

农业转型的社区实践与驱动逻辑*

——基于湘中鹤山村的经验研究

梁 伟

摘要：学界认为市场（资本）、国家和农户是农业转型的重要动力，但是这些研究大多忽视了社区因素对农业转型的影响，因此，中国农业转型的动力机制仍是有待探讨的问题。本文以湘中鹤山村农业转型实践为例，结合新内生发展理论，提出社区本位的农业转型分析框架，探讨农业转型的社区动力。研究发现，社区是农业转型的重要影响因素，农业转型的社区实践过程可以归纳为“整体推进”，这一过程包括全民参与土地制度改革、集体统筹农业生产秩序和社区精英引领现代农业经营等具体内容。社区驱动农业转型的内在逻辑体现为社区主体动力的激活和社区发展能力的提升。在外部环境因素的催化下，社区基于农户的利益诉求和村社组织的治理要求形成农业转型的主体动力。在此基础上，社区通过动员和组织农民、整合多重资源以及重塑制度规则实现社区整合，提高了社区的整体发展能力。上述两方面因素的结合使得社区在农业转型过程中发挥了关键作用。本文呈现了社区驱动农业转型的实践过程及其内在逻辑，对于理解农业转型的动力机制具有重要意义。

关键词：农业转型 整体推进 社区本位 动力机制

中图分类号：F326.13 **文献标识码：**A

一、问题的提出

中国农业正在经历从传统农业向现代农业的转型，这直观地体现在两个方面：一是土地流转面积不断增加。改革开放以来，中国实行统分结合的双层经营体制（周振和孔祥智，2019），因而农业转型是伴随土地流转展开的。数据显示，2004年农村承包地流转面积为0.58亿亩，而2018年农村承包地流转面积超过5.3亿亩^①。二是随着农村土地流转加速进行，农业企业、农民合作社、家庭农场等新

*本文研究得到国家社会科学基金青年项目“乡村振兴背景下小农户与新型农业经营主体的互动关系研究”（编号：19CSH031）的资助。作者感谢匿名审稿专家提出的宝贵意见，文责自负。

^①数据来源：《农业生产跃上新台阶 现代农业擘画新蓝图——新中国成立70周年经济社会发展成就系列报告之十二》，http://www.stats.gov.cn/tjsj/zxfb/201908/t20190805_1689117.html。

型规模经营主体兴起。第三次农业普查数据显示,全国规模经营主体数量已经达到 3980406 户^①。上述两方面变化使农业经营体系得以重塑。不少研究者开始追问:中国农业转型的动力机制是什么?

梳理既有文献发现,学界形成了农业转型动力机制的三大论点。一是市场(资本)驱动论。马克思主义政治经济学认为,随着资本主义的发展,小规模农业的社会性质将会发生变化,资本主义农业必将替代小农农业,这一变迁的动力来源于市场及商品经济发展下的技术变革。与马克思主义政治经济学的观点相似,自由主义经济学也认为随着商品化发展,“看不见的手”将自发地发挥作用(斯密,2011)。对于上述动力的理解,马克思主义政治经济学与自由主义经济学存在本质差别,前者将它视为生产关系的变动,后者则视为市场发展的产物。Zhang and Donaldson (2008)是较早关注中国农业转型的学者,他们指出,在农业企业的推动下,小规模的家庭农业最终将转变为资本化农业。严海蓉和陈义媛(2015)借鉴马克思主义学者关于农政变迁的分析,从资本积累动力的角度展开讨论,认为中国农业转型既存在自下而上的资本化动力,也存在自上而下的资本化动力。

二是国家干预论。国家干预论从国家角度探讨农业转型的动力机制。哈特(Hart, 1989)将国家权力和政府干预纳入分析框架,认为这是农业转型的主导力量。一些学者认为,中国的农业转型是行政力量推动的结果(孙新华,2015;刘军强等,2017)。行政力量推动农业转型的方式主要有两种:一是政策性干预,如推动耕地流转的农业政策和扶持规模经营主体的财政政策(龚为纲和张谦,2016);二是行政性干预,如推动农业项目落地和土地规模化流转。农业项目下乡难以和小农农业对接,规模农业更符合政府的要求(孙新华和钟涨宝,2017),因而县乡政府倾向于推动土地流转进而发展规模农业,新型农业经营主体的角色越来越重要(梁伟,2022)。

三是农户寻求发展论。舒尔茨(2009)认为,在开放市场环境中农民是理性的,一旦认识到现代生产要素的优越性,农民便会毫不犹豫地推动农业变迁。黄宗智和高原(2013)认为,中国的农业转型是人口自然增长率降低、非农就业快速增长和食品消费模式转变的产物,突出特征是小农转向高附加值农作物的商品化生产,这一过程是由农户投资推动的。农业转型虽然受到制度与市场两种结构性因素的影响,在实践过程中却充分体现了农民的主体性(郭占锋和张森,2021)。刘闯等(2019)发现,小农户具有寻求自身发展的动力和主体性,随着农户间土地流转持续推进和农业经营方式变动,小农户为主体的现代农业正在萌发。

上述三种论说对于理解农业转型的动力机制具有启发意义:市场(资本)驱动论揭示了农业转型的本质规律,展现了市场及商品经济发展背景下资本积累对于农业转型的推动作用;国家干预论呈现了国家和地方政府干预农业转型的实践方式;农户寻求发展论将注意力转向农民主体,探讨了农业转型中的农户行为及其动力,阐释了农民对于农业转型的积极影响。然而这些研究大多忽视了社区因素,并且将农民与社区割裂开来。传统社会以来,中国的农业生产一直嵌入农村社区。农业转型并非单纯的经济问题,更是嵌入社会结构的社会议题,与乡土社会高度关联(付伟,2020)。因此,对于农业

^①数据来源:《第三次农业普查(全国和省级主要指标汇总数据)》, <http://www.stats.gov.cn/tjsj/pcsj/nypc/nypc3/d3cqgnypchzsj.pdf>。

转型动力机制的研究不能脱离农村社区。一些学者试图揭示农业转型与社区的关系，付伟（2020）通过对茶叶行业的考察，讨论了农业转型的社会基础；陈靖和冯小（2019）通过个案研究，探讨了村社集体顺应市场环境变化而推动的农业转型。这些研究无疑为分析农业转型的动力机制提供了新思路，但都存在将社区因素简化为单一要素的缺陷，难以呈现社区驱动农业转型的整体逻辑。

鉴于此，本文试图建构以社区为本位的农业转型分析框架，将农业转型置于社区场域中考察，说明农业转型不仅是社区外部力量作用的结果，亦不完全是农民个体理性的产物，社区塑造着农民的主体性和能动性，农民行为也受到社区环境的深刻影响。农民能够以社区为载体形成内生发展动力和整体发展能力，进而影响农业转型的过程与形态。本文将以湖南鹤山村为案例，从社区视角出发考察农业转型的实践过程，探究社区如何形成主体性发展动力和整体发展能力并在短期内实现农业转型，以此阐释农业转型的社区动力机制。关于农业转型社区动力的研究，能够为探索符合中国实际的农业现代化道路提供启示。

二、分析框架与研究方法

（一）分析框架：新内生发展理论与社区本位的农业转型

在中国的农业转型进程中，如何实现以社区为本位的农业发展是一个重要的理论问题。然而，中国的农业转型研究大多忽视了社区。黄宗智（2017）认为，农村社区是中国长期以来一个关键性的基本单位，社区成员具有根深蒂固的土著观念，并且运用拟亲属关系和社区规则处理纠纷、开展互助，在历史变迁中，这些观念、关系和规则内化为社区成员的身体惯习。温铁军和董筱丹（2010）提出“村社”这一概念，以此理解作为基础性单元的社区所发挥的功能。贺雪峰（2019）使用“村社集体”这一概念，表述以土地集体所有制为基础的村社集体制度。本文认为，社区至少包含了三个特性：第一，基于地缘和血缘关系而形成的农民生活共同体；第二，承载农民人生价值和生命意义的时空场域；第三，实行“家庭承包经营为基础、统分结合的双层经营体制”之后，建立在土地集体所有权和农户承包经营权分离的经济制度基础上的集体组织（贺雪峰，2019），上述特性体现了社区农民共同的需要、价值和利益，这使社区能够催生一种共同的集体意志和集体组织，促进农民的组织与整合，并以集体行动共谋社区发展。在这个意义上，社区的本质内涵可以理解为农民集体，村社组织则是农民集体的实体化载体。

新内生发展理论为理解农业转型的社区动力提供了理论启示。新内生发展理论是欧洲乡村发展的主流理论，融合了外生发展和内生发展两大理论资源。20世纪70年代，依靠外部资金、技术和政府政策支持实现经济增长目标的外生发展模式促进了乡村经济发展，但也使乡村文化和生态环境遭到严重破坏。与外生发展理论不同，内生发展理论注重动员乡村内部资源，强调发展动力的内部性和农民参与的主动性（李怀瑞和邓国胜，2021）。但是，这一理论因为充满理想主义色彩而遭到批评。基于对外生发展理论和内生发展理论的反思，Ray（2001）提出“新内生发展”（Neo-endogenous Development）的概念，此后经过学者们的努力，新内生发展理论逐渐成熟并形成完整的理论体系。学者们一致认为，新内生发展是以本地资源为基础，以改善本地居民生活为目标，充分激活本地的发展潜力并且合理利

用外部资源以促进本地发展的过程（Bosworth et al., 2016）。Mühlinghaus and Wälty（2001）提出了新内生发展理论的五个内涵，即内生潜能、地方经济、可持续发展、居民参与和文化认同。基于对上述内涵的提炼，国内学者张文明和章志敏（2018）认为新内生发展理论应当包括三个基本要素：一是社区和农民的参与性，体现为社区和农民对发展过程的主导权和对发展利益的享有权；二是社区内部与外部的资源整合；三是文化认同的驱动作用。换言之，新内生发展理论隐含三个重要假设，即“内生性”“自下而上”“参与性或社区发展”（Ray, 2001）。

国内学者在运用新内生发展理论的过程中，进一步丰富了新内生发展理论的分析框架。檀学文（2018）提出，内生发展动力是诱致乡村实现繁荣性发展的基础，但这离不开外部因素的催化和支持。李怀瑞和邓国胜（2021）以主体性和组织化为核心概念，重新构建了新内生发展的理论框架，他们认为，充分激活乡村的主体性是乡村发展的关键，在此基础上必须将农民组织起来，以使他们参与乡村发展。有学者将新内生发展理论的内在机理归纳为内生发展动力的激活和内生发展能力的提升，前者指的是农民参与事务的积极性、主动性和创造性被充分调动，后者指的是利用人力资本、物质资本、制度设计、文化传统等资源提升乡村内生发展能力（夏雯雯等，2022）。依据上述讨论，可以将新内生发展理论归纳为内生发展动力和整体发展能力两个维度。本文认为，内生发展动力是乡村实现本土化、多样性发展的关键，内生发展动力的生成并非完全来自乡村内部，还来源于外部环境催化，因而内生发展动力是外部环境催化与内生动力激活相结合的产物，它构成了乡村发展的主体动力。整体发展能力是乡村发展过程中的整体行动能力，涉及农民主体的参与能力、社区的经济能力、社区内部的文化认同以及社区发展的制度规则。总而言之，新内生发展理论强调以社区为本位的发展模式并且注重社区的主导性作用。在这个意义上，新内生发展理论在分析农业转型的社区动力方面具有适用性。

本文引入新内生发展理论，从社区视角出发，构建以社区为本位的农业转型分析框架，呈现农业转型的社区实践过程和驱动逻辑，以此阐释农业转型的社区动力（见图1）。按照伯纳（Brenner, 1986）的定义，农业转型是指农业生产经营方式、土地占有关系、收入积累和分配方式的变化，这一变化既包含了技术变迁，又包含了生产关系在内的社会关系变迁。在马克思主义经典作家看来，伴随着资本主义生产关系渗透到农业领域，传统农业将被纳入到工业化大生产体系之中，农业领域的生产关系将被重构，农业将成为一个为资本积累服务的部门，农民将日益非农化和无产化（伯恩斯坦，2011）。可以看到，马克思主义经典作家更加强调农业转型过程中的生产技术变化及这种变化引致的农业经营规模、农业生产关系等方面的变化。黄宗智和高原（2013）发现，中国的农业转型并未出现农民的无产化，而是在农业生产技术和农业生产结构方面呈现如下特征：一方面，“旧农业”（粮食、棉花、油料作物）大量使用机械和农药以节约劳动力；另一方面，新农业（高产值的蔬菜、水果、肉、奶等）有着极大的发展。孙新华（2015）发现，伴随着土地流转快速推进，农业生产关系变化体现为土地权属关系及相关主体的社会关系的变化。综合上述学者的观点和农业转型实践，本文将农业转型定义为：从传统农业向现代农业转型过程中，农业经营方式、生产方式、生产结构和社会关系的系统性变迁。在这一定义中，农业转型具体表现为四个维度：农业经营规模化、农业生产技术化、农业生产结构调

整和社会关系变化^①。

在农业转型进程中，“主体动力”和“发展能力”这一对概念是关键变量。“主体动力”指的是农业转型过程中社区的内生动力，这是社区本位农业转型的基础。社会环境和制度环境的催化是社区主体动力生成的前提。在社会环境方面，21世纪以来，中国不断推动城乡二元结构改革，城镇化和市场化进程不断加快，引发了农村人地关系变动并使人地关系面临重构问题。农村市场化又将农民卷入市场体系，社区农业越来越受到市场环境的影响。在制度环境层面，2014年以来国家出台了大量促进农村农业发展的政策，持续推动土地“三权分置”改革，对农业发展产生了重要影响。此外，地方政府是国家力量进入乡村的重要载体，也能对社区的农业转型产生影响。在外部环境的催化下，社区农民产生了内生的变革动力：一方面，社区农民的利益诉求指向了土地资源分配形态与农业生产结构的调整；另一方面，村社组织受到正式制度的约束和社区精英的推动，产生了回应农民需求的内生动力。

“发展能力”指的是农业转型过程中社区的发展能力，这是社区主体性实践的重要体现。农业转型中的社区发展能力源于社区整合，它包含三方面内容：第一，社区成为农业转型的主导力量。新内生发展理论强调乡村发展的整体性，作为乡村发展主导力量的社区同样作为一个整体而存在，因此，社区发展能力提升的首要条件是农民组织起来成为一个集体。第二，社区内外部资源的整合。仅仅依靠社区内部的资源很难实现农业转型，过于依赖外部资源推动农业转型具有不可持续性，更合理的方式是在合理利用外部资源的基础上充分激活社区资源。第三，农业转型遵循可持续的、稳定的制度规则，以促进社区发展的平衡性和整体性。这一制度规则的建立，很大程度上依赖于重塑统分结合双层经营体制。

社区本位的农业转型体现了社区主体性与社区整体性。社区主体性不同于个体意义上的农民主体性。个体意义上的农民主体性指的是农民在经济、社会、政治、文化等方面的主导权、参与权、表达权、受益权和消费权（王春光，2018），社区主体性则是包括农民和村社组织等社区主体的整体主体性。社区主体性是在社区农民和村社组织充分发挥个体主体性的基础之上形成的，因而并不排斥个体的主体性。一些学者认为，改革开放以来，伴随着农村人口转移，社区正在经历去主体性过程（吴重庆和张慧鹏，2018）。但是，2017年以来，随着乡村振兴战略实施，社区主体性逐渐被调动起来。社区主体性的充分发挥离不开基于社区整合的发展能力，社区发展能力的提升也是社区整体性塑造的过程。因此，社区本位的农业转型是社区主体性激活与社区整体性强化的重要表现。

^①农业生产技术化主要表现为现代农业生产要素的大范围使用，比如农业机械；社会关系变化主要表现为土地权属关系变化及这种变化引发的主体关系变化。

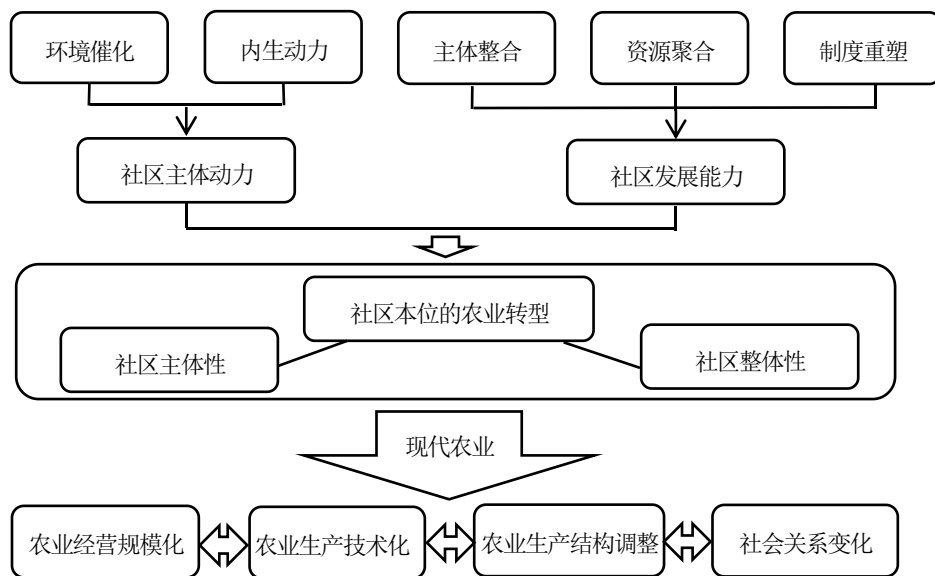


图1 社区本位的农业转型解释框架

（二）研究方法与资料来源

本文旨在揭示“社区如何驱动农业转型”，这是一个典型的“如何”问题，适合采用案例研究方法（Yin, 2003）。案例研究的重点在于对实践现象进行深度、细致的描述，揭示现象的中间过程和内在机制，在这个意义上，案例研究更加强调案例的典型性，力图通过典型案例呈现事物发展的深刻规律。

2020年以来，笔者所在团队在全国多个农村地区开展农业转型的调研，调研地点涉及安徽繁昌、山东寿光、福建宁德、武汉新洲、湖南宁乡等。为便于分析，本文选取湖南省宁乡市大成桥镇鹊山村作为研究案例。笔者及团队成员在鹊山村调研约20天，调研采用参与式观察和半结构式访谈的方法，系统考察了鹊山村的农业转型情况，并对该村的村组干部、农业经营主体、在村农民以及乡镇政府干部进行访谈，访谈内容涉及土地流转、农业经营、农业社会化服务、农民生计等。通过田野观察和深度访谈，笔者获取了丰富的经验资料，这对于理解当地的农业转型具有重要价值。

鹊山村是中国中西部地区的一个农业型村庄，村庄内部发展资源相对匮乏，在农业经营方面具有典型性。首先，鹊山村空心化程度较高，户籍人口为4321人，但是超过50%的村庄人口流向村外，“有人无田种、有田无人种”的问题十分严重。其次，鹊山村是一个落后的农业村。自家庭联产承包责任制实施以后，鹊山村形成了“人均不足一亩田、户均不过五亩田”的小农户分散经营格局。随着市场经济深入发展和农村劳动力向外转移，农业发展困境日益显现。在村农户的农业经营规模普遍为3~5亩，极少数农户通过土地流转使得经营规模达到了20~30亩，但是农户的土地被细分为多个小地块，这严重制约了社区农业发展。最后，鹊山村的农业转型坚持了自下而上的发展模式，充分体现了以社区为本位的农业转型特征，社区农民与村社组织在农业转型过程中发挥了主导性作用，社区农民通过农业转型得到了更多的发展机会和更高的农业利润。对于中西部地区的农村来说，鹊山村经验具有借鉴意义。

三、整体推进：农业转型的社区实践

2014年开始，鹊山村以“三权分置”改革为核心思路，自发探索土地合作经营模式，以此推动农业转型。鹊山村的农业转型需要解决如下问题：第一，调整土地权属关系，推动土地经营权流转，为农业转型奠定地权基础；第二，转变农业经营方式，推动小农户由分散经营向规模化经营转型；第三，更新农业生产方式，建立现代农业生产体系，尤其是完善农业基础设施与提高农业机械化水平；第四，调整农业生产结构，提高新农业所占的比例。鹊山村的农业转型是以社区为单位全面展开的，故而本文将该村的农业转型过程概括为“整体推进”。

（一）全民参与土地“三权分置”

土地“三权分置”是对土地权属关系的调整，这是农业转型的关键前提。只有调整土地权属关系同时理顺农民的利益关系，才能打破小农户分散经营格局，为农业经营规模化、农业生产技术化以及农业生产结构调整奠定基础。在鹊山村的经验中，土地合作经营是“三权分置”的实现形式。从拟定改革方案到征集群众意见，再到落实改革方案，社区主体发挥了重要作用，共同推进了土地“三权分置”和土地合作经营进程。

1.社区精英发起的制度变革。社区精英是农村社会中影响比较大的农民，他们在社区有名望、有地位、有号召力，并对社区公共事业十分热情。2014年前后，鹊山村陷入发展瓶颈，顾凤鸣^①等十余名社区精英邀请经济能人郑进回村。在党员群众的支持下，郑进当选村支部书记，旋即与社区精英探讨鹊山村的发展问题。经过反复讨论，大家一致认为要在土地上做文章，即“推动土地经营权流转、开展土地合作经营”。2014年3月起，村干部入户了解农民的土地利益诉求和土地流转意愿。从走访情况来看，愿意流转土地的农民占多数。农民认为，“土地不流转就要抛荒，什么收入都没有了”。确定农民愿意流转土地后，鹊山村通过多轮党员会议和村民代表会议，确定了土地合作经营的初步方案：首先，成立土地合作社。土地合作社下设理事会和监事会，理事会负责合作社的整体运营和重大事项决策，监事会由财务监督组和利益保障组组成，负责合作社的运营监管。理事会和监事会成员均由土地合作社成员担任。其次，开展土地合作经营。农民自主、自愿入股，将土地经营权流转至土地合作社，土地合作社与农民签订合作经营协议并统一经营土地。在土地合作经营模式下，土地承包权仍然归农民，土地所有权仍然在村集体，土地经营权被流转到土地合作社。在具体执行上，为了降低土地合作社与农民的交易成本，土地合作社以村民小组为单位与农民签订土地流转协议。

2.农民主体参与的改革实践。土地合作经营方案确立后，村社组织^②便动员农民参加土地合作社。在开展上述工作时，村社组织遇到了四个障碍：其一，地租如何确定。确定合理的地租价格是鹊山村改革的关键所在，地租定价过高影响农业经营主体的积极性，定价过低则影响农民的土地流转积极性。

^①本文中的人名均为化名。

^②本文中的村社组织指的是村委会和土地合作社，它们都是农民集体性质的组织。需要指出的是，土地合作社是鹊山村村干部和农民的口头叫法，它的本质是土地股份合作社。出于尊重地方经验的考虑，本文沿用当地村干部和农民的叫法。

其二，土地利益分配的分歧。土地合作经营不仅是对农业经营格局的调整，更是对土地利益分配格局的调整，这一过程必须处理好农民之间的利益关系。土地经营收益应该按照何种标准分配，对此农民看法不一，家庭人口数较少但承包地较多的农民主张按照土地面积分配，家庭人口数较多但承包地较少的农民主张按照人口分配。其三，如何保障农民的土地权益。农民虽然愿意把土地流转出去，但是也存在诸多顾虑，有些农民担心土地承包权会被收回，有些农民担心自己的承包地被破坏，还有农民担心土地流转存在风险。其四，如何满足不同农民的差异化土地诉求。在大多数农民外出务工的背景下，在村农民的土地诉求仍然高度分化，据此可以将他们划分为一般农民、中坚农民和返乡农民。一般农民大多是在村生活的中老年人，他们因为缺乏收入机会而希望继续耕种承包地，中坚农民希望通过流转土地实现农业规模经营，返乡农民希望流转小片土地发展附加值更高的特色农业。若要顺利推动农业转型，必须满足分化农民的土地诉求。

针对上述问题，村社组织广泛征求农民意见，并根据大多数农民意见确立了方案：在地租方面，村社组织综合考虑了多方面因素。当地的土地流转价格大约为 100~200 元/亩，土地流转后的地租不能低于这一价格。土地流转以后连片经营成为可能，并且村社组织将会对土地进行整理，土地耕作条件将会改善。村社组织认为地租价格可确定为 300 元/亩，若发展特色农业则以 600 元/亩为基础适当调整。地租方案经过全体村民代表和党员开会讨论后达成一致意见。在土地利益分配方面，考虑到原有的土地分配格局已经难以与当前的人口结构相适应，村社组织决定将人口与土地面积结合起来，以 1995 年二轮承包时的土地面积为基础，采取“固定分红+二次分红”的收益分配方式，固定分红每年开展一次，有人有田 300 元/人，有人无田或有田无人 150 元/人^①。固定分红之外的盈余部分，每三年开展一次“二次分红”。在土地权益方面，村社组织承诺重新丈量农民承包地并且确定位置、登记造册，即“确权确亩确地”，保障农民的土地承包权。对于土地流转风险，村社组织规定经营主体流转土地时需缴纳保证金和信誉金。与此同时，村社组织规定了土地流转期限，如果土地用于种植粮食作物则流转期限为一年，如果土地用于发展特色农业则流转期限为五年，在保持土地流转灵活性的同时降低风险。在回应农民的差异化土地诉求方面，土地合作社在耕作条件较好但不影响规模经营的区域划出部分土地，流转给愿意种田的本村农民耕种。如果农民想要调整地块，村社组织也会尽量满足。在此基础上，村社组织将连片的农田流转给愿意发展规模农业或特色农业的本村农民，满足他们的发展性需求。

鹊山村在不改变家庭承包经营制的前提下，通过强化所有权、稳定承包权和放活经营权，实现了土地“三权分置”，改变了原有的土地权属关系，为理顺土地三权和农民利益关系、推动农业转型奠定了重要基础。

^①具体而言，人口和土地各占 50%的比例，各为 150 元。土地面积按照二轮承包时的人均面积计算，大约为 1 亩/人（各个小组之间存在一定的差异，但是总体差异不大）。有人有田指的是第二轮土地承包（1995 年）时分到承包地且人口在村，有田无人指的是第二轮土地承包时分到承包地但是人口不在村（过世、外嫁等），有人无田指的是第二轮土地承包时未分到承包地但是人口在村（新生、嫁入等）。人口数据每年更新一次，以上一年度 12 月 31 日的人口数为基准。

（二）集体统筹供给公共物品

土地“三权分置”为农业转型奠定了地权基础，在此基础上，社区需要为农业转型提供必要的基础设施和生产条件，从而促进农业转型。

1. 利用农业项目完善基础设施。2015 年开始，鹊山村向上级政府陆续申请了土地整理和高标准农田建设项目，改善土地耕作条件。在农业项目的支持下，村社组织先后对 2300 亩农田进行平整，形成 5~10 亩/块、50~100 亩/片的基本农田格局，而后再将农田流转给农业经营主体。除此之外，村书记郑进积极向上级部门争取各类农村建设和农业发展项目，不断完善农业基础设施。借助各类涉农项目，鹊山村使水渠和机耕道覆盖全部生产片区，这为农业规模经营和机械化生产奠定了客观基础。

2. 利用土地流转收入维护公共基础设施。公共基础设施需要长期维护，这部分开支主要依靠土地流转收益。按照 300 元/亩的租金标准计算，如果全村 4205 亩耕地全部流转，土地租金将超过 126 万元。鹊山村总人口为 4321 人，土地合作社应付给农民的固定分红大约是 108 万。这意味着，土地合作经营后将产生部分剩余收益。剩余收益的一部分用于每三年一次的“二次分红”，另一部分可以用来维护公共基础设施。以 2020 年为例，鹊山村的土地流转收益约为 130 万，发放给农民的固定分红为 80 多万，除去土地合作社的运营成本后仍剩余 30 多万，其中的一部分就被用于维护农业生产设施。

3. 通过土地分区引导农业发展。鹊山村的农业发展目标是既提高农业经营的经济效益，又尽量避免农业经营风险。一方面，鹊山村将全村 4205 亩土地划分成 60 个 50~100 亩的生产片区，以便于农业规模经营，并且以小农家庭的经营能力为基础，将土地流转规模控制在 30~200 亩之间。另一方面，鹊山村按照科学规划将农田划分为产业区和粮食区，产业区主要用于发展特色农业，面积大约为 2500 亩，粮食区种植高品质水稻，面积大约为 1700 亩^①。区分农作区的主要目的是调整农业生产结构，提高新农业的比例。当然，区分农作区也有以下好处：一是每个分区的产业相对固定，便于农业基础设施配套；二是能够避免不同产业之间相互影响，比如水稻种植必须依赖农药和化肥，这会造成水质污染从而影响养殖产业；三是特色农业的市场风险相对大，粮食种植的市场风险相对小，村社组织可以将部分农田流转给粮食种植户，降低农业经营的市场风险；四是可以回应不同农民的土地诉求。

（三）精英引领现代农业经营

土地“三权分置”和集体统筹的农业生产秩序，为农业转型提供了充分条件。此外，在鹊山村的农业转型过程中，社区精英也发挥了引领作用。首先，社区精英推动了农业生产技术化。现代农业发展离不开生产技术的革新，尤其是农业机械化的普及。鹊山村的社区精英出资成立了农业发展有限公司，构建现代化农业生产服务体系，供给现代农业生产技术。农业发展有限公司的主要业务有农业机械服务、育秧服务、农资农技服务、稻谷烘干服务等，基本能够满足现代农业发展的需求，解决农业经营主体的后顾之忧。成立农业发展有限公司时，社区精英投入了 500 余万元，争取了各类产业发展补助近 400 万元。2017 年时，社区精英追加投资 200 万元，村社组织争取到农村综合性改革试点试验

^①截至 2021 年底，鹊山村发展特色产业的土地面积达到了 2600 亩，发展粮食种植规模经营的面积为 1600 亩。按照鹊山村的计划，粮食种植面积将以 1500 亩为底线，降低经营风险和保障粮食安全。

项目后，将大约 600 万的项目资金投入到了农业发展有限公司。其次，社区精英带头发展规模农业和特色农业。2015 年，鹊山村正式开始组织化流转土地，开展农业规模经营。由于担心规模经营不赚钱，大部分农民的积极性并不高，接近 800 亩土地无人耕种。在村社组织的动员下，社区精英将剩余土地流转过来，解决了土地无人耕种的问题。在发展特色农业方面，由于缺乏资本以及担心农业经营风险，农民不愿参与进来。村社组织积极动员社区精英发展特色农业，号召在外务工经商的精英返乡创业。在村社组织的动员下，社区精英开始发展特色农业，这对普通农民形成了良好的示范效应。

（四）农业转型的绩效分析

整体来看，鹊山村的农业转型实现了三个方面的目标。

第一，打破了小农户分散经营的格局，让“愿意种田的人有田种，让不愿意种田的人有利可得”，为现代农业发展奠定了基础。鹊山村通过成立土地合作社和土地经营权入股的方式将农民的承包地整合起来，在不改变家庭联产承包责任制的基础上，实现了土地“三权分置”。这一制度创新具有如下意义：首先，强化了集体土地所有权，表现为村社组织的土地管理能力大幅提升，能够统筹土地经营秩序；其次，稳定了土地承包权，表现为村社组织对农民承包地进行确权；最后，放活了土地经营权，表现为土地经营权流转到了土地合作社，土地合作社能够统一经营承包地并组织化流转给农业经营主体。

第二，促进了农业生产方式更新与农业生产结构调整。鹊山村通过争取农业项目和开展村企合作，构建了现代农业生产服务体系，为现代农业发展提供了客观条件。在此基础上，鹊山村形成了“以水稻种植为主的农业规模经营+以种植养殖为主的特色农业+小农户经营”的多元农业经营格局。2021 年时，鹊山村超过 100 亩的农业规模经营主体有 20 多个，发展特色农业的经营主体有 20 个，此外还有 200 多户农民耕种自家承包地。

第三，提高了农业经营的经济效益和社会效益。鹊山村实现了全域土地流转，土地利用效率大幅提高，土地流转价格由原来的 100 元/亩提高到了 300 元/亩，发展特色农业的土地流转价格更是达到 600~650 元/亩，土地的经济价值提升。现代农业生产服务体系建立后，鹊山村的粮食亩产达到 960 公斤，较土地合作经营之前增收 200 公斤，农业生产效率提升。此外，鹊山村始终以社区整体利益为导向，通过村社组织“统”的作用实现收益共享，农民与新型农业经营主体、土地合作社形成了利益共享的社会关系。鹊山村的农业经营主体基本为社区农民，他们具有稳定的经营预期，加上制度规则和乡土规则的约束，一般不会出现“毁约弃耕”的市场风险。土地合作社优先保障入股农民的土地利益，每年都会在固定时间发放分红，二次分红收益也在逐年增加，农民的土地利益能够得到有效保障^①。

鹊山村的农业转型也存在风险：其一，鹊山村侧重发展特色农业，但是现有的条件还不足以支持特色农业规模化发展。一方面，发展特色农业需要建设附属房或厂房，这存在一定的违法风险^②。另

^①2015 年以来，鹊山村的土地流转收益呈现出不断提高的趋势，主要原因是特色产业的经营面积持续增加。在土地合作社的保障下，农户的土地利益得到有效保障。

^②例如，鹊山村发展稻鱼混养产业，上半年养鱼，下半年种稻。上半年时土地执法部门有可能通过卫星航拍发现土地形态变化，这对产业发展造成了一定影响。

一方面，乡村发展需要人才和技术支持，虽然鹊山村吸引了部分精英返乡，也引进了现代生产技术，但这对社区持续发展而言仍然不够。其二，特色农业更容易受到市场影响，这是一个潜在的不稳定因素。特色农业资金投入大、投资周期长，市场风险也比较高，如果农业经营主体不能从市场中持续获利，土地经营收益就会出现波动。即便鹊山村为了防范风险采取了相应措施，但这仍不能完全避免市场风险。其三，各级政府投入到鹊山村的涉农资金非常多，但是这些资金的使用效率有待观察。对于鹊山村来说，土地整理项目资金和农业设施建设项目资金是更为重要的资源，这些资源回应了农业转型的迫切需求，即适配现代农业的生产条件。诸如农村综合改革试点试验项目之类的资金，目前来看很难评估其效果。鹊山村争取了大约 3000 万综改资金，主要投资于农业发展有限公司以及数个特色农业基地。从 2017 年以来的情况看，农业发展有限公司和多数特色产业基地的盈利情况并不理想^①。

四、农业转型的社区驱动逻辑

鹊山村的农业转型是社区主体动力激活与社区发展能力提升的共同结果。在这一过程中，主体动力是社区驱动农业转型的动力基础，能力建构是社区驱动农业转型的重要条件，这两方面因素的叠加使得社区能够以整体推进的方式推动农业转型。

（一）农业转型的社区主体动力

在社区驱动农业转型的过程中，社区的主体动力不容忽视。社区处于外部环境与个体农民的中间地带，在外部环境的长期催化作用下，社区农民的内生动力被激活，形塑了农业转型的主体动力。

1. 外部环境的长期催化。农业发展受到社会环境和制度环境的影响，社会环境与制度环境的变化必然引起社区的相应反应。城乡关系是影响农业发展的主要社会环境要素。改革开放以后，随着中国从计划经济向市场经济转型，新中国成立初期形成的城乡二元体制发生松动（夏柱智和贺雪峰，2017），城乡之间的要素流动加快，农村人口和农村资源向城市流动。在这一背景下，中国的城镇化进程持续推进，农村空心化问题逐渐显现。实行家庭承包经营以后，鹊山村的青壮年劳动力开始向外流动。青壮年劳动力外出后，在村人口便以“三留守”人员为主^②。21 世纪以来，由于农村劳动力加速向城市转移，加之土地细碎问题难以解决，“有田无人种”成为鹊山村最主要的问题。当然，城镇化使农村人地关系紧张问题得到缓减，农村市场化使农村资源的经济价值逐渐显现，这对农民产生了激励效应。

制度环境是催化社区内生动力的另一个要素。广义上的制度环境是指社会的法律制度、文化观念和社会规范等因素（曹正汉，2005）。本文中的制度环境是指国家和地方政府关于农业发展的一系列制度设计和政策安排。21 世纪以来，农村“两权分离”的地权制度已经难以适应社会变迁。鉴于农地权属分离的情况，中央发布“三权分置”改革的指导意见，为地方制度创新提供了合法性。鹊山村之

^① 鹊山村的特色产业基地大多从 2017 年开始发展，这些特色产业基地大多还处于前期投入阶段，短期内尚难以评价其绩效。农业发展有限公司经营不理想的重要原因是大米加工业务因为本地大米所含镉元素超标而无法运营，这是农业发展有限公司的主要业务。

^② “三留守”人员指的是留守老人、留守妇女和留守儿童。

所以在2014年开展“三权分置”改革并通过土地合作社推动农业转型，很大程度上是受“三权分置”改革政策的影响。鹊山村的郑进书记说：“到全国各地去看，很多地方在倡导‘三权分置’，但是具体怎么搞谁都不清楚，既然国家政策支持我们搞，我们就想试试。”2007年以来，国家出台了大量优惠政策促进农业农村现代化，中央“一号文件”反复强调“鼓励发展多种形式的适度规模经营”。此外，地方政府迫切希望走一条农业生态化、产业化的发展道路，地方政府的农业治理动力对鹊山村的改革产生了较强的行政激励。

2.社区内部的动力生成。在外部环境的催化下，社区主体的内生动力逐渐生成。社区主体的内生动力首先源于农民的利益诉求。伴随着人地关系变革和农民流动，农民的分化已经成为不争的事实（韩俊，2018）。鹊山村的农民也分化为一般农民、中坚农民和返乡农民。一般农民的家计模式是以代际分工为基础的半工半耕（夏柱智和贺雪峰，2017），青壮年劳动力外出务工，老年人在村务农，家庭同时获得两份收入。这些老人仍然有劳动能力，更希望保留承包地自己耕种，但也希望改善土地耕作条件。随着年龄增大，部分老人退出农业生产，他们希望将土地流转出去。中坚农民是那些因各种原因不能外出的青壮年劳动力，他们常年在村生活，具有较强的农业规模经营动力，但受限于土地细碎化，他们的经营规模维持在20~30亩。返乡农民是回村寻找发展机会的务工农民，他们的经济资本相对雄厚。返乡农民虽然长期不在村，但他们是社区的成员，与社区保持着千丝万缕的联系，具有较强的农业发展动力和稳定的农业生产预期。分化农民的地权诉求存在较大差异：一般农民的地权诉求是没有能力种田时保障土地承包权、流转土地经营权，有能力种田时保障土地承包权同时获得耕作条件较好的承包地；中坚农民的地权诉求是获得整合的土地经营权，扩大农业经营规模；返乡农民的地权诉求是获得稳定的土地经营权，发展高附加值农业。不过，农民虽然存在地权诉求的差异，但是利益诉求都指向了土地资源配置形态和农业生产结构调整，这是鹊山村农业转型的内生动力。相对而言，中坚农民和返乡农民是更加希望改变土地资源配置形态和农业生产结构的群体，在农业转型过程中发挥着更为积极的作用。

村社组织的治理要求是社区主体动力的另一个来源。村社组织的治理要求既来自村社集体制度的赋权，又来自社区精英的推动。村社集体是一种经济制度、社会组织与治理单元合一的总体性制度，是在中国社会结构之上生成的具有本土性特征的制度设计（陈靖，2021）。改革开放以后，村社集体的组织形式、经营模式和社会职能发生了一定变化，但它仍然是国家权力认定的集体组织。鹊山村面临诸多发展问题，如土地资源利用效率低下、农民利益诉求难以满足等，这些问题正在动摇村社集体的稳定性。在此背景下，社区精英产生了维护社区秩序的内在冲动，他们积极推动村社组织履行社会职能，回应社区发展困境。社区是一个自运行系统，社区的内在规则构成了社区运转的秩序体系，而维持这一秩序体系的主体是社区精英。在历史绵延中形成的社区公共性和集体认同，激励着社区精英自我实现。正如社区精英所言：“我们都是正能量的人，我们这一辈人都是土生土长的农村人，做些对村庄有益的事有点成就感。”2014年开展土地“三权分置”时，社区精英就自发成立了乡贤会。在乡贤会的推动下，现任村书记郑进回到村里，从而催生了土地“三权分置”改革和社区农业转型。

（二）农业转型的社区能力建构

社区驱动农业转型的内在逻辑还体现在社区能力建构。农业转型的社区实践过程归根结底是社区整合的过程，它体现了社区的整体能力结构。在主体层次，全体农民和集体组织构成了社区的主体，因而农民组织起来是社区成为农业转型主导力量的前提。在资源层次，农业转型的过程涉及大量资源投入，这些资源不仅包括经济资源，还包括社区价值、人情、面子等文化资源。只有对社区内外的资源进行整合和激活，这些资源才能发挥最大效能。在制度层次，农业转型的过程打破了原有的经营格局，因而需要确立新的制度规则，为农业经营和农业发展提供规则指引。

1.主体结构：双重整合与组织农民。农业转型的社区能力建构是以农民组织化为前提的，当社区内部完成行动主体的结构整合进而实现农民组织化，社区就能够成为农业转型的主导性力量。在农民组织化实践中，利益关联是关键性要素。在利益关联的诱发下，农民可以通过对话交流的方式构建互助合作关系，并以信任互惠为基础，围绕社区公共利益开展集体行动。公共利益的达成并非自发形成而是村庄政治均衡的结果，因而政治整合也是农民组织化的重要基础。鹊山村的农民已经高度分化，但他们的利益指向具有一致性。无论一般农民、中坚农民还是返乡农民，都迫切希望改变现有地权配置形态和农业生产结构，提高土地资源配置效率。在这一共同利益指向下，村社组织展开了促进社区主体整合的社会动员。鹊山村通过“三权分置”改革将农民的土地经营权流转 to 土地合作社，社区的经济属性得以实体化。土地合作社促使社区重建了农民与社区、农民与农民之间的利益关联，社区重新成为农民的利益共同体。土地合作经营既是社区形成利益共识的途径，又是社区实现政治整合的契机。农民以社区为基础构建利益共同体，共同致力于社区农业发展和社区整体利益维护，村社组织被赋予了整合社区利益的权力。村社组织和社区精英将社区农民动员起来，通过集体协商的方式形成公共意志，并以此为基础建构公共规则。借助农业转型这一公共事件，社区政治得以重新激活，这为农民组织化提供了条件。

在农业转型过程中，鹊山村形成了“村社组织统筹、社区精英引领、农民自主参与”的组织机制，使得农民组织化结构得以形成。村社集体是农民组织化的载体，具有交易成本优势、资源优势 and 合法性优势（王海娟，2020）。20世纪80年代以来，随着人民公社制度的终结，村社集体被赋予了在家庭承包责任制基础上组织农民、服务农民的制度使命（潘璐，2021）。村社集体拥有集体土地和集体资产等经济资源，社区公共性和价值认同等治理资源，国家权力赋予的集体土地所有制和村民自治等制度资源，这都为村社组织发挥统筹作用提供了充分条件。社区精英是推动农业转型的重要力量，他们充分发挥了带头引领作用。社区精英是率先签署土地合作经营协议并入股土地合作社的农民，也是带头发展特色农业和规模农业的农民。与此同时，社区精英积极帮助村社组织开展群众动员。社区精英的策略是通过改变社区农民的观念，进而改变社区农民“搭便车”的理性计算，实现社区的集体理性。在开展土地合作经营的过程中，部分农民不愿意配合导致农业转型进程受阻，这时社区精英的作用就充分体现出来，他们运用熟人社会中的面子、人情等文化资源，对农民进行动员。在他们的动员下，大多数农民都能转变想法进而支持农业转型。农民是土地合作经营的参与主体，他们通过民主参与的形式影响农业转型。鹊山村需要应对大量的具体事务和制度创新障碍，比如选举土地合作社的理

事和监事、商定土地利益分配方案、确立土地权益的保障办法以及协商农民差异化土地诉求的解决方案等，这些具体事务都需要农民参与。在农业经营的具体环节，社区农民的参与方式存在差异。对于一般农民来说，他们大多选择将土地流转给土地合作社，赋予土地合作社管理承包地的权限。对于中坚农民和返乡农民来说，土地合作经营能够满足他们获得完整连片土地和稳定经营权的愿望，因而他们是土地合作经营的坚定支持者和现代农业经营的参与者。

2.资源结构：多重资源与单向聚合。农业转型过程中的社区能力，还体现在社区对内外资源的聚合。农业转型所需要的资源包括经济资源和文化资源，前者满足农业转型过程中的生产要素投入，后者满足社区利益和社会关系的协调需求。一方面，农业转型过程伴随着农业基础设施建设和农业生产投入，这需要大量的经济资源，社区内部缺乏足够的经济资源支撑农业转型，尤其是缺乏建设农业基础设施等公共物品的经济资源。相对而言，政府拥有较为丰富的涉农项目资源，可以为农业转型提供经济支持。另一方面，农业转型引发了村庄利益调整和社会关系变动，需要充分激活文化资源以应对潜在的社区矛盾。

首先是经济资源的整合。鹊山村的农业转型整合了四类资源：一是涉农项目，如农田水利、土地整理等项目。村社组织先后争取了 1000 多万元涉农项目，以此推动农业基础设施建设，有效地改善了农业生产条件。这部分资金投入属于必要投入，原因在于现代农业发展必须以与之相适配的农业生产设施为基础。二是各类农业补贴和涉农优惠政策。农业补贴和涉农优惠政策大多针对农业经营者，村社组织也会积极帮助经营主体申报相关补贴和落实优惠政策，比如土地流转补贴、农业保险和各类产业补贴等。三是各级政府的专项资金。此类政策和资源具有特殊性，主要目的是推动农村改革和打造示范点，如农村综合性改革试点试验项目。在地方政府的支持下，鹊山村获得了 3 年 3000 万的专项资金，村社组织利用这些资金构建了现代农业生产体系，并且为特色农业发展提供了资金支持，一定程度上促进了农业转型。四是社区资本，这部分资源主要来自社区农民尤其是中坚农民和返乡农民^①。社区资本在本社区发展农业有两个好处：其一，提高了农业经营的安全性。社区资本具有稳定的农业经营预期，同时受到社区规则的约束，农业经营风险相对低。其二，社区资本更注重可持续发展，一般不会出现农业经营投机行为。

其次是文化资源的激活。社区拥有丰富的乡土文化资源，如建立在地缘和血缘关系上的人情、面子和价值认同等。即便社区正面临共同体瓦解的危机，乡土社会的文化资源仍具有价值，并构成农业转型的社会基础。基于地缘和血缘的社会关系、人情和面子，是村社组织开展社会动员的重要手段。最初确定土地合作经营方案后，村社组织便以小组为单位动员农民签订土地合作经营协议，一部分农民因各种原因不愿意流转土地。村干部和社区精英对上述农民进行动员时，充分利用了乡土社会中的面子与人情。正如一位社区精英所言：“我们说话还是管用的，他们（农民）要给点面子的。”此外，公共价值认同激励着农民参与社区公共事务。无论社区精英还是普通农民，他们之所以积极参与农业转型的社区实践并贡献自己的力量，不仅在于农业转型涉及自身利益，还在于农民对社区有着强烈的

^①需要指出的是，中坚农民和返乡农民中有一部分人也是社区中有影响力的人物，他们属于社区精英的范畴。

价值认同感和归属感，愿意维护社区的公共利益。

3.制度结构：统分结合与规则有效。促进社区整合从而提升社区能力，还必须塑造明晰的制度规则。制度规则是社区农民持续互动与协商的结果，它是农民开展农业生产、分配农业利益的基本原则，也是维护社区农业秩序的基础。中国现行的土地制度来源于对“一大二公”的人民公社体制的改革，这一制度呈现出“统分结合”的重要特征（孔祥智，2016）。在农村改革初期，由于过分强调“分”而弱化集体“统”的功能，致使绝大部分农村集体难以行使“统一经营”职能。在农村劳动力急剧减少、人地关系变革的背景下，强化村社集体“统”的能力，有效发挥村社集体的作用逐渐成为共识。鹊山村在坚持集体土地所有制的基础上，通过土地经营权入股合作社的方式开展土地合作经营，本质上是统分结合的新形式。这一新统分结合双层经营体制明晰了村社组织和农民的权责关系，建立了更为有效的农业经营规则，从而为农业转型奠定了制度条件。2014年以后，村社组织通过土地合作经营积极发挥“统”的功能，土地合作社将分散在农民手中的土地经营权集中起来，解决了土地分散经营下农业生产规模小与农业经营效率低的问题。与此同时，村社组织积极承担农业生产的组织协调职能和公共物品供给职能，这对于维护农业生产秩序具有重要意义。农村集体土地所有制是村社组织发挥“统”的功能的关键，集体土地所有制充分发挥了社会主义集体经济的优越性，尊重了农民主体地位，是在实现农民共同富裕的总体目标下提高农村土地制度效率，推进农村土地资源优化配置的重要基础（程恩富和张杨，2020）。当然，在新统分结合经营体制下，农民仍然具有较强的农业经营自主性。农业经营主体可以根据自身资源禀赋和经营能力选择农业经营方式，也可以根据市场需求自主决定种植何种作物或经营何种特色农业。鹊山村的农业经营主体主要是本社区农民，他们以本地资源为基础发展特色农业，促进了社区农业的大发展。新统分结合的农业经营体制充分保障了农业经营主体的经营自主性，使得农民的经营积极性被极大地调动起来。

五、结论与讨论

中国农业正在经历快速转型，这一转型背后的动力机制引发了广泛讨论。大多数研究者认为市场（资本）和国家是农业转型的动力因素，部分学者还关注了农业转型中的农民主体性，但是这些研究大多忽视了社区因素以及农业转型的社区驱动逻辑。以湘中鹊山村的农业转型为研究对象，本文的研究表明，农业转型受到社区环境的深刻影响，社区是农业转型的重要推动力，整体推进是社区农业转型的实践方式，农业转型的社区实践关键在于社区主体动力激活与社区发展能力提升。在社会环境和制度环境的催化下，社区内部形成了变革的主体动力，为农业转型奠定了动力基础。在此基础上，社区通过动员和组织农民、整合多重资源以及重塑制度规则实现社区整合，提高了社区的整体发展能力。社区动力的激活与社区能力的提升，使社区能够以“整体推进”的方式推动农业转型。这一分析呈现了农业转型的社区实践过程及其驱动逻辑，丰富了农业转型动力机制的研究。本文的研究发现可以进一步延伸为以下几个方面：

第一，农业转型动力的内生性。市场（资本）和国家干预视角仅仅看到了农业转型的外部动力，在一定程度上忽视了农民的主体性。农户视角虽然强调农民的主体性，但将农民主体性视为个体意义

上的主体性。本文引入社区视角探讨农业转型，更加强调集体意义上的农民主体性，并试图将集体意义上的农民主体性带入到农业转型的动力机制分析中。农业转型深刻地受到社区内生动力的影响，在社会环境与制度环境的催化下，农业生产结构调整和土地资源配置调整日益成为趋势，农业转型的社区主体动力持续孕育。一方面，在人地关系变革的背景下，社区农民产生了农业转型的共同利益指向。另一方面，在农业发展陷入瓶颈时，社区精英积极推动村社组织回应社区发展问题。

第二，农业转型过程的整合性。在农业转型过程中，社区通过内部整合的方式形成发展合力，以此提高整体发展能力。这一整合涉及三个方面，首先，在主体整合方面，村社组织重塑社区与农民之间的经济纽带和政治关联，充分发挥社区精英的引领作用，在此基础上将农民组织起来。其次，在资源整合层面，村社组织积极争取外部资源，激活内部资源，并且以社区整体利益为原则实现发展资源聚合。最后，在制度层面，社区通过土地合作经营重塑了统分结合的双层经营体制，为农业转型的社区运作提供了制度规则。在新统分结合双层经营体制下，村社组织统筹农业生产结构调整和农业经营模式转变，在此基础上充分利用“分”的优势，推动农民自主发展规模农业和特色农业。

第三，农业转型的复杂性。农业转型是一个复杂的、系统性工程。从经济层面来看，农业转型涉及土地整理、土地流转、农业生产结构调整等内容。从社会层面来看，农业转型涉及利益整合、政治整合、农民组织化、规则重塑等内容。因此，农业转型的目标不仅在于经济层面的效率提升，更在于社会层面的结构优化和发展均衡。如果片面强调经济意义上的农业转型可能对社区产生消极影响。在农业转型过程中，应当始终坚持社区发展的整体性，平衡经济发展与社会公平的关系、农民个体与社区整体的关系，实现社区整体性发展。

鹊山村通过整体推进的方式促进社区本位的农业转型，打破了小农户分散经营的格局，推动了农业生产方式更新与农业生产结构调整，提高了农业经营的经济效益和社会效益。相较于市场（资本）、国家和农户等变革力量，社区主导农业转型的具体过程，有助于克服市场（资本）力量、国家力量和农户力量驱动农业转型的缺陷。市场（资本）力量和国家力量推动农业转型的主要缺陷在于农民的经济利益或土地权利容易遭受损失，社区本位的农业转型则能够最大限度地维护社区农民的利益。一方面，社区主导农业转型的过程也是社区组织和动员农民的过程，在此过程中社区必须充分保障农民的民主参与和民主决策权利，保障社区农民的土地利益，促进农业与农民的协同发展。另一方面，社区本位的农业转型能够为农民提供更多的发展机会从而将农民留在社区。在以社区为本位的农业转型中，社区农民优先获取农业生产效率提升和农业生产结构调整带来的发展机会，共享社区农业发展的收益，借此在社区内部实现经济积累和家庭再生产，这对于维持社区完整性具有重要意义。农户本位的农业转型的缺陷表现为分散农户的规模化困境，社区本位的农业转型恰恰能够克服这一缺陷。社区本位的农业转型是以社区为单元整体推进的，农民作为组织起来的整体共同推动农业转型，在此过程中农民形成了高度统一的公共意志，并且确立了有效的制度规则体系，能够有效地降低交易成本问题。

作为个案而言，鹊山村的农业转型具有一定的特殊性和偶然性，但是社区本位的农业转型具有一般性意义：首先，在鹊山村的农业转型过程中，农业基础设施建设相关的项目资源发挥了关键作用。对于一般中西部农村来说，乡村振兴战略实施以来国家资源持续输入农村，其中不乏农田水利、乡村

建设等涉农项目，这些资源可以用于更新农业生产设施，改善农业生产条件，促进社区本位的农业转型。其次，在中西部农村的农业转型过程中，社区能够成为主导性力量。中西部农村的人口大量向城市转移，人地关系发生较大变化，“有人无田种”和“有田无人种”成为制约农业发展的重要因素，农民普遍产生了调整农业生产结构和改变地权配置形态的需求，农业转型的社区主体动力正在生成。与此同时，社区长期以来形成的文化传统和村社集体制度、国家大力支持的土地“三权分置”改革、不断加快的农村市场化等因素，都为社区本位的农业转型创造了条件。在这个意义上，鹊山村的农业转型具有更大范围的可复制性。当然，鹊山村农业转型过程中潜在的风险也值得警惕：一方面，现代农业发展更加依赖市场，也深受市场环境的影响，如何在提高农民收益的同时避免市场风险是村社组织必须考虑的问题；另一方面，国家资源尤其是支持特色农业发展的资源，大大提升了农业经营主体的投资能力，但在某种程度上扭曲了市场要素价格，使得社区无形中承担了更大风险。

参考文献

- 1.伯恩斯坦，2011：《农政变迁的阶级动力》，汪淳玉译，北京：社会科学文献出版社，第19-36页。
- 2.曹正汉，2005：《无形的观念如何塑造有形的组织：对组织社会学新制度学派的一个回顾》，《社会》第3期，第207-216页。
- 3.陈靖，2021：《解析集体：制度通道与治理实践》，《南京农业大学学报（社会科学版）》第3期，第96-106页。
- 4.陈靖、冯小，2019：《农业转型的社区动力及村社治理机制——基于陕西D县河滩村冬枣产业规模化的考察》，《中国农村观察》第1期，第2-14页。
- 5.程恩富、张杨，2020：《坚持社会主义农村土地集体所有的大方向——评析土地私有化的四个错误观点》，《中国农村经济》第2期，第134-144页。
- 6.付伟，2020：《农业转型的社会基础：一项对茶叶经营细节的社会学研究》，《社会》第4期，第26-51页。
- 7.龚为纲、张谦，2016：《国家干预与农业转型》，《开放时代》第5期，第57-75页、第7页。
- 8.郭占锋、张森，2021：《农业转型过程中农民经济行为的主体性实践——以一个三十年移民村庄为例》，《农村经济》第8期，第118-126页。
- 9.韩俊，2018：《以习近平总书记“三农”思想为根本遵循实施好乡村振兴战略》，《管理世界》第8期，第1-10页。
- 10.贺雪峰，2019：《如何再造村社集体》，《南京农业大学学报（社会科学版）》第3期，第1-8页、第155页。
- 11.黄宗智、高原，2013：《中国农业资本化的动力：公司，国家，还是农户？》，载黄宗智（编）《中国乡村研究》（第十辑），福州：福建教育出版社，第28-50页。
- 12.黄宗智，2017：《中国农业发展三大模式：行政、放任与合作的利与弊》，《开放时代》第1期，第128-153页、第7页。
- 13.孔祥智，2016：《中国农村土地制度：形成、演变与完善》，《中国特色社会主义研究》第4期，第16-22页、第2页。
- 14.李怀瑞、邓国胜，2021：《社会力量参与乡村振兴的新内源发展路径研究——基于四个个案的比较》，《中国行政管理》第5期，第15-22页。

- 15.梁伟, 2022:《农地流转制度创新: 路径与机制》,《农业经济问题》第4期,第85-95页。
- 16.刘军强、鲁宇、李振, 2017:《积极的惰性——基层政府产业结构调整的运用机制分析》,《社会学研究》第5期,第140-165页、第245页。
- 17.刘闯、全志辉、陈传波, 2019:《小农户现代农业发展的萌发: 农户间土地流转和三种农地经营方式并存的村庄考察——以安徽省D村为个案分析》,《中国农村经济》第9期,第30-47页。
- 18.潘璐, 2021:《村集体为基础的农业组织化——小农户与现代农业有机衔接的一种路径》,《中国农村经济》第1期,第112-124页。
- 19.舒尔茨, 2009:《改造传统农业》,梁小民译,北京:商务印书馆,第140-148页。
- 20.斯密, 2011:《国富论》,唐日松等译,北京:华夏出版社,第296-305页。
- 21.孙新华、钟涨宝, 2017:《地方治理便利化: 规模农业发展的治理逻辑——以皖南河镇为例》,《中国行政管理》第3期,第31-37页。
- 22.孙新华, 2015:《农业规模经营主体的兴起与突破性农业转型——以皖南河镇为例》,《开放时代》第5期,第106-124页、第8页。
- 23.檀学文, 2018:《贫困村的内生发展研究——皖北辛村精准扶贫考察》,《中国农村经济》第11期,第48-63页。
- 24.王春光, 2018:《关于乡村振兴中农民主体性问题的思考》,《社会发展研究》第1期,第31-40页。
- 25.王海娟, 2020:《资本下乡与乡村振兴的路径——农民组织化视角》,《贵州社会科学》第6期,第163-168页。
- 26.温铁军、董筱丹, 2010:《村社理性: 破解“三农”与“三治”困境的一个新视角》,《中共中央党校学报》第4期,第20-23页。
- 27.吴重庆、张慧鹏, 2018:《以农民组织化重建乡村主体性: 新时代乡村振兴的基础》,《中国农业大学学报(社会科学版)》第3期,第74-81页。
- 28.夏雯雯、马红坤、乔翠霞, 2022:《新内生发展理论下家庭农场内生发展的机理与路径》,《宁夏社会科学》第2期,第124-132页。
- 29.夏柱智、贺雪峰, 2017:《半工半耕与中国渐进城镇化模式》,《中国社会科学》第12期,第117-137页、第208页。
- 30.严海蓉、陈义媛, 2015:《中国农业资本化的特征和方向: 自下而上和自上而下的资本化动力》,《开放时代》第5期,第49-69页、第6页。
- 31.张文明、章志敏, 2018:《资源·参与·认同: 乡村振兴的内生发展逻辑与路径选择》,《社会科学》第11期,第75-85页。
- 32.周振、孔祥智, 2019:《新中国70年农业经营体制的历史变迁与政策启示》,《管理世界》第10期,第24-38页。
- 33.Bosworth, G., I. Annibal, T. Carroll, L. Price, J. Sellick, and J. Shepherd, 2016, "Empowering Local Action through Neo-endogenous Development; the Case of LEADER in England", *Sociologia Ruralis*, 56(3): 427-449.
- 34.Brenner, R., 1986, "The Social Bases of Economic Development", in J. Roemer (ed.) *Analytical Marxism*, Cambridge: Cambridge University Press, pp. 23-53.
- 35.Hart, G., 1989, "Agrarian Change in the Context of State Patronage", in G. Hart, A. Turton and B. White (eds.) *Agrarian Transformation: Local Process and the State in Southeast Asia*, Berkeley: University of California Press, pp. 31-49.

- 36.Mühlinghaus S., and S. Wälty, 2001, “Endogenous Development in Swiss Mountain Communities”, *Mountain Research and Development*, 21(3): 236-242.
- 37.Ray, C., 2001, “Culture Economies: A Perspective on Local Rural Development in Europe”, <https://www.ncl.ac.uk/media/wwwnclacuk/centreforruraleconomy/files/culture-economy.pdf>.
- 38.Yin, R. K., 2003, *Applications of Case Study Research*, London: Sage Publications, 9-12.
- 39.Zhang, Q. F., and J. Donaldson, 2008, “The Rise of Agrarian Capitalism with Chinese Characteristics: Agricultural Modernization, Agribusiness and Collective Land Rights”, *The China Journal*, 60(7): 25-47.

（作者单位：武汉大学社会学院）

（责任编辑：胡 祎）

Community Practice and Driving Logic of Agricultural Transformation: An Analysis Based on Empirical Research in Queshan Village in Central Hu’nan

LIANG Wei

Abstract: The academic community believes that the market (capital), the state, and farmers are important driving forces for agricultural transformation, but most of these studies ignore the impact of community factors on agricultural transformation. Therefore, the dynamic mechanism of China's agricultural transformation is still an issue to be explored. This article takes the agricultural transformation practice of Queshan Village in central Hu’nan as an example, proposes a community-based agricultural transformation framework of analysis by combining the new endogenous development theory, and discusses the community dynamics of agricultural transformation. The study finds that the community is an important determinant of agricultural transformation, and the community practice process of agricultural transformation can be summarized as overall promotion, which includes specific contents such as the participation of all villagers in land system reform, collective planning of agricultural production order, and the leadership of modern agricultural management by community elites. The internal logic of community-driven agricultural transformation is reflected in the activation of the main power of the community and the enhancement of community development capabilities. Under the catalysis of external environmental factors, communities form the main driving force for agricultural transformation based on the interests of farmers and the governance requirements of village organizations. On this basis, community integration is realized by mobilizing and organizing farmers, integrating multiple resources, and reshaping institutional rules, which improves the overall development capacity of the community. The combination of the above two factors makes the community play a key role in the agricultural transformation process. This study presents the practical process and internal logic of community-driven agricultural transformation, which is of great significance for understanding the dynamic mechanism of agricultural transformation.

Key Words: Agricultural Transformation; Overall Promotion; Community-based; Dynamic Mechanism

数字金融使用促进农村消费内需动力 全面释放了吗？*

王小华^{1,2} 马小珂³ 何 茜¹

摘要：数字金融的出现以及在农村地区的广泛使用，为解决长期以来困扰“三农”的金融服务难题、提升金融普惠性和释放农村消费需求带来了新的希望。本文利用2019年中国家庭金融调查数据，从数字支付、数字借贷和数字理财三个维度考察了农村居民家庭数字金融使用情况，并据此实证分析了数字金融对农村居民家庭消费的影响和作用机制。研究表明，数字金融使用促进了农村居民家庭消费水平提升，不管是对生存型消费、发展享受型消费还是八项消费的促进作用均显著，并且对发展享受型消费的促进作用明显强于对生存型消费的作用，说明数字金融使用促进了农村消费内需动力全面释放。作用机制和异质性分析表明，传统信贷约束和预防性储蓄强化了数字金融使用对农村居民家庭消费的促进作用，数字金融使用对不同家庭消费的影响存在显著差异，其中对于女性户主、60岁以上的高龄户主家庭以及低收入家庭而言，数字金融使用对家庭消费的促进作用明显更强。本文为全面认识数字乡村建设和推动乡村数字金融发展提供了新的视角，对进一步在畅通国内大循环中激发和释放农村消费内需潜力具有一定的启示意义。

关键词：数字金融 信贷约束 农村居民消费 内需

中图分类号：F328; F832.4 **文献标识码：**A

一、引言

以习近平同志为核心的党中央从统筹中华民族伟大复兴战略全局和世界百年未有之大变局出发，做出了推动形成以国内大循环为主体、国内国际双循环相互促进的新发展格局的战略抉择。党和国家提出新发展格局，是从国内外形势判断出发做出的长期重大战略部署（江小涓和孟丽君，2021）。2021年中央经济工作会议指出，中国经济发展面临需求收缩、供给冲击、预期转弱三重压力，“十四五”

*本文研究受到国家社会科学基金重大项目“实现巩固拓展脱贫攻坚成果同乡村振兴有效衔接研究”（编号：21ZDA062）、国家社会科学基金一般项目“数字普惠金融背景下我国农村金融消费者保护测度、影响及其提升研究”（编号：21BJY042）、“西南大学创新研究2035先导计划”（编号：SWUPilotPlan026）的资助。感谢匿名审稿专家的宝贵意见，同时感谢李庆海、韩林松和程琳在本文修改过程中提供的有益建议和帮助，当然文责自负。本文通讯作者：何茜。

时期作为中国新发展阶段的开启阶段，迫切需要加强系统思维谋划全局，牢牢把握扩大内需这个战略基点，把满足国内需求作为发展的出发点和落脚点，畅通国内大循环（魏后凯，2020）。党的二十大报告指出，要增强消费对经济发展的基础性作用和投资对优化供给结构的关键作用，坚持以推动高质量发展为主题，把实施扩大内需战略同深化供给侧结构性改革有机结合起来，增强国内大循环内生动力和可靠性。扩大内需、培育完整内需体系，农村是最广阔的增量空间（唐仁健，2021），必须以推动农业农村经济高质量发展为主题，充分挖掘和释放农村内需潜力。特别是在外部形势不稳定性和不确定性增加，中国经济发展又同时面临需求收缩、供给冲击、预期转弱三重压力的情况下，消费对中国经济发展的基础性作用越来越重要，内需市场规模持续扩张和消费结构优化升级能力愈发成为决定中国经济高质量发展模式形成的基础条件（张杰和金岳，2020）。将农村消费市场作为深挖消费潜力、促进消费转型升级的主攻方向显得尤为迫切，这也是形成强大国内市场和畅通国内大循环、应对激烈国际竞争的客观需要。

从中国的现实国情和乡村发展情况来看，城乡发展不平衡、农村发展不充分问题依然存在，特别是城乡金融发展不平衡和金融服务“三农”不充分仍然突出。传统金融发展受到城乡和区域发展差异的限制，金融服务的覆盖面低、融资成本高等问题一直没有得到彻底解决，导致金融对消费的促进作用难以发挥，这就需要依赖金融技术进步和金融创新，克服长期以来“三农”金融服务中面临的缺乏标准抵押物的“痛点”与信息不对称的“堵点”。数字技术快速发展促使数字金融出现，推进了金融交易的便捷化，不断推动金融服务门槛下移，促进了农村居民消费支出提升，因此，数字金融与居民消费的研究逐渐得到学者们的关注。有研究发现，数字金融发展带来了中国居民收入和消费的显著增加（张勋等，2021），而易行健和周利（2018）的研究发现，数字金融对中国农村、中低收入和欠发达地区的家庭消费促进作用更加显著。数字金融在落后地区的发展速度更快，可以通过改善资源配置效率（郭峰等，2020），缓解经济发展中存在的不平衡问题，促进实现包容性增长（张勋等，2019），助力经济落后地区实现赶超，降低地区消费不平等程度（张海洋和韩晓，2022）。此外，数字金融对居民消费结构的影响也同样得到了学者们的重视，何宗樾和宋旭光（2020）发现数字金融促进了居民与生活相关的基础性消费，江红莉和蒋鹏程（2020）认为数字金融通过提高发展与享受型消费优化了居民的消费结构。数字金融与农村居民生活高度融合深度渗透，不但可以满足那些以往难以享受到金融服务的低收入和弱势群体的需求，惠及被传统金融排斥的大量农村居民（张勋等，2019），还可以极大地降低消费成本、改善消费体验、加速消费者的决策过程、提高消费支付频率、创造新消费需求。这为金融支持农村消费提质升级提供了新思路和新手段，为提高农村居民的幸福感和促进农村内需动力释放带来了新的曙光和希望。

现有研究对数字金融发展影响居民消费的效果进行了广泛而深入的讨论，证实了数字金融发展具有带动居民消费的积极作用，但仍然存在以下问题：第一，学者们在考察数字金融对居民消费影响的过程中，要么直接运用北京大学数字普惠金融指数进行宏观层面的实证分析，要么将这套数据与不同微观调查数据匹配之后进行实证分析，这两种做法都存在不同程度地忽略同一地区不同家庭数字金融使用行为差异的问题。第二，虽然学者们从便捷支付、流动性约束等方面对数字金融影响居民消费的

过程进行了验证（易行健和周利，2018），但对其中的内在机理和可能存在的其他影响路径仍然探讨不足。第三，农村地区作为扩大内需、实现“双循环”新发展格局的重要一环（唐仁健，2021），想要充分开发农村地区消费市场，有必要将农村居民家庭消费进一步细化，探索数字金融对不同类型消费影响的差异，如此才能明确如何加强“内需驱动”、引领和创造新需求并充分挖掘农村居民家庭消费潜力。本文的主要贡献在于以下几个方面：第一，基于中国家庭金融调查（CHFS2019）数据，从数字支付、数字借贷和数字理财三个维度考察农村居民家庭数字金融的使用情况，据此研究数字金融使用对农村居民家庭消费的影响，探索乡村数字金融发展是否能成为新发展阶段拉动农村消费内需的新引擎。第二，按照国家统计局划分标准将农村居民家庭消费分为八大类，然后将八大类消费分别合并为生存型消费和发展享受型消费两种类型，全面探讨数字金融使用对农村居民家庭消费结构的影响和推动农村居民消费转型升级的作用。第三，从传统信贷约束和预防性储蓄两个方面检验数字金融使用影响农村居民家庭消费的机制，丰富数字金融对消费影响传导机理方面的研究。

二、理论分析

在数字金融服务实体经济的高质量发展中，“三农”领域是重中之重。“三农”不仅是国民经济的基础，还是共同富裕目标实现的最大短板。然而，建立在传统金融技术基础上的“三农”金融服务由于农村地区严重的信息不对称和抵押物不足等问题，始终无法有效推进，导致融资难、融资贵成为“三农”金融发展的巨大痛点。这就需要依靠金融技术进步和金融创新，克服长期以来“三农”金融服务中面临的缺乏标准抵押物的“痛点”与信息不对称的“堵点”，进而突破物理网点和人工成本的束缚，超越时间和空间的限制，扩大金融服务的覆盖面和受众范围，解决长尾人群缺乏金融服务的困境，为乡村发展寻找内生动力并提供发展新动能。

（一）数字金融使用对农村居民家庭消费的直接影响

长期以来，农村地区的金融网点分布较少且分散，农村居民在日常的水电费缴纳、银行存取款等业务上需要耗费较多时间和精力到距离较远的网点办理。同时，传统金融服务覆盖面较小且门槛较高，导致农村地区金融排斥较为严重。20世纪90年代以来，数字经济浪潮以不可阻挡之势席卷全球，数字经济的快速发展及与实体经济的深度融合，已经成为中国经济高质量发展的强大动能（刘淑春，2019）。相较于实体经济，数字技术嵌入金融领域的程度尤甚。数字技术与金融行业不断融合，不但极大地降低了传统金融服务的成本和风险，提高了金融资源配置效率，而且使得数字金融中的各类金融产品和服务更加贴合实际生活，满足了消费者的消费需求，改善了消费者的消费习惯，对消费者的生活产生了重大影响（何宗樾和宋旭光，2020）。一方面，数字金融具有极强的地理穿透性，极大程度地突破了物理网点的限制，农村居民仅需在手机APP或者网页上进行简单操作即可完成查询、存取、缴纳等各项业务（易行健和周利，2018），大大节省了办理相关金融业务的时间和精力，因此，数字金融的迅猛发展带动了金融服务体系覆盖范围不断扩大，帮助更多农村居民参与到金融市场中，降低了农村金融排斥（李涛等，2016），提高了农村地区的金融可得性和普惠性（张勋等，2019）。另一方面，随着互联网和数字支付技术在农村的逐步普及，数字金融通过电子商务平台激发了新业态，拓展出更

多的生产和服务模式，激发了农村居民的新兴需求。同时，农村居民在网络平台上购物由于不受时空限制，哪怕在偏远地区也可以购买到全国各式各样的产品，极大地丰富了消费的可选择性，满足了农村居民对不同产品的消费需求（徐晨和蒋艳楠，2021），推动了农村居民消费水平提升和消费结构优化。基于此，本文提出假说 H1。

H1：数字金融使用对农村居民家庭消费具有促进作用。

（二）传统信贷约束的调节效应

由于缺乏抵押物资产、个人征信信息缺失、农业生产经营风险大以及居住地分散，农村居民获得正规金融服务存在天然阻碍，他们生产、生活的金融服务需求往往不能很好地得到满足（黄益平等，2018）。许多中小银行为了降低信贷风险，其金融产品设有附加抵质押担保的要求，提高了农村居民的金融参与门槛（罗剑朝等，2019），使得许多农村居民从正规金融机构获取资金存在“申请难”问题。同时，正规金融机构存在的甄别失误和信息不对称带来的信息偏差容易导致信贷需求者的“无信心申贷”（李成友等，2019），从而面临严重的传统信贷约束，大量信贷需求无法得到满足，消费潜力难以有效激发。

在技术快速变革的背景下，数字金融作为互联网、大数据、云计算等现代科技与传统金融行业相结合的新兴产物应运而生，凭借低成本、广覆盖、可持续的巨大优势，使金融服务变得更加普惠，增强了金融可及性（尹志超和张号栋，2018），可以帮助受传统信贷约束的农村居民家庭更便捷地获得信贷支持，帮助农村居民突破传统信贷约束。与传统金融模式相比，数字金融依托互联网平台，一是可以减少不必要的线下网点和工作人员，突破了金融服务的成本约束，例如 P2P 网贷平台可以基于互联网直接将资金需求方和供给方连接起来，大幅缩小搜寻匹配成本（谢绚丽等，2018）；二是可以帮助金融机构更加精准地刻画用户画像并对其信贷风险进行精确评估，增强风控能力，降低潜在信用风险，有效缓解信息不对称导致的流动性约束和金融排斥（周利等，2021）；三是可以为不同类型的农村居民设计相应的信贷产品，提供个性化和定制化服务，进而降低申请信贷的门槛，减少“申请难”带来的传统信贷约束，推动普惠性金融目标的实现。此外，针对受到传统信贷约束的农村居民家庭，数字金融使用拓宽了他们申请借贷的渠道。除了常规的金融机构借贷和民间借贷，互联网借贷的受众越来越广，例如蚂蚁花呗、京东白条等小额贷款，只需申请者信用良好、无不良记录，通过手机客户端简单操作即可完成申请，解决了农村居民“无信心申贷”的难题，缓解了农村居民的传统信贷约束，增加了信贷可得性，释放了消费需求。同时，根据心理账户理论，人们会在心理上对金钱建立不同的账户分别管理（Thaler，1985），申请贷款过程的便捷化会促使人们更容易将申请到的资金用于消费，尤其是蚂蚁花呗等数字贷款平台通过“先消费后还款”的方式，弱化了支付和消费之间的连接，大大减少了人们使用现金支付的疼痛感，进一步刺激了消费意愿，甚至诱导产生了很多非理性消费。鉴于此，本文提出假说 H2。

H2：传统信贷约束在数字金融使用促进农村居民家庭消费中发挥正向调节作用。

（三）预防性储蓄的调节效应

在面对未来较大的不确定性时，人们会偏向减少消费（Zeldes，1989）。Dardanoni（1991）证实

了平均消费会随收入方差的变大而降低，且现期消费与现期收入呈正相关关系。居民家庭面对的冲击因素、缓冲能力等也显著影响家庭消费支出情况（郇秀军等，2009）。由于农村居民收入较低，他们对不确定性的厌恶程度更高（田岗，2005），因此在收入增加时农村居民更偏向储蓄而非当期消费（杭斌和申春兰，2005），导致农村居民的消费意愿和消费能力普遍低于城镇居民且提升缓慢。而稳定提高持久收入（刘兆博和马树才，2007）、加强医疗保险（白重恩等，2012）、增加非农就业（谢勇和沈坤荣，2011）等则有利于降低农村居民储蓄。随着数字金融产品的不断丰富和在农村的广泛应用，数字金融中的数字保险等服务，可通过分散风险减少农村消费者对未来不确定性的担忧，从而增强即期消费（何宗樾和宋旭光，2020）。此外，农户可利用大数据技术更便捷地获得准确度和透明度更高的信息（何婧和李庆海，2019），减少信息不对称带来的不确定性，降低家庭预防性储蓄动机，从而提高农村居民家庭消费水平，进一步释放农村消费潜力。鉴于此，本文提出假说 H3。

H3：预防性储蓄在数字金融使用促进农村居民家庭消费中发挥正向调节作用。

三、数据、变量与模型

（一）数据来源

本文使用的数据主要来源于 2019 年中国家庭金融调查（CHFS）。CHFS2019 是西南财经大学在全国范围内开展的第五轮中国家庭金融调查微观数据，样本覆盖了全国 29 个省（直辖市、自治区），343 个县（区、县级市），包含了 34643 户城乡家庭的微观数据，具体包括家庭人口特征、资产情况、支出与收入、风险偏好类型等方面的详细信息。这些详尽的调查资料为本文研究数字金融和居民家庭消费变动提供了有力的数据支持。基于研究目的，本文选择了数据库中的农村受访者样本，删除无效样本后剩余 8481 个样本。同时，本文还控制了地区经济发展水平，这部分数据来自国家统计局网站。此外，为排除极端值干扰，本文对数据进行了双侧 1% 缩尾处理。

（二）变量设置

1.被解释变量。农村居民家庭消费为被解释变量，在实证分析时以农村居民家庭消费总支出衡量，并做取对数处理。除此之外，为了进一步分析数字金融使用行为对农村居民家庭消费结构的影响，本文一方面按照国家统计局的八大类消费（食品烟酒、衣着、居住、生活用品及服务、交通和通信、教育文化和娱乐、医疗保健、其他用品及服务）标准划分消费支出的类别，另一方面鉴于数据库中并未单独将教育、文化和娱乐三类消费分开统计，并不能将发展和享受型消费进行区分，因此借鉴王小华等（2020）的做法，将农村居民家庭消费划分为生存型消费（食品烟酒、衣着、居住）和发展享受型消费（生活用品及服务、交通和通信、教育文化和娱乐、医疗保健、其他用品及服务）两类。

2.核心解释变量。数字金融使用为核心解释变量。参照何婧和李庆海（2019）的做法，从数字支付、数字借贷和数字理财三个维度对家庭数字金融使用情况进行衡量。在问卷中，若受访者开通了支付宝、微信支付等第三方支付账户，则被认为使用了数字支付服务；若在互联网借贷问题中回答存在网络借款或借出款，即被视为参与了数字借贷活动；若在购买理财产品时渠道是通过 APP、网页、第三方平台，则被判定为存在数字理财行为。在以上问题中，受访者若存在某一项的使用情况，则数字

金融使用变量赋值为 1，否则为 0。此外，为测度数字金融使用多样化程度，本文进一步构建多元有序变量数字金融使用多样化程度，受访者每存在以上一项数字金融类型使用计 1 分，最多计 3 分，得分越高表明数字金融使用多样化程度越深。

3.调节变量。传统信贷约束和预防性储蓄为调节变量。首先，借鉴尹志超和张号栋（2018）的做法，从供给型信贷约束和需求型信贷约束两个方面对传统信贷约束进行衡量。若问卷中受访者存在“申请贷款被拒”的情况，则认为存在供给型信贷约束，变量赋值为 1，否则为 0；若受访者存在“有需求但未申请”的情况，则视为存在需求型信贷约束，变量赋值为 1，否则为 0。其次，参考 Chamon and Prasad（2010）的做法，将预防性储蓄变量定义为家庭可支配收入的对数除以家庭总消费支出水平的对数，并剔除储蓄率低于-200%的样本，以避免极端值的影响。

4.控制变量。参照以往研究家庭消费的相关文献（张勋等，2019），模型中控制了户主个体特征变量、家庭特征变量和地区特征变量。表 1 汇报了相关变量定义及描述性统计结果。

表 1 变量定义与描述性统计

变量名称	定义	平均值	标准差
农村居民家庭消费	农村居民家庭消费总支出（元）	46299	46475
数字支付	有第三方支付账户：是=1，否=0	0.309	0.462
数字借贷	存在网络借贷：是=1，否=0	0.003	0.052
数字理财	通过网络渠道理财：是=1，否=0	0.026	0.159
数字金融使用	使用数字支付、数字借贷或数字理财=1，都不使用=0	0.310	0.462
数字金融使用多样化程度	数字支付、数字借贷和数字理财，每使用一种计1分，最多计3分	0.338	0.530
供给型信贷约束	存在申请贷款被拒情况：是=1，否=0	0.007	0.081
需求型信贷约束	存在有贷款需求但未申请情况：是=1，否=0	0.015	0.120
预防性储蓄	家庭可支配收入的对数/家庭总消费支出的对数	-1.812	5.776
年龄	户主年龄（岁）	59.620	11.320
性别	户主性别：男=1，女=0	0.841	0.366
受教育水平	户主受教育年限（年）	7.006	3.471
政治面貌	户主政治面貌：中共党员=1，其他=0	0.137	0.343
婚姻状况	户主婚姻状况：已婚=1，其他=0	0.830	0.376
社会保障	户主有社会养老保险或社会医疗保险：是=1，否=0	0.971	0.167
风险偏好类型	户主风险偏好类型：风险厌恶=3，风险中立=2，风险偏好=1	2.929	0.370
身体状况	户主身体状况：非常好=5，好=4，一般=3，不好=2，非常不好=1	3.034	1.050
家庭规模	家庭成员数（人）	3.063	1.050
少儿比例	家庭16岁以下人口/总人口	0.091	0.1557
老人比例	家庭60岁及以上人口/总人口	0.358	0.416
家庭总收入	家庭总收入（元）	41025	54593
家庭资产	家庭总资产（元）	363841	577454
人均地区生产总值	各省人均地区生产总值（元）	64331	22309

（三）模型选择

本文首先建立数字金融使用与农村居民家庭消费之间的回归模型，以此考察数字金融使用对农村居民家庭消费的影响，模型设定如下：

$$\ln \text{Consu}_i = \alpha_0 + \alpha_1 \text{Digfin}_i + \alpha_2 X_i + \varepsilon_i \quad (1)$$

$\ln \text{Consu}_i$ 表示农村居民家庭消费的对数， Digfin_i 表示数字金融使用， X_i 表示控制变量， α_0 、 α_1 、 α_2 表示待估计参数， ε_i 表示随机扰动项。

进一步地，为了研究数字金融使用影响农村居民消费的机制，本文在（1）式的基础上引入传统信贷约束和预防性储蓄变量，建立如下计量模型：

$$\ln \text{Consu}_i = \beta_0 + \beta_1 \text{Digfin}_i + \beta_2 \text{Digfin}_i \times \text{Int}_i + \beta_3 \text{Int}_i + \beta_4 X_i + \tau_i \quad (2)$$

Int_i 表示调节变量传统信贷约束或预防性储蓄， $\text{Digfin}_i \times \text{Int}_i$ 为数字金融使用和调节变量的交互项， β_0 、 β_1 、 β_2 、 β_3 、 β_4 为待估计参数， τ_i 表示随机扰动项，其他变量含义同（1）式。

四、实证结果与分析

（一）基准回归结果

1. 数字金融使用与农村居民家庭消费。表2 报告了基准回归的估计结果，初步验证了数字金融使用对农村居民家庭消费水平的影响。前四列分别是数字支付、数字借贷、数字理财和数字金融使用对农村居民家庭消费的回归结果，四个变量的回归系数分别为 0.274、0.340、0.233、0.274，其中只有数字借贷变量在 5% 的水平上显著，其他变量均在 1% 的水平上显著，证明数字金融使用对农村居民家庭消费产生了显著的正向影响，即使用数字金融的农村居民比不使用数字金融的农村居民家庭消费水平更高。最后一列结果显示，数字金融使用多样化程度回归系数为 0.239，变量在 1% 的水平上显著，说明数字金融使用多样化对农村居民家庭消费同样具有刺激作用，农村居民使用数字金融的相关业务数量越多，数字金融对家庭消费的促进作用越大。整体而言，数字金融使用确实促进了农村居民家庭消费水平提升，且数字金融使用多样化程度越高的家庭，消费水平越高。当前，越来越多的人选择使用线上支付进行消费，在支付过程中，数字支付将现实中的现金交付转化成电子屏幕中的数字减少，降低了消费者的心理损失（张美萱等，2018），有效降低了农村居民购买商品时的实际支付痛感。同时，快速便捷的支付过程，缩短了购买支付时间，减少了消费者在购买过程中可能存在的犹豫，这使得农村居民在原本就存在消费需求的情况下，在购买商品和服务时更容易冲动消费，从而释放了农村居民的消费潜力。数字借贷则降低了农村居民申请借贷的门槛，增强了借贷可得性，帮助农村居民更快获取消费所需资金，进一步释放了原本受到抑制的消费需求。数字理财通过向农村居民提供基金、保险等多样化的金融服务产品，提升了农村居民家庭资产组合多样化程度，使投资渠道更加多样化，提高了资源配置效率，促进了资金增长，为农村居民提供了消费基础。由此，假说 H1 得到了验证。

表 2

数字金融使用对农村居民家庭消费影响的基准回归结果

	农村居民 家庭消费	农村居民 家庭消费	农村居民 家庭消费	农村居民 家庭消费	农村居民 家庭消费
数字支付	0.274*** (0.019)				
数字借贷		0.340** (0.150)			
数字理财			0.233*** (0.041)		
数字金融使用				0.274*** (0.019)	
数字金融使用 多样化程度					0.239*** (0.016)
年龄	-0.007 (0.006)	-0.021*** (0.006)	-0.020*** (0.006)	-0.007 (0.006)	-0.006 (0.006)
年龄平方	0.000 (0.000)	0.000* (0.000)	0.000* (0.000)	0.000 (0.000)	0.000 (0.000)
性别	-0.075*** (0.021)	-0.079*** (0.021)	-0.076*** (0.021)	-0.075*** (0.021)	-0.074*** (0.021)
受教育水平	0.013*** (0.002)	0.017*** (0.002)	0.016*** (0.002)	0.013*** (0.002)	0.013*** (0.002)
政治面貌	0.104*** (0.021)	0.116*** (0.022)	0.115*** (0.021)	0.104*** (0.021)	0.106*** (0.021)
婚姻状况	0.132*** (0.022)	0.116*** (0.022)	0.116*** (0.022)	0.132*** (0.022)	0.130*** (0.022)
社会保障	-0.037 (0.048)	-0.024 (0.048)	-0.029 (0.048)	-0.037 (0.048)	-0.038 (0.048)
风险偏好类型	-0.068*** (0.020)	-0.076*** (0.019)	-0.075*** (0.019)	-0.068*** (0.020)	-0.067*** (0.019)
身体状况	-0.029*** (0.007)	-0.022*** (0.007)	-0.022*** (0.007)	-0.029*** (0.007)	-0.028*** (0.007)
家庭规模	0.167*** (0.007)	0.181*** (0.007)	0.180*** (0.007)	0.168*** (0.007)	0.168*** (0.007)
少儿比例	-0.104* (0.060)	-0.159** (0.060)	-0.152** (0.060)	-0.105* (0.060)	-0.103* (0.060)
老人比例	-0.155*** (0.028)	-0.177*** (0.028)	-0.177*** (0.028)	-0.155*** (0.028)	-0.157*** (0.028)

(续表 2)

家庭总收入	0.004*	0.004**	0.004**	0.004**	0.004**
	(0.002)	(0.002)	(0.002)	(0.002)	(0.002)
家庭资产	0.128***	0.141***	0.140***	0.129***	0.128***
	(0.006)	(0.006)	(0.006)	(0.006)	(0.006)
人均地区生产总值	0.272***	0.288***	0.282***	0.272***	0.266***
	(0.025)	(0.026)	(0.026)	(0.025)	(0.025)
样本量	8481	8481	8481	8481	8481
R ²	0.424	0.410	0.411	0.424	0.425

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

2. 数字金融使用与农村居民家庭消费结构。本文根据国家统计局对农村居民消费支出的划分方法，将农村居民家庭消费细分为八大类，旨在检验数字金融使用对农村居民家庭消费结构的影响，进一步探讨数字金融使用是否全面促进了农村消费内需动力释放。表 3 结果显示，数字金融使用的系数分别为 0.198、0.658、0.841、0.264、0.298、0.575、0.188、0.475，变量均在 1%的水平上显著，表明数字金融使用对八大类消费支出都有显著的正向促进作用，这进一步证实了数字金融使用会促进农村居民家庭各项消费的提升。一方面，随着支付宝和微信支付等移动支付服务的普及，大部分商户都相继开通了二维码支付模式，消费者只需用手机扫码就可完成购物，提升了支付便利性，缩短了购物时间，在边际上降低了购物成本（张勋等，2020）；另一方面，网络购物和线上支付极大地丰富了农村居民的购物选择，农村居民足不出户即可方便快捷地购买到多样化的商品，直接降低了一直约束农村消费的物理耗能，满足了农村居民消费的多样性需求，扩大了农村居民家庭各方面的消费支出。

表 3 分项消费的回归结果

	食品烟酒	衣着	居住	生活用品及服务	交通和通信	教育文化和娱乐	医疗保健	其他用品及服务
数字金融使用	0.198***	0.658***	0.841***	0.264***	0.298***	0.575***	0.188***	0.475***
	(0.021)	(0.065)	(0.096)	(0.031)	(0.032)	(0.038)	(0.074)	(0.101)
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
样本量	8481	8481	8481	8481	8481	8481	8481	8481
R ²	0.278	0.227	0.314	0.133	0.223	0.376	0.110	0.046

注：括号内为稳健标准误，***表示 1%的显著性水平。

进一步地，本文将农村居民八类消费合并为生存型消费和发展享受型消费两大类，探寻数字金融使用对两大类消费的影响差异。表 4 前两列结果显示，数字金融使用对于生存型消费和发展享受型消费的影响系数分别为 0.215 和 0.372，变量均在 1%的水平上显著，说明数字金融使用促进了农村居民家庭不同类型消费水平的增长。分维度来看，数字支付和数字理财对生存型消费和发展享受型消费的影响均在 1%的水平上显著，数字借贷则在 5%的水平上显著，即数字金融使用的三个维度对于农村居民消费均具有显著影响，这充分说明农村数字金融发展的各个维度均有利于刺激农村居民家庭消费欲

望，提升消费水平，释放消费潜力。

表 4 分类型消费的回归结果

	生存型 消费	发展享受 型消费	生存型 消费	发展享受 型消费	生存型 消费	发展享受 型消费	生存型 消费	发展享受 型消费
数字金融使用	0.215*** (0.020)	0.372*** (0.026)						
数字支付			0.215*** (0.020)	0.372*** (0.026)				
数字借贷					0.290** (0.142)	0.466** (0.221)		
数字理财							0.133*** (0.044)	0.376*** (0.058)
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
样本量	8481	8481	8481	8481	8481	8481	8481	8481
R ²	0.316	0.383	0.316	0.383	0.306	0.339	0.306	0.371

注：括号内为稳健标准误，***和**分别表示 1%和 5%的显著性水平。

为了进一步分析数字金融使用对两大类消费的影响及其差异，本文对数字金融使用对两大类消费的影响分别进行分位数回归，结果发现在所有分位点处，数字金融使用对生存型消费和发展享受型消费均具有显著的正向影响^①。为了更直观地比较，在此对两大类消费的分位数回归结果图进行分析（见图 1）。可以看到，随着分位数水平提高，数字金融使用对生存型消费和发展享受型消费的影响均呈现出左高右低的下降趋势。与发展享受型消费相比，数字金融使用对生存型消费的影响在不同分位点处的变化幅度较小，表明对不同消费水平的农村居民家庭而言，数字金融使用对农村居民家庭生存型消费的促进作用明显小于发展享受型消费。但不管哪一类消费，对于低消费水平的家庭而言，数字金融使用对消费的促进作用明显更大。主要原因在于，生存型消费是农村居民保障日常生活最基础的消费，不同消费水平的家庭均要首先保证家庭基本的生活需要，加上国家对基本生活用品和食品价格的监管把控，使得各类产品的价格波动不大，并且日常生活消费品的需求弹性较小，因此不同消费水平家庭在生存型消费方面受数字金融使用的影响差异并不大。但随着农村居民收入水平的不断提高和物质生活的逐渐丰富，各种类型的商品和服务也不断增加，满足了不同消费群体的需求，特别是在基本生活需求得到满足的情况下，农村居民发展享受型消费的需求会快速提升，所以数字金融使用对发展享受型消费的促进作用明显高于生存型消费。另外，具有较高发展享受型消费水平的家庭本身已经具备了较高的消费能力和消费意愿，所以他们的消费受到的数字金融使用的促进作用较小。但对于发展享受型消费支出较低的家庭而言，其需求受到商品和服务价格的较大抑制，网络购物的普及可以帮助农村居民在网上挑选各类便宜实惠的商品和服务，极大程度地释放了原本被压抑的发展享受型消费需求，刺激家庭消费水平提升，数字金融使用也因此有助于推动农村居民家庭消费结构实现由以基础生

^①由于篇幅的限制，此处省略了数字金融使用对两大类消费影响的分位数回归结果。

存型消费为主向更高层次的以发展享受型消费为主转型升级。

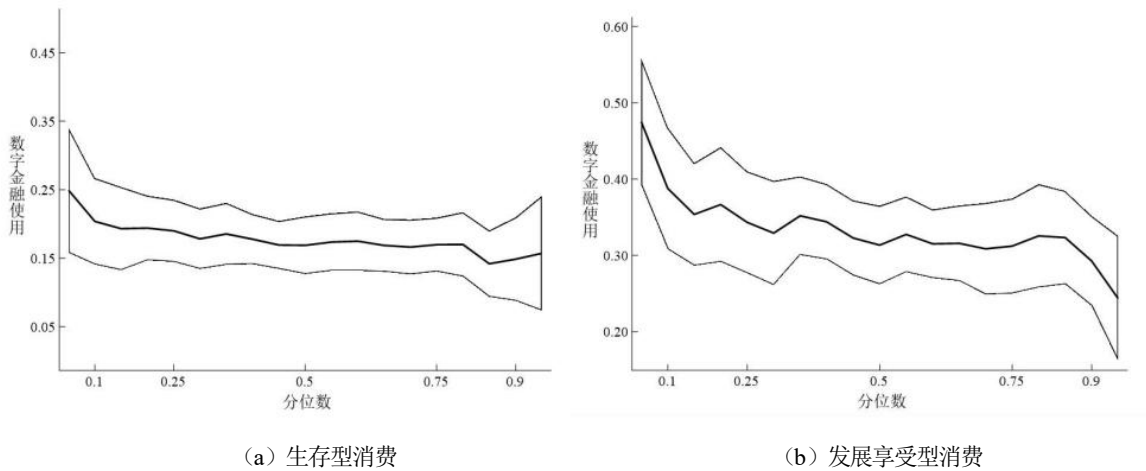


图1 数字金融使用对不同分位点上两大类消费的影响

注：中间曲线表示不同分位数水平下数字金融使用对应的系数估计值，上下两条曲线之间表示系数的95%置信区间。

(二) 稳健性与内生性讨论

1.稳健性检验。考虑到实际调查中个体选择行为具有非随机性，居民在生活中使用数字金融与是否存在一定的自选择偏差，本文采用以下方法对回归结果的稳健性进行检验：

一是替换被解释变量。将前文中的被解释变量家庭消费总支出替换为家庭人均消费支出，结果如表5第一列所示，可以看出，数字金融使用变量依旧显著，证明了前文结果的稳健性。

二是剔除特殊样本。考虑到四大直辖市可能会由于发展的特殊性，与其他省份存在较大差异，从而影响实证结果，本文将四大直辖市的样本剔除后重新回归，结果如表5第二列所示，数字金融使用变量依旧显著，再次证明了回归结果的稳健性。

表5 稳健性检验结果		
	家庭人均消费支出	家庭消费总支出
数字金融使用	0.274*** (0.019)	0.264*** (0.019)
控制变量	已控制	已控制
样本量	8481	7954
R ²	0.424	0.425

注：括号内为稳健标准误，***表示1%的显著性水平。

三是采用PSM方法回归。本文将数字金融使用作为处理变量，将年龄、性别、受教育水平、政治面貌、婚姻状况、社会保障、风险偏好类型、身体状况、家庭规模、家庭资产和人均地区生产总值作为协变量，进行PSM方法回归。样本的平衡性检验结果如表6所示，可以看出，匹配后的协变量标准化偏差绝对值均小于10%，且大多数T检验结果不拒绝处理组和控制组无差异的原假设，通过了平衡性检验。

表 6 样本平衡性检验结果

	处理组	控制组	标准化偏差 (%)	T 值	P 值
年龄	54.863	54.761	1.0	0.34	0.737
性别	0.870	0.873	-0.8	-0.26	0.797
受教育水平	7.719	7.895	-5.4	-1.72	0.085
政治面貌	0.137	0.145	-2.4	-0.69	0.489
婚姻状况	0.882	0.886	-1.2	-0.38	0.707
社会保障	0.975	0.974	0.7	0.22	0.827
风险偏好类型	2.933	2.934	-0.3	-0.10	0.924
身体状况	3.141	3.163	-2.1	-0.63	0.526
家庭规模	3.600	3.623	-1.5	-0.41	0.682
家庭资产	12.328	12.399	-5.3	-1.82	0.069
人均地区生产总值	11.013	11.015	-0.7	-0.19	0.850

本文采用一对一近邻匹配、一对四近邻匹配、半径卡尺匹配、核匹配方法对样本进行匹配，并计算数字金融使用的平均处理效应（ATT），结果如表 7 所示。根据一对一近邻匹配的结果，数字金融使用对于处理组和控制组的影响系数分别为 10.911 和 10.625，相差 0.286，差异在 1%的水平上显著，与前文结果基本一致。使用其他匹配方法都得到了类似的结果，处理组和控制组的差异分别为 0.242、0.245、0.250，且均在 1%的水平上显著，进一步验证了假说 H1，即在其他变量不变的前提下，数字金融使用对农村居民家庭消费水平提升起到了显著的促进作用。

表 7 PSM 回归结果

	处理组	控制组	ATT	T 值
一对一近邻匹配	10.911	10.625	0.286***	7.81
一对四近邻匹配	10.911	10.670	0.242***	8.06
半径卡尺匹配	10.911	10.666	0.245***	8.40
核匹配	10.911	10.661	0.250***	9.04

注：***表示 1%的显著性水平。

2.内生性讨论。农村居民的消费行为容易受到民族习惯、自然环境等难以直接观测的因素影响，数字金融使用与消费之间可能存在反向因果关系，这些都可能会造成实证结果偏误，因此需要采用工具变量进行处理，以缓解内生性问题。借鉴何婧和李庆海（2019）的做法，本文选取“同县同年龄段农村居民数字金融使用平均水平”作为“数字金融使用”的工具变量，工具变量法的回归结果如表 8 所示。根据回归结果可知，第一阶段工具变量的系数为正，在 1%的水平上显著，且 F 统计量远大于 10，说明符合相关性要求；第二阶段核心解释变量依旧在 1%的水平上显著，表明在对内生性问题进行处理后，数字金融使用依然对于农村居民家庭消费具有显著的促进作用，这与基准结果一致。同时，Cragg-Donald Wald-F 值和 Kleibergen-Paak rk LM 统计量分别为 1363.879 和 1452.477，均远大于 10，表明工具变量选择恰当，不存在弱工具变量问题。为保证工具变量选择严谨，本文又使用了有限信息

最大似然法（LIML）估计，结果显示，数字金融使用的回归系数与前文结果一致，进一步证明了不存在弱工具变量问题。

表 8 工具变量法回归结果

	两阶段最小二乘法（2SLS）		有限信息最大似然法（LIML）
	第一阶段	第二阶段	
数字金融使用		0.408*** (0.050)	0.408*** (0.050)
数字金融使用平均水平	0.781*** (0.021)		
控制变量	已控制	已控制	已控制
F 统计量	386.45		
Cragg-Donald Wald F 统计量		1363.879	
Kleibergen-Paak rk LM 统计量		1452.477	
样本量	8481	8481	8481
R ²	0.421	0.422	0.422

注：括号内为稳健标准误，***表示 1%的显著性水平。

五、机制分析与异质性分析

（一）影响机制分析

本文采用在回归中加入交互项的方法，主要从传统信贷约束和预防性储蓄的角度对数字金融使用影响农村居民家庭消费的机制进行检验，结果如表 9 所示。金融机构本身决策带来的信贷约束是信贷需求者被动接受的结果（李成友和李庆海，2016），即造成供给型信贷约束，而申请者自身的信贷需求被抑制则会产生需求型信贷约束，从而造成“信贷恐慌”（李成友等，2019）。相比于供给型信贷约束，需求型信贷约束的结果更加严重，因此需要更有针对性地分析影响的差异。从表 9 前两列结果可以看出，相比于存在供给型信贷约束的农村居民，数字金融使用对于受到需求型信贷约束的农村居民的影响更加显著，说明数字金融使用对存在需求型信贷约束的居民消费刺激作用更强，即需求型信贷约束在数字金融使用影响农村居民家庭消费过程中起到了正向调节作用，部分验证了假说 H2。究其原因，这与申请信贷的门槛降低以及流程简化有关。以往农村居民申请信贷需要到正规金融机构的线下网点办理较为繁琐的手续，且农村地区网点稀少分散，使得申请贷款流程更为不便，获取贷款的可能性更低。同时，以往农村居民受到收入、抵押等门槛限制，对于申请贷款存在心理畏惧，因此申请贷款人数较少，导致大量需求型信贷约束存在，限制了农村居民的消费潜力。数字金融通过线上大数据完善信用评估体系，打破了传统信贷约束对消费的压抑，使得那些拥有良好信用且被传统金融排斥的农村居民可以通过手机端的简单操作申请贷款，极大地帮助了这类农村居民释放被压抑的潜在消费需求。

表 9 最后一列结果显示，数字金融使用变量在 1%的水平上显著，系数为 0.290，同时数字金融使

用与预防性储蓄的交互项在 5%的水平上显著，系数为正，即预防性储蓄越高，数字金融使用对农村居民家庭消费的刺激作用越强，说明在数字金融使用影响农村居民家庭消费的过程中，预防性储蓄起到了正向调节作用，验证了假说 H3。其原因在于，随着金融市场的发展与完善，数字保险等风险管理工具可以帮助农村居民分散风险、减少风险，提高农村居民家庭的抗风险能力。在预防性储蓄高的条件下，较多的储蓄为消费提供了坚实的经济基础，即数字金融的使用对于高储蓄的农村居民家庭消费刺激效果更好。同时，数字金融通过线上大数据，提升了农村居民的信息可得性，农村居民只需在手机上简单操作即可得到准确和透明的信息，进而减少预判抉择所带来的不确定性，增强农村居民的即期消费信心，推动他们的消费水平提升。

表 9 影响机制检验的回归结果

	农村居民家庭消费	农村居民家庭消费	农村居民家庭消费
数字金融使用	0.274*** (0.019)	0.271*** (0.019)	0.290*** (0.020)
数字金融使用×供给型信贷约束	0.055 (0.142)		
供给型信贷约束	-0.162 (0.111)		
数字金融使用×需求型信贷约束		0.189* (0.108)	
需求型信贷约束		-0.155** (0.065)	
数字金融使用×预防性储蓄			0.079** (0.038)
预防性储蓄			0.005 (0.010)
控制变量	已控制	已控制	已控制
样本量	8481	8481	8475
R ²	0.424	0.426	0.427

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

（二）异质性分析

1. 性别差异。在深受儒家思想和传统性别文化观念影响的中国社会，“男主外，女主内”的传统家庭分工模式和性别角色观念仍占主流地位，特别是在农村地区，家庭内部的家务操持以及家庭日常采买仍以女性为主。因此，农村居民家庭消费行为可能受到户主性别的影响。为检验数字金融使用对不同性别户主的农村居民家庭消费的影响，本文在回归中加入数字金融使用与性别的交互项，结果如表 10（1）列所示。可以发现，数字金融使用在 1%的水平上显著，系数为正，交互项在 10%的水平上显著，系数为负，表明与户主为男性的农村居民家庭相比，数字金融使用对于户主为女性的家庭有更强的消费刺激作用。虽然受传统家庭分工模式和性别角色观念的影响，农村女性的生活半径可能受到

限制，但数字金融使用可以缓解正规金融对女性群体的物理距离排斥，使得女性群体相比以往更加容易获得金融服务，增强了她们的金融可得性，为她们的家庭消费提供金融支持。此外，智能手机的普及、应用程序的日新月异以及移动支付技术的实现都为数字金融在中国农村地区的发展提供了条件，丰富了农村居民线上的购物选择，降低了消费成本，物美价廉的商品也满足了女性群体在采购家庭所需日用品时的消费需求，刺激了家庭消费水平的增长。

2.收入水平差异。绝对收入假说认为当期消费随收入变化而变化，而一般低收入和中等收入家庭的消费水平受到自身资源禀赋的限制，他们进行高水平消费时易存在缺乏资金支持的现象，为预防未知风险更是倾向于减少消费，选择储蓄以增强抵抗风险的能力。因此，为检验数字金融使用对农村不同收入水平家庭消费的影响，参考吴雨等（2021）的做法，本文将总样本根据平均收入水平划分为低收入组和高收入组，高于平均水平的家庭为高收入组，否则为低收入组。以低收入组为参照，在回归中加入数字金融使用与高收入组的交互项。结果如表 10（2）列所示，数字金融使用在 1%的水平上显著，系数为 0.356，与前文结果一致，交互项显著，系数为负，说明数字金融使用对低收入家庭的消费增长促进作用更大。与高收入家庭相比，低收入家庭消费受到资金和环境的约束更大，数字借贷、数字理财等服务可以使低收入农村居民更为便捷地获取资金，释放他们被压抑的消费需求。

3.生命周期差异。根据 Modigliani and Brumberg（1954）提出的“生命周期假说”理论，消费者在收入预算约束下，希望将自己一生全部收入在消费支出中进行最优分配，使自身效用实现最大化，因此消费者会在不同年龄阶段表现出不同的消费行为。本文参考李晓等（2021）的做法，将全部样本按户主年龄分为低、中和高年龄组，其中 30 岁以下为低年龄组，30 岁到 60 岁为中年龄组，60 岁以上为高年龄组。以低年龄组为参照，本文将数字金融使用分别和中年龄和高年龄的交互项放入模型，结果如表 10 的（3）和（4）列所示，可以发现，数字金融使用对于中年龄和高年龄家庭的刺激作用均显著，但中年龄交互项的系数为负，高年龄交互项的系数为正。中年龄人群正处于人生中“上有老下有小”的特殊阶段，特别是在农村社会保障水平较低的情况下，中年人不得不降低家庭消费而加大预防性储蓄，所以数字金融使用在短期内对中年龄家庭的消费有明显的负向影响。相反，对于高年龄家庭，往往拥有一定的储蓄，本身具备一定的消费基础，同时随着年龄的增长，对即期消费的心理需求也会逐步增加，再加上数字金融使用可以降低预防性储蓄而对消费产生促进作用，从而进一步释放潜在消费需求。

表 10 异质性检验结果

	农村居民家庭消费 (1)	农村居民家庭消费 (2)	农村居民家庭消费 (3)	农村居民家庭消费 (4)
数字金融使用	0.339*** (0.039)	0.356*** (0.029)	0.337*** (0.032)	0.255*** (0.022)
数字金融使用×性别	-0.071* (0.040)			

(续表 10)				
数字金融使用×高收入		-0.060*		
		(0.034)		
数字金融使用×中年龄			-0.081**	
			(0.038)	
数字金融使用×高年龄				0.082**
				(0.038)
控制变量	已控制	已控制	已控制	已控制
样本量	8481	8481	8481	8481
R ²	0.423	0.411	0.422	0.422

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

六、结论和政策建议

本文采用 2019 年中国家庭金融调查（CHFS）数据，实证分析了数字金融使用对农村居民家庭消费的影响，并进行了异质性分析和传导机制的讨论。研究结果表明，总体上看，数字金融使用对农村居民家庭消费具有显著的促进作用，在控制内生性问题以及进行多种稳健性检验之后，这一结论依然成立。进一步检验数字金融使用对农村居民各项消费的影响发现，数字金融使用显著促进了农村居民家庭的生存型消费、发展享受型消费以及八大类消费，且对发展享受型消费具有更大的促进作用，有助于推动农村居民的消费结构转型升级，有效释放农村消费内需动力。研究数字金融使用对农村居民家庭消费的传导机制发现，传统信贷约束和预防性储蓄对于数字金融使用促进农村居民消费水平具有正向调节作用，即在农村居民家庭存在传统信贷约束或预防性储蓄较高的情况下，数字金融使用促进农村居民家庭消费的效果更强。异质性分析发现，数字金融使用对农村居民家庭消费的促进作用在不同群体之间存在显著差异，对于女性户主和 60 岁以上的高龄户主，数字金融使用对家庭消费的促进作用更强。同时，相对于高收入水平家庭，数字金融使用明显对低收入家庭的消费促进作用更强。

据此，本文提出如下政策建议：第一，鼓励各大金融机构、互联网金融公司和科技企业加大研发经费投入，以市场需求为导向加快数字金融技术的更新换代，简化数字金融服务应用程序，不断优化创新数字化产品服务，发展多样化、多层次、综合性的数字金融服务体系，提高金融服务效率，降低金融交易成本，从而提高数字金融的接受度和使用率，实现针对农村居民的基础金融服务不出村，重点金融服务不出镇。同时，通过建设村级金融服务站、数字金融服务体验专区，线下帮助农村居民掌握数字金融基本功能使用程序，打通普惠金融“最后一公里”。第二，政府部门与农村金融机构可利用微博、微信、抖音等多种新兴媒体向村民普及金融基础知识、必要的理财知识和数字金融产品，引导农村居民通过正规渠道了解数字金融相关知识和产品，提高金融知识与相关信息的传播效率，让金融知识走进千家万户。此外，通过应用数字化渠道、技术和大数据分析结果，提升机构运行效率、降低成本，推出更多普惠性的金融产品，让农村居民更有获得感、安全感。第三，金融机构运用数字技术实现风险管控、合规管理、运营决策等领域的数字化、智能化运营管理平台建设，为农村居民家庭

的现金管理、数字借贷、数字理财等创新业务顺利开展创造条件。要坚持因人而异、因地制宜，打造适老化、民族版、关怀式移动金融产品，运用智能移动设备延伸金融服务触角，通过体验学习、尝试应用、经验交流、互助帮扶等手段切实增强用户数字素养和金融素养，不断提升农村金融服务深度、广度和温度，让守正向善的科技创新成果更多、更好、更公平地惠及更广大农村居民。

参考文献

- 1.白重恩、李宏彬、吴斌珍，2012：《医疗保险与消费：来自新型农村合作医疗的证据》，《经济研究》第2期，第41-53页。
- 2.郭峰、王靖一、王芳、孔涛、张勋、程志云，2020：《测度中国数字普惠金融发展：指数编制与空间特征》，《经济学（季刊）》第4期，第1401-1418页。
- 3.杭斌、申春兰，2005：《中国农户预防性储蓄行为的实证研究》，《中国农村经济》第3期，第44-52页。
- 4.何婧、李庆海，2019：《数字金融使用与农户创业行为》，《中国农村经济》第1期，第112-126页。
- 5.何宗樾、宋旭光，2020：《数字金融发展如何影响居民消费》，《财贸经济》第8期，第65-79页。
- 6.黄益平、王敏、傅秋子、张皓星，2018：《以市场化、产业化和数字化策略重构中国的农村金融》，《国际经济评论》第3期，第106-124页、第7页。
- 7.江红莉、蒋鹏程，2020：《数字普惠金融的居民消费水平提升和结构优化效应研究》，《现代财经（天津财经大学学报）》第10期，第18-32页。
- 8.江小涓、孟丽君，2021：《内循环为主、外循环赋能与更高水平双循环——国际经验与中国实践》，《管理世界》第1期，第1-19页。
- 9.李成友、李庆海，2016：《农户信贷需求视角下的信贷配给程度决定分析——基于OPSS模型的实证研究》，《统计与信息论坛》第6期，第106-111页。
- 10.李成友、孙涛、李庆海，2019：《需求和供给型信贷配给交互作用下农户福利水平研究——基于广义倾向得分匹配法的分析》，《农业技术经济》第1期，第111-120页。
- 11.李涛、徐翔、孙硕，2016：《普惠金融与经济增长》，《金融研究》第4期，第1-16页。
- 12.李晓、吴雨、李洁，2021：《数字金融发展与家庭商业保险参与》，《统计研究》第5期，第29-41页。
- 13.刘淑春，2019：《中国数字经济高质量发展的靶向路径与政策供给》，《经济学家》第6期，第52-61页。
- 14.刘兆博、马树才，2007：《基于微观面板数据的中国农民预防性储蓄研究》，《世界经济》第2期，第40-49页。
- 15.罗剑朝、曹璨、罗博文，2019：《西部地区农村普惠金融发展困境、障碍与建议》，《农业经济问题》第8期，第94-107页。
- 16.邵秀军、李树茁、李聪、黎洁，2009：《中国农户谨慎性消费策略的形成机制》，《管理世界》第7期，第85-92页。
- 17.唐仁健，2021：《扎实推进乡村全面振兴》，《求是》第20期，第39-44页。
- 18.田岗，2005：《不确定性、融资约束与我国农村高储蓄现象的实证分析——一个包含融资约束的预防性储蓄模型及检验》，《经济科学》第1期，第5-17页。
- 19.王小华、温涛、韩林松，2020：《习惯形成与中国农民消费行为变迁：改革开放以来的经验验证》，《中国农村

经济》第1期，第17-35页。

20.魏后凯，2020：《“十四五”时期中国农村发展若干重大问题》，《中国农村经济》第1期，第2-16页。

21.吴雨、李晓、李洁、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。

22.谢绚丽、沈艳、张皓星、郭峰，2018：《数字金融能促进创业吗？——来自中国的证据》，《经济学（季刊）》第4期，第1557-1580页。

23.谢勇、沈坤荣，2011：《非农就业与农村居民储蓄率的实证研究》，《经济科学》第4期，第76-87页。

24.徐晨、蒋艳楠，2021：《线上购物信息不对称与顾客购买意向相关性分析：基于感知风险视角》，《商业经济研究》第11期，第85-88页。

25.易行健、周利，2018：《数字普惠金融发展是否显著影响了居民消费——来自中国家庭的微观证据》，《金融研究》第11期，第47-67页。

26.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。

27.张海洋、韩晓，2022：《数字金融能缓和社会主要矛盾吗？——消费不平等的视角》，《经济科学》第2期，第96-109页。

28.张杰、金岳，2020：《中国实施“国民收入倍增计划”战略：重大价值、理论基础与实施途径》，《学术月刊》第10期，第41-52页。

29.张美萱、吴瑞林、张涵、田奕真、杨鹿野、姚唐，2018：《“电子钱包”让人花钱更多？——手机支付的心理账户效应》，《心理科学》第4期，第904-909页。

30.张勋、万广华、吴海涛，2021：《缩小数字鸿沟：中国特色数字金融发展》，《中国社会科学》第8期，第35-51页、第205页。

31.张勋、万广华、张佳佳、何宗樾，2019：《数字经济、普惠金融与包容性增长》，《经济研究》第8期，第71-86页。

32.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。

33.周利、廖婧琳、张浩，2021：《数字普惠金融、信贷可得性与居民贫困减缓——来自中国家庭调查的微观证据》，《经济科学》第1期，第145-157页。

34.Chamon, M. D., and E. S. Prasad, 2010, “Why Are Saving Rates of Urban Households in China Rising?”, *American Economic Journal: Macroeconomics*, 2(1): 93-130.

35.Dardanoni, V., 1991, “Precautionary Savings Under Income Uncertainty: A Cross-sectional Analysis”, *Applied Economics*, 23(1): 153-160.

36.Modigliani, F., and R. Brumberg, 1954, “Utility Analysis and the Consumption Function: An Interpretation of Cross-Section Data”, *Franco Modigliani*, 1(1): 388-436.

37.Thaler, R., 1985, “Mental Accounting and Consumer Choice”, *Marketing Science*, 4(3): 199-214.

38.Zeldes, S. P., 1989, “Consumption and Liquidity Constraints: An Empirical Investigation”, *Journal of Political Economy*,

97(2): 305-346.

(作者单位: ¹ 西南大学普惠金融与农业农村发展研究中心;

² 西南大学经济管理学院;

³ 北京师范大学经济与资源管理研究院)

(责任编辑: 胡 祎)

Does the Use of Digital Finance Promote the Full Release of Rural Consumption Domestic Demand Power?

WANG Xiaohua MA Xiaoke HE Xi

Abstract: The emergence of digital finance and its widespread use in rural areas have brought new hope to solve the financial service problems that have long plagued agriculture, rural areas and farmers, to enhance financial inclusion and release rural consumption demand. Using data from 2019 China Household Finance Survey, this article examines the use of digital finance in rural residential households in three dimensions of digital payments, digital lending, and digital wealth management, and empirically analyzes the impact and mechanism of digital finance on rural households' consumption. The research results show that the use of digital finance has promoted the consumption level of rural households, whether it is subsistence consumption, development and enjoyment consumption or eight items of consumption, and that the role of digital finance in promoting the development and enjoyment consumption is obviously stronger than that of subsistence consumption. This indicates that the use of rural digital finance has promoted the full release of domestic demand power of rural consumption. The mechanism analysis and heterogeneity analysis show that traditional credit constraints and precautionary savings have strengthened the promotion of digital financial use on rural household consumption, and the impacts of digital finance use on the consumption of different households are varied. For households with female heads, elderly heads over 60 years old and for low-income households, the promotion effect of digital financial use on household consumption is significantly stronger. The study provides a new perspective to comprehensively understand the construction of digital village and promote rural digital finance development, and it has certain enlightenment significance for further stimulating and releasing the potential of domestic demand for rural consumption in a smooth domestic circulation.

Key Words: Digital Finance; Credit Constraint; Rural Household Consumption; Domestic Demand

土地转入规模、土地经营规模与全生命周期 作物种植碳排放*

——基于中国农村发展调查的证据

徐湘博^{1,2} 李 畅^{1,3} 郭建兵⁴ 张林秀^{1,2}

摘要：本文基于中国 5 省 100 村 795 户农户的农业生产微观调查数据，运用生命周期评价法核算农户作物种植碳排放量，探讨农户土地转入规模、土地经营规模与作物种植碳排放强度之间的关系。研究发现，2018 年，中国农户作物种植碳排放强度为 334.12 千克二氧化碳当量/亩，且区域差异明显；农户土地经营规模扩大能促进作物种植碳排放强度降低，但土地转入规模扩大会对土地经营规模扩大的减碳效应产生抑制。异质性分析表明，农户家庭成员平均受教育程度越高、对农业依赖性越低，土地转入规模对土地经营规模减碳效应的抑制就越弱；土地经营规模扩大的减碳效应和土地转入规模扩大对减碳效应的抑制作用主要发生在土地经营规模较小的农户群体中；从是否支付土地租金来看，支付土地租金的农户群体，其土地转入规模对作物种植碳排放的影响在统计意义上不显著；从不同作物种类来看，土地经营规模扩大的减碳效应和土地转入规模扩大对减碳效应的抑制作用主要发生在水稻种植上。机制分析表明，土地转入规模扩大主要通过增加化肥投入和促进种植结构主粮化抑制土地经营规模扩大的减碳效应。基于研究结论，本文提出应进一步重视土地经营规模扩大的减碳效应，但要关注土地转入规模扩大对减碳效应的抑制作用，引导科学施肥与合理调整种植结构，并将作物种植碳减排的政策重点放在小规模经营农户群体上。

关键词：土地转入规模 土地经营规模 生命周期评价法 作物种植碳排放 农户

中图分类号：F323.2 **文献标识码：**A

一、引言

气候变化导致极端天气多发、生物多样性遭受破坏，成为人类社会面临的重要挑战之一（田云和尹恣昊，2022）。人类活动碳排放是气候变化的重要诱因之一。根据联合国环境规划署发布的《2020

*本文研究受国家自然科学基金青年基金项目“乡村振兴背景下农业系统环境反弹效应机制及适应对策研究”（编号：41901255）的资助。本文通讯作者：郭建兵。

年排放差距报告》，2019 年中国温室气体排放量为 140 亿吨二氧化碳当量，占全球总排放量的 26.72%^①。

《中华人民共和国气候变化第二次两年更新报告》显示，2014 年中国农业温室气体排放量为 8.30 亿吨二氧化碳当量^②，占全国总排放量的 7.42%。如果从全生命周期视角将农资生产、农产品消费等环节纳入农业碳排放量核算框架，全球农业部门碳排放量占全球总碳排放量的比例约为 21%~37%（Rosenzweig et al., 2020），农业部门对总碳排放量的“贡献”不容小觑。为积极应对气候变化，中国在第 75 届联合国大会上提出“双碳”目标，并将其上升为国家战略。在农业碳减排方面，《“十四五”推进农业农村现代化规划》明确提出要“推动农业农村减排固碳”^③。2021 年中美在联合国气候变化格拉斯哥大会期间联合发布了《中美关于在 21 世纪 20 年代强化气候行动的格拉斯哥联合宣言》，该宣言关注了碳排放重要来源之一的甲烷排放，并提出加强甲烷排放的测量和促进甲烷减排^④。纵观中国甲烷排放现状，农业系统产生的甲烷排放占比高达 40.23%^⑤，农业在甲烷减排中责无旁贷。因此，如何促进农业减排固碳将会是未来农业绿色发展的重要内容之一。

根据《省级温室气体清单编制指南（试行）》的农业碳排放量核算框架，农业碳排放来源包括水稻种植、动物肠道发酵、动物粪便管理、农用地管理、农业废弃物田间焚烧 5 个方面^⑥。但从全生命周期视角来看，农业碳排放量核算的系统边界还应包括投入农资和能源等物质的生产、运输和废弃物处理等环节。总体上，农业碳排放主要来自种植业和畜牧业（田云和尹忞昊，2022）。本文在探讨土地转入与农业碳排放之间的关系时，主要关注与土地要素直接相关的作物种植。目前，作物种植碳排放量的核算方法有排放因子法和生命周期评价法等（黄祖辉和米松华，2011）。排放因子法是参照碳排放清单列表，根据作物种植过程中的化肥、农药、农膜和机械等投入的碳排放源赋值碳排放因子核算碳排放量，操作简便，但如果研究者获取排放因子的来源不同，可能会造成碳排放量核算结果的差异。并且，排放因子法仅可用于作物种植环节单个部门本身的碳排放量核算，不涉及种植业的上下游部门。而生命周期评价法把作物种植中农资和能源直接或间接产生的碳排放也纳入作物种植碳排放量核算框架，不仅可以实现作物种植全链条碳排放量核算，还可以分析作物种植不同环节碳排放量的特征，在作物种植碳排放量核算研究中被广泛应用（徐湘博等，2021）。聚焦农业经营主体的碳排放研究有助于促进作物种植精准减排。小农户在中国农业经营主体中的占比高达 98%，经营着中国约 70% 的耕地（Hou et al., 2021），是中国农业生产经营的重要主体。以小农户为研究对象，有助于在明确主

^①数据来源：UNEP 官方网站，<https://www.unep.org/emissions-gap-report-2020>。

^②数据来源：《中华人民共和国气候变化第二次两年更新报告》，<https://www.mee.gov.cn/ywggz/ydqhbh/wsqtgz/201907/P020190701765971866571.pdf>。

^③参见《“十四五”推进农业农村现代化规划》，https://www.ndrc.gov.cn/fggz/fzzlgh/gjjzxgh/202203/t20220325_1320217.html?code=&state=123。

^④参见《中美关于在 21 世纪 20 年代强化气候行动的格拉斯哥联合宣言》，http://www.gov.cn/xinwen/2021-11/11/content_5650318.htm。

^⑤资料来源：<http://www.cbcsd.org.cn/sjk/nengyuan/standard/home/20140113/download/shengjiwenshiqiti.pdf>。

体的基础上探索如何实现中国作物种植碳减排。关于农业碳排放影响因素的研究,已有文献从宏观视角出发,关注了经济发展(李波等,2011;吴金凤和王秀红,2017)、农业财政支出(胡川等,2018)、环境规制(田云和尹恣昊,2022)和农业技术进步(高鸣和宋洪远,2015)等对农业碳排放的影响。研究发现,经济增长与农业碳排放的关系符合环境库兹涅兹曲线(EKC)。在经济发展初期,农业碳排放量与经济水平同步增长;但在经济发展后期,农业碳排放量随着经济增长而下降。此外,农业财政支出增加和环境规制加强均对农业碳排放量有负向影响,而提升农业技术水平可以降低农业碳排放强度、提高农业碳减排绩效。

随着农村劳动力大量外出与土地流转不断推进,农业生产要素投入结构发生了变化。在此背景下,相关研究开始关注土地要素对作物种植碳排放的影响,土地经营规模与作物种植碳减排之间的关系成为当前研究的重点。耕地集约化程度与作物种植碳排放存在耦合关系(王剑等,2019),土地经营规模扩大影响农业生产要素投入,也影响作物种植碳排放量(刘琼和肖海峰,2020)。化肥是作物种植碳排放的主要来源之一,土地经营规模经济效应有利于提高化肥施用效率、降低化肥使用强度(Wu et al., 2018),并且规模经营农户有能力采用先进的低碳农业技术,从而推动作物种植碳减排。已有土地经营规模与作物种植碳排放关系的研究,大多基于宏观统计数据,使用排放因子法核算作物种植碳排放量,而较少从全生命周期视角开展。土地流转是扩大土地经营规模的关键。Ranjan et al. (2019)发现,农户在转入土地上会追求短期产量,忽视耕地肥力保护,缺乏对土地保护的长期性投资,土地流转引起的农地污染问题时有发生。然而,目前鲜有研究关注土地流转与作物种植碳排放量之间的关系。随着土地流转不断推进,土地经营规模扩大,有必要把土地经营规模和土地转入规模放入同一分析框架中,在探讨土地经营规模对作物种植碳排放量影响的基础上,明晰土地转入规模对作物种植碳排放量的影响。土地转入规模影响作物种植碳排放量的作用机制的相关研究较少,其影响路径尚不清晰。但有研究指出,土地转入规模会影响化肥施用强度、机械投入水平和种植结构等(Ju et al., 2016; 毕雪昊等, 2020), 这为开展土地转入规模影响作物种植碳排放机制的研究提供了潜在分析框架。

鉴于此,本文将重点关注农户层面作物种植全生命周期碳排放,以期提供微观经验证据。首先,本文在文献梳理的基础上,明晰已有研究存在的不足,从理论上分析土地转入规模、土地经营规模对作物种植碳排放的影响,并提出研究假说,阐释其影响的内在逻辑关系。其次,本文基于具有全国代表性的5省100村795户农户2018年农业生产数据,运用生命周期评价法核算农户作物种植碳排放量和碳排放强度。再次,本文以农户层面的作物种植碳排放强度为核心指标,检验土地转入规模、土地经营规模对作物种植碳排放量的影响。最后,本文基于理论分析框架,解析土地转入规模对作物种植碳排放强度的影响机制,为促进中国作物种植碳减排提供决策参考。

二、理论分析与研究假说

(一) 理论分析

1. 产权激励理论。Besley (1955) 提出,不稳定的土地经营权相当于对农户随机征税,未来土地被收走的可能性增加会降低农户长期投资的积极性。稳定的土地经营权则有利于推动农户扩大土地经营

规模,提高生产效率(杨广亮和王军辉,2022)。由于农户自有土地与转入土地的产权属性存在差异,所以,农户对自有土地和转入土地经营权稳定性预期不同,他们在农业生产中的肥料施用和长期投资行为存在差异(郇亮亮等,2011)。

2.规模报酬理论。土地经营的规模效应来源于同比例生产要素的投入变动或土地经营规模扩大,但对于农户,同比例生产要素投入变动的可能性较低,土地经营的规模效应需要依靠土地经营规模扩大(卢华等,2016)。根据“马克西-西尔伯斯通曲线”,农户土地经营规模增加会促使农业生产技术改进、农业生产要素配置效率提高(仇焕广等,2017),边际生产成本降低,平均生产成本下降。随着土地经营规模扩大,化肥农药等投入呈现减量化特征。

(二) 研究假说

1.土地转入规模与作物种植碳排放。随着农村劳动力大量外出,土地流转在中国越来越普遍。农业农村部数据显示,截至2020年底,全国家庭承包耕地经营权流转面积超过5.32亿亩,占家庭承包经营耕地总面积约40%^①。对于流转的土地,转出方和转入方的环境责任界定不清晰,农户倾向于在转入土地上追求收益最大化,增加化肥农药等农业生产要素的投入量而忽视对耕地资源的保护,导致土壤肥力退化(俞海等,2003)。郇亮亮等(2011)也发现农户在转入土地上长期投资的概率显著低于自有土地。Deaton et al.(2018)的研究表明,即便农户短期内会在转入土地上采用保护性耕作技术,但长期来看,受租赁时间不确定性的影响,农户仍不会采取长期性的耕地保护措施。农户土地转入行为虽能扩大农户土地经营规模,却不一定扩大地块面积,这仍不利于化肥减量化(梁志会等,2020)。土地流转后农户施肥行为受到土地经营规模和流转期限的影响,小农户的化肥使用强度相对更高(邹伟等,2020)。受到土地租金约束,为确保获得更高的经济效应,农户可能会增加化肥等投入强度而降低环境效率(李博伟,2019)。基于以上分析,本文提出假说1。

H1: 对于小农户,土地转入规模扩大会提高作物种植碳排放强度。

2.土地经营规模与作物种植碳排放。化肥、农药等农资生产和使用过程中的碳排放,是作物种植碳排放的重要来源。一般地,化肥对作物种植碳排放的“贡献”较大,占比超过作物种植碳排放总量的一半(Liu et al., 2021)。Ju et al.(2016)研究发现降低化肥使用强度的关键在于增加土地经营规模,增加土地经营规模能发挥土地经营的规模报酬效应,规模经营农户也拥有较好的施肥技术和较高的机械化水平,有利于提升化肥使用效率和降低化肥使用强度。Wu et al.(2018)发现土地经营规模每增加1%,单位面积的化肥使用量会减少0.3%。同时,土地经营规模扩大会降低单位面积的生产成本,激励农户采用保护性耕作技术,提高资源利用效率,有利于作物种植碳减排(Cillis et al., 2018)。基于以上分析,本文提出假说2。

H2: 土地经营规模扩大可以促进作物种植碳排放强度降低。

3.土地转入规模影响作物种植碳排放强度。基于产权激励理论,随着土地转入规模增加,产权不

^①数据来源:《关于政协第十三届全国委员会第四次会议第5041号(农业水利类473号)提案答复的函》, http://www.moa.gov.cn/govpublic/zcggs/202110/t20211009_6378982.htm。

稳定性会导致农户施肥行为发生变化 (Lu et al., 2019) 从而影响作物种植碳排放。土地转入规模较大的农户更倾向于增加机械投入。这一方面会提高作物种植的能源消耗, 增加作物种植碳排放; 另一方面会提高农业集约化程度并提升化肥农药等农业生产要素的使用效率, 有可能降低作物种植碳排放 (刘琼和肖海峰, 2020)。因此, 土地转入规模可能通过机械投入强度影响作物种植碳排放。还有研究表明, 当土地经营规模较小时, 农户为满足自身口粮需求而种植粮食作物, 土地经营规模扩大后, 农户为追求经济利润, 会提高经济作物的种植比例, 使种植结构呈现“去粮化”趋势。但当土地经营规模超过一定范围, 所需劳动力超过家庭拥有劳动力数量时, 农户会选择提高粮食作物种植比例, 种植结构呈现“趋粮化”趋势 (毕雪昊等, 2020)。但总体上看, 土地转入规模增加会促使种植结构发生变化 (张建等, 2020), 而不同作物类型的种植特征导致其碳排放强度呈现差异 (Gan et al., 2014)。基于以上分析, 本文提出假说 3。

H3: 土地转入会通过化肥投入、机械投入和种植结构调整影响作物种植碳排放强度。

三、数据来源与研究方法

(一) 数据来源

本文使用的数据来自笔者所在课题组建立的中国农村发展调查 (China Rural Development Survey, CRDS) 数据库。2019 年, 课题组采用分层随机抽样方法调查了中国 5 省 25 县 100 村 2000 户农户。根据农业生态条件和社会经济发展特征, 课题组将中国省份划分为五大农业区域, 包括东北地区、东部沿海发达地区、西南地区、西北黄土高原地区、中部和北部地区, 然后在每个地区随机抽取 1 个省份作为样本省, 5 个样本省分别是吉林省、江苏省、四川省、陕西省和河北省。基于分层随机抽样方法, 课题组在每个样本省按照人均工业总产值将省内所有县降序排列, 然后使用等距抽样法抽取 5 个样本县。在每个样本县, 课题组随机抽取 2 个样本乡镇, 并在每个样本乡镇随机抽取 2 个样本村, 最后根据村民花名册在每个样本村随机抽取 20 户农户, 形成共计 2000 户农户样本的数据集。

调查收集了样本农户 2018 年的家庭基本情况, 包括人口学基本信息、家庭劳动力情况和健康状况等。为调查样本农户详细的农业投入产出情况, 课题组在每个样本村随机抽取部分样本农户 (共 1015 户) 做了更深入的农业种植情况调查, 了解农户种植的作物类型与相应的农业生产要素投入等情况。该部分调研均在农户种植的作物层面展开。首先, 课题组调查了样本农户在观测期内种植每类作物的种子、机械和雇工等投入。其次, 考虑到农资商品品类繁多, 有效成分含量存在差异, 为获得农户所用农资商品有效成分的准确配比, 前站调查员于正式调查前在样本村的农资店开展调查, 登记农资店在售所有种类的化肥、农药与农膜商品相关信息, 建立该村的农资商品信息数据库 (下文简称“农资信息库”)。如果样本村无农资店或农资店较少, 调查员会调查乡镇其他离该村最近的农资店, 以确保每个样本村至少对应 3 家农资店的农资商品信息。农户在接受调查时, 在农资信息库中根据化肥、农药与农膜的商品图片准确选择其使用的农资商品种类。同时, 调查员把农户在生产经营中的农资投入量记录在调查问卷中。如果农户在农资信息库中找不到其使用的农资商品种类, 调查员则单独详细记录农户选用的农资商品配方、规格和投入量。最后, 笔者将农户调查获得的信息与农资信息库匹配

并计算，获得每类作物的有效化肥营养元素、有效农药化合物与农膜的使用量数据。

样本农户 2018 年共种植了水稻、小麦和玉米等 128 种作物种类，使用了 159 种农药商品和 105 种化肥商品。在土地特征方面，样本农户户均土地经营面积为 14.45 亩，低于世界银行的小农户土地经营规模标准（30 亩），土地经营面积高于 30 亩的样本农户仅占样本总体的 10.06%。23.90%的样本农户有土地转入行为，18.74%的样本农户有土地转出行为。在家庭特征方面，92.83%的样本农户户主性别为男性，52.45%的样本农户户主年龄为 40~59 岁。在种植特征方面，795 户样本农户有作物种植行为，542 户农户种植了 2 种及以上作物。本文在实证分析中仅关注有作物种植行为的农户，样本量为 795 户。

（二）研究方法

1. 作物种植全生命周期碳排放量核算^①。农业生命周期评价法被广泛应用于农业碳排放量核算，该方法不仅关注农业系统本身，还关注由自然系统与工业系统进入农业系统和由农业系统排出的能量与物质，农业生命周期评价框架如图 1 所示。根据国际标准与理论框架（ISO14040），生命周期评价分为明确功能单位与系统边界、构建投入与排放清单、影响评价、结果解释 4 个步骤。

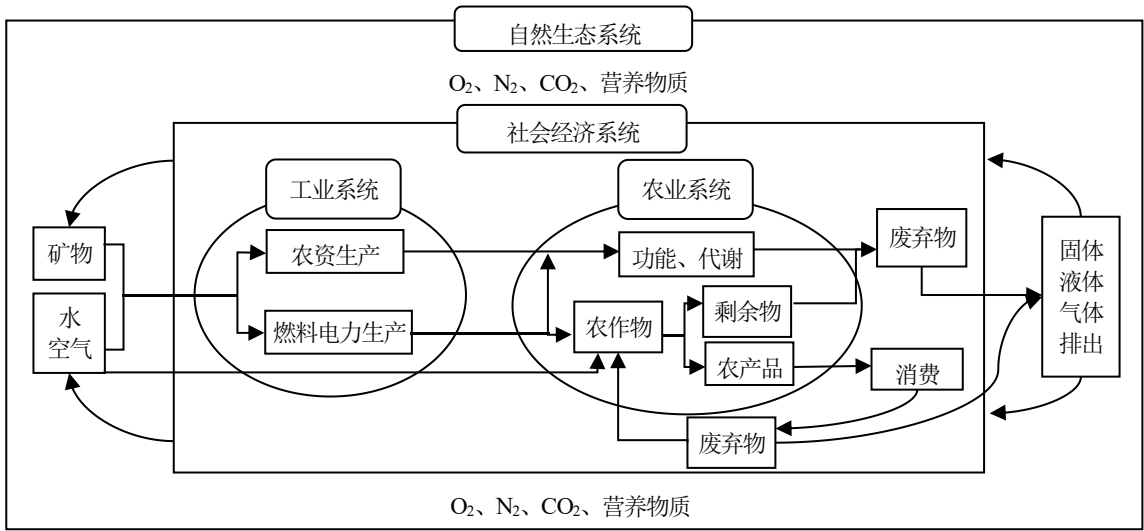


图 1 农业生命周期评价框架

（1）明确功能单位与系统边界。本文根据研究问题将功能单位定义为 1 亩耕地上的碳排放量。碳排放系统边界采取从“摇篮”到“门”的界定方法，包括原材料的开采与提炼、农资与燃料和电力等的生产、作物种植田间管理和各个运输环节（见图 2），具体包含实际投入作物种植的农资（种子、化肥、农药、农膜等）生产过程中的温室气体排放、农事操作（翻耕、播种、灌溉、收获等）过程中电力与燃油等能源消耗所造成的温室气体排放、货物（农资、农产品等）运输过程产生的温室气体排放、作物种植田间管理（化肥农药施用等）过程中的温室气体排放。

^①本文作者团队构建了中国农业生命周期评价数据库，主要包括使用生命周期评价法测算农业碳排放的详细参数。由于文章篇幅限制，不能在文中详细展示，如感兴趣请邮件联系作者。

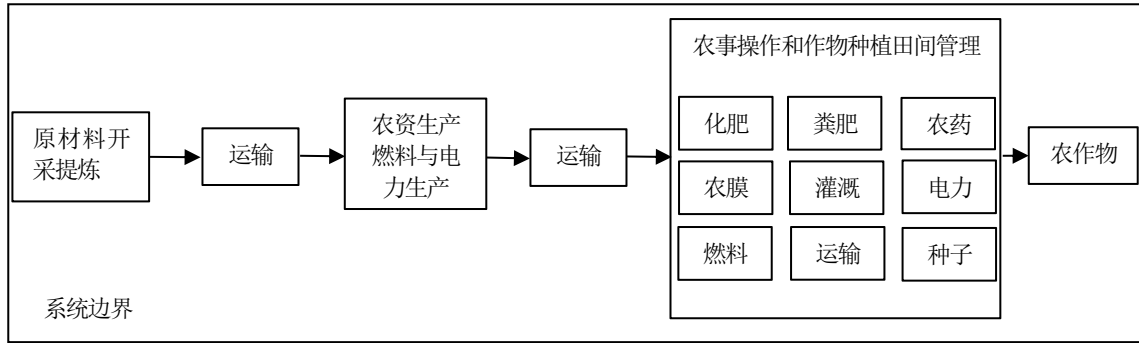


图2 全生命周期作物种植碳排放量核算的系统边界

(2) 构建投入与排放清单。构建作物种植投入与排放清单需要集成 Eco-invent 数据库的数据、环境归趋参数库的数据和作物种植投入数据。其中，Eco-invent 数据库的数据指的是农资生产过程的温室气体排放、农资货物运输和农事操作过程中电力与燃油等能源生产排放的温室气体数据^①。环境归趋参数数据库由本文使用文献调查数据构建，在数据库构建过程中，笔者充分考虑中国不同地区气候环境差异、作物类型差异与数据可得性等因素，最终形成以“秦岭—淮河”为界的南北方关于水稻、蔬菜和其他旱地作物 3 类作物 6 类环境归趋参数库。环境归趋参数库主要包含农家肥、有机肥、化肥、农药等碳排放来源向大气排放的 CH₄、CO₂、N₂O、NH₃、NO、NO_x、重金属和各种农药中的有效化合物成分，向水体排放的硝酸盐、磷酸盐、重金属离子和各种农药中的有效化合物成分，向土壤排放的重金属元素和各种农药中的有效化合物成分。作物种植投入数据主要包括种子、化肥、农药、农膜等农资的投入量，灌溉用水量，农事操作电力和燃油用量与农产品运输距离等，化肥用量精确到氮、磷、钾等元素层面，农药用量精确到农药有效成分的化合物层面，全部数据均通过 CRDS 数据库获得。需要说明的是，本文遵照物质平衡原理构建了农业全生命周期投入与排放清单。作物种植碳排放量核算遵守碳中性原则，CO₂ 不纳入作物种植碳排放量核算框架。

(3) 影响评价与结果解释。农业生命周期评价可实现全球变暖、水消耗、土地利用等 18 类环境影响的评估，本文仅关注全球变暖这一环境影响类别，采用归因生命周期评价 ReCiPe 影响评估方法^②中的中点评估。作物种植碳排放源涉及 CH₄、N₂O 等，在结果解释中，其核算标准均转化为千克二氧化碳当量。作物种植碳排放量核算依托 SimaPro 9.1.0.8 软件开展。

据此，全生命周期作物种植碳排放量核算概念公式如下：

$$E_p = E_{RM} + E_{IP} + E_{FM} + E_{Trans} \quad (1)$$

(1) 式中， E_p 表示作物种植碳排放量； E_{RM} 、 E_{IP} 、 E_{FM} 和 E_{Trans} 分别代表作物种植投入品的

^①Ecoinvent 数据库内嵌于 SimaPro 软件当中。资料来源：SimaPro 软件官方网站，<https://simapro.com/>。

^②ReCiPe 影响评估方法是生命周期评价法中的一种影响评估方法，通过表征因子将排放和资源开采转化为环境影响评分。ReCiPe 影响评估方法包含 18 个中点指标和 3 个终点指标，其中本文仅涉及中点指标中的全球变暖指标。资料来源：荷兰国家公共卫生和环境研究所官方网站，<https://www.rivm.nl/en/life-cycle-assessment-lca/recipe>。

原材料开采和提炼等过程的碳排放量、作物种植投入品（化肥、农药、农膜等农资，电力和燃油等能源）生产过程的碳排放量、作物种植田间管理过程产生的碳排放量和作物种植田间管理过程以外的其他运输环节的碳排放量。其中， E_{RM} 、 E_{IP} 和 E_{Trans} 可通过生命周期评价软件 SimaPro 9.1.0.8 集成的前端数据库和调查收集的农户作物种植生产投入数据计算得到， E_{FM} 即作物种植田间管理碳排放核算公式如下：

$$E_{FM} = \sum_1^k (I_{mn} \times \sigma_{mn}) \quad (2)$$

(2) 式中， k 表示农户种植的作物种类总数； I_{mn} 表示 m 投入品（化肥氮元素、农家肥氮元素、有机肥氮元素、电力和燃油等投入品等） n 环境特征下（例如，南方和北方的不同环境、水田和旱地的不同环境等）的用量； σ_{mn} 表示 m 投入品 n 环境特征下向环境中排放 CO_2 、 CH_4 、 N_2O 的排放系数并转换成二氧化碳当量形式。

2. 模型设定和变量说明。根据理论分析与研究假说，土地转入规模、土地经营规模是实证模型中的核心变量。同时加入影响农户作物种植碳排放量的控制变量，建立如下模型：

$$Y_i = \alpha_0 + \alpha_1 Transfer_i + \alpha_2 Size_i + \beta_i X_i + D_i + \varepsilon_i \quad (3)$$

(3) 式中， Y_i 表示第 i 个农户的作物种植碳排放强度， $Transfer_i$ 表示第 i 个农户的土地转入规模， $Size_i$ 表示第 i 个农户的土地经营规模， X_i 表示第 i 个农户的控制变量， D_i 表示省份固定效应。 α_0 、 α_1 、 α_2 和 β_i 为待估计参数， ε_i 为随机误差项。

模型中的变量说明如下：①被解释变量。被解释变量为农户作物种植碳排放强度，即农户单位经营面积的作物种植碳排放量。如表 1 所示，农户作物种植碳排放强度的均值为 334.12 千克二氧化碳当量/亩，碳排放总量的均值为 4347.14 千克二氧化碳当量/户。②核心解释变量。土地转入规模和土地经营规模为核心解释变量。土地转入规模以 2018 年农户土地转入面积为测度指标。对于土地经营规模，基于 2018 年农户土地经营总面积测度，对于没有土地流转行为的农户，其土地经营规模为农户家庭承包耕地的面积；对于有土地流转行为的农户，其土地经营规模为承包耕地面积与净转入耕地面积之和。③控制变量。借鉴以往相关研究（Carnegie et al., 2020; Li et al., 2021; 李波等, 2011），本文选择如下控制变量：户主性别、户主年龄、家庭成员平均受教育程度、家中是否有村干部、农业劳动力数量、外出劳动力占比、非农收入和家庭承包面积占比。户主性别影响农业生产行为决策（Carnegie et al., 2020），进而影响碳排放。田云等（2015）发现年龄大的户主更加思想保守、风险厌恶，倾向于“高投入、高产出”的农业生产方式；但李波和梅倩（2017）发现年龄大的户主有“较丰富”的务农经验，对生产要素的投入更加精准，有利于减少其作物种植碳排放。农户家庭成员平均受教育程度越高，越愿意采用环境友好的农业生产技术（Zhang et al., 2017），进而降低碳排放强度。村干部在农村生产生活中有示范作用，有家庭成员担任村干部的农户一般更愿意采纳绿色生产技术（Li et al., 2021）从而降低碳排放强度。家庭农业劳动力是重要的农业生产要素，也会影响到作物种植碳排放。当农户外出劳动力占比和非农收入增加时，农户会降低对农业的重视程度，减少农业投资，降低作物种植碳排放（李波等, 2011）。土地产权影响农户生产行为（Cao et al., 2020），家庭承包耕

地面积占比衡量了农户在事实层面的土地经营权的稳定性，当农户土地经营权越稳定，农户更加重视耕地质量保护，可以降低作物种植碳排放强度。变量定义与描述性统计见表 1。

表 1		变量定义与描述性统计				
变量类别	变量名称	变量定义	均值	标准差	最小值	最大值
被解释变量	作物种植碳排放强度	农户作物种植碳排放总量/土地经营规模（千克二氧化碳当量/亩）	334.12	310.39	0.09	3668.88
	作物种植碳排放总量	农户作物种植碳排放总量（千克二氧化碳当量）	4347.14	8429.42	0.02	137759.20
核心解释变量	土地转入规模	农户转入土地面积（亩）	3.03	15.03	0	282.50
	土地经营规模	农户土地经营总面积（亩）	14.45	22.70	0.14	294.70
控制变量	户主性别	户主性别（男=1，女=0）	0.93	0.26	0	1
	户主年龄	户主年龄（岁）	57.91	10.16	24	86
	家庭成员平均受教育程度	农户家庭成员平均受教育年限（年）	7.05	2.82	0	15.33
	家中是否有村干部	家庭成员中是否有村干部（是=1，否=0）	0.11	0.32	0	1
	农业劳动力数量	农户家庭农业劳动力数量（人）	1.85	0.73	0	5
	外出劳动力占比	农户家庭外出劳动力数量/农户家庭总劳动力数量	0.33	0.42	0	1
	非农收入	非农就业收入（万元）	4.23	5.21	0	39.84
	家庭承包面积占比	承包耕地面积/土地经营规模	0.86	0.28	0	1
机制分析变量	化肥投入强度	亩均氮元素投入（千克）	17.57	16.65	0	210
	机械投入强度	亩均机械投入（元）	79.51	95.91	0	903.60
	种植结构	三大主粮面积/总种植面积	0.71	0.37	0	1

四、模型估计结果与分析

（一）农户作物种植碳排放强度特征分析

图 3 展示了 2018 年样本总体和各样本省农户作物种植碳排放强度和均值。由图 3 可知，2018 年农户作物种植碳排放强度为 334.12 千克二氧化碳当量/亩，数据分布呈“水滴型”，约 62.14%的农户作物种植碳排放强度低于样本均值。从省际差异看，农户作物种植碳排放强度差异明显，碳排放强度最低的是河北省，其碳排放强度为 231.23 千克二氧化碳当量/亩；碳排放强度最高的是江苏省，其碳排放强度为 490.18 千克二氧化碳当量/亩。包括作物熟制、种植结构在内的种植制度差异和化肥施用强度差异是中国作物种植碳排放强度区域差异的主要来源。图 4 报告了样本总体作物种植碳排放的主要来源及其碳排放量占比。其中，最主要来源是田间管理过程释放的 CH₄ 和 N₂O，占比为 42.98%；第二和第三大碳排放来源分别是非尿素来源的氮肥生产和尿素生产，二者合计比例达到 45.91%；如果再加上磷肥生产、钾肥生产和田间管理氮肥来源的碳排放量，化肥的碳排放量比例超过 80%，是农户作物种植碳排放的最主要来源。再者，种子生产包括小麦种子、花生种子、玉米种子、水稻种子、番

茄种子、马铃薯种子和黄豆种子，合计碳排放量比例为2.30%。另外，电力、有机肥生产、农膜生产、燃油、热能碳排放量所占比例分别为1.64%、0.63%、0.62%、0.35%、0.28%。

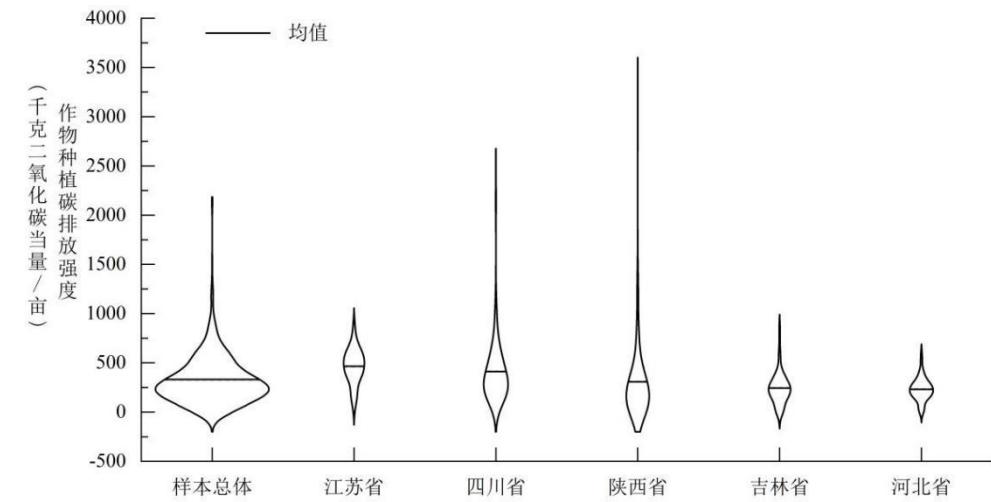


图3 样本总体与各样本省农户作物种植碳排放强度散点分布

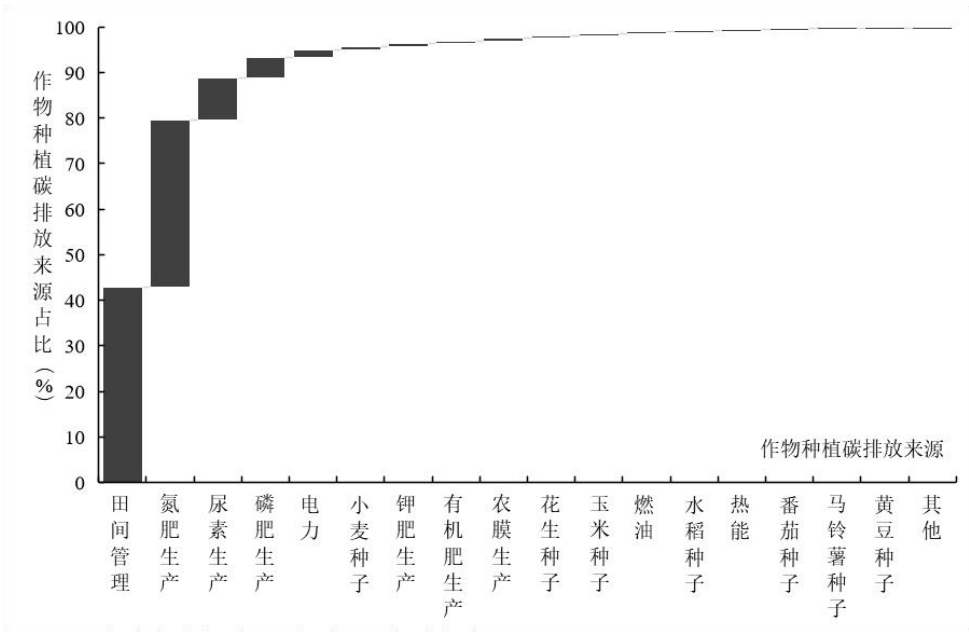


图4 样本农户作物种植碳排放来源占比

注：图中柱的高度表示作物种植不同碳排放来源的碳排放量占比；“氮肥生产”表示“非尿素来源的氮肥生产”。

（二）基准回归结果

表2 报告了土地转入规模、土地经营规模对作物种植碳排放影响的基准回归结果。首先，（1）列和（2）列汇报了土地转入规模、土地经营规模对农户作物种植碳排放强度的影响。（1）列只包含土地转入规模、土地经营规模两个核心解释变量，结果表明，土地转入规模对作物种植碳排放强度具有

显著的正向影响，土地经营规模对作物种植碳排放强度具有显著的负向影响。（2）列中加入所有控制变量，土地转入规模的显著正向影响和土地经营规模的显著负向影响再次得到验证。（3）列和（4）列汇报了土地转入规模、土地经营规模对农户作物种植碳排放总量的影响。（3）列只包含了两个核心解释变量，（4）列包含了所有控制变量，估计结果均表明土地转入规模、土地经营规模对农户作物种植碳排放总量有显著的正向影响。上述结果表明，土地经营规模增加能促使农户作物种植碳排放强度降低，土地转入规模增加会导致农户作物种植碳排放强度、碳排放总量提高。综上所述，H1 和 H2 得到验证。

表 2 基准模型估计结果

变量	(1) 作物种植碳排放强度		(2) 作物种植碳排放强度		(3) 作物种植碳排放总量		(4) 作物种植碳排放总量	
	系数	稳健 标准误	系数	稳健 标准误	系数	稳健 标准误	系数	稳健 标准误
土地转入规模	2.202**	0.860	2.742***	0.959	369.859***	78.699	375.012***	80.361
土地经营规模	-2.273***	0.517	-2.446***	0.575	52.898**	24.229	50.221**	22.696
户主性别			24.887	37.424			377.827	390.251
户主年龄			-3.356***	1.065			-55.949***	19.548
家庭成员平均受教育程度			-2.533	4.055			9.471	56.781
家中是否有村干部			-7.310	31.167			289.717	650.060
农业劳动力数量			43.129***	14.448			699.336***	216.558
外出劳动力占比			29.535	25.250			244.593	407.159
非农收入			-2.226	2.242			-66.615*	36.021
家庭承包面积占比			90.575**	35.907			1212.826	817.191
常数项	285.051***	19.467	315.595***	96.397	2842.863***	669.060	3375.652*	1892.792
省份固定效应	已控制		已控制		已控制		已控制	
观测值数	795		795		795		795	
R ²	0.224		0.248		0.655		0.667	

注：***、**和*分别表示 1%、5%和 10%的显著性水平。

（三）稳健性检验和内生性问题

本文使用更换变量和更换计量模型的方法做稳健性检验，并利用工具变量法解决潜在的内生性问题，回归结果见表 3。

表 3 稳健性检验和工具变量法回归结果

变量	(1) 低碳化 (均值)	(2) 低碳化 (中位数)	(3) 单位种植面积作物种植碳排放量	(4) 作物种植碳排放强度 (OLS)	(5) 作物种植碳排放强度 (PSM)	(6) 作物种植碳排放强度 (工具变量法)
土地转入规模	-0.026*** (0.010)	-0.031*** (0.010)	1.527** (0.756)			22.798** (11.569)

(续表 3)						
是否转入土地				62.196**	126.043***	
				(24.456)	(30.542)	
土地经营规模	0.023***	0.026***	-1.378***	-1.255***	-1.108***	-11.908**
	(0.007)	(0.007)	(0.388)	(0.300)	(0.256)	(5.445)
控制变量	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制
省份固定效应	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制
观测值数	795	795	795	795	745	793
R ²	0.042	0.036	0.117	0.247	0.745	0.517

注：①***和**分别表示 1%和 5%的显著性水平；②括号内为稳健标准误；③控制变量与表 2 相同；④（1）列和（2）列为采用 Logit 模型回归的估计结果，相应的 R² 为伪 R²。

1. 更换被解释变量。本文构建“低碳化”这一被解释变量做稳健性检验。考虑到同一省份农户碳排放情况具有相似性，若农户作物种植碳排放强度低于同省份农户作物种植碳排放强度的均值或中位数，即定义为低碳化并取值为 1，否则取值为 0。基于 Logit 模型，表 3（1）列以作物种植碳排放强度是否高于同省农户的均值作为被解释变量，发现土地转入规模增加对作物种植低碳化有负向影响，土地经营规模增加有利于农户作物种植碳减排，表 3（2）列以作物种植碳排放强度是否低于同省农户作物种植碳排放强度的中位数度量，上述结果依然稳健。

2. 更换被解释变量测度方式。本文更换被解释变量为农户单位种植面积的作物种植碳排放量，并采用最小二乘法（OLS）估计。在表 3（3）列中，土地转入规模对农户作物种植碳排放强度具有显著的正向影响，土地经营规模对农户作物种植碳排放强度具有显著的负向影响，与前述结果基本一致。

3. 更换解释变量。本文将解释变量土地转入规模更换为是否转入土地，若农户有土地转入行为赋值为 1，否则赋值为 0，表 3（4）列为基于最小二乘法（OLS）的回归结果，结果表明土地转入行为对作物种植碳排放强度有显著正向影响，土地经营规模对作物种植碳排放强度有显著负向影响。土地转入行为与土地转入规模对作物种植碳排放强度的影响一致，均具有显著的正向影响。

4. 使用倾向得分匹配法处理选择性偏差问题。农户是否转入土地是一种非随机的决策行为，样本可能存在选择性偏差。本文使用的倾向得分匹配法（PSM）可以确保在其他条件尽可能一致的情况下，得到是否转入土地的净效应，减少样本选择性偏差（陈飞和翟伟娟，2015）。本文使用的具体匹配方法为近邻匹配法，表 3（5）列报告了基于倾向得分法的估计结果。结果表明，农户的土地转入行为对作物种植碳排放强度具有显著的正向影响，土地经营规模对作物种植碳排放强度具有显著的负向影响。

5. 使用工具变量法处理内生性问题。在部分地区农业生产中，化肥、农药、机械等农业生产要素投入量大，表现出高碳排放特征，但高投入成本会推动农户转出土地，土地转入和作物种植碳排放可能存在反向因果关系，同时模型可能存在遗漏变量的问题，如遗漏农户生产经营能力和农业绿色发展政策等。因此，本文需要进一步解决可能的反向因果关系和遗漏变量导致的内生性问题。农户所在村庄的土地流转面积越大，农户越倾向于流转土地，因此村庄土地流转面积与农户土地转入规模有明显的相关性，但又不会直接影响农户作物种植碳排放强度，符合工具变量的外生性条件。因此，本文选

择村庄土地流转面积作为农户土地转入规模的工具变量。为确保工具变量的有效性，本文做了弱工具变量检验和工具变量不可识别检验。弱工具变量检验结果显示，F 值为 12.66，大于临界值 10，说明不存在弱工具变量问题。工具变量不可识别检验结果显示 p 值为 0.0004，小于 0.01，说明不存在工具变量不可识别问题。表 3（6）列报告了基于工具变量法的估计结果，表明土地转入规模对作物种植碳排放强度的正向影响和土地经营规模对作物种植碳排放强度的负向影响仍得到验证。

（四）异质性分析

为了探讨上述影响的异质性，表 4 分别汇报了核心解释变量对不同农户家庭成员平均受教育程度、不同农业劳动力占比、不同土地经营规模、有无支付土地租金和种植不同作物种类农户群体的作物种植碳排放强度的影响。

1.家庭成员平均受教育程度。根据家庭成员平均受教育程度对样本农户分组，若农户家庭成员平均受教育程度为初中及以上，划归“高受教育程度”组，否则划归“低受教育程度”组。表 4（1）列和（2）列结果显示，在家庭成员平均受教育程度较低的样本农户中，土地转入规模、土地经营规模对作物种植碳排放强度的影响更大。

2.农业劳动力占比。农户农业劳动力占比表征其对农业生产的依赖程度，若样本农户农业劳动力占比不低于全部样本农业劳动力占比均值，划归“高农业劳动力占比”组，否则划归“低农业劳动力占比”组。表 4（3）列和（4）列结果显示，土地转入规模对“低农业劳动力占比”组农户作物种植碳排放强度的影响相对更小，表明对农业生产依赖低的农户，土地转入规模对土地经营规模减碳效应的抑制作用越弱。

3.土地经营规模。根据农户土地经营规模对样本农户分组，若农户土地经营规模不低于全部样本土地经营规模均值，划归“大经营规模”组，否则划归“小经营规模”组。表 4（5）列和（6）列结果表明，相对于小经营规模农户群体，土地转入规模、土地经营规模对其作物种植碳排放强度的影响程度明显大于对大经营规模农户群体的影响。

4.有无支付土地租金。根据农户转入土地是否支付土地租金划分样本农户，若其支付土地租金，划归“支付土地租金”组，否则划归“未支付土地租金”组。表 4（7）列和（8）列结果表明，对于支付土地租金的农户群体，土地转入规模对其作物种植碳排放强度的影响在统计意义上不显著，而对于未支付土地租金的农户群体，土地转入规模对其作物种植碳排放强度有显著的正向影响。

5.不同作物种类。基于作物层面的数据，表 4（9）～（11）列分别汇报了土地转入规模、土地经营规模对水稻、小麦和玉米三大主粮和其他作物（水稻、小麦和玉米之外的作物）种植碳排放强度的回归结果。结果显示，土地转入规模对水稻种植碳排放强度具有显著的正向影响，而土地经营规模对作物种植碳排放强度的负向影响只在水稻和玉米种植中被发现，土地转入规模、土地经营规模对其他作物种植碳排放强度均无统计意义上的显著影响。

表 4		异质性分析回归结果			
变量	被解释变量：作物种植碳排放强度				
	(1) 高受教育程度	(2) 低受教育程度	(3) 高农业劳动力占比	(4) 低农业劳动力占比	
土地转入规模	2.562** (1.069)	4.909*** (1.749)	4.226** (1.807)	3.450*** (1.033)	
土地经营规模	-2.283*** (0.743)	-2.894*** (0.826)	-2.041** (0.858)	-3.158*** (0.833)	
控制变量	已控制	已控制	已控制	已控制	
省份固定效应	已控制	已控制	已控制	已控制	
观测值数	518	277	436	359	
R ²	0.227	0.336	0.309	0.209	
	(5) 大经营规模	(6) 小经营规模	(7) 支付土地租金	(8) 未支付土地租金	
土地转入规模	1.512* (0.805)	58.62*** (10.401)	0.507 (0.967)	64.165*** (19.191)	
土地经营规模	-1.335*** (0.483)	-14.52*** (5.164)	-1.203** (0.607)	-6.947 (8.969)	
控制变量	已控制	已控制	已控制	已控制	
省份固定效应	已控制	已控制	已控制	已控制	
观测值数	207	588	124	68	
R ²	0.328	0.239	0.548	0.425	
	(9) 水稻	(10) 小麦	(11) 玉米	(12) 其他作物	
土地转入规模	10.852** (4.793)	0.021 (1.764)	0.477 (0.520)	1.946 (7.063)	
土地经营规模	-11.027** (4.480)	-0.388 (1.68)	-0.919** (0.384)	2.854 (3.464)	
控制变量	已控制	已控制	已控制	已控制	
省份固定效应	已控制	已控制	已控制	已控制	
观测值数	265	269	537	569	
R ²	0.128	0.074	0.072	0.020	

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；③所有回归中控制变量与表 2 相同；④表中是基于相应分组子样本的回归结果，所以观测值数有变动。

（五）机制分析

参考江艇（2022）的中介效应方法，表 5 汇报了土地转入规模对农户作物种植碳排放强度影响的机制分析回归结果。中介效应的检验步骤如下：首先，检验核心解释变量对被解释变量的影响，若该

影响显著，则总效应显著；然后，检验核心解释变量对中介变量的影响，只有该影响显著，才能继续后续检验步骤；最后，将核心解释变量和中介变量一同放入回归模型，若中介变量的系数显著性得到验证，说明中介效应存在；若此时核心解释变量的系数同样显著，说明直接效应显著，即存在部分中介效应。土地转入规模对农户作物种植碳排放强度的影响在基准回归结果中已经得到验证，因此下文着重汇报了中介变量的估计结果。（1）列结果表明土地转入规模对化肥投入强度有显著的正向影响，（2）列中化肥投入强度对作物种植碳排放强度有显著的正向影响。因此，土地转入规模能够通过化肥投入强度影响作物种植碳排放强度。（3）列和（4）列结果表明，土地转入规模对机械投入强度的影响在统计意义上不显著，所以土地转入规模通过机械投入强度影响作物种植碳排放强度的机制未得到验证。（5）列回归结果证实了土地转入规模对种植结构有显著的正向影响，这表明随着土地转入规模增加，农户更倾向于种植主粮作物，（6）列回归结果表明种植结构对作物种植碳排放强度有显著的正向影响。因此，土地转入规模能通过种植结构影响作物种植碳排放强度。本文关注对象为小农户，因主粮作物相对更易于种植和管理（毕雪昊等，2020），所以小农户更多在转入的土地上种植主粮作物，样本农户三大主粮作物的种植面积占比高达 71%。样本农户非主粮作物的种植面积均较少，例如，蔬菜的户均种植面积仅为 0.14 亩。与刘琼和肖海峰（2020）等基于统计数据得出的结论不同，本文发现主粮种植比例提升反而增加了作物种植碳排放强度，这可能是本文研究对象的特殊性导致的。小农户种植的非主粮作物多用于自己消费，施用的化肥农药较少，样本中非主粮作物种植的平均碳排放强度较主粮作物低 25.37%。综上所述，H3 中土地转入规模通过化肥投入强度和种植结构影响种植业碳排放强度的机制得到了验证。

表 5 机制分析回归结果

变量	(1) 化肥投入 强度	(2) 作物种植 碳排放强度	(3) 机械投入 强度	(4) 作物种植 碳排放强度	(5) 种植结构	(6) 作物种植 碳排放强度
土地转入规模	0.082** (0.035)	1.845** (0.819)	0.452 (0.287)	2.417*** (0.876)	0.002** (0.001)	2.265** (0.979)
化肥投入强度		10.998*** (2.547)				
机械投入强度				0.719*** (0.177)		
种植结构						226.615*** (41.367)
控制变量	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制
省份固定效应	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制
观测值数	795	795	795	795	795	795
R ²	0.100	0.475	0.405	0.269	0.260	0.288

注：①***和**分别表示 1%和 5%的显著性水平；②括号内为稳健标准误；③所有回归均控制了土地经营规模变量，其余控制变量与表 2 相同。

五、结论与政策启示

推动作物种植碳减排是实现中国“双碳”目标和生态文明建设的必然要求。本文基于微观农户农业生产调查数据,运用生命周期评价法核算了农户作物种植碳排放量,探究了土地转入规模、土地经营规模与农户作物种植碳排放之间的关系,并分析了土地转入对农户作物种植碳排放影响的内在机制。结果表明:首先,2018年中国农户作物种植碳排放强度为334.12千克二氧化碳当量/亩,区域差异明显;其次,农户土地经营规模扩大能促进作物种植碳排放强度降低,但土地转入规模扩大会对土地经营规模的减碳效应产生抑制作用;再次,土地转入规模、土地经营规模对农户作物种植碳排放强度的影响主要体现在小经营规模、未支付土地租金和水稻种植的农户群体中,农户家庭成员平均受教育程度越高及农业劳动力占比越低,土地转入规模对土地经营规模减碳效应的抑制作用越弱;最后,土地转入规模扩大主要通过促进化肥投入增加和种植结构主粮化的机制抑制土地经营规模的减碳效应。

本文结论可为推进中国农户作物种植碳减排提供以下两点政策启示:

第一,重视土地经营规模扩大在作物种植碳减排中的作用,但要警惕土地转入规模对土地经营规模减碳效应的抑制作用。土地转入是扩大土地经营规模的重要手段,但土地转入规模和土地经营规模对作物种植碳减排的影响背道而驰。因此,应加强对有土地转入行为的作物种植经营主体的农业技术和农业绿色发展理念等方面的培训,尤其是引导农户科学施肥与种植结构。

第二,聚焦主要政策实施群体,提高作物种植碳减排政策实施效果。随着土地经营规模和土地转入规模扩大,土地经营规模扩大的减碳效应和土地转入规模产生的减碳抑制作用将同步大幅下降。因此,为了提高作物种植碳减排政策实施效果,在政策制定和实施过程中应主要针对较小经营规模的农户,并且提高农村地区土地转入合同的规范性。另外,应根据种植作物种类的碳排放特征细化作物种植碳减排政策内容。

参考文献

- 1.毕雪昊、周佳宁、邹伟,2020:《家庭劳动力约束下经营规模对农户种植结构选择的影响》,《中国土地科学》第12期,第68-77页。
- 2.陈飞、翟伟娟,2015:《农户行为视角下农地流转诱因及其福利效应研究》,《经济研究》第10期,第163-177页。
- 3.高鸣、宋洪远,2015:《中国农业碳排放绩效的空间收敛与分异——基于Malmquist-luenberger指数与空间计量的实证分析》,《经济地理》第4期,第142-148页、第185页。
- 4.郜亮亮、黄季焜、Rozelle Scott、徐志刚,2011:《中国农地流转市场的发展及其对农户投资的影响》,《经济学(季刊)》第4期,第1499-1514页。
- 5.胡川、韦院英、胡威,2018:《农业政策、技术创新与农业碳排放的关系研究》,《农业经济问题》第9期,第66-75页。
- 6.黄祖辉、米松华,2011:《农业碳足迹研究——以浙江省为例》,《农业经济问题》第11期,第40-47页、第111页。
- 7.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。

- 8.李波、梅倩, 2017: 《农业生产碳行为方式及其影响因素研究——基于湖北省典型农村的农户调查》, 《华中农业大学学报(社会科学版)》第6期, 第51-58页、第150页。
- 9.李波、张俊飏、李海鹏, 2011: 《中国农业碳排放时空特征及影响因素分解》, 《中国人口·资源与环境》第8期, 第80-86页。
- 10.梁志会、张露、张俊飏, 2020: 《土地转入、地块规模与化肥减量——基于湖北省水稻主产区的实证分析》, 《中国农村观察》第5期, 第73-92页。
- 11.李博伟, 2019: 《土地流转契约稳定性对转入土地农户化肥施用强度和环境效率的影响》, 《自然资源学报》第11期, 第2317-2332页。
- 12.刘琮、肖海峰, 2020: 《农地经营规模与财政支农政策对农业碳排放的影响》, 《资源科学》第6期, 第1063-1073页。
- 13.卢华、胡浩、耿献辉, 2016: 《土地细碎化、地块规模与农业生产效益——基于江苏省调研数据的经验分析》, 《华中科技大学学报(社会科学版)》第4期, 第81-90页。
- 14.仇焕广、刘乐、李登旺、张崇尚, 2017: 《经营规模、地权稳定性与土地生产率——基于全国4省地块层面调查数据的实证分析》, 《中国农村经济》第6期, 第30-43页。
- 15.田云、尹忞昊, 2022: 《中国农业碳排放再测算: 基本现状、动态演进及空间溢出效应》, 《中国农村经济》第3期, 第104-127页。
- 16.田云、张俊飏、何可、丰军辉, 2015: 《农户农业低碳生产行为及其影响因素分析——以化肥施用和农药使用为例》, 《中国农村观察》第4期, 第61-70页。
- 17.王剑、薛东前、马蓓蓓、宋永永, 2019: 《西北5省耕地集约利用与农业碳排放时空耦合关系研究》, 《环境科学与技术》第1期, 第211-217页。
- 18.吴金凤、王秀红, 2017: 《不同农业经济发展水平下的碳排放对比分析——以盐池县和平度市为例》, 《资源科学》第10期, 第1909-1917页。
- 19.徐湘博、孙明星、张林秀, 2021: 《农业生命周期评价研究进展》, 《生态学报》第1期, 第422-433页。
- 20.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。
- 21.俞海、黄季焜、Scott Rozelle、Loren Brandt、张林秀, 2003: 《地权稳定性、土地流转与农地资源持续利用》, 《经济研究》第9期, 第82-91页、第95页。
- 22.张建、杨子、诸培新、李效顺, 2020: 《农地流转与农户生计策略联合决策研究》, 《中国人口·资源与环境》第2期, 第21-31页。
- 23.邹伟、崔益邻、周佳宁, 2020: 《农地流转的化肥减量效应——基于地权流动性与稳定性的分析》, 《中国土地科学》第9期, 第48-57页。
- 24.Besley, T., 1955, "Property Rights and Investment Incentives: Theory and Evidence from Ghana", *Journal of Political Economy*, 103(5): 903-937.
- 25.Cao, Y., Y. Bai, and L. Zhang, 2020, "The Impact of Farmland Property Rights Security on the Farmland Investment in Rural China", *Land Use Policy*, 97, 104736.

- 26.Cillis, D., B. Maestrini, A. Pezzuolo, F. Marinello, and L. Sartori, 2018, "Modeling Soil Organic Carbon and Carbon Dioxide Emissions in Different Tillage Systems Supported by Precision Agriculture Technologies under Current Climatic Conditions", *Soil and Tillage Research*, 183: 51-59.
- 27.Carnegie, M., P. S. Cornish, K. K. Htwe, and N. N. Htwe, 2020, "Gender, Decision-making and Farm Practice Change: An Action Learning Intervention in Myanmar", *Journal of Rural Study*, 78(4): 503-515.
- 28.Deaton, B. J., C. Lawley, and K. Nadella, 2018, "Renters, Landlords, and Farmland Stewardship", *Agricultural Economics*, 49(4): 521-531.
- 29.Hou, Y., O. Oenema, and F. Zhang, 2021, "Integrating Crop and Livestock Production Systems: Towards Agricultural Green Development", *Frontiers of Agricultural Science and Engineering*, 8(1): 1-14.
- 30.Gan, Y., C. Liang, Q. Chai, R. L. Lemke, C. A. Campbell, and R. P. Zentner, 2014, "Improving Farming Practices Reduces the Carbon Footprint of Spring Wheat Production", *Nature Communications*, 5(1): 1-13.
- 31.Ju, X., B. Gu, Y. Wu, and J. N. Galloway, 2016, "Reducing China's Fertilizer Use by Increasing Farm Size", *Global Environmental Change*, 41: 26-32.
- 32.Li, C., M. Sun, X. Xu, and L. Zhang, 2021, "Characteristics and Influencing Factors of Mulch Film Use for Pollution Control in China: Microcosmic Evidence from Smallholder Farmers", *Resources, Conservation and Recycling*, 164, 105222.
- 33.Liu, D., X. Zhu, and Y. Wang, 2021, "China's Agricultural Green Total Factor Productivity Based on Carbon Emission: An Analysis of Evolution Trend and Influencing Factors", *Journal of Cleaner Production*, 278, 123692.
- 34.Lu, H., P. Zhang, H. Hu, H. Xie, Z. Yu, and S. Chen, 2019, "Effect of the Grain-growing Purpose and Farm Size on the Ability of Stable Land Property Rights to Encourage Farmers to Apply Organic Fertilizers", *Journal of Environmental Management*, 251, 109621.
- 35.Ranjan, P., C. B. Wardropper, F. R. Eanes, S. Reddy, S. C. Harden, Y. J. Masuda, and L. S. Prokopy, 2019, "Understanding Barriers and Opportunities for Adoption of Conservation Practices on Rented Farmland in the US", *Land Use Policy*, 80(c): 214-223.
- 36.Rosenzweig, C., C. Mbow, L. G. Barioni, T. G. Benton, and J. Portugal-Pereira, 2020, "Climate Change Responses Benefit from a Global Food System Approach", *Nature Food*, 1(2): 94-97.
- 37.Wu, Y., X. Xi, X. Tang, D. Luo, B. Gu, S. K. Lam, P. M. Vitousek, and D. Chen, 2018, "Policy Distortions, Farm Size, and the Overuse of Agricultural Chemicals in China", *Proceedings of the National Academy of Sciences*, 115(27): 7010-7015.
- 38.Zhang, J., G. Manske, P. Zhou, B. Tischbein, M. Becker, and Z. Li, 2017, "Factors Influencing Farmers' Decisions on Nitrogen Fertilizer Application in the Liangzihu Lake Basin, Central China", *Environment, Development and Sustainability*, 19(3): 791-805.

(作者单位: ¹ 中国科学院地理科学与资源研究所;

² 联合国环境规划署国际生态系统管理伙伴计划;

³ 中国科学院大学;

⁴ 中国人民大学农业与农村发展学院)

(责任编辑: 柳 荻)

Land Transfer-in Scale, Land Operation Scale and Carbon Emissions from Crop Planting Throughout the Life Cycle: Evidence from China Rural Development Survey

XU Xiangbo LI Chang GUO Jianbing ZHANG Linxiu

Abstract: Based on the micro-survey data of agricultural production of 795 farmers in 100 villages of five provinces of China, this article uses life cycle assessment method to calculate the carbon emissions of farmers' crop planting, and explores the relationship between the scale of farmers' land transfer-in, land operation scale and the carbon emissions intensity of crop planting. The results show that in 2018, the carbon emission intensity of Chinese farmers' crop planting was 334.12kg CO₂-eq/mu, with obvious regional differences. The expansion of farmers' land operation scale has generated carbon reduction effect, but it has been inhibited by land transfer-in scale. The heterogeneity analysis shows that the higher the average education level of household members and the lower their dependence on agriculture, the weaker the inhibition effect of land transfer-in scale on carbon reduction effect of land operation scale. The carbon reduction effect of the expansion of land operation scale and the inhibition effect of the expansion of land transfer-in scale mainly occurred in farmer groups with smaller land operation scale. From the perspective of whether to pay land rent, the impact of land transfer-in scale on carbon emissions of crop planting is not statistically significant for farmers who pay land rent. In terms of different crops, the carbon reduction effect of the expansion of land operation scale and the inhibition of the expansion of land transfer scale on the carbon reduction effect mainly occur in rice planting. The mechanism analysis shows that the expansion of land transfer-in scale mainly suppresses the carbon reduction effect of the expansion of land operation scale by increasing fertilizer inputs and adjusting planting structure. Based on the conclusions, the study proposes the necessity to pay more attention to the inhibition of the carbon reduction effect of the expansion of land transfer-in scale, guide scientific fertilization and rational adjustment of planting structure, and focus planting carbon emission reduction policies on smallholders.

Key Words: Land Transfer-in Scale; Land Operation Scale; Life Cycle Assessment; Carbon Emission from Crop Planting; Smallholder

农药减量：挖掘包装容量的秘密*

张 露¹ 罗必良²

摘要：农药包装容量的信号显示功能和行为经济学意义，尚未得到充分重视。不同于已有研究主要关注土地经营规模和社会化服务等影响农户农药用量的因素，本文试图打开农药包装容量的“黑箱”，通过分析包装容量对农药用量的影响机理，揭示减少农药用量的新路径。研究结果表明：第一，农药大容量包装能够显著增加农户的农药用量。第二，农药包装容量的功能专用性、质量可靠性、储存风险性信号显示，通过作用于农户用药行为规范化程度影响农药用量。第三，气候变化感知增强、种植多元品种和采用新种植制度、劳动力转移、地块规模狭小，均可能显著增强大容量包装对农户农药用量的正向作用。第四，随着土地经营规模扩大，包装容量对农药用量的影响在初始阶段呈增强趋势，但当土地经营规模超过 16.667 亩的临界值后，包装容量对农药用量的正向作用出现衰减趋势。据此，本文认为优化包装容量是以市场手段促进小农户农药减量的重要举措。

关键词：农药包装 包装容量 农药用量 农药减量

中图分类号：F325.2 **文献标识码：**A

一、引言

在食品、饮料和烟草制品等产品的消费中，包装容量如何影响消费者的购买与使用行为决策，已经受到研究者一定程度的重视（Argo and White, 2012; Ittersum and Wansink, 2012）。例如，香烟每包 20 支的容量设计，有效兼顾了烟盒空间的合理利用与吸烟者对尼古丁依赖性的适度控制（Kirsten, 2020）。但已有文献对于产品包装容量和消费量之间关系的研究尚未达成一致结论。一方面，部分研究认为，采用大容量包装的产品，尤其是消费者熟悉品牌的产品，会促使消费者增加产品用量（Brian, 1996）。其逻辑在于，产品的包装容量越大，单位产品价格通常越低，消费者获取单位产品的交易成本也越低。这可能降低消费者对产品用量的敏感性，放松消费者个体的自我行为约束，扩大产品的市场容量。另一方面，部分研究认为，产品包装容量的增大并不必然使产品用量同步增长，甚至可能反向削减产品的用量（Rita et al., 2008; Eykelenboom et al., 2018）。其判断依据为，虽然大容量包装产

*本文研究受到国家自然科学基金应急管理项目“生态振兴促进农民农村共同富裕的实现路径研究”（编号：72141009）、国家自然科学基金面上项目“时空规律、形成机理与减量策略：长江经济带水稻种植化肥施用的空间经济学研究”（编号：42071157）的资助。感谢匿名评审专家对本文提出的修改意见，文责自负。本文通讯作者：罗必良。

品的单位产品价格通常更低，但是消费者购买时所支付的总价更高，消耗完产品所花费的时间更长，这可能增加消费者从一款产品到另一款产品的转换成本，从而抑制消费者对大容量包装产品的购买意愿。此外，产品的大容量包装尽管能够在短时间内增加消费者的使用量，但根据边际效用递减原则，消费者的使用量达到一定程度之后，无论是使用频率还是单次使用量，都可能出现不断降低的趋势。

包装容量之所以对消费者的产品用量产生不同的影响，原因大体可归结为以下 3 个方面：一是产品类型的差异。产品根据购买的目的可分为消费品和工业品，其中消费品又可根据消费者购买行为特征细分为便利型产品、选购型产品、特制型产品和非渴求型产品。研究表明，相较于选购型和特制型产品，便利型产品的价格相对较低，而且购买频率相对较高，因此转换成本对产品用量的抑制效应被削弱，包装容量对这类产品用量更可能产生正向刺激作用（张峰等，2021）。二是消费者特征的差异。研究表明，年龄较大或受教育程度较高的消费者，可能具有较强的自我约束能力，因而他们的消费决策受到大容量包装诱导的可能性相对较低（廖理等，2015）。收入较高的消费者，可能对产品价格的敏感性更低、消费决策受到转换成本影响的程度也更小，为节省时间成本往往更倾向于购买大容量包装产品，且使用量受到包装容量影响的可能性更高（孙华和陈力勇，2014）。三是消费情境的差异。产品的消费情境通常在个体独立或多人分享、寻求实用价值或寻求享乐价值、尝试陌生品牌或重复熟悉品牌、压迫紧张氛围或轻松愉悦氛围等诸多维度上存在差异（Hirschman and Holbrook, 1982）。这些维度已被证实包装容量与产品用量的关系中存在强有力的调节效应，例如，当消费享乐型产品或者消费情境相对轻松愉悦时，大容量包装更可能促使产品用量增加（Brian, 1996），多人聚餐饮用大瓶可乐即这类情形。

总体来说，已有研究侧重于讨论面向消费者的最终消费品，尤其是食品包装容量对产品用量的影响（Aerts and Smits, 2017），鲜有研究探讨工业品包装容量对其用量的作用。之所以如此，是因为工业和服务业可以采取流水线作业，使得生产投入品具有标准化与精准化特征，因此生产投入品用量受到包装容量影响的概率极低。不同的是，农业生产具有高度的自然依赖性，要求生产者根据自然状况变动灵活决策，这使得农业生产的标准化面临天然约束，难以用统一的标准指导农户进行包括农药使用在内的生产行为决策。与之相关联，农业投入品的包装容量问题也未能受到应有的重视。事实上，已有专家呼吁化肥农药包装需要小型化。例如，王家业（1999）曾指出，在农资市场上，尿素普遍的包装容量是每袋 50 公斤，农药包装容量一般是 200ml、250ml、500ml 和 1000ml 等几种，这与农户较小的土地经营规模并不匹配，给农民使用化肥农药带来了诸多不便。

以小农户为主的家庭经营是中国农业经营的主要形式，这决定了小农户是农药减量的关键主体。尽管早在 2015 年原农业部就出台了《到 2020 年农药使用量零增长行动方案》^①，但过量喷洒农药的现象依然普遍存在。联合国粮农组织（FAO）数据库显示，中国农药用量从 1990 年的 77.54 万吨增至 2019 年的 177.37 万吨，1990—2019 年，中国平均每公顷农药用量是世界平均每公顷农药用量的 4.70

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

倍，分别是美国和德国平均每公顷农药用量的 4.43 倍和 3.40 倍^①。当然，病虫害统防统治专业化服务的蓬勃发展，也可能降低自行喷洒农药农户的比例。然而根据测算表明，2020 年中国水稻、小麦、玉米三大粮食作物的病虫害统防统治覆盖率仅为 41.9%；2020 年中国农药利用率为 40.6%，仅比 2015 年提高 4 个百分点，还有待进一步提高^②。为此，已有研究提出规范农户农药使用行为的具体策略：一是技术改进策略，包括使用生物农药替代传统农药以降低成分毒性、改善施药工艺以减少用药损耗等（张露和罗必良，2022）；二是行为激励策略，主要通过传播绿色理念和强化经济激励纠正农药滥用行为（王常伟和顾海英，2013）；三是组织化生产策略，包括通过培育新型经营主体（蔡荣等，2019）、扩大土地经营规模和鼓励生产性服务外包（张露和罗必良，2020）等促进农药减量。然而，已有研究相对忽视包装容量对农药用量的影响。本文试图打开农药包装容量的“黑箱”，通过分析包装容量影响农药用量的作用机理，揭示减少农户农药用量的新路径。

本文的边际贡献在于：第一，不同于已有研究从政府补贴或者规模经营视角讨论农药减量问题，本文关注包装容量对农药用量的影响机理。第二，不同于已有研究聚焦消费品，讨论包装容量对产品用量的影响，本文以农药为例，揭示工业品包装容量对小农户生产投入行为的影响。第三，本文揭示农药包装容量所隐含的功能专用性、质量可靠性、储存风险性信号显示功能，可丰富农药用量行为研究的文献。第四，本文将包装容量对农药用量的影响，分别置于气候、作物品种、劳动力和土地等关联要素变动的情形中进行考察，可深化对“包装容量—农药用量”关系的认识。

二、包装容量与农药用量：机理分析

（一）包装容量的本质：信号显示

在市场交易中，供给方和需求方之间存在明显的信息不对称。对农资生产商或供应商而言，农药的质量等级、真实价值和单次最优用量等均属于私有信息。知识的有限性约束着农户的质量甄别能力（主要指对农药经销商资质、药物质量与性能等的鉴别能力）和用量判断能力，小批量的购买模式约束着农户的议价能力，于是信息不对称可能导致逆向选择和道德风险（王玉霞和唐志军，2008）。而产品包装通常具有极强的信号显示功能。其中，包装外观设计的质量可靠性信号显示与包装材质选择的环境友好性信号显示等已得到充分讨论（Han et al., 2018；柳武妹等，2020），相对被忽略的是，包装容量也是包装设计的重要内容。一般来说，包装容量对农药使用者（即农户）的信号显示功能主要在于以下几个方面。

1. 功能专用性信号显示。以虫害防治为例，不同害虫的生活习性有差异，即使是同一种害虫，由于其所处的生长发育阶段不同，对不同农药或同种农药的反应也不一样，农药的防治效果存在差异。不仅如此，农作物生长的温度、湿度、降水、光照、风力、土壤等环境因素，也直接影响着害虫的生

^①数据来源：FAO 数据库，<https://www.fao.org/faostat/en/#data/RP>。

^②数据来源：《化肥农药使用量零增长行动目标顺利实现 我国三大粮食作物化肥农药利用率双双达 40% 以上》，http://www.moa.gov.cn/xw/zwdt/202101/t20210117_6360031.htm。

理活动和农药性能的发挥。所以，农药的专用性特征意味着，改变农药的防治对象、施药时机和施药技术，会产生不同的防治效果（周曙东和张宗毅，2013）。相较于小容量包装的农药，大容量包装的农药更容易引发农户对农药特性的误解，要么误以为其毒性较低而加大农药使用量，要么误以为其具有“通用性”而将农药用于多种作物或多种病虫害，导致农药过量使用或病虫害防治效果欠佳。

2.质量可靠性信号显示。衡量农药质量的标准主要为有效成分含量、粉剂类农药的粉剂细度和容重、烟剂类农药的成烟率等^①。这类信息具有较强的隐蔽性，使得各类农业经营主体，特别是小农户，需要付出一定的农药质量甄别成本，甚至面临农药质量安全风险（薛彩霞，2022）。又因为农药质量影响农产品产量与农业经营收益，农户通常会寻找可识别的线索以辅助其甄别农药质量。其中，直观呈现在农户面前的包装容量，就是农户判断农药质量的重要有形线索。访谈调查显示，农户普遍倾向于认为，小容量包装农药的有效活性成分比大容量包装的农药含量更高。事实上，从日常的观察与感知中可以发现，对于同一类品牌的消费品，消费者对小容量包装产生的感知质量往往高于大包装。

3.储存风险性信号显示。农药储存主要存在以下风险：一是功能风险，农药的储存对温度、湿度和光照等均有较为严格的要求，储存方式不当可能加速农药的分解、挥发或变质，导致药品失效。二是环境风险，从现阶段农民使用的农药种类来看，生物制剂农药所占份额极为有限，被广泛使用的农药仍是化学制剂。化学农药储存不当可能会破坏农民的生产和生活环境，例如污染水源、粮食或饲料等。三是健康风险，农药长期储存或储存方式不当可能加剧老人和儿童等群体误触误食农药的风险（李红梅等，2007）。与大容量包装相比，小容量包装的农药用完的预期时间更短、长期储存的可能性更低，因此其在储存方面所传递的功能风险、环境风险与健康风险等风险信号更弱。

（二）包装容量影响农药用量的内在逻辑

Brian（1996）对免费直饮水和收费瓶装水使用进行比较分析发现，相较于免费直饮水，包装容量对收费瓶装水使用的影响更为显著。这说明决策主体对单位产品的成本感知是包装容量作用于产品用量的重要机制变量。然而，不仅商品产权界定和交易会产成本，产权的维护和实施也会产生相应的成本（Williamson，1985）。本文考察包装容量隐含的功能专用性、质量可靠性、储存风险性信号显示，对产权转移成本（即采购成本）与产权实施成本（即使用成本）的影响，揭示包装容量通过作用于农户用药行为规范化程度影响农药用量的理论机理。

1.大容量包装减弱农户的采购成本感知。农药采购成本主要包括货币成本和非货币成本，其中货币成本为购买农药直接支付的货币总额。对正价商品而言，由于商品定价遵循“量大从优”原则（即“数量折扣”逻辑），因此依照“大包装、低单价”的刻板印象，农户易于对包装容量更大的农药产品产生低价感知。进一步地，农药是实现作物稳产增产的重要生产要素，Schreinemachers and Tipraqsa（2012）发现每公顷耕地农药用量增加1.8%，作物产量可以增长1%。但是由于农药在质量和价格等方面存在信息不对称，农户在购买农药时，还需要付出一定的非货币成本，例如农药质量甄别成本、议价谈判成本等。因此，大容量包装不仅意味着农药的单位产品价格更低，而且意味着相关的交易费

^①资料来源：《农药质量标准概述》，http://www.crmch.com/HTML_News/news_594.html。

用更低，所以大容量包装能够降低农户的农药采购总成本感知。

2. 大容量包装增强农户的使用成本感知。使用成本指在使用产品或服务的过程中付出的成本，包括操作学习、运行维护、储存管理等方面的成本。在农药喷洒中，使用成本受到农药水分配比、用药劳动强度、喷洒技术难度、储存便利性和安全性等因素的影响。而包装容量可能通过影响用药劳动强度作用于农户对使用成本的感知：一方面，当农药的包装容量较大时，其可用总量和可使用次数增加，这使农户记录农药用量和施药时间的劳动投入增加，形成用药情况精准记忆的难度更大。另一方面，农药包装容量越大，包装的开口可能也越大，农户使用农药时精准量取所需用量的劳动投入也会增加，由此易于导致过量使用。此外，由于单次购买量过多，还可能产生农药长期储存的空间占用成本、为维护储存安全性的额外劳动投入等。可以认为，包装容量的增大可能增强农户对农药的使用成本感知。

3. 低采购成本抑制农户的规范用药行为。用药行为的规范性一方面表现为用药量取的精准性和用药记录的完备性，例如是否严格按照说明书规定的用量和次数喷洒，是否对用药的天气和时间进行记录等；另一方面表现为剩余药品处置的合理性和施药设备清洁保存的正确性，例如是否将未用完的农药继续喷洒在作物上直至用完为止，是否选择公共水源清洗喷洒设备等（关恒达等，2012；杜江等，2016）。通常来讲，购买者对产品的稀缺性感知或采购成本感知越低，越难以激发其对产品审慎规范的使用行为。Brian（1996）将等量的食用油分别置于可满装的小瓶和仅半满的大瓶中开展行为实验，发现使用小瓶和大瓶的两组研究对象对食用油的用量存在显著差异，小瓶使用者的用量更低，且该结果在不同类型产品的测试中均表现出稳健性。以此类推，小容量包装的农药采购成本较高，更可能激发农户“精准量取用药剂量”的行为，避免过量使用与滥用农药现象。

4. 高使用成本抑制农户的规范用药行为。同直接产生货币支出的采购成本不同，在大量农业劳动力转移、留守劳动力弱质化的情形下，使用成本的增加可能产生对农民规范用药行为的抑制效应（张倩等，2019）。因为农药喷洒不仅要求穿戴防护用品，而且兑水后的药剂重量骤增，因此喷药作业的劳动强度较高。农村的老龄和女性劳动力，既无力承担高强度的农业劳动，也难以掌握足够的农业生产技术（吴惠芳和饶静，2009）。例如，老龄和女性劳动力往往缺乏精准施肥用药、科学储存剩余农药的知识。在此情形下，大容量包装导致农药量取精准性存在障碍、长期储存成本和保管风险增加，可能进一步弱化农户的规范用药行为，使农民出现为了降低储存成本或体力消耗等使用成本而随意用药的现象。

综上，大容量包装农药所隐含的弱功能专用性信号显示、弱质量可靠性信号显示、强储存风险性信号显示，可能造成农户对农药的低采购成本感知与高使用成本感知，抑制其用药行为的规范化程度，产生高农药用量问题（如图1所示）。基于以上分析，本文提出假说1和假说2。

H1：大容量包装的信号显示会增加农户的农药用量。

H2：包装容量通过影响农户用药行为规范化程度作用于农药用量。

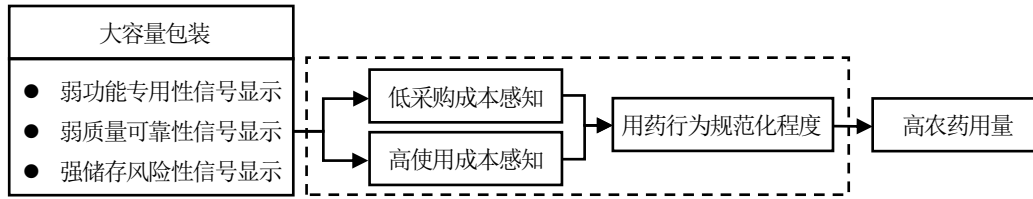


图1 大容量包装造成高农药用量的理论逻辑

（三）包装容量影响农药用量的情境分析

农药的种类多样，中国食品安全国家标准中界定的农药就多达 433 种^①。于是，农药的合理选择和使用方式的掌握，对农户的能力要求更高，而且气候变化感知、种植类型、劳动力转移和土地经营规模等多个方面的影响因素变动，使得包装容量对农户用药行为决策的影响趋于复杂。

1.包装容量、气候变化感知与农药用量。在气候等自然条件相对稳定的情境下，农户尚可基于经验性知识应对农业生产中的病虫害问题。然而随着气候变化加剧，病虫害的发生概率增加、危害性增强，突出表现为气候变暖使害虫繁殖力增强、发育期缩短、暴发时间提前且周期延长，同时出现向高纬度地区蔓延的趋势（Tudi et al., 2021）。Wang et al.（2022）的研究指出，1970 年以来中国病虫害发生率呈显著上升趋势，其中气候变化导致的病虫害发生率每年上升约 3%。而气候变化所引致的病原体和害虫变异，还可能导致农户的经验性知识难以有效辅助用药决策。农户用药决策时的风险预期增加，会倾向于选购大容量包装的农药，以增加农药用量，降低减产风险。基于以上分析，本文提出研究假说 3。

H3：强气候变化感知会增强大容量包装对农药用量的促进作用。

2.包装容量、种植类型与农药用量。种植类型主要包括种植作物品种与种植制度两方面。从种植作物品种数量来看，在种植作物品种相对单一时，农户所需要应对的病虫害类型就相对较少，通过使用经验性知识，加之基层农技部门的指导，基本能够开展有效的病虫害防治。然而随着种植作物品种数量的增加，作物可能发生的病虫害类型增多，用药的不确定性也随之增强。当用药决策的知识需求超出农户经验性知识范围时，农户可能出现盲目用药和过量用药行为（李昊等，2017）。从种植制度来看，相较于常规的种植制度（例如双季稻种植），农户因缺乏对新种植制度（例如再生稻种植）的认知，难以把握新种植制度下的最优农药用量。部分农户甚至可能为降低新种植制度的高风险预期，而采购大容量包装农药并增大用药量以降低作物种植风险。基于以上分析，本文提出研究假说 4 和假说 5。

H4：种植多元品种作物会增强大容量包装对农药用量的促进作用。

H5：采用新种植制度会增强大容量包装对农药用量的促进作用。

3.包装容量、劳动力转移与农药用量。进城务工相对更高的工资率吸引了大量农业劳动力非农转移，由此对农业生产产生两方面的影响：一是从事农业生产的老齡和女性劳动力增加。第一次和第三

^①数据来源：《农药残留新国标发布 限量标准增至 4140 个》，http://www.gov.cn/xinwen/2016-12/28/content_5153847.htm。

次全国农业普查报告的数据显示，1996 年超过劳动年龄的农业劳动力占比为 9.86%，2016 年 55 岁以上农业劳动力占比为 33.60%；1996 年女性农村从业人员占比为 41.56%，2016 年女性农业生产经营人员占比为 47.5%^①。可见，我国农业劳动力结构已经出现了重要变化，呈现出越发明显的劳动力老龄化与女性化态势。农业劳动力中的老年人与妇女占比的增加，不仅造成高强度的农业生产活动无人承担，而且阻滞科学规范种植模式的推广运用。二是农户对包括农业生产收入在内的经营性收入的依赖性不断降低。农户经营性收入占家庭可支配收入的比重从 2000 年的 63.67% 下降至 2020 年的 35.47%，工资性收入和转移性收入之和的占比则从 2000 年的 34.53% 增加至 2020 年的 62.08%^②。这表明可用于投入农业生产的资本条件显著改善，于是农户对农药等生产要素价格的敏感性下降（王建华等，2016）。由此，劳动力转移可能促使农户形成对大容量包装农药的偏好，并强化包装容量对过量用药行为的作用。基于以上分析，本文提出研究假说 6。

H6：劳动力转移会增强大容量包装对农药用量的促进作用。

4. 包装容量、土地经营规模与农药用量。土地经营规模主要包括农户家庭经营的土地总面积与平均地块面积。在农地“均包制”背景下，小农户的土地经营规模相对有限，2020 年户均耕地面积仅为 7.8 亩（韩杨，2022），难以达到无人机等智能化农药喷施设备作业的经营规模门槛，无法共享现代科技进步对生产效率改进的积极效益。不仅如此，农地的“均包制”还造成农户经营地块分散且狭小，农户准确记录用药时间和用药剂量的难度增加，难以实施科学规范的用药模式。土地经营规模达到雇用机械或购置机械规模门槛的农户，机械化和标准化的农药喷施作业会降低甚至消除包装容量对生产投入的影响。所以小容量包装的农药减量效应存在土地经营规模阈值，农户的农药用量与土地经营规模呈倒 U 型关系。而狭小且分散的地块使农地产权实施成本增加，可能与大容量包装造成的农药实施成本增加形成叠加效应，强化农户的不规范用药行为，使得农药用量大幅增加。基于以上分析，本文提出研究假说 7 和假说 8。

H7：包装容量对农户农药用量的影响与家庭经营规模呈倒 U 型关系。

H8：地块规模狭小会增强大容量包装对农药用量的促进作用。

三、数据、变量与计量模型

（一）数据来源

本文数据来源于课题组 2021 年 6~7 月份在湖北省的农户问卷调查。课题组在湖北省江汉平原水稻主产区开展抽样调查，调查区域包括枝江市、潜江市、仙桃市、洪湖市、蕲春市、武穴市、京山市、

^①第一次农业普查报告数据来源于《关于第一次全国农业普查快速汇总结果的公报（第三号）》，http://www.stats.gov.cn/tjsj/tjgb/nypcgb/qgnypcgb/200203/t20020331_30458.html；第三次农业普查报告数据来源于《第三次全国农业普查主要数据公报（第五号）》，http://www.stats.gov.cn/tjsj/tjgb/nypcgb/qgnypcgb/201712/t20171215_1563599.html。“超过劳动年龄”是指男性 60 岁及 60 岁以上，女性 55 岁及 55 岁以上。

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

钟祥市、沙洋县和新洲区^①。2020年湖北省农药使用量为9.31万吨，其中10个样本县（市、区）所在地级市农药使用量之和为5.62万吨，占湖北省农药使用量的60.37%^②。调查具体过程如下：首先，在每个样本县（市、区）随机抽取2~3个样本乡镇；然后，在每个样本乡镇随机抽取2~3个行政村作为样本村；最后，在每个样本村随机抽取不少于25户样本农户开展问卷调查。本次调查共发放问卷1551份，剔除关键信息缺失的问卷后，获得有效问卷1360份。

样本农户户主个体特征、家庭生产经营特征和农药购买使用特征如表1所示。样本农户户主个体特征方面，户主以男性居多，占比为97.21%，且户主就业类型以务农为主。样本农户户主政治面貌为党员的有9.78%，户主主要集中分布在51~60岁年龄段，80%以上的样本农户户主受教育程度处于初中及以下。家庭生产经营特征方面，样本农户中，家庭农业劳动力个数为2人的农户占比为61.47%，土地经营规模在10亩及以下的农户占比为52.35%，说明此次调查对象以小农户为主。最大地块面积在5亩及以下的农户占比为67.57%，符合当前农户家庭经营面积相对狭小的现实。51.40%的样本农户家庭经营性收入在5万元及以下。在农药购买使用方面，样本农户倾向于购买包装容量为50~500ml的农药，其占比高达77.86%，农户单位面积农药使用量在1kg/亩及以下的占比最高，为41.69%。

表1 样本农户户主个体特征、家庭生产经营特征和农药购买使用特征

变量	分组	频数	比例 (%)	变量	分组	频数	比例 (%)
户主性别	男	1322	97.21	户主政治面貌	党员	133	9.78
	女	38	2.79		非党员	1227	90.22
户主年龄	40岁及以下	25	1.83	户主受教育程度	小学及以下	381	28.02
	41~50岁	119	8.75		初中	822	60.44
	51~60岁	764	56.18		高中/中专/中职	128	9.41
	60岁以上	452	33.24		本科及以上	29	2.13
户主就业类型	非农就业	64	4.71	加入合作社情况	已加入合作社	240	17.65
	兼业	133	9.78		未加入合作社	1120	82.35
	务农	1163	85.51	土地经营规模	面积≤5亩	310	22.79
农业劳动力个数	1人	309	22.72		5亩<面积≤10亩	402	29.56
	2人	836	61.47		10亩<面积≤15亩	183	13.46
	3人	100	7.35		15亩<面积≤20亩	134	9.85
	4人	85	6.25		20亩<面积≤50亩	240	17.65
	5人及以上	30	2.21		面积>50亩	91	6.69

^①湖北省地处长江经济带，是中国重要的水稻种植区。位于湖北省中南部的江汉平原，是全国主要水稻产区。根据国家统计局数据，2020年湖北省稻谷播种面积228.07万公顷，总产量1864.34万吨，占全国稻谷总产量的8.80%。数据来源：国家统计局官方网站，<https://data.stats.gov.cn/easyquery.htm?cn=E0103>。

^②数据来源：湖北省统计局官方网站，<https://tjj.hubei.gov.cn/tjsj/sjksx/tjnj/qstjnj/>。

(续表 1)

最大地块面积	面积≤5 亩	919	67.58	家庭经营 性收入	收入≤2 万元	379	27.87
	5 亩<面积≤10 亩	346	25.44		2 万元<收入≤5 万元	320	23.53
	10 亩<面积≤15 亩	69	5.07		5 万元<收入≤10 万元	287	21.1
	15 亩<面积≤20 亩	17	1.25		10 万元<收入≤15 万元	304	22.35
	面积>20 亩	9	0.66		收入>15 万元	70	5.15
农药包装 容量	容量≤10ml	6	0.44	农药使用 量	用量≤1kg/亩	567	41.69
	10ml<容量≤50ml	281	20.66		1kg/亩<用量≤2kg/亩	442	32.5
	50ml<容量≤100ml	474	34.85		2kg/亩<用量≤3kg/亩	184	13.53
	100ml<容量≤500ml	585	43.02		3kg/亩<用量≤4kg/亩	51	3.75
	容量>500ml	14	1.03		用量>4kg/亩	116	8.53

(二) 变量选取

1.被解释变量。本文被解释变量为农药使用量，用农户单位面积农药使用量来衡量。考虑到不同品种作物的农药使用量存在显著差异，本文仅考察农户在水稻种植过程中的农药使用量。

2.核心解释变量。本文核心解释变量为农药包装容量，用农户购买农药包装的容量大小来衡量。进一步地，为了解决可能存在的内生性偏误，借鉴梁志会等（2020）的做法，本文选取地形作为工具变量。因为山区地形崎岖，交通不便，地处偏远山区的农户可能倾向于购买大容量包装的农资产品以减少购买次数，所以地形是农户选择农药包装容量的影响因素，满足工具变量的相关性条件。同时，地形作为外生的自然地理条件，不会直接影响农户农药使用量，符合工具变量的外生性条件（张露和罗必良，2021）。

3.控制变量。为避免遗漏变量导致模型估计偏误，本文引入反映样本农户户主个体特征、家庭农业经营特征和村庄特征的 3 组控制变量。户主个体特征具体包括户主性别、户主年龄、户主受教育程度、户主政治面貌、户主就业类型等；家庭农业经营特征包括样本农户家庭的农业劳动力个数、土地经营目标、经营土地来源、农田宜机化程度、机械施药、地块离家距离、地块肥力、病虫害情况、加入合作社情况和家庭经营性收入等；村庄特征包括村庄土壤类型、农药平均单价和村庄公路干线距离等。此外，对于村庄之间的不可观测因素，本文引入村庄虚拟变量，控制村庄层面的固定效应。

4.机制变量。如前文所述，大容量包装所产生的高使用成本感知可能抑制农户的规范用药行为，造成高农药用量。在农户普遍开展兼业经营的情形下尤其如此。于是，本文选取用药行为规范化程度作为机制变量。2007 年原农业部制定的《农药安全使用规范总则》要求“每次施药应记录天气状况、作物种类、用药时间、药剂品种、防治对象、用药量、兑水量、喷洒药液量、使用面积、防治效果、安全性”^①。据此，本文用农户用药过程所记录的信息种类数对用药行为规范化程度进行测度，信息种类与《农药安全使用规范总则》一致。

此外，考虑到不同情境下包装容量对农户农药使用量存在异质性影响，本文选取气候变化感知、

^①资料来源：《农药安全使用规范总则》，<http://down.foodmate.net/standard/yulan.php?itemid=28161>。

种植类型（包含水稻品种数和水稻种植制度变量）、劳动力转移、土地经营规模（包含家庭经营规模和平均地块规模变量）等 4 类变量分别作为调节变量。具体变量定义、赋值与描述性统计见表 2。

表 2 变量定义、赋值与描述性统计

变量	变量定义和赋值	均值	标准差
农药使用量	水稻生产每亩地实际农药投入量（kg/亩）	1.995	3.443
包装容量	农户家庭购买农药包装容量大小（ml）	151.852	121.776
地形	农户住宅所在的地形，河流边=5，开阔的平地=4，山谷=3，半山腰=2，山顶=1	3.896	0.476
户主性别	户主性别，男=1，女=0	0.972	0.165
户主年龄	2020 年户主实际年龄（岁）	59.450	8.349
户主受教育程度	户主实际受教育年限（年）	7.387	2.804
户主政治面貌	户主政治面貌，党员=1，非党员=0	0.098	0.297
户主就业类型	户主就业类型，务农=3，兼业=2，非农就业=1	2.808	0.499
机械施药	是否使用无人机等设备机械化施药，是=1，否=0	0.157	0.364
农业劳动力个数	农户家庭农业劳动力数量（个）	2.002	1.040
土地经营目标 ^a	追求产量最大生产型=4，追求体面幸福生活型=3，拓展多元价值功能型=2，自给自足生活型=1	2.415	1.423
经营土地来源	全部为转入土地=3，部分土地为自家，部分土地为转入=2，全部为自家承包经营的土地=1	1.169	0.525
农田宜机化程度	农户家庭田间道路是否适合机械通行，是=1，否=0	0.892	0.311
地块离家距离	2020 年经营面积最大地块到农户住宅的距离（公里）	0.592	0.646
地块肥力	面积最大的水田土壤肥力，好=3，一般=2，差=1	2.216	0.577
病虫害情况	农户家庭农田病虫害暴发是否更频繁，是=1，否=0	0.253	0.435
加入合作社情况	是否加入合作社，是=1，否=0	0.176	0.381
家庭经营性收入	2020 年农户家庭经营性收入（万元）	6.308	4.996
村庄土壤类型	壤土=3，黏土=2，砂土=1	2.704	0.679
农药平均单价	当地农药平均价格（元/kg）	88.045	55.333
村庄公路干线距离	村庄离最近公路干线距离（公里）	18.578	11.380
用药行为规范化程度	农户使用农药过程所记录的信息种类数（条）	0.053	0.483
气候变化感知	根据生活经验，农户是否会感觉到极端温度越来越高，会=3，不确定=2，不会=1	2.419	0.626
水稻品种数	2020 年农户家庭种植水稻品种数量（种）	1.040	0.195
水稻种植制度	2020 年面积最大地块所采用的水稻种植制度，3=再生稻，2=双季稻，1=单季稻	1.167	0.514
劳动力转移	2020 年农户家庭非农劳动力占比（%）	28.801	29.480
家庭经营规模	2020 年农户种植水稻的耕地面积（亩）	19.440	36.435
平均地块规模	家庭经营总耕地面积除以经营耕地块数（亩）	4.091	3.930

注：^a土地经营目标变量的定义和赋值方法参考了张露和罗必良（2020）的做法。

根据样本各变量数值大小与该变量样本均值比较的情况，对样本农户分组并设置虚拟变量 D（“0—1”变量），比较不同分组样本农户的农药包装容量均值（见表 3）。由组间均值差异可以发现下列基本事实：①户主受教育程度高、户主具有党员身份、户主以务农为主业、采用机械施药、农业劳动力个数多、加入合作社的农户，更倾向于购买大容量包装农药。②经营土地来源以转入土地为主、病虫害情况严重的农户，倾向于购买大容量包装的农药。

表 3 不同特征变量分组农户购买农药包装容量的组间均值差异

分组依据	农药包装容量均值（D=0） (1)	农药包装容量均值（D=1） (2)	组间均值差异 (3)
户主性别	142.105	152.132	-10.027
户主年龄	154.330	147.381	6.949
户主受教育程度	158.743	140.295	18.448***
户主政治面貌	174.398	149.408	24.990**
户主就业类型	155.257	131.751	23.506**
机械施药	156.922	124.549	32.373***
农业劳动力个数	190.647	144.568	46.079***
经营土地来源	125.616	154.815	-29.199***
农田宜机化程度	157.041	151.223	5.817
地块离家距离	148.721	152.929	-4.208
病虫害情况	139.554	180.852	-41.298***
加入合作社情况	156.013	132.433	23.580***
家庭经营性收入	150.724	153.252	-2.528

注：①***和**分别表示 1%和 5%的显著性水平。②表中，户主性别、户主政治面貌、机械施药、农田宜机化程度、病虫害情况、加入合作社情况均为“0—1”变量，D 取原值。户主年龄、户主受教育程度、农业劳动力个数、地块离家距离、家庭经营性收入根据样本变量数值大小与该变量样本均值比较情况进行分组，以户主年龄为例，若样本户主年龄大于样本均值 59.45，则户主年龄对应的虚拟变量 D 取值为 1，否则 D 取值为 0。户主就业类型按照是否务农进行分组赋值，务农赋值为 1，否则赋值为 0。经营土地来源按照是否转入土地赋值，转入土地农户赋值为 1，否则赋值为 0。③（1）列为对应虚拟变量 D=0 的样本农户农药包装容量均值，（2）列为对应虚拟变量 D=1 的样本农户农药包装容量均值，（3）列均值差异数值计算为（1）-（2）。

（三）模型选择

1.包装容量对农户农药使用量的影响。考虑到村庄异质性因素会影响农户农药使用，本文采用控制村庄虚拟变量的回归模型，并在控制其他因素的条件下，重点考察农药包装容量对农户农药使用量的影响。具体估计方程如下：

$$Pesticides_i = \alpha_0 + \alpha_1 Size_i + \alpha_2 Controls_i + \mu_n + \varepsilon_i \quad (1)$$

（1）式中，被解释变量 $Pesticides_i$ 为农户 i 的农药使用量； $Size_i$ 为本文核心解释变量农药包装容量，表示农户 i 购买的农药包装容量大小； $Controls_i$ 表示一系列影响农户农业生产且与农户农药

使用直接相关的特征变量，旨在尽可能减少变量遗漏所引致的内生性偏误； μ_n 和 ε_i 分别表示村庄虚拟变量和随机误差项。估计系数 α_1 为本文关注的核心参数，表示农药包装容量对农户农药使用量的边际效应。若 α_1 为正，表明包装容量变大会增加农户农药使用量；若 α_1 为负，则表明包装容量变大会减少农户农药使用量。 α_2 表示一系列特征变量对应的待估系数。

一般来说，解决内生性问题是研究农户行为决策的重要挑战。同样，本文的回归也可能出现内生性偏误问题：一是遗漏变量偏误。农药包装容量与农户农药使用行为决策之间可能遗漏一些不可观测变量的影响，比如，高度依赖化学投入品的农户倾向于购买大包装农药、化肥等，采取“一炮轰”的使用方式来简化田间管理（刘凤芹，2006）。二是样本自选择偏误。农户选择购买农药包装容量大小不是随机的，而是根据可观测的其自身禀赋与不可观测的特质等因素而“自选择”的结果。例如，农业生产经营能力越高的农户越倾向于购买适当包装容量的农药等化学投入品，进行科学规范施药以减少农药等过量使用行为。这可能导致（1）式估计系数有偏，低估农药包装容量对农户农药使用的促进作用。

显然，工具变量法是解决上述内生性偏误的有效方法。为此，本文选取农户居住地的地形作为包装容量的工具变量进行实证分析。该工具变量的合理性在于，地形是外生的，仅与农户农药购买的便利程度有关，而不影响农户的农药使用行为。显然，在其他条件不变的情况下，农户家庭所居住的地形越不平坦，农户购买大包装容量农药的可能性也就越高。相反，农户购买农药等化学投入品越便利，就越倾向按需购买农资，家庭购买大包装容量农药的可能性就越低。两阶段工具变量模型设定如下：

$$Size_i = \gamma_0 + \gamma_1 IV_i + \gamma_2 Controls_i + \mu_{n1} + \varepsilon_{i1} \quad (2)$$

$$Pesticides_i = \alpha'_0 + \alpha'_1 Size_i + \alpha'_2 Controls_i + \mu_{n2} + \varepsilon_{i2} \quad (3)$$

（2）式和（3）式中， IV_i 为工具变量，表示农户 i 住宅所在的地形， μ_{n1} 、 μ_{n2} 表示农户所在村庄的虚拟变量， ε_{i1} 、 ε_{i2} 表示随机误差项， γ_0 、 γ_1 、 γ_2 、 α'_0 、 α'_1 和 α'_2 为待估系数，其他变量和系数设定与（1）式一致。

2. 包装容量影响农户农药使用量的作用机制。为了进一步探究农药包装容量对农户农药使用的具体影响机制，本文结合前文（1）式控制村庄虚拟变量的回归模型，借鉴 Heckman et al.（2013）的做法，首先，构建机制变量 M_i 与核心解释变量 $Size_i$ 的回归模型，以检验包装容量对用药行为规范化程度的影响；其次，构建农户农药使用量 $Pesticides_i$ 与机制变量 M_i 的回归模型，来考察包装容量对农户农药使用量的作用机制。具体模型如下：

$$M_i = \beta_0 + \beta_1 Size_i + \beta_2 Controls_i + \mu_n' + \varepsilon_i' \quad (4)$$

$$Pesticides_i = \alpha + \eta Size_i + \kappa M_i + \theta Control_i + \mu_n'' + \varepsilon_i'' \quad (5)$$

（4）式和（5）式中， M_i 为本文关注的机制变量，选取用药行为规范化程度这条作用渠道，考察包装容量对农户农药使用量影响的作用机制。 β_0 、 β_1 、 β_2 、 α 、 η 、 κ 和 θ 均为待估系数， μ_n' 、 μ_n'' 表示农户所在村庄的虚拟变量， ε_i' 、 ε_i'' 表示随机误差项，其他变量和系数设定与（1）式一致。

3. 不同情境下包装容量对农户农药使用量的异质性影响。前文理论分析表明不同情境下包装容量对农户农药使用量的影响存在异质性。基于此，本文参考 He et al.（2020）的做法，在（1）式的基础

上，引入气候变化感知、种植类型（包含水稻品种数和水稻种植制度变量）、劳动力转移、土地经营规模（包含家庭经营规模和平均地块规模变量）等 4 类变量，并将 4 类变量分别与核心解释变量包装容量（即 $Size_i$ ）相乘生成交互项，进行异质性分析。具体模型设定如下：

$$Pesticides_i = \theta_0 + \theta_1 Size_i \times Heterogeneity_i + \theta_2 Size_i + \theta_3 Heterogeneity_i + \theta_4 Control_i + \mu_n + \varepsilon_i \tag{6}$$

（6）式中， $Heterogeneity_i$ 表示导致包装容量对农药使用量的处理效应呈现异质性的变量，包括气候变化感知、水稻品种数、水稻种植制度、劳动力转移、家庭经营规模和平均地块规模，交互项 $Size_i \times Heterogeneity_i$ 的估计系数 θ_1 反映的是在气候变化感知、水稻品种数、水稻种植制度、劳动力转移、家庭经营规模和平均地块规模的变化下包装容量对农药使用量影响的异质性， θ_0 、 θ_1 、 θ_2 、 θ_3 和 θ_4 为待估系数，其他变量和系数设定与（1）式一致。

四、模型估计结果与分析

（一）基准回归结果

表 4 汇报了包装容量对农户农药使用量的模型回归结果。其中，回归 1 结果显示，在未控制户主个体特征变量、家庭农业经营特征变量、村庄特征变量的情况下，包装容量对农户农药使用量具有显著的促进作用。包装容量每增加 1ml，农户平均每亩农药使用量增加 0.003kg。由回归 2 和回归 3 结果可知，当控制户主个体特征和家庭农业经营特征以缓解遗漏变量偏误后，包装容量系数估计结果分别为 0.040 和 0.034，明显大于回归 1 的估计结果，这说明若不考虑户主个体与家庭等因素的作用，则会低估包装容量对农药使用量的影响。回归 4 进一步控制村庄特征变量后，包装容量对农户农药使用量的影响同回归 3 基本一致，且核心变量系数大小也未随着更多特征变量的加入而大幅变化。H1 得以验证。根据系数稳定性原理，笔者认为回归 4 已控制的特征变量已经解决了大部分由可观测变量引发的选择性偏误。因此，本文将回归 4 的结果作为基准回归结果进行分析。

表 4 包装容量对农户农药使用量影响回归结果

变量	农药使用量							
	回归 1		回归 2		回归 3		回归 4	
	系数	稳健 标准误	系数	稳健 标准误	系数	稳健 标准误	系数	稳健 标准误
包装容量	0.003***	-0.001	0.040***	0.016	0.034***	0.013	0.034**	0.015
户主性别			-0.092	0.396	-0.265	0.393	-0.592*	0.329
户主年龄			-0.032***	0.010	-0.029***	0.009	-0.014	0.009
户主受教育程度			-0.014	0.027	-0.007	0.029	-0.003	0.027
户主政治面貌			-0.462**	0.198	-0.500**	0.202	-0.463**	0.193
户主就业类型			-0.190	0.188	-0.106	0.185	-0.040	0.165
机械施药					-0.324*	0.187	-0.542***	0.174
农业劳动力个数					0.068	0.104	0.196**	0.097

(续表 4)						
土地经营目标			0.122**	0.061	0.141**	0.071
经营土地来源			0.021	0.225	-0.0004	0.201
农田宜机化程度			-1.354***	0.277	-0.490**	0.247
地块离家距离			0.233	0.150	0.293**	0.133
地块肥力			0.058	0.163	-0.140	0.152
病虫害情况			0.428**	0.184	0.176	0.171
加入合作社情况			-0.485**	0.232	-0.727***	0.210
家庭经营性收入			0.0001	0.002	0.002	0.002
村庄土壤类型					0.157	0.158
农药平均单价					-0.025***	0.002
村庄公路干线距离					0.034***	0.007
村庄虚拟变量	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制
常数项	1.802***	0.244	2.994***	0.833	0.832	1.021
R ²	0.251	0.255	0.275	0.402		
观测值数	1360	1360	1360	1360		

注：***、**和*分别表示 1%、5%和 10%的显著性水平。

(二) 内生性讨论

表 5 报告了 2SLS 回归的估计结果。回归 1 为第一阶段估计结果，结果表明，以内生变量包装容量为被解释变量时，地形工具变量对农户所购买包装容量的大小具有显著的影响。与此同时，第一阶段回归的 F 统计量远大于相应的经验临界值 10，拒绝“所选工具变量为弱工具变量”的原假设（张勋等，2020）。

回归 2 为 2SLS 回归第二阶段估计结果，可以发现，包装容量在 5%统计水平上显著且系数为正，点估计结果为 0.035。这意味着，在其他条件不变的情况下，包装容量每增加 1ml 会使得农户平均每亩农药使用量增加 0.035kg，同表 4 回归 4 基准回归中核心解释变量估计结果相比，包装容量系数的 2SLS 回归估计值（0.035）略大于 OLS 回归估计值（0.034），其原因可能在于选择偏差与衰减偏差的存在。一方面，生产经验丰富的农户可能由于自身农业生产经营能力强，能够根据其其对农药需求量的准确判断选择合适包装容量的农药产品，开展科学施药，而这导致包装容量对使用量的影响因选择偏差而被低估。另一方面，核心解释变量与被解释变量的度量误差可能带来衰减偏差，使得基准回归结果有偏（孙圣民和陈强，2017）。

进一步地，借鉴 Nunn and Wantchekon（2011）的做法，将工具变量（地形）作为解释变量加入（1）式，表 5 回归 3 为半简化式回归结果。半简化式回归的基本逻辑是，如果工具变量与（1）式中随机扰动项无关，则将工具变量加入原方程（1）式后应该得到不显著的估计结果。回归 3 结果显示，核心解释变量包装容量仍在 5%统计水平上显著，而工具变量估计结果不显著，这表明工具变量无法直接影响农户农药使用量，在一定程度上满足工具变量外生性的要求。需要注意的是，地形可能与土壤

类型、病虫害情况高度相关，由此影响农药使用。为了解决这一问题，本文参考 Conley et al.（2012）的做法，把这些潜在因素作为控制变量（即村庄土壤类型、病虫害情况等）尽量控制起来，进一步确保了工具变量的外生性。综上，使用工具变量的估计结果与前文一致，表明工具变量的有效性。

表 5 2SLS 回归估计结果与外生性检验结果

变量	包装容量		农药使用量		农药使用量	
	回归 1		回归 2		回归 3	
	系数	稳健标准误	系数	稳健标准误	系数	稳健标准误
包装容量			0.035**	0.037	0.033**	0.015
工具变量：地形	-1.390***	0.455			-0.140	0.150
常数项	18.117***	4.292	1.041	2.487	2.867***	1.091
控制变量	已控制		已控制		已控制	
村庄虚拟变量	已控制		已控制		已控制	
F 值	19.32					
R ²	0.217		0.370		0.402	
观测值数	1360		1360		1360	

注：***和**分别表示 1%和 5%的显著性水平。

（三）有效性检验与稳健性检验

表 5 基于工具变量法的 2SLS 回归结果和表 4 回归 4 基准回归结果显示，二者包装容量系数的估计值相近，表明本文模型设定合理且存在内生性偏误的可能性较小。但谨慎起见，本文进一步针对表 4 回归 4 和表 5 回归 2 进行稳健性检验。

首先，为了检验包装容量和农药使用量之间是否存在非线性关系或者基准回归结果是否受极端值影响，本文利用残差分析方法对基准回归进行稳健性检验。第一，本文分别将被解释变量（农药使用量）和核心解释变量（包装容量）对上述模型中其他控制变量（其中包含个体、家庭、村庄层面特征变量和村庄虚拟变量）进行回归，得到残差。第二，通过残差散点图验证包装容量与农户农药使用量之间的关系。

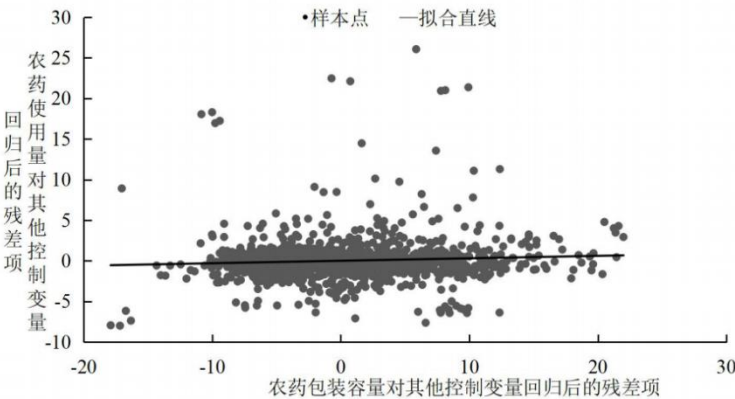


图 2 包装容量与农药使用量的残差检验图

图 2 中黑色圆点代表各观测样本，可以看出，包装容量与农药使用量之间存在线性关系，而且正向相关关系不受极个别观察值的影响（殷戈等，2020）。这在一定程度上表明，包装容量与农户农药使用量之间存在正向线性关系。因此，本文的实证模型设定和基准回归的结果是可靠的。

其次，考虑到基准回归模型采用的 OLS 估计属于均值回归，若农户农药使用量分布存在偏斜，则可能导致模型估计有偏。对此，本文采用分位数回归模型进行稳健性检验，回归结果见表 6。表 6 中包含了关于农药使用量在 0.2、0.4、0.6、0.8 分位点上的结果。可以发现，随着农药使用量分位点的增加，包装容量对农户农药使用量的促进作用不断增强，且包装容量系数估计结果的方向未发生变化，这表明大包装容量会促进农户增加农药使用量，与基准回归结果保持一致，因此可以认为基准回归结果具有稳健性，H1 再次得到验证。

表 6 包装容量对农药使用量影响的分位数回归结果								
变量	农药使用量							
	0.2 分位点		0.4 分位点		0.6 分位点		0.8 分位点	
	回归 1		回归 2		回归 3		回归 4	
	系数	稳健标准误	系数	稳健标准误	系数	稳健标准误	系数	稳健标准误
包装容量	0.017**	0.007	0.028***	0.008	0.032***	0.011	0.048***	0.012
常数项	1.831***	0.670	1.809**	0.693	1.643*	0.866	2.857**	1.303
控制变量	已控制		已控制		已控制		已控制	
村庄虚拟变量	已控制		已控制		已控制		已控制	
R ²	0.232		0.221		0.234		0.341	
观测值数	1360		1360		1360		1360	

注：***、**和*分别表示 1%、5%和 10%的显著性水平。

五、作用机制与异质性分析

（一）包装容量影响农药使用量的作用机制分析

本文认为，包装容量之所以能够影响农户的农药使用量，其内在机制可能是包装容量通过影响农户的用药行为规范化程度作用于农药使用量。表 7 报告了包装容量对农药使用量影响的回归结果。其中，回归 2 为（4）式的估计结果，回归 3 为（5）式的估计结果。由表 7 回归 2 可结果知，大包装容量会抑制农户的规范用药行为。从回归 3 可知，用药行为规范化程度的弱化均显著提高了农户的农药使用量，这与前文理论分析结果相符。在此基础上，对比表 7 中回归 1 和回归 3 估计结果，可以发现，当基准模型纳入机制变量后，核心解释变量包装容量的系数由 0.034 变成 0.024，这表明包装容量对农户农药使用量的促进作用减小。根据中介效应分析的原理，包装容量对农户农药使用量的一部分促进作用通过改变用药行为规范化程度这条路径实现，因此上述影响机制得以验证。

表 7 包装容量对农药使用量的影响机制分析回归结果

变量	农药使用量		用药行为规范化程度		农药使用量	
	回归 1		回归 2		回归 3	
	系数	稳健标准误	系数	稳健标准误	系数	稳健标准误
包装容量	0.034**	0.015	-0.137***	0.007	0.024*	0.014
用药行为规范化程度					-0.117**	0.019
常数项	2.281**	0.939	8.314***	0.556	6.159***	1.061
控制变量	已控制		已控制		已控制	
村庄虚拟变量	已控制		已控制		已控制	
R ²	0.402		0.442		0.439	
观测值	1360		1360		1360	

注：①回归 1 即表 4 回归 4 基准模型估计结果。②***、**和*分别表示 1%、5%和 10%的显著性水平。

进一步地，本文采用 Gelbach（2016）的做法对上述影响机制进行量化^①。计算结果表明，包装容量对农户农药使用量的影响，40.07%可由用药行为规范化程度这条影响路径进行解释。这在一定程度上表明，大包装容量通过弱化农户的用药行为规范化程度而增加了农药使用量，H2 得以验证。与此同时，该机制量化结果也表明用药行为规范化程度这条影响路径，具有较强的解释力和较高的可信度。

（二）包装容量影响农药使用量的异质性分析

前文呈现了包装容量对农药使用量的影响，即同质性影响。然而，现实中不同情境下包装容量对农户农药使用量的影响存在差异。接下来，本文将从气候变化感知、种植类型、劳动力转移、土地经营规模 4 个方面，考察包装容量对农药使用量的异质性影响。

由表 8 可知，回归 1 至回归 4 结果中情境变量与包装容量交互项系数方向均符合理论预期，且在统计意义上显著，这说明存在包装容量对农户农药使用量的异质性处理效应。具体而言：回归 1 结果显示，气候变化感知与包装容量交互项的估计结果显著且系数为正，这表明气候变化感知能够显著增强大容量包装对农户农药用量的促进作用，H3 得以验证。回归 2 结果显示，随着水稻种植品种数的增加，包装容量对农户农药使用量的促进作用不断增强，H4 得以验证。回归 3 中交互项系数估计结果表明，相比于采用单季稻和双季稻等种植制度的农户，采用再生稻种植方式的农户包装容量对其农药使用量的促进作用更强，即采用新的种植制度能够显著增强大容量包装对农户农药用量的促进作用，H5 得以验证。回归 4 估计结果表明，劳动力转移比例提升显著增强包装容量对农药使用量的促进作用，H6 得以验证。

^① Gelbach（2016）已证明： $\hat{\alpha}_1 = \hat{\eta} + \hat{\beta}_1 \hat{\kappa}$ ，其中 $\hat{\beta}_1 \hat{\kappa}$ 表示机制的所解释部分， $\hat{\eta}$ 表示模型未解释部分。因此， $\hat{\beta}_1 \hat{\kappa} / \hat{\alpha}_1$ 表示机制的解释力度。在本文中， $\hat{\beta}_1 = -0.137$ ； $\hat{\kappa} = -0.117$ ； $\hat{\eta} = 0.024$ ； $\hat{\alpha}_1 = 0.040$ 。

表 8 包装容量影响农户农药使用量的异质性回归结果（气候变化感知、种植类型、劳动力转移）

变量	农药使用量							
	回归 1		回归 2		回归 3		回归 4	
	系数	稳健标准误	系数	稳健标准误	系数	稳健标准误	系数	稳健标准误
气候变化感知	0.350***	0.130						
气候变化感知×包装容量	0.028**	0.013						
水稻品种数			0.209	0.188				
水稻品种数×包装容量			0.015**	0.007				
水稻种植制度					0.224***	0.024		
水稻种植制度×包装容量					0.013***	0.002		
劳动力转移							0.273*	0.163
劳动力转移×包装容量							0.021**	0.010
包装容量	0.028**	0.007	0.024**	0.010	0.027***	0.002	0.021*	0.013
常数项	2.939***	0.945	3.233***	1.085	-1.536	0.930	1.759*	0.965
控制变量	已控制		已控制		已控制		已控制	
村庄虚拟变量	已控制		已控制		已控制		已控制	
R ²	0.411		0.404		0.455		0.405	
观测值数	1360		1360		1360		1360	

注：***、**和*分别表示 1%、5%和 10%的显著性水平。

表 9 报告了不同土地经营规模情境下包装容量对农户农药使用量的异质性影响。回归 1、回归 2 为家庭经营规模的异质性分析结果。回归 1 结果显示，家庭经营规模与包装容量交互项的估计结果并不显著，其原因可能在于，随着农户家庭经营规模的变化，包装容量与农药使用量之间可能存在非线性关系。对此，本文进一步在前文（6）式基础上纳入家庭经营规模的平方项及其与包装容量的交互项进行估计。由回归 2 结果可知，交互项变量显著且系数为负，这说明包装容量对农户农药使用量的影响随家庭经营规模扩大先增后减。具体而言，随着家庭经营规模扩大，包装容量对农药使用量的促进作用在初始阶段呈现增强趋势，当家庭经营规模达到临界值 16.667 亩时，包装容量对农药使用量的促进作用最大；当家庭经营规模超过临界值后，包装容量对农药使用量的促进作用不断弱化，H7 得以验证。在回归 2 的基础上，本文进一步将平均地块规模纳入模型以考察地块规模的异质性影响，估计结果见回归 3。可以发现，平均地块规模与包装容量交互项变量显著且估计系数为负，这表明随着平均地块规模扩大，包装容量对农药使用量的促进作用会被削弱，H8 得以验证。这些结果在一定程度上说明了农户小规模、细碎化的经营特点对农药减量所构成的约束。

表 9 包装容量影响农户农药使用量的异质性回归结果（土地经营规模）

变量名称	农药使用量					
	回归 1		回归 2		回归 3	
	系数	稳健标准误	系数	稳健标准误	系数	稳健标准误
包装容量	0.036*	0.018	0.024**	0.011	0.038***	0.011
家庭经营规模	0.004	0.004	0.020**	0.009	0.019***	0.007
包装容量×家庭经营规模	-0.000	0.001	0.001	0.001	0.002**	0.001
家庭经营规模平方			-0.000**	0.000	-0.000**	0.000
包装容量×家庭经营规模平方			-0.000*	0.000	-0.000**	0.000
平均地块规模					-0.308***	0.035
包装容量×平均地块规模					-0.002*	0.001
常数项	2.367**	0.938	2.173**	0.961	3.080**	1.382
控制变量	已控制		已控制		已控制	
村庄虚拟变量	已控制		已控制		已控制	
R ²	0.402		0.404		0.617	
观测值数	1360		1360		1360	

注：***、**和*分别表示 1%、5%和 10%的显著性水平。

六、结论与讨论

推进农药减量，促进农业绿色发展，是农业高质量发展的内在要求。已有文献对农户农药使用量影响因素的研究，多关注装备技术（如施药设备）与经营规模（如土地经营规模）等方面的影响，相对忽视了农药作为工业品的本质属性及其所隐含的行为经济学意义，尤其是未能充分考虑产品包装设计对农户农药使用量的重要影响。本文通过分析农药包装容量对农户农药使用量的影响，以期揭示减少农药使用量的新路径。研究结果表明：第一，农药的大容量包装能够显著增加农户的农药使用量。第二，包装容量通过影响农户用药行为规范化程度作用于农药使用量。第三，情境因素的变动，包括气候变化感知增强、种植多元品种和采用新种植制度、劳动力非农转移、地块细碎化，均可以显著增强大容量包装对农户农药使用量的诱导作用。第四，随着农户土地经营规模扩大，包装容量对其农药使用量的影响在初始阶段呈增强趋势，但土地经营规模超过临界值 16.667 亩后，包装容量对农药使用量的影响减弱。

基于以上结论，本文得到如下政策启示：农药减量并非单纯的农户行为或政策引导问题，而是与农业化学品的工业设计尤其是包装容量设计紧密关联。在农业家庭经营制度下，应该重视通过优化包装容量设计引导农户规范化的用药行为。小农户面临由气候变化引致的病原体 and 害虫变异、由种植新品种引致的高风险预期、由劳动力转移引致的劳动禀赋不足和由地块细碎化引致的农药使用量记忆困

难，均可能对农药减量产生不利的影响，而较小农药包装容量的信号显示能够有效地抑制这些负面作用。此外，进一步促进农地流转，加快发展农业分工基础上的专业化服务，改善土地经营与农业社会化服务的规模经济性，将有助于弱化大容量包装对农药使用量的不利影响。

值得讨论的是，在农药市场上确实存在不同包装容量的农药供给，也必须承认多样化的电商渠道确实赋予了农户更为广阔的选择空间。由于存在信息不对称，小农户相对缺乏农药质量的甄别能力，而熟人社会的重复交易能够显著降低以次充好等严重败德行为的发生概率，所以小农户普遍倾向于在农资店就近购买农药。农资供应商则处于社会规范（遵守社会道德）与市场规范（实现利益最大化）的微妙平衡之中。一般来说，以次充好的后果更为严重，所以受社会规范影响，供应商会自发规避这类行为。但是，供应商可能在市场规范的主导下，策略性地选择农药进货商品，或者选择性地推销售卖大包装容量的农药，使得多数时候小包装容量的农药都处于缺货或断货状态。进一步地，大包装容量所引起的农药供给可能产生锚定效应，即农户认为农药包装就是大容量的，从而放弃对小容量包装农药产品的搜寻。而且，大容量包装农药也可能使农户产生行为惯性，农民将大容量包装所诱发的大量或过量使用农药行为固化为习惯，甚至形成路径依赖。

研究局限与展望：第一，本文所考虑的情境因素，仅涉及气候变化感知、种植类型、劳动力转移和土地经营规模，这些均是客观因素。事实上，农户的用药行为还包括个人偏好、主观规范和知觉行为控制等主观因素。为此，后续研究需要将主观因素纳入，进一步考察包装容量对小农户生产投入行为的影响。第二，本文仅对包装容量的影响进行探析，却并未考虑包装设计其他维度（例如色彩、图形、文字设计等）特征的潜在作用，后续研究将就包装多维特征对农药用量的影响及其机理展开剖析。例如，将带有描述农药减量积极影响标语和描述农药过量使用消极影响标语的农药包装进行对比，以分析其对农户农药减量行为的不同引导效果。第三，本研究选取的样本在区域上聚焦湖北省、在对象上聚焦稻农，由于不同区域不同作物的用药需求存在差异，后续研究可拓展至其他区域或其他作物的种植主体，开展进一步讨论。

参考文献

- 1.蔡荣、汪紫钰、钱龙、杜志雄，2019：《加入合作社促进了家庭农场选择环境友好型生产方式吗？——以化肥、农药减量施用为例》，《中国农村观察》第1期，第51-65页。
- 2.杜江、王锐、王新华，2016：《环境全要素生产率与农业增长：基于DEA-GML指数与面板Tobit模型的两阶段分析》，《中国农村经济》第3期，第65-81页。
- 3.关恒达、吕建兴、邹俊，2012：《安全技术培训、用药行为习惯与农户安全意识——基于湖北8个县市1740份调查问卷的实证研究》，《农业技术经济》第8期，第81-86页。
- 4.韩杨，2022：《中国粮食安全战略的理论逻辑、历史逻辑与实践逻辑》，《改革》第1期，第43-56页。
- 5.李昊、李世平、南灵，2017：《农药施用技术培训减少农药过量施用了吗？》，《中国农村经济》第10期，第80-96页。
- 6.李红梅、傅新红、吴秀敏，2007：《农户安全施用农药的意愿及其影响因素研究——对四川省广汉市214户农户

的调查与分析》，《农业技术经济》第5期，第99-104页。

7.廖理、吉霖、张伟强，2015：《借贷市场能准确识别学历的价值吗？——来自P2P平台的经验证据》，《金融研究》第3期，第146-159页。

8.刘凤芹，2006：《农业土地规模经营的条件与效果研究：以东北农村为例》，《管理世界》第9期，第71-79页、第172页。

9.柳武妹、马增光、叶富荣，2020：《营销领域中包装元素对消费者的影响及其内在作用机制》，《心理科学进展》第6期，第1015-1028页。

10.梁志会、张露、刘勇、张俊飏，2020：《农业分工有利于化肥减量施用吗？——基于江汉平原水稻种植户的实证》，《中国人口·资源与环境》第1期，第150-159页。

11.孙华、陈力勇，2014：《流入城镇农村人口消费行为分析——基于西安市的调查》，《人口研究》第2期，第92-101页。

12.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。

13.王家业，1999：《化肥农药包装急需小型化》，《应用科技》第6期，第19页。

14.王建华、刘茁、浦徐进，2016：《基于贝叶斯网络的农业生产者农药施用行为风险评估》，《经济评论》第1期，第91-104页。

15.王玉霞、唐志军，2008：《信号显示和身份甄别的会员制——一个来自信息经济学的解释》，《财经问题研究》第7期，第24-31页。

16.王常伟、顾海英，2013：《市场VS政府，什么力量影响了我国菜农农药用量的选择？》，《管理世界》第11期，第50-66页、第187-188页。

17.吴惠芳、饶静，2009：《农业女性化对农业发展的影响》，《农业技术经济》第2期，第55-61页。

18.薛彩霞，2022：《农户政治身份对绿色农业生产技术的引领效应》，《西北农林科技大学学报（社会科学版）》第3期，第148-160页。

19.殷戈、黄海、黄炜，2020：《人力资本的代际外溢性——来自“别人家的父母”的证据》，《经济学（季刊）》第4期，第1491-1514页。

20.张峰、谭雄恺、张莎、赵红，2021：《包装规格如何影响不确定促销效果？——来自青岛啤酒的实证研究》，《管理评论》第9期，第169-176页。

21.张露、罗必良，2020：《农业减量化：农户经营的规模逻辑及其证据》，《中国农村经济》第2期，第81-99页。

22.张露、罗必良，2021：《规模经济抑或分工经济——来自农业家庭经营绩效的证据》，《农业技术经济》第2期，第4-17页。

23.张露、罗必良，2022：《农业的减量化逻辑：一个分析框架》，《农业经济问题》第4期，第15-26页。

24.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。

25.张倩、朱思柱、孙洪武、张宁宁，2019：《引致成本视角下不同规模农户施药行为差异的再思考》，《农业技术经济》第9期，第48-57页。

- 26.周曙东、张宗毅, 2013: 《农户农药施药效率测算、影响因素及其与农药生产率关系研究——对农药损失控制生产函数的改进》, 《农业技术经济》第3期, 第4-14页。
- 27.Argo, J. J., and K. White, 2012, “When Do Consumers Eat More? The Role of Appearance Self-esteem and Food Packaging Cues”, *Journal of Marketing*, 76(2): 67-80.
- 28.Aerts, G., and T. Smits, 2017, “The Package Size Effect: How Package Size Affects Young Children’s Consumption of Snacks Differing in Sweetness”, *Food Quality and Preference*, 60: 72-80.
- 29.Brian, W., 1996, “Can Package Size Accelerate Usage Volume?”, *Journal of Marketing*, 60(3): 1-14.
- 30.Conley, T. G., C. B. Hansen, and P. E. Rossi, 2012, “Plausibly Exogenous”, *Review of Economics and Statistics*, 94(1): 260-272.
- 31.Eykelenboom, M., E. Velema, B. P. D. Ebersson, G. C. Scholten, V. K. Lushpa, and I. H. M. Steenhuis, 2018, “Results of a Randomized Controlled Trial Evaluating the Effect of Increasing Package Size on Usage Volume of Peanut Butter in Older Adults”, *Appetite*, 130: 184-189.
- 32.Gelbach, J. B., 2016, “When do Covariates Matter? And Which Ones and How Much?”, *Journal of Labor Economics*, 34(2): 509-543.
- 33.He, G. J., Y. Xie, and B. Zhang, 2020, “Expressways, GDP, and the Environment: The Case of China”, *Journal of Development Economics*, 145: 102485.
- 34.Han, J. W., L. Ruiz-Garcia, J. P. Qian, and X. T. Yang, 2018, “Food Packaging: A Comprehensive Review and Future Trends”, *Comprehensive Reviews in Food Science & Food Safety*, 17(4): 860-877.
- 35.Heckman, J., R. Pinto, and P. Savelyev, 2013, “Understanding the Mechanisms through Which an Influential Early Childhood Program Boosted Adult Outcomes”, *American Economic Review*, 103(6): 2052-2086.
- 36.Hirschman, E. C., and M. B. Holbrook, 1982, “Hedonic Consumption: Emerging Concepts, Methods and Propositions”, *Journal of Marketing*, 46(3): 92-101.
- 37.Ittersum, K. V., and B. Wansink, 2012, “Plate Size and Color Suggestibility: The Delboeuf Illusion’s Bias on Serving and Eating Behavior”, *Journal of Consumer Research*, 39(2): 215-228.
- 38.Kirsten, B., 2020, “Signs, Things and Packaging: Recovering the Material Agency of the Cigarette Packet”, *Social Studies of Science*, 50(1): 30-49.
- 39.Nunn, N., and L. Wantchekon, 2011, “The Slave Trade and the Origins of Mistrust in Africa.” *American Economic Review*, 101(7): 3221-3252.
- 40.Rita, C., P. Rik, and Z. Marcel, 2008, “Flying under the Radar: Perverse Package Size Effects on Consumption Self-Regulation”, *Journal of Consumer Research*, 35(3): 380-390.
- 41.Schreinemachers, P., and P. Tipraqsa, 2012, “Agricultural Pesticides and Land Use Intensification in High, Middle and Low Income Countries”, *Food Policy*, 37: 616-626.
- 42.Tudi M., H. Ruan, W. Li, L. Jia, and D. T. Phung, 2021, “Agriculture Development, Pesticide Application and Its Impact on the Environment”. *International journal of environmental research and public health*, 18(3): 1-23.

43.Wang, C., X. Wang, Z. Jin, C. Müller, T. Pugh, A. Chen, T. Wang, L. Huang, Y. Zhang, L. Li, and S. Piao, 2022, “Occurrence of Crop Pests and Diseases has Largely Increased in China Since 1970”, *Nature Food*, 3: 57-65.

44.Williamson, O. E., 1985, “Reflections on the New Institutional Economics”, *Journal of Institutional and Theoretical Economics*, 141: 187-195.

（作者单位：¹华中农业大学经济管理学院；

²华南农业大学国家农业制度与发展研究院）

（责任编辑：柳 荻）

Pesticide Reduction: Exploring the Secret of Package Capacity

ZHANG Lu LUO Biliang

Abstract: The signal display function and the significance of package capacity of pesticides from the perspective of behavioral economics have not been fully discussed. Different from prior studies which explore the determinants of pesticide reduction from enlarging farmland scale and developing agricultural outsourcing services, this study attempts to open the black box of pesticide's package capacity, analyzes the impact mechanism of package capacity on pesticide application, and proposes a new chemical reduction option. The results show that, first of all, large capacity packaging of pesticides can significantly increase rural households' pesticide application. Secondly, the signal display functions of package capacity, including “functional specificity”, “quality reliability” and “storage risk”, affect their pesticide application through sharpening their spraying behaviors. Thirdly, factors such as enhancing climate change perception, planting multiple varieties and applying new planting systems, transferring of agricultural labor and operating small size plots, can significantly strengthen the positive effect of large capacity packaging on rural households' pesticide consumption. Fourthly, with the expansion of farmland operation scale, the impact of package capacity on pesticide consumption increases at the initial stage, but it declines when farmland operation scale exceeds the critical value of 16.667 mu. Therefore, the study indicates that optimizing package capacity is an important market means to stimulate small farmers to reduce pesticide application.

Key Words: Pesticide Package; Package Capacity; Pesticide Application; Pesticide Application Reduction

国家公园体制试点设立对野生动物肇事 及农户适应性行为的影响*

朱 臻^{1,2} 柴金露¹ 宁 可^{1,2}

摘要：本文基于浙江省4个县（市）480户农户的问卷调查数据，采用双重差分模型（DID）分析了钱江源国家公园体制试点设立对野生动物肇事和农户适应性行为的影响，并从人力资本水平、收入水平与农业收入占比等视角揭示了农户适应性行为存在的异质性。结果表明，国家公园体制试点设立之后，农业受灾面积及受灾损失金额均显著增加。与之前相比，农户选择适应性行为的概率并未发生显著变化，但行为结构发生显著变化，其中选择致伤性预防行为的概率显著减少，而选择非致伤性预防行为的概率显著增加。同时，高人力资本组与高收入组农户更倾向于选择预防行为。

关键词：国家公园 野生动物肇事 农户适应性行为 人力资本水平 收入水平 双重差分模型
中图分类号：X36 **文献标识码：**A

一、引言

以国家公园为主体的自然保护地体系有力推动了生物多样性保护与野生动植物种群的恢复性增长。2021年10月，习近平在昆明举行的《生物多样性公约》第十五次缔约方大会领导人峰会上提出了生物多样性保护的“中国方案”。同年发布的《中国的生物多样性保护》白皮书明确了中国保护生物多样性的措施和方向^①。为加强对生物多样性的保护，中国从2015年开始在9个省份开展了“国家公园体制试点”，以国家公园体制保护具有国家代表性的自然生态系统，确保其原真性与完整性^②。其中，

*本文得到浙江省科技厅重点软科学研究项目“共同富裕目标下钱江源头生态保护修复的福利效应、协同机理与流域多元补偿机制创新研究”（编号：2022C25003）、国家自然科学基金管理学部应急管理项目“生态振兴促进农民农村共同富裕的实现路径研究”（编号：72141016）和浙江省教育厅一般科研项目“野生动物肇事对浙江省山区农户农林业生产影响及适应性对策研究”（编号：Y202147296）的资助。本文通讯作者：宁可。

^①资料来源：《中国的生物多样性保护》，http://www.gov.cn/zhengce/2021-10/08/content_5641289.htm。

^②2019年，中共中央办公厅国务院办公厅印发的《关于建立以国家公园为主体的自然保护地体系的指导意见》指出，到2020年完成国家公园体制试点，设立一批国家公园，完成自然保护地勘界立标并与生态保护红线衔接，制定自然保护地内建设项目负面清单，构建统一的自然保护地分类分级管理体制。

三江源、大熊猫、东北虎豹、海南热带雨林和武夷山等5个体制试点成为第一批国家公园，试点涉及10个省份，保护面积达23万平方公里，涵盖了中国陆域近30%的国家重点保护野生动植物种类^①。国家公园体制的最大优势在于打破了原来园区范围内山水林田湖草各类资源的多头化、条块化管理，依托国家公园管理局统一对自然资源开展完整性监管与保护，促进人与自然和谐共生（杨锐，2021），实现了大量珍贵濒危野生动植物种群的恢复性增长。2022年国家重点野生动植物保护率提高到74%^②，生物多样性更加丰富。

国家公园体制试点区是野生动植物种群分布最密集地域，在其范围内野生动物种群增多导致人兽冲突频发（马奔和温亚利，2022）。如何协调国家公园生物多样性保护与地方社区发展成为备受关注的问题。野生动物对人身的伤害和财产的破坏所导致的损失被称为野生动物肇事（龙耀，2018）。目前，野生动物肇事类型主要包括破坏农作物、伤害家畜家禽和攻击人类等，其中野生动物破坏农作物现象最为常见（Bezihalem et al., 2017）。野生动物肇事是人类与野生动物活动空间重叠以及对资源竞争性利用的结果（陈哲璐等，2022）。在国家公园体制试点范围内，野生动物肇事直接或间接给保护区内外社区居民的生产生活造成了严重损失（龙耀，2018）。据统计，从20世纪90年代至今，野生亚洲象肇事给云南西双版纳地区造成的经济损失超过2亿元，损毁粮食数量在5万吨以上（刀慧娟和谭文斌，2021）。可见，系统分析国家公园体制试点设立后野生动物保护对当地社区发展的影响，对于促进当地社区人与自然和谐共生具有重要现实意义。

关于本文主题，已有学者在国家公园治理及其效果评价、人兽冲突与农户适应性行为等方面开展了一定研究。首先，关于国家公园治理及其效果评价的研究集中在治理体系构建、治理效果和社区参与治理等领域（马聪玲和张相宜，2022）。部分学者从宏观上总结了国外国家公园社区治理经验及其对中国的借鉴意义（张晨等，2019；朱洪革等，2022），在此基础上考察了中国国家公园治理体系（杨锐，2021；唐小平，2022）。有学者系统评估了国家公园治理对农户生计资本变化的影响及其脱贫效应（胡西武等，2022）。同时，也有研究聚焦国家公园与社区发展的关系，分析了国家公园管理中社区参与治理的重要性和居民对社区参与治理的感知情况（田美玲等，2020；何思源等，2020）。其次，在人兽冲突研究领域，相关学者基于成本收益分析研究了人兽冲突的起因、潜在影响因素及农户受偿意愿等内容（Sitienei et al., 2014；Karanth et al., 2018）。部分学者的研究表明，野生动物不仅会破坏农作物，也会侵害牲畜和威胁人身安全。最后，已有研究较少关注国家公园体制试点设立对农户适应性行为的影响，而是更多地探讨了自然灾害、气候风险、农户认知水平、家庭种养殖规模等因素对农户农业生产适应性行为的影响（龚已迅和杨丹，2021；毛慧等，2022）。虽然国家公园体制试点地区采取了提供野生动物肇事保险产品等方式帮助农户提升适应能力（龙耀，2018），然而由于生计改变的机会成本高、保险理赔标准不符合实际以及农户认知不足等问题（Budhathoki et al., 2019），大部

^①资料来源：《首批国家公园设立一周年 我国生态保护取得新进展》，<http://finance.people.com.cn/n1/2022/10/12/c1004-32544028.html>。

^②资料来源：《我国重点野生动植物保护率达74%》，http://www.gov.cn/xinwen/2022-05/23/content_5691814.htm。

分农户仍依赖家庭禀赋采取差异化适应性行为^①。综上所述，鲜有文献以国家公园体制试点为政策背景，从微观视角出发系统讨论野生动物肇事的影响以及不同农户所选择适应性行为的差异。另外，从人力资本水平、收入水平与农业收入占比等角度分析农户适应性行为的异质性的文献也较为缺乏。

本文在系统分析国家公园体制试点设立对野生动物肇事及农户适应性行为影响的基础上，基于浙江省4个县（市）480户农户的问卷调查数据，采用双重差分模型（difference-in-difference，下文简称“DID模型”）对上述问题进行实证检验，并从人力资本水平、收入水平与农业收入占比等角度出发分析农户适应性行为的异质性，重点回答以下几个问题：国家公园体制试点设立是否会增加野生动物肇事概率？为应对国家公园体制试点设立对野生动物肇事的影响，农户的适应性行为决策会发生怎样的变化？不同人力资本水平、收入水平与农业收入占比的农户在适应性行为的选择方面是否存在差异？厘清上述问题，对于国家公园管理机构完善缓解人兽冲突的相关政策体系，实现国家公园体制试点与当地社区的协调发展，进而完善国家自然保护地体系，具有重要现实意义。

相较于以往研究，本文的边际贡献体现在以下三个方面：其一，基于微观调查数据揭示国家公园体制试点设立对野生动物肇事的影响。其二，根据野生动物肇事特点对农户适应性行为进行分类，系统分析国家公园体制试点设立对农户适应性行为的影响，揭示国家公园体制试点设立后农户应对野生动物肇事策略的转变趋势。其三，从人力资本水平、收入水平与农业收入占比等角度分析国家公园体制试点设立对农户适应性行为影响的异质性，为政府精准帮扶农户应对野生动物肇事提供决策依据。

二、理论分析与研究假说

近年来，随着国家公园体制试点的设立，对各类各级自然保护地及其周边生态价值较高区域的治理由多部门分散治理转变为国家公园管理局统一管理。以《野生动物保护法》《国家重点保护野生动物名录》等国家法律、法规为基础，国家公园管理局等相关机构在国家公园体制试点范围内落实了野生动物栖息地保护和禁猎区（期）制度，并开展了野生动物保护专项宣传活动，出台了野生动物肇事保险与野生动物救助奖励等一系列政策。这些政策一方面有效约束了当地居民滥捕滥杀野生动物的行为，另一方面提升了居民对保护野生动物的认知水平，促进了野生动物种群的明显恢复。由此引发了野生动物活动范围与当地居民部分活动区域重叠现象（Ma et al., 2020），野生动物肇事事件数量大幅增加。原则上，国家公园体制试点范围内禁止人为经营活动，但是，在确保主要保护对象和生态环境不受损害的情况下，按照有关法律法规，暂时不能搬迁的原住居民，可以在不扩大现有规模的前提下，开展生活必要的种植、放牧、采集、捕捞、养殖等生产活动^②。实际上，国家公园体制试点范围内及

^①适应性行为主要包括以下方面：其一，预防行为。一般是事前行为，农户会设置一定的障碍防范野生动物肇事，以减少农业生产损失。其二，补救行为。一般是事后行为，农业生产在遭受野生动物破坏之后，为避免灾害加重，农户会适当调整生产行为。

^②资料来源：《国家公园管理暂行办法》（林保发〔2022〕64号），http://www.gov.cn/zhengce/zhengceku/2022-06/04/content_5693924.htm。

其周边社区农户仍以传统农林业等生产活动为主, 野生动物活动的扩散性与随机性特点导致以农林业传统生计为主的农户的农业受灾面积和受灾损失金额均大幅增加, 国家公园体制试点范围内野生动物保护和地方社区民生发展之间矛盾凸显 (Sims and Alix-Garcia, 2017)。基于此, 本文提出假说 1。

H1: 国家公园体制试点设立后, 农业受灾面积和受灾损失金额增加。

根据行为偏差理论, 当一种行为既能带来收益也存在一定风险时, 人们更倾向于保持现状 (Ritov and Baron, 1992)。虽然国家公园体制试点范围内农户面临的人兽冲突风险增加了, 但受自身资源禀赋限制, 农户不会轻易改变其传统生计方式, 因此采取的适应性行为也不会发生明显变化。农户一般采取的适应性行为包括预防行为和补救行为, 其中, 预防行为主要包括安装电栅栏、设置陷阱等会给野生动物带来一定伤害的致伤性预防行为 (Thurfjell et al., 2013), 以及安装围栏、安装监控、制造特殊声响、制作稻草人、设置缓冲隔离带、种植野生动物不喜食作物、定点投喂等对野生动物不存在威胁的非致伤性预防行为 (陈哲璐等, 2022)。补救行为主要包括减少种植面积、寻求理赔、调整农业种植结构、提高农作物复种指数等 (童庆蒙等, 2018), 以及以弃耕、搬离原住地为主的舍弃行为。

虽然采取适应性行为中的预防行为可以降低野生动物肇事概率, 维持农业生产, 但由于现有的野生动物肇事主要呈现散点状、无法预测等客观特征, 且采取适应性行为又需要花费一定的物质和时间成本, 因此, 在家庭禀赋有限的情况下, 单个农户出于经济收益与成本的考虑并不会采取更多的适应性行为以应对野生动物肇事风险 (毛慧等, 2022)。同时, 国家公园体制试点区出台了保护野生动物、不干预野生动物生存环境以及禁止捕杀野生动物等约束性政策^①, 农户可采取的适应性行为结构发生变化, 采取致伤性预防行为时需要面临相应的惩罚风险, 因此, 农户致伤性预防行为的采纳可能性会显著减少。基于此, 本文提出假说 2。

H2: 国家公园体制试点设立后, 农户应对野生动物肇事而采取适应性行为的概率不会发生明显变化, 但行为结构会由致伤性预防行为向非致伤性预防行为转变。

事实上, 除外部因素外, 农户的适应性行为还受自身因素影响, 其中最主要的是人力资本水平与对不同收入来源的依赖性 (杨宇等, 2018)。一方面, 户主人力资本水平的不同将使农户所采取的适应性行为存在明显差异。人力资本是个体具有经济价值的知识、技能和健康水平的总和 (孙鹏飞等, 2021)。较高人力资本水平的户主拥有较为科学的决策思维和应对外界风险的知识, 有利于其采取适应性行为 (高帅等, 2020)。另一方面, 收入水平也是影响农户适应性行为的重要因素 (杨宇等, 2018)。实施适应性行为需要支付相应成本, 收入水平越高的农户往往越可能采取适应性行为 (吴春雅和刘菲菲, 2015), 低收入农户则会因为家庭预算限制而降低采取适应性行为的概率 (Tanner and Mitchell, 2008)。同时, 由于野生动物肇事主要影响农业生产, 因此农业收入占比越高的农户越倾向于采取适应性行为。基于此, 本文提出假说 3。

^①在《国家公园管理暂行办法》(林保发(2022) 64 号)以及不同国家公园体制试点区制定的地方性相关规定中均可以发现野生动物保护的相关规定, 如《三江源国家公园条例(试行)》《关于进一步加强湖南南山国家公园体制试点区境内野生动植物资源保护管理的通告》《钱江源国家公园管理办法(暂行)》等。

H3: 国家公园体制试点设立后, 高人力资本水平、高收入水平和高农业收入占比的农户采取适应性行为的概率会提高。

综上所述, 本文构建了国家公园体制试点设立对野生动物肇事及农户适应性行为影响的理论分析框架, 具体如图 1 所示。

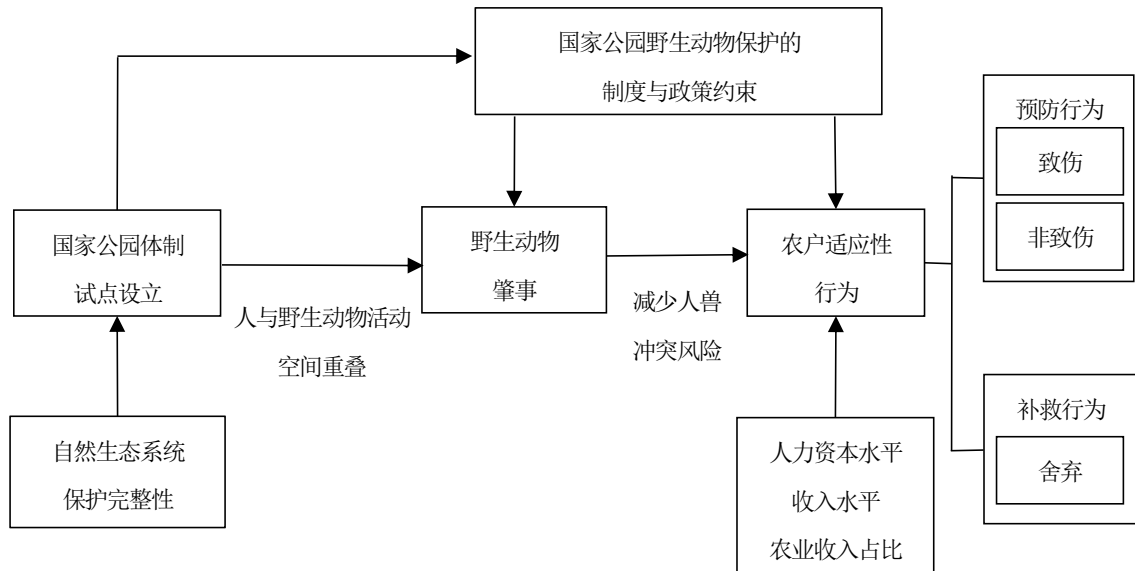


图 1 国家公园体制试点设立对野生动物肇事及农户适应性行为的影响

三、数据与方法

（一）案例点与数据来源

浙江省地处亚热带中部、东南沿海长江三角洲南翼, 优越的地理条件和独特的气候孕育了众多的特有物种和珍稀物种, 生物多样性丰富。为拯救和保护珍稀、濒危陆生野生动物, 保护和利用陆生野生动物资源^①, 浙江省于 1998 年 10 月 1 日实施了《浙江省陆生野生动物保护条例》。位于浙江省开化县的钱江源国家公园早在 2015 年就被列入十大国家公园体制试点之一, 是浙江乃至华东地区的生态屏障和水源涵养区。近年来, 钱江源国家公园管理局通过开展“清源”行动, 制定野生动物救助奖励和野生动物肇事保险等政策措施来保护野生动物, 改善野生动物栖息环境。截至 2022 年 7 月, 钱江源国家公园体制试点范围内共记录有高等植物 2244 种、脊椎动物 414 种和昆虫 2013 种, 其中包括 5 种国家 I 级重点保护野生动植物和 89 种国家 II 级重点保护野生动植物, 是全国 11 个生物多样性保护的陆地关键区域之一^②。随着国家公园体制试点范围内野生动物种群恢复与数量增加, 野生动物的活动区域与社区居民生产生活区域开始重叠, 人兽冲突事件增多。据统计, 钱江源国家公园体制试点

^①资料来源: 《浙江省陆生野生动物保护条例》, http://wzmsa.wenzhou.gov.cn/art/2020/2/3/art_1264156_43668569.html。

^②资料来源: 《China Daily 向全世界推介钱江源国家公园》, <http://www.qjynp.gov.cn/news/detail.aspx?NewsId=1083>。

地区野生动物肇事理赔事件数量从 2020 年的 263 宗迅速增加到 2021 年的 677 宗，理赔金额从 19.83 万元增加到 21.02 万元^①。因此将浙江省开化县作为研究案例点具有一定的典型性。

为实现研究目标，确保政策评价有效性，本课题组在 2021 年 8 月分别于钱江源国家公园体制试点范围内外毗邻且在社会经济特征、自然资源特征等方面较为接近的 4 个县（市）开展实地调查。4 个县（市）均为钱江源头地区，自然资源与社会经济发展情况较为接近，且目前都被纳入钱江源头山水林田湖草生态保护修复国家试点工程项目。开化县位于国家公园体制试点范围内，常山县、淳安县和建德市位于国家公园体制试点范围外。位于开化县钱江源国家公园体制试点核心区内的居民相对较少，一定比例的抽样原则致使样本户数有限。为了保证一定的样本量，本文研究选取了邻近的 3 个县（市）（常山、建德与淳安）并采用同样的抽样方法选取农户样本作为对照组。本次调研在上述 4 个县（市）分别随机选取 3 个乡镇（其中开化县的 3 个镇分别为国家公园体制试点核心区苏庄镇、长虹镇与齐溪镇），在每个乡镇随机选取 2 个村，在每个村随机选取 20 户农户作为样本户。最终调查样本为 4 个县（市）12 个乡镇 24 个村的 480 户农户，有效样本为 470 份，有效问卷率为 97.92%，其中，国家公园体制试点范围内和国家公园体制试点范围外的农户数分别为 116 户和 354 户。调查均以调查员与农户一对一访谈形式完成。中国于 2015 年启动 10 个国家公园体制试点工作，钱江源国家公园于 2016 年正式获得国家公园体制试点批复。为体现调查数据的变异性，课题组获取了样本户在 2015 年（国家公园体制试点设立前）和 2020 年（国家公园体制试点设立后）这两年的家庭成员信息、土地经营信息、家庭收支情况、野生动物肇事情况以及农户适应性行为的选择情况等信息。

（二）变量选择

1. 被解释变量。被解释变量包括野生动物肇事情况^②以及农户适应性行为的选择情况。研究表明，野生动物肇事会破坏农业生产活动，给农户造成巨大的经济损失（Fang et al., 2021）。相应地，农户可采取预防行为、补救行为等一系列适应性行为以减少并弥补野生动物肇事带来的损失。因此，课题组选取了 2 个度量野生动物肇事情况的变量，即受灾面积比例和受灾损失金额。同时，课题组选取了 6 个度量适应性行为选择情况的变量，即“适应性行为”“预防行为”“致伤性预防行为”“非致伤性预防行为”“补救行为”和“舍弃行为”。

2. 核心解释变量。核心解释变量是国家公园体制试点范围内外农户组别虚拟变量与试点设立时间虚拟变量所组成的交互项，用于估计国家公园体制试点设立对农户遭受野生动物肇事损失及其适应性行为的影响。组别虚拟变量中，将国家公园体制试点范围内（开化县）农户赋值为 1，否则赋值为 0。时间虚拟变量中，将 2020 年（国家公园体制试点设立后）赋值为 1，将 2015 年赋值为 0。

^①资料来源：《2020 年度开化县林业局野生动物肇事理赔工作总结》与《2021 年度开化县林业局野生动物肇事理赔工作总结》。

^②钱江源国家公园体制试点范围内外肇事野生动物包括野猪、黄鹿、野兔、松鼠、鸟等，在调查中国国家公园体制试点范围内农户普遍反映对当地农作物带来主要破坏的野生动物是野猪与黄鹿。本文野生动物肇事主要指野生动物肇事对农户农业生产造成的相应损失。

3.控制变量。本文在回归分析中控制了其他影响野生动物肇事及农户适应性行为的因素。相关研究表明,个体与家庭特征变量主要反映农户的资源禀赋条件,会影响农户的适应性行为(曹玉昆等,2019),土地特征变量与村庄特征变量主要反映农户生计对自然资源的依赖程度,会影响野生动物肇事程度及农户的适应性行为(陈哲璐等,2022)。因此,本文选择的具体控制变量如下:其一,户主个人特征变量。包括年龄、受教育年限和担任村干部经历。相关研究表明,年龄增加扩大了农户改变生计途径的成本,使得依赖传统农林业经营的农户更易遭受野生动物肇事影响。户主受教育年限高意味着农户拥有相对较高的人力资本,户主担任过村干部意味着农户拥有相对较高的社会资本,因而会采取更多的预防行为。其二,家庭特征变量。包括务农人数、非农就业人数、健康劳动力比例、非农收入占比和人均收入。务农人数、非农就业人数与健康劳动力比例主要用于衡量家庭的禀赋条件。非农收入占比和人均收入代表农户的家庭预算约束水平,非农收入和人均收入的增加扩大了农户开展各类型适应性行为的选择范围。其三,土地特征变量。包括家庭耕地面积和林地面积。一方面,农户拥有农林地面积越大,开展传统农林业生产的可能性越大,由此遭受野生动物肇事的风险也会越大。另一方面,由于规模经济的存在,农户会承受更高成本的预防行为。其四,村庄特征变量。包括村委会到乡镇政府距离、耕地总面积以及村庄是否遭受野生动物破坏。其五,镇级虚拟变量。考虑到国家公园内核心保护区与非核心保护区分属于不同乡镇,故以各乡镇的区域虚拟变量形式来控制国家公园体制试点内外生物多样性保护政策实施程度的差异。

(三) 研究方法

1.双重差分模型。由于野生动物肇事带来的外生冲击具有一定的随机性,为有效评价国家公园体制试点设立的外生冲击带来的影响,本文采用 DID 模型考察国家公园体制试点设立对野生动物肇事和农户适应性行为的影响。同时,在模型中加入其他可能影响估计结果的协变量,以进一步控制处理组和对照组中可能存在的差异(李江一和秦范,2022)。具体模型设定如下:

$$Accident_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 treat_i + \alpha_2 time_t + \alpha_3 treat_i \times time_t + \alpha_4 X_{it} + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

$$Adaptive_{it} = \beta_0 + \beta_1 treat_i + \beta_2 time_t + \beta_3 treat_i \times time_t + \beta_4 X_{it} + \varepsilon'_{it} \quad (2)$$

上面两式中, $Accident_{it}$ 、 $Adaptive_{it}$ 为被解释变量,分别表示国家公园体制试点范围内外野生动物肇事情况和农户所采取的适应性行为, i 代表农户, t 代表时间。 $treat_i$ 为分组虚拟变量,若农户位于国家公园体制试点范围内,则属于实验组,对应的 $treat_i=1$, 否则 $treat_i=0$ 。 $time_t$ 为国家公园体制试点设立的虚拟变量,设立前 $time_t=0$, 设立后 $time_t=1$ 。 $treat_i \times time_t$ 为核心解释变量,是农户组别虚拟变量与试点设立时间虚拟变量的交互项, X_{it} 为控制变量; ε_{it} 、 ε'_{it} 为随个体和时间而改变的扰动项。 α_0 、 β_0 为常数项, α_1 、 α_2 、 α_3 、 α_4 和 β_1 、 β_2 、 β_3 、 β_4 为解释变量的估计系数。

2.熵值法。熵值法可以将不同量纲、不同数量级指标标准化,具有较强客观性、可比性与实用性(刘秉镰和秦文晋,2022)。由于户主的人力资本水平是一个涉及多个衡量维度的综合指标,因此,

本文采用熵值法将户主年龄、受教育年限和健康水平等^①单个指标综合起来，构建人力资本综合指数来衡量户主人力资本水平，以便从不同人力资本水平角度分析农户应对野生动物肇事的适应性行为差异。本文基于标准化的指标 F_{ij} （该指标为农户户主 i 第 j 项指标的标准化赋值， j 为上文提到的衡量人力资本的 3 个单项指标）及根据熵值法得到的指标权重 φ_j ，求出农户户主 i 的人力资本综合指数（ HC_i ）。计算公式如下：

$$HC_i = \sum_{j=1}^m \varphi_j \times F_{ij} \quad (3)$$

（3）式中， m 代表指标个数， HC_i 表示 4 县（市）样本户户主 i 的人力资本综合指数，数值范围在 0 和 1 之间。 HC_i 越大，表示人力资本水平越高，反之， HC_i 越小，表示人力资本综合指数越低。本文拟以 $HC_i=0.5$ 为划分标准，将样本户划分为高人力资本和低人力资本两组。

四、描述性分析

（一）总体描述

表 1 对 2015 年和 2020 年野生动物肇事、农户适应性行为及相关协变量的情况分别进行了描述性统计。结果表明，遭受野生动物肇事的农户比例从 2015 年的 0.31 上升至 2020 年的 0.39，户均农业受灾面积比例和受灾损失金额也有所增加，其中户均农业受灾面积比例从 2015 年的 0.17 增加至 2020 年的 0.23，户均农业受灾损失金额从 2015 年的 319.31 元上升至 2020 年的 974.84 元。然而，面对更为严重的野生动物肇事损失，2020 年采取适应性行为的农户比例相较于 2015 年增加了 0.03，相反，采取致伤性预防行为的比例在 5 年之内降低了 0.11。相关研究表明，由于野生动物肇事呈散点状发生与难预测性等特点，加之缺乏外部的制度保障与支持，农户面临相对较高的适应性行为成本（马奔和温亚利，2022），因而补救行为采纳情况基本不变。

表 1 总体描述性统计

	变量名称	变量说明	2015 年		2020 年	
			均值	标准差	均值	标准差
野生动物肇事情况	野生动物肇事	农户是否遭受野生动物肇事：是=1，否=0	0.31	0.46	0.39	0.49
	受灾面积比例	家庭农业受灾面积/家庭耕地总面积	0.17	0.33	0.23	0.38
	受灾损失金额	家庭农业受灾损失金额（元），取对数处理	-6.57	7.99	-5.16	8.68
适应性行为情况	适应性行为	农户是否采取适应性行为：是=1，否=0	0.47	0.50	0.50	0.50
	预防行为	农户是否采取预防行为：是=1，否=0	0.44	0.50	0.44	0.50

^①受教育程度和健康水平是正向指标，即受教育程度越高、身体越健康的户主，人力资本水平越高；年龄是负向指标，即青壮年户主比中老年户主的人力资本水平更高。

国家公园体制试点设立对野生动物肇事及农户适应性行为的影响

(续表 1)						
	致伤性预防行为	农户是否采取致伤性预防行为: 是=1, 否=0	0.14	0.35	0.03	0.16
	非致伤性预防行为	农户是否采取非致伤性预防行为: 是=1, 否=0	0.39	0.49	0.43	0.49
	补救行为	农户是否采取补救行为: 是=1, 否=0	0.13	0.34	0.14	0.35
	舍弃行为	农户是否采取舍弃行为: 是=1, 否=0	0.02	0.15	0.07	0.25
协变量 情况	户主村干部经历	户主是否有村干部经历: 是=1, 否=0	0.23	0.42	0.29	0.45
	年龄	户主年龄(岁)	51.38	11.21	56.38	11.21
	受教育年限	户主受教育年限(年)	7.93	3.88	7.93	3.89
	务农人数	家庭参与农业劳动人数(人)	1.03	0.90	1.02	0.91
	非农就业人数	家庭参与非农业劳动人数(人)	1.92	1.01	1.99	1.04
	健康劳动力比例	家庭健康劳动力数/家庭劳动力总数	0.92	0.24	0.91	0.25
	非农收入占比	家庭非农收入/家庭总收入	0.88	0.24	0.89	0.23
	人均收入	家庭总收入/家庭总人数(元), 取对数处理	10.26	1.03	10.37	1.00
	林地面积	家庭经营林地总面积(亩)	8.30	56.88	8.64	57.18
	耕地面积	家庭经营耕地总面积(亩)	4.47	24.72	4.52	25.43
	村委会到乡镇政府距离	村委会到乡镇政府所在地距离(公里)	5.43	4.07	5.43	4.07
	耕地总面积	村庄耕地总面积(亩)	1604.16	1516.91	1604.16	1516.91
	村庄是否遭受野生动物破坏	村庄是否遭受野生动物破坏: 是=1, 否=0	0.76	0.43	0.76	0.43
镇级虚拟变量情况(以苏庄镇为参照)	长虹乡	是=1, 否=0	0.08	0.27	0.08	0.27
	齐溪镇	是=1, 否=0	0.09	0.28	0.09	0.28
	辉埠镇	是=1, 否=0	0.09	0.28	0.09	0.28
	青石镇	是=1, 否=0	0.09	0.28	0.09	0.28
	芳村镇	是=1, 否=0	0.08	0.28	0.08	0.28
	姜家镇	是=1, 否=0	0.09	0.28	0.09	0.28
	汾口镇	是=1, 否=0	0.09	0.28	0.09	0.28
	界首乡	是=1, 否=0	0.09	0.28	0.09	0.28
	下涯镇	是=1, 否=0	0.07	0.26	0.07	0.26
	李家镇	是=1, 否=0	0.08	0.28	0.08	0.28
	梅城镇	是=1, 否=0	0.09	0.28	0.09	0.28

注: 为使取对数有意义, 受灾损失金额为 0 的, 均将其赋值为 0.00001, 之后再取对数。

(二) 国家公园体制试点范围内外关键变量描述

表 2 对 2015 年和 2020 年国家公园体制试点范围内外地区的野生动物肇事、农户适应性行为情况分别进行了统计, 并对变量的均值差异进行了显著性检验。数据表明, 国家公园体制试点范围内地区

农业受灾面积比例显著大于国家公园体制试点范围外地区，且在国家公园体制试点范围内，随着时间推移，野生动物肇事愈发严重。在适应性行为方面，与 2015 年相比，2020 年国家公园体制试点范围内采取致伤性预防行为的农户比例减少至 0.04，采取非致伤性预防行为的农户比例上升至 0.66，国家公园体制试点范围外采取致伤性预防行为的农户比例减少至 0.02，采取非致伤性预防行为的农户比例不变。可见，在国家公园体制试点范围内地区，采取适应性行为的农户比例有所提高，而且相应的适应性行为以非致伤性预防行为为主。

表 2 关键变量的描述性统计

	变量名称	试点内				试点外			
		2015 年		2020 年		2015 年		2020 年	
		均值	标准差	均值	标准差	均值	标准差	均值	标准差
野生动物肇事情况	受灾面积比例	0.27***	0.38	0.41***	0.41	0.13	0.31	0.17	0.35
	受灾损失金额	446.9	866.4	2696.2**	20871.1	277.5	1683.5	410.8	1898.1
适应性行为情况	适应性行为	0.65***	0.48	0.75***	0.43	0.42	0.49	0.42	0.49
	预防行为	0.61***	0.49	0.70***	0.46	0.38	0.49	0.36	0.48
	致伤性预防行为	0.22***	0.41	0.04	0.20	0.11	0.32	0.02	0.15
	非致伤性预防行为	0.53***	0.50	0.66***	0.47	0.35	0.48	0.35	0.48
	补救行为	0.24***	0.43	0.28***	0.45	0.10	0.30	0.10	0.30
	舍弃行为	0.05**	0.22	0.10*	0.31	0.01	0.12	0.05	0.23
观测值		116		116		354		354	

注：①星号为对应年份“试点内”与“试点外”特定变量差异的 t 统计检验显著性程度。②***、**和*分别表示 1%、5%和 10%的显著性水平。③“试点内”与“试点外”分别代表国家公园体制试点范围内地区和试点范围外地区。

（三）不同人力资本水平、收入水平与农业收入占比分组下的关键变量描述

在表 2 讨论的基础上，依据人力资本水平、收入水平与农业收入占比^①特征对农户进行分组统计，详见表 3、表 4 和表 5。总体来看，2020 年不同分组的农户采取致伤性预防行为的比例均低于 2015 年。具体来看，户主人力资本水平不同的农户所采取的适应性行为存在差异。与 2015 年相比，2020 年国家公园体制试点范围内的高人力资本组农户采取致伤性预防行为的比例减少至 0.04，采取非致伤性预防行为的比例上升至 0.67，且国家公园体制试点范围内的农户相比试点范围外的农户更倾向于采取适应性行为。同时，家庭人均收入不同的农户对适应性行为的选择也存在一定的差异。国家公园体制试点范围内的高人均收入组农户采取致伤性预防行为的比例从 2015 年的 0.20 减少至 2020 年的 0.04，采取非致伤性预防行为的比例从 2015 年的 0.49 上升至 2020 年的 0.65，且居住在国家公园体制试点范围

^①考虑到政策评价的有效性，本文采用政策实施前的数据。依据各县（市）统计年鉴中 2015 年的农村居民人均可支配收入数据，将样本户分为两组，家庭人均收入高于案例县（市）农村居民人均可支配收入的样本户归为高人均收入组，低于农村居民人均可支配收入的样本户归为低人均收入组。农业收入占比主要按照收入来源区分，农业收入占总收入 50%及以上的为高农业收入占比组，即收入主要依赖于农业，小于 50%的为低农业收入占比组，即收入主要依赖于非农业。

内的农户比居住在试点范围外的农户更倾向于采取适应性行为。不同农业收入占比的农户所采取的适应性行为也有所不同。无论高农业收入占比组农户还是低农业收入占比组农户,居住在国家公园体制试点范围内的农户相比居住在试点范围外的农户均更倾向于采取适应性行为。

表 3 人力资本水平分组关键变量的描述性统计

变量名称	2015 年				2020 年			
	试点内		试点外		试点内		试点外	
	高资本	低资本	高资本	低资本	高资本	低资本	高资本	低资本
适应性行为	0.64*** (0.48)	0.67*** (0.48)	0.42 (0.49)	0.39 (0.49)	0.77*** (0.42)	0.67** (0.48)	0.44 (0.50)	0.35 (0.48)
预防行为	0.60*** (0.49)	0.67*** (0.48)	0.39 (0.49)	0.33 (0.48)	0.71*** (0.46)	0.67*** (0.68)	0.37 (0.48)	0.30 (0.46)
致伤性预防行为	0.24*** (0.43)	0.13 (0.34)	0.11 (0.31)	0.14 (0.35)	0.04 (0.21)	0.04 (0.20)	0.02 (0.13)	0.05 (0.23)
非致伤性预防行为	0.50** (0.50)	0.63*** (0.49)	0.37 (0.48)	0.25 (0.43)	0.67*** (0.47)	0.63*** (0.49)	0.37 (0.48)	0.25 (0.43)
补救行为	0.25*** (0.44)	0.21 (0.41)	0.09 (0.29)	0.12 (0.33)	0.28*** (0.45)	0.29 (0.46)	0.09 (0.28)	0.14 (0.35)
舍弃行为	0.04* (0.21)	0.08 (0.28)	0.01 (0.12)	0.02 (0.13)	0.10 (0.30)	0.13 (0.34)	0.06 (0.23)	0.04 (0.19)
观测值	92	24	297	57	92	24	297	57

注:①括号内为标准差。②星号为对应年份“试点内”与“试点外”特定变量差异的t统计检验显著性程度。③***、**和*分别表示1%、5%和10%的显著性水平。④“试点内”与“试点外”分别代表国家公园体制试点范围内地区和试点范围外地区。⑤“高资本”与“低资本”分别代表高人力资本组农户与低人力资本组农户。

表 4 收入水平分组关键变量的描述性统计

变量名称	2015 年				2020 年			
	试点内		试点外		试点内		试点外	
	高收入	低收入	高收入	低收入	高收入	低收入	高收入	低收入
适应性行为	0.61*** (0.49)	0.75*** (0.44)	0.42 (0.49)	0.38 (0.49)	0.75*** (0.44)	0.75*** (0.44)	0.43 (0.50)	0.41 (0.50)
预防行为	0.57*** (0.50)	0.72*** (0.46)	0.38 (0.49)	0.38 (0.49)	0.69*** (0.47)	0.72*** (0.46)	0.36 (0.48)	0.37 (0.49)
致伤性预防行为	0.20** (0.40)	0.25* (0.44)	0.11 (0.32)	0.11 (0.32)	0.04 (0.19)	0.06 (0.25)	0.02 (0.14)	0.03 (0.18)
非致伤性预防行为	0.49** (0.50)	0.63** (0.49)	0.34 (0.48)	0.37 (0.49)	0.65*** (0.48)	0.69*** (0.47)	0.34 (0.48)	0.37 (0.49)
补救行为	0.24*** (0.43)	0.25* (0.44)	0.09 (0.29)	0.11 (0.32)	0.29*** (0.45)	0.28** (0.46)	0.10 (0.30)	0.10 (0.30)

(续表 4)								
舍弃行为	0.05*	0.06	0.01	0.02	0.10	0.13	0.05	0.06
	(0.21)	(0.25)	(0.12)	(0.13)	(0.30)	(0.34)	(0.22)	(0.25)
观测值	84	32	291	63	84	32	291	63

注：①括号内为标准差。②星号为对应年份“试点内”与“试点外”特定变量差异的t统计检验显著性程度。③***、**和*分别表示1%、5%和10%的显著性水平。④“试点内”与“试点外”分别代表国家公园体制试点范围内地区和试点范围外地区。⑤“高收入”与“低收入”分别代表高人均收入组农户与低人均收入组农户。

表 5 农业收入占比分组关键变量的描述性统计

变量名称	2015 年				2020 年			
	试点内		试点外		试点内		试点外	
	高占比	低占比	高占比	低占比	高占比	低占比	高占比	低占比
适应性行为	0.77	0.63***	0.54	0.41	0.77	0.75***	0.58	0.41
	(0.44)	(0.48)	(0.51)	(0.49)	(0.44)	(0.44)	(0.50)	(0.49)
预防行为	0.77	0.59***	0.50	0.38	0.77	0.69***	0.54	0.35
	(0.44)	(0.49)	(0.51)	(0.48)	(0.44)	(0.47)	(0.51)	(0.48)
致伤性预防行为	0.15	0.22***	0.08	0.12	0.08	0.04	0.00	0.02
	(0.38)	(0.42)	(0.27)	(0.32)	(0.28)	(0.19)	(0.00)	(0.15)
非致伤性预防行为	0.62	0.51***	0.50	0.33	0.69	0.66***	0.54	0.33
	(0.51)	(0.50)	(0.51)	(0.47)	(0.48)	(0.48)	(0.51)	(0.47)
补救行为	0.31	0.23***	0.19	0.09	0.38*	0.27***	0.12	0.09
	(0.48)	(0.42)	(0.40)	(0.28)	(0.51)	(0.45)	(0.33)	(0.29)
舍弃行为	0.08	0.05*	0.00	0.02	0.08	0.11*	0.00	0.06
	(0.28)	(0.22)	(0.00)	(0.12)	(0.28)	(0.31)	(0.00)	(0.23)
观测值	13	103	26	328	13	103	26	328

注：①括号内为标准差。②星号为对应年份“试点内”与“试点外”特定变量差异的t统计检验显著性程度。③***、**和*分别表示1%、5%和10%的显著性水平。④“试点内”与“试点外”分别代表国家公园体制试点范围内地区和试点范围外地区。⑤“高占比”与“低占比”分别代表高农业收入占比组农户与低农业收入占比组农户。

五、计量结果分析

(一) 国家公园体制试点设立对野生动物肇事的影响

表 6 显示了考虑与不考虑控制变量情况下国家公园体制试点设立对野生动物肇事影响的回归结果。在增加控制变量的情况下，国家公园体制试点设立导致农业受灾面积比例显著提高了 0.095，而农业受灾损失金额显著提高了 255%。由此可知，国家公园体制试点设立之后，由于野生动物种群数量增加，野生动物肇事对农业生产的破坏程度明显增加，假说 H1 得到验证。

表 6 国家公园体制试点设立对野生动物肇事影响的 DID 估计

变量名称	2015 年	2020 年	DID	R ²	2015 年	2020 年	DID	R ²
受灾面积比例	0.122** (0.059)	0.213*** (0.059)	0.091* (0.051)	0.14	0.201*** (0.077)	0.296*** (0.077)	0.095* (0.050)	0.18
受灾损失金额	4.181*** (1.361)	6.716*** (1.361)	2.535** (1.163)	0.17	5.346*** (1.719)	7.896*** (1.714)	2.549** (1.120)	0.24
个人特征变量	未控制				已控制			
家庭特征变量	未控制				已控制			
村特征变量	未控制				已控制			
镇级虚拟变量	已控制				已控制			
观测值	470	470	940		470	470	940	

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

（二）国家公园体制试点设立对农户适应性行为的影响

国家公园体制试点设立对农户适应性行为影响的回归结果见表 7。结果表明，农户整体适应性行为的选择未发生显著变化，其中补救行为的选择也没有显著变化。由此可见，国家公园体制试点设立之后，虽然野生动物肇事的概率显著增加，但农户整体采取适应性行为的概率并没有发生显著变化。

但是可以发现，在国家公园体制试点设立后，农户适应性行为的结构发生了变化。农户选择致伤性预防行为的概率显著减少，而采取非致伤性预防行为的概率显著增加。在添加控制变量的情况下，国家公园体制试点设立使得农户选择致伤性预防行为的概率显著降低了 0.08，而选择非致伤性预防行为的概率则显著提高了 0.14。近年来，钱江源国家公园体制试点严格落实野生动物保护相关政策法规，开展整治自然资源破坏行为的一系列活动，促使农户提升了对保护野生动物的认知，使其所采取的适应性行为往往建立在保护野生动物的前提之下。上述结论验证了研究假说 H2。

表 7 国家公园体制试点设立对农户适应性行为影响的 DID 估计

变量名称	2015 年	2020 年	DID	R ²	2015 年	2020 年	DID	R ²
适应性行为	0.260*** (0.080)	0.355*** (0.080)	0.095 (0.068)	0.19	0.134 (0.102)	0.230** (0.102)	0.096 (0.067)	0.25
预防行为	0.253*** (0.080)	0.362*** (0.080)	0.109 (0.068)	0.19	0.130 (0.102)	0.240** (0.102)	0.110* (0.066)	0.24
致伤性预防行为	0.118** (0.047)	0.036 (0.047)	-0.082** (0.040)	0.09	0.195*** (0.062)	0.115* (0.062)	-0.080** (0.040)	0.10
非致伤性预防行为	0.239*** (0.081)	0.377*** (0.081)	0.138** (0.069)	0.16	-0.001 (0.103)	0.139 (0.102)	0.140** (0.067)	0.21
补救行为	0.119** (0.059)	0.163*** (0.059)	0.043 (0.050)	0.08	0.268*** (0.077)	0.311*** (0.077)	0.043 (0.050)	0.09
舍弃行为	0.020 (0.036)	0.032 (0.036)	0.012 (0.031)	0.04	0.011 (0.047)	0.024 (0.047)	0.014 (0.031)	0.06

(续表 7)						
个人特征变量	未控制			已控制		
家庭特征变量	未控制			已控制		
村特征变量	未控制			已控制		
镇级虚拟变量	已控制			已控制		
观测值	470	470	940	470	470	940

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

(三) 国家公园体制试点设立对农户适应性行为影响的异质性分析

本文进一步根据人力资本水平、收入水平与农业收入占比^①对样本户进行分组，进而依托回归模型分析国家公园体制试点设立对农户适应性行为影响的异质性。表 8 显示了回归结果。国家公园体制试点设立使得高人力资本水平组农户选择预防行为的概率显著提高了 0.131。其中，选择致伤性预防行为的概率显著降低了 0.100，选择非致伤性预防行为的概率显著提高了 0.175。这一结果与之前相关研究结果一致，由于高人力资本水平户主处于青壮年时期，文化程度更高且身体状况更好，因而具备一定的条件和能力采取预防行为（尚婷婷和曹玉昆，2019）。

在国家公园体制试点设立之后，家庭人均收入较高的农户更倾向于采取适应性行为，其选择适应性行为的概率显著提高了 0.142。其中，选择预防行为的概率显著提高了 0.146，选择非致伤性预防行为的概率显著提高了 0.169。另外，一个有意思的发现是，与研究假说 H3 相反，虽然野生动物肇事主要影响农业生产，但国家公园体制试点设立后高农业收入占比组农户的适应性行为并没有显著增加，反而低农业收入占比组农户更倾向于采取适应性行为。具体而言，低农业收入占比组农户选择预防行为的概率显著提高了 0.131，选择致伤性预防行为的概率显著降低了 0.092，而选择非致伤性预防行为的概率显著提高了 0.156。通过农户调查发现，低农业收入占比组农户的家庭收入来源以非农就业为主，其家庭人均收入水平比高农业收入占比组农户高 38.7%，而收入较高的农户更愿意采取需要一定成本的预防行为。与之相反，高农业收入占比组的农户由于较为明显的流动性约束，其适应性行为在国家公园体制试点设立前后并没有明显变化。这与现有的研究结论相符，即家庭人均收入水平高以及收入来源多样化会提升农户的资源禀赋水平，进而降低资源禀赋条件对其采取适应性行为的制约（李俊睿等，2018）。因此，假说 H3 部分得到验证。

^①考虑到政策评价的有效性，本文采用政策实施前的数据。依据各县（市）统计年鉴 2015 年农村居民人均可支配收入将样本户分为两组，家庭人均收入高于案例县（市）农村居民人均可支配收入的样本户归为高人均收入组，低于农村居民人均可支配收入的样本户归为低人均收入组。农业收入占比主要按照收入来源区分，农业收入占总收入 50%及以上的为高农业收入占比组，即收入主要依赖于农业，小于 50%的为低农业收入占比组，即收入主要依赖于非农业。

表 8 人力资本水平、收入水平与农业收入占比分组下国家公园体制试点设立对农户适应性行为影响的 DID 估计

变量名称	按人力资本分组		按人均可支配收入分组		按农业收入占比分组	
	高资本	低资本	高收入	低收入	高占比	低占比
适应性行为	0.114 (0.075)	0.046 (0.133)	0.142* (0.079)	-0.035 (0.108)	-0.033 (0.194)	0.116 (0.071)
预防行为	0.131* (0.074)	0.045 (0.136)	0.146* (0.079)	0.010 (0.112)	-0.048 (0.182)	0.131* (0.071)
致伤性预防行为	-0.100** (0.044)	0.008 (0.094)	-0.072 (0.045)	-0.110 (0.086)	-0.040 (0.107)	-0.092** (0.043)
非致伤性预防行为	0.175** (0.075)	0.009 (0.134)	0.169** (0.079)	0.062 (0.118)	0.061 (0.172)	0.156** (0.071)
补救行为	0.035 (0.055)	0.071 (0.122)	0.044 (0.057)	0.041 (0.103)	0.126 (0.163)	0.040 (0.052)
舍弃行为	0.012 (0.034)	0.023 (0.070)	0.012 (0.034)	0.011 (0.068)	0.006 (0.016)	0.017 (0.033)
控制变量	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制
镇级虚拟变量	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制
观测值	778	162	750	190	78	862

注：①括号内为标准误。②***、**和*分别表示 1%、5%和 10%的显著性水平。③“高资本”与“低资本”分别代表高人力资本组农户与低人力资本组农户，“高收入”与“低收入”分别代表高人均收入组农户与低人均收入组农户，“高占比”与“低占比”分别代表高农业收入占比组农户与低农业收入占比组农户。

六、稳健性检验

为了证实上文所有效应确实是由国家公园体制试点设立所引起，本文进行了共同趋势检验和安慰剂检验，以证明前述结果的有效性和稳健性。

（一）共同趋势检验

采用 DID 模型估计国家公园体制试点设立对野生动物肇事及农户适应性行为的影响，需要保证有关变量遵循共同趋势假设，否则参数估计结果会有偏差（Heckman et al., 1998）。由于这个假设较难验证，部分文献选择检验政策实施前后处理组和对照组可观测变量的系统性差异，以判断是否满足共同趋势假设（张志明等，2021）。具体而言，本文检验了国家公园体制试点设立前园区内外农户和村庄的基本特征是否存在系统性差异。如果存在差异，则表示共同趋势假设难以成立。如果没有显著变化，则可以认为满足共同趋势假设。

表 9 对 2015 年和 2020 年国家公园体制试点范围内外户主个人特征、农户家庭特征、土地特征和村庄特征分别进行了统计。结果显示，在 2015 年和 2020 年，国家公园体制试点范围内外户主个人特征和土地特征不存在显著差异，但家庭特征和村庄特征存在显著差异，且差异方向一致、大小基本相同。可见，虽然国家公园体制试点范围内外农户在家庭特征和村庄特征上存在系统差异，但这些差异

并未因政策的实施而发生改变，因而可以认为本文所使用的 DID 模型满足共同趋势假设。

表 9 DID 模型的共同趋势检验结果

变量名称	试点内				试点外			
	2015 年		2020 年		2015 年		2020 年	
	均值	标准差	均值	标准差	均值	标准差	均值	标准差
户主村干部经历	0.21	0.41	0.25	0.43	0.23	0.42	0.30	0.46
年龄	52.23	11.46	57.23	11.46	51.10	11.13	56.10	11.13
受教育年限	7.53	3.70	7.53	3.70	8.06	3.94	8.06	3.95
务农人数	1.19**	0.79	1.19**	0.83	0.97	0.93	0.96	0.93
非农就业人数	1.89	1.04	1.95	1.07	1.93	1.00	2.01	1.03
劳动力健康比例	0.92	0.23	0.90	0.24	0.92	0.24	0.91	0.25
非农收入占比	0.85*	0.26	0.83***	0.27	0.89	0.23	0.90	0.22
人均收入	9.97***	1.20	10.14***	1.24	10.35	0.95	10.44	0.89
林地面积	14.73	43.44	16.24	44.64	6.19	60.54	6.42	60.59
耕地面积	6.76	33.28	7.11	35.44	3.72	21.18	3.67	21.15
交通距离	7.63***	5.00	7.63***	5.00	4.71	3.43	4.71	3.43
耕地总面积	2216***	2706	2216***	2706	1404	713	1404	713
村庄是否遭受野生动物破坏	1.00***	0.00	1.00***	0.00	0.68	0.47	0.68	0.47
观测值	116		116		354		354	

注：①星号为对应年份“试点内”和“试点外”特定变量差异的 t 统计检验显著性程度。②***、**和*分别表示 1%、5%和 10%的显著性水平。③“试点内”与“试点外”分别代表国家公园体制试点范围内地区和试点范围外地区。

（二）安慰剂检验

为验证上文所有效应未受其他同时发生的政策的影响，本文采用石大千等（2018）的方法，对基准回归结果进行安慰剂检验。其核心思想是在所有 470 户样本农户中随机抽取与本文处理组同等数量的农户（116 户）作为“伪处理组”，生成伪政策虚拟变量（即模型中的交互项）进行回归，并重复 500 次，以检验伪政策虚拟变量是否显著。如果估计系数显著，则证明原有估计结果可能存在偏差，反之则相反。从图 2 可以看出，大部分系数估计值都集中在 0 点附近，大多数估计值的 p 值都大于 0.1^①，即回归系数并不显著。而且垂直虚线代表的真实处理组变量系数估计值的位置远离其他估计系数，表明上文估计结果不太可能受到其他政策或者随机因素的影响^②，从而证明上文 DID 估计结果可靠。

^①篇幅所限，本文并未呈现不含核密度线的安慰剂检验结果，感兴趣的读者可以通过编辑部向作者索取。

^②篇幅所限，本文并未呈现不同人力资本、收入水平与农业收入占比分组下的安慰剂检验结果，感兴趣的读者可以通过编辑部向作者索取。

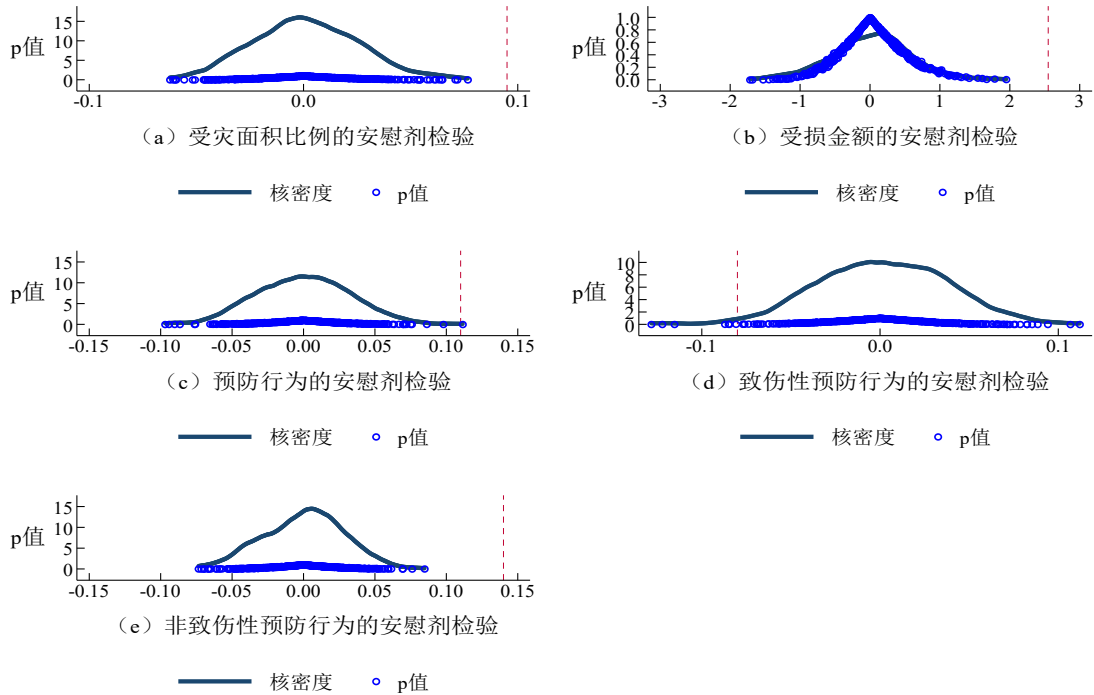


图2 安慰剂检验的估计系数分布

七、结论与启示

本文以钱江源国家公园体制试点设立为例，分析了国家公园体制试点设立对野生动物肇事及农户适应性行为的影响，并识别了不同人力资本水平、收入水平与农业收入占比的农户组采取适应性行为的差异。研究发现：其一，国家公园体制试点设立导致农业受灾面积及受灾损失金额均显著增加，国家公园体制试点范围内农户农业生产更易受到野生动物肇事的影响。其二，国家公园体制试点设立后，农户所选择适应性行为的结构发生了变化，其中选择致伤性预防行为的概率显著降低，选择非致伤性预防行为的概率显著提高。其三，由于人力资本水平、收入水平与农业收入占比的不同，不同农户的适应性行为也存在差异，高人力资本水平和高收入水平组农户更倾向于采取适应性行为来缓解或降低野生动物肇事频率和损失。

基于上述研究结论可以得出以下政策启示：其一，定期生态化捕杀繁殖力与破坏力大的非保护名录下的野生动物。在野生动物肇事比较严重的地区，组织具有一定资质的专业狩猎队，在法律允许范围内定期捕杀一批繁殖力与破坏力大的野生动物（如野猪等），同时对尸体进行无害化处理。其二，在国家公园体制试点范围内实现野生动物肇事保险全覆盖。由于现有野生动物肇事以散点状破坏为主，单次破坏程度小，因而需要进一步降低保险赔付门槛，以满足低收入受灾农户现实需求。其三，加大预防野生动物肇事的基础设施专项财政投入。由于野生动物肇事会给农户农业生产带来一定的损失，因此需加大用于预防野生动物肇事的基础设施专项财政资金投入，进一步降低低收入农户采取适应性

行为的成本。其四,科学有序推进核心区生态移民,拓宽国家公园体制试点范围内农户生计收入来源。制定国家公园体制试点核心区生态移民方案,有序组织生态移民,减少野生动物肇事侵害。在非核心区发展生态旅游等经营项目,为周边农户提供更多就业机会。其五,加大应对野生动物肇事培训力度。组建专业培训队伍,依托网络教学、现场演示等多途径加大对野生动物肇事适应性行为尤其是非致伤性预防行为的培训力度。

参考文献

- 1.曹玉昆、刘嘉琦、朱震锋、梁昶,2019:《东北虎豹国家公园建设周边居民参与意愿分析》,《林业经济问题》第3期,第262-268页。
- 2.陈哲璐、程煜、周美玲、徐玲琳、祁新华,2022:《国家公园原住民对野生动物肇事的认知、意愿及其影响因素——以武夷山国家公园为例》,《生态学报》第7期,第2698-2707页。
- 3.刀慧娟、谭文斌,2021:《新时代生态文明背景下野生动物生态补偿机制研究——以西双版纳傣族自治州亚洲象肇事补偿为例》,《北方民族大学学报》第3期,第151-156页。
- 4.高帅、史婵、唐建军,2020:《基于增能赋权视角的农户贫困脆弱性缓解研究——以太行山连片特困地区为例》,《中国农村观察》第1期,第61-75页。
- 5.龚已迅、杨丹,2021:《养殖户气候适应性行为对提高养殖业生产效率的影响》,《自然资源学报》第11期,第2966-2979页。
- 6.何思源、魏钰、苏杨、闵庆文,2020:《保障国家公园体制试点社区居民利益分享的公平与可持续性——基于社会-生态系统意义认知的研究》,《生态学报》第7期,第2450-2462页。
- 7.胡西武、耿强艳、尹国泰,2022:《共同富裕背景下三江源国家公园原住民可持续脱贫能力测度及作用机理研究》,《干旱区资源与环境》第6期,第8-14页。
- 8.李江一、秦范,2022:《如何破解农地流转的需求困境?——以发展新型农业经营主体为例》,《管理世界》第2期,第84-99页、第6页。
- 9.李俊睿、王西琴、王雨濛,2018:《农户参与灌溉的行为研究——以河北省石津灌区为例》,《农业技术经济》第5期,第66-76页。
- 10.刘秉镰、秦文晋,2022:《中国经济高质量发展水平的空间格局与动态演进》,《中国软科学》第1期,第62-75页。
- 11.龙耀,2018:《野生动物致损与经济补偿的诸多选项》,《改革》第2期,第146-158页。
- 12.马奔、温亚利,2022:《人与野生动物冲突研究现状及经验启示》,《生态学报》第8期,第3082-3092页。
- 13.马聪玲、张相宜,2022:《国家公园旅游利用国内外研究热点对比研究——基于2012-2021年国内外文献的Cite Space可视化分析》,《价格理论与实践》第2期,第120-124页、第202页。
- 14.毛慧、付咏、彭澎、柴宇佳,2022:《风险厌恶与农户气候适应性技术采用行为——基于新疆植棉农户的实证分析》,《中国农村观察》第1期,第126-145页。
- 15.石大千、丁海、卫平、刘建江,2018:《智慧城市建设能否降低环境污染》,《中国工业经济》第6期,第117-135页。

- 16.尚婷婷、曹玉昆, 2019: 《东北虎豹国家公园周边居民可持续生计评价分析》, 《林业经济》第 10 期, 第 17-22 页。
- 17.孙鹏飞、赵凯、王雅南, 2021: 《抚养负担对农户宅基地退出前后福利变化的影响——基于教育人力资本的调节效应》, 《农业技术经济》第 11 期, 第 113-129 页。
- 18.童庆蒙、张露、张俊飏, 2018: 《家庭禀赋特征对农户气候变化适应性行为的影响研究》, 《软科学》第 1 期, 第 136-139 页。
- 19.田美玲、康玲、方世明, 2020: 《社区居民感知视角神农架国家公园体制试点区管理机制研究》, 《林业经济问题》第 3 期, 第 236-243 页。
- 20.唐小平, 2022: 《高质量建设国家公园的实现路径》, 《林业资源管理》第 3 期, 第 1-11 页。
- 21.吴春雅、刘菲菲, 2015: 《气候变化背景下稻农洪涝适应性工程措施采用行为研究——基于鄱阳湖生态经济区调查》, 《农业技术经济》第 3 期, 第 15-24 页。
- 22.杨宇、王金霞、侯玲玲、黄季焜, 2018: 《华北平原的极端干旱事件与农村贫困: 不同收入群体在适应措施采用及成效方面的差异》, 《中国人口·资源与环境》第 1 期, 第 124-133 页。
- 23.杨锐, 2021: 《中国国家公园治理体系: 原则、目标与路径》, 《生物多样性》第 3 期, 第 269-271 页。
- 24.张晨、郭鑫、翁苏桐、高峻、付晶, 2019: 《法国大区公园经验对钱江源国家公园体制试点区跨界治理体系构建的启示》, 《生物多样性》第 1 期, 第 97-103 页。
- 25.张志明、杜明威、耿景珠, 2021: 《中国对美加征反制关税的进口贸易效应——基于双重差分模型的检验》, 《统计研究》第 9 期, 第 34-44 页。
- 26.朱洪革、赵梦涵、陈雅如、张宇彤, 2022: 《国家公园社区治理国际经验及启示》, 《世界林业研究》第 5 期, 第 1-6 页。
- 27.Bezihalem, N., Y. Mesele, and T. Bewuketu, 2017, "Human-Wildlife Conflict in Choke Mountains, Ethiopia", *International Journal of Biodiversity and Conservation*, 9(1): 1-8.
- 28.Budhathoki, N. K., J. A. Lassa, S. Pun, and K. K. Zander, 2019, "Farmers' Interest and Willingness-to-Pay for Index-Based Crop Insurance in the Lowlands of Nepal", *Land Use Policy*, 85: 1-10.
- 29.Fang, L., Y. Hong, Z. Zhou, and W. Chen, 2021, "The Frequency and Severity of Crop Damage by Wildlife in Rural Beijing, China", *Forest Policy and Economics*, 124: 102379.
- 30.Heckman, J. J., H. Ichimura, and P. Todd, 1998, "Matching as an Econometric Evaluation Estimator", *Review of Economic Studies*, 65(2): 261-294.
- 31.Karant, K. K., S. Gupta, and A. Vanamamalai, 2018, "Compensation Payments, Procedures and Policies Towards Human-Wildlife Conflict Management: Insights from India", *Biological Conservation*, 227: 383-389.
- 32.Ma, B., Y. Xie, T. Zhang, W. Zeng, and G. Hu, 2020, "Identification of Conflict Between Wildlife Living Spaces and Human Activity Spaces and Adjustments in/around Protected Areas Under Climate Change: A Case Study in the Three-River Source Region", *Journal of Environmental Management*, 262(5): 110322.
- 33.Ritov, I., and J. Baron, 1992, "Status-Quo and Omission Biases", *Journal of Risk and Uncertainty*, 5(1): 49-61.

- 34.Sims, K. R. E., and J. M. Alix-Garcia, 2017, “Parks Versus PES: Evaluating Direct and Incentive-Based Land Conservation in Mexico”, *Journal of Environmental Economics and Management*, 86: 8-28.
- 35.Sitienei, A. J., G. Jiwen, and S. M. Ngene, 2014, “Assessing the Cost of Living with Elephants (*Loxodonta Africana*) in Areas Adjacent to Meru National Park, Kenya”, *European Journal of Wildlife Research*, 60(2): 323-330.
- 36.Tanner, T., and T. Mitchell, 2008, “Entrenchment or Enhancement: Could Climate Change Adaptation Help to Reduce Chronic Poverty”, *IDS bulletin*, 39(4): 6-15.
- 37.Thurfjell, H., G. Spong, and G. Ericsson, 2013, “ Effects of Hunting on Wild Boar *Sus Scrofa* Behaviour”, *Wildlife Biology*, 19(1): 87-93.

(作者单位: ¹浙江农林大学经济管理学院;
²浙江农林大学浙江省乡村振兴研究院)
(责任编辑: 马太超)

The Impacts of the Establishment of National Park System Pilots on Wildlife Incidents and Farmers' Adaptive Behaviors

ZHU Zhen CHAI Jinlu NING Ke

Abstract: Based on the questionnaire survey data of 480 farmers from 4 counties and cities in Zhejiang Province, this study adopts the difference-in-differences model (DID) to analyze the impact of Qianjiangyuan National Park system pilot on wildlife incidents and farmers' adaptive behaviors, and reveals the heterogeneity of farmers' adaptive behaviors from the perspective of human capital level, income level and agricultural income proportion. The results show that after the establishment of the national park system pilot, the agricultural disaster area and the amount of disaster losses have increased significantly. Compared with the previous years, the probability of farmers choosing adaptive behaviors has not changed significantly, but the behavior structure has changed significantly. Among them, the probability of preventive behaviors adoption has decreased significantly, while the probability of non-injury behaviors adoption has increased significantly. At the same time, the groups of farmers with a high level of human capital and high income level are more inclined to adopt preventive behaviors.

Key Words: National Park; Wildlife Incident; Farmers' Adaptive Behavior; Human Capital Level; Income Level; Difference-in-differences Model

中国城镇化改革红利：一个量化空间分析*

苏红键

摘要：基于一个包含制度约束的空间均衡模型，本文对中国城镇化改革红利进行量化分析，利用中国城市古城面积作为城市规模的工具变量，结合中国家庭收入调查数据和城市统计数据估计发现，中国城市集聚经济的规模弹性约 0.17，集聚成本的规模弹性约 0.33；以流动人口落户意愿作为制度约束的替代指标，设计三类反事实分析均发现，降低制度约束水平能够明显提高城市人口规模和城乡效率，从而提高总体收入和福祉水平。其中，消除制度约束并设置最大城市规模为 3000 万人时，城区总人口增长 10.01%，城区人均收入提高 3.21%，农村总人口相应减少 7.57%，农村人均收入提高 2.79%。为实现城镇化改革红利，应科学落实人地挂钩、提高城市治理水平、促进都市圈同城化，协同推进体制机制改革，充分发挥集聚经济、降低集聚成本。

关键词：城镇化 改革红利 集聚经济 空间均衡 量化空间分析

中图分类号：F291.1 **文献标识码：**A

一、引言

党的二十大报告强调“推进以人为核心的新型城镇化”“破除妨碍劳动力、人才流动的体制和政策弊端”^①。改革开放以来，伴随中国经济快速增长，城镇化快速推进。城镇化进程中户籍和土地制度等渐进式改革对经济增长形成了强大的促进作用，改革红利明显。当前约束人口迁移的不只是户籍制度，农村土地制度的拉力和城市土地制度的推力同时存在，与户籍制度一起影响中国人口迁移和城乡结构调整。未来需要进一步“健全城乡统一的土地和劳动力市场”^②，通过制度改革实现劳动力和土地资源在城市之间、城乡之间优化配置，提高综合效率和福祉，这与党的二十大精神相符。蔡昉（2014）指出，在人口红利消失后，中国应通过户籍制度改革等措施，获得改革红利；Tombe and Zhu（2019）认为，中国的迁移成本依然很高，进一步改革的潜在收益较大；万广华等（2022）认为，城镇化有助

*本文为国家社会科学基金项目“城乡福祉、空间均衡与城镇化方略”（编号：20FJLB019）的阶段性成果。

^①参见《习近平：高举中国特色社会主义伟大旗帜 为全面建设社会主义现代化国家而团结奋斗——在中国共产党第二十次全国代表大会上的报告》，http://www.news.cn/politics/cpc20/2022-10/25/c_1129079429.htm。

^②参见《中共中央 国务院关于加快建设全国统一大市场的意见》，http://www.gov.cn/zhengce/2022-04/10/content_5684385.htm。

于实现经济增长和收入分配改善，对于共同富裕的实现有着重要意义。为此，本文利用包含制度约束的空间均衡模型，量化分析城镇化改革红利。

通过制定人口政策引导城镇化和人口迁移的做法在世界各国普遍存在（Duranton, 2016）。70%的国家通过政策影响人口在国内地区间迁移（Desmet and Henderson, 2015）。发达国家对人口迁移的限制，以市场化的住房供给约束为主，目的在于维持现有城市居民较高的福祉溢价，但往往会以总体的效率和福祉损失为代价。有研究利用一个空间均衡模型分析发现，这一限制因素使美国 1964—2009 年的总增长率降低了 36%，如果将纽约、旧金山和圣何塞的住房供给限制降低到中等城市水平，将有利于增加总体收入和总体福祉（Hsieh and Moretti, 2019）。另有研究采用一个城市模型量化分析美国城市住房规制对城镇化的影响及其综合效应，发现由于现有城市通过规划条例提高移民的进入壁垒，使得城市规模偏小，如果纽约、旧金山和圣何塞放松规制，会产生大约 8% 的收益增长（Duranton and Puga, 2019）。

不同于一些发达国家以市场机制影响人口迁移为主，在一些发展中国家，由于各地发展差距较大，往往会通过制度约束，限制人口过度向福祉较高的中心城市集聚，以避免或缓解中心城市过度拥挤（Duranton, 2016）。在中国，这主要体现在户籍制度、土地制度等对人口迁移和城镇化的调节作用及其影响，相关研究大体可以分为四类。一是对迁移成本的综合模拟。Au and Henderson（2006）较早利用包含集聚经济和拥挤效应的模型分析发现，由于人口迁移限制导致中国大部分城市规模偏小，存在较大的收入损失。但 Desmet and Rossi-Hansberg（2013）利用一个量化城市模型的研究发现，当将迁移成本设置为中值时，福祉水平下降 1.5%，由此认为中国的迁移成本在解释城市规模分布方面并不重要。二是对户籍制度改革效应的模拟。梁琦等（2013）建立了包含户籍制度约束的城市空间摩擦下的劳动力区位选择模型，分析发现，放松户籍制度有利于优化中国城市层级体系。都阳等（2014）利用移民影响生产率理论框架分析发现，劳动力流动有利于扩大劳动力市场规模和提高城市全要素生产率，全面深化户籍制度改革将在未来几年内为中国经济发展带来明显收益。三是对土地制度改革效应的模拟。黄文彬和王曦（2021）基于 Hsieh and Moretti（2019）的研究模型分析发现，一线城市放松土地管制强度，有助于劳动力配置改善与经济增长；赵扶扬和陈斌开（2021）基于 Tombe and Zhu（2019）等的量化空间模型分析发现，对东部发达省份配置更多的建设用地指标，会抑制东部地区城市房价上涨，但会扩大区域间人均收入差距。四是对户籍和土地制度改革效应进行综合模拟。周文等（2017）利用一个内生城市化模型研究发现，土地流转和户籍制度松绑的联合改革能够加快中国城市化进程及促进城市化红利的共享。

总体来看，以往关于城镇化进程中改革红利的综合研究较少，且量化城市模型在国内的研究和应用还较少。为此，在快速城镇化和全面深化改革的背景下，本文利用包含制度约束的空间均衡模型，采用中国城市数据估计集聚经济和集聚成本的规模弹性，对不同制度约束条件下的城市规模、收入和福祉进行反事实分析，以期得到进一步推进城镇化改革的启示。

与已有研究相比，本文研究在以下三个方面做了新的尝试：第一，根据流动人口落户意愿的特征及其影响因素，采用国家卫生健康委员会中国流动人口动态监测调查数据（CMDS）中各个城市流动

人口落户意愿的统计结果作为制度约束的替代指标；第二，利用中国城市明清时期古城面积作为城市规模的工具变量，解决城市规模与收入、房价等变量互为因果产生的内生性问题，并结合微观调查数据和城市统计数据估计城市集聚经济和集聚成本的规模弹性；第三，设计不同的制度约束调整方案进行反事实分析，考察其对城市规模体系以及收入和福祉的影响。

二、城镇化制度约束的特征事实

伴随户籍、土地等相关制度改革，中国城镇化快速推进。现有制度约束主要体现在户籍制度和土地制度对人口迁移和城市空间扩张，进而对劳动力和土地资源配置的影响方面，未来城镇化改革将通过资源优化配置实现效率提升和福祉增进。

户籍制度方面，随着户籍制度改革和农业转移人口市民化的加快推进，当前面临的主要问题在于流动人口落户意愿与城市落户条件的结构矛盾。在2014年发布《国家新型城镇化规划（2014-2020年）》和《国务院关于进一步推进户籍制度改革的意见》（国发〔2014〕25号）之后，户籍人口城镇化率从2014年的35.90%大幅提高到2015年的39.90%，近年来以年均约1.1个百分点的速度稳步推进，2020年为45.40%，低于常住人口城镇化率18.49个百分点（苏红键，2022）。2019年相关文件进一步提出全面取消城区常住人口300万以下的城市落户限制^①。由此，大部分地区或城市已经陆续取消或放宽落户条件，大量流动人口实现户籍“想落尽落”，随之而来的难题转变为流动人口落户意愿与城市落户条件的结构矛盾，即“想落不能落、能落不想落”的现象并存（苏红键，2020）。具体来看，根据2017年中国流动人口动态监测调查数据（CMDS）分析发现（见表1），城市流动人口落户意愿不断降低，流动人口愿意落户的比重从2012年的49.98%降低到2017年的39.01%^②，且不同类型城市流动人口落户意愿的结构特征显著。一般来说，城市行政级别越高或城市规模越大，落户条件越高，流动人口落户意愿越强。直辖市流动人口愿意落户的比重最高，平均为62.04%。其中，北京、上海、天津是流动人口落户意愿较高的城市，流动人口愿意落户的比重分别为78.20%、74.26%、61.20%，同时这3个直辖市也是落户条件较高的城市。重庆由于以就近迁移为主，流动人口落户意愿不高，愿意落户的比重仅34.51%，落户条件也不高。省会及其他副省级城市流动人口愿意落户的比重次之，平均为40.66%。其中，广州和深圳流动人口愿意落户的比重分别为50.23%和53.28%；一些中西部地区省会城市流动人口落户意愿较低，比如昆明流动人口愿意落户的比重为28.40%、贵阳为27.85%、合肥为25.54%、长沙为19.05%，这些城市落户条件较低且以省内就近迁移为主。地级市流动人口愿意落户的比重平均仅为27.15%。从城市规模来看，超大特大城市流动人口落户意愿较高，流动人口愿意落户的

^①参见：《发展改革委关于印发〈2019年新型城镇化建设重点任务〉的通知》，http://www.gov.cn/xinwen/2019-04/08/content_5380457.htm；《中共中央办公厅 国务院办公厅印发〈关于促进劳动力和人才社会性流动体制机制改革的意见〉》，http://www.gov.cn/zhengce/2019-12/25/content_5463978.htm。

^②国家卫生健康委员会中国流动人口动态监测调查数据（CMDS）中，流动人口落户意愿调查的年份主要有2012年、2016年和2017年，此处主要报告2017年的情况。

比重为 46.16%；中小城市流动人口落户意愿较低，流动人口愿意落户的比重平均仅 25%~27% 左右。按城市规模分类统计发现，300 万人口以上城市流动人口落户意愿（44.72%）大幅高于 300 万人口以下城市（27.70%），高约 17 个百分点，这恰好也反映了落户条件的高低。

表 1 2017 年各类样本城市流动人口落户意愿

	平均值 (%)	标准差	样本数		平均值 (%)	标准差	样本数
全国总体	39.01			城市样本	29.94	12.44	205
直辖市	62.04	19.74	4	300 万人口以上城市	44.72	13.93	27
北京	78.20			超大特大城市	46.16	16.81	14
上海	74.26			I 型大城市	43.18	10.45	13
天津	61.20			300 万人口以下城市	27.70	10.55	178
重庆	34.51			II 型大城市	30.51	9.41	55
其他中心城市	40.66	10.27	32	中等城市	25.60	9.14	68
地级市	27.15	10.35	169	小城市	27.47	12.60	55

注：①数据来源：2017 年中国流动人口动态监测调查数据（CMDS），其中的城市样本为流动人口样本量大于 120 个的城市。②流动人口落户意愿用城市流动人口愿意落户的比重衡量；③城市规模划分参照《国务院关于调整城市规模划分标准的通知（国发〔2014〕51 号）》，参见 http://www.gov.cn/zhengce/content/2014-11/20/content_9225.htm。

土地制度方面，快速城镇化、大规模人口进城与“严控新增建设用地”^①的要求存在一定矛盾，由此产生了城市之间、城乡之间土地资源错配问题^②。城市之间的土地资源错配表现在，部分城市扩张遇到严格的建设用地指标限制，而部分城市则出现大规模的建设用地闲置或低效利用，不同规模、不同行政级别、不同地区城市的人均用地（或人口密度）差异明显。根据 2020 年数据（见表 2），人均用地面积随城市规模、行政级别的提高而递减，超大城市的人均建成区面积和人均居住用地面积不到 II 型小城市的 1/2，直辖市、省会及其他副省级城市的人均建成区面积和人均居住用地面积分别约为县级市的 1/2 左右、2/3 左右；东中部地区城市人均用地面积明显少于西部和东北地区城市。城市之间土地资源的错配，进一步导致住房市场供求关系和价格在不同城市间呈显著的结构特征，与人口迁移的方向相对应，一些超大特大城市住房市场往往供求关系紧张、房价较高，一些中小城市房地产市场则基本稳定。城乡之间的土地资源错配表现在，城市建设用地空间或指标紧缺，而农村集体建设用地低效利用的情况较多。比如，北京和上海均有着与城市建设用地体量接近的农村集体建设用地，违规开发或低效开发问题严重，呈现出“一边楼宇经济，一边瓦片经济”的状态（苏红键，2022）。

^①参见《全国国土规划纲要（2016—2030 年）》（国发〔2017〕3 号），http://www.gov.cn/zhengce/content/2017-02/04/content_5165309.htm。

^②近期出台的多份文件对此提出了改革方案。在近年中央“一号文件”多次提出稳步推进农村土地制度改革的同时，《中共中央 国务院关于加快建设全国统一大市场的意见》进一步强调要“完善城乡建设用地增减挂钩节余指标、补充耕地指标跨区域交易机制。完善全国统一的建设用地使用权转让、出租、抵押二级市场”。参见 http://www.gov.cn/zhengce/2022-04/10/content_5684385.htm。

与此同时，随着农民外出务工和大规模人口乡城迁移，农村宅基地和住房低效利用的情况比较普遍。根据《中国统计年鉴》和《中国城乡建设统计年鉴》相关年份数据，伴随城镇化进程，农村常住人口规模不断降低，从1990年的8.41亿人逐步降至2020年的5.10亿人^①，减少约3.31亿人，而同期村庄住宅建筑面积从159亿平方米增加到266亿平方米，增加约107亿平方米。

表2 2020年各类城市人均用地面积

类型		样本数	人均建成区面积（平方米）		人均居住用地面积（平方米）	
			均值	标准差	均值	标准差
分规模	超大城市	6	82.18	19.45	21.43	4.04
	特大城市	11	108.21	17.69	31.22	4.84
	I型大城市	14	107.75	16.09	32.16	6.09
	II型大城市	67	123.67	27.32	36.51	10.42
	中等城市	120	130.59	33.33	40.27	11.89
	I型小城市	265	136.13	37.05	41.71	14.94
	II型小城市	202	177.61	131.59	53.34	32.31
分行政级别	直辖市	4	81.13	22.59	23.89	1.71
	省会等	32	108.02	19.75	30.58	6.67
	地级市	260	138.58	39.15	41.37	14.71
	县级市	389	152.42	99.99	46.77	25.62
分地区	东部城市	212	133.60	38.37	41.46	15.44
	中部城市	178	131.03	39.31	40.01	14.09
	西部城市	203	165.85	126.05	46.01	30.57
	东北城市	92	149.87	69.19	51.91	20.75
总体样本		685	144.67	80.04	43.83	21.77

注：根据《中国城市建设统计年鉴（2020）》相关数据计算所得。其中城市人口规模数据为相关年份的“城区人口”与“城区暂住人口”之和，相当于城市规模划分标准（《关于调整城市规模划分标准的通知》（国发〔2014〕51号））中的城区常住人口。省会等为省会及其他副省级城市。

可见，一方面，伴随户籍制度渐进式改革，城镇化快速推进、人口大规模迁移，同时由于户籍制度改革尚未完成，城乡两栖现象非常普遍，户籍及其附属权益改革面临最后难关，影响人口迁移和劳动力配置；另一方面，城乡二元土地制度以及城市用地管理制度，使得土地指标较难随人口迁移及时调整，由此导致了人地空间错配，进一步提高了人口迁移壁垒，约束了城市空间扩张和城市人口增长。这一制度约束在超大特大城市表现明显，根据《中国城市建设统计年鉴》相关年份数据，2010年以来，中国第一大城市上海和第二大城市北京的城区人口规模陆续趋稳，上海城区人口自2013年以来维持在2420万人左右，北京城区人口自2016年以来在1880万人左右波动（2020年小幅增至1916万人）。在此城镇化制度改革背景下，进一步推进相关制度改革，将有利于优化劳动力和土地资源配置，提高

^①期间，1990—1995年小幅提高到8.59亿人，之后逐年降低。

总体收入和福祉水平，释放改革红利。

三、包含制度约束的空间均衡模型

量化空间分析的优势在于能够为经济活动的空间均衡分析提供充分的可处理性，可以对政策调整或其他外生因素变化进行反事实分析（Redding and Rossi-Hansberg, 2017）。本部分基于 Duranton and Puga（2019）、Desmet and Rossi-Hansberg（2013）、Hsieh and Moretti（2019）的量化空间模型，构建包含制度约束的空间均衡模型。

（一）城市生产函数

假设最终产品在规模报酬不变和完全竞争条件下生产，中间产品以不变替代弹性 $((1+\sigma)/\sigma)$ 参与生产，参考 Duranton and Puga（2019），城市 i 在时期 t 的最终产出为：

$$Y_{it} = A_{it} \left\{ \int_0^{m_{it}} [q_{it}(\omega)]^{\frac{1}{1+\sigma}} d\omega \right\}^{1+\sigma} \quad (1)$$

其中， ω 表示中间产品， $q_{it}(\omega)$ 表示最终产品中使用的某类中间产品规模， m_{it} 表示城市 i 在时期 t 可用的中间产品的数量（种类）， A_{it} 表示城市 i 在时期 t 的生产率。

假设中间产品利用人力资本作为投入进行生产， $q_{it}(\omega) = H_{it}(\omega)$ ，其中， $H_{it}(\omega)$ 是生产中间产品 ω 所使用的人力资本量， H_{it} 表示城市的总人力资本。由于中间产品生产具有对称性，假定中间产品均使用相同水平的人力资本 $H_{it}(\omega) = H_{it} / m_{it}$ ，那么（1）式可以改写为：

$$Y_{it} = A_{it} \left\{ m_{it} \left[\frac{H_{it}}{m_{it}} \right]^{\frac{1}{1+\sigma}} \right\}^{1+\sigma} = A_{it} (m_{it})^\sigma H_{it} \quad (2)$$

对于中间产品数量 m_{it} ，假定其与当地人力资本总量（ H_{it} ）成一定比例，即 $m_{it} = \rho H_{it}$ ， $\rho > 0$ ，结合（2）式可以得到一个总体的生产函数：

$$Y_{it} = \rho^\sigma A_{it} H_{it}^{1+\sigma} \quad (3)$$

令人力资本（ H_{it} ）占总人口（ N_{it} ）的比重为 h_{it} ， $H_{it} = h_{it} N_{it}$ 。考虑由于人力资本在城市类聚（Sorting）的存在性，城市规模越大，人力资本水平越高，令 h_{it} 是城市规模的不变弹性函数（ $h_{it} = h_t N_{it}^\beta$ ），代入（3）式，可得人均收入或产出函数为：

$$y_{it} = \frac{Y_{it}}{N_{it}} = \rho^\sigma A_{it} h_t^{1+\sigma} (N_{it})^{\sigma+\beta} \quad (4)$$

这一设定的优点在于，通过建立中间产品数量和人力资本总量的关系 ρ ，兼顾了最终产品规模报酬不变和城市层面的规模报酬递增（集聚经济），人力资本对总产出或收入的弹性从（2）式中的 1

提高到 (3) 式中的 $1 + \sigma$ 。同时，通过建立人力资本与总人口的关系，结合空间类聚理论，得到 (4) 式中集聚经济的弹性 $\sigma + \beta$ 。

(二) 城市集聚成本

城市集聚经济的另一面是城市的集聚成本，对城市集聚成本的分析一般从城市内部空间结构进行，源自标准的单中心城市模型 (Alonso, 1964; Muth, 1969)，表现为城市内部不同位置（离中心的不同距离）住房成本和通勤成本的均衡关系。

研究采用 $R_{it}(d) + T_{it}(d) = T(\bar{d}_{it}) = \kappa(N_{it}/\pi)^{1/2}$ 表示均衡条件下城市内部所有位置通勤和住房的总成本 (Desmet and Rossi-Hansberg, 2013)，其中 $R_{it}(d)$ 表示距离城市中心 (d) 的住房租金， $T_{it}(d)$ 表示通勤成本， $T(\bar{d}_{it})$ 表示假定 $R(\bar{d}_{it})=0$ 时城市边缘 ($\bar{d}_{it}$) 的通勤成本， κ 表示单位距离的通勤成本。

类似地，参考 Duranton and Puga (2019)，大城市的通勤成本会随距离（城区面积）增加（弹性用 γ 表示），即 $T_{it}(d) = \kappa_{it}d^\gamma$ ，同时，单位通勤成本 (κ_{it}) 会随通勤人口增加而增加（弹性用 θ 表示），即 $\kappa_{it} = \kappa_t N_{it}^\theta$ ， κ_t 表示与交通技术等系统性因素有关的通勤成本。结合单中心城市模型，假定 $R(\bar{d}_{it})=0$ 或 $T(0)=0$ ，城市内部任意位置的两类成本之和可以表示为城市中心住房的租金或城市边缘处的通勤成本，即：

$$R_{it}(d) + T_{it}(d) = R_{it}(0) = T(\bar{d}_{it}) = \kappa_{it}N_{it}^\gamma = \kappa_t N_{it}^{\gamma+\theta} \quad (5)$$

(三) 制度约束下的空间均衡

空间均衡意味着城市之间、城乡之间存在均衡效用水平。现实中，由于迁移成本的存在，空间均衡需要考虑迁移成本。迁移成本不仅包括迁移距离、时间产生的物理成本，还包括制度约束导致的福祉损失。参考以往量化空间模型中对制度约束的处理方式，假定存在 $0 < (1 - \delta_{it}) \leq 1$ ，对于城市现有居民 (incumbent resident) 和城市新进入者 (new resident)，城市 i 在时期 t 的福祉水平 c_{it} 分别表示为：

$$c_{it}(\text{incumbent}) = y_{it} - T_{it}(d) - R_{it}(d) \quad (6)$$

$$c_{it}(\text{new}) = (1 - \delta_{it}) \cdot c_{it}(\text{incumbent}) \quad (7)$$

假设新进入者选择留在农村工作生活，可以达到的个人收入和福祉水平为：

$$c_{it} = y_{it} = A_{it}N_{it}^{-\lambda} \quad (8)$$

其中， N_{it} 表示第 t 期的农村总人口， A_{it} 为 t 期的农村生产率， $0 < \lambda < 1$ ，农村生产函数符合劳动力报酬递减规律。

在均衡状态下，新进入者选择不同的城市 (i 或 k) 和乡村是无差异的：

$$(1 - \delta_{it}) \cdot c_{it}(\text{incumbent}) = (1 - \delta_{kt}) \cdot c_{kt}(\text{incumbent}) = c_{rt} \quad (9)$$

通过求解最大化居民福祉水平 $c_{it}(\text{incumbent})$ 可得均衡条件下的城市规模，结合（4）式和（5）式有：

$$\max_{(N_{it})} c_{it}(\text{incumbent}) = y_{it} - T_{it}(d) - R_{it}(d) = \rho^\sigma A_{it} h_t^{1+\sigma} (N_{it})^{\sigma+\beta} - \kappa_t N_{it}^{\gamma+\theta} \quad (10)$$

均衡状态下的城市规模和福祉水平表示为：

$$N_{it} = \left[\frac{\rho^\sigma (\sigma + \beta) A_{it} h_t^{1+\sigma}}{\gamma + \theta \kappa_t} \right]^{\frac{1}{\gamma + \theta - \sigma - \beta}} \quad (11)$$

$$c_{it}(\text{incumbent}) = \left(\frac{\gamma + \theta}{\sigma + \beta} - 1 \right) \kappa_t N_{it}^{\gamma+\theta} \quad (12)$$

四、落户意愿作为制度约束的指标

对于模型中制度约束或迁移成本系数（ δ_{it} ），有研究通过构建影响落户或迁入的指标体系进行衡量。比如，吴开亚等（2010）从投资、就业、家庭团聚、特殊贡献和其他等落户渠道视角构造了落户门槛指数；刘修岩和李松林（2017）从制度成本和其他成本角度评价了迁入各个城市的影响系数；张吉鹏和卢冲（2019）对各城市主要落户渠道（投资、购房、人才引进和普通就业）的门槛进行了测算和比较。

考虑落户条件（门槛）与落户意愿的对应关系，本文根据流动人口落户意愿的特征及其影响因素，采用城市流动人口落户意愿（ SW , willingness to settle down with hukou），作为制度约束的替代指标。该替代指标的合理性体现在三个方面：一是反身性，一个城市流动人口落户意愿高低，反映了这个城市的落户条件。落户意愿越高，表明想落户而未能落户的流动人口比重越高，则意味着落户条件越高，反之则低。二是综合性，落户意愿的影响因素包含了户籍制度、农村土地权益、城市公共服务制度等，内含了现行制度约束对人口自由迁移的影响。三是规律性，本文采用 CMDS 中各个城市流动人口愿意落户的比重进行衡量，虽然个体的落户意愿是主观的，具有个体异质性，但根据大数定律，各个城市中流动人口愿意落户的比重呈现明显的规律性。为提高样本量和可靠性，本文量化分析中合并 2016 年和 2017 年的数据（约 34 万流动人口样本），取两年样本量之和大于 200 个的地级及以上城市数据进行分析。

图 1 显示，制度约束指标落户意愿（ SW ）、城市人口规模（ $\ln N$ ）、房价（ $\ln HP$ ）三者之间有显著的正相关关系。一般来说，城市规模越大，制度约束越强，房价越高。规模越大的城市落户条件越高，同时城市规模越大，土地和住房往往供给越紧张（也存在特例），从而住房价格越高，这提高了城市新进入者的制度壁垒和经济壁垒，从而想落户而较难落户的人较多（落户意愿较高）。其中，在城市规模与落户意愿的关系上，存在一些离散度较高的点，比如重庆和三亚，同样支持了落户意愿

与落户条件的关系。重庆作为超大城市，落户意愿和住房价格均较低，接近城市自由增长的状态，这与其较高的城市建设用地供给弹性有关，反映了其较低的制度约束，支持了用落户意愿衡量制度约束的合理性；三亚作为舒适度较高的南方沿海城市，属于中等城市，但落户意愿和住房价格明显较高，这与其优越的气候舒适度形成了空间均衡关系，也反映了其较高的落户条件。

可见，虽然在城市规模与落户意愿之间存在离散度较高的点，但落户意愿与落户条件之间是基本对应的。制度约束水平与落户意愿之间的关系可以表示为 $\delta_{it} \propto SW_{it}$ ，或者 $(1 - \delta_{it}) \propto 1 / SW_{it}$ 。

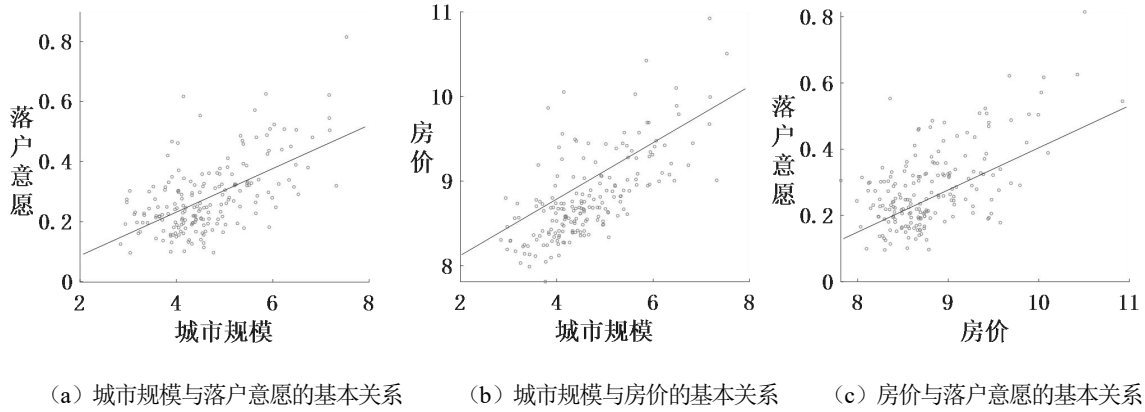


图1 落户意愿、城市规模与房价的基本关系

注：图中城市规模（万人）和房价（元）取对数；落户意愿为城市流动人口愿意落户的比重，用来衡量制度约束水平。

五、参数估计

本部分利用中国城市数据、相关调查数据对城市集聚经济和集聚成本的规模弹性进行估计，并参考相关研究对农村居民收入的人口弹性进行设定。

（一）城市集聚经济的弹性估计

根据模型设计，集聚经济的弹性包括 σ 和 β ，本文主要结合中国家庭收入调查数据（CHIP2013）和中国城市数据进行估计。参考 De la Roca and Puga（2017）和 Duranton and Puga（2019）的方法，首先对个体收入函数进行估计，具体模型如下：

$$\ln y_i^j = a_i + \sum_n b_n h_n^j + \sum_m c_m X_m^j + \varepsilon_i^j \quad (13)$$

其中， y_i^j 为个体 j 收入水平， a_i 为城市异质性的生产率水平， h_n^j 表示个体人力资本水平，采用受教育年限和从事本工作的年限等指标进行控制， X_m^j 表示所从事的行业、职业、就业身份等其他个体特征变量。

然后，利用（13）式的估计结果 $\hat{a}_i$ 和 $\left(\hat{a}_i + \sum_n \widehat{b_n h_n^j} \right)$ ，可以进一步估计得到 σ 和 β 的值：

$$\hat{a}_i = \sigma N_i + \varepsilon_i \quad (14)$$

$$\hat{a}_i + \sum_n \widehat{b_n h_n^j} = (\sigma + \beta) N_i + \varepsilon_i \quad (15)$$

根据城市研究的传统，考虑城市规模与收入、房价的内生关系，采用城市历史数据作为城市规模（城区常住人口）的工具变量，其背后的逻辑是，城市规模具有一定的历史依赖性，且历史数据本身不受当期数据的影响。据此，本文采用中国城市明清时期古城面积^①作为工具变量，根据需要取对数（ $\ln citywall$ ）。经检验该工具变量与当前的城市规模之间关系显著，且均在 1% 显著性水平意义上拒绝了工具变量识别不足和弱工具变量假设（见表 3），是有效的。

表 3 回归（1）和回归（2）中，分别采用 OLS 和 2SLS 估计城市个体收入与城市规模及其他个体变量之间的关系，回归（3）利用城市虚拟变量替换城市规模指标可得 $\hat{a}_i$ 和 $\left(\hat{a}_i + \sum_n \widehat{b_n h_n^j}\right)$ ，分别作为回归（4）和回归（5）的因变量。根据回归（1）～（3）的微观数据估计结果可以发现，在控制行业、职业、就业身份等个体变量之后，工作年限（ $year1$ ）与收入水平表现出倒 U 型关系，受教育年限（ $year2$ ）对收入水平有显著的正向影响，且系数接近，结果稳健。采用古城面积工具变量控制城市规模之后的 2SLS 方法，提高了城市规模对收入水平的影响，弹性从 0.1159 提高到 0.1447，Hausman 检验证明了内生性的存在性和工具变量的有效性，且与回归（4）中 σ 的估计结果（0.1326）接近。这一 σ 的估计结果与 Combes et al. (2013) 对中国的估计结果接近（约为 0.10～0.12），明显大于 Duranton and Puga (2019) 对美国的估计结果（约为 0.05）。这可能与不同国家的统计口径不同有关，还可以解释为发展阶段的差异：一方面，美国当前处于城镇化的成熟稳定阶段，经过大规模城乡人口迁移，城市之间均等化水平较高，城市居民收入的规模弹性降低；另一方面，这也与中国的发展阶段和人口迁移政策有关，城市之间还存在一定的发展差距，城市居民收入与城市规模的关系更大，当控制内生性后，收入的规模弹性提高。这与 Combes and Gobillon (2015) 的观点一致，其研究发现，发展中国家的集聚经济弹性大于发达国家，其中印度与中国接近，约为 0.09～0.12。

回归（4）和回归（5）分别对回归（3）中城市生产率指标与城市规模的关系进行估计，汇报了采用工具变量法进行估计的结果。根据回归（4）和回归（5）， β 值约为 0.0302（取 0.03）。这与 Duranton and Puga (2019) 的估计结果一致，均约为 0.03，可见，中美两国不同规模城市中人力资本水平（以受教育水平和工作年限等衡量）的动态外部性水平接近。

由此，根据回归（1）～（5），量化分析中采用 $\sigma = 0.14$ 、 $\beta = 0.03$ ，城市集聚经济的规模弹性总体约为 0.17。 σ 的不同，表明部分参数会由于不同国家的发展特征而不同，在对中国问题进行量化分析中不宜直接借鉴进行模拟。

^①数据来源为哈佛大学数据库（Harvard Dataverse），<https://dataverse.harvard.edu/dataset.xhtml?persistentId=doi:10.7910/DVN/JCT5NE>。该数据库中为古城墙的长度数据，本文对古城墙的长度 d 按照 “ $(d/4)^2$ ” 的近似方式换算为古城面积。

表3 城市集聚经济弹性的估计结果

	回归 (1) $\ln y$	回归 (2) $\ln y$	回归 (3) $\ln y$	回归 (4) $\hat{a}_i$	回归 (5) $\left(\hat{a}_i + \sum_n \widehat{b_n h_n^j}\right)$
估计方法	OLS	2SLS	OLS	2SLS	2SLS
$\ln N$	0.1159*** (0.0057)	0.1447*** (0.0089)		0.1326** (0.0618)	0.1628*** (0.0643)
a_i			控制		
$year1$	0.0117*** (0.0008)	0.0112*** (0.0008)	0.0130*** (0.0007)		
$(year1)^2$	-5.76e-6*** (4.03e-7)	-5.58e-6*** (4.09e-7)	-6.39e-6*** (3.86e-7)		
$year2$	0.0606*** (0.0027)	0.0562*** (0.0028)	0.0569*** (0.0026)		
行业、职业、就业身份	控制	控制	控制		
$\ln citywall$		控制		控制	控制
常数项	略	略	略	略	略
工具变量识别不足检验		2682.53***		11.39***	11.39***
弱工具变量检验		6107.09***		19.86***	19.86***
样本量	9013	8652	9698	108	108
R^2	0.2746	—	0.3364	—	—

注：括号中为系数的标准误，***表示 1% 的显著性水平。工具变量识别不足检验为 Kleibergen-Paap rk LM 统计量，弱工具变量检验为 Cragg-Donald Wald F 统计量。

（二）城市集聚成本的弹性估计

城市经济研究中对集聚经济的弹性估计较多，对城市集聚成本弹性的估计较少（Duranton and Puga, 2019）。Combes et al.（2019）与 Duranton and Puga（2019）分别对法国和美国的城市集聚成本的弹性进行了估计。其中，基于空间均衡模型，Duranton and Puga（2019）分别采用通勤成本方程（城市内不同位置个人出行距离的变化）、城市内的空间均衡（城市内不同位置的房价变化）和城市间的空间均衡（不同城市中心房价的变化）等三种方法，相互印证得到城市集聚成本弹性约为 0.07，同时，这一弹性会因拥挤效应而进一步扩大大约 0.04。根据中国城市数据的可得性，由于缺乏不同城市内部不同位置的房价、通勤成本的微观调查数据，因而本文未分别估计两个集聚成本弹性 γ 和 θ 的值，主要采用城市间的房价数据进行估计，得到 $\gamma + \theta$ 的值。

根据（5）式，可以假定城市平均房价 $\bar{R}_{it} \propto R_{it}(0)$ ，以 $\bar{R}_{it}$ 替代 $R_{it}(0)$ 估算 $\gamma + \theta$ 的值：

$$\ln \bar{R}_{it} = C + (\gamma + \theta) \ln N_{it} + \mu_i + \mu_t + \varepsilon_{it} \quad (16)$$

(16) 式中, μ_i 、 μ_t 分别表示采用面板数据估计时的城市和时期虚拟变量, $\bar{R}_i$ 采用城市房价指标 (HP), 2SLS 估计中依然采用古城面积作为城市规模的工具变量, 估计结果见表 4。

回归 (6) 和回归 (7) 采用 2013 年截面数据 (与集聚经济所采用的 CHIP2013 时间对应) 进行估计时, OLS 和 2SLS 的估计结果接近, 在 0.28~0.32 左右; 回归 (8) 和 (9) 采用 2006—2018 年面板数据进行估计, 在双向固定效应和面板数据工具变量估计中, 城市房价的规模弹性接近, 表现出较好的稳健性。比较可见, 不同回归分析中集聚成本弹性接近。据此, 参考未汇报的其他估计结果, $\gamma + \theta$ 的取值在 0.32~0.35 左右, 后续采用 $\gamma + \theta = 0.33$ 进行量化分析。

该参数值大于 Duranton and Puga (2019) 的估计结果, 与集聚经济弹性结果类似, 本文对中国城市集聚成本弹性的估计结果也约为美国城市集聚成本弹性的 3 倍。这可以解释为, 一方面, 中国的户籍制度对人口城镇化、城市增长带来的约束作用, 提高了大城市的效率溢价, 与此同时, 严格的城市土地供给, 将这一溢价转嫁到了成本上, 进而, 中国城市规模的收入弹性和成本弹性, 均高于美国城市。另一方面, 集聚成本的弹性较大, 也与中国城市发展阶段和发展模式有关。中国城市发展阶段决定了城市治理水平还有待提高, 从而集聚成本弹性较大; 发展模式表现在, 相对于美国蔓延式都市区发展模式, 中国城市单中心发展模式 (如摊大饼式) 的集聚成本弹性更大。

表 4 城市集聚成本弹性的估计结果

	回归 (6) $\ln HP$	回归 (7) $\ln HP$	回归 (8) $\ln HP$	回归 (9) $\ln HP$
估计方法	OLS	2SLS	FE	2SLS
$\ln N$	0.2811*** (0.0236)	0.3222*** (0.0591)	0.3628*** (0.0093)	0.3513*** (0.0170)
$\ln citywall$		控制		控制
常数项	略	略	略	略
个体			控制	
时期			控制	控制
工具变量识别不足检验		25.91***		300.32***
弱工具变量检验		47.55***		540.29***
样本量	290	261	3692	3315
年份	2013	2013	2006—2018	2006—2018
R^2	0.4108	0.3642	0.3311	0.3112

注: 括号中为系数的标准误, ***表示 1% 的显著性水平。工具变量识别不足检验为 Kleibergen-Paap rk LM 统计量, 弱工具变量检验为 Cragg-Donald Wald F 统计量。

(三) 农村收入的人口弹性

经过对中国相关研究的比较, 农村收入的人口弹性 (λ) 分析主要参考陈斌开等 (2020) 利用中国 1986—2008 年农业部固定观察点数据的估计结果, 其中, 村常住人口数量对粮食产量、亩均粮食产量、人均粮食产量、种植业净收入、亩均种植业净收入、人均种植业净收入的弹性分别为 0.3321、

0.2917、0.3129、0.3683、0.3513、0.3436，估计结果稳健且系数接近。根据本文考察的收入弹性，以其中的三个收入弹性为主，取 $\lambda = 0.35$ 。这一系数约为美国的 2 倍，Duranton and Puga (2019) 采用美国学者的研究结果约为 0.18，这与两国不同的城乡发展阶段、农业生产方式有关。

六、反事实分析

户籍和土地制度产生的约束和引导作用对人口城镇化的格局产生了重要影响。本部分的政策模拟，主要考察在放松土地制度和户籍制度的限制之后，中国城市人口增长及其引致的收入和福祉增进情况。如前所述，本文主要采用落户意愿作为制度约束的替代指标，由于其综合性，本文未单独分析土地或户籍制度的影响，考虑制度改革的相互关联，综合分析是有意义的。

根据量化空间分析思路，令调整后的制度约束水平为 δ'_{it} 、落户意愿为 SW'_{it} ，依然存在 $((1 - \delta'_{it})) \propto 1 / SW'_{it}$ ，根据 (7) 式和 (9) 式，农村居民或流动人口根据 $c_{it}(new)$ 在城市之间进行选择，新增城市人口比重 $((N'_{it} - N_{it}) / N_{it})$ 与 $c_{it}(new)$ 的调整，进而与制度约束 δ'_{it} 调整比重 $((SW'_{it} - SW_{it}) / SW'_{it})$ 存在均衡关系，具体表达式如下：

$$\frac{(N'_{it} - N_{it}) / N_{it}}{(N'_{kt} - N_{kt}) / N_{kt}} = \frac{(SW'_{it} - SW_{it}) / SW'_{it}}{(SW'_{kt} - SW_{kt}) / SW'_{kt}} \quad (17)$$

根据 (4) 式，城市规模变化率和城市居民人均收入变化率的关系可以表示为：

$$\frac{y'_{it}}{y_{it}} = \left(\frac{N'_{it}}{N_{it}} \right)^{\sigma + \beta} \quad (18)$$

总体平均的城市居民收入增长率可以表示为：

$$\frac{\bar{y}'}{\bar{y}} = \frac{\sum N'_i y'_i / \sum N'_i}{\sum N_i y_i / \sum N_i} \quad (19)$$

同时，以 (11) 式计算初始均衡条件下的 $A_{it} h_t^{1+\sigma}$ 代入 (10) 式，结合 (12) 式，调整后的城市规模 (N'_{it}) 和城市居民福祉水平 (c'_{it}) 的关系可以表示为：

$$c'_{it} = \left[(\gamma + \theta) \left(\frac{N'_{it}}{N_{it}} \right)^{\sigma + \beta} - (\sigma + \beta) \left(\frac{N'_{it}}{N_{it}} \right)^{\gamma + \theta} \right] \cdot \frac{\kappa_i N_{it}^{\gamma + \theta}}{\sigma + \beta} \quad (20)$$

$$\frac{c'_{it}}{c_{it}} = \frac{\gamma + \theta}{\gamma + \theta - \sigma - \beta} \left(\frac{N'_{it}}{N_{it}} \right)^{\sigma + \beta} - \frac{\sigma + \beta}{\gamma + \theta - \sigma - \beta} \left(\frac{N'_{it}}{N_{it}} \right)^{\gamma + \theta} \quad (21)$$

这一分析的优势在于，由于只需要考虑变量的变化率，而不是具体数值，因此估计结果不以数值

大小而调整，具有相对稳健性（Tombe and Zhu，2019）。

（一）制度约束调整为全国平均水平

通过调整制度约束水平进行反事实分析，降低北京、上海等超大城市的制度约束水平可能会使其人口增长远远超出现实水平。根据国内外城市发展现状，新德里、上海、北京、东京等规模最大的城市在 2000 万人左右及以上，这表明，在一定的人口规模之上，拥挤效应会限制超大城市人口不断增长，这与最优城市规模理论相符。因此，参考 Duranton and Puga（2019），本文假设在目前技术条件、治理水平下，放松制度约束后最大城市的人口规模会高于实际的全球最大城市，故设置 3000 万人作为最大城市规模进行量化分析，考虑都市圈同城化，设置 4000 万人的最大城市规模进行对标分析。

反事实分析 I 中，制度约束统一设置为全国城市的平均值（ $SW = 0.2620$ ）。调整后的城市规模体系的核密度分布如图 2 所示。2018 年城市规模对数分布与 $N(4.3805, 0.9619^2)$ 的正态分布曲线接近，按最大值 3000 万估计的城市规模对数分布与 $N(4.3793, 0.9950^2)$ 接近，按最大值 4000 万估计时与 $N(4.3723, 1.0513^2)$ 接近。可见，当按平均制度约束调整时，由于部分大城市规模显著提高，部分小城市规模变小，从而平均城市规模稳定，但离散度明显提高。以此调整后的城区总人口分别增长 5.71% 和 15.61%，根据（19）式计算的城区人均收入分别提高 3.10% 和 8.24%。由于集聚经济和集聚成本的权衡，城市居民人均福祉水平基本不变，总体福祉水平会随着城市人口增长而增长，这与 Hsieh and Moretti（2019）采用就业增长衡量福祉增长的思路一致。两种情景下，农村人口分别减少 4.31% 和 11.8%，对（8）式以 0.35 的弹性进行估计，农村人均收入分别提高 1.56% 和 4.49%。

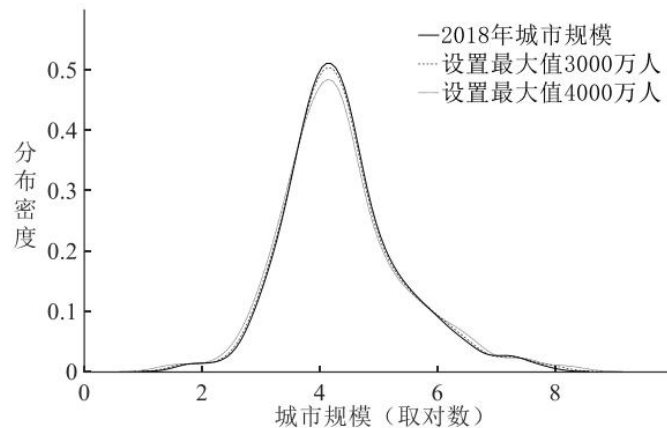


图2 反事实分析I城市规模体系调整

将制度约束调整为全国平均水平，其中的一个意义在于考察超大城市在降低制度约束水平时的增长潜力。六个超大城市的人口规模、人均收入和福祉调整结果如表 5 所示。设置最大值（上海）城市规模分别为 3000 万人和 4000 万人时，第二大城市北京的城区人口规模分别增长 25.38% 和 69.43%（至 2336 万人和 3157 万人），除了重庆之外，其余超大城市规模均显著提高。重庆由于实际制度约束水平较低（仅略高于全国平均水平），已经接近自由增长的状态，调整后城市增长较小。上海达到 3000 万人时，上海、北京的人均收入分别提高 3.69% 和 3.92%；上海达到 4000 万人时，上海、北京的人均

收入分别提高 8.89%和 9.38%；其余超大城市人均收入水平随规模增长相应提高。从各个城市人均福祉的变化来看，由于集聚经济与集聚成本的权衡，城市规模提高对城市居民人均福祉的影响很小。

表 5 反事实分析 I 的超大城市收入与福祉效应

	Max $N=3000$ 万人			Max $N=4000$ 万人		
	N' / N	y' / y	c' / c	N' / N	y' / y	c' / c
上海	1.2377	1.0369	0.9987	1.6503	1.0889	0.9923
北京	1.2538	1.0392	0.9985	1.6943	1.0938	0.9915
天津	1.1651	1.0263	0.9993	1.4518	1.0654	0.9958
重庆	1.0264	1.0044	1.0000	1.0723	1.0119	0.9999
广州	1.1112	1.0181	0.9997	1.3043	1.0462	0.9979
深圳	1.1299	1.0210	0.9996	1.3552	1.0530	0.9973

（二）消除制度约束

反事实分析 II 中，假定消除制度约束，根据当前落户意愿数据的分布，调整 $SW = 0.1$ 。调查数据中，仅有六个城市的落户意愿水平小于 0.1，这近似于落户意愿的最小值，可以看作消除制度约束之后的迁移成本对落户意愿的影响。

在消除制度约束、接近自由迁移时，与 2018 年城市规模体系相比，按最大值 3000 万估计，城市规模对数分布与 $N(4.4350, 0.9859^2)$ 正态分布曲线接近，按最大值 4000 万估计，与 $N(4.5209, 1.0212^2)$ 接近（见图 3）。可见，与调整为全国平均制度约束水平相比，消除制度约束能明显提高城市平均规模，大部分城市规模明显提高，离散度也有所提高。以此测算的城区总人口分别增长 10.01%和 27.38%，城区人均收入分别提高 3.21%和 8.14%。人均福祉水平基本不变，总体福祉随城区人口增长，这与反事实分析 I 的结论一致。同时，农村人口减少 7.57%和 20.7%，农村人均收入分别提高 2.79%和 8.46%。

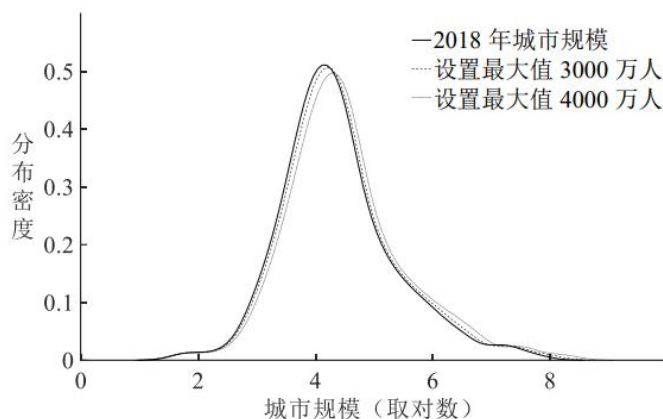


图 3 反事实分析 II 城市规模体系调整

消除制度约束时，六个超大城市的人口增长和收入、福祉变动情况如表 6 所示。依然分别设置 3000 万人和 4000 万人的最大城市规模值，第二大城市北京的人口规模分别增长 25.00%和 68.38%（至 2329

万人和 3138 万人），与反事实分析 I 基本接近，其余超大城市人口规模均比反事实分析 I 明显提高。其中，对人均收入的影响与反事实分析 I 接近，对人均福祉的影响依然很小。

表 6 反事实分析 II 的超大城市收入与福祉效应

	Max $N=3000$ 万人			Max $N=4000$ 万人		
	N' / N	y' / y	c' / c	N' / N	y' / y	c' / c
上海	1.2377	1.0369	0.9987	1.6503	1.0889	0.9923
北京	1.2500	1.0387	0.9986	1.6838	1.0926	0.9917
天津	1.1824	1.0289	0.9992	1.4991	1.0712	0.9951
重庆	1.0768	1.0127	0.9998	1.2100	1.0329	0.9989
广州	1.1414	1.0227	0.9995	1.3867	1.0572	0.9968
深圳	1.1556	1.0249	0.9994	1.4255	1.0621	0.9963

（三）按比例降低制度约束

规模越大、舒适度越高的城市往往进入壁垒越高，这是国内外城市的普遍特征，为此设计反事实分析 III，按比例降低制度约束。将制度约束降低到原来的 50%，调整后落户意愿小于 0.1 的城市按 0.1 设置。这相当于将部分中小城市降低为自由迁移的水平，一些超大特大城市则由于住房价格等市场机制依然存在较高的进入壁垒，这与实际情况类似。

按比例降低制度约束水平时，与 2018 年城市体系相比，按最大值 3000 万人估计时城市规模对数分布接近 $N(4.5728, 0.9815^2)$ 分布，按最大值 4000 万人估计时接近 $N(4.8344, 1.0108^2)$ 分布（见图 4），与前两类反事实分析比，按比例降低制度约束明显提高了城市平均规模，均值明显右移分别约 0.20 个和 0.45 个对数点（对应从 80 万人分别提高到 97 万人和 126 万人），分布形状基本接近。以此核算的城区总人口分别增长 22.91% 和 62.68%，城区人均收入分别提高 3.75% 和 9.03%；如前一致，人均福祉水平基本不变，总体福祉随城区人口增长；分别实现农村人口减少 17.32% 和 47.39%，农村人均收入分别提高 6.88% 和 25.2%。

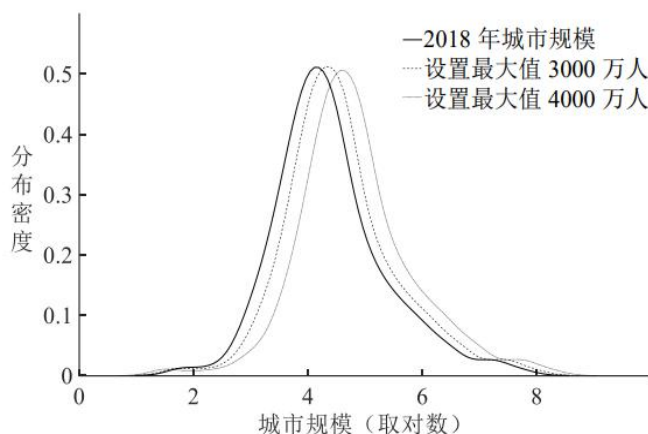


图 4 反事实分析 III 城市规模体系调整

按比例降低制度约束后，依然分别设置 3000 万人和 4000 万人的最大值，除了当前制度约束较小的城市之外，其余城市的增长比例一致，均分别增长 23.77%和 65.03%，人均收入分别提高 3.69%和 8.89%，第二大城市北京的人口规模分别约 2306 万人和 3075 万人。对人均收入的影响与最大值的设置有关，对人均福祉的影响与反事实分析 I、II 接近，基本不变。

（四）结果比较

对以上反事实分析结果进行比较，可以得到一些规律性的结论。第一，不同的制度约束调整对城市体系的影响不同。在按全国平均水平设置制度约束时，由于各个城市制度约束水平与平均水平存在或高或低的关系，从而城市规模随之有增有减，对城市平均规模的影响较小，但离散度会提高；在消除制度约束和按比例降低制度约束的情景中，大部分城市规模均会明显增长，从而提高城市平均规模，其中的区别在于按比例降低制度约束时，城市规模接近同比例增长，分布曲线表现为向右平移的特征。第二，设置不同的城市规模最大值时对城市规模体系的影响方向一致，差异主要体现在不同的调整比例上，城市规模的增长比例也会进一步影响人均收入的提升比例。第三，同时考虑集聚成本和集聚经济时，现有城市居民人均福祉受到的影响很小，但由于城市人口增长、乡村人口减少，城乡居民的总体收入和福祉会随之提高。

由此，采用不同的制度约束调整、不同的城市规模最大值设置时，虽然对城市规模体系的影响不同，但只要降低制度约束，均能够明显提高城市人口规模和城乡效率（城市和乡村的人均收入或产出水平），从而提高总体收入和福祉水平。

七、结论、启示与建议

在推进以人为核心的新型城镇化背景下，本文基于包含制度约束的空间均衡模型对中国城镇化改革红利进行量化分析。参数估计方面，利用中国城市古城面积作为城市规模的工具变量，结合中国家庭收入调查数据和城市统计数据估计发现，城市集聚经济的规模弹性约 0.17，集聚成本的规模弹性约 0.33。量化分析方面，以落户意愿作为制度约束的替代指标，设计三类反事实分析均发现，降低制度约束能够明显提高城市人口规模和城乡效率，从而提高总体收入和福祉水平。其中，消除制度约束并设置最大城市上海的城区人口规模值为 3000 万时，北京人口规模增长约 25.00%，大部分城市规模均显著提高，城区总人口增长 10.01%，城区人均收入提高 3.21%，农村总人口相应减少 7.57%，农村人均收入提高 2.79%。将制度约束调整至全国平均水平或者按比例调整制度约束，会对城市规模体系产生不同的影响，均会明显提高城乡效率和总体福祉水平。

城镇化改革的本质是要尊重人口迁移规律和趋势，降低限制人口迁移的各类制度约束，实现劳动力、土地等资源和要素的优化配置，充分发挥集聚经济、降低集聚成本，从而促进福祉增进和均等化。这与党的二十大报告提出的“破除妨碍劳动力、人才流动的体制和政策弊端”要求一致，是推进以人为核心的新型城镇化的重点内容。本研究主要得到以下四点启示和建议。

第一，科学落实人地挂钩，提高城市承载力。本文研究发现，降低制度约束会明显提高城乡效率和总体福祉水平。部分地区农村集体建设用地和一些中小城市建设用地的低效利用，为在“牢牢守住

十八亿亩耕地红线”的前提下，提高人口迁入城市和地区的建设用地供给，创造了可行性。要积极推进城乡之间、地区之间土地资源统筹利用^①，科学落实人地挂钩。对于人口规模较大、增长潜力较大的城市或地区，特别是一些超大特大城市，要提高建设用地和住房供给弹性，提高人口承载力，充分发挥集聚经济优势；对于人口规模不大、增速稳定的城市或县城，要实施科学的绿色低碳密度开发，盘活低效利用土地，避免粗放扩张；对于乡村地区，需根据村庄人口发展态势，按照乡村振兴顶层设计的要求实施多元化的乡村振兴战略，统筹推进城乡人口迁移和城乡土地利用。

第二，提高城市治理水平，降低集聚成本弹性。城市模型中集聚经济和集聚成本的权衡意味着，如果能够降低集聚成本弹性，则能够在提高城市规模、人均收入的同时增进综合福祉水平，为此，要积极提高城市治理水平，转变城市发展方式，着力改善影响城市居民效用的高房价、交通拥堵等城市病问题。对于集聚成本中的房价问题，要“坚持房子是用来住的、不是用来炒的定位”，加强城市住房用地和公共设施配套用地供给，完善住房供给体系和住房制度，促进房地产市场平稳健康发展；对于集聚成本中的通勤成本，要积极提高城市规划和建设水平，构建多中心的城市空间结构和绿色高效的公共交通体系，降低通勤成本；同时要通过智慧城市建设，全面提高城市治理现代化水平，降低集聚成本，提高城市运行效率和宜居宜业水平。

第三，积极促进都市圈同城化，释放超大特大城市增长潜力。都市圈同城化是超大特大城市增长超越行政边界的形式。现实中的最大城市规模均在 3000 万人以内，但在一体化水平较高的都市圈（或大都市区）人口规模则接近 4000 万，比如东京都市圈 2020 年约 3700 万人（其中东京都约 1400 万人）。因而，为充分发挥集聚经济，应积极促进都市圈同城化，突破行政区划对城市增长和城市发展的物理限制和制度限制。为促进都市圈同城化，在积极探索推进都市圈内部省（市）交界地区行政体制改革的同时，要积极创新体制机制、降低行政壁垒，全面提升都市圈内部城市之间产业分工和经济一体化水平、提升都市圈内部城市之间公共服务一体化和均等化水平、促进都市圈内部交通一体化和信息网络一体化。

第四，协同推进体制机制改革。城镇化改革需要协同推进户籍及其附属权益、土地和住房等领域系统性改革，破除妨碍劳动力、人才流动的体制和政策弊端。中国的人口迁移受到户籍及其附属权益、城乡土地制度的影响。当前户籍制度改革的进程已经受到其他相关制度改革的掣肘，部分流动人口可能担心失去农村权益而不愿意转户，部分流动人口可能由于城市生活能力不高不愿意转户等。为此，要推进户籍制度改革攻坚，通过建立完善优质均衡的公共服务供给体系，促进户籍制度回归人口登记管理的本质；协同推进农村土地权益保护和交易机制，落实党的二十大报告强调的“保障进城落户农民合法土地权益，鼓励依法自愿有偿转让”；持续完善城市住房保障体系，着力解决城市居民住房困难问题，做好城市困难群体兜底保障工作。

^①这也与《中共中央 国务院关于加快建设全国统一大市场的意见》以及党的二十大报告提出的“构建全国统一大市场”的导向一致。参见 http://www.gov.cn/zhengce/2022-04/10/content_5684385.htm。

参考文献

- 1.蔡昉, 2014: 《从人口红利到改革红利》, 北京: 社会科学文献出版社, 第 294-313 页。
- 2.陈斌开、马宁宁、王丹利, 2020: 《土地流转、农业生产率与农民收入》, 《世界经济》第 10 期, 第 97-120 页。
- 3.都阳、蔡昉、屈小博、程杰, 2014: 《延续中国奇迹:从户籍制度改革中收获红利》, 《经济研究》第 8 期, 第 4-13 页、第 78 页。
- 4.黄文彬、王曦, 2021: 《政府土地管制、城市间劳动力配置效率与经济增长》, 《世界经济》第 8 期, 第 131-153 页。
- 5.梁琦、陈强远、王如玉, 2013: 《户籍改革、劳动力流动与城市层级体系优化》, 《中国社会科学》第 12 期, 第 36-59 页、第 205 页。
- 6.刘修岩、李松林, 2017: 《房价、迁移摩擦与中国城市的规模分布——理论模型与结构式估计》, 《经济研究》第 7 期, 第 65-78 页。
- 7.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、第 127 页。
- 8.苏红键, 2022: 《人口城镇化趋势预测与高质量城镇化之路》, 《中国特色社会主义研究》第 2 期, 第 48-56 页。
- 9.万广华、江蕙蕤、赵梦雪, 2022: 《城镇化的共同富裕效应》, 《中国农村经济》第 4 期, 第 2-22 页。
- 10.吴开亚、张力、陈筱, 2010: 《户籍改革进程的障碍: 基于城市落户门槛的分析》, 《中国人口科学》第 1 期, 第 66-74 页、第 112 页。
- 11.张吉鹏、卢冲, 2019: 《户籍制度改革与城市落户门槛的量化分析》, 《经济学(季刊)》第 4 期, 第 1509-1530 页。
- 12.赵扶扬、陈斌开, 2021: 《土地的区域间配置与新发展格局——基于量化空间均衡的研究》, 《中国工业经济》第 8 期, 第 94-113 页。
- 13.周文、赵方、杨飞、李鲁, 2017: 《土地流转、户籍制度改革与中国城市化: 理论与模拟》, 《经济研究》第 6 期, 第 183-197 页。
- 14.Alonso,W., 1964, *Location and Land Use: Toward a General Theory of Land Rent*, Cambridge, MA: Harvard University Press, pp. 18-35.
- 15.Au,C., and J.V.Henderson, 2006, “Are Chinese Cities too Small?”, *Review of Economic Studies*, 73 (3): 549–576.
- 16.Combes,P., and L.Gobillon, 2015, “The Empirics of Agglomeration Economies”, in G.Duranton, J.V.Henderson and W.Strange(eds.)*Handbook of Regional and Urban Economics (Volume 5B)*, Amsterdam: Elsevier, pp. 247-348.
- 17.Combes,P., G.Duranton, and L.Gobillon, 2019, “The Costs of Agglomeration: House and Land Prices in French Cities”, *Review of Economic Studies*, 86(4):1556-1589.
- 18.Combes,P., S.Démurger, and S.Li, 2013, “Urbanisation and Migration Externalities in China”, CEPR Discussion Paper 9352, <https://cepr.org/publications/dp9352>.
- 19.De la Roca,J., and D.Puga, 2017, “Learning by Working in Big Cities”, *Review of Economic Studies*, 84(1):106-142.
- 20.Desmet,K., and E.Rossi-Hansberg, 2013, “Urban Accounting and Welfare”, *American Economic Review*, 103(6):2296-2327.

- 21.Desmet,K., and J.V.Henderson, 2015, “The Geography of Development Within Countries”, in G.Duranton, J.V.Henderson and W.Strange(eds.) *Handbook of Regional and Urban Economics (Volume 5B)*, Amsterdam: Elsevier, pp. 1457-1517.
- 22.Duranton,G., and D.Puga, 2019, “Urban Growth and its Aggregate Implications”, NBER Working Paper 26591, <https://www.nber.org/papers/w26591>.
- 23.Duranton,G., 2016, “Determinants of City Growth in Colombia”, *Papers in Regional Science*, 95(1): 101-131.
- 24.Hsieh,C., and E.Moretti, 2019, “Housing Constraints and Spatial Misallocation”, *American Economic Journal: Macroeconomics*, 11(2):1-39.
- 25.Muth,R.F., 1969, *Cities and Housing*, Chicago: University of Chicago Press, pp. 1-30.
- 26.Redding,S, and E.Rossi-Hansberg, 2017, “Quantitative Spatial Economics”, *Annual Review of Economics*, 9(1):21-58.
- 27.Tombe,T., and X.Zhu, 2019, “Trade, Migration, and Productivity: A Quantitative Analysis of China”, *American Economic Review*, 109(5): 1843-1872.

（作者单位：中国社会科学院农村发展研究所）

（责任编辑：陈静怡）

The Reform Dividend of China’s Urbanization: A Quantitative Spatial Analysis

SU Hongjian

Abstract: This article makes a quantitative analysis on the reform dividend of China’s urbanization using a spatial equilibrium model with institutional constraints. Using the data of the area of ancient cities in China as a tool variable, and the survey data of household income and urban statistics, the study finds that the scale elasticity of China’s urban agglomeration economy is about 0.17, and the scale elasticity of agglomeration cost is about 0.33. Taking the willingness of the floating population to settle down with hukou as a substitute indicator of institutional constraints, by designing three counterfactual analyses, the study finds that reducing the level of institutional constraints can significantly improve the urban population size and urban-rural efficiency, thereby improving the overall income and well-being level. Among them, when institutional constraints are removed and the maximum urban size is set at 30 million people, the urban population will increase by 10.01%, the per capital income in urban areas will increase by 3.21%, the rural population will decrease by 7.57%, and the per capital income in rural areas will increase by 2.79%. In order to realize reform dividend of urbanization, it is necessary to give full play to agglomeration economy and reduce agglomeration cost, through scientifically implementing the link between people and land, improving urban governance capacity, promoting the integration of metropolitan areas and coordinating the reform of systems and mechanisms.

Key Words: Urbanization; Reform Dividend; Agglomeration Economy; Spatial Equilibrium; Quantitative Spatial Analysis

示范抑或挤出？^{*}

——农民合作社示范社的空间溢出效应

陈 锐 张社梅

摘要：本文从周边示范社与本合作社双重视角，尤其从本合作社反向视角，基于四川省 10 个县（市、区）509 家合作社的调查数据，利用空间杜宾模型研究了农民合作社示范社的空间溢出效应及其传递机理。结果表明：示范社对周边合作社具有显著示范效应，这一结果在采用更换空间权重矩阵、更换核心变量、调整计量方法以及引入工具变量等方法后依然稳健。异质性分析发现，不同等级和不同产业类型的示范社均会对周边合作社产生示范效应，但高级别示范社和种植业示范社同时还对周边合作社产生挤出效应。与山区示范社相比，平原丘陵区示范社对周边合作社的示范效应和挤出效应更强。机制分析发现，示范社可通过示范基地建设、合作社的学习模仿促进周边合作社发展水平的提升，同时，示范社也会通过政策资源竞争限制周边合作社的发展。作为农民合作社中的标杆和典范，加强示范社建设、有效发挥其示范效应是提升合作社整体质量、提升合作社区域化管理水平的重要途径。

关键词：农民合作社示范社 空间溢出效应 示范效应 挤出效应 合作社发展水平

中图分类号：F325 **文献标识码：**A

一、引言

自 2007 年《中华人民共和国农民专业合作社法》正式实施以来，农民合作社数量快速增长，合作社在促进农户组织化发展，推动农业规模化、产业化经营方面发挥了积极作用，成为建设现代农业和推动乡村振兴的重要主体。截至 2021 年 4 月底，全国农民合作社数量已达 225.9 万家，比 2007 年的 2.6 万家增长了 86 倍，辐射带动全国近一半农户^①。相关研究表明，合作社是促进农户尤其是贫困户

^{*}本文研究受到国家自然科学基金面上项目“合作社农业职业经理人形成机制、决策行为与政策优化研究”（编号：71673195）、四川省农村发展研究中心自筹项目“农民合作社示范社的示范效应识别及提升研究”（编号：CR2027）的资助。感谢匿名审稿人对本文提出的修改意见。本文通讯作者：张社梅。

^①数据来源：《关于政协第十三届全国委员会第四次会议第 2459 号（农业水利类 424 号）提案答复的摘要》，http://www.moa.gov.cn/govpublic/zcggs/202108/t20210817_6374236.htm；黄祖辉，2018：《中国农业产业组织的发展与若干问题》，《中国合作经济》第 8 期，第 14-15 页。

增收、提升农业生产效率以及推动小农户与现代农业发展有机衔接的有效载体(徐旭初和吴彬, 2018)。然而, 数量快速增长的背后是合作社经营质量的严重滞后, 表现为“空壳社”大量存在(张益丰和孙运兴, 2020), 服务功能薄弱(黄祖辉和朋文欢, 2016), 内部治理失序与利益分配不公平(李云新和王晓璇, 2017)等。如何提升合作社发展质量成为当前亟待解决的重大问题。

农民专业合作社示范社(下文简称“示范社”)是由农业主管部门对注册登记的农民专业合作社中发展运行规范、经济实力较强、社会声誉良好的合作社进行评选并给予授牌认定的一类合作社。中国自2009年开始示范社建设, 并分别于2014年、2016年、2018年和2020年组织了4批国家级示范社评选, 共认定8514家国家级示范社^①。目前, 示范社为国家、省、市、县四级联创, 评选标准依次降低。截至2021年11月, 全国共有县级及以上示范社近16.8万家, 约占全国合作社总量的8%^②。已有研究发现, 示范社在带动农户增收、提高农户组织化水平等方面发挥了积极作用。但也有研究表明, 部分示范社发展“名过其实”, 实践中也出现了示范社在“空壳社”专项清理行动中被清除的现象。那么, 在政策的大力推进下, 示范社在提高自身实力的同时是否也促进了其他合作社的发展? 不同区域、不同产业示范社的示范效应又有何差异? 进一步地, 如果示范社对其他合作社产生了示范效应, 那么具体的传递路径是什么? 客观准确地评价示范社对其他合作社发展的作用并探析其作用路径, 对于促进合作社整体质量提升、推进农业现代化进程和乡村产业振兴具有重要的理论与实践意义。

对于示范社能否发挥示范效应, 学术界已经积累了一些研究成果。相关文献主要围绕示范社示范效应的识别、示范社建设实际效果以及示范效应传递机制三方面展开。关于示范效应的识别, 学者们主要从两方面展开研究: 一是构建示范效应综合评价指标体系, 以成员总数、利润率和标准化水平等指标反映示范效应(马玉波等, 2012)。二是比较示范社与非示范社发展情况, 通过计算示范社在民主管理、经营服务和产品质量等方面的平均处理效应, 判断示范社是否显著优于非示范社(王军等, 2021)。关于示范社建设的实际效果, 有研究表明, 相比非示范社, 示范社在促进成员增收、提升农户社会资本和促进农业标准化方面效果更明显(王真, 2016; 张连刚和陈卓, 2021)。也有研究得出不同的结论, 认为示范社建设未能实现预期的政策目标, 存在示范社评定过程中实践标准偏离文件标准(王敬培和任大鹏, 2016), 示范社发展“名过其实”引发其形象的扭曲、示范社与非示范社在获取外部资源上的不公平(王敬培等, 2014), 以及粮食类示范社过度追求规模效益导致粮食增产不足(赵晓峰, 2013)等问题。显然, 现有研究关于示范社是否发挥了示范效应尚无定论。关于合作社示范效应传递的研究文献还非常少, 仅有三篇。其中, 刘杰等(2021)运用内生转换模型分析发现, 示范社可以通过示范基地的标准化生产发挥示范效应。魏宇等(2019)基于规范分析认为, 在产业规模、盈利能力和品牌建设等方面积极示范和努力带动, 是推动合作社发展的两条路径。叶云和汪发元(2018)

^①根据农经发(2014)10号、农经发(2016)16号、农经发(2019)2号、农经发(2021)1号四个国家农民专业合作社示范社名单通知文件整理。

^②数据来源:《国家农民专业合作社示范社发展指数(2020)研究报告在京发布》, http://www.moa.gov.cn/xw/zwtd/202201/t20220122_6387449.htm。

基于典型案例分析发现，示范社通过农业生产合作、内部管理合作、市场营销合作等联合机制可以产生溢出效应。已有研究为本文提供了重要启发，但仍存在一些不足之处：其一，关于示范社示范效应的识别并不完整。综合评价或者与非示范社的比较更多体现的是示范社本身的发展实力，这种单一视角的考察并不能完全反映示范社对其他合作社的影响；其二，较多关注示范社的示范效应，但没有考虑示范社可能存在的挤出效应；其三，对示范效应传递机制的研究还比较薄弱，缺乏定量验证。

本文以示范社为研究对象，基于四川省 10 个县（市、区）509 家合作社的调查数据，采用空间杜宾模型，重点研究示范社的空间溢出效应及其传递机理。与已有研究相比，本文的边际贡献在于：第一，从地理空间溢出角度理解示范社的示范效应，基于周边示范社与本合作社关系视角，反向考察示范社的示范效应，全面识别示范社的影响，从而丰富和拓展示范社研究的内容和范畴。第二，在示范效应识别过程中，既考察示范社的示范效应，也验证示范社对其它合作社可能带来的负面影响，为客观认识和科学评估示范社的社会经济影响提供实证依据。第三，分别从学习机制和资源竞争机制角度探讨并检验示范社对其他合作社的影响路径，为进一步优化示范社支持政策、推进合作社高质量发展提供具有针对性的政策建议。

二、理论分析与研究假说

（一）示范社空间溢出效应理论分析

空间溢出效应是经济主体空间相关性研究领域的核心内容。地理学第一定律指出，任何事物都与其他事物相联系，但邻近事物比较远事物的联系更紧密（Tobler, 1970），这为研究空间溢出效应提供了理论基础。20 世纪 90 年代以来，随着新经济地理学的兴起，空间外溢对区域经济增长的促进作用以及寻求空间溢出效应的发生机制成为研究的热点。在产业组织领域，携带知识的各种要素在区域间的流动带动知识在不同主体间的互动和交流，从而加速知识的空间溢出，这种要素流动带来的知识溢出效应已成为提升产业组织整体发展水平、实现区域经济增长的重要原因。

空间溢出效应往往表现出两面性，包括正向示范效应和负向挤出效应。一方面，知识虽然具有根植于个体之中的特征，但当充当知识载体的要素依照市场信号在区域内自由流动时，知识溢出效应就会产生。同时，在政策助推或者有组织的活动中，知识也存在从优秀企业向其他企业有意识流动的趋向。由于农民合作社示范社在带动农户、经济实力、生产效率、社会影响等方面表现更优，具备向其他合作社溢出知识的条件。因此，邻近示范社的合作社具有主动学习模仿示范社经营行为的倾向。同时，在示范社建设政策助推下，示范社也会通过率先采用新技术新品种、建设示范基地、优化内部治理制度等方式影响周边合作社从而产生溢出效应。

另一方面，经济主体之间也存在因示范主体占用更多政策资源、区内主体过度竞争以及给周边非示范主体造成竞争压力等而产生的挤出效应（张先锋和刘婷婷，2019）。例如，农地流转补贴政策导致流转费用溢价并有利于农地转出方进行价格寻租，形成对中小规模经营主体的挤出效应，从而该政策最终蜕变为“俱乐部产品”（尚旭东和朱守银，2017）。在当前合作社发展由数量增长向质量提升转变阶段，虽然政府已经开展合作社质量提升整县推进行动，但在打造典型示范的固有工作思路下，

政府对合作社的支持政策明显向示范社倾斜。示范社拥有明显的政策资源获取优势，也更具市场竞争力。示范社的政策资源获取优势客观上会增加其他合作社获取政策资源的难度，从而对周边其他合作社产生挤出效应。因此，本文提出如下假说：

H1：周边示范社对本合作社存在空间溢出效应。

（二）示范社影响周边合作社发展的作用机制分析

本文认为，示范社影响周边合作社发展水平的作用机制主要表现在以下方面：

第一，学习机制，包括周边示范社的知识外溢路径和本合作社的学习模仿路径。首先是周边示范社的知识外溢路径。知识存在从优秀企业向其他企业溢出的特征，而示范社比非示范社发展更优已成为现有研究的基本共识。因此，理论上讲周边示范社具备对本合作社产生知识溢出的条件。相关研究也表明，只有在示范效应较好展示的基础上，示范社才可能推动其他合作社的建立和规范运行（马玉波等，2012），而示范社可以通过示范基地的标准化生产发挥其示范效应（刘杰等，2021）。技术推广的经验表明，通过示范基地吸引农户观摩学习进而开展现场技术指导是促进农业技术推广的有效方式（苗水清等，2017）。实践中，示范社通过示范基地在生产技术、田间管理等方面开展示范展示是其带动其他主体发展的重要方式。其次是本合作社的学习模仿路径。组织学习理论认为组织之间存在相互学习行为，组织之间的互动会产生知识转移，促使组织从外部习得发展经验，从而促进组织自身的发展。随着知识复杂性增加和竞争加剧，组织间相互学习逐渐成为一种社会现象（于贵芳和温珂，2020）。组织间信息交互、经验交流是组织技术创新的重要信息来源（Liu，2018）。根据模仿的内在逻辑规律和组织的模仿行为，在示范社“附近”的合作社会有主动学习模仿示范社经营行为的倾向。从合作社的发展实践看，到示范社基地参观学习、与同行业经营者相互交流是合作社负责人习得发展经验的重要方式。因此，本文提出如下假说：

H2：周边示范社可以通过示范基地的示范展示促进本合作社的发展。

H3：合作社负责人可以通过到示范社参观学习促进本合作社的发展。

第二，资源竞争机制，即示范社对区域内政策资源的强势竞争。根据增长极理论，地区应该将优势资源集中到发达地区和优势主体，再通过空间溢出效应带动周边地区或主体发展，从而实现地区整体发展（柳卸林等，2022）。但规模经济和市场效应使得资源不断向增长极集中（Chen and Wu，2012），这些优先发展的主体在发展模式上会产生路径依赖和锁定效应（Arthur，1989），从而加剧周边主体的资源配置劣势。在合作社发展实践中，政府通过示范社建设行动将优势资源向示范社集中，希望通过示范社带动周边合作社发展。这种将资源优先供给示范社的政策客观上形成了示范社对区域内政策资源的强势竞争，非示范社难以获取政策资源，从而发展受限。因此，本文提出如下假说：

H4：周边示范社可以通过对政策资源的竞争限制本合作社的发展。

三、研究设计

（一）样本与数据

四川是农业大省，也是农民合作社发展大省，其合作社的发展在全国具有代表性。笔者于2021

年7月对四川省农民专业合作社开展抽样调查，获取了样本合作社2020年的有关信息，具体抽样过程如下：第一，选取四川省首批开展农民专业合作社质量提升整县推进行动的5个国家级试点县（市、区），分别为绵阳市安州区、德阳市罗江区、巴中市恩阳区、宜宾市叙州区和雅安市汉源县。第二，按照邻近原则在5个试点县的邻县中各选1个县，包括绵阳市江油市、德阳市绵竹市、南充市仪陇县、宜宾市屏山县和雅安市天全县。第三，确定上述10个县（市、区）后，在已认定的每个县（市、区）示范社名录中随机抽取25~30家示范社。第四，在确定样本示范社后，根据示范社的地理位置，在同村或邻村对应抽取1家非示范社，若同村或邻村没有正常经营的非示范社则放弃。最后，以合作社理事长或具体负责生产经营的经理人为调查对象，采用一对一问答形式展开问卷调查。最终收回问卷516份，有效问卷509份，问卷有效率98.6%。

根据表1，从成立类型看，样本合作社大部分由种养大户领办，相当一部分由村干部领办。从主导产业看，样本合作社以种植业为主，其在样本合作社中占比达62%。从产业规模看，样本合作社的产业经营规模大部分为中、大规模，表明规模经营已成为合作社的发展趋势。从示范社与非示范社的样本数量看，样本合作社中示范社数量略高于非示范社。

表1 样本合作社基本情况统计

		频数	占比(%)			频数	占比(%)
成立类型	大户领办	252	49.51	主导产业	种植业	316	62.08
	村干部领办	73	14.34		畜牧业	181	35.56
	公司领办	36	7.07		服务业	12	2.36
	其他	148	29.08				
产业规模	不成规模	40	7.86	是否为示范社	示范社	279	54.81
	小规模	70	13.75		其中：县级和市级	183	35.95
	中规模	215	42.24		省级和国家级	96	18.86
	大规模	184	36.15		非示范社	230	45.19

注：产业规模根据《全国农产品成本收益资料汇编》及四川省标准划分：种植类分界为30亩、100亩和500亩，生猪类分界为30头、100头和1000头，牛羊类分界为50头、100头和300头，家禽类分界为300羽、1000羽和10000羽。

从表2可知，样本合作社平均成立时长为5.77年，拥有固定资产153.72万元，年经营总收入162.58万元，平均入社农户数和服务农户数分别为68户和148户，表明样本合作社存续时间较长，拥有一定的经济基础、经营实力和服务能力。从示范社与非示范社的均值差异看，示范社的上述指标均显著高于非示范社，表明示范社在经济基础、经营实力和服务能力上均显著优于非示范社。

表2 示范社与非示范社基本情况均值差异比较

	总样本	示范社	非示范社	均值差异
成立时长（年）	5.768	6.613	4.743	1.869***
固定资产（万元）	153.720	206.882	89.233	117.649***
年经营总收入（万元）	162.582	235.427	74.217	161.209***
入社农户数（户）	68.263	95.398	35.348	60.050***

(续表2)

服务农户数 (户)	147.699	205.548	77.526	128.022***
-----------	---------	---------	--------	------------

注：***表示 1% 的显著性水平。

(二) 模型设定与估计方法

本文的核心目标在于识别示范社的空间溢出效应及其在合作社之间的传递路径，因此，选择空间计量方法来分析周边示范社对本合作社的空间影响。

1. 空间自相关检验。本文采用莫兰指数 (Moran's I) 检验变量的空间相关性，其计算公式为：

$$I = \frac{\sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n w_{ij} (x_i - \bar{x})(x_j - \bar{x})}{S^2 \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n w_{ij}} \quad (1)$$

(1) 式中， x_i 和 x_j 分别表示第 i 个样本和第 j 个样本的观测值， $\bar{x}$ 为样本均值，

$S^2 = \frac{\sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x})^2}{n}$ 为样本方差， w_{ij} 为 $n \times n$ 维空间权重矩阵， $\sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n w_{ij}$ 为所有空间权重之和。

2. 空间计量模型。本文重点考察的是周边示范社是否会影响本合作社的综合发展水平。由于示范社的空间溢出效应不仅会影响非示范社，还会影响其他示范社，因此，本文所指的周边示范社既包括非示范社的周边示范社，也包括示范社的周边示范社，即周边示范社对本合作社的影响既包括对非示范社的影响，也包括对其他示范社的影响。综合考虑，本文将周边示范社对本合作社综合发展水平的空间溢出效应模型设定为：

$$\begin{cases} Y = \rho WY + \alpha l_N + X\beta + WX\theta + \mu \\ \mu = \lambda W\mu + \varepsilon \end{cases} \quad (2)$$

(2) 式中， Y 为 $n \times 1$ 阶向量，表示本合作社综合发展水平。 l_N 表示与要估计的常数项参数 α 相关联的 $n \times 1$ 阶向量， X 为自变量组成的 $n \times k$ 阶向量， W 为 $n \times n$ 维空间权重矩阵， ρ 为空间自回归系数。如果 ρ 显著，则表示合作社在综合发展水平上存在实质性空间相关。 β 和 θ 分别表示自变量和自变量空间滞后项的 $k \times 1$ 阶回归系数向量， λ 为空间自相关系数， μ 和 ε 表示随机误差项向量。

当 $\rho \neq 0$ 、 $\theta = 0$ 且 $\lambda = 0$ 时，(2) 式为空间滞后模型：

$$Y = \rho WY + \alpha l_N + X\beta + \varepsilon \quad (3)$$

当 $\lambda \neq 0$ 、 $\rho = 0$ 且 $\theta = 0$ 时，(2) 式为空间误差模型：

$$\begin{cases} Y = \alpha l_N + X\beta + \mu \\ \mu = \lambda W\mu + \varepsilon \end{cases} \quad (4)$$

当 $\rho \neq 0$ 、 $\theta \neq 0$ 且 $\lambda = 0$ 时，(2) 式为空间杜宾模型：

$$Y = \rho WY + \alpha l_N + X\beta + WX\theta + \varepsilon \quad (5)$$

(3) ~ (5) 式为常见的空间计量模型，具体采用哪种模型需要根据数据特征进行选择，一般采用拉格朗日乘数检验 (LM test) 来判断 (李晓静等, 2021)。

3. 空间权重矩阵。空间权重矩阵 W 一般有三种类型：邻接矩阵、反距离矩阵和经济距离矩阵。本文借鉴李凯等 (2019) 的研究，选择经济距离矩阵，并采用邻接矩阵做稳健性检验。其中，经济距离矩阵设定为：

$$w_{ij} = 1 / \left| \left(Inc_i - Inc_j \right) / \left(Inc_i + Inc_j \right) \right| \quad (6)$$

(6) 式中， Inc_i 和 Inc_j 代表合作社 i 与合作社 j 的年经营收入。邻接矩阵设定为：

$$w_{ij} = \begin{cases} 1, & \text{如果 } d_{ij} \leq 15km \\ 0, & \text{如果 } d_{ij} > 15km \end{cases} \quad (7)$$

d_{ij} 表示合作社 i 与合作社 j 之间基于经纬度位置的球面距离^①。为确保样本不存在“孤岛”，根据数据最终确定 15 千米为邻接矩阵的阈值。

4. 空间溢出效应分解。空间计量模型的估计参数并不能直接反映空间溢出效应的大小，需要通过偏微分方法进一步求解效应数值 (Elhorst, 2014)，将模型写成矩阵形式：

$$Y = (I - \rho W)^{-1} (X\beta + WX\theta) + R \quad (8)$$

I 是单位向量， R 是包含截距项和误差项的向量，因变量 Y 的期望对第 k 个自变量 X 在第 1 单元时间到第 N 单元时间上的偏微分方程矩阵为：

$$\begin{bmatrix} \frac{\partial E(Y)}{\partial x_{1k}} & \dots & \frac{\partial E(Y)}{\partial x_{Nk}} \\ \vdots & \ddots & \vdots \\ \frac{\partial E(Y_N)}{\partial x_{1k}} & \dots & \frac{\partial E(Y_N)}{\partial x_{Nk}} \end{bmatrix} = (I - \rho W)^{-1} \begin{bmatrix} \beta_k & w_{12}\theta_k & \dots & w_{1N}\theta_k \\ w_{21}\theta_k & \beta_k & \dots & w_{2N}\theta_k \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ w_{N1}\theta_k & w_{N2}\theta_k & \dots & \beta_k \end{bmatrix} \quad (9)$$

其中，最右端矩阵主对角线元素之和的均值反映直接效应，每行或每列中非主对角线元素之和的均值反映间接效应 (Elhorst, 2014)。参考 Elhorst (2014) 的研究，系数 $(I - \rho W)^{-1}$ 的计算方式如下：

$$(I - \rho W)^{-1} = I + \rho W + \rho^2 W^2 + \rho^3 W^3 + \dots + \rho^n W^n \quad (10)$$

据此，可得到各个变量对合作社综合发展水平的直接效应 (Direct effect, DE)、间接效应 (Indirect

^① 合作社经纬度数据来源于问卷调查，由作者前往合作社调查时通过智能手机定位功能获取。各合作社之间的球面距离在经纬度的基础上，取 3958.761 英里为地球半径，通过 Stata 软件使用 `spwmatrix` 命令自动计算而成。

effect, IE) 和总效应 (Total effect, TE)。

(三) 变量设置与描述性统计

1. 因变量。本文重点考察周边示范社对本合作社综合发展水平的影响，合作社综合发展水平用合作社发展指数来衡量。本文借鉴国家农民合作社示范社发展指数（农业农村部农村合作经济指导司等，2020）构建合作社发展指数，指标权重采用熵权法计算，具体指标及其权重详见表 3。从二级指标的权重结果看，品牌增值维度的权重最高，随后是服务成效、经济实力和社会影响，与当前合作社注重发展产后事业和品牌建设以促进自身实力提升的实际较为贴近。比较而言，基于调查数据的客观赋权结果与国家农民合作社示范社发展指数中各指标的权重差异较大，因此，本文借鉴国家农民合作社示范社发展指数的权重重新计算合作社发展指数作为稳健性检验，具体权重详见表 3 最后一列。

表 3 农民合作社发展指数指标及权重

一级指标 (%)	二级指标 (%)	三级指标	权重 (%)	稳健性检验权重 (%)
基础实力 (41.6)	经济实力 (20.0)	(1) 成员出资总额 (万元)	3.9	5.0
		(2) 固定资产 (万元)	3.2	2.0
		(3) 年度经营收入 (万元)	4.9	25.0
		(4) 合作社纯利润 (万元)	0.4	2.0
		(5) 成员分配利润 (万元)	7.6	6.0
	服务成效 (21.6)	(6) 入社成员数 (户)	3.4	16.0
		(7) 合作社为成员销售的产品占比 (%)	1.2	3.0
		(8) 合作社为非成员销售的产品占比 (%)	3.5	2.0
		(9) 主要生产资料统一采购率 (%)	1.5	5.0
		(10) 成员农户年平均增收 (元)	2.4	2.0
		(11) 技术服务成员数 (人)	4.1	1.0
		(12) 年培训人次 (人次)	5.5	1.0
发展活力 (26.0)	治理水平 (10.1)	(13) “三会” 是否齐全	0.6	2.0
		(14) “三会” 是否正常工作	0.7	3.0
		(15) 理事长受教育程度 (年)	0.2	1.0
		(16) 可分配盈余是否按交易量 (额) 进行二次分配	8.6	5.0
	社会影响 (15.9)	(17) 创造就业岗位数 (个)	1.7	1.0
		(18) 成员分布范围	4.3	1.0
		(19) 带动非成员农户数 (户)	4.6	2.0
		(20) 合作社获奖次数 (次)	5.3	5.0
创新能力 (32.4)	品牌增值 (27.1)	(21) 拥有认证产品数 (个)	5.0	3.0
		(22) 拥有注册商标数 (个)	5.9	2.0
		(23) 加工产品比例 (%)	7.2	1.0
		(24) 合作社第三产业收入占比 (%)	9.0	2.0
	网络利用(5.3)	(25) 通过网络销售的产品占比	5.3	2.0

2.核心自变量。核心自变量为周边示范社，具体从数量密度和质量密度两方面衡量。以本合作社周边示范社的数量度量数量密度，以同镇示范社年经营收入的平均值衡量质量密度。为更准确反映本合作社与周边示范社之间的距离，本文参考方师乐等（2017）的研究，在衡量周边示范社的数量密度时，基于实际距离并考虑交通出行效率，选择以本合作社为中心，机动车车程 10 分钟内的范围来确定哪些示范社可作为周边示范社。由于本合作社不清楚周边示范社的年经营收入，而实地调查所有合作社周边示范社收入的困难太大，同时考虑到村域范围过小、部分村没有示范社的现实情况，在衡量周边示范社的质量密度时，选择镇（乡）域范围来确定哪些示范社可作为周边示范社。

3.控制变量。本文将其他影响合作社综合发展水平的变量分为理事长个人特征、合作社基本特征和环境特征 3 类。根据高阶管理理论，管理者人口统计学特征会显著影响组织绩效，本文选取性别和年龄两个人口统计学特征变量表示理事长个人特征。组织特征是影响组织行为及其结果的重要因素，本文参考万俊毅和曾丽军（2020）的研究，选取存续时间、成立类型以及办公场所作为合作社基本特征变量。在环境特征方面，考虑到地理距离对空间溢出效应的影响以及政府支持和区域市场环境对合作社发展的影响，选取合作社到最近示范社的距离、政府支持、辅导员帮扶和区域品牌 4 个变量。

4.工具变量。本文重点考察周边示范社对本合作社发展水平的影响，由于示范社是政府遴选的标杆和典范，其综合发展水平较一般合作社高。此外，在一定区域范围内，合作社之间会相互影响，本合作社也会影响周边示范社的发展。因此，可能存在由反向因果引起的内生性问题。本文选择工具变量法来解决可能存在的内生性问题。具体选择乡镇公路密度和乡镇省级和国家级示范社数量两个变量，原因在于：乡镇公路密度影响区域间交通距离和交通出行效率，会影响本合作社到周边示范社的行车时间，从而影响车程 10 分钟范围内本合作社的周边示范社数量，满足工具变量选取的相关性假定。同时，合作社发展水平主要取决于自身经营管理能力，乡镇公路密度不会直接影响本合作社的发展水平，满足工具变量选取的外生性假定。由于省级和国家级示范社在示范社中发展质量最好、收入水平最高，因此，乡镇省级和国家级示范社总数会影响周边示范社平均收入，满足工具变量选取的相关性假定。同时，乡镇省级和国家级示范社总数作为其他主体的整体状态变量不会直接影响本合作社的发展水平，满足工具变量选取的外生性假定。

5.中介变量。根据前文理论分析，示范社的空间溢出效应可能存在示范展示、学习模仿和资源竞争三种传递路径，因此，本文选择示范基地、学习次数和补贴金额 3 个中介变量。

本文详细变量定义及描述性统计如表 4 所示。

表 4 变量定义及描述性统计

变量名称	变量定义	均值	最小值	最大值	标准差
因变量					
合作社发展指数	熵权法计算的发展指数	55.622	50.098	69.121	3.552
核心自变量					
周边示范社数量	本合作社车程 10 分钟内周边示范社的数量（个）	1.354	0	30	2.610

示范抑或挤出？

(续表 4)					
周边示范社平均收入	样本合作社中同镇范围内示范社的平均年经营收入（万元），取对数	5.042	2.303	6.292	0.817
控制变量					
性别	合作社现任理事长性别：男性=1，女性=0	0.819	0	1	0.385
年龄	合作社现任理事长年龄（岁）	46.177	20	70	8.960
存续时间	合作社到 2020 年末的存续时间（年）	5.768	0	21	3.061
成立类型	合作社的创办类型				
大户领办	由种养大户领办：种养大户领办=1，其他=0	0.495	0	1	0.500
村干部领办	由村干部领办：村干部领办=1，其他=0	0.143	0	1	0.351
公司领办	由公司领办：公司领办=1，其他=0	0.071	0	1	0.257
其他	除大户、村干部和公司领办以外的其他类型	0.291	0	1	0.455
办公场所	合作社是否有固定办公场所：是=1，否=0	0.888	0	1	0.316
示范距离	合作社到最近示范社的机动车行驶距离（公里）的倒数	0.290	0	10	0.614
政府支持	合作社 2020 年获得政府支持的事务数量（个）	1.073	0	6	1.037
区域品牌	合作社所在区域是否拥有农产品区域公共品牌：是=1，否=0	0.385	0	1	0.487
辅导员帮扶	合作社在发展过程中是否受到辅导员的帮扶：是=1，否=0	0.446	0	1	0.498
工具变量					
乡镇公路密度	乡镇公路里程数与乡镇幅员面积之比（公里/平方公里）	2.438	0.344	5.486	1.181
乡镇高级示范社	乡镇省级和国家级示范社总数（个）	2.527	0	10	1.655
中介变量					
示范基地	同镇样本示范社的示范基地平均建设规模（亩），取对数	4.684	0	7.132	1.624
学习次数	合作社理事长近 1 年内到示范社参观学习的次数（次）	2.263	0	12	2.596
补贴金额	合作社 2020 年获得的政府补贴金额（万元），取对数	0.664	0	3.932	1.088
稳健性检验变量					
是否示范社	合作社是否被评定为示范社：是=1，否=0	0.548	0	1	0.498
合作社收入	合作社年经营收入（万元）	162.582	0	3500	353.593
合作社发展指数	使用国家示范社发展指数权重计算的发展指数	57.715	50.273	71.576	3.426

注：政府支持的事务数量在调查问卷中列举了“电子商务”“融资贷款”“技术对接”“人才培养”“基础设施建设”和“冷藏保鲜设施建设”6项，另设置了开放选项“其他”，根据受访者情况填写；由于“示范基地”和“补贴金额”两个变量的原始数据存在0值，本文在对数化处理时将所有原始数据都加了1。

四、估计结果与分析

（一）基准回归结果

1.空间相关性检验。从表5可知，莫兰指数检验结果显示合作社发展指数存在显著的空间关联，表明有必要选择空间计量模型开展进一步分析。

表5 因变量及核心自变量全局莫兰指数检验结果

变量	权重	莫兰指数	标准误	z 值	p 值
合作社发展指数	经济空间权重	0.075	0.005	15.909	0.000
	邻接空间权重	0.142	0.007	21.034	0.000
周边示范社数量	经济空间权重	0.001	0.005	0.526	0.599
	邻接空间权重	0.016	0.007	2.664	0.008
周边示范社平均收入	经济空间权重	0.334	0.005	69.627	0.000
	邻接空间权重	0.618	0.007	90.517	0.000

2.空间溢出效应检验。本文使用LM检验判断空间溢出效应的类型。由表6可知，针对空间误差效应的三个检验中，两个检验显著拒绝“无空间误差项”的原假设，针对空间滞后效应的检验结果则全部显著拒绝“无空间滞后项”的原假设。因此，选择空间杜宾模型更合适。考虑到本文核心自变量已经具有空间溢出效应的含义，再将核心自变量的空间滞后项保留在空间杜宾模型中不合适。因此，参考陈强（2014）对空间杜宾模型的处理方式，本文在模型中剔除“周边示范社数量”和“周边示范社平均收入”两个变量的空间滞后项。

表6 空间计量模型检验结果

	统计检验值	自由度	显著性水平
空间误差：			
莫兰指数	0.207	1	0.836
拉格朗日乘子	51.804	1	0.000
稳健的拉格朗日乘子	50.957	1	0.000
空间滞后：			
拉格朗日乘子	20.594	1	0.000
稳健的拉格朗日乘子	19.747	1	0.000

3.空间计量模型结果分析。表7汇报了周边示范社对本合作社综合发展水平的空间计量模型估计结果。从合作社发展水平的空间溢出效应看，两个模型的空间滞后系数 ρ 均通过了显著性检验，并且两个系数均为负，表明本合作社的发展水平与周边合作社的发展水平在空间上存在显著的负相关关系。与芮旻等（2019）的结论不同，农民合作社并没有形成正向空间集聚，而是表现为发展质量好的合作社与发展质量差的合作社相集聚，原因可能是本文没有控制合作社的产业类型。从系数大小看，本合作社发展指数提高1分，将使周边合作社发展指数降低3.861~4.756分，表明合作社之间存在显著的挤出效应。可以从市场竞争的角度分析其原因：一方面，作为市场经济主体，同一区域内的合作社在

产品市场、劳动力市场甚至土地流转市场等方面存在竞争，这种相互竞争会使竞争力强的合作社在竞争中发展壮大，而竞争能力较弱的合作社由于资源被抢占，可能被逐渐淘汰。因此，合作社之间在空间上表现出显著的挤出效应。另一方面，政府的政策资源供给相对有限，政府作为公共管理部门要考虑各区域的协调发展，不会将所有政策资源都集中在某一区域，因此，相邻合作社只能通过竞争获取补贴资金、项目建设等政策支持，从而在政策资源上也会由于相互竞争而表现出发展质量的差异。

表 7 空间杜宾模型估计结果

	空间杜宾模型		处理内生性问题的空间杜宾模型	
	系数	标准误	系数	标准误
空间滞后系数 ρ	-3.861***	1.221	-4.756**	2.358
周边示范社数量	0.145***	0.047	0.174	0.135
周边示范社平均收入	0.997***	0.269	1.990***	0.716
性别	0.056	0.345	0.019	0.351
年龄	0.028*	0.015	0.035**	0.017
存续时间	0.102**	0.048	0.075	0.052
大户领办	-0.457	0.300	-0.499	0.307
村干部领办	-0.576	0.419	-0.785*	0.445
公司领办	1.504***	0.567	1.225**	0.599
办公场所	2.532***	0.423	2.577***	0.435
示范距离	0.222**	0.121	0.206*	0.123
政府支持	0.549***	0.125	0.565***	0.129
区域品牌	1.325***	0.272	1.174***	0.290
辅导员帮扶	0.425	0.279	0.298	0.295
$W \times$ 性别	16.578	23.427	14.781	25.114
$W \times$ 年龄	0.879	0.960	0.697	1.084
$W \times$ 存续时间	-5.149*	2.792	-5.293	3.252
$W \times$ 大户领办	-3.526	19.220	-3.166	19.852
$W \times$ 村干部领办	62.253**	26.988	46.065	29.197
$W \times$ 公司领办	9.329	28.654	4.027	29.535
$W \times$ 办公场所	182.710***	68.977	215.059***	81.134
$W \times$ 示范距离	5.233	7.476	7.666	8.235
$W \times$ 政府支持	2.702	6.846	2.638	7.752
$W \times$ 区域品牌	35.384**	15.976	29.942*	16.755
$W \times$ 辅导员帮扶	32.549*	19.728	29.857	20.011
常数项	19.488	79.338	48.998	106.483
样本量	509		509	
伪 R^2	0.388		0.371	
沃尔德卡方检验	359.71***		333.29***	

注：***、**和*分别表示 1%、5%和 10%的显著性水平。

（二）空间溢出效应分解

根据（10）式分解空间计量模型的自变量系数，分解结果详见表8。在处理内生性问题之前，周边示范社数量和平均收入两个变量对本合作社发展水平的平均直接效应为正，表明周边示范社能够推动本合作社的发展，即周边示范社对本合作社具有示范效应。同时，上述两个变量对本合作社周边其他合作社发展水平的平均间接效应均为负，表明周边示范社对本合作社周边合作社的发展具有显著负向影响，即周边示范社通过提升本合作社发展水平而对其他合作社产生挤出效应。从两种效应的大小看，周边示范社对本合作社发展水平的直接效应大于对本合作社周边合作社发展水平的间接效应。在处理内生性问题之后，周边示范社数量的影响不再显著，但周边示范社平均收入的影响依旧显著，且三种效应的分解结果明显增大，表明内生性问题的存在会低估周边示范社对本合作社发展水平的影响。

从控制变量看，理事长年龄对本合作社发展水平的直接影响为正。理事长年龄越大，积累的资源和管理经验越丰富，越有利于本合作社实现更好发展。合作社存续时间对本合作社发展水平的直接影响为正。存续时间长的合作社在市场竞争中积累了丰富的经营管理和竞争经验，有利于其稳步成长。村干部领办对本合作社发展水平的直接影响为负。相比其他类型，村干部虽然在争取政策资源方面具有优势，但其在村庄治理中分散了大部分精力，无法全身心投入本合作社产业发展中，同时，部分村干部领办合作社只是为了发挥名义上的带头作用，这些村干部自身并不具备经营管理合作社的能力。公司领办对本合作社发展水平的直接影响为正。相比其他类型，公司能提供相对稳定的产品销售渠道，且在发展产后加工、提供专业技术等方面更具优势。拥有办公场所对周边合作社发展水平具有正向外溢效应。拥有固定办公场所是示范社评定的基本条件，在政策激励下，本合作社拥有固定办公场所会推动其他合作社也选择建设固定办公场所，从而对其他合作社产生积极影响。政府支持对本合作社发展水平的直接影响为正，这表明政府对合作社支持越多，合作社面临的资源约束越少。区域品牌对本合作社发展水平具有直接促进作用，区域品牌能提升合作社产品的品牌价值从而提高合作社经济效益。

表8 空间杜宾模型系数效应分解结果

	空间杜宾模型			处理内生性问题的空间杜宾模型		
	DE	IE	TE	DE	IE	TE
周边示范社数量	0.148*** (0.048)	-0.118*** (0.040)	0.030** (0.012)	0.179 (0.140)	-0.149 (0.121)	0.030 (0.024)
周边示范社平均收入	1.017*** (0.275)	-0.812*** (0.230)	0.205*** (0.074)	2.048*** (0.754)	-1.702** (0.695)	0.346** (0.159)
性别	-0.030 (0.327)	3.453 (4.724)	3.422 (4.724)	-0.071 (0.337)	2.642 (4.138)	2.571 (4.113)
年龄	0.024* (0.015)	0.163 (0.214)	0.187 (0.214)	0.031* (0.016)	0.096 (0.218)	0.127 (0.217)
存续时间	0.131*** (0.046)	-1.169* (0.700)	-1.038 (0.704)	0.110** (0.049)	-1.016 (0.814)	-0.907 (0.821)

(续表 8)

大户领办	-0.447 (0.290)	-0.372 (4.008)	-0.819 (4.000)	-0.495* (0.297)	-0.142 (3.534)	-0.637 (3.510)
村干部领办	-0.917** (0.404)	13.606** (6.315)	12.689** (6.330)	-1.090** (0.438)	8.956 (6.106)	7.866 (6.178)
公司领办	1.486*** (0.535)	0.743 (5.825)	2.229 (5.898)	1.236** (0.563)	-0.323 (5.060)	0.912 (5.121)
办公场所	1.617*** (0.525)	36.493** (14.349)	38.111*** (14.217)	1.338 (0.873)	36.473*** (13.572)	37.810*** (13.701)
示范距离	0.198* (0.117)	0.924 (1.505)	1.122 (1.503)	0.166 (0.122)	1.202 (1.308)	1.368 (1.295)
政府支持	0.545*** (0.125)	0.123 (1.386)	0.669 (1.378)	0.565*** (0.133)	-0.009 (1.286)	0.556 (1.259)
区域品牌	1.165*** (0.270)	6.388* (3.626)	7.552** (3.609)	1.025*** (0.292)	4.381 (3.403)	5.406 (3.419)
辅导员帮扶	0.261 (0.268)	6.522 (4.463)	6.784 (4.467)	0.124 (0.300)	5.115 (4.219)	5.239 (4.260)

注：括号内数值为标准误；***、**和*分别表示 1%、5%和 10%的显著性水平。

(三) 稳健性检验

为检验上述结果是否可靠，本文从 3 方面开展稳健性检验。首先，参考李晓静等（2021）的研究，使用不同的空间权重矩阵进行检验，具体采用邻接权重矩阵。其次，通过更换核心变量进行检验。一是采用合作社是否为示范社与合作社年经营收入对数值的交乘项作为核心自变量，二是借鉴国家农民合作社示范社发展指数的权重，重新计算合作社发展指数并将其作为因变量。最后，参考李磊等（2016）的研究，更换估计方法，以两阶段最小二乘法（2SLS）检验周边示范社对本合作社的空间溢出效应。检验结果均表明，上述研究结果具有稳健性。下面仅展示第一种检验结果^①。

根据空间模型诊断结果，更换空间权重矩阵后，针对空间误差效应的三个检验均接受“无空间误差项”的原假设，针对空间滞后效应的两个检验结果则全部拒绝“无空间滞后项”的原假设。因此，选择空间滞后模型更合适。表 9 汇报了更换空间权重矩阵后的稳健性检验结果。结果表明，合作社发展水平的空间滞后系数 ρ 在 10% 的显著性水平上通过了显著性检验。从系数符号看，两个模型的空间滞后系数均为负，表明本合作社发展水平与周边合作社发展水平存在显著的负向空间相关关系，即合作社之间存在显著的挤出效应，与上文（表 7）空间杜宾模型的估计结果一致。从空间溢出效应分解结果看（表 10），周边示范社数量对本合作社发展水平的直接效应和总效应均显著为正，但处理内生性问题后结果不显著。周边示范社平均收入对本合作社发展水平的直接效应为正，对本合作社周边合作社发展水平的间接效应为负，总效应为正。这一结果表明周边示范社对合作社同时存在示范效应和

^①篇幅所限，未报告其他稳健性检验的具体结果，感兴趣的读者可通过编辑部向作者索取。

挤出效应，且示范效应大于挤出效应，本结论在处理内生性问题后依然成立。综上，更换空间权重矩阵后的估计结果与上文类似，表明模型估计结果具有较好的稳健性。

表 9 更换空间权重矩阵后的稳健性检验结果

	空间滞后模型		处理内生性问题的空间滞后模型	
	系数	标准误	系数	标准误
空间滞后系数 ρ	-0.015*	0.008	-0.013*	0.007
周边示范社数量	0.140***	0.049	0.277*	0.162
周边示范社平均收入	0.730***	0.216	0.701***	0.267
控制变量	已控制		已控制	
常数项	47.137***	1.509	47.382***	1.759
样本量	509		509	
伪 R^2	0.369		0.360	
沃尔德卡方检验	297.88***		309.97***	

注：***、**和*分别表示 1%、5%和 10%的显著性水平。

表 10 更换空间权重矩阵后的空间滞后模型系数效应分解结果

	空间滞后模型			处理内生性问题的空间滞后模型		
	DE	IE	TE	DE	IE	TE
周边示范社数量	0.140*** (0.049)	-0.001 (0.001)	0.139*** (0.049)	0.277* (0.162)	-0.002 (0.002)	0.275* (0.161)
周边示范社平均收入	0.730*** (0.216)	-0.006** (0.003)	0.724*** (0.216)	0.701*** (0.267)	-0.005** (0.002)	0.696** (0.267)

注：括号内数值为标准误；***、**和*分别表示 1%、5%和 10%的显著性水平。

(四) 异质性分析

为进一步分析周边示范社对不同类型合作社空间溢出效应的差异，本文从以下 3 方面开展异质性分析。首先，不同等级的示范社在产业规模、经济实力、示范能力等方面有差异，对本合作社的影响程度也可能不同。因此，基于示范社的质量差异，本文以周边示范社中是否有国家级或省级示范社为标准，将样本分为高质量示范组和低质量示范组进行异质性分析。其次，不同产业的合作社在生产周期、经营模式、技术选择等方面有差异，因而受周边示范社影响的程度可能不同。因此，基于合作社主导产业差异，本文将样本分为种植业和养殖业两类开展异质性分析。最后，周边示范社对本合作社的影响很大程度上会受地理距离的影响，而合作社所在区域的地形对合作社之间的地理距离有较大影响。因此，基于合作社所处地形区的差异，本文将样本分为山区和平原丘陵区两类开展异质性分析。

1. 基于示范社质量密度的异质性分析。从表 11 可知，两个模型的空间滞后系数 ρ 均通过显著性检验。从系数符号看，高质量组的空间滞后系数为负，低质量组为正。这说明在省级和国家级示范社占比多的区域，合作社在发展水平上呈现负向空间集聚，而在省级和国家级示范社占比少的区域则表现为正向空间集聚。从表 12 看，高质量组两个核心自变量对本合作社发展水平的直接效应为正，对本

合作社周边合作社发展水平的间接效应为负，总效应为正。低质量组两个核心自变量产生的三种效应皆为正。由此可见，在省级和国家级示范社占比多的区域，周边示范社对本合作社同时存在示范效应和挤出效应，且整体以示范效应为主。而在省级和国家级示范社占比少的区域，周边示范社对本合作社则没有表现出挤出效应。原因是省级和国家级示范社示范等级更高、实力更强、与政府部门联系更紧密，更容易争取到政府的项目支持，形成政策资源集聚，并基于此在市场竞争中更容易获取其他资源，从而对其他合作社产生虹吸效应，表现为抢占其他合作社资源的挤出效应。与省级和国家级示范社相比，市级和县级示范社缺乏明显的资源竞争优势，因此后者对其他合作社没有表现出明显的挤出效应。

表 11 基于质量密度的异质性分析空间计量模型估计结果

	高质量组（空间杜宾模型）		低质量组（空间滞后模型）	
	系数	标准误	系数	标准误
空间滞后系数 ρ	-3.170***	1.100	0.029**	0.014
周边示范社数量	0.157***	0.059	0.139*	0.079
周边示范社平均收入	0.760*	0.415	0.885***	0.238
控制变量	已控制		已控制	
常数项	51.178	34.853	45.992***	1.655
观测值	318		191	
沃尔德卡方检验	201.21***		158.75***	
伪 R^2	0.363		0.454	

注：***、**和*分别表示 1%、5%和 10%的显著性水平。

表 12 基于质量密度的异质性分析空间计量模型系数效应分解结果

	高质量组（空间杜宾模型）			低质量组（空间滞后模型）		
	DE	IE	TE	DE	IE	TE
周边示范社数量	0.160*** (0.061)	-0.123** (0.048)	0.038** (0.017)	0.139* (0.079)	4.40E-04 (3.23E-04)	0.139* (0.079)
周边示范社平均收入	0.777* (0.425)	-0.595* (0.332)	0.182* (0.109)	0.885*** (0.238)	2.80E-03* (1.45E-03)	0.888*** (0.239)

注：括号内数值为标准误；***、**和*分别表示 1%、5%和 10%的显著性水平。

2. 基于合作社主导产业的异质性分析。从表 13 可知，两个模型的空间滞后系数 ρ 均通过显著性检验。从符号看，种植业组空间滞后系数为负，养殖业组为正。这表明种植业合作社在发展水平上呈现负向空间集聚，而养殖业合作社则表现出正向空间集聚。原因是养殖业合作社对土地资源的依赖性不强，生产集约化和专业化水平更高，生产模式更接近工业企业，因此容易形成正向空间集聚。而种植业合作社对土地资源的依赖性更强，合作社规模越大，一定地理空间范围内与其邻近的合作社越少，因此表现为负向空间集聚。从表 14 的效应分解结果看，种植业组两个核心自变量对本合作社发展水平的直接效应为正，对本合作社周边合作社发展水平的间接效应为负，总效应为正。养殖业组两个核

心自变量的三种效应皆为正。这表明在种植业合作社中，周边示范社对本合作社同时存在示范效应和挤出效应，整体以示范效应为主。而在养殖业合作社中，周边示范社对本合作社仅表现出示范效应。

表 13 基于主导产业的异质性分析空间计量模型估计结果

	种植业组（空间杜宾模型）		养殖业组（空间杜宾模型）	
	系数	标准误	系数	标准误
空间滞后系数 ρ	-1.612*	0.964	29.909***	5.034
周边示范社数量	0.095*	0.054	0.197*	0.102
周边示范社平均收入	0.698***	0.212	0.717**	0.325
控制变量	已控制		已控制	
常数项	46.767***	1.461	50.194***	1.987
观测值	316		181	
沃尔德卡方检验	304.30***		155.27***	
伪 R^2	0.486		0.386	

注：***、**和*分别表示 1%、5%和 10%的显著性水平；总样本中还包括 12 家服务类合作社，由于样本较少，因此在此产业分组中未将其纳入分析。

表 14 基于主导产业的异质性分析空间计量模型系数效应分解结果

	种植业组（空间杜宾模型）			养殖业组（空间杜宾模型）		
	DE	IE	TE	DE	IE	TE
周边示范社数量	0.096*	-0.010	0.086***	0.178*	-0.107	0.071*
	(0.055)	(0.006)	(0.049)	(0.092)	(0.057)	(0.042)
周边示范社平均收入	0.702***	-0.070**	0.632***	0.647**	-0.390**	0.257*
	(0.213)	(0.030)	(0.193)	(0.293)	(0.190)	(0.132)

注：括号内数值为标准误；***、**和*分别表示 1%、5%和 10%的显著性水平。

3. 基于合作社所处地形区的异质性分析。从表 15 可知，山区和平原丘陵区两个模型的空间滞后系数 ρ 均通过显著性检验。从符号看，两个模型的空间滞后系数均为负。这表明无论在山区还是平原丘陵区，合作社之间在发展水平上均呈现负向空间集聚。从表 16 的效应分解结果看，除山区组中周边示范社数量变量不显著外，其余结果均显示周边示范社对本合作社发展水平的直接效应为正，对本合作社周边合作社发展水平的间接效应为负，总效应为正。区别在于平原丘陵组周边示范社对本合作社发展水平的直接效应和本合作社周边合作社发展水平的间接效应均比山区组更强。这表明与山区相比，在平原丘陵区周边示范社对本合作社的影响更强。原因是平原丘陵区地势较为平坦，合作社之间的地理距离较山区更近，加之平原丘陵区拥有更加便利的交通，因而周边示范社对本合作社的空间溢出效应在平原丘陵区更强。

表 15 基于地形区的异质性分析空间计量模型估计结果

	山区组（空间杜宾模型）		平原丘陵组（空间杜宾模型）	
	系数	标准误	系数	标准误
空间滞后系数 ρ	-1.704***	0.598	-2.525**	1.234
周边示范社数量	0.124	0.090	0.142**	0.058
周边示范社平均收入	0.802***	0.285	1.250***	0.336
控制变量	已控制		已控制	
常数项	46.281***	1.816	242.106	162.385
观测值	181		328	
沃尔德卡方检验	153.16***		275.77***	
伪 R^2	0.444		0.444	

注：***、**和*分别表示 1%、5%和 10%的显著性水平。

表 16 基于地形区的异质性分析空间计量模型系数效应分解结果

	山区组（空间杜宾模型）			平原丘陵组（空间杜宾模型）		
	DE	IE	TE	DE	IE	TE
周边示范社数量	0.126 (0.091)	-0.024 (0.018)	0.102 (0.073)	0.144** (0.059)	-0.104** (0.045)	0.040* (0.022)
周边示范社平均收入	0.815*** (0.289)	-0.153** (0.061)	0.662*** (0.236)	1.269*** (0.341)	-0.914*** (0.283)	0.355** (0.156)

注：括号内数值为标准误；***、**和*分别表示 1%、5%和 10%的显著性水平。

五、作用机理检验

前文结果验证了示范社同时存在示范效应和挤出效应，但示范社是如何影响周边合作社的？本文结合前文的理论分析，通过引入示范基地、学习次数和补贴金额三个中介变量来构建中介效应模型，以探究示范社影响周边合作社发展的作用机制。

依据温忠麟和叶宝娟（2014）提出的中介效应检验步骤，本文基于 OLS 模型检验示范社影响周边合作社发展的作用路径，检验结果如表 17 和表 18 所示。表 17（1）列表示周边示范社数量对本合作社发展水平的影响。结果表明，周边示范社对本合作社具有示范效应。表 17（2）列表明周边示范社数量对示范基地建设规模的影响不显著。由于该系数未通过显著性检验，需用 Bootstrap 法来检验，检验结果如表 19 第 2 行所示。结果表明有 80%的可能性接受原假设，中介效应不成立。表 17（3）列表明周边示范社数量增多会提高本合作社到示范社学习的次数，说明示范社建设会促进合作社间的学习模仿。结合表 17（6）列学习次数的系数为正的结果可知，合作社对周边示范社的学习模仿能促进本合作社的发展水平提升。同时，表 17（6）列的结果还显示周边示范社数量的系数为正且小于表 17（1）列中的系数。这表明学习次数在周边示范社数量促进本合作社发展水平提升过程中存在部分中介效应，解释了总效应的 4.7%。表 17（4）列表明周边示范社数量增加会降低本合作社获得的补贴金额。原因

是政府的政策资源明显向示范社倾斜，周边示范社数量增多会对本合作社可用政策资源形成挤占。结合表 17（7）列补贴金额系数为负以及周边示范社数量系数为正且小于表 17（1）列系数的结果，可以认为补贴金额在周边示范社数量影响本合作社发展过程中存在部分中介效应，解释了总效应的 6.0%。

表 17 示范社对周边合作社的影响机制检验结果I

	合作社发 展指数	示范基地 规模	学习次数	补贴金额	合作社发展指数		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
周边示范社数量	0.159*** (0.051)	0.006 (0.028)	0.022* (0.012)	-0.042** (0.018)	0.158*** (0.051)	0.152*** (0.051)	0.150*** (0.052)
示范基地规模					0.223*** (0.082)		
学习次数						0.341* (0.186)	
补贴金额							-0.229* (0.127)
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
常数项	49.637*** (0.884)	4.118*** (0.484)	0.553** (0.213)	-0.181 (0.313)	48.719*** (0.941)	49.449*** (0.888)	49.679*** (0.883)
观测值	509	509	509	509	509	509	509
R ²	0.324	0.033	0.073	0.099	0.334	0.329	0.329
F 检验	19.83***	1.40	3.26***	4.54***	19.12***	18.65***	18.64***

注：括号内数值为标准误；***、**和*分别表示 1%、5%和 10%的显著性水平。

表 18（1）列汇报了周边示范社平均收入对本合作社发展水平的影响，结果表明周边示范社平均收入对本合作社发展水平会产生正向影响，即周边示范社对本合作社具有示范效应。表 18（2）列的结果表明周边示范社平均收入会显著正向影响示范基地建设规模，原因是经济实力越强的示范社越有能力建设规模化示范基地。结合表 18（5）列示范基地规模的系数为正的结果，可以认为通过建设规模化示范基地，周边示范社能够促进本合作社提升发展质量。同时，表 18（5）列的结果还显示周边示范社平均收入的系数为正且小于表 18（1）列系数，表明示范基地规模在周边示范社平均收入促进本合作社发展水平提升过程中存在部分中介效应，解释了总效应的 5.3%。表 18（3）列汇报了周边示范社平均收入对学习次数的影响，结果不显著。同时，Bootstrap 法检验结果（如表 19 第 3 行所示）表明中介效应不成立。表 18（4）列汇报了周边示范社平均收入对补贴金额的影响，结果表明周边示范社平均收入对本合作社的补贴金额有显著负向影响，但表 18（7）列补贴金额变量不显著，同时，Bootstrap 法检验结果（如表 19 第 4 行所示）表明有 29.9%的概率接受原假设，中介效应不成立。

表 18 示范社对周边合作社的影响机制检验结果II

	合作社 发展指数	示范基地 规模	学习次数	补贴金额	合作社发展指数		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
周边示范社平均 收入	1.001*** (0.175)	0.329*** (0.097)	0.038 (0.043)	-0.192*** (0.063)	0.948*** (0.177)	0.988*** (0.175)	0.967*** (0.177)
示范基地规模					0.160** (0.081)		
学习次数						0.345* (0.182)	
补贴金额							-0.175 (0.124)
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
常数项	44.999*** (1.163)	2.646*** (0.643)	0.360 (0.286)	1.083** (0.419)	44.575*** (1.179)	44.875*** (1.162)	45.188*** (1.169)
观测值	509	509	509	509	509	509	509
R ²	0.354	0.055	0.069	0.106	0.359	0.358	0.356
F 检验	22.62***	2.39***	3.04***	4.91***	21.30***	21.27***	21.07***

注：括号内数值为标准误；***、**和*分别表示 1%、5%和 10%的显著性水平。

表 19 重复抽样 1000 次的 Bootstrap 法检验结果

	观测系数	标准误	z 值	p 值	95%置信区间上限	95%置信区间下限
周边示范社数量—基地规模	0.001	0.005	0.25	0.800	-0.009	0.012
周边示范社收入—学习次数	0.013	0.020	0.66	0.510	-0.026	0.052
周边示范社收入—补贴金额	0.034	0.031	1.07	0.284	-0.028	0.095

综上，示范基地规模在周边示范社平均收入促进合作社发展水平提升过程中存在部分中介效应，假说 H2 得到验证。学习次数和补贴金额均在周边示范社数量促进合作社发展水平提升过程中存在部分中介效应，假说 H3 和假说 H4 得到验证。

六、结论与政策启示

本文基于四川省 10 个县（市、区）509 个农民合作社的调研数据，在测度农民合作社发展水平的基础上，采用空间计量模型、中介效应检验等方法，重点研究了示范社的空间溢出效应及示范社影响周边合作社发展的作用机制。研究发现：第一，农民合作社示范社对周边合作社具有显著的示范效应。第二，示范社的空间溢出效应在不同等级示范社之间、不同产业合作社之间以及不同地形区之间存在异质性。相比市级和县级示范社，省级和国家级示范社对周边合作社同时存在示范效应和挤出效应。种植业类示范社对周边合作社同时存在示范效应和挤出效应，但养殖业类示范社对周边合作社的影响仅表现为示范效应。平原丘陵区示范社的空间溢出效应强度总体高于山区示范社。第三，示范社能通

过示范展示、其他合作社的学习模仿促进周边合作社发展水平的提升。同时，示范社也能通过资源竞争限制周边合作社的发展。

本文将以往对示范社的综合评价延伸至对合作社之间空间溢出效应的分解，探究了示范社对区域内合作社整体质量提升的影响，一定程度上丰富了示范社的理论研究。基于前述分析，本文提出如下政策建议：第一，重视示范社的重要地位，进一步提高示范社管理水平。各级合作社管理部门应进一步明确示范社的领头羊作用，持续推进示范社分级评定工作，保持示范社支持政策的稳定性，完善动态监测和考核制度，保持示范社的先进性。第二，综合考量示范社空间溢出效应的差异性，分类施策。省级及以上级别示范社要因“级”制宜，重点抑制高级别示范社的挤出效应，减少只针对单个示范社的补贴类支持。种植业合作社要因“业”制宜，避免形成依靠政府补贴发展的路径依赖，将政策资源更多投向产业基础设施建设、烘干储藏等领域。不同地形区要因地制宜，平原丘陵区合作社要强化地理集聚基础上的交流合作，山区合作社应重点突破交通和信息短板。第三，激励示范社多渠道展示，促进示范效应扩散。通过物质和精神激励，鼓励示范社建设多种形式的示范基地，在高新技术、经营模式、管理手段等方面积极进行示范展示，为合作社发展树立标杆和典范。搭建合作社间沟通交流的平台，通过行业协会、政府集中培训等方式引导非示范社到示范社参观学习，促进示范效应的传递扩散。

参考文献

- 1.陈强, 2014:《高级计量经济学及Stata应用》(第2版), 北京: 高等教育出版社, 第595-596页。
- 2.方师乐、卫龙宝、伍骏骞, 2017:《农业机械化的空间溢出效应及其分布规律——农机跨区服务的视角》,《管理世界》第11期, 第65-78页、第187-188页。
- 3.黄祖辉、朋文欢, 2016:《农民专业合作社的生产技术效率评析及其相关讨论——来自安徽砀山县5镇(乡)果农的证据》,《农业技术经济》第8期, 第4-14页。
- 4.李凯、丁正良、于冠一, 2019:《买方势力空间溢出效应研究——基于空间杜宾模型》,《管理科学》第6期, 第98-110页。
- 5.李磊、胡博、郑妍妍, 2016:《肥胖会传染吗?》,《经济学(季刊)》第2期, 第429-452页。
- 6.李晓静、陈哲、夏显力, 2021:《参与电商对农户绿色生产意识的空间溢出效应——基于两区制空间杜宾模型分析》,《农业技术经济》第7期, 第49-64页。
- 7.李云新、王晓璇, 2017:《农民专业合作社行为扭曲现象及其解释》,《农业经济问题》第4期, 第14-22页、第110页。
- 8.刘杰、李聪、李树苗, 2021:《示范合作社的农业标准化效应——基于ESR模型的计量分析》,《农业技术经济》, <http://www.doi.org/10.13246/j.cnki.jae.20211214.004>。
- 9.柳卸林、王宁、吉晓慧、杨博旭, 2022:《中心城市的虹吸效应与区域协调发展》,《中国软科学》第4期, 第76-86页。
- 10.马玉波、邢莹、胡胜德, 2012:《黑龙江省林业合作社示范带动效应问题研究》,《林业经济问题》第5期, 第418-421页。
- 11.苗水清、果文帅、张银定, 2017:《农产品绿色增产增效技术模式研究与示范——基于中国农业科学院的实践探

索》，《农业经济问题》第1期，第31-38页。

12. 农业农村部农村合作经济指导司、农业农村部管理干部学院、中国农村合作经济管理学会，2020：《国家农民合作社示范社发展指数研究报告》，北京：中国农业出版社，第36-37页。

13. 芮旸、韩静、王茜睿、马滕，2019：《基于GIS的陕西省苹果专业合作社空间格局分析》，《林业与生态科学》第1期，第69-76页。

14. 尚旭东、朱守银，2017：《农地流转补贴政策效应分析——基于挤出效应、政府创租和目标偏离视角》，《中国农村观察》第6期，第43-56页。

15. 万俊毅、曾丽军，2020：《合作社类型、治理机制与经营绩效》，《中国农村经济》第2期，第30-45页。

16. 王敬培、任大鹏、李晓聪，2014：《典范逻辑：对一个农民专业合作示范社的追踪调研》，《西北农林科技大学学报（社会科学版）》第6期，第51-56页。

17. 王敬培、任大鹏，2016：《“典范”标准：农民专业合作社示范社评选标准的研究》，《中国农业大学学报（社会科学版）》第3期，第26-32页。

18. 王军、苑鹏、马旺林，2021：《农民专业合作社示范社的示范效应分析——基于8省12县市614家农民专业合作社的比较研究》，《学习与实践》第1期，第29-41页。

19. 王真，2016：《合作社治理机制对社员增收效果的影响分析》，《中国农村经济》第6期，第39-50页。

20. 魏宇、刘颁、韩丽萍，2019：《农民专业合作社发展路径与示范带动效应研究》，《绥化学院学报》第5期，第39-41页。

21. 温忠麟、叶宝娟，2014：《中介效应分析：方法和模型发展》，《心理科学进展》第5期，第731-745页。

22. 徐旭初、吴彬，2018：《合作社是小农户和现代农业发展有机衔接的理想载体吗？》，《中国农村经济》第11期，第80-95页。

23. 叶云、汪发元，2018：《农民专业合作社合作机制及溢出效应分析》，《农业部管理干部学院学报》第3期，第44-50页。

24. 于贵芳、温珂，2020：《公共政策视角下的组织行为研究理论综述》，《科学学研究》第5期，第895-903页。

25. 张连刚、陈卓，2021：《农民专业合作社提升了农户社会资本吗？——基于云南省506份农户调查数据的实证分析》，《中国农村观察》第1期，第106-121页。

26. 张先锋、刘婷婷，2019：《开发区升级与资源配置：替代效应还是示范效应？》，《现代经济探讨》第6期，第95-105页。

27. 张益丰、孙运兴，2020：《“空壳”合作社的形成与合作社异化的机理及纠偏研究》，《农业经济问题》第8期，第103-114页。

28. 赵晓峰，2013：《粮食类农民专业合作社：发展机制与促进对策——基于农业部600家农民专业合作社示范社的分析》，《贵州社会科学》第6期，第122-127页。

29. Arthur, W. B., 1989, "Competing Technologies, Increasing Returns, and Lock-in by Historical Events", *The Economic Journal*, 99(394):116-131.

30. Chen, Y. and Y. Wu, 2012, "Regional Economic Growth and Spillover Effects: An Analysis of China's Pan Pearl River

Delta Area”, *China & World Economy*, 20(2):80-97.

31.Elhorst, J. P., 2014, *Spatial Econometrics from Cross-Sectional Data to Spatial Panels*, Berlin: Springer, 20-22.

32.Liu, C. S., 2018, “Examining Social Capital, Organizational Learning and Knowledge Transfer in Cultural and Creative Industries of Practice”, *Tourism Management*, 64: 258-270.

33.Tobler, W. R., 1970, “A Computer Movie Simulating Urban Growth in the Detroit Region”, *Economic Geography*, 46(1): 234-240.

(作者单位：四川农业大学管理学院)

(责任编辑：马太超)

Demonstration or Extrusion? The Spatial Spillover Effect of Model Cooperatives

CHEN Rui ZHANG Shemei

Abstract: This article examines the spatial spillover effect and the transmission mechanisms of demonstration cooperatives from the dual perspectives of the surrounding model cooperatives and the cooperatives per se, especially from the reverse perspective of the cooperatives. The data source is a questionnaire survey of 509 farmers’ cooperatives in 10 counties of Sichuan Province. The spatial Durbin model is used to analyze the spatial spillover effect of model cooperatives and their transmission mechanisms. The results show that model cooperatives have a significant demonstration effect on their surrounding cooperatives. This result remains robust after the study uses the methods of changing the spatial weight matrix, replacing the core variables, adjusting the measurement methods, and introducing the instrumental variables. The heterogeneity analysis shows that the model cooperatives of different levels and different industrial types will have a demonstration effect on the surrounding cooperatives, but high-level model cooperatives and planting industry model cooperatives will also have a crowding-out effect on the surrounding cooperatives. Compared with model cooperatives in mountainous areas, the demonstration effect and crowding-out effect of model cooperatives in plain and hilly areas on the surrounding cooperatives are stronger. Mechanism analysis shows that model cooperatives can promote the development level of the surrounding cooperatives through the construction of demonstration bases and the learning and imitation of cooperatives. However, model cooperatives will also restrict the development of their surrounding cooperatives through policy resource competition. As a benchmark and model in farmers’ cooperatives, strengthening the construction of model cooperatives and effectively exerting their demonstration effect are important ways to improve the overall quality of cooperatives and improve the regional management level of cooperatives.

Key Words: Model Cooperative; Spatial Spillover Effect; Demonstration Effect; Crowding-out Effect; Development Level of Cooperative