进技术为内核、以高效高质为特点的农业国际竞争优势（王战，2022）；三是以日本、韩国为代表的精细化技术密集模式，注重碎片化土地的精细化管理，在农业机械与技术的研发、转化和推广过程中，紧密围绕国土结构特征进行因地制宜的改造，形成以小型化、轻便化、高性能农业机械为特征的精细化现代农业（薛洲和高强，2023；李奕好和刘辉，2023）；四是以巴西和阿根廷为代表的经济作物商品化模式，以大规模种植经济作物为主，依赖全球市场需求，通过专业化生产和出口导向推动农业发展，形成以商品化和市场化为特征的现代经济型农业（耿晔强和马海刚，2007；唐丽娟，2014）。学者们系统总结和分析了这些模式的实现路径及其对于中国农业现代化的启示，对中国农业现代化发展具有重要参考价值。然而，这些国家在农村社会结构或农业资源禀赋等方面与中国具有较大差异，其经验具有较强的情境依赖性。

土耳其的农业现代化模式及其实现过程与上述模式均有所差异。土耳其地处东西方连接处，历史上也是一个传统农业国家。在土耳其农业现代化进程中，无论是在农业发展道路的选择上还是在制度变革上，政府始终居于主导地位，并长期坚持独立自主的农业发展方向。在农业现代化道路选择上，土耳其既没有走美国、加拿大、澳大利亚等耕地资源丰富且规模连片的农业大国的规模化大农场现代化道路，也没有走日本、韩国等以山地丘陵地形为主、土地细碎化的精细化技术密集的现代化道路（曹斌，2023），而是根据自身的农业资源禀赋特征，选择了一条适度规模经营与特色农产品出口导向相结合的农业现代化道路。土耳其的耕地面积约 2660 万公顷，占全国总面积的 34%，其中约 10% 为永久性作物用地，主要是葡萄园、果园和橄榄园^②。从地理特征来看，土耳其大部分土地位于山地高原地区，并不具备自然资源优势。可耕地主要分布在地中海和黑海沿海地区、幼发拉底河与底格里斯河河谷及盆地地区，土地细碎化。但与日、韩相比，土耳其的河谷地区土地面积总体较大。上述特征决定了无论是完全规模化经营道路，还是完全技术密集型道路，都与土耳其的农业资源禀赋特征不完全匹配。总的来看，土耳其一方面通过运用国家主导、“小频多调”的农业政策，另一方面通过扩大耕

^①资料来源：OAİB - Tarım ve Orman Bakanlığı Destekleri Hakkında Bilgi Verebilir misiniz, <https://oaib.org.tr/index>。

^②资料来源：OAİB - Tarım ve Orman Bakanlığı Destekleri Hakkında Bilgi Verebilir misiniz, <https://www.oaib.org.tr/tr/bilgi-merkezi-sikca-sorulan-sorular-tarim-ve-orman-bakanligi-destekleri-hakkinda-bilgi-verebilir-misiniz.html>。

地面积和加强开发灌溉系统、乡村道路、通信与网络等基础设施建设,促进了农业从传统的小农经济向现代化、工业化和出口导向的现代农业转型,最终实现了农业生产力的两次重大飞跃,即由传统粗放型低增长向资本集约型农业发展的飞跃,以及由单一产业向多产业协调、多部门紧密联系的综合性农业体系转型的飞跃。

同为发展中的传统农业大国,中国和土耳其存在诸多相似之处。在农业资源禀赋上,两国都拥有广大的农业人口和相对分散的小规模农户,并且传统农业中相似的“乡土性”“礼俗性”和“差序格局”使得农村社会结构呈现内聚性和自稳性(费孝通,2004),难以满足现代化转型的需求。尤其是中国正处于巩固拓展脱贫攻坚成果同乡村振兴有效衔接的关键时期,从农业现代化的产业分工效益来看,基于不同自然禀赋在垂直领域推进农业现代化分工,塑造不同的乡村产业集群特征,丰富乡村经济业态,是提高农业质量效益和竞争力的主要内容^①。土耳其在农业现代化进程中,通过一系列的政策变革,推动农业机械化和技术创新,在精细农业、有机农业、节水农业、旱作农业等领域均走在了国际前列,形成了技术出口与产品出口的双重优势,塑造了土耳其特有的农业现代化模式。土耳其已经基本完成了从单纯的农业生产向农林牧渔全产业链现代化发展的转型,其农业发展和乡村建设为土耳其工业发展、服务业发展和整个国民经济建设提供了支撑。

鉴于土耳其在农业资源禀赋、农业生产力水平和农村社群结构等方面与中国具有较高的相似性,本文旨在梳理土耳其农业现代化的历史演进,把握其农业生产力实现重大现代化飞跃的逻辑主线,总结其农业现代化经验,进而为中国向着农业强国目标加速迈进提供重要的国际镜鉴。本文研究填补了已有文献对“全球南方”国家农业现代化道路关注的空白,丰富了“全球南方”国家的农业现代化实践案例,对于中国持续推动农业现代化进程具有重要借鉴意义。

二、土耳其农业现代化的历史演进

在土耳其农业现代化的百年发展历程中,早期的独立战争严重破坏了土耳其的农业生产基本条件,土地耕种面积和产出水平都大幅下降。土耳其共和国成立伊始,政府就确立了农业在土耳其国民经济结构中的基础性地位。凯末尔总统曾多次表明农业之于土耳其的重要性,强调每个土耳其农民家庭都必须拥有可以用于生活和工作的土地,鼓励农民以现代方式进行耕种,重视农业生产剩余对工业生产的重要支撑作用^②。凯末尔的农业发展理念对土耳其长期奉行以农为本的现代化政策具有重要指导意义。农业现代化是一个生产要素优化配置或制度创新的过程^③,包括作为资源配置基础的农地经营制度、农产品价格形成制度、农产品营销制度、农业劳动力资源配置制度、农业金融制度及农村自治职

^①参见《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》, https://www.gov.cn/xinwen/2021-03/13/content_5592681.htm。

^②资料来源: Reiscumhur Kemâl Atatürkün, Türkiye Büyük Millet Meclisinin beşinci İntihab Devresinin İkinci Toplanma Yılına Açarken Heyeti Umumiyyede İrad Buyurdıkları Nutuk, <https://www.resmigazete.gov.tr/arsiv/3448.pdf>。

^③资料来源:《发达国家现代化农业发展模式及对我国启示》, http://www.sic.gov.cn/sic/81/456/0328/8916_pc.html。

能和政府管理农业职能等一系列基本制度的现代化。综合考虑要素配置和相关制度的优化，土耳其农业现代化进程可以分为战后恢复和农业制度改革时期、农业机械化和资本化发展时期、农业合作社联盟和农业产业集群形成时期与农业生态化和市场化发展时期四个阶段。

（一）战后恢复和农业制度改革时期（1923—1960 年）

在奥斯曼帝国时期，大地主和商人是农村地区的主要放贷人，他们通过较高的利息限制中小型生产者的生产投入，甚至占有贫农的生产资料，以此维系其在农村社群网络中的影响力。受战争影响，1923 年安纳托利亚地区在册人口减少 30% 以上，可耕地面积减少 53%，农耕牲畜损失超过 86%，粮食生产和相关产业大面积停滞，农村地区饥饿现象普遍（Pamuk, 2018）。土耳其共和国成立后，为破除农民和地主之间不平等的依附关系，发展生产力和恢复农业生产成为这一时期农业政策的主要目标。

首先，政府主导实行税制改革，为农业发展提供基本保障。1924 年，土耳其大国民议会通过取消什一税^①和动物税，改为征收间接税和土地税，并对供应伊斯坦布尔、贝伊奥卢和于斯屈达尔等主要城市的新鲜果蔬免除征税。这些措施极大地减轻了农民阶层尤其是中小型家庭生产者的税负，削弱了大地主和商人对农业生产环节和权力结构的控制。1929 年，在政府过渡期结束后，土耳其收回关税主权，迅速推行全新关税和进口配额政策，通过提高关税税率为国内农业经营者创造良好的国内市场环境；新税则中未明确规定的商品均适用 40% 的基础关税，极大地保护了农民利益。同时，为了保护本国羸弱的农业生产免受外国低价农作物冲击，政府大幅提高了包括食品在内的多数商品的关税，1929 年平均关税从 13% 上升至 46%，并在 20 世纪 30 年代后期逐步达到了 60% 以上（Pamuk, 2018）。

其次，政府实行支持性农业生产政策，提高农民积极性和农业生产率。1929 年，土耳其建立农业合作社体系，立法批准成立农业信贷合作社、农业销售合作社以及农会，满足农场主雇佣工人和购买种子、幼苗、化肥、牲畜和农机设备等生产需要。土耳其建立稳定的供销渠道，避免市场价格频繁波动损害农户利益。农业信贷合作社中的所有交易不仅免征所得税、交易税和印花税，在遭遇自然灾害的年份还允许农民以低息延长还款时间。政府逐步放宽对合作社的贷款条件和金额限制，款项用途由仅限于短期就业拓展为可用于生产和扩大再生产的需要，并取消了对乡村、城镇和城市贷款人的 500 里拉、1000 里拉的金額限制。

再次，政府高度重视农业人才培养和农村人口就业。1938 年，土耳其首次通过立法在全国范围内兴建农业技术学校、乡村学社和附属教育机构，公费资助中小型农民家庭的子女参与现代化农业生产培训；鼓励毕业生返乡教学或成立示范性家庭农场，为其免费提供生产工具和土地，并在十年内免征土地税和牲畜税；鼓励学生在本村建立模范企业，推广现代化耕种与养殖技术。到 1948 年，土耳其全国已有 21 所该类型学校和超过 1.5 万名学生（刘易斯，1982）。

最后，政府重视机械化设备引进和农村基础设施建设，为农业生产力发展奠定基础。土耳其政府

^①奥斯曼帝国对农业产出征收的核心税种之一，字面意思为“1/10”，税率通常为农民收成的 10%，但实际比例因地区、作物类型及土地制度而异。税收客体为谷物、蔬果等农产品，部分时期也对牲畜和手工业品征税。税款最初用于维持军事采邑持有者的军需，后期逐渐转变成为中央政府的财政来源。

免除了农业机械、工具及其配件的进口关税，并利用外国援助款大量进口拖拉机。1946—1960年，全国拖拉机数量由不足10000台快速增长至42140台，大型联合收割机数量增长也超过50%，现代化机械设备使用率大幅提高。在乡村建设方面，政府重点投资乡村电网和城乡公路等交通运输网络建设，增强了全国各地的交通运输能力，提升了内陆农产品销往沿海地区和国际市场的机会。1950—1960年，土耳其公路总局预算连年上涨，占财政预算的份额由4.1%提高至13.3%^①。

在这一时期，在政府一系列制度建设和政策扶持下，农业部门增长强劲。20世纪30年代，即使面对大萧条导致的农产品价格急剧下降，土耳其农业产值仍增长了113%。40年代，土耳其农产品生产已经基本满足国内消费和生产的需求，小麦和各类传统经济作物开始实现出口（Hirsch and Hirsch, 1963, 1966）。政府进而取消了农作物出口禁令，并开始塑造农产品和畜产品国际市场竞争力，有意识地打造农畜产品民族品牌。政府规定，出口商品中凡是羊毛含量超过25%的纺织品、皮革、棉纱，均需使用“土耳其制造”一词进行明显标记，以区别于其他国家产品，这为日后土耳其农畜产品和食品工业品牌塑造并走向世界奠定了良好基础。然而，农业生产粗放型增长的局限性日渐显现，如何提高单位土地和劳动力的农业生产率、发展集约型农业成为土耳其下一阶段的政策重心。

（二）农业机械化和资本化发展时期（1961—1981年）

20世纪60年代，土耳其提高农业生产力的举措，由农业制度改革和扩大耕地面积，逐渐转向加大对农业机械和农业生产投入资本化投资的支持。

首先，政府高度重视农机设备等固定资产投资，提高机械化作业率。1961—1981年，土耳其拖拉机和联合收割机的数量分别由42510台、5850台增加至458710台、13100台^②，替代了约100万张传统耕作用的木犁，同期机耕率由13.6%提高至95%（杨曼苏，1986）。

其次，政府重视农业化肥的使用和国内化肥工业的发展，进一步提高了土壤肥力。一方面，土耳其取消了购买制造氮肥所需原材料的生产税和进口配额，并在英国政府资金援助下建设大型化肥厂，提高国内化肥生产能力。另一方面，土耳其农业银行设立1.5亿里拉的特别账户，支持中小型农业生产者和农业合作社购买化肥，鼓励其进口和使用钾肥和复合肥。其间，土耳其每公顷耕地施肥量由3.25千克快速增至50.89千克，极大地提高了土壤肥力。

最后，发展农业育种。研发并推广优质高产、抗病虫害的种子，是土耳其发掘农业潜力的又一重要举措。土耳其土地单产常年较低的原因之一是缺乏高品质种子。为此，土耳其政府加强与国内外私人育种机构研发合作，引入墨西哥高产小麦种子。政府依照良种激励制度溢价收购合格种子，再通过各地农业组织以低价出售给农民，在全国范围内促进良种普及。同时，政府还在部分省份设立种子试验区，严格控制试验区内种子品类以检验农作物的抗病虫害效果，实现种子优选优育。1951—1980年，

^①资料来源：Karayollari Genel Müdürlüğü，<https://www.kgm.gov.tr/SiteCollectionDocuments/KGMdocuments/Istatistikler/ButceOdenekHarcamaGelir/ButceDurumuVeOraniTR.pdf>。

^②资料来源：土耳其统计局，<https://www.tuik.gov.tr/Home/Index>。本文中涉及数据，除单独说明外，其他均来自土耳其统计局网站。

土耳其先后颁布《鼓励外商投资法》《外国资本促进法》《外资框架法令》，赋予外国企业与本国企业相同的权利，并单独特设外资司，管理投资许可证的颁发。政府引导外资有序流向育种、综合畜牧、出口导向型新鲜果蔬生产、农业技术开发、食品工业等领域，加快了农业部门的资本化进程。

在这一时期，生产工具的机械化和化肥、良种的推广，显著提高了农业生产力和整体产出，基本筑实了土耳其农业现代化所需的经济、制度和现实基础。1961—1981年，小麦每公顷产量由90.7千克迅速提升至183.8千克，粮食作物在满足国内需求的基础上实现了由净进口转变为净出口。同时，化肥使用增加了土壤肥力，果蔬和烟草等经济作物也成为重要的出口产品，其出口额占土耳其出口总额的比重超过30%。

（三）农业合作社联盟和农业产业集群形成时期（1982—2002年）

农业合作社是土耳其农业产业集群形成的核心，是实现社会正义和效率的基础保障。有学者认为，没有农业和农业合作社，土耳其就无法发展（Çıkm, 2016）。土耳其农业合作社起步于1929年，并在土耳其农业部的指导下开始系统地制订每年的发展计划。20世纪80年代，政府更加重视农业合作社在农业现代化进程中的主体地位，将其视为国家扩大生产、保护消费者以及维护国民经济利益的重要支柱（Ates et al., 2017）。农业合作社开始深度参与国内农产品生产、加工、运输和分销的各个环节。在农业合作社发展中，不同地区逐渐形成了经营不同粮食作物和特色经济作物的大型农业产区，农业生产和分工越发清晰，产业集群相继出现，伊斯帕尔塔鲜花种植及其制品加工合作社联盟、马尔马拉橄榄销售合作社联盟、伊兹密尔葡萄与棉花生产合作社联盟等下辖的产业集群成为重要的生产基地。

农业合作社通过发展现代化劳资关系，对分散的土地进行宜机化整合，为普通中小农户、贫农提供了参与现代化生产的机会，平抑了因自然因素和市场因素导致的价格波动。当国内市场价格高于协议价格时，政府批准农业销售合作社使用土耳其农业银行贷款以市价进行支持性收购，保护农户免受市场直接冲击。与此同时，农业销售合作社还与土耳其贸易部开展合作，增加出口经济作物的附加值，提高农产品在国际市场上的竞争力。当国际市场价格低于库存的平均收购成本时，为避免仓储时间过长影响农产品品质，农业销售合作社有权做出决定直接将农产品出口，或提供给国内食品营养计划机构进行深加工。为了开发新的销售渠道并提高土耳其农产品在国际市场的份额，土耳其农业合作社联盟还被允许以低于出口欧洲的价格向美国、加拿大、日本和澳大利亚等国家出售农产品。土耳其政府还成立了涵盖不同农业领域的商会。商会引进欧洲农业专家指导农业产区的规划、建设与运营，根据各地的自然禀赋和市场需求制订长期发展计划，周期性组织当地农民参加农业知识技术培训，为农业合作社和相关企业培养稳定的合作伙伴。土耳其农业商会联盟还与农业部合作，通过举办农产品展览、评选和交易活动，宣传示范性农业企业和标准化的作物生产流程，打造具有地方特色的农作物品牌。

此外，土耳其政府制订并颁布了“经济稳定计划”，将投资重心重新由重工业逐步转移到食品加工、纺织、木料加工等劳动密集型产业上，强调农业“工业苗圃”的基本身份，寻求土耳其农业价值链纵向深化的机会。在出口导向政策和吸引外资举措的双重作用下，1990年，土耳其食品加工业在制造业增加值中占比增加至13%，占出口总额的11%，并在沿海省份形成了一定规模的产业集群。其中，

布尔萨省食品加工业工厂数量、生产能力和产量分别占全国总量的 6.2%、8.2%和 7.4%(Rehber, 2004)。布尔萨省还是番茄酱、植物油、乳制品以及冷冻食品的主要产地,生产的番茄酱占国内总产量的 55%,生产的冷冻食品占总产量的 50%(Akgül and Rehber, 1993)。农产品加工业的兴起促进了农业人口的跨部门和跨地域流动,推动城乡人口发生结构性变化。自 20 世纪 60 年代开始的农业生产资料资本化,提高了农业生产中的资本劳动比,农民的劳动参与形式更多地由生产转向经营,农产品加工业吸收了大量劳动力。到 20 世纪 90 年代末,城市人口占比由 43.78%增长至 59.20%。

在这一时期,农业产业集群的形成是土耳其农业生产力发展的集中体现,也是农业现代化的重要目标。在农业生产资料资本化和生产规模化的基础上,产业集群开始跨产业融合,形成了土耳其特有的农业现代化模式——建立农业生产网络。这种模式的主要特点是塑造了以各地区、多部门为横向联系纽带、产品供应链纵向延伸为特征的农业现代化价值网络结构。

(四) 农业生态化和市场化发展时期(2003 年至今)

土耳其农业产业化改革是在政府主导下进行的。由于农业部门依赖价格干预、投入补贴、出口援助和关税保护等政策支持,20 世纪末期土耳其农业市场化程度相较于工业和服务业反而有所下降(Demirdöğen et al., 2016)。进入 21 世纪,农业部门私有化和产业化改革是实现农业产业链、价值链向高附加值攀升的重要方式,也是提升土耳其在国际分工中的地位和产品在国际市场中竞争力的关键举措,深刻影响了土耳其的经济结构变化(Adaman and Akbulut, 2021)。然而,土耳其的农业现代化改革并不充分且存在地域性差异,大量的劳动力仍活跃在农业部门,安纳托利亚东部和南部省份的小农生产方式未得到根本性改变,农业劳动生产率依然较低。2002 年正义与发展党上台执政后,为增强土耳其农业产业竞争力,缩小城乡发展差距,同时也为巩固其执政基础,土耳其制订并通过了首个国家方案,将农业部门市场化体系建设作为农业现代化的主要目标之一。

这一时期的关键举措如下。一是利用国际双边合作和多边机制提供的资金与技术支持,塑造本国农产品竞争力,特别是将加入欧盟作为拓展与欧洲国家农业合作的契机,助力农产品市场由“内需型”向“外需型”拓展。在拓宽市场准入方面,土耳其基于与欧盟签署的《安卡拉协议》和附加议定书的相关规定,遵循哥本哈根标准^①中的政治经济要求,确定了与欧盟“共同农业政策战略”一致的中短期优先事项,以期削减农产品及其制成品的关税壁垒,进而加入欧洲关税同盟,扩大对欧洲的农产品出口。在农业和乡村建设方面,土耳其与欧盟签署了总计 18 亿欧元的入盟前农村发展援助协议,覆盖土耳其 42 个省份。项目资金主要用于投资农业实物资产、乡村公共基础设施、农产品加工链、农场多样化收入等方面(Dursun, 2023)。协议分为三阶段,土耳其政府根据国内发展议程重心,制定各阶段的农业发展优先事项,较大限度保留了政策空间和战略自主。

二是加快推动农业支持体系结构优化,促进农业政策由传统的“输血型”向“造血型”转变。土耳其政府致力于逐步减少对农产品市场价格的直接干预,取消了对特定农作物生产的溢价补贴,转而采用直接收入补贴、差额支付、补偿性支付和投入补贴等多样化政策工具。政府根据国家农民登记系

^①欧盟 1993 年欧洲理事会哥本哈根峰会提出的新成员国入盟核心条件,包含政治、经济和法律标准三大支柱。

统中所登记的农业用地面积和类型，直接向农民发放补助金，并通过差额支付和补偿性支付协调国内农产品供给，避免因农业供需不平衡而产生结构性问题。同时，政府鼓励农民采用可持续性技术和现代化经营模式，在世界银行农业改革子项目的帮助下，对应用灌溉技术、土壤改良技术和有机农业生产提供额外的补贴激励。此外，政府还在兼顾种植业与畜牧业现代化发展的基础上，加大发展畜牧业的政策支持力度。2006—2020年，畜牧业补贴占农业补贴的比重由13.56%迅速增长至35.25%，牛奶和肉类总产量增长率分别为96.64%和136.66%。

三是倡导并落实可持续的农业生态系统建设，致力于将农业发展与绿色生态进行有机结合，通过有机农业技术的推广应用和农产品生态标准的品控与认证，保障农业生产体系从“数量型”向“质量型”升级。2004年，土耳其颁布《有机农业法》，明确了发展有机农业的实施原则和战略定位，并特别规定土耳其广播电视最高委员会应在各级媒体中开设有机农业教育节目，以提高生产者和消费者的基本认识。政府建立了规范的有机农业认证体系和溯源系统，严格管控有机农产品供应链中的所有生产要素投入。即使是已经转型为有机农业生产的经营者，也必须经过12个月过渡期后，方可被视为完全符合有机标准，在此期间生产的农产品以“过渡期产品”标注，以此确保有机产品在市场中的竞争优势。政府还与大学等科研机构开展有机动植物研究与实践，针对不同地区的土壤成分、植被构成和发展状况，分配对应的种畜、种子、种苗以及肥料与生产技术，并成立生物技术研究实验室，建立数据库、分析试点数据。通过产学研结合，不仅提升了农民对土壤改良、科学补肥、杂交育种等现代化农业知识的实践应用，也将农业与智慧经济、数字经济、精准技术进行深度融合，还促进了农业产业化经营与产业链管理，大幅提升了土耳其农业现代化水平。

在这一时期，土耳其农业现代化政策以欧盟高标准为参照，通过生态化与市场化双轨驱动，逐步完善和规范了农产品质量认证体系建设，实现了农业生态效率和市场效率的有机融合，提升了农产品的国际市场竞争力和影响力，完成了向现代市场导向型农业的转型升级。

三、土耳其农业现代化的基本经验和内在逻辑

农业现代化是土耳其实现全面现代化的重要基石，是其百年发展历程的微观缩影，表现为农业部门生产力与生产关系的全面革新以及农村社会结构的复杂变迁。面对不同发展阶段外部环境与内在要求的不断变化，土耳其始终将发展农业置于国家战略的重要位置，把追求短期发展目标与实现农业现代化的长期发展战略有机结合，坚持以灵活务实的农业政策驱动农业产业链、价值链融合发展，最终成功实现从传统农业国家向现代农业大国的转变。

（一）农业现代化的基本经验

1. 确立国家主导的农业现代化模式。土耳其共和国成立后，土耳其农业政策着眼于实现独立自主的农业现代化战略目标。在凯末尔主义民族经济体系原则^①的影响下，凯末尔在大国民议会的演讲中

^①土耳其民族经济体系建立在凯末尔主义基础之上，遵循“六项原则”中的国家主义、平民主义和革命主义（改革主义）原则。

反复强调农民和家庭之于土耳其的重要性，提出“耕者有其田，田亩可养家”的政策思想，并将通过土地改革解放无地农民作为其最珍视的目标之一，深刻影响了土耳其漫长的土地改革进程（卡尔帕特，1992）。1945年，土耳其颁布土地改革法案，其规定主要包括：一方面，规定私人持有地产最高限额为500德尼姆（约合50公顷），超出的部分将依据递减比例算法进行国有化，以此削弱大地所有者的影响力（王辉，2018）；另一方面，通过提供20年期无息贷款和土地、种子、农具等生产资料援助，扶持无地或少地农民，并规定新获得的土地不得由其继承人进行分割，旨在把土耳其建设成为一个以独立小农为主体的国家（刘易斯，1982）。虽然该法案遭到多方猛烈抨击，实施的条件和时间一再被放宽和拖延，直到1951年将仅1.6万公顷的土地分给约3.3万户农民，其中仅有360公顷土地原属于私人地产（哈全安，2014）。但是，该法案确立了土耳其以小农户为农业主体、土地私人所有的农业经营制度，一定程度上限制了土地的瓜分与兼并，推动了中小型农户在广袤的乡村地区兴起。

土耳其奉行国家保护主义农业政策，制定了严格的关税配额制度，限制大部分农产品和工业产品的进口；但对那些有助于提高农业生产率的生产资料不仅不加以限制，反而予以关税优惠。20世纪二三十年代，土耳其大国民议会立法规定，完全免征农用机械及其使用的燃油关税与消费税，以及钾肥、农用制剂和农用化学品等产品的进口关税，旨在促进生产者以现代化方式开展农业活动。因此，1931年《752号法律》明确指出，当国内具备生产某种农业投入要素的能力时，将取消该生产资料的关税豁免。60年代，土耳其国内化肥厂逐渐兴起，在支持进口替代工业化的新经济模式驱动下，政府规定进口氮肥须经农业部许可，并且需要以购买一定比例的国内肥料为进口条件，且该比例由农业部与工业部根据国内生产能力共同确定，以此增加国产化肥的市场份额。70年代，为鼓励国内化肥厂扩大生产，土耳其也曾多次免除相关原材料进口关税。政府也清楚地认识到生产要素依赖进口的脆弱性，此举不过是在国内农工业发展落后、相关投入要素生产能力低下时的权宜之计。

稳定的农业基本盘是农业现代化的必要条件，减小农产品市场因季节性、气候性以及外部性因素导致的价格波动，是世界各国农业政策的重要内容。土耳其的农业政策具有灵活务实的特点，政府往往采用“小频多调”的变革形式。对于内销农产品，土耳其农产品局每年审定一次农产品购销价格和进出口配额，对于影响国计民生的重要战略农作物的价格调整则更加频繁。“二战”期间，为保障战略物资之一的糖的稳定供给，政府逐步提高其原材料甜菜的收购价格。每千克甜菜价格先是由1940年的1.25库鲁士增加至1941年的1.5库鲁士；在1942年2月的制糖运动中，再进一步细分为2.50库鲁士、2.75库鲁士和3.00库鲁士3个参考价格，由土耳其国有制糖公司根据各地生产情况异价收购；同年8月，价格再次调整为4.50库鲁士、4.75库鲁士和5.00库鲁士；同年11月，参考价格再增加2库鲁士，并按1%的溢价比率以糖的形式向甜菜生产者进行补贴。20世纪80年代政府实施结构调整政策后，为了扩大农产品出口，土耳其中央银行于1980年设立了支持农产品价格稳定基金。在货币和信贷委员会的指导下，中央银行根据国内外市场价格的变动，对出口农产品提供支持性收购价格、出口补贴以及价格稳定保险费，灵活调节农产品出口结构中初级产品和加工品的比例。长期形成的“小频多调”政策方式在实现政府发展目标的同时，尽可能减小政策非理性干预对市场稳定性的影响。不过，这种调整方式也要求农业机构密切关注市场动态，从而及时做出政策反应。

然而,受西方新自由主义理论的影响,土耳其国家主导力量在 20 世纪末逐渐式微,农业政策一度沦为政党争夺选票的政治工具。在国际金融机构和跨国农业企业的共同干预下,土耳其放弃了传统农产品价格补贴机制,转为向农民提供直接收入支持,并减少了对小麦、大麦、玉米、豆类等传统作物的扶持力度,转为支持棉花、烟草、茶叶、橄榄、新鲜果蔬等附加值更高的出口经济作物,经济作物取代粮食作物成为农产品的主体。1980—2000 年,粮食作物产量仅由 2368.50 万吨增长至 3243.10 万吨,但同期经济作物由 2402.42 万吨快速增长至 5116.18 万吨。其中,涨幅最大的甜菜、新鲜蔬菜和烟草的年均增长率分别为 6.13%、4.35%和 3.46%。但是,该政策转向在一定程度上牺牲了国家粮食安全自主权,迫使贫农小农进一步边缘化甚至离农化,损害了政府的长期投资效益(Aydın, 2010)。

2.建立农民普遍参与和以农业合作社为主体的高效农业现代化体制机制。凯末尔自上而下的改革虽然鲜有触及农村(刘易斯, 1982),但受凯末尔主义民族经济体系原则的影响,土耳其非常重视发挥农业合作社和农民自身的作用,大力促进中小型家庭农场的合作经营,共担生产资料投入成本和季节性风险,共享规模经济效益。

“农民家庭+农业合作社”的产业集群模式是实现农业经济价值增值的基本形态,也是土耳其农业部门最基础商业模式之一。这种模式是基于土耳其资源禀赋、解决特有问题的必要条件(Pakdemirli, 2019)。在该集群模式下,合作社与农民签订长期采购合同,缔结了稳定的投产销关系,并经由农业信贷合作社、农业发展合作社、农业保险合作社和农业销售合作社等部门协作,有效解决单个农民家庭生产投入不足、交易信息不对称、资本性支出不稳定等问题,确保农民更加公平地参与市场的价值创造与分配。20 世纪 60 年代土耳其乡村的突出现象是,小型家庭农场主在不改变土地所有权的前提下,将土地出租给大中型地产主集中经营,形成所有权和耕作权的分离(哈全安, 2014),在农闲和农忙时期交替在城市与乡村之间流动,加强了农村与城市的产业联系。此外,随着技术资本和知识资本赋能作用的持续凸显,建立普遍而紧密的信息流动网络,加快最新知识技术的传播、扩散与部署,成为有效提高农业部门生产力的重要途径。土耳其农业合作社章程指出,向其成员提供科学的农业技能培训和技术推广服务是合作社的职责之一。为落实职责要求,土耳其商务部出台《合作社培训条例》,规定农产品销售合作社、农业信贷合作社和甜菜种植合作社,或是满足净收入超过 2000 万里拉和拥有 1000 名以上成员条件中任一条件的农业合作社,都需要在 9 个月内向农民提供不少于 1600 小时的技术培训,并最终为其颁发资格认证证书。随着农民组织的广泛成立,家庭农场主和农民思想觉醒,成为农业发动“自下而上”改革的动力源泉,农民的地位和政治重要性迅速提高,农村在国家公共事务中也获得了更多的话语权。目前,土耳其有超过 450 万名农业合作社成员,约占各行业合作社成员总数和农村总人口的 56%和 23%^①,形成了规模庞大、覆盖群体广泛的技术输送网络,在有机农业、垂直农业、数字农业和现代畜牧业等领域的普及应用中发挥着重要作用。

在农民普遍参与和以农业合作社为主体的发展模式下,土耳其农业现代化政策聚焦于弥合传统农

^①资料来源: Türkiye'de Kooperatifçilik, <https://ticaret.gov.tr/kooperatifcilik/bilgi-bankasi/kooperatifler-hakkinda/turkiyede-kooperatifcilik>。

业生产低回报率与资本逐利之间的投资需求差异。在扩大农业灌溉面积方面，土耳其充分调动农民的积极性，采取了以国家水利工程总局（Devlet Su İşleri，简称 DSI）和农村服务总局（General Directorate of Rural Services，简称 GDRS）为代表的公共部门与农业、农民团体合作开发的形式（Topcu et al., 2019）。由公共部门开发的灌溉项目被称为改良灌溉，而由农民自己开发的灌溉项目被称为原始灌溉。1965 年，公共部门开发的土地不到 50 万公顷，农民自主开发的土地约为 110 万公顷，是公共部门的两倍多。20 世纪 90 年代，政府转向与国际机构合作。土耳其在 1994 年开发的 420 万公顷土地灌溉面积中，有 310 多万公顷土地是由世界银行发展项目和全球粮食发展项目资助开发。2006 年，土耳其共开发了灌溉面积 497 万公顷土地；其中，公共部门开发了近 397 万公顷土地，占 79.8%，包括 DSI 开发的 280 万公顷土地和 GDRS 开发的 110 万公顷土地。在平抑农产品价格方面，土耳其还形成了以农产品局为核心的价格干预体制，旨在降低农产品供给的季节性波动和地区干旱对农民造成的损失；同时，政府通过针对性地提高收购价格，引导农业发展方向，激发农民推进现代化生产的积极性。

合作社信贷制度在农业产业化和特色化阶段也发挥着重要作用。21 世纪以来，林业和畜牧业现代化成为土耳其农业现代化的重点。农业信贷合作社为养殖业生产者提供额外的贴息投资贷款与利息减免额度，对兼营种植的饲料作物也提供相同的贷款优惠，专用于帮助其扩大养殖规模、提高养殖效率和优化养殖环境。在价格干预制度和合作社信贷制度的协同作用下，农民可以自主进行生产和经营决策以追求更高的市场回报率。然而，由于农业贷款监督体系不完善和支持性价格黏性（安维华，1988），两种制度对土耳其财政造成了巨大赤字压力，寻求更广泛的国家间政府合作成为土耳其扩大农业投资的又一重要途径。

3. 提升农业生产力和形成农林牧渔多元农业经济结构。生产力的变革是社会变革的根本动力，农业部门的现代化基于农业生产力的全面提高。从生产资料投入构成来看，土耳其农业生产力经历了两次重大飞跃：一是 1970—1980 年的传统生产资料快速资本化，政府通过补贴政策和低息信贷，推动化肥、农药、良种和机械设备的广泛普及，促进农业部门完成由传统粗放型增长向资本集约型发展的飞跃；二是 2000—2010 年现代技术生产资料的投入，创新了农业管理与组织模式，推动单一农业向多产业协调、多部门紧密联系的综合农业体系转型的飞跃。两次飞跃是土耳其农业生产力现代化路径的集中体现，蕴含了政府农业政策的内在逻辑。在两次飞跃期间，土耳其农林渔业产业名义增加值分别由 69.82 亿美元、177.30 亿美元增加至 250.10 亿美元、696.70 亿美元，年均增长率分别高达 17.29% 和 16.42%^①。

首先，传统生产资料资本化是生产力技术赋能的物质基础。农业机械化是解放农业生产力的重要手段，为农产品标准化、社会化和商品化生产创造了前提条件。一方面，机械化和化学化显著提高了农业生产的经济效益，特别是在有限的税收负担和持续的政府补贴情况下，农民的收入比以往任何时候都多（Shaw and Shaw, 1977），从而积累了引入和应用现代信息技术所需的经济能力。另一方面，

^① 由于经济结构、产业政策和国内外农产品市场环境等原因，20 世纪 80 年代初和 90 年代末，土耳其农林渔业产值名义增加值出现过两次显著下滑，这也解释了为什么第二次飞跃起点的农林渔业产业名义增加值低于第一次飞跃终点。

资本化缩短了农产品的生产、运输、加工和分销周期，加速了各类生产要素尤其是劳动力的流动与分化。传统农业部门的资源配置模式在面对产业链横纵向延伸的需求时逐渐力不从心，建立更高效的农业管理与农村治理体系势在必行。

其次，从物质资本到科学技术的生产力发展，是适应农村经济结构多元化转型和农业产业竞争力塑造的必要举措。一方面，基于农业生产工具资本化的农业现代化，是提高农业劳动生产率和土地生产率的重要途径；另一方面，人是生产力中最活跃、最具决定意义的因素，“人”的现代化是农业现代化的内在要求，农民的低素质对农业现代化具有很大的阻滞作用（魏后凯，2023）。在这一方面，土耳其政府积极利用数字化管理手段提升政策精准性，有效弥补农民素质“短板”。2001年，土耳其国家统计局、土地管理局和农林部等相关机构共同推出国家农民登记数据库，并规定只有在系统中注册的农民才能享受国家农业政策的支持。这项举措旨在利用数字技术高效管理全国农民信息，准确掌握农业资源分布以进行科学的农业布局规划，及时追踪农产品市场的价格波动以便于制定更科学的市场调控政策。在此基础上，土耳其启动农业农村发展支持计划，鼓励农民开展有机农业、畜牧业、农业观光和电子商务等多样化的经营活动，旨在优化农民家庭收入结构，促进农村经济的多元化发展。为此，土耳其共投资了1.6亿美元，新建了1298个中小微型农业生产设施和灌溉系统，现代化改良了约200处乡村基础设施^①。目前，国家农民登记系统已经发展成一个功能全面、覆盖面广的农业信息综合管理平台，是土耳其农业竞争力的重要组成部分。

再次，两次生产力的飞跃离不开农业政策的稳定性与连续性。1963年，土耳其政府在《第一个五年发展计划》中首次系统地阐述国家农业发展战略，将从粗放型农业向集约型农业转型作为总体战略目标，指出农业机械化是实现集约型农业最重要的要求之一^②。1967年，土耳其《第二个五年发展计划》指出，“为实现农业现代化，需要优化资源配置，提高生产技术水平”^③。1972年，土耳其政府审议并通过了《长远发展规划》和《第三个五年发展计划》，明确将“增加对农业技术的投资、传播和应用水平，以提高农业生产力”^④作为农业现代化的长期政策目标之一。土耳其此后的五年计划在此基础上不断扩充和完善，逐步增加了农业多元化转型、生态化转型和信息化转型等发展目标，形成了完整的生产力发展支持路径。在农业现代化总体战略框架下，通过持续的财政资金投入支持乡村地区的大型基础设施建设，土耳其政府设立了东南安纳托利亚项目、东安纳托利亚发展计划、国家农业农村发展支持计划等多个长期项目，尤其是东南安纳托利亚项目兴建了208个大坝，将土耳其的耕地面积从2300万公顷提升到2600万公顷。此外，土耳其政府还不断完善农业技术推广体系，通过建立

^①资料来源：United Nation, 2011, “Turkey: Integrated Local Rural Development”, [https://www.undp.org/sites/g/files/zskgkc326/files/publications/Turkey\(2011nov\)_Web.pdf](https://www.undp.org/sites/g/files/zskgkc326/files/publications/Turkey(2011nov)_Web.pdf)。

^②资料来源：Birinci Beş Yıllık Kalkınma Plânı 1963 Yıllık Programı Hakkında Karamame, <https://www.resmigazete.gov.tr/arsiv/11329.pdf>。

^③资料来源：İkinci Beş Yıllık (1968-1972) Kalkınma Plânı hakkında, <https://www.resmigazete.gov.tr/arsiv/12679.pdf>。

^④资料来源：Üçüncü Beş Yıllık Kalkınma Plânı Hakkında Karamame, <https://www.resmigazete.gov.tr/arsiv/15180.pdf>。

农业推广站和技术服务中心，确保科研新成果和新技术与产业的深度融合，促使研究成果高效地向市场转化，推动先进农业技术从“单向链”向“闭环链”转变，从而保持技术创新的可持续发展。

最后，生产力发展依循供应链前后向延伸路径，是农业部门谋求产业体系价值互动的重要实现形式。自20世纪50年代工业化进程加快以来，农业在土耳其国民经济中的地位下降。1961—1981年，农林渔业增加值在国内生产总值中的占比由51.74%下降为24.16%，工业、服务业的这一占比则分别由17.25%、28.93%增加为26.69%、47.70%。但是，农业部门仍滞留了大量活跃劳动力，二者间的矛盾成为农业现代化的突出障碍之一（Rehber, 2004）。为化解产业结构转型过程中资源配置不均衡问题，发展农业下游产业成为土耳其农业政策的重要举措之一。政府在城郊设立农产品加工产业园区，并将其打造成连接城市和乡村的桥梁，一方面促进劳动力跨地域、跨部门流动，改善城乡人口结构，提高农业机械化的相对边际竞争力；另一方面引导城市资本和技术垂直涓流至农村地区，推动现代化基础设施建设。同时，在农业合作社基础上，政府大力支持农产品“产运储加销”全链条协同性建设，加强订单农业网络在垂直分工中的链接作用，鼓励农民提高产业价值链后向参与度，以此增强农业抵御市场风险的能力。例如，1991年土耳其部长会议通过决议规定，农民将农产品运输到加工厂过磅可以获得运输补偿，若此行为放弃了原本更近的非工厂过磅机会，还可以额外获得溢价激励金^①。旅游业的兴起也为农业经济提供了重要价值增值路径。土耳其乡村旅游发展模式以资源保护、可持续发展和农村合作社的广泛参与为核心，通过对历史遗迹、传统工艺、宗教遗产等人文资源与山水林田湖草等多样化自然资源的共同开发，形成具有浓厚地方特色的节日庆典和农产品展览会。政府通过提供乡村旅游管理、接待礼仪、文化知识等方面的培训，帮助农户提高服务质量和市场竞争力，增强社区意识和参与感，避免外来资本的挤占、垄断和过度开发。从供应链角度看，土耳其酒店行业对于新鲜农产品的持续性需求，推动周边地区形成具有规模经济的农业集群和发达的物流网络，为农民提供了更加稳定和多样化的收入来源。在这段共生关系中，农产品供应商为满足旅游业的高准入标准，往往主动采用新的生产技术提高作物品质与产量，创造更高附加值。例如，在土耳其热门旅游目的地阿拉尼亚，新鲜果蔬批发市场中，旅游部门采购的市场份额为41.7%，农业部门为31.0%（Salihoglu and Gezici, 2020）。

从农业经济结构来看，土耳其生产力发展顺应全球经济形势和国内需求变化，实现了从传统单一粮食作物到粮食作物与经济作物并重，再到种植业与现代林业、畜牧业一体化发展的转变。进入21世纪，土耳其的农业政策重心向林业和畜牧业倾斜，不断增大对林业、畜牧业投资的政策支持力度，加快构建现代综合林业、养殖体系，健全动物防疫检疫体系；通过提供系统的种植、养殖技术与管理培训，鼓励部分种植业经营者兼营或转型畜牧业生产，旨在促进农林牧渔多元农业经济结构形成。

（二）农业现代化的三重逻辑内涵

在“土耳其农业现代化”的愿景目标下，农业现代化价值增值具有三重内涵。

^①资料来源：Şeker Pancarı Fiyatları, Pancar Üretimini Teşvik Primi, Pancar Nakliye Tazminatı ve Fabrika Merkezlerine Pancar Getirecek Çiftçilere Pancar Nakliye Primi ile Erken Söküm Tazminatı ve Teşvik Primi Ödenmesine Dair Karar, <https://www.resmigazete.gov.tr/arsiv/20960.pdf>。

其一，智能技术赋能是推动现代化农业回归经济效益最大化的重要路径。土耳其经过数十年的农业资本化，资本品的边际收益不断下降，土地重新成为限制生产率的关键要素。优化资源配置效率、创新科学技术实践成为扩大农业产能的必由之路。土耳其农林局提出，要合理结合地理信息系统与农业综合管理系统功能，对农业地块进行数字化、模块化、网络化分析，规划出最具经济效益的农业用途，并通过制订科学的交替种植计划，保持土壤的肥力与活力，实现高质量的高产出目标^①。

其二，农业回归生态属性，是水土资源等自然资源禀赋作为生产要素价值自我实现的过程，意味着农业生产由追求经济效益转向经济效益与生态效益并重。1991年，联合国粮农组织在农业与环境国际会议中首次明确提出可持续农业与农村发展的概念，并在次年举行的第一届联合国环境与发展会议上将其列为《21世纪议程》的战略目标之一。在该目标的推动下，土耳其政府于2002年颁布《有机农业原则和应用条例》，将恢复生态平衡、建设有机农业体系、转变市场消费习惯提上国家发展议程^②。2005年，土耳其政府出台《土壤保护和土地用法》，基于环境优先的可持续发展原则，有计划地保护与开发土地资源，防止耕地碎片化、土壤少肥化、土地错配化等现象发生（Yucer et al., 2016）。此外，土耳其政府还积极推进灌溉区水土资源治理、农林牧渔业循环发展、生态旅游业态塑造等现代化举措，不再将自然资源禀赋仅仅视为服务经济发展的材料与客体，而是将经济体系与生态体系作为有机整体，促进生态经济化与经济生态化的和谐统一，以期诠释农业的生态价值。

其三，农业高质量可持续发展需要回归以人为本的农业现代化目标。一方面，农民是现代化农业建设的实践者，物联网和数字化技术在农业领域的整合应用，更加凸显其作为农业先进生产力集中载体的重要性。农民从传统农业生产者向现代农业经营者的身份转变，不仅蕴含着其在生产环节中对于现代化农机设备、科学种植养殖方法和数智化系统等知识的掌握与运用，也体现了其在产业链深度参与下市场影响力的增强。这种转变是在现代化生态观念内化的基础上，指导农业农村治理新实践的必然选择，反映了土耳其农业由“去农化”向“再农化”发展的内生动力。另一方面，农民是现代化农业建设的获利者，享有生态农业带来的多样化收入，面对因外部不确定性风险导致的国际农产品市场价格波动，现代化农民具有更强的经济韧性。此外，土耳其农民的社会地位随经济条件的改善显著提升，农民成为政治选举的重要群体之一，逐渐具备了通过组织化方式参与公共事务和社会治理的基本条件，政府政策制定也越来越多地反映农民的诉求。

四、土耳其农业现代化的启示

中国和土耳其的传统农村社会结构、农业运作模式存在较高相似性。“乡土性”决定了血缘、亲缘和地缘属性在社会关系中的基础作用，“礼俗性”反映了农村社会秩序治理中道德规范、宗教信仰和民俗文化的主导作用，“差序格局”则使农村社会结构呈现出内聚性和自稳性，三者共同构成了中

^①资料来源：Tarım 4.0, <https://arastirma.tarimorman.gov.tr/koyunculuk/Menu/76>。

^②资料来源：Organik Tarımın Esasları ve Uygulanmasına İlişkin Yönetmelik, <https://www.resmigazete.gov.tr/eskiler/2002/07/20020711.htm#10>。

土两国在农业现代化道路上的互鉴基础。百年农业现代化实践成功塑造了特色鲜明的土耳其农业现代化模式，将农业从单一种养的传统概念中解放出来，通过与产业链、价值链、供应链等现代产业组织方式融合发展，实现产业横向拓展和纵向延伸的有机统一，提高了农业经济效益、生态效益和社会效益，并促进了国家农业竞争力的整体性提升。因此，本文认为，土耳其农业现代化历程对中国“三农”发展具有启示意义，有助于更加深刻地理解政府与市场、农民家庭与合作社组织、技术培育与成果转化三组辩证统一关系，以及为解决城乡均衡发展、农业生态转型和优势特色农业产区集群等现实问题提供借鉴。

第一，坚持走有为政府与有效市场有机结合的农业现代化道路，发挥市场在资源配置中的决定性作用，更好地发挥政府作用。土耳其农业发展战略着眼于构建长效体制机制，锚定中长期经济发展内生动能，聚焦塑造有竞争力的农业生产力。在实践中立足于政府主导，在充分考虑国家农业基本特征的基础上，统筹协调土地制度改革、农业合作社建设和农业支持政策实施，实现三者之间的效能互补，采用“小频多调”形式，推进农业结构性改革和农村基础设施现代化改造。土耳其以农业劳动者拥有的土地所有权和经营权分离为前提，形成了土地资本与农业劳动力的分离，实现农业生产关系转变，农村社会关系权利结构趋向市场化和合同化。随后，伴随农业劳动力的相对过剩与对非农业收入的需求增长，形成了以代际分工为基础的半工半耕的农村经济结构，优化了以家庭与家族关系为核心的农业生产分配关系。土耳其农业生产力的变革最终映射在农业生产关系和农村社会关系的转型上，推动农业制度体系的结构性创新，影响深远。对比来看，中国农业现代化从脱贫攻坚的“五个一批”工程到乡村振兴的“五大振兴”战略，不仅始终贯穿着政府战略定力与市场机制活力的辩证统一，更凸显中国特色社会主义制度优势及其与市场经济规律深度耦合的根本优势。在新时代，中国面临生产生态协调、增产增效并重、创新创业同行等现实问题，需要更加坚定不移走中国特色的农业现代化道路，促进有为政府与有效市场合力共振，加快建设农业强国，实现农村全面振兴。

第二，构建以农民家庭为核心、农业合作社为组织主体的农业生产经营制度，激发自下而上推进农业现代化的内生动力，促进传统农民向新型职业农民、传统农村社会关系向利益联结网络转变。土耳其始终坚持强调农民家庭的基础性地位，重视培育农民的现代化生产能力，推动农民群体政治、经济和文化身份认知的提高，缔结适应商品经济的新型农村社会关系，从而形成了自下而上的现代化驱动力。农业合作社是土耳其推动农业经济活动分化和职能分工的重要抓手，在现代化农业运营中发挥高效组织、管理和协调作用。土耳其的经验表明，中国在构建现代农业经营体系过程中，需坚持以小农户发展为基础，以新型农业经营主体培育为重点，以社会化服务体系建设为支撑。目前，中国重视提升家庭农场集约化水平和农民合作社组织化程度，强化其对小农户的辐射带动能力。因此，在农业社会化服务方面，可借鉴土耳其农业合作社推动专业化分工的经验，加快构建全产业链服务平台和标准体系，重点突破农业生产关键薄弱环节，创新服务小农户的机制模式。支持农村集体经济组织发挥居间协调作用，在农资供应、生产托管、劳务对接等领域提供市场化服务，通过多元主体协同促进传统农民向现代农业生产经营者转型，为农业现代化和乡村振兴培育可持续内生动力。

第三，加快构建现代化农民教育培训体系，推动农业教育与现代科技、市场需求和产业业态深度融合，为现代农业发展培养一支具备高水平职业素养和经营能力的农民队伍。土耳其重视中小农民家庭子女的农业和园艺技术职业教育，给予毕业后返乡教学和务农的毕业生提供减税和补贴等政策支持，并提供专业性的职业规划方案，助力其植根于农业农村。相比较而言，中国农村职业教育实践滞后且总量较小，存在“离农化”“去实践化”“离散化”等问题（石丹渐，2019）。2016年，中央“一号文件”提出：“将职业农民培育纳入国家教育培训发展规划，基本形成职业农民教育培训体系，把职业农民培养成建设现代农业的主导力量。”^①中国可以借鉴土耳其职业农民身份转型和农村社群关系现代化的经验，加大对全日制农业职业教育的政府资助力度；以农村青年、返乡农民工等原生主体为主要对象，制订贴合地区需求的常态化、长效化现代农业培训计划；通过农业培训交流会与农机实操课程相结合的方式，切实提高农业经营主体的现代经营能力。

第四，持续优化完善基层农机农技推广应用体系，着眼于增强基层合作社服务能力 and 专业水平，全面推动乡村社区和小农经济现代化转型。土耳其农业现代化注重基层合作社能力建设。省级农林部门利用国家专项财政补贴和低息贷款项目，向村级派驻综合技术团队，指导小农户规划农技设备投资、化肥剂量配比和多元种养结构，并定期审查评估成果，保障农户利益与产区效益循环互促。同时，土耳其合作社专员与特定经销商直接对接产销渠道，打破了传统小农相对封闭的经营环境，实现了技术下沉与市场衔接的闭环。此外，成功帮助农民获得认证的技术人员，还能够获得土耳其农村发展支持机构提供的额外项目津贴。相比较而言，中共十八大以来，中国持续深化小农户与现代农业衔接机制探索，在发挥新型农业经营主体带动作用的同时，始终重视小农户发展能力培育（卢杨等，2024）。中国较早形成了具有鲜明特色的“专家大院”“科技小院”等院地共建农技服务模式，依托高校科研力量整合县域资源，实现驻村式技术转化。可借鉴土耳其合作社专员对接产销渠道的做法，进一步强化村集体在农资集采、生产托管等环节的组织功能；在保持现有农技推广体系优势的基础上，探索技术推广绩效与集体经济收益挂钩的增值反哺机制，推动形成更具可持续性的社会化服务生态。

第五，畅通城乡双向流动渠道，消弭城乡二元结构体制。城乡基础设施互联互通、客运服务和货运物流一体化建设是促进城乡融合和乡村建设的基础，而沿线中间地带的产业链建设则更有效地发挥该基础作用的关键。土耳其在农业产业化发展时期，积极布局建设城郊农产品加工产业链，在城乡之间形成了产业递进式分布格局，既提高了农村产业链前向一体化水平，也改善了劳动力双向流动境况，形成了农业网络化模式。旅游经济兴起进一步促进了土耳其城乡经济融合发展，形成城市技术、资本和市场与乡村自然空间、人文资源、劳动力的动态互补。目前，中国的人口和经济活动正在从单向聚集于城市向城乡双向扩散转变（刘守英和龙婷玉，2022），农业现代化面临两难困境，即“后打工族”归属难和农村人口老龄化、空心化、边缘化现象并存，这在一定程度上削弱了农业机械化效益（李谷成等，2018）。城乡发展不平衡、农村发展不充分已经成为满足人民日益增长的美好生活需要的主要

^①参见《中共中央 国务院关于落实发展新理念加快农业现代化实现全面小康目标的若干意见》，https://www.gov.cn/gongbao/content/2016/content_5045927.htm。

制约因素（宋洪远等，2023），寻找对农业反哺的有效措施和途径势在必行（蔡昉，2006）。中国可以从以下两方面借鉴土耳其经验：一是加大城乡过渡带产业建设的投资支持力度，提高城乡连续体要素流动水平；二是丰富“农文旅”融合发展实践，推动服务业助力农村产业转型升级，因地制宜探索高质量、可持续的休闲农业、会展农业、康养农业等“农业+”新业态，拓宽农民增收致富新渠道。

第六，落实可持续农业生态系统建设，促进农业现代化高质量、可持续发展。土耳其在农业绿色转型之初，就明确以欧盟高标准规范本国农业生产，综合运用媒体宣传、补贴支持、法律保障和品控认证等多样化政策工具，大力推动发展种植业和养殖业一体化的循环农业。目前，中国农业整体布局存在结构性错位，耕地保护形势严峻。贯彻“人与自然和谐共生”发展理念，是推动农业现代化和社会主义新农村建设的重要战略要求（刘金海，2023）。因此，未来农业结构转型实践应该满足食品消费需求的多样化、健康化、品质化要求和农业绿色可持续发展要求。中国可以借鉴土耳其经验，有力推动农业生产和农产品“三品一标”行动提质增效，以制度化标准升级引领绿色生态农业行稳致远，以全链条监管追溯保障新型食品安全落地生根，以多渠道科普宣传促进农产品消费端先动先行。同时，中国应加快构建现代“种养加”有机结合的生态农业，提高农业资源集约化利用效率，推动农业废弃物的有效循环利用，提升农业综合产业的国际竞争力。

第七，锚定全产业链开发、全价值链提升的发展思路，着重培育优势特色农业现代化集群，畅通农产品市场的国内大循环和国内国际双循环，引领农业农村高质量发展。在大型粮食作物和特色经济作物产区形成过程中，土耳其通过事先科学评估，因地制宜确定优势特色作物和轮种作物，在生产环节严格执行统一的种植规范、管理模式和验收标准，确保作物品质的一致性且符合卫生检疫标准和全球良好农业规范。在集群作物的种类选择上，土耳其合作社重点发展具有较高市场经济价值的果蔬、纤维、油料和香料作物。其合作社主动加强与食品加工企业合作，将果蔬、坚果、花卉等作物精深加工为浓缩果蔬饮品、食用油、植物精油等高附加值产品，再经由统一品牌推广，成功打入欧洲、北美等国际市场，形成了良性循环的特色农业集群品牌效应（Akgüngör et al., 2002）。目前，中国农产品加工产业规模不断扩大，市场活力不断增强，但仍面临出口农产品附加值较低、品牌建设不足的问题，这些问题制约着中国农业竞争力和农业强国战略推进（张延龙等，2024）。中国可以借鉴土耳其产业集群发展经验，增强农业合作社在有机团结小农户中的作用，提高农户在构建特色农业产业集群中的利益分配比例，支持农户发展多样化的优势特色种养；鼓励集群企业向产业链、价值链中高端延伸，重点推进农产品精深加工能力建设，加快优势特色农产品品牌塑造和推广，为中国特色农业现代化提供强有力的支撑，也为中国农产品开拓国际市场创造机遇。

总之，从国家资源禀赋和经济发展阶段出发，积极发挥政府在农业现代化中的引导作用，明确“农民+合作社”在现代农业体系中的主体地位，大力发展高质量、可持续的现代农业体系，是土耳其农业现代化模式的关键所在。土耳其夯实粮食安全根基，兼顾农业效率与效益，优化农业资源配置，促进农业产值和农产品附加值的增长，最终实现以效率促效益的农业现代化模式具有借鉴价值。

参考文献

- 1.安维华, 1988: 《土耳其土地关系的演变和农业生产的发展》, 《西亚非洲》第2期, 第41-48页。
- 2.蔡昉, 2006: 《“工业反哺农业、城市支持农村”的经济学分析》, 《中国农村经济》第1期, 第11-17页。
- 3.曹斌, 2023: 《日本农村集体经济组织的历史演进与多样化实现方式研究》, 《中国农村经济》第4期, 第164-184页。
- 4.费孝通, 2004: 《乡土中国》, 北京: 北京出版社, 第1-76页。
- 5.耿晔强、马海刚, 2007: 《巴西农业贸易政策发展演变及启示》, 《世界农业》第8期, 第36-40页。
- 6.哈全安, 2014: 《土耳其通史》, 上海: 上海社会科学院出版社, 第314-317页。
- 7.金文成、靳少泽, 2023: 《加快建设农业强国: 现实基础、国际经验与路径选择》, 《中国农村经济》第1期, 第18-32页。
- 8.卡尔帕特, 1992: 《当代中东的政治和社会思想》, 陈和丰等译, 北京: 中国社会科学出版社, 第500-527页。
- 9.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。
- 10.李奕好、刘辉, 2023: 《如何有机衔接中国小农户与现代农业——基于日本、韩国的启示》, 《世界农业》第6期, 第60-66页。
- 11.刘金海, 2023: 《中国式农村现代化道路探索——基于发展观三种理念的分析》, 《中国农村经济》第6期, 第32-47页。
- 12.刘守英、龙婷玉, 2022: 《城乡融合理论: 阶段、特征与启示》, 《经济学动态》第3期, 第21-34页。
- 13.刘易斯, 1982: 《现代土耳其的兴起》, 范中廉译, 北京: 商务印书馆, 第503页。
- 14.卢杨、宁兆硕、张利庠, 2024: 《特色农业区何以推进农业科技进步——基于农业科技创新治理视角的“寿光模式”纵向案例研究》, 《中国农村经济》第4期, 第56-78页。
- 15.沈费伟、刘祖云, 2016: 《发达国家乡村治理的典型模式与经验借鉴》, 《农业经济问题》第9期, 第93-102页。
- 16.石丹浙, 2019: 《新时代农村职业教育服务乡村振兴的内在逻辑、实践困境与优化路径》, 《教育与职业》第20期, 第5-11页。
- 17.舒尔茨, 1987: 《改造传统农业》, 梁小民译, 北京: 商务印书馆, 第99-150页。
- 18.宋洪远、江帆、张益, 2023: 《新时代中国农村发展改革的成就和经验》, 《中国农村经济》第3期, 第2-21页。
- 19.唐丽娟, 2014: 《阿根廷农业产业化发展研究》, 《世界农业》第3期, 第156-158页。
- 20.王辉, 2018: 《土耳其土地制度的变迁(1300~1973)》, 《农业考古》第6期, 第224-232页。
- 21.王战, 2022: 《欧盟乡村治理模式与理念的转型》, 《人民论坛》第10期, 第100-104页。
- 22.魏后凯, 2023: 《农业农村现代化的内涵、目标和驱动机制》, 《新型城镇化》第3期, 第25页。
- 23.薛洲、高强, 2023: 《日本农机装备补短板: 政策演进、关键举措与经验启示》, 《现代日本经济》第6期, 第67-79页。
- 24.杨曼苏, 1986: 《土耳其农业发展政策的沿革及其特点》, 《西亚非洲》第2期, 第23-32页。
- 25.张延龙、汤佳、王海峰、刘大玮、陈慧, 2024: 《农产品加工业高质量发展: 理论框架、现状特征与路径选择》, 《中国农村经济》第7期, 第55-84页。

- 26.周婕, 2020: 《美国农业企业化发展进程、经验及对中国的借鉴》, 《世界农业》第6期, 第87-91页。
- 27.Adaman, F., and B. Akbulut, 2021, “Erdoğan’s Three-Pillared Neoliberalism: Authoritarianism, Populism and Developmentalism”, *Geoforum*, Vol.124: 279-289.
- 28.Akgüngör, S., F. Barbaros, and N. Kumral, 2002, “Competitiveness of the Turkish Fruit and Vegetable Processing Industry in the European Union Market”, *Russian & East European Finance and Trade*, 38(3): 34-53.
- 29.Ates, H., H. Yilmaz, V. Demircan, M. Gul, E. Ozturk, and M. Kart, 2017, “How Did Post-2000 Agricultural Policy Changes in Turkey Affect Farmers?-A Focus Group Evaluation”, *Land Use Policy*, Vol.69: 298-306.
- 30.Aydın, Z., 2010, “Neo-Liberal Transformation of Turkish Agriculture”, *Journal of Agrarian Change*, 10(2): 149-187.
- 31.Demirdöğen, A., E. Olhan, and J. P. Chavas, 2016, “Food vs. Fiber: An Analysis of Agricultural Support Policy in Turkey”, *Food Policy*, Vol.61: 1-8.
- 32.Dursun, G., 2023, “The Impact of the Customs Union on the EU-Turkey Trade”, *International Economics*, Vol.173: 143-163.
- 33.Hirsch, E., and A. Hirsch, 1963, “Changes in Agricultural Output Per Capita of Rural Population in Turkey, 1927-60”, *Economic Development and Cultural Change*, 11(4): 372-394.
- 34.Hirsch, E., and A. Hirsch, 1966, “Changes in Terms of Trade of Farmers and Their Effect on Real Farm Income Per Capita of Rural Population in Turkey, 1927-60”, *Economic Development and Cultural Change*, 14(4): 440-457.
- 35.Pamuk, Ş., 2018, *Uneven Centuries: Economic Development of Turkey since 1820*, Princeton, N.J.: Princeton University Press, 196-197.
- 36.Rehber, E., 2004, “Vertical Integration in the Food Industry and Contract Farming: The Case of Turkey”, *Outlook on Agriculture*, 33(2): 85-91.
- 37.Salihoglu, G., and F. Gezici, 2020, “Linkages Between Tourism and Agriculture: The Case of Turkey”, in M. Ferrante, O. Fritz, Ö. Öner (eds.) *Regional Science Perspectives on Tourism and Hospitality, Advances in Spatial Science*, Switzerland, Gewerbesraße: Springer, Cham, 293-314.
- 38.Shaw, J., and K. Shaw, 1977, *History of the Ottoman Empire and Modern Turkey*, Cambridge: Cambridge University Press, 340-437.
- 39.Topcu, S., A. Kibaroglu, Z. Kadirbeyoglu, 2019, “Turkey”, in F. Molle, C. Sanchis-Ibor, and L. Avellà-Reus (eds.) *Irrigation in the Mediterranean Technologies, Institutions and Policies*, Switzerland, Gewerbesraße: Springer, Cham, 185-212.
- 40.Yucer, A., M. Kan, M. Demirtas, and S. Kalanlar, 2016, “The Importance of Creating New Inheritance Policies and Laws that Reduce Agricultural Land Fragmentation and its Negative Impacts in Turkey”, *Land Use Policy*, Vol.56: 1-7.
- 41.Akgül, C., and E. Rehber, 1992, “Bursa İlinde Domates Salçası Üretiminin Ekonomik Yapı ve Sorunları”, *Bursa Uludağ Üniversitesi Ziraat Fakültesi Dergisi*, Vol.9: 183-192.
- 42.Çıkın, A., 2016, *BİR Başkadir Kooperatİfçİllİk*, İzmir: Hürriyet Matbaası, 1-2.
- 43.Pakdemirli, B., 2019, “Tarımsal Kooperatiflerin Dünya ve Türkiye’de Mevcut Durumunun Karşılaştırılması”, *Anadolu Ege Tarımsal Araştırma Enstitüsü Dergisi*, 29(2): 177-187.

Agricultural Modernization in Türkiye: Paths, Achievements, and Implications

WEI Min¹ ZHENG Sida²

(1. Institute of West-Asian and African Studies, Chinese Academy of Social Sciences;

2. School of International Politics and Economics, University of Chinese Academy of Social Sciences)

Summary: This paper analyzes Türkiye's agricultural modernization practices over the past century, delineating the value orientations, developmental logic, and practical outcomes of its policies on agriculture, farmers, and rural eras across different historical periods. It systematically explores the endogenous drivers and operational mechanisms underlying Türkiye's agricultural modernization, while critically examining the reference value of the Turkish model for China's agricultural transformation and its paradigmatic implications for sustainable rural development in the Global South.

Since the founding of the Republic, Türkiye has adhered to the principles of the Kemalist national economic system. Through top-down government policy guidance and bottom-up participatory development of farmers and agricultural cooperatives, it successfully promoted the transformation of agricultural production mode from extensive to intensive production, and its agricultural production structure from the traditional single agricultural sector to the modern comprehensive agricultural system of agriculture, forestry, husbandry, and fishery. As a result, it joins the ranks of the world's agricultural powers. Türkiye has realized the organic unity of the horizontal expansion of the agricultural industry chain and the vertical extension of the value chain, especially through the three paths of agro-economy, eco-agriculture, and rural construction.

This paper argues that the grid structure of agricultural modernization built by Türkiye with various regions and multi-sectors as the horizontal links and the vertical extension of the supply chain of agricultural products has comprehensively improved agricultural modernization and rural development in Türkiye, has made agriculture the source of national economic growth, and has thereby laid a solid foundation for the comprehensive modernization of Türkiye. From the perspective of the Global South, China and Türkiye are at a similar stage of economic development. In the practice of Türkiye's agricultural modernization, policy initiatives such as constructing an institutional mechanism for agricultural modernization with the farmer families as the core and agricultural cooperatives as the main organizational body, unclogging the path of agricultural technology cultivation and the transformation of achievements, addressing the balanced development of urban and rural areas, promoting the green ecological transformation of agriculture, and creating clusters of agricultural production zones with superiority and special characteristics are all of great significance to China's efforts to achieve the goal of building up China's strength in agriculture.

This paper addresses gaps in existing literature on agricultural modernization in the Global South, enriching its case studies and providing valuable insights for China and other developing countries in their ongoing agricultural modernization efforts.

Keywords: Türkiye; Agricultural Modernization; Agricultural Infrastructure; Rural Construction; Agricultural Powerhouse

JEL Classification: N55; O13; Q18

(责任编辑: 史雨星)