

近百年来中国农户家庭经营的变迁逻辑*

展进涛 朱菊隐 纪月清

摘要：理解中国农户家庭经营的变迁逻辑对构建现代农业经营体系、促进农户特别是小农户衔接现代农业发展具有现实意义。本文梳理分析了20世纪20年代以来中国农户家庭经营的变迁过程，探讨不同年代农户家庭经营的特征差异，揭示中国农户家庭经营不断融入工业化、现代化和大市场的总体趋势与演变规律。研究发现：中国农户家庭经营从自给自足向市场化的要素购买和产品出售转变，农户通过运用以现代机械和生物技术为代表的现代生产要素，大幅提升了要素配置效率和经营收益，但小农经营是中国过去、现在以及未来农业发展的一个基本特征；农户家庭劳动力兼业化程度逐步提高；土地要素随着农村劳动力的非农转移呈现集中态势，土地制度变迁产生的产权激励促进了土地资源的有效配置，以经营转入地为主的农户家庭的土地规模远大于近百年前农场的平均规模；在农业现代化进程中，农户通过生产高附加值农产品或扩大土地规模来优化家庭劳动力和土地等资源的配置，进而出现农户家庭经营的生产专业化和区域层面的产品多样化并存。本文还讨论了中国农户家庭经营的发展趋势，并结合研究发现提出了几点思考。

关键词：农户 家庭经营 规模经济 要素配置 社会化服务

中图分类号：F325.7 **文献标识码：**A

一、引言

围绕推进农业现代化的目标，中国提出要“加快形成以农户家庭经营为基础、合作与联合为纽带、社会化服务为支撑的立体式复合型现代农业经营体系”^①。从历史变迁的角度看，农业生产资源的配置和利用效率不仅取决于政治经济制度，也取决于具体的农业经营制度，家庭联产承包制与多种形式的“双层经营”兼容共存也可能提高资源的利用和配置效率（钟甫宁，2021）。近百年来，农业经营

*本文研究获得国家社会科学基金重大招标项目“我国粮食产业高质量发展实现路径与政策体系研究”（编号：21&ZD101）和国家自然科学基金面上项目“异质性视角下农业重大病虫害协同防治的同群效应及干预机制研究”（编号：72073069）的资助。感谢匿名审稿人和编辑部的修改意见，感谢南京农业大学胡浩教授和虞祎副教授为本文提供数据资料，感谢研究生黄晓彤、汪紫钰、杜李元、孙滨、杨琦的建议，但文责自负。本文通讯作者：纪月清。

^①参见《中共中央办公厅 国务院办公厅印发〈关于加快构建政策体系培育新型农业经营主体的意见〉》，http://www.gov.cn/zhengce/2017-05/31/content_5198567.htm。

主体基本呈现以家庭经营为基础的变化轨迹，再次表明了家庭经营的经济合理性。但是，小农户如何与现代科技、现代化大生产以及国内与国际大市场有机衔接仍是农业发展和农民增收面临的重要命题。从微观层面看，2016—2019年3种主要粮食作物的亩均产量虽稳中有升，但亩均净利润却呈现波动式下降，农户的种粮积极性受到严重挑战（于福波和张应良，2021）。那么，在中国全面建成小康社会并向实现第二个百年奋斗目标努力的进程中，农户家庭经营^①如何调整以适应“大国小农”背景下农业现代化发展需要？只有对农户家庭经营的变迁过程有清晰的认识，发现中国农业资源配置的新变化，并针对性地促进科技进步和生产组织制度创新升级，才能确保粮食安全和乡村振兴战略目标的实现。

已有较多研究关注了农户家庭经营变迁的过程，主要从阶段特征和内在逻辑两个方面展开研究。第一，农户家庭经营变迁的阶段特征。现有研究指明了农户家庭经营变迁的4个历史转折点：20世纪50年代的包产到户、70年代的家家包地户户种田（孔祥智和刘同山，2013）、90年代末的土地流转集中和规模经营（叶兴庆，2018），以及进入21世纪后发展起来的农业生产外包服务（钟甫宁，2021）。从生命周期的视角看，农户家庭经营表现出明显的代际流动特征，以所有权、管理权和收益权等的交接为标志（王颜齐和王慧月，2022）；从农业与家庭手工业结合的视角看，农户家庭经营模式依次呈现“以耕为主、以织为辅”“以织为主、以耕为辅”“耕织分离”3种模式（彭南生，2005），在一定程度上表现出农业经营的“内卷化”现象（黄宗智，2000）。第二，农户家庭经营变迁的内在逻辑。从现实经济发展和历史变迁来看，半工半耕的小农家庭经营是中国传统农业经营的重要特征，而随着社会分工体系的形成，农户家庭经营向专业化和现代化方向发展，农户适应现代市场经济的能力也在不断提升（李谷成，2021；于福波和张应良，2021）。在此过程中，农户家庭经营有其独特的内在制度优势，以充分的弹性从适应劳动力要素投入密集型的传统农业逐渐向适应资本要素投入密集型的现代农业发展（赵晓峰等，2019）。这意味着，农户选择何种家庭经营模式，是其适应不同阶段的生产力要求而选择的生产要素的组合形式或管理方式的表现。此外，也有研究讨论了农户家庭经营的绩效，主要包括促进农作物产出迅速增长（林毅夫，1991）和农民收入水平大幅提升（杨继生和司书耀，2011）。

已有文献多从宏观角度讨论农业经营体制与农户家庭经营之间的关系，并关注制度变迁与社会层面的变动，且多为理论性的讨论，尚未系统性地从历史维度和微观视角来审视中国农户家庭经营的长时期变迁过程及其内在动力。而理解中国农户家庭经营的变迁逻辑，对构建现代农业经营体系、促进农户特别是小农户与现代农业发展相衔接，以及实现中国式农业现代化具有重要的现实意义。鉴于此，在本文研究中，笔者利用近百年来农户家庭经营的微观数据和相关材料，较为系统地梳理了中国农户家庭经营的变迁过程，进而在农户家庭经营如何适应现代农业产业链分工、如何适应“大国小农”基

^①农户家庭是中国农村社会最基本的生产和经营单位，因此从农户家庭的视角来分析农业、农村和农民问题至关重要。卜凯（1936）将“农户”定义为“同居共食者之总称，并非亲属，如雇工亦包括在内”。而现代农户家庭是指农村中以血缘和婚姻关系为基础构成的生产经营和生活单位。本文中的“农户家庭”均指后者。

本国情下的现代农业发展方面提出一些思考。

本文可能的贡献有以下3个方面：第一，利用1929—1933年金陵大学农学院美籍教授卜凯先生的农户家庭调查数据、新中国成立以来的农业统计数据以及2021年原卜凯调查地区的农户家庭调查数据，分析中国20世纪20年代以来的农户家庭经营变化情况，深化对中国农户家庭经济情况基本史料的挖掘与研究；第二，基于要素配置的视角，从时间和空间两个维度全面展现中国近百年来农户家庭经营的发展与变迁，为理解中国不同经济发展阶段下农户家庭经营的变迁逻辑提供新视角，为全面推进乡村振兴战略、实现农业现代化提供参考；第三，从专业分工视角探讨农户家庭经营的特征，为了解近百年来中国农业与农村社会的变化提供新思路。有鉴于此，本文作为对农村经济史料的基础性研究，旨在进一步加深和拓展人们对中国农户家庭经营的理解和认识，为全面推进乡村振兴战略、实现“大国小农”背景下的农业现代化提供一些参考。

二、数据来源

本文分析所用数据来自3类数据集：一是金陵大学农学院农业经济系教授卜凯于1929—1933年组织的“中国土地利用调查”（下文简称“卜凯调查”）数据。该调查覆盖了该时期中国22个省份168个县16786个农场38256户农户。二是南京农业大学经济管理学院于2021年开展的“百年农经·百人进百村见证中国乡村百年变迁”调查（下文简称“双百调查”）数据。该调查将卜凯调查原样本县与现在的县域进行匹配，删除无法匹配的县，并将现在已经成为市辖区的样本县用同一地级市内距离卜凯调查原样本县最近的县或县级市来代替。最终，双百调查地区和样本包括20个省（区、市）63个县113个行政村2696户农户^①。三是公开的数据资料。

由于1929—1933年的农业区域划分与现代的行政区划有较大差异，笔者无法获得调查区域与卜凯调查原样本区域完全一致的资料。因此，本文中关于农业生产发展的纵向对比分析沿用Hu et al. (2019)中选取的代表性省份作为研究对象，补充部分与农户家庭经营相关的时间序列数据进行纵向分析。其中：居民热量摄入数据来自卜凯（1936）和《中国卫生健康统计年鉴2020》；农产品商品率数据来自Hu et al. (2019)和严中平（1955）；稻谷和小麦出售比例数据来自《中国农村统计年鉴》（2001年和2021年）；机械动力数据来自国家统计局官方网站^②公布的1980年、1990年、2000年、2010年和2020年的数据；乡村户数数据来自国家统计局官方网站^②公布的1980年、1990年、2000年和2010年的数据以及《中国统计年鉴2021》公布的2020年的数据；畜力数据来自Hu et al. (2019)；就业人员数据来自《中国统计年鉴2021》、《江苏农村经济50年（1949—1999）》；农村居民收入数据来自《中国农村统计年鉴2021》；农业经营户数据来自《中国第二次全国农业普查资料汇编（农业卷）》

^①样本村和样本农户的抽样原则：从每个样本县随机抽取2~4个行政村，在每个行政村随机抽取1个自然村（组），在每个自然村（组）随机抽取20~30个样本农户。样本农户抽取对象为耕种本村土地的农业经营户（包括通过流转经营本村土地的外来农户）。

^②网址：<https://data.stats.gov.cn/easyquery.htm?cn=E0103>。

和《第三次全国农业普查主要数据公报（第二号）》；作物单位面积产量和作物播种面积数据来自国家统计局官方网站^①；作物劳动生产率数据来自《全国农产品成本收益资料摘要 2021》和《建国以来全国主要农产品成本收益资料汇编：1953—1997》。

三、农户家庭经营的市场化和现代化

小农户和现代农业发展有机衔接的过程就是小农户融入社会化大生产的过程。市场机制在经济发展的历史进程中发挥着资源配置的基础性作用，进一步提高了小农户与现代农业的衔接效率。现代化生产方式则影响了农户家庭经营的要素配置效率与方向。只有将生产经营融入市场化和现代化的网状体系中，农户家庭才能更好地生存和发展，才能更有生命力。

（一）农户家庭经营目标由“自给自足”向市场化转变

中国农户家庭经营实现了从自给自足向市场化的要素购买与产品出售转变的改造式发展。首先，新中国成立前中国农户家庭生产大都为了自给自足。自然经济时代的农户在家庭消费有余的情形下参与市场交换，交换的目的也是换回必要的生活日用品，且受地域的局限，市场交换无法进一步扩大。鸦片战争后，随着外国资本主义的侵入，传统农户的经济结构相应发生了改变，农户与市场联系的密度也随之增加（彭南生，2005）。20世纪20年代，全国农产品商品率仅为52.6%（Hu et al., 2019）。1921—1925年间中国农户家庭的生活资料中自给部分和购买部分各占65.9%和34.1%（严中平，1955）。值得注意的是，此时绝大多数的农户是分散的、弱势的小农，缺乏资本，也不具备谈判条件，因此，容易形成压倒性的买方市场（黄宗智，2012）。

其次，新中国成立后农户的交易地位上升。随着农产品统购统销制度的取消和农贸自由市场的逐步放开，市场供求信息通过价格渠道直接传递给生产者，城乡贸易规模日益扩增，“耕”与“织”不再仅仅为了满足农户家庭消费，还逐步面向市场。尤其是进入21世纪后，城乡居民的食品消费结构不断升级重组，对优质绿色农产品的需求日益攀升，农产品的市场化程度在需求拉动下进一步加深。近百年来，作为主粮作物的水稻和小麦的商品率均大幅度提高，从1929—1933年的20%左右提高至2020—2021年的80%以上（见表1），尤其是在2000—2020年间，全国稻谷和小麦的出售比例涨幅超65%^②。这一变化更为剧烈地反映在以经营转入地为主的农户家庭中，2020—2021年这类农户的水稻和小麦商品率均在95%以上（见表1）。通过对比卜凯（1936）和《中国卫生健康统计年鉴2020》的数据发现：近百年来，尽管中国居民膳食结构发生了改变，但谷物仍是主要的能量来源，谷物类食物占比从20世纪30年代的84.2%浮动到2012年的53.1%。由此可见，以稻谷和小麦为代表的农产品出售比例的提升并非主要是由膳食结构的变化导致的。近百年来，农户自留种子的行为大大减少，而是转向更多地依赖外购，自留稻种农户占水稻种植户的比例和自留麦种农户占小麦种植户的比例已从

^①网址：<https://data.stats.gov.cn/easyquery.htm?cn=E0103>，<https://data.stats.gov.cn/easyquery.htm?cn=C01>。

^②根据《中国农村统计年鉴》（2001年和2021年），2000—2020年间全国稻谷和小麦的出售比例涨幅分别为65.3%和76.9%。

1929—1933 年的 80%左右降至 2020—2021 年的 3%左右（见表 1）。

综上所述，近百年来，中国农户家庭从交换必需品以维持生存和农业生产，已转变为从市场上购买生产要素和出售农产品，这一过程体现了要素配置的市场化特征。市场机制在经济发展的历史进程中发挥着资源配置的基础性作用，大幅度提升了农户家庭的生产效率。

表 1 不同时期样本农户的农产品出售与自留种子情况 单位：%

指标	1929—1933 年	2020—2021 年		
	全部农户样本	全部农户样本	以经营承包地为主	以经营转入地为主
水稻种植户				
水稻商品率	15.92	84.69	47.80	95.46
自留稻种农户占水稻种植户的比例	89.39	3.07	2.47	5.56
小麦种植户				
小麦商品率	24.78	93.44	84.99	95.97
自留麦种农户占小麦种植户比例	79.66	3.88	3.71	5.81

注：①关于“以经营承包地为主”和“以经营转入地为主”的划分：由于本文的研究对象为从事农业生产经营的农户，在不考虑通过开荒、转赠等获取土地的特殊情况时，农户实际经营的土地只有承包地和转入地两种类型，因此本文将农户的“经营土地面积-经营开荒地面积-经营转入地面积”与经营转入地面积进行比较，若前者大于后者，则将农户归为“以经营承包地为主”的样本组；反之，则将其归为“以经营转入地为主”的样本组。②关于自留种的解释：中国 1929—1933 年间农户的种子来源主要是自留种，购买种子的行为极其少见，也没有完善的种子市场，因此无法获取这一时期农户购买稻种和麦种的数据，本文以“自留稻种农户占水稻种植户的比例”和“自留麦种农户占小麦种植户比例”间接反映农户种子购买行为的变化。

数据来源：1929—1933 年的数据来自卜凯调查，2020—2021 年的数据来自双百调查。

（二）农户家庭经营生产要素投入的现代化革命

中国农户家庭经营生产要素投入结构中的要素构成由“劳动力—土地—役畜”向“劳动力（机械技术替代）—土地”、再逐渐向“劳动力（机械技术替代）—土地（化肥、新品种等生物化学技术替代）—数字技术”演变。

首先，20 世纪 20 年代，中国农户家庭农业生产依靠大量的劳动力投入（Hu et al., 2019），畜力相对匮乏。1929—1933 年扬子水稻小麦区和水稻茶区普遍存在畜力匮乏的现象，户均役畜拥有量仅为 0.65 单位和 0.67 单位，远低于当时六大农区户均役畜拥有量 1.13 单位（见表 2）。有役畜农户的役畜闲置，而大量无役畜农户几乎完全依赖人力从事农业生产活动，形成这种矛盾状态的根源就在于畜力占有的不均衡（杨学新和王晶，2018）。不过，在当时较为落后的农业经济水平下，地主和佃农之间的联系为役畜和大型农具的资源共享提供了可能，实现了不同生产要素的必要结合（钟甫宁，2021）。

其次，20 世纪 50 年代末至 90 年代末，农户家庭生产要素投入结构表现为“劳动力（机械技术替代）—土地”。在“三级所有、队为基础”的人民公社体制下，中国农业机械化获得了初步发展，但农户普遍没有能力支付价格相对高昂的农业机械费用（焦长权和董磊明，2018），人力和畜力仍交替使用。随着家庭联产承包责任制的推行，农民生产积极性得到提升，小型拖拉机、机动脱粒机等小型

农业机械得到进一步推广和应用。1980—2000年，中国农户家庭户均农业机械马力由0.83千瓦/户提升至2.18千瓦/户（见图1）。

年份	平均	春麦区	冬麦小米区	冬麦高粱区	扬子水稻小麦区	水稻茶区	西南水稻区
1929—1933年	1.13	1.78	0.74	0.89	0.65	0.67	2.00
2021年	0.05	0.00	0.00	0.02	0.00	0.08	0.19

注：由于1929—1933年卜凯调查中统计的每户役畜拥有量是按具体的水牛、黄牛、马、骡、驴的拥有量呈现的，为了更直观地展示当时各大农区的户均役畜拥有量，表中该时期的数据为Hu et al. (2019)整理计算出的六大农区（未整理计算四川水稻区和水稻两季区的数据）户均役畜拥有量数据（已折算为标准役畜单位）。

数据来源：1929—1933年的数据来自Hu et al. (2019)，2021年的数据根据双百调查整理。

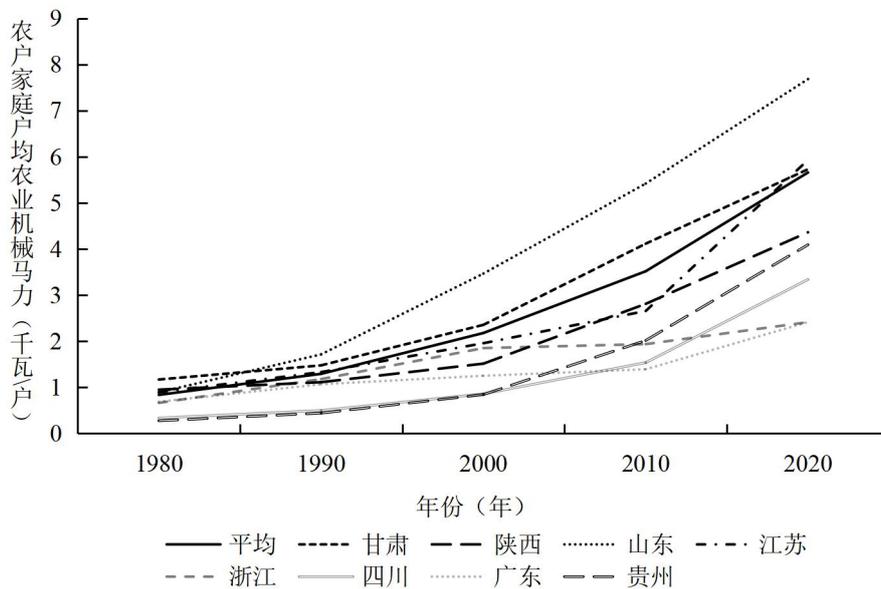


图1 不同时期代表性省份的农户家庭户均农业机械使用情况

注：1929—1933年卜凯调查根据当时农业的基本条件和农作物品种，将调查区域划分为春麦区、冬麦小米区、冬麦高粱区、扬子水稻小麦区、水稻茶区、四川水稻区、水稻两季区和西南水稻区共八大农区。由于不同年代的农作物种植制度和农业生产区域划分存在较大差异，将卜凯调查数据与统计年鉴数据进行匹配时发现，无法获得调查区域与卜凯调查原样本区域完全对应一致的资料。为了便于纵向比较分析1933—2021年间中国农业生产发展的情况，本文沿用Hu et al. (2019)的方法，选取8个代表性省份分别对应卜凯调查的八大农区。具体而言，用甘肃省代表春麦区，用陕西省代表冬麦小米区，用山东省代表冬麦高粱区，用江苏省代表扬子水稻小麦区，用浙江省代表水稻茶区，用四川省代表四川水稻区，用广东省代表水稻两季区，用贵州省代表西南水稻区。

数据来源：根据中国国家统计局官方网站 (<https://data.stats.gov.cn/easyquery.htm?cn=E0103>) 公布的1980年、1990年、2000年和2010年的“农业机械总动力”与“乡村户数”数据，中国国家统计局官方网站公布的2020年的“农业机械总动力”数据，以及《中国统计年鉴2021》中的“乡村户数”数据计算得出。

最后，进入 21 世纪后，农户家庭生产要素投入结构表现为“劳动力（机械技术替代）—土地（化肥、新品种等生物化学技术替代）—数字技术”。一方面，随着《中华人民共和国农业机械化促进法》等一系列法规的颁布，中国农业机械化飞速发展，农村也广泛兴起了有组织的机耕（播收）服务。中国农户家庭户均农业机械马力由 2000 年的 2.18 千瓦/户持续提升至 2020 年的 5.66 千瓦/户（见图 1），而六大农区的农户户均役畜拥有量由 1929—1933 年的 1.13 头/户降至 2021 年的 0.05 头/户（见表 2）。另一方面，中国不断发展生物肥料、作物分子设计育种等现代农业技术，一定程度上打破了农业自然资源的约束，有效扩大了农户家庭再生产，使单位土地产出大幅增加。随着机械技术的进步，役畜的作用不断降低，最终农业机械有效替代了役畜，提高了农业生产效率。农户获取农业机械的方式或是自购，或是从外部购买服务——这种服务逐渐向专业化的农业技术社会化服务发展。

随着《数字乡村发展战略纲要》《数字农业农村发展规划（2019—2025 年）》等一系列推动农业数字化发展的政策文件的发布，以人工智能、区块链、云计算、大数据等为基础的数字技术将逐渐与种植业、畜牧业和渔业等产业全面深度融合（如对作物生产过程的实时监测），嵌入农业供应链的全过程（如“从田间到餐桌”的全程可追溯），进而影响农户家庭经营对劳动、资本和土地等生产要素的配置效率。然而，数字技术本身具有强大的规模经济效益，小农户通过数字技术驱动精准决策来应对自然环境和经济环境不确定性的能力弱于规模户（卫龙宝，2020；联合国粮食及农业组织，2021）。未来应加强农村数字基础设施建设以实现数字共享和灵活利用，进而推动小农户有效衔接现代农业并融入现代农业供应链。

四、农户家庭经营的兼业化、规模化与专业化

基于“大国小农”的基本国情和社会主义基本经济制度，实现农户家庭经营和现代农业发展的有机衔接，是农业现代化道路的必然选择。从资源配置的角度看，外部市场决定劳动力资源在时空上的配置，内部土地制度决定劳动力资源的主要配置途径。而农户家庭经营要适应发达商品经济的发展要求，就需要逐步融入农业的专业化生产体系中。

（一）农户家庭经营的兼业化

农户家庭劳动力的兼业化实质上就是劳动时间和农业生产时间不一致条件下农业劳动力资源的时空配置问题（钟甫宁，2021）。农户收入的多元化逐渐弱化了土地的生计功能，农户家庭劳动力的兼业化程度逐步提升。首先，20 世纪 30—50 年代中国农户家庭劳动分工呈现典型的“以耕为主，以织为辅”特征。根据卜凯调查数据，1929—1930 年中国农村人口占总人口的比例高达 79.0%，仅从事田场工作的农户家庭成员占比就高达 68%，且田场工作占农户家庭所有工作量的比例高达 80%。从区域上看，春麦区、冬麦小米区和冬麦高粱区农户的田场工作量占比偏低（见表 3），这可能是因为小麦生长期所需的劳动强度低于水稻（Hu et al., 2019）。

表3 不同时期中国农户家庭兼业化程度比较 单位：%

农户	1929—1933年				2020—2021年			
	从事不同工作的家庭成员占比			田场工作占农户家庭所有工作量的百分比	从事不同工作的家庭成员占比			农业工作占农户家庭所有工作量的百分比
	仅田场工作	仅副业	田场工作兼副业		仅农业工作	仅非农工作	兼业	
平均	68	12	20	80	50	27	23	48
以经营承包地为主的农户					52	24	24	47
以经营转入地为主的农户					60	24	16	64
春麦区的农户	69	9	22	79	56	20	24	53
冬麦小米区的农户	54	23	23	69	49	29	22	45
冬麦高粱区的农户	69	12	19	78	53	23	24	52
扬子水稻小麦区的农户	71	7	22	83	36	29	35	35
水稻茶区的农户	68	12	20	80	44	31	25	39
四川水稻区的农户	62	15	23	78	68	24	8	26
水稻两季区的农户	81	8	11	87	49	32	19	53
西南水稻区的农户	75	6	19	88	72	7	21	85

注：①根据卜凯（1936）的解释，“田场”包括农场主所耕或所管的全部土地，“田场工作”指仅从事种植业生产经营的工作，“副业”包括养殖、经商、技工、教员、兵士等工作。而2020—2021年双百调查数据中的“农业工作”包括种植业和养殖业。②在2021年双百调查数据中，西南水稻区的农户样本较少（69户）。在这些农户中，仅有24.43%的家庭成员在2020—2021年间做过少量非农工作（非农工作天数的中位数为90天），再加上2020—2021年的“农业工作”包括种植业和养殖业，使表中数据显示西南水稻区农户1929—1933年“田场工作占农户家庭所有工作量的百分比”与2020—2021年“农业工作占农户家庭所有工作量的百分比”的数值相近。

数据来源：1929—1933年数据来自卜凯调查，2020—2021年数据根据双百调查整理。

其次，新中国成立后至20世纪80年代末，农户非农就业程度不断提升。家庭联产承包责任制和土地使用权分配改革使农村劳动力的季节性劳动剩余和绝对劳动剩余并存，追求收入最大化的经济理性使农村劳动力萌生强烈的转移剩余劳动力的动机和欲望。根据《中国统计年鉴2021》，全国第二产业和第三产业就业人员总数从1952年的0.34亿人增加至1989年的2.21亿人，尤其是在部分经济较为发达的地区，农业劳动力人数锐减，譬如江苏省农村劳动力中农林牧渔业劳动力占比从1952年的98%降至1989年的61%^①。兼业农户不断增加，他们更多地以非农领域就业和投资为优先顺序（黄宗智，2012）。

最后，20世纪90年代特别是近十年以来，中国农业生产性服务业发展迅速（徐勤航等，2022），

^①根据《江苏农村经济50年（1949—1999）》中的数据计算得出。江苏省1952年农村劳动力总数为1655.87万人，其中，农林牧渔业劳动力人数为1621.10万人；江苏省1989年农村劳动力总数为2763.83万人，其中，农林牧渔业劳动力人数为1683.06万人。

农户兼业化程度进一步加深。农业收入已不再是小农户的主要收入来源，越来越多的农户依赖农闲时间的非农工作来维持生计，他们对采纳新品种、新技术和投资农业基础设施建设等缺乏内在激励，农业生产通常以节约劳动用工、规避风险、满足简单再生产为导向。根据《中国农村统计年鉴 2021》的数据，2020 年中国农村居民经营净收入占可支配收入的比重为 35.5%。在一些经济发达地区，譬如广东省、浙江省和江苏省，该比重仅在 20% 左右，而工资性收入的比重远高于全国平均水平^①，农户家庭收入的来源不断扩展。同时，农业生产外包服务的发展降低了小农户在劳动密集型生产环节中的投工压力，也进一步缓解了农户兼业的“后顾之忧”。截至 2020 年底，全国农业社会化服务组织数量超 90 万个，服务粮食作物面积超 9 亿亩次，服务带动小农户 7000 多万户^②。进一步地，根据双百调查数据：2020—2021 年在以经营转入地为主的农户中，兼业劳动力占家庭劳动力总数的比重为 16%，农业工作占家庭所有工作量的比重为 64%；而在以经营承包地为主的农户中，家庭劳动力兼业化比例为 24%，农业工作占家庭所有工作量的比重仅为 47%（见表 3）。可见，以经营承包地为主的农户的兼业化程度更高，以经营转入地为主的农户将生产要素更集中地配置在农业生产中，从而在经营目标和经营主体上呈现出显著的农户分化、主体分层趋势。

在工业化进程中，各地区特别是经济增长较快地区通过发展劳动力密集的建筑业、制造业等行业，创造了大量的非农就业机会。非农就业的增加和工资水平的提高，使农业部门的劳动力变得相对稀缺，加速了资本对劳动力的替代。未来一段时间内，涉农企业、农业社会化服务组织等新型经营主体的规模将呈现扩大趋势，使在有限区域范围内实现季节性非农就业变得愈发困难。因此，农户家庭经营必须要有足够的弹性兼容各种资源配置形式，并吸收新技术，以应对这一变化。

（二）农户家庭经营的适度规模化趋势

中国农户家庭的规模化经营有酝酿调整、试验探索和稳步推进 3 个阶段。第一，酝酿调整阶段：1929—1977 年。1929—1933 年，中国粮食生产几乎完全依靠自然条件，农业基础设施条件和生产技术水平较为落后，几乎没有任何生物化学技术的应用。因此，尽管当时中国农户家庭户均经营土地面积高达 1.51 公顷^③，但水稻和小麦的单位面积产量仅分别为 3400 千克/公顷和 1100 千克/公顷，且区域之间差异较大（见表 4）。1950 年《中华人民共和国土地改革法》的公布施行实现了“耕者有其田”，通过极大提高农民的生产积极性而不是直接改善资源配置的方式提高了农业投入产出率（钟甫宁，2021）。为了重构生产要素的连接关系，互助组采取 4~5 个农户共享生产资料的方式，解决了土地与其他生产要素相结合的问题。之后，互助组规模扩大形成了按劳取酬的 20~30 人的农业初级合作社，最终

^①根据《中国农村统计年鉴 2021》数据，“农村居民可支配收入构成”中，中国农村居民经营净收入占农村居民可支配收入的比重为 35.5%，广东为 22.8%，浙江为 23.8%，江苏为 26.6%；而中国农村居民工资性收入占农村居民可支配收入的比重为 40.7%，广东为 52.7%，浙江为 61.1%，江苏为 48.7%。

^②数据来源：《截至 2020 年底，全国农业社会化服务组织数量超 90 万个 有了“田保姆”种地更划算》，http://www.gov.cn/xinwen/2021-02/08/content_5585835.htm。

^③数据来源：卜凯（1971）。

又形成了规模更大的高级合作社。据统计推算，1956年高级合作社的平均土地经营规模为200公顷左右（魏蓓，2010），这可被视为中国土地规模经营的初步尝试。在酝酿调整阶段，粮食单产总体上呈现上升趋势（见表4和图2）。以小麦为例，单产从1929—1933年的1100千克/公顷增加至1977年的1464千克/公顷^①。但是，同一时期粮食生产的劳动生产率反而呈现下降态势，1961年的劳动生产率（4.76千克/劳动日）甚至降至不足1953年水平（15.2千克/劳动日）的一半。

表4 不同时期各农业生产区域水稻和小麦单产比较 单位：千克/公顷

卜凯调查地区	水稻		小麦	
	1929—1933年	2020—2021年	1929—1933年	2020—2021年
平均	3400	8330	1100	6202
春麦区	—	8255	—	4254
冬麦小米区	2700	7662 ^b	900	4223
冬麦高粱区	2500	7993	1000	7208
扬子水稻小麦区	3200	9810	1100	6224
水稻茶区	2900	9175	700	3910
四川水稻区	3700	7274	1500	5250
水稻两季区	2300	6355	1000	3684 ^b
西南水稻区	5000 ^a	6254 ^b	1500	2417 ^b

注：a. 卜凯（1971）中该处的原注为：“本区有两地区土地特肥，且当地土地单位不一，变为公顷可能有所偏差，造成水稻产量极高。” b. 由于双百调查中冬麦小米区和西南水稻区的水稻种植户样本极少，水稻两季区和西南水稻区的小麦种植户样本极少，容易造成数据有偏，因此，表中冬麦小米区和西南水稻区2020—2021年的水稻单产分别用2020年陕西省和贵州省的稻谷单产（根据国家统计局网站公布的稻谷产量和播种面积数据计算得出）替代，水稻两季区和西南水稻区2020—2021年的小麦单产分别用2020年广东省和贵州省的小麦单产（根据国家统计局网站公布的小麦产量和播种面积数据计算得出）替代。上句中提到的国家统计局网站的网址是：<https://data.stats.gov.cn/easyquery.htm?cn=E0103>。

数据来源：1929—1933年的数据来自卜凯（1971），2020—2021年的数据来自双百调查。

第二，试验探索阶段：1978—1992年。随着工业化的稳步推进，追求收入最大化的经济理性使部分农村劳动力向非农部门转移。同时，家庭联产承包责任制和土地规模经营试点政策的逐步实施，鼓励了一批农户通过土地流转扩大经营面积，直至达到与自身生产能力、资源条件相匹配的最优经营规模。原农业部抽样调查结果显示，1992年全国共有473.3万土地承包农户转包、转让土地77.4万公顷，分别占当年土地承包农户总数和承包土地总面积的2.3%和0.9%（北京天则经济研究所《中国土地问题》课题组，2010），土地流转初具规模。同时，中国粮食单位面积产量从1978年的2527千克/公顷增加至1992年的4004千克/公顷^②，粮食生产的劳动生产率则由1978年的6.6千克/劳动日跃增至

^①数据来源：《建国以来全国主要农产品成本收益资料汇编：1953—1997》。

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

1990 年的 19.3 千克/劳动日^①。

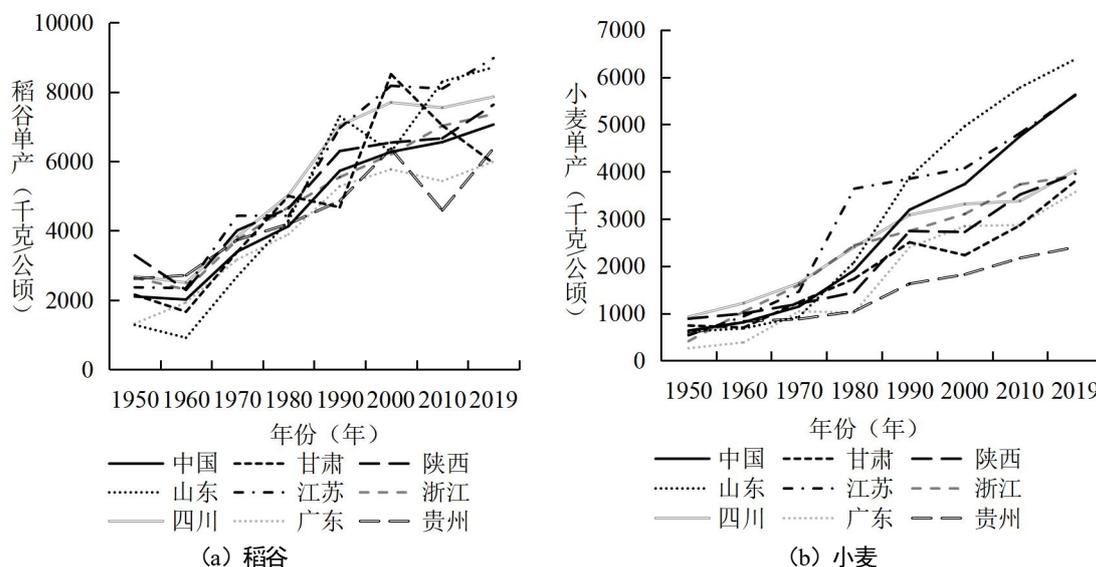


图 2 不同年份代表性省份的稻谷和小麦单产

数据来源：根据国家统计局网站 (<https://data.stats.gov.cn/easyquery.htm?cn=E0103>) 公布的数据整理。

第三，稳步推进阶段：1993 年^②至今。随着以土地为核心的经营体制改革、以价格为核心的农产品流通体制改革和以地权为核心的土地承包经营权确权登记制度的实施，农户家庭经营土地面积的规模化稳步推进。根据《中国第二次全国农业普查资料汇编（农业卷）》，2006 年末全国有农业生产经营户 2 亿户，其中，农作物种植业经营耕地规模在 50 亩以上的有 182 万户，100 亩以上的有 42 万户；根据《第三次全国农业普查主要数据公报（第二号）》，2016 年末全国有农业生产经营户 2.07 亿户，其中规模经营户 398 万户^③。同时，粮食单产水平不断提升。以全国稻谷单产为例，接连越过 6000 千

^①数据来源：《全国农产品成本收益资料摘要 2021》。劳动生产率根据 3 种粮食作物（稻谷、小麦和玉米）平均的每亩主产品产量和每亩用工数量计算得出。

^②1992 年邓小平南巡讲话极大地提高了农民的生产积极性。1993 年开始，中共中央、国务院发布《关于当前农业和农村经济发展的若干政策措施》等一系列相关政策文件，为农村土地流转集中提供了制度性的支撑和引导，因此，笔者以 1993 年作为这一阶段的起始年份。

^③根据《第三次全国农业普查主要数据公报（第二号）》，规模农业经营户是指具有较大农业经营规模，以商品化经营为主的农业经营户。种植业规模化的标准为：一年一熟制地区露地种植农作物的土地达到 100 亩及以上、一年二熟及以上地区露地种植农作物的土地达到 50 亩及以上、设施农业的设施占地面积达到 25 亩及以上。然而，《中国第二次全国农业普查资料汇编（农业卷）》中并未明确给出规模化的标准。为便于比较，本文将《中国第二次全国农业普查资料汇编（农业卷）》中农作物种植业经营耕地规模在 50 亩以上和 100 亩以上的农业生产经营户数量列出。

克/公顷（1995年）和7000千克/公顷（2018年）^①。根据《全国农产品成本收益资料摘要2021》的数据，粮食生产的劳动生产率也由1995年的21.5千克/劳动日大幅提升至2020年的105.2千克/劳动日，年均增长3.3千克/劳动日。可能的原因是：进入21世纪后，国家通过对农村土地流转与确权登记的法制化和规范化管理进一步完善了农村土地市场，国土空间规划、用途管制、生态补偿等一系列政策的实施也调整了农民与土地的关系，且强调发展多种形式的农业适度规模经营，这些措施为改造传统农业和促进粮食产量持续增长奠定了核心制度基础。根据双百调查数据，2021年全国户均土地面积不到1929—1933年的30%，但户均地块数约为1929—1933年的1.4倍，可见，农户家庭的土地经营规模在近百年间趋于分化。双百调查数据还显示：以经营转入地为主的农户家庭隐约呈现适度规模经营的趋势，平均每户经营土地面积达到4.46公顷，约为以经营承包地为主的农户家庭的12倍，是全国平均水平的8倍。与此同时，以经营转入地为主的农户家庭的土地细碎化情况较为严重，户均经营地块数为6.74块，约为以经营承包地为主的农户家庭和全国平均水平的2倍。

毋庸置疑的是，中国未来农业发展的方向是不仅要增产，还要提高农业质量效益和竞争力。为了详细地描述作物单产和亩均生产成本随经营规模变化的情况，本文分别按照3种主要粮食作物土地经营规模由大到小的顺序对农户进行排序，并比较每种粮食作物土地经营规模排前5%和排后5%的农户的亩均产量、亩均物质费用和最大地块亩均投工量，结果见表5。

表5 2020—2021年土地经营规模排前5%和排后5%农户的作物亩产与要素投入情况比较

指标	小麦			水稻			玉米		
	前5%	后5%	差值	前5%	后5%	差值	前5%	后5%	差值
亩均产量（千克/亩）	397.7	382.6	15.2	538.4	528.4	10.1	487.8	393.1	94.7***
亩均物质费用（元/亩）	482.1	335.8	146.3***	653.3	620.8	32.5	452.4	257.6	194.8***
最大地块亩均投工量 （劳动日/亩）	—	—	—	16.2	27.8	-11.6***	17.8	18.4	-0.6

注：①差值=前5%-后5%，***表示两组的差值在1%的统计水平上显著。②由于双百调查问卷中仅包括水稻和玉米种植户在最大地块上的投入信息，因此无法提供小麦最大地块上的亩均投工量数据。

数据来源：根据双百调查数据整理。

首先，玉米生产表现出农户土地经营规模越大，亩均产量越高的特征。土地经营规模排前5%的玉米种植户比排后5%的玉米种植户亩均产量高94.7千克，且差异在1%的统计水平上显著，这与已有的发现土地生产率与土地经营规模正相关的文献（例如Kevane, 1996; Kawasaki, 2010; 王建英等, 2015）结果一致。

其次，小麦和玉米生产表现出农户土地经营规模越大，亩均物质费用越高的特征；而水稻生产表现出农户土地经营规模越大，最大地块亩均投工量越少的特征。具体而言：土地经营规模排前5%的小麦种植户比排后5%的小麦种植户亩均物质费用多146.3元，且这一差异在1%的统计水平上显著；

^①根据国家统计局网站（<https://data.stats.gov.cn/easyquery.htm?cn=C01>）公布的数据，1995年和2018年全国稻谷单位面积产量分别为6024.77千克/公顷和7026.59千克/公顷。

土地经营规模排前 5%的玉米种植户比排后 5%的玉米种植户亩均物质费用多 194.8 元，且这一差异在 1%的统计水平上显著；土地经营规模排前 5%的水稻种植户比排后 5%的水稻种植户在最大地块上的亩均投工量少 11.6 个劳动日，且这一差异在 1%的统计水平上显著。对以上结果可能的解释是：在农业劳动力工资不断上涨的背景下，由于化肥等外部要素的投入会产生购置成本，小农户更倾向于依靠劳动力的“无限投入”，譬如栽培绿肥或制作农家肥，来替代化肥投入以降低生产成本。与小农户相比，较大规模农户在应对自然风险的同时，还要适应市场以及农业生产经营体制、机制、环境等的变化，因而，他们更倾向于依赖化肥、杀虫剂、除草剂等物质投入来保持地力，以应对风险，这使得土地经营规模排前 5%的农户表现出低农业劳动投入和高物质费用投入的现象。

（三）农户家庭经营的专业化和区域层面产品多样化并存

在劳动力成本上升的背景下，农户家庭面临要素替代和产品替代两个选择。前者不改变既定的作物种类，用相对成本不高的要素替代相对成本较高或上升的要素（钟甫宁，2016），譬如使用农业机械替代劳动力，在集中连片的土地上实现农业机械作业的规模经济；后者改变作物种类，通过生产并出售高附加值产品来替代之前低投入低产出的产品，从而获得较高的收入来平衡投入成本的上升，譬如种植高附加值的果蔬作物替代粮食等大田作物。转向高附加值产品的产品替代方式受到消费者收入提升形成的需求拉力影响，因此，比要素替代更为普遍。不同农户应对劳动力成本上升的决策不同，最终在区域层面呈现产品的专业化或多样化特征，但均体现了中国粮食安全保障需求与市场多样化食物需求同频共振的一种均衡态势。

一是农户家庭经营层面的生产专业化程度不断提升。农户家庭经营的作物种类由 1929—1933 年的户均 5 种减少为 2020—2021 年的户均 2 种，户均经营规模最大的两种作物面积占比由 1929—1933 年的 73%增长至 2020—2021 年的 84%（见表 6）。20 世纪 20 年代，中国农户的户均土地面积较大，为了解自然条件和外部环境不确定所导致的经营风险，农户往往采取“小而全”的多元化经营策略。而进入 21 世纪后，中国农产品市场机制发展成熟，非农就业和土地集中均有利于农户将有限的劳动力和资金集中到具有比较优势的农业经营活动中。同时，农民经济合作组织等新型经营主体向农户提供种苗、农产品加工和销售等支持，公益性技术服务和社会化服务体系为农户提供技术支持，这进一步促进了小农户和大市场的有机衔接，使小农户从供应链条中获取更大份额的产品价值。生产专业化既是农业竞争力的核心支撑，也是社会分工在农业产业链中深化的必然结果（郑风田和焦万慧，2013）。

表 6 不同时期农户的作物种植多样化情况

指标	1929—1933 年	2020—2021 年		
	全部样本	全部样本	以经营承包地为主的样本	以经营转入地为主的样本
全年播种面积（公顷）	1.53	0.87	0.48	3.02
种植作物种类数（种）	4.85	1.70	1.80	1.70
经营规模最大的两种作物面积占比（%）	73	84	84	83

数据来源：1929—1933 年的数据根据卜凯调查数据整理，2020—2021 年的数据根据双百调查数据整理。

二是区域层面的产品多样化程度提升。近百年来，在市场机制的带动和产业结构的引导下，中国农业生产区域布局按照要素禀赋的相对变化而发生变化，区域层面的产品多样化程度提升。从种植结构看，粮经作物并存的多元种植结构逐渐取代原先稻麦等粮食作物占优的种植结构，尤其是高价值的蔬菜和水果种植面积增加，成为中国“隐性农业革命”的重要组成部分。这种变化主要是因为近百年来人均收入增加带来了人们对高价值农产品消费量的增长——谷物、蔬菜和肉类比例从8:1:1的结构向4:3:3转变（黄宗智，2010）。而在稳定粮食生产的基础上，农户为提高单位土地的产出率，就会扩大经济作物的种植规模，譬如水稻两季区、西南水稻区等逐渐由较为单一的水稻占优型种植结构转变为果蔬、水稻、玉米等多类作物并存的多样化种植结构，形成了更为合理的生产布局（见表7）。

表7 1929—1933年与2020—2021年各区域农作物种植面积比例 单位：%

卜凯调查地区	1929—1933年	2020—2021年
平均	水稻（33）、小麦（29）、棉花（7）	水稻（21）、小麦（19）、玉米（17）、水果（16）、蔬菜（9）
春麦区	小米（18）、小麦（18）、莜麦（12）、马铃薯（9）	小麦（33）、水稻（31）、玉米（27）、水果（5）、豆类（2）
冬麦小米区	小麦（40）、小米（21）、棉花（9）	水果（34）、小麦（31）、玉米（28）、烟叶（4）、药材（2）
冬麦高粱区	小麦（46）、小米（19）、高粱（19）	小麦（37）、玉米（23）、油料（13）、水果（11）、水稻（8）
扬子水稻小麦区	水稻（58）、小麦（31）、大麦（19）	小麦（41）、水稻（40）、玉米（8）、油料（4）、水果（4）
水稻茶区	水稻（73）、油菜籽（13）	水稻（46）、油料（17）、茶叶（10）、蔬菜（9）、玉米（7）
四川水稻区	水稻（41）、小麦（19）、玉米（14）	蔬菜（32）、玉米（28）、水果（15）、水稻（13）、油料（9）
水稻两季区	水稻（90）、甜薯（12）、甘蔗（6）	水果（29）、蔬菜（19）、水稻（18）、药材（12）、蚕茧（7）
西南水稻区	水稻（60）、鸦片（19）、玉米（14）	水果（42）、蔬菜（33）、玉米（23）、药材（1）、烟叶（1）

注：括号内数字为各作物种植面积占作物总种植面积的百分比。需要说明的是，1929—1933年间，农户，特别是佃农，为了尽可能满足生活所需，往往会充分利用田间地头、房前屋后的土地种植一些作物，而在卜凯调查中，这些零碎土地上的作物面积并未被包含在作物总种植面积的统计中，仅被计入各作物的种植面积，这导致部分农区的各作物种植面积占比之和大于100%。

数据来源：1929—1933年的数据根据卜凯调查数据整理，2021年数据根据双百调查数据整理。

为了进一步展现近百年间区域层面作物种植集中程度的变动趋势，笔者计算了1960—2018年中国八大农区代表性省份的赫芬达尔赫希曼指数（Herfindahl-Hirschman Index，简称HHI）。从表8的数据可以看出，1960—2018年所有省份的HHI指数均呈现下降趋势，且只有江苏省和山东省的HHI指

数自 2000 年后有所提升^①。这可能是由于近百年间各地不断探索具有地域特色的农业生产布局：以平原地区为主的江苏省和山东省更容易通过优势作物的规模化生产提高经济效益；而四川省、贵州省、广东省等地的地形、地貌、土壤和气候条件复杂多样，较难实现单一作物的规模化生产，自 1990 年后因地制宜地逐渐发展果蔬、油料、烟叶等经济作物，使 HHI 指数在 1960—2018 年间的降幅均超过 20%，种植多样化程度进一步提升。

表 8 1960—2018 年中国八大农区代表性省份的 HHI 指数

年份	甘肃省	陕西省	江苏省	山东省	贵州省	四川省	广东省	浙江省
1960 年	0.72	0.70	0.63	0.73	0.62	0.70	0.72	0.52
1970 年	0.80	0.77	0.61	0.72	0.82	0.73	0.60	0.52
1980 年	0.72	0.73	0.57	0.65	0.73	0.77	0.65	0.55
1990 年	0.64	0.73	0.60	0.58	0.53	0.63	0.51	0.56
2000 年	0.57	0.71	0.48	0.47	0.47	0.53	0.46	0.45
2010 年	0.55	0.59	0.55	0.52	0.42	0.49	0.39	0.31
2018 年	0.51	0.56	0.57	0.60	0.33	0.47	0.35	0.35

数据来源：根据国家统计局网站 (<https://data.stats.gov.cn/easyquery.htm?cn=E0103>) 公布的数据计算整理。

综上所述，在农业现代化进程中，农户通过生产高附加值农产品等方式实现家庭收入的提升，优化家庭劳动力和土地等资源的配置，进而出现农户家庭经营的生产专业化与区域层面产品多样化并存的新态势。因此，各农区应发挥自身比较优势，调整生产结构和品种布局，以促进各类要素合理流动和高效集聚。

五、结论与思考

中国农户家庭经营的历史变迁不仅包含了家庭生产要素配置方式和效率的变化，也包括生产结构和生产组织形式的变化。在近百年的变迁过程中，中国农户家庭经营绩效不仅取决于经营制度和技术可获得性，也取决于政治经济制度和经济发展，还取决于农户家庭内部的人力资本和物质资本及其配置效率。

本文基于 1929—1933 年卜凯调查和 2021 年双百调查的农户数据以及相关统计数据，对近百年来中国农户家庭经营的变迁逻辑和发展趋势进行了探讨。研究发现：在农业现代化进程中，中国农户家庭经营从自给自足向市场化的要素购买和产品出售转变，农产品商品率在近百年间大幅提升；中国农户家庭通过运用以机械技术和生物技术为代表的现代生产要素，大幅提升了生产要素的配置效率和家庭经营收益，但小农经营是中国过去、现在以及未来一段时间内农业发展的一个基本特征；随着农业经

^①笔者根据国家统计局网站 (<https://data.stats.gov.cn/easyquery.htm?cn=E0103>) 公布的作物播种面积数据，计算了各代表性省份 1960—2018 年主要农作物的 HHI，HHI 值越大，表示该地区作物种植的集中程度越高。主要农作物的选择依据《中国农村统计年鉴 2021》表 7-13（“各地区主要农作物播种面积构成”）中的作物种类，具体包括粮食、棉花、油料、糖料、烟叶、蔬菜和瓜果类共 7 类作物。

营制度、土地产权制度等的变迁，农户家庭劳动力兼业化程度逐步提高，但农户家庭生产的组织化程度仍有待进一步提升；土地要素随着农村劳动力非农转移呈现集中态势，土地制度变迁产生的产权激励促进了土地资源的有效配置，以经营转入地为主的农户家庭的土地规模远大于近百年前的农场平均规模；农户通过生产高附加值农产品或扩大土地规模来优化家庭劳动力和土地等资源的配置，进而出现农户家庭经营的生产专业化和区域层面的产品多样化并存。

基于本文的研究结论，笔者提出3点思考：

首先，坚持以市场机制为主、政府干预为辅的改革理念来配置农业生产资源要素，促进中国农户家庭的产品供给由“数量”向“质量”转变。一是政府应加强农产品的全国大市场体系建设，运用高效有序的市场网络传递市场信息，促进产品生产分工和市场交换以满足更加多元化的农产品需求，并优化农业纵向一体化和横向一体化发展的市场环境，从而促进农业产业实现链式发展。二是政府应着力构建以市场需求为导向的现代农业经营体系，进一步完善农机作业服务市场，发展多元社会化服务主体，培育壮大家庭农场和农民专业合作社，通过这些新型经营主体加快建立标准化生产基地，加强农村数字基础设施建设以实现数字共享和灵活利用，进一步提高农户生产要素配置和组织方式的现代化水平，全方位、体系化地促进农户特别是小农户与现代农业有效衔接，进而提升家庭经营效率。

其次，加强农业公共品供给，进一步降低农户家庭经营的自然风险和经济风险。一是政府应进一步提高农民应用先进农业技术的组织化程度，建立多元政策性农业保险体系，为以经营转入地为主的农户创造发展条件并引导其经营行为。二是政府应继续发挥基层农业技术推广的基础性作用，以避免农户家庭劳动力兼业可能导致的“一家两制”生产行为对农业发展的负面影响。三是农业技术部门应侧重推动抗病虫良种、科学栽培、土壤改良、旱作节水、新型肥料、生物防治等生物技术的发展，推进设施农业、农业物联网和装备智能化的发展，同时加快培育新型职业农民并探索职业农民认证制度，提升农户家庭经营的全要素生产率，促进农业高质量发展。

最后，继续探索具有地域特色的农业生产布局，提升基于农业比较优势的产业化水平。各地应继续秉持因地制宜的原则，优化当地农产品生产布局，科学、合理划分农业专业化生产区域，全面探索具有地方特色和资源禀赋优势的产业布局和发展方式。粮食主产区应继续充分发挥在优势粮食作物生产上的增产潜力和规模效益，而盆地、山区等地形地势特殊地区在保持原有生产结构和作物种植多样化的基础上，发挥山水林田湖等区域的自然资源优势，建立以优质农产品生产为核心的农业生态系统，形成多层次的生态农业发展模式，提高农户家庭经营的综合效益和市场竞争力。

参考文献

- 1.北京天则经济研究所《中国土地问题》课题组，2010：《土地流转与农业现代化》，《管理世界》第7期，第66-85页、第97页。
- 2.卜凯，1936：《中国农家经济》，上海：商务印书馆，第18-24页、第368页。
- 3.卜凯，1971：《中国土地利用》，台北：台湾学生书局，第282-390页、第505页。
- 4.黄宗智，2000：《长江三角洲小农家庭与乡村发展》，北京：中华书局，第13-80页。

- 5.黄宗智, 2010: 《中国的隐性农业革命》, 《中国乡村研究》第2期, 第1-10页、第259页。
- 6.黄宗智, 2012: 《小农户与大商业资本的不平等交易: 中国现代农业的特色》, 《开放时代》第3期, 第88-99页。
- 7.焦长权、董磊明, 2018: 《从“过密化”到“机械化”: 中国农业机械化革命的历程、动力和影响(1980~2015年)》, 《管理世界》第10期, 第173-190页。
- 8.孔祥智、刘同山, 2013: 《论我国农村基本经营制度: 历史、挑战与选择》, 《政治经济学评论》第4期, 第78-133页。
- 9.李谷成, 2021: 《论农户家庭经营在乡村振兴中的基础性地位》, 《华中农业大学学报(社会科学版)》第1期, 第43-48页、第175页。
- 10.联合国粮食及农业组织, 2021: 《农业和农村地区的数字技术现状报告》, 张龙豹、徐明、高战荣等译, 北京: 中国农业出版社, 第170-171页。
- 11.林毅夫: 1991: 《制度、技术与中国农业发展》, 上海: 上海三联书店, 第76-101页。
- 12.彭南生, 2005: 《论近代中国农家经营模式的变动》, 《学术月刊》第12期, 第82-92页。
- 13.王建英、陈志钢、黄祖辉、Thomas Reardon, 2015: 《转型时期土地生产率与农户经营规模关系再考察》, 《管理世界》第9期, 第65-81页。
- 14.王颜齐、王慧月, 2022: 《农业家庭经营代际传递冲突及其化解》, 《学术交流》第4期, 第125-135页、第192页。
- 15.魏蓓, 2010: 《我国耕地小规模经营与发达国家规模经营的对比分析》, 《华中农业大学学报(社会科学版)》第1期, 第82-85页。
- 16.卫龙宝, 2020: 《从“大国小农”到智慧农业: 机会、挑战与对策》, 《国家治理》第26期, 第37-40页。
- 17.徐勤航、诸培新、曲福田, 2022: 《小农户组织化获取农业生产性服务: 演进逻辑与技术效率变化》, 《农村经济》第4期, 第107-117页。
- 18.严中平, 1955: 《中国近代经济史统计资料选辑》, 北京: 科学出版社, 第328页、第303页。
- 19.杨继生、司书耀, 2011: 《政策环境变迁与农村居民收入和消费意愿的动态变化》, 《中国农村经济》第7期, 第42-53页。
- 20.杨学新、王晶, 2018: 《中国农村畜力的百年变迁——基于冀南西豆庄村的实证分析》, 《河北学刊》第4期, 第68-74页。
- 21.叶兴庆, 2018: 《从三个维度看我国农业经营体制的40年演变》, 《农村经营管理》第9期, 第22-25页。
- 22.于福波、张应良, 2021: 《农业家庭经营: 建党百年来的政策逻辑与新阶段的实践取向》, 《农业经济问题》第10期, 第100-112页。
- 23.赵晓峰、孙新华、张建雷, 2019: 《家庭经营的弹性结构与渐进的中国农业现代化实践》, 《西北农林科技大学学报(社会科学版)》第6期, 第83-92页。
- 24.郑风田、焦万慧, 2013: 《前提设定、农民权益与中国新型农业经营体系的“新四化”》, 《改革》第3期, 第103-113页。
- 25.钟甫宁, 2016: 《正确认识粮食安全和农业劳动力成本问题》, 《农业经济问题》第1期, 第4-9页、第110页。
- 26.钟甫宁, 2021: 《从要素配置角度看中国农业经营制度的历史变迁》, 《中国农村经济》第6期, 第2-14页。
- 27.Hu H., F. N. Zhong, and C. Turvey, 2019, *Chinese Agriculture in the 1930s*, Berlin: Springer, 94-190.

28.Kawasaki K., 2010, "The Costs and Benefits of Land Fragmentation of Rice Farms in Japan", *Australian Journal of Agricultural and Resource Economics*, 54(4): 509-526.

29.Kevane M., 1996, "Agrarian Structure and Agricultural Practice: Typology and Application to Western Sudan", *American Journal of Agricultural Economics*, 78(1): 236-245.

(作者单位: 南京农业大学经济管理学院;
南京农业大学中国粮食安全研究中心)
(责任编辑: 张丽娟)

One Century of Transition Logic of Chinese Farm Management

ZHAN Jintao ZHU Juyin JI Yueqing

Abstract: Understanding the transition logic of Chinese household management would be helpful for building a modern agricultural management system and promoting the connection between farmers (especially small farmers) and the development of modern agriculture. This article analyzes the evolution process of Chinese farmers' household management since the 1920s. Furtherly, the article discusses the characteristics and differences of household management in different years, and reveals the overall trend and evolution law of Chinese farmers' household management constantly integrating industrialization, modernization and large markets. The results suggest that Chinese farmers' household management has changed from self-sufficiency to market-oriented factor purchases and product sales. Farmers have greatly improved factor allocation efficiency and operating income by using modern production factors represented by modern machinery and biotechnology. Small-scale farming is a basic feature of agricultural development in China in the past, at present and in the future. The degree of part-time employment of rural household labor force has gradually increased. With the non-agricultural transfer of rural labor force, land factors present a centralized trend, and the property rights incentives generated by land system changes have promoted the effective allocation of land resources. The land scale of farmers' households who mainly manage the transferred land is much larger than the average scale of farms nearly one hundred years ago. In the process of agricultural modernization, farmers optimize the allocation of resources such as family labor force and land by producing high value-added agricultural products or expanding the scale of land, which leads to the coexistence of production specialization of farmers' household operations and the diversification of products at the regional level. This study also discusses the trend of farmers' household management in China and puts forward some reflections based on the research findings.

Key Words: Farmer; Households Management; Economies of Scale; Factor Allocation; Socialized Services

大豆生产者补贴对农户土地投入决策的影响*

——基于全国农村固定观察点调查数据的实证分析

王新刚 司伟 冯晓龙 赵启然

摘要：大豆生产者补贴是近年来中国尝试促进大豆生产振兴的重要政策工具，该政策如何影响农户决策值得深入探讨。本文基于全国农村固定观察点 2016—2020 年的 5 期数据，系统考察了大豆生产者补贴对农户土地投入决策行为的影响。研究发现：在大豆生产者补贴的激励下，农户主要通过增加土地转入面积或调整种植结构两种方式实现大豆扩种，且该补贴对农户扩种大豆的激励效应在年份间呈现先减后增的 U 型变化趋势。总体上看，由于大豆生产者补贴使土地转入者面临地租上涨困境，农户更倾向于通过调整种植结构的方式扩大大豆种植面积，即提高大豆面积占比。但不同群体之间差异明显：相对于小规模和中等规模农户，大豆生产者补贴对较大规模农户扩种大豆的激励效果更强；较大规模农户主要通过转入土地和调整种植结构的方式扩种大豆，而小规模农户更倾向于通过调整种植结构的方式实现大豆扩种。

关键词：生产者补贴 政策激励 土地转入 种植结构

中图分类号：F321.1 **文献标识码：**A

一、引言

中国居民收入增长带来食物链持续上移，居民对畜禽产品的消费需求不断增加，而豆粕又是畜禽生产的主要蛋白饲料来源，因此，中国大豆饲用消费量持续攀升（司伟和韩天富，2021）。2021 年，中国大豆饲用消费量接近 0.90 亿吨，约占大豆总消费量的 82%^①。2013 年中央经济工作会议确立了“谷物基本自给、口粮绝对安全”的粮食安全目标，有限的耕地资源只能优先用于谷物尤其是口粮生产，而大豆既不属于口粮也不属于谷物。面对此种情形，在优先保障口粮绝对安全的前提下，中国政府不得不充分利用国内国外“两个市场、两种资源”，通过进口的方式满足国内对大豆等饲料粮的消费需求。值得注意的是，中国自加入世界贸易组织（WTO）以来，农业开放水平已处于世界领先地位，并

*本文研究获得国家大豆产业技术体系专项建设经费（编号：CARS-04-10B）和国家自然科学基金国际（地区）合作与交流项目“全球背景下优化中国农业补贴促进农业食物系统转型”（编号：72061147002）的资助。本文通讯作者：司伟。

^①数据来源：<https://apps.fas.usda.gov/psdonline/app/index.html#/app/advQuery>。

成为全球农产品关税水平较低和贸易自由化程度较高的国家之一（叶兴庆，2020），从国际市场进口粮食成为补充国内粮食供给不可或缺的组成部分（朱晶等，2021）。然而，在畜禽产品需求不断增长和大豆等饲料粮生产比较优势不断下降的挑战下，大豆等饲料粮进口压力不断加大（黄季焜，2021）。除此之外，更高水平的农业对外开放也意味着需要面对更多的来自国际农产品市场的输入性风险，尤其是在当前国际地缘政治格局不稳、贸易保护主义抬头、环境灾害事件频发、各类病毒和疫情肆虐的大背景下，输入性风险的压力将有增无减（张露和罗必良，2020）。因此，为提升大豆自给率、保障大豆供应链安全，中国迫切需要提高国产大豆的生产能力。提高这一能力的关键是将促进国内大豆生产发展与发挥农户生产经营自主权统筹起来，把国家保障大豆供给的政策动员转化为农户自觉的生产经营选择，发挥好补贴政策的“指挥棒”作用。

玉米和大豆分别是东北地区第一大粮食作物和传统优势粮食作物^①。自2009年起，两种作物的种植面积此消彼长，呈竞争态势。它们在土地资源中的配置主要由其投入成本、作物比价、补贴政策以及最终的比较收益所决定。此外，考虑到大豆生产发展和产业兴旺对中国粮食与油脂油料安全具有特殊意义（司伟和韩天富，2021），以及粮食生产因天然弱质性而需要政策支持和保护（许庆等，2020a），中国政府先后在东北地区实施了大豆振兴发展计划、大豆临时收储政策和大豆目标价格补贴政策，试图通过政策手段保障农户收益，提高农户种植大豆的积极性。2017年5月，中央正式下发《财政部、国家发展改革委、农业部关于调整完善玉米和大豆补贴政策的通知》，结束了东北地区为期3年的大豆目标价格补贴政策，将其调整为大豆生产者补贴政策，同时将大豆生产者补贴和玉米生产者补贴纳入同一资金发放渠道，即通过粮食补贴“一卡（折）通”一同兑付给补贴对象。自此，东北地区的大豆和玉米补贴政策得以统一。从近20年来东北地区大豆和玉米播种面积的变化来看，两种作物播种面积的波动起伏与价格支持和补贴政策紧密相关。无论是2015年玉米播种面积达到历史最高、大豆播种面积萎缩至历史最低，还是此后玉米播种面积明显下降、大豆播种面积恢复性增长，都离不开价格支持或补贴政策对作物间比较收益的调节，这种调节对农户土地投入决策行为的影响显而易见。

就大豆生产者补贴政策而言，其补贴性质和方式具有特殊性。一是在WTO规则下的箱体性质。由于2016年改革后的玉米生产者补贴在箱体上属于“蓝箱”政策^②，其支持水平在WTO规则内不受限制，因此，与玉米生产者补贴相一致的大豆生产者补贴自然也属于“蓝箱”政策，其支持水平同样不受约束。二是与玉米差异化的补贴标准。在2017年之前，东北地区的大豆和玉米临时收储政策尚未考虑到作物间的比较收益差异，也未考虑到从供给侧来平衡两种作物种植结构的需要，导致大豆和玉米的供给结构失衡。而大豆生产者补贴的标准原则上高于玉米，这在一定程度上平衡了两种作物间

^①与杨奇峰等（2022）的研究一致，本文研究中的东北地区包括辽宁省、吉林省、黑龙江省和内蒙古自治区东部的通辽市、赤峰市、兴安盟、呼伦贝尔市。

^②玉米生产者补贴属于不受WTO规则限制的“蓝箱”政策的主要依据是：2019年2月WTO公布了美国诉中国农业国内支持争端案件（DS511）的审查结论，驳回美国对中国玉米补贴的诉讼，这也从侧面验证了中国政府于2016年改革后的玉米生产者补贴政策没有违背8.5%的微量允许水平（https://www.wto.org/english/tratop_e/dispu_e/cases_e/ds511_e.htm）。

的比较收益，且大豆生产者补贴在操作流程和实施过程方面与玉米生产者补贴趋于一致，改变了东北地区以往两大作物补贴政策各自为战的局面，基本实现了大豆和玉米补贴机制相衔接（王新刚和司伟，2021）。三是动态的补贴标准。生产者补贴机制下的补贴标准是动态的，且两大作物间的补贴标准差异逐年改变。以黑龙江省为例，2017—2021年大豆和玉米每亩生产者补贴差额分别是40元、295元、225元、200元和180元^①。相较于以往的价格支持和补贴政策，生产者补贴机制下的补贴标准更加灵活且富有弹性，农户土地投入决策行为也对其更为敏感。

生产者补贴作为保障农户收入、促进农业生产的重要手段，丰富了以直接补贴和价格支持为主体的粮食补贴政策体系。从现有文献来看，已有学者对生产者补贴的性质和补贴效果进行了讨论。王文涛和张美玲（2019）认为生产者补贴在本质上同目标价格补贴一致，而许庆等（2020a）认为生产者补贴属于不受WTO规则约束的“蓝箱”政策。从实施效果来看，田聪颖和肖海峰（2018）率先探讨了大豆直接补贴政策从目标价格补贴向生产者补贴转变的现实逻辑，并应用实证数学规划模型模拟后发现，现行大豆生产者补贴能够促进大豆扩种和种植结构调整。此后，相关学者基于县级、市级和省级的宏观数据，运用双重差分模型事后评估了玉米和大豆生产者补贴政策对作物播种面积、要素投入以及总产量的影响，还考察了生产者补贴政策对两种作物种植结构的影响（阮荣平等，2020a；周杨等，2021；王新刚和司伟，2021）。这些研究发现，生产者补贴政策促进了大豆扩种或种植结构调整。

然而，上述研究发现均是在缺少微观数据支撑下，基于中观、宏观数据得出的结论，而中观、宏观数据作为微观农户数据的加总，虽然可以反映农业生产的整体变动，但不能反映农户行为的差异，而考察由补贴政策导致的农户生产行为差异既有利于精准施策，也有利于提升政策效果。因此，有必要利用微观农户数据考察大豆生产者补贴对农户土地投入决策的影响。只有这样，才能更加科学地评估政策的实施效果。已有文献使用微观农户数据考察了玉米生产者补贴的政策效果，研究发现：玉米生产者补贴导致农户的玉米种植面积明显下降，且不同规模农户调整玉米种植面积的方式是不同的（阮荣平等，2020b；丁永潮，2022）。那么，大豆生产者补贴对农户大豆种植面积的影响是否也是如此，对不同规模农户的影响是否也存在差异，亟需使用相应的微观农户数据进行验证。

既有文献为本文研究提供了借鉴，但仍有改进空间：一是在研究内容上，鲜有文献直接关注大豆生产者补贴对微观农户土地投入决策的影响，而在国家多措并举提高大豆产能的当下，回答该问题能够为政策制定者提供更可靠的决策依据。二是在研究数据和理论机制上，已有文献基于中观、宏观数

^① 补贴额度数据来自黑龙江省历年相关文件：《黑龙江省2017年玉米和大豆生产者补贴资金发放工作启动》，http://www.gov.cn/xinwen/2017-10/16/content_5232057.htm；《黑龙江省财政厅关于拨付2018年玉米和大豆生产者补贴资金的通知》，<http://dxalth.gov.cn/attachment/20200327120825657001.doc>；《黑龙江省财政厅关于拨付2019年玉米、大豆和稻谷生产者补贴资金的通知》，<http://dxalth.gov.cn/attachment/20200330155104305.pdf>；《黑龙江省财政厅关于拨付2020年玉米、大豆和稻谷生产者补贴资金的通知》，<https://www.yc.gov.cn/attachment/20220926112140120.pdf>；《黑龙江省财政厅关于拨付2021年玉米大豆和稻谷生产者补贴资金的通知》，<http://www.shangzhi.gov.cn/module/download/downloadfile.jsp?classid=0&filename=d6b4ee0a145849bd89473ea5c9a6cab6.pdf>。

据无法探究大豆生产者补贴影响农户土地投入决策的机制。尽管在现有研究中，王新刚和司伟（2021）采用大豆主产区 124 个地级市数据探讨了大豆生产者补贴对大豆播种面积、面积占比以及要素投入的影响，但囿于农户微观数据的缺失，并未对大豆生产者补贴的作用机制展开系统研究。三是在政策效果评价上，现有文献关于生产者补贴政策对不同类型农户影响的讨论尚显不足，而在当前农村各类生产要素市场化程度不断加深的现实背景下，对不同类型农户分类施策是提升补贴政策效果的关键。

为弥补已有研究的不足，本文拟利用 2016—2020 年农业农村部全国农村固定观察点的农户面板数据，从微观视角考察大豆生产者补贴政策实施对农户土地投入决策的影响及其背后的作用机制，并探讨不同规模农户之间补贴政策实施效果的异质性。在中国屡次提及攻坚克难扩种大豆油料的现实背景下，研究上述内容不仅有助于明确大豆生产者补贴政策对农户土地投入决策的实际影响，而且对探索稻谷、小麦等农作物补贴政策的改革方向具有重要的借鉴价值。

二、理论分析与研究假说

大豆生产者补贴对农户种植大豆形成了一种激励机制，主要通过土地转入和种植结构调整这两条路径来影响农户的种植决策。

（一）大豆生产者补贴与农户的大豆种植

生产者补贴作为一种正式规则，形成了对农户生产行为的激励和约束，而大豆生产者补贴正是通过对种植大豆的农户进行直接补贴，增强了对他们种植大豆的激励。在实行大豆生产者补贴政策之前，中国政府在东北地区实行的是大豆目标价格补贴政策，但目标价格公布不及时、市场价格获取有偏以及地区间补贴标准差异过大等诸多不合理之处导致该政策对农户种植大豆的激励作用有限（王新刚和司伟，2021）。从理论上讲，农户种植决策过程是基于多目标的，包括利润最大化、风险最小化和家庭劳动力投入最小化等，其中利润最大化目标的权重最大，且不同类型农户在决策中面临不同的目标权重（刘莹和黄季焜，2010）。在实际生产中，农户追求利润最大化的种植决策不可避免地受到土地、劳动力、资金这 3 种生产要素的约束，而大豆生产者补贴相较于目标价格补贴，主要通过对种植大豆实行与玉米有差异的补贴标准来缓解农户的资金约束，从而影响农户的种植决策行为。

首先，大豆生产者补贴的补贴标准高于目标价格补贴^①，从而对农户种植大豆的激励更强。无论农业经济发展到何种阶段、农户所面临的约束条件如何改变，理性小农一直都是分析农户行为的内在逻辑。对于理性小农而言，他们一般基于利润最大化目标做出种植决策，选择种植净收益更高的农作物。因此，面对大豆更高的亩均补贴，理性小农更倾向于种植更大面积的大豆以获取更多补贴。其次，大豆生产者补贴的标准高于玉米生产者补贴，有利于促进农户种植更大面积的大豆。目标价格补贴之所以收效甚微，主要是因为大豆目标价格的制定并未考虑到玉米的比较收益，而理性小农在种植决策

^①以黑龙江省为例，2016 年大豆目标价格补贴标准为 118.58 元/亩（《黑龙江省 2016 年度大豆目标价格补贴资金发放工作正式启动》，http://www.mof.gov.cn/zhengwuxinxi/xinwenlianbo/heilongjiangcaizhengxinxilianbo/201709/t20170915_2699758.htm），而 2017—2021 年大豆生产者补贴标准为 173~320 元/亩，远高于目标价格补贴。

中会充分顾及作物间的比较收益。前文中提到黑龙江省近年来大豆和玉米每亩补贴的差额最高可达 295 元，较大的补贴差异使农户做出更倾向于种植大豆的生产决策。再次，无论是大豆和玉米之间的生产者补贴差额，还是大豆生产者补贴本身，并非一成不变，而是逐年变化。同样以黑龙江省为例，2017—2021 年大豆生产者亩均补贴标准在 173~320 元之间波动，而大豆和玉米的每亩补贴差额在 40~295 元之间波动。考虑到补贴金额的灵活调整，农户会根据补贴政策及时调整种植决策。此外，补贴政策在自上而下实施的过程中也存在滞后性，因此，随着时间的变化，补贴政策对农户大豆种植面积的影响可能是非线性的。最后，大豆生产者补贴对不同规模农户种植大豆的激励可能存在差异。尽管大多数农户基于利润最大化目标进行种植决策，但不同类型的农户会根据自身禀赋选择不同的目标权重，例如，以非农收入为主的农户对家庭劳动力投入最小化目标设置的权重可能远高于以农业收入为主的农户，其土地经营规模也远低于以农业收入为主的农户。因此，相较于以非农收入为主的小规模农户，以农业收入为主的大规模农户在面临大豆生产者补贴激励时扩种大豆的积极性可能更高。综合上述分析，本文提出研究假说 H1。

H1：大豆生产者补贴对农户种植大豆具有正向影响，政策激励效果存在动态效应；相较于小规模农户，大豆生产者补贴对大规模农户的影响更大。

（二）大豆生产者补贴与农户土地转入

在产权理论下，清晰界定的产权是市场交易的基本前提，对经济系统运行发挥着激励和提高资源配置效率的作用（科斯，2014）。中国的多次农业补贴政策改革也都是紧紧依据产权理论开展的。从现实情况来看，始于 2013 年的“三权分置”改革使农地产权的完整性和安全性水平显著提高，农地流转市场日趋完善（阿布都热合曼·阿布迪克然木等，2020），农户参与农地流转市场的积极性也广泛提高。在此基础上，农业补贴政策以土地为核心进行了多次改革。以“三项补贴”（农作物良种补贴、种粮农民直接补贴和农资综合补贴）为例，这些补贴政策在实施之初要求按农户的实际种植面积发放补贴，但基层政府在实际执行过程中为节约成本，逐渐将二轮土地承包面积作为发放依据，即以土地承包权为发放依据（杨青等，2022）。虽然 2016 年“三项补贴”被整合为“农业支持保护补贴”，但由于农户已在心理上形成了政策惯性，整合后的农业支持保护补贴仍按二轮土地承包面积基于原渠道发放（冷博峰等，2021）。与之不同，大豆生产者补贴的补贴对象明确规定为大豆的实际生产者，即以土地经营权为发放依据。也就是说，农户无论耕种的是自家土地还是转包而来的承包地，大豆生产者补贴都由实际生产者获得，而获得这项补贴的前提就是种植大豆这一作物。因此，在农户土地资源禀赋不足以及补贴激励的影响下，农户倾向于转入更多土地种植大豆。

此外，与农业支持保护补贴政策下以农户每年不变的承包地面积为发放依据不同的是，大豆生产者补贴政策下农户根据每年变动的大豆实际种植面积获得补贴资金。若农户扩大或减少了当年的大豆种植面积，行政村则需要核实大豆实际生产者的种植面积并将其作为补贴发放依据。例如，黑龙江省 2020 年规定：在合法实际种植面积申报核实过程中，由当地统计部门牵头会同农业农村部门等相

关部门通过自下而上的形式，开展玉米和大豆合法实际种植面积的申报、核实、汇总、上报等工作^①。在此操作流程下，大豆生产者补贴一般不会在后期发放过程中演化为以二轮土地承包面积为发放依据。这在近年来东北地区大豆生产者补贴的实际发放过程中也得到验证。值得注意的是，尽管向谁补贴并不意味着获得补贴的人就是实际获益者（Alston and James, 2002），但大豆生产者补贴既定方案和补贴发放给实际生产者这一事实将会进一步增加实际经营方在补贴收益中的分配比例（冷博峰等, 2021），将更有利于农户转入更多土地种植大豆。据此，本文提出研究假说 H2。

H2: 大豆生产者补贴激励农户通过转入更多土地的方式扩种大豆。

（三）大豆生产者补贴与农户种植结构调整

由上述分析可知，大豆生产者补贴的发放程序决定了补贴后期演化为以二轮承包地面积为发放依据的可能性较低，因此，大豆生产者补贴政策下农户的大豆扩种行为符合追求利润最大化的理性小农逻辑。尽管中国农村土地流转市场的不断发育催生了一大批新型农业经营主体，但大部分小农户仍具有规模小、经营分散、抗风险能力差、竞争力弱等弱质性特征（靳雯和吴春梅, 2020），特别是在近年来农村土地流转租金持续走高的现实困境下（王倩等, 2021），小规模农户在面临高额大豆生产者补贴时更倾向于在保持原有土地经营规模的基础上，通过调整种植结构的方式获取更高利润。前文中提到大豆和玉米是东北地区的主要竞争作物，因此，农户种植结构的调整具体表现为扩大大豆播种面积、减少玉米播种面积。此外，大规模农户在转入土地过程中也不可避免地面临种植结构调整的问题。因此，无论是小规模农户还是大规模农户，在面临大豆生产者补贴时都可能会调整种植结构，但两者调整种植结构的程度有所差异。一般来说，小农户在保持原有土地经营规模不变的基础上改变种植结构，而大规模农户则通过转入土地的方式改变种植结构。据此，本文提出研究假说 H3。

H3: 大豆生产者补贴促使农户通过改变种植结构的方式扩种大豆，不同规模农户调整种植结构的程度存在差异。

三、数据来源、变量与模型

（一）数据来源

本文研究所用数据来自农业农村部全国农村固定观察点调查数据。全国农村固定观察点调查体系是 1984 年经中共中央书记处批准建立的农村社会经济典型调查系统，于 1986 年正式建立并持续运行至今。该调查覆盖了全国 31 个省（区、市）360 个村的 23000 多个农牧户，调查内容涵盖农户的家庭成员及就业、全年收支、农业补贴、农业生产经营、农地利用与流转等方面。由于该调查数据的稳定性高、覆盖范围广、样本容量大、调查指标丰富等优势，近年来国内外学者使用该数据开展了广泛的研究（例如 Chari et al., 2021；盖庆恩等, 2021；许庆等, 2020b；高晶晶和史清华, 2021）。该调查数据对于开展微观农户层面的研究具有较强的代表性。除 1992 年和 1994 年因故未进行调查外，该调

^① 《黑龙江省财政厅等五部门关于印发〈黑龙江省 2020—2022 年玉米和大豆生产者补贴工作实施方案〉的通知》，https://www.hrbyl.gov.cn/art/2021/7/21/art_28304_1212287.html。

查系统至今已追踪农户 30 多年。

由于东北地区于 2017 年实施了大豆生产者补贴政策改革,初步建立起生产者补贴政策体系,因此,样本选取的时间段以涵盖大豆生产者补贴政策实施前与实施后的时间为佳,这样会更有利于分析补贴政策改革前后农户种植大豆行为的区别。前文中笔者已阐述了大豆生产者补贴的特殊性,但对农户而言,大豆生产者补贴与目标价格补贴均按大豆的实际种植面积发放,两种补贴引导农户生产的作用机制也基本一致,二者的根本区别在于生产者补贴体系较充分地考虑了大豆和玉米之间的比较收益,更强调大豆和玉米之间差异化的补贴标准。因此,本文利用全国农村固定观察点 2016—2020 年的 5 期面板数据考察大豆生产者补贴政策实施对农户土地投入决策的影响^①,研究对象为东北地区的大豆和玉米种植户,使用的农户样本共计 11324 个。

(二) 变量定义与描述性统计

基于前文理论分析,本文选取农户大豆播种面积、土地转入和种植结构作为结果变量,来度量农户的土地投入决策行为。其中,土地转入包括是否转入和转入面积两个变量。若农户当年种植大豆土地中存在转入地,是否转入变量就赋值为 1;否则,赋值为 0。转入面积用农户当年种植大豆土地中转入地的面积来衡量。由于农村固定观察点调查农户问卷中缺少该变量,笔者运用农户种植大豆的土地租赁费用和土地流转每亩租金对该变量取值进行估算。土地流转每亩租金根据农户的转入地支出和年末转入地面积计算,但考虑到村庄内土地租金大体一致且为了避免异常值干扰,计算出农户的土地流转每亩租金后在村级层面取均值。种植结构用农户大豆播种面积占大豆和玉米总播种面积的比例(后文简称“大豆面积占比”)来反映。一般来说,种植结构用某一作物占农作物总播种面积或粮食作物播种面积的比例来衡量,但考虑到东北地区水稻和小麦的种植面积趋于稳定,作物种植条件受光热和水资源条件限制较大,本文研究中的农户种植结构主要考虑大豆和玉米这两大作物的相对结构。

核心解释变量是大豆生产者补贴,即农户层面的亩均大豆生产者补贴。该变量的取值根据农户获得的大豆生产者补贴总额和大豆播种面积计算得到。需要说明的是,2016 年东北地区尚未实施大豆生产者补贴,但农户可以获得一定金额的大豆目标价格补贴,因此,2016 年大豆生产者补贴这一变量的取值为农户每亩实际获得的大豆目标价格补贴,2017—2020 年该变量的取值为农户每亩实际获得的大豆生产者补贴。

一般来说,生产者补贴通过改变作物之间的比较收益来影响农户的土地投入决策,但单一农户的土地投入决策不会反向影响生产者补贴标准,这是因为:东北地区以省或县(市、区)为单位统一确定生产者补贴标准,在小农经营模式下,地区内的农户数量较多,单一农户的种植面积还未大到足以影响所在地区的补贴标准。因此,从补贴政策的设计来说,本文的核心解释变量与被解释变量不会存在反向因果造成的内生性问题。然而,在模型估计中,核心解释变量是农户获得的亩均大豆生产者补贴,而并非各地区统一实行的大豆生产者补贴标准。对于经营自家耕地的小农户来说,他们获得的亩均大豆生产者补贴一般与所在地区统一的补贴标准相一致;但对于规模户来说,他们耕种的大部分土

^①样本选取的时间段覆盖大豆生产者补贴政策实施的前 1 年和后 4 年,即 2016—2020 年,共 5 年。

地是流转而来的，他们对流转而来的土地仅拥有经营权，极有可能得不到大豆生产者补贴，因为此前当地有可能已形成了补贴由土地承包者而非土地经营者获得的惯例（韩昕儒和张宁宁，2020）。也就是说，不同规模农户获得的亩均大豆生产者补贴可能存在差异，大豆种植规模可能会影响农户实际获得的亩均补贴额，导致核心解释变量与被解释变量存在反向因果关系。因此，本文在模型中控制核心解释变量的滞后项，即农户上一年获得的亩均大豆生产者补贴。这样做主要出于以下考虑：从东北地区农户的种植过程来看，农户一般在每年四五月份播种大豆或玉米，尽管播种前有关部门会发布每年大豆和玉米补贴的相关信息，但实际的大豆生产者补贴标准是在每年九月初公布的。也就是说，农户在四五月份做出的生产决策不仅取决于他们当年播种前的期望补贴，还取决于他们之前年份实际获得的大豆生产者补贴。由于大豆生产者补贴标准每年都变化，本文主要控制上一年的大豆生产者补贴，即核心解释变量的滞后1期（变量名称为“滞后1年的大豆生产者补贴”）。

控制变量包括农户的家庭特征和生产特征。其中：家庭特征变量包括家庭劳动力数量、农业固定资产和农业收入占比，生产特征变量包括轮作补贴、玉米生产者补贴、稻谷生产者补贴、经营承包地面积、经营地块数量、大豆价格、玉米价格和稻谷价格。需要说明的是，尽管水稻种植受到光热资源和水资源等条件的限制，但中央为了保障东北地区水稻种植者的基本收益，于2018年正式将水稻纳入生产者补贴作物范畴，针对地表水和地下水灌溉的水稻分别设定相应的补贴标准^①。补贴后的水稻也将与大豆争夺土地资源，因此，本文在模型中加入稻谷生产者补贴这一控制变量。考虑到粮食出售价格的异常值问题，本文在分析时分年份对同一县（市、区）内的粮食出售价格取均值。另外，本文借鉴许庆等（2021）的做法，对粮食出售价格、补贴金额和农业固定资产等价值类变量进行指数化平减，平减指数分别为种植业产品生产价格指数、农村居民人均可支配收入指数和农业生产资料价格指数^②；在模型估计中，对面积、补贴金额和农业固定资产变量均做取对数处理。

变量的含义及描述性统计见表1。

表1 变量含义及描述性统计

变量类型	变量名称	变量含义及赋值	均值	标准差
被解释变量	大豆播种面积	农户种植大豆面积（亩）	29.10	39.49
	是否转入	农户是否转入土地种植大豆：是=1，否=0	0.30	0.46
	转入面积	农户种植大豆土地中转入地的面积（亩）	13.21	43.47
	大豆面积占比	大豆播种面积占大豆和玉米总播种面积的比例（%）	0.58	0.31
核心解释变量	大豆生产者补贴	农户获得的亩均大豆生产者补贴（元/亩）	154.73	114.65
家庭特征变量	家庭劳动力数量	家庭从事农业和非农经营的人口数量（人）	2.11	0.85
	农业固定资产	农户拥有的农业生产性固定资产原值（元）	22767	39837
	农业收入占比	农户农业经营收入占全年总收入的比例（%）	0.50	0.33

^① 《黑龙江稻谷补贴资金发放工作启动》，http://www.moa.gov.cn/xw/qg/201812/t20181210_6164600.htm。

^② 指数来源：《中国统计年鉴》（2017—2021年，历年）。

(续表 1)

生产特征变量	轮作补贴	农户亩均获得的轮作补贴 (元/亩)	13.92	46.02
	玉米生产者补贴	农户获得的亩均玉米生产者补贴 (元/亩)	82.45	69.42
	稻谷生产者补贴	农户获得的亩均稻谷生产者补贴 (元/亩)	22.77	41.09
	经营承包地面积	农户经营土地中二轮承包土地的面积 (亩)	16.78	20.47
	经营地块数量	农户经营的地块数量 (块)	4.55	3.86
	大豆价格	农户出售大豆的价格 (元/千克)	3.12	0.51
	玉米价格	农户出售玉米的价格 (元/千克)	1.50	0.36
	稻谷价格	农户出售稻谷的价格 (元/千克)	3.77	0.83

(三) 估计策略

为验证大豆生产者补贴对农户土地投入决策的影响, 本文通过建立计量模型来检验大豆生产者补贴对农户大豆播种面积的影响及其机制。此外, 为增加模型估计结果的稳健性和可靠性, 本文还对模型进行了内生性处理和稳健性检验。

1. 基准模型设置。基于面板数据, 本文借鉴杨青等 (2022)、陈东和秦子洋 (2022) 的研究方法, 构建双向固定效应模型检验大豆生产者补贴对农户大豆播种面积的影响。该模型既能控制个体固定效应, 即不随时间变化但因个体而异的遗漏变量, 例如户主性别、学历等; 又能控制时间固定效应, 即不随个体变化但随时间变化的变量, 例如某一年所有农户在生产中受到的外部冲击, 从而在一定程度上缓解内生性问题。模型设定形式如下:

$$soyarea_{it} = \beta_0 + \beta_1 soysubsidy_{it} + \gamma Z_{it} + \mu_i + D_t + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

(1) 式中: $soyarea_{it}$ 表示第 i 个农户第 t 期的大豆播种面积; $soysubsidy_{it}$ 表示第 i 个农户第 t 期获得的亩均大豆生产者补贴; Z_{it} 为控制变量, 包括家庭特征和生产特征变量; μ_i 为个体固定效应, 用来控制不随时间变化的个体遗漏变量; D_t 为年份虚拟变量, 可以控制不随个体变化但随时间变化的遗漏变量; ε_{it} 是随机扰动项。

2. 动态效应。为了考察大豆生产者补贴的动态效应, 本文借鉴许庆等 (2021) 的方法, 使用交叉项模型来评估大豆生产者补贴对农户大豆播种面积的影响。模型设定形式如下:

$$soyarea_{it} = \omega_0 + \sum_{t=2016}^{2020} \omega_t (soysubsidy_{it} \times year_t) + \tau Z_{it} + \mu_i + D_t + \psi_{it} \quad (2)$$

(2) 式中, $year_t$ 为年份虚拟变量, 其他变量的含义同 (1) 式。本文重点关注大豆生产者补贴与补贴年份交叉项系数的大小和显著性。

3. 机制检验。前文指出, 大豆生产者补贴政策的实施主要通过土地转入和种植结构调整两条路径影响农户的大豆播种面积, 本文将依次进行检验。

①大豆生产者补贴对农户土地转入的影响。样本中大量农户没有转入土地种植大豆, 使转入面积变量的取值存在大量 0 值, 所以采用 OLS 回归可能会得到不一致的估计。虽然 Tobit 模型可以较好地解决被解释变量存在大量归并数据的问题, 但该模型对随机扰动项分布的依赖性较强, 也就是说, 若

扰动项不服从正态分布或存在异方差, 准最大似然估计将不一致 (陈强, 2014)。因此, 本文借鉴 Cragg (1971) 提出的两部分模型检验大豆生产者补贴对农户转入土地种植大豆的影响, 具体包括两个阶段:

第一阶段: 农户决定是否转入土地种植大豆。由于该变量是二值变量, 因此使用所有样本数据来估计 Probit 模型。设定模型形式如下:

$$Prob(rentsoy_dum_{it}) = \Phi(\alpha_0 + \alpha_1 soysubsidy_{it} + \theta Z_{it} + \mu_i + D_t) \quad (3)$$

(3) 式中, $rentsoy_dum_{it}$ 代表农户 i 第 t 期是否转入土地种植大豆, 其他变量的含义与 (1) 式相同。

第二阶段: 决定转入土地种植大豆的农户的转入地面积。在这一阶段, 只对转入土地种植大豆的农户样本进行 OLS 估计。设定模型形式如下:

$$rentsoy_{it} = \lambda_0 + \lambda_1 soysubsidy_{it} + \eta Z_{it} + \mu_i + D_t + \varphi_{it} \quad (4)$$

(4) 式中, $rentsoy_{it}$ 代表农户 i 第 t 期转入土地种植大豆的面积, 其他变量的含义同 (1) 式。

②大豆生产者补贴对农户种植结构的影响。为了考察大豆生产者补贴对农户种植结构的影响, 设定模型形式如下:

$$per_soy_{it} = \rho_0 + \rho_1 soysubsidy_{it} + \sigma Z_{it} + \mu_i + D_t + \pi_{it} \quad (5)$$

(5) 式中, per_soy_{it} 为农户 i 第 t 期的大豆面积占比, 其他变量的含义同 (1) 式。

(四) 稳健性检验

考虑到农业的弱质性和中国大豆产业发展的特殊性, 特别是中国大豆自给率低和对外贸易依存度高的状况, 国内大豆产业发展政策对农户种植大豆的支持力度不断加强。各项支持政策都可能改变农户的大豆种植决策, 从而对本文评估大豆生产者补贴政策的效果形成干扰, 即难以剥离生产者补贴政策对农户种植大豆的影响。需要指出的是, 在本文使用的农业农村部全国农村固定观察点数据中, 样本农户大多为小规模农户。以 2015 年为例, 农户年末平均经营耕地面积为 7.07 亩^①, 以家庭农场、合作社为代表的新型农业经营主体较少。一般来说, 生产者补贴之外的其他政策干预和行政强制较多地通过补贴大户的方式对较大规模农户产生影响, 而对小规模农户的影响较弱, 因此, 本文使用的数据可以在一定程度上减少其他政策干预对农户大豆种植的影响。此外, 影响被解释变量的因素很多, 有些因素可能同时影响核心解释变量, 若这些因素没有被纳入模型或无法度量, 就可能造成解释变量与扰动项相关, 从而使模型存在内生性问题。为此, 本文采用 3 种方法解决可能存在的内生性问题, 包括替换变量、选取工具变量和使用平衡面板数据, 以期得到一致的估计参数。下面主要对前两种方法进行说明。

1. 替换变量。替换变量是处理内生性的重要方法, 即选择能够代表核心解释变量的其他变量来替换核心解释变量。尽管不同县 (市、区) 和省份之间的亩均大豆生产者补贴存在差异, 但同一县 (市、区) 的亩均补贴差异不会过大。另外, 亩均大豆生产者补贴越高, 农户获得的补贴总额也越高。因此,

^①数据来源: 中共中央政策研究室、农业部农村固定观察点办公室, 2017: 《全国农村固定观察点调查数据汇编 (2010—2015 年)》, 北京: 中国农业出版社, 第 106 页。

县级层面农户获得的亩均大豆生产者补贴和农户获得的生产者补贴总额可以作为农户亩均大豆生产者补贴的代理变量。后文为了简化起见，将这两个变量简称为“县级层面大豆生产者补贴”和“大豆生产者补贴总额”。

2.工具变量。尽管本文通过固定效应模型控制了不可观测的个体效应和时间效应，但仍可能遗漏关键变量从而导致估计结果有偏，而工具变量是社会科学定量分析中解决内生性问题的重要手段（陈云松，2012）。对于本文来说，合适的工具变量应与农户获得的大豆生产者补贴高度相关而与农户大豆播种面积无关。在生产者补贴资金发放过程中，除黑龙江省实行全省统一的补贴标准外，其余3个省份（吉林省、辽宁省、内蒙古自治区）均采用分级下拨方式，最终各县（市、区）按照当年大豆实际播种面积等指标确定本地区农户每亩可获得的补贴标准（宫斌斌等，2021）。基于上述分析以及数据获取难度，本文选取当年地级市大豆播种面积作为工具变量。一方面，由于中央对省、省对地级市明确了大豆基期播种面积^①，因此地级市每年获得的大豆生产者补贴总额基本不变，但是，对于某一地级市来说，大豆实际播种面积越大，亩均大豆生产者补贴就越低。可见，当年地级市层面的大豆实际播种面积与每亩大豆生产者补贴紧密相关，满足工具变量的相关性要求。另一方面，从实际情况来看，当年地级市的大豆播种面积与某一农户实际的大豆播种面积基本无关，满足工具变量的外生性要求。

四、模型估计结果

（一）初步描述性分析

在进行模型估计之前，笔者首先基于2016—2020年的农户数据，初步判断大豆生产者补贴对农户土地投入决策的影响。表2显示了2016—2020年东北地区样本农户获得的大豆和玉米生产者补贴以及大豆种植情况。从表2可以看出，自2018年起，大豆生产者补贴标准比玉米生产者补贴标准每亩高出140元以上，体现了大豆和玉米之间差异化的补贴标准。从大豆播种面积来看，2016—2020年东北地区农户平均的大豆播种面积变化明显，但与每亩大豆生产者补贴的变动趋势不一致。这有待于控制其他因素后识别大豆生产者补贴对农户大豆播种面积的影响。从影响农户大豆播种面积的两条路径来看，尽管转入农地种植大豆的农户比例变化不大，但农户种植大豆的转入地面积变化较大，且与大豆播种面积变化趋势基本一致；农户大豆面积占比的变动趋势也与大豆播种面积的变化趋势相一致。由此可见，大豆生产者补贴可能通过促进农户转入土地和提高大豆面积占比来实现农户扩种大豆。当然，这一推断还需要更为严谨的实证分析来验证。

^①由于黑龙江省补贴标准全省统一，因此黑龙江省以省为单位设定大豆基期播种面积，2020—2022年保持不变（《黑龙江省财政厅等五部门关于印发〈黑龙江省2020—2022年玉米和大豆生产者补贴工作实施方案〉的通知》，https://czt.hlj.gov.cn/czt/c110873/202010/c00_30603615.shtml；其余3个省份以地级市为单位确定大豆基期播种面积，2020—2022年保持不变（以辽宁省为例，参见《辽宁省农业农村厅 辽宁省财政厅关于2020年玉米大豆和稻谷生产者补贴有关事项的通知》，<http://www.jzth.gov.cn/info/1230/9284.htm>）。

表2 2016—2020年东北地区样本农户获得的生产者补贴和大豆生产变动

变量名称	2016年	2017年	2018年	2019年	2020年
大豆生产者补贴(元/亩)	17.71	112.83	211.67	199.28	187.67
玉米生产者补贴(元/亩)	127.57	115.47	63.92	56.27	37.98
大豆播种面积(亩)	19.46	32.60	26.01	27.62	34.91
是否转入(是=1,否=0)	0.31	0.32	0.30	0.32	0.27
转入面积(亩)	11.32	18.03	6.85	18.48	10.83
大豆面积占比(%)	0.51	0.64	0.55	0.57	0.60

注:2016年大豆生产者补贴变量的取值是农户获得的大豆目标价格补贴,2017—2020年该变量的取值是农户获得的大豆生产者补贴。

(二) 基准回归结果

1. 基准回归分析。表3汇报了大豆生产者补贴影响农户大豆播种面积的模型估计结果,其中,回归1是基准模型的估计结果。从基准回归结果来看,在控制其他因素后,大豆生产者补贴在1%的统计水平上显著,且系数为0.706。这意味着,大豆生产者补贴每提高1%,大豆播种面积会增加0.706%,证实了大豆生产者补贴有助于实现大豆扩种,即能够显著增加农户的大豆播种面积。因此,研究假说H1部分地得到验证。

表3 大豆生产者补贴影响农户大豆播种面积的模型估计结果

变量或指标名称	被解释变量:大豆播种面积(取对数)					
	回归1 基准回归		回归2 替换核心解释变量1		回归3 替换核心解释变量2	
	系数	标准误	系数	标准误	系数	标准误
大豆生产者补贴(取对数)	0.706***	0.008				
县级层面大豆生产者补贴(取对数)			0.040***	0.009		
大豆生产者补贴总额(取对数)					0.412***	0.006
滞后1年的大豆生产者补贴(取对数)	-0.026***	0.007	-0.134***	0.011	-0.045***	0.008
家庭劳动力数量	0.002	0.018	0.034	0.028	0.013	0.021
农业固定资产(取对数)	0.001	0.003	0.003	0.004	0.003	0.003
农业收入占比	0.089*	0.051	0.071	0.076	0.028	0.057
轮作补贴(取对数)	0.001	0.001	0.006***	0.001	0.002***	0.001
玉米生产者补贴(取对数)	-0.041***	0.005	-0.049***	0.008	-0.027***	0.006
稻谷生产者补贴(取对数)	-0.001	0.014	0.045**	0.021	0.016	0.016
经营承包地面积(取对数)	0.018**	0.007	0.037***	0.010	0.014*	0.008
经营地块数量	0.074***	0.011	0.185***	0.016	0.096***	0.012
大豆价格	0.089***	0.021	0.049	0.031	0.068***	0.023
玉米价格	-0.006	0.036	0.038	0.054	-0.033	0.040
稻谷价格	-0.003	0.004	-0.012*	0.006	-0.003	0.005
家庭和年份固定效应	已控制		已控制		已控制	

(续表 3)

常数项	-2.612***		0.102		-2.788***	
R ² 值	0.557	0.134	0.484	0.144	-2.627***	0.111
观测值	8693		8693		8693	

注：①*、**和***分别表示 10%、5%和 1%的显著性水平；②放入滞后 1 年的大豆生产者补贴变量后，样本量由 11324 个减少至 8693 个。

2.动态效应分析。表 4 汇报了大豆生产者补贴的动态效应。从表 4 的结果看，大豆生产者补贴与不同年份虚拟变量的交互项均在 1%的统计水平上显著，但系数大小存在差异，表明大豆生产者补贴的政策效应随时间的变化而变化，也部分地验证了研究假设 H1。具体来看，在补贴政策实施第一年，大豆生产者补贴每提高 1%，大豆播种面积增加 0.697%，但补贴政策实施第二年的政策效果较第一年有所下降。这可能是由于：大豆种植户第一年实际收到的大豆生产者补贴低于其期望值，降低了农户第二年继续扩种大豆的积极性。此后两年，补贴的扩种效应逐年提升，说明大豆生产者补贴标准在实施过程中呈现动态调整的趋势，与此同时，农户也根据政策变动及时改变生产决策，体现了其理性经济人的特点。

表 4 大豆生产者补贴影响农户大豆播种面积的模型估计结果：动态效应

变量或指标名称	被解释变量：大豆播种面积	
	估计系数	标准误
大豆生产者补贴×2017年	0.697***	0.014
大豆生产者补贴×2018年	0.604***	0.012
大豆生产者补贴×2019年	0.628***	0.010
大豆生产者补贴×2020年	0.682***	0.013
滞后1年的大豆生产者补贴	-0.036***	0.009
控制变量	已控制	
家庭和年份固定效应	已控制	
常数项	-2.290***	0.094
R ² 值	0.603	
观测值	8693	

注：①***表示 1%的显著性水平；②控制变量同表 3，限于篇幅，未报告控制变量的回归结果；③大豆播种面积和大豆生产者补贴变量均取对数。

(三) 稳健性检验结果

1.替换核心解释变量。如前文所述，为了检验基准回归结果的稳健性，本文分别将大豆生产者补贴变量替换为县级层面大豆生产者补贴变量和大豆生产者补贴总额变量。替换核心解释变量后的估计结果见表 3 的回归 2 和回归 3。结果显示，替换后的核心解释变量均在 1%的统计水平上显著，且系数为正。可见，本文的估计结果是可信的，即大豆生产者补贴有助于实现农户扩种大豆的结果是可靠的。

2.采用工具变量法。如前文所述，本文选择地级市大豆播种面积作为大豆生产者补贴的工具变量，

对基准回归结果进行稳健性检验。表 5 的回归 4 报告了使用工具变量后大豆生产者补贴影响农户大豆播种面积的估计结果。从第一阶段的回归结果看，地级市大豆播种面积在 5% 的统计水平上显著。为进一步检验工具变量是否与内生变量存在弱相关，本文使用 Cragg-Donald Wald F 统计量进行弱工具变量检验。检验结果显示，该统计量（17.341）高于 Stock and Yogo（2005）所建议的 10% 显著性水平下拒绝弱工具变量假设的临界值（16.38），说明不存在弱工具变量问题。第二阶段的估计结果显示，大豆生产者补贴在 1% 的统计水平上显著，且系数为正，说明大豆生产者补贴每提高 1%，农户的大豆播种面积提高 0.923%。可见，大豆生产者补贴政策的激励效果明显，显著提高了农户种植大豆的积极性。

3. 使用平衡面板数据。尽管非平衡面板数据对固定效应模型的使用并无影响，但考虑到追踪样本缺失可能导致样本代表性存在系统性偏误问题（程诚和柯希望，2022），本文剔除某些年份数据缺失的农户样本，使用平衡面板数据对基准估计结果进行稳健性检验，结果见表 5 的回归 5。结果显示，大豆生产者补贴对农户大豆播种面积具有正向的促进作用，且影响在 1% 的统计水平上显著。进一步地，回归 6 报告了对平衡面板数据采用工具变量法进行回归的结果。估计结果显示，在考虑了内生性问题后，大豆生产者补贴对农户大豆播种面积依然具有显著的正向影响。可见，本文的估计结果是比较稳健的。

表 5 大豆生产者补贴影响农户大豆播种面积的估计结果：稳健性检验

变量或指标名称	被解释变量：大豆播种面积（取对数）					
	回归4 非平衡面板数据+工具 变量法		回归5 平衡面板数据		回归6 平衡面板数据+工具 变量法	
	估计系数	标准误	估计系数	标准误	估计系数	标准误
大豆生产者补贴（取对数）	0.923***	0.330	0.689***	0.008	1.032**	0.435
滞后1年的大豆生产者补贴（取对数）	0.168*	0.092	0.004	0.008	0.175*	0.104
控制变量	已控制		已控制		已控制	
家庭和年份固定效应	已控制		已控制		已控制	
常数项			-2.297***	0.097		
R ² 值	-0.934		0.569		-2.268	
观测值	8564		7736		7736	
	工具变量估计第一阶段回归结果					
地级市大豆播种面积	0.052**	0.022			0.043*	0.024
弱工具变量检验	17.341				26.071	

注：①*、**和***分别表示 10%、5%和 1%的显著性水平；②控制变量同表 3，限于篇幅，未报告控制变量的回归结果。

五、进一步分析

（一）影响机制分析

前文回归结果显示，大豆生产者补贴显著提高了农户的大豆播种面积，但该补贴政策如何发挥作用促进农户扩种大豆更值得探讨。根据前文分析，在大豆生产者补贴政策的激励下，农户可能会转入土地或调整种植结构，以改变大豆播种面积，实现利润最大化的目标。在该部分，本文将对此进行验证。为保证估计结果的稳健性，本文采用双向固定效应模型对平衡面板数据进行回归，结果见表 6。

表 6 大豆生产者补贴对农户大豆种植的影响机制模型的估计结果

变量或指标名称	(1) 是否转入		(2) 转入面积（取对数）		(3) 大豆面积占比	
	系数	标准误	系数	标准误	系数	标准误
大豆生产者补贴（取对数）	-0.109***	0.002	0.866***	0.011	0.069***	0.001
滞后1年的大豆生产者补贴（取对数）	0.015***	0.002	-0.036***	0.008	-0.011	0.001
控制变量	已控制		已控制		已控制	
家庭和年份固定效应	已控制		已控制		已控制	
常数项	0.984***	0.024	-2.451***	0.076	0.093***	0.019
R ² 值	0.519		0.540		0.344	
观测值	7736		1934		7736	

注：①**和***分别表示 5%和 1%的显著性水平；②（1）列的系数是平均边际效应；③控制变量同表 3，限于篇幅，未报告控制变量的回归结果。

从土地转入这一路径来看，虽然大豆生产者补贴显著降低了农户转入土地种植大豆的概率，但显著增加了农户种植大豆土地中的转入面积。具体来说，大豆生产者补贴每提高 1%，农户转入土地种植大豆的概率降低 10.9%，但种植大豆土地中的转入面积增加 0.866%。对于这一看似矛盾的结果，可能的解释是：一方面，在中国实行农村土地“三权分置”的制度背景下，大豆生产者补贴在土地承包权和经营权之间进行贴现分配，补贴在土地承包权上的贴现转化为地租，而在地租上涨的压力下，农户转入土地的概率降低；另一方面，已转入土地的农户可能具备较强的交易谈判能力或拥有更多的资金积累，在大豆生产者补贴政策的激励下，这部分农户有机会在原有转入地的基础上转入更多土地种植大豆，从而增加种植大豆土地中的转入地面积。因此，研究假说 H2 得到验证。

从种植结构调整这一路径来看，大豆生产者补贴显著提高了农户的大豆面积占比。表 6（3）列的结果显示，大豆生产者补贴每提高 1%，农户的大豆面积占比提高 6.9%。这意味着，相对于转入土地这一路径，农户更倾向于通过调整种植结构来增加大豆的播种面积。至此，研究假说 H3 也部分地得到验证。

（二）异质性分析

从前文结果可知，大豆生产者补贴政策的激励效果显著，农户主要通过增加土地转入面积和提高大豆面积占比这两条路径来实现大豆扩种。然而，农户扩种大豆的根本动机来自种植大豆所获得的净

利润，而净利润又受到农户的资源禀赋、当地的自然条件和产业基础等因素影响。因此，不同规模的农户在面对大豆生产者补贴政策时可能会有不同的反应，并最终影响大豆生产者补贴政策的整体实施效果。鉴于此，本文按照土地经营规模对样本农户进行分组回归。具体来说，根据农户年末经营耕地面积大小将样本农户分为小规模、中等规模和较大规模三组^①，并分别进行回归，结果见表 7。

表 7 大豆生产者补贴影响农户土地投入决策的估计结果：分组回归

被解释变量	解释变量	(1)		(2)		(3)	
		小规模农户		中等规模农户		较大规模农户	
		系数	标准误	系数	标准误	系数	标准误
大豆播种面积	大豆生产者补贴×2017年	0.604***	0.020	0.789***	0.025	0.833***	0.029
	大豆生产者补贴×2018年	0.561***	0.016	0.685***	0.019	0.688***	0.022
	大豆生产者补贴×2019年	0.621***	0.016	0.620***	0.018	0.729***	0.023
	大豆生产者补贴×2020年	0.670***	0.018	0.660***	0.020	0.763***	0.023
是否转入	大豆生产者补贴×2017年	-0.164***	0.006	-0.144***	0.006	-0.120***	0.007
	大豆生产者补贴×2018年	-0.156***	0.005	-0.136***	0.005	-0.111***	0.006
	大豆生产者补贴×2019年	-0.169***	0.005	-0.132***	0.004	-0.096***	0.006
	大豆生产者补贴×2020年	-0.160***	0.006	-0.138***	0.005	-0.093***	0.006
转入面积	大豆生产者补贴×2017年	1.018	0.000	1.071***	0.022	0.964***	0.034
	大豆生产者补贴×2018年	—	—	0.898***	0.025	0.768***	0.026
	大豆生产者补贴×2019年	—	—	0.644***	0.040	0.783***	0.025
	大豆生产者补贴×2020年	0.814	0.000	0.948***	0.052	0.856***	0.025
大豆面积占比	大豆生产者补贴×2017年	0.063***	0.005	0.079***	0.005	0.088***	0.005
	大豆生产者补贴×2018年	0.080***	0.004	0.079***	0.004	0.051***	0.003
	大豆生产者补贴×2019年	0.090***	0.004	0.074***	0.003	0.065***	0.004
	大豆生产者补贴×2020年	0.087***	0.004	0.076***	0.004	0.069***	0.004

注：①***表示 1% 的显著性水平；②表中的回归均已控制个体和年份固定效应、滞后 1 年的大豆生产者补贴、家庭特征和生产特征变量，限于篇幅，仅报告核心解释变量的回归结果；③由于某些年份小规模农户转入土地的样本较少，回归结果中有变量的系数缺失；④大豆播种面积、转入面积和大豆生产者补贴变量均取对数。

从大豆生产者补贴对农户大豆播种面积的影响来看，大豆生产者补贴对较大规模农户扩种大豆的激励效果最强，部分地验证了研究假说 H1。无论是小规模、中等规模还是较大规模农户，大豆生产者补贴对扩大大豆播种面积的激励效果随时间推移均呈现先减弱后增强的态势，说明不同规模农户都会根据补贴政策变化及时调整生产决策，以实现农业生产的利润最大化。

从大豆生产者补贴对农户土地转入的影响来看，大豆生产者补贴对不同规模农户转入土地种植大豆的概率均有负向影响，但对较大规模农户的负向影响最小、对小规模农户的负向影响最大。这一结

^①笔者对 2016—2020 年样本农户按照年末经营耕地面积进行三等分，得到三等分点上的值为 10 亩和 28 亩，并据此将样本农户分为小规模、中等规模和较大规模三组。

果与小规模农户较少转入土地而较大规模农户较多参与土地流转的现实情况相符。从大豆生产者补贴对农户种植大豆土地中转入地面积的影响来看，小规模农户样本组中补贴与年份的交叉项不显著，这表明，即使在大豆生产者补贴政策的激励下，小农户也较少通过转入土地来扩种大豆，他们更倾向于维持现有的土地经营规模，而中等规模和较大规模农户则倾向于扩大转入地面积来种植大豆。

从大豆生产者补贴对农户种植结构的影响来看，大豆生产者补贴对不同规模农户增加大豆面积占比均起到正向激励作用，但对小规模农户大豆面积占比的正向影响在连续三年逐年增加后有所下降，而对较大规模农户大豆面积占比的正向影响随时间推移呈现先减弱后增强的趋势。这一结果部分地验证了研究假说 H3。这种差异化影响反映了不同规模农户面对大豆生产者补贴政策时会做出不同的种植决策：较大规模农户对农业生产的依赖性较强，所以其生产决策受大豆生产者补贴政策的影响较大，这表现为他们更加倾向于通过土地转入和种植结构调整来扩种大豆；小农户的农业收入占比较低，即使在大豆生产者补贴政策的激励下，他们也不会轻易扩大经营规模，而更可能通过调整种植结构的方式来扩种大豆。

总体上看，大豆生产者补贴对较大规模农户扩种大豆的激励效果更强，不同规模农户在补贴政策的激励下表现出差异化的土地转入和种植结构调整行为。如前文所述，由于土地经营权和承包权的分离，较大规模农户可能难以拿到全额补贴，使不同规模农户获得的亩均大豆生产者补贴可能存在差异，由此造成反向因果问题。为了克服这一问题，笔者在回归模型中控制了核心解释变量的滞后项。但从表 7 的回归结果来看，与其他规模农户相比，大豆生产者补贴对较大规模农户大豆播种面积的影响程度更大，但实际上，较大规模农户获得的亩均大豆生产者补贴最低^①。若较大规模农户获得与小规模农户同等金额的亩均大豆生产者补贴，补贴对较大规模农户大豆播种面积的影响程度应该更大。也就是说，如果回归中大豆生产者补贴与农户大豆播种面积互为因果的问题没有被很好地解决，大豆生产者补贴对较大规模农户扩种大豆的作用将会被低估。这也从侧面验证了本文研究结论的可靠性。

六、结论及启示

在中国政府全面夯实粮食安全根基的当下，生产者补贴政策作为保障国内粮食生产和重要农产品供给的关键抓手，其效果的发挥事关国家粮食安全和重要农产品的稳定供给。本文基于农业农村部全国农村固定观察点 2016—2020 年的农户调查数据，从微观层面验证了大豆生产者补贴对农户土地投入决策的影响及其背后的作用机制，并考察了补贴效果的农户经营规模异质性。

本文研究发现：第一，大豆生产者补贴显著扩大了农户的大豆播种面积。这一结果在充分考虑内生性问题后依然成立，且大豆生产者补贴对农户扩种大豆的激励效应随时间推移呈现先减后增的 U 型变化趋势。第二，从农户扩种大豆的实现路径来看，大豆生产者补贴主要通过增加农户土地转入面积和大豆面积占比来激励农户扩种大豆。由于大豆生产者补贴政策的实施使土地转入者面临地租上涨的

^①根据调查数据，不同规模农户获得的亩均大豆生产者补贴有所差异。具体而言，较大规模、中等规模和小规模农户获得的亩均大豆生产者补贴分别为 131.26 元、150.57 元和 150.57 元，即较大规模农户获得的亩均大豆生产者补贴最低。

压力，农户更倾向于通过提高大豆面积占比来扩种大豆。第三，大豆生产者补贴对农户土地投入决策的影响具有规模异质性。大豆生产者补贴对较大规模农户扩种大豆的激励效果显著强于对中等规模和小规模农户的影响；较大规模农户通过转入土地和调整种植结构的方式来扩种大豆，而小农户更倾向于通过调整种植结构的方式来扩种大豆。

上述结论具有重要的政策启示。第一，应继续强化生产者补贴对农户土地投入决策的积极作用，同时加强对生产者补贴政策动态调整。实践及估计结果表明，相较于临时收储和目标价格补贴等价格支持政策，大豆生产者补贴政策对扩种大豆具有显著的激励作用。与此同时，相关部门要根据竞争作物的供给水平、生产成本等因素及时调整补贴标准，在考虑作物比较收益的前提下确保农户的农业生产收益。此外，应警惕农户种植结构过度调整可能带来的玉米供给不足。

第二，需平抑补贴增加带来的土地过度资本化，从而降低农户土地流转成本。目前，大豆生产者补贴政策更依赖于激励农户调整种植结构这一路径来实现大豆扩种，农户转入土地的动力却明显不足，这归根结底在于补贴被较多地转化为地租，造成补贴效率的损失。因此，相关部门要积极引导土地流转双方签订农地租赁合同，使地租维持在较为稳定的区间，同时降低土地的资产属性，通过合理的公共政策保障土地转出方的利益，以减少其对补贴的争夺。

第三，应根据农户经营规模实行差异化的补贴标准，以提高补贴政策效能。只有根据不同规模农户生产条件和特点实施分类补贴，才能引导农户优化生产决策，进而完全实现政策设计的目标。值得注意的是，补贴激励下规模农户关于大豆种植面积的决策调整，既能达到扩种大豆的目的，也能促进土地流转，提高规模效率。因此，在未来的大豆生产者补贴政策改革中，补贴可适当向规模农户倾斜。

参考文献

1. 阿布都热合曼·阿布迪克然木、石晓平、饶芳萍、周月鹏、马贤磊，2020：《“三权分置”视域下产权完整性与安全性对农地流转的影响——基于农户产权认知视角》，《资源科学》第9期，第1643-1656页。
2. 陈东、秦子洋，2022：《人工智能与包容性增长——来自全球工业机器人使用的证据》，《经济研究》第4期，第85-102页。
3. 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240-243页。
4. 陈云松，2012：《逻辑、想象和诠释：工具变量在社会科学因果推断中的应用》，《社会学研究》第6期，第192-216页、第246页。
5. 程诚、柯希望，2022：《收入不平等与城乡居民的身心健康——基于CFPS追踪数据的分析》，《社会发展研究》第1期，第135-156页、第245页。
6. 丁永潮、施海波、吕开宇，2022：《玉米收储制度改革的农户政策响应研究——基于规模异质性的视角》，《干旱区资源与环境》第3期，第22-27页。
7. 盖庆恩、程名望、朱喜、史清华，2020：《土地流转能够影响农地资源配置效率吗？——来自农村固定观察点的证据》，《经济学（季刊）》第5期，第321-340页。
8. 高晶晶、史清华，2021：《中国农业生产方式的变迁探究——基于微观农户要素投入视角》，《管理世界》第12

期, 第 124-134 页。

9. 宫斌斌、杨宁、刘帅, 2021: 《玉米生产者补贴政策实施效果及其完善》, 《农业经济问题》第 10 期, 第 127-138 页。
10. 韩昕儒、张宁宁, 2020: 《补贴政策是否阻碍了粮食种植规模的扩大》, 《农业技术经济》第 8 期, 第 29-39 页。
11. 黄季焜, 2021: 《对近期与中长期中国粮食安全的再认识》, 《农业经济问题》第 1 期, 第 19-26 页。
12. 靳雯、吴春梅, 2020: 《小农经济的生存发展空间及其拓展深化》, 《农村经济》第 7 期, 第 14-21 页。
13. 科斯, 2014: 《企业、市场与法律》, 盛洪、陈郁译, 上海: 格致出版社, 第 1-27 页。
14. 冷博峰、李谷成、冯中朝, 2021: 《从不种地农民也能领取农业补贴谈起——兼论农业“三项补贴”改革后的补贴发放方式》, 《农业经济问题》第 5 期, 第 54-65 页。
15. 刘莹、黄季焜, 2010: 《农户多目标种植决策模型与目标权重的估计》, 《经济研究》第 1 期, 第 148-157 页、第 160 页。
16. 阮荣平、刘爽、郑风田, 2020a: 《新一轮收储制度改革导致玉米减产了吗: 基于 DID 模型的分析》, 《中国农村经济》第 1 期, 第 86-107 页。
17. 阮荣平、刘爽、刘力、郑风田, 2020b: 《玉米收储制度改革对家庭农场经营决策的影响——基于全国 1942 家家农场两期跟踪调查数据》, 《中国农村观察》第 4 期, 第 109-128 页。
18. 司伟、韩天富, 2021: 《“十四五”时期中国大豆增产潜力与实现路径》, 《农业经济问题》第 7 期, 第 17-24 页。
19. 田聪颖、肖海峰, 2018: 《目标价格补贴与生产者补贴的比较: 对我国大豆直补方式选择的思考》, 《农业经济问题》第 12 期, 第 107-117 页。
20. 王倩、党红敏、余劲, 2021: 《粮食价格如何影响土地流转租金及收益分配? ——基于 2013—2019 年农户调查面板数据》, 《中国土地科学》第 8 期, 第 57-66 页。
21. 王文涛、张美玲, 2019: 《我国粮食生产者补贴制度渊源、理论基础与改革方向》, 《农村经济》第 2 期, 第 39-46 页。
22. 王新刚、司伟, 2021: 《大豆补贴政策改革实现大豆扩种了吗? ——基于大豆主产区 124 个地级市的实证》, 《中国农村经济》第 12 期, 第 44-65 页。
23. 许庆、刘进、杨青, 2020a: 《WTO 规则下的农业补贴改革: 逻辑、效果与方向》, 《农业经济问题》第 9 期, 第 88-100 页。
24. 许庆、陆钰凤、张恒春, 2020b: 《农业支持保护补贴促进规模农户种粮了吗? ——基于全国农村固定观察点调查数据的分析》, 《中国农村经济》第 4 期, 第 15-33 页。
25. 许庆、杨青、章元, 2021: 《农业补贴改革对粮食适度规模经营的影响》, 《经济研究》第 8 期, 第 192-208 页。
26. 杨奇峰、张平宇、李静、刘文新、何秀丽, 2022: 《东北地区农业现代化发展水平测度与时空演变分析》, 《地理科学》第 9 期, 第 1588-1599 页。
27. 杨青、彭超、许庆, 2022: 《农业“三项补贴”改革促进了农户土地流转吗? 》, 《中国农村经济》第 5 期, 第 89-106 页。
28. 叶兴庆, 2020: 《加入 WTO 以来中国农业的发展态势与战略性调整》, 《改革》第 5 期, 第 5-24 页。
29. 张露、罗必良, 2020: 《贸易风险、农产品竞争与国家农业安全观重构》, 《改革》第 5 期, 第 25-33 页。

- 30.周杨、邵喜武、吴佩蓉, 2021: 《大豆生产者补贴政策改革促进农户种植结构调整了吗? ——基于全国 446 个县的准自然实验》, 《农林经济管理学报》第 3 期, 第 305-315 页。
- 31.朱晶、臧星月、李天祥, 2021: 《新发展格局下中国粮食安全风险及其防范》, 《中国农村经济》第 9 期, 第 2-21 页。
- 32.Alston, M., and J. James, 2002, “The Incidence of Agricultural Policy”, in B. L. Gardner and G. C. Rausser (eds.) *Handbook of Agricultural Economics*, Amsterdam: North-Holland Publishing Company, 1689-1749.
- 33.Chari, A., E. M. Liu, S. Wang, and Y. Wang, 2021, “Property Rights, Land Misallocation and Agricultural Efficiency in China”, *Review of Economic Studies*, 88(4): 1831-1862.
- 34.Cragg, J. G., 1971, “Some Statistical Models for Limited Dependent Variables with Application to the Demand for Durable Goods”, *Econometrica*, 39(5): 829-844.
- 35.Stock, J. H., and M. Yogo, 2005, “Testing for Weak Instruments in Linear IV Regression”, in D.W.K. Andrews, and J. H. Stock (eds.) *Identification and Inference for Econometric Models*, New York: Cambridge University Press, 80-108.

(作者单位: 中国农业大学经济管理学院)

(责任编辑: 张丽娟)

The Impacts of Soybean Producer Subsidies on Farmers' Land Input Decision-making: An Empirical Analysis Based on the Data of National Fixed Observation Points in Rural Areas in China

WANG Xin'gang SI Wei FENG Xiaolong ZHAO Qiran

Abstract: Soybean producer subsidies are an important policy tool for China to promote the revitalization of soybean production in recent years. How this policy affects farmers' decision-making on soybean production deserves further discussion. Based on the data in five periods from 2016 to 2020 from national fixed observation points in rural China, this article systematically examines the impacts of producer subsidies on farmers' land input decision-making behaviors. The results show that under the incentive of soybean producer subsidies, farmers have mainly realized soybean expansion by increasing land transfer area or adjusting planting structure, and the incentive effect of the subsidies on farmers' soybean expansion has showed a U-shaped trend of decreasing first and then increasing from year to year. To be specific, farmers are more inclined to expand soybean planting areas by adjusting the planting structure, that is, increasing the proportion of soybean areas, because soybean producer subsidies make land transferees face the dilemma of rising land rent. However, there are obvious differences among different groups. Compared with small-scale and medium-scale farmers, soybean producer subsidies have a stronger incentive effect on large-scale farmers to expand soybean production. Large-scale farmers mainly expand soybean planting areas by transferring to land and adjusting their planting structure, while small-scale farmers are more likely to expand soybean planting areas by adjusting their planting structure.

Key Words: Producer Subsidy; Policy Incentive; Land Inward Transfer; Planting Structure

数字普惠金融对农户生产经营投资的影响*

周月书 苗哲瑜

摘要：本文基于中国家庭金融调查 2015 年、2017 年和 2019 年的数据，以及北京大学数字普惠金融指数，研究了数字普惠金融对农户生产经营投资的影响。研究表明，数字普惠金融促进了农户的生产经营投资。具体而言，数字普惠金融对农户农业生产经营投资的影响不显著，但对农户工商业生产经营投资有促进作用。使用工具变量法处理内生性后，研究结论仍然成立。机制分析发现，数字普惠金融主要通过增加农户的融资规模、提高农户的信息互动水平来促进农户的生产经营投资。异质性分析发现，数字普惠金融对农户工商业生产经营投资的影响具有异质性：数字普惠金融对小规模经营和低收入农户的工商业生产经营投资具有更明显的促进作用。农业生产经营投资受传统金融服务的影响较大，数字普惠金融借助传统金融服务基础能够促进农户的农业生产经营投资。本文研究对数字普惠金融更好地服务促进农村产业兴旺和全面推进乡村振兴具有重要意义。

关键词：数字普惠金融 农户生产经营投资 农村产业兴旺

中图分类号：F832.35 **文献标识码：**A

一、引言

2022 年，中央“一号文件”提出要聚焦产业促进乡村发展，持续推进农村三产融合。当前，中国城乡金融资源分配不均衡，农村居民金融服务可得性较低（王修华和赵亚雄，2022），农户生产经营缺乏金融支持，难以保证持续稳产增收，从而影响了农村产业兴旺。农户稳定或扩大生产经营规模受到金融资源供给不足的制约，农户正规信贷可获得性仍然较低（何广文等，2018），从而不利于巩固拓展脱贫攻坚成果。因此，在全面推进乡村振兴的关键时期，研究数字普惠金融能否促进农户生产经营投资对促进农村地区产业兴旺、全面推进乡村振兴具有重要意义。

农户的生产经营投资包括农业生产经营投资和工商业生产经营投资。在农户农业生产经营投资方面，已有研究发现，参与村级发展互助资金（陈清华等，2017）、农地抵押贷款政策（苏岚岚和孔荣，2018）会促使农户增加农业生产经营投资，而参与农业保险（张哲晰等，2018）、金融排斥（黄红光等，2018）会抑制农户的农业生产投入。在农户工商业生产经营投资方面，多数学者认为，提升金融

*本文是国家自然科学基金面上项目“数字化农业产业链金融运行机制与风险治理研究”（编号：72173064）和“规模农户产业链融资运行机制、融资绩效与政策优化研究”（编号：71773049）的阶段性研究成果。

市场参与度、缓解信贷约束能够促进农村家庭的非农业生产经营投资（彭克强和刘锡良，2016；李玮雯和张兵，2018）。以上研究表明，金融服务水平影响农户生产经营投资。

传统金融发展在农村地区面临“成本高”“监管难”等问题，服务效率相对低下。2021年，中央“一号文件”明确提出发展数字普惠金融，鼓励开发专属金融产品，支持新型农业经营主体和农村新产业新业态。数字普惠金融借助互联网、大数据等技术为农户提供便捷的金融服务，克服了传统金融在农村地区供给不足、效率低下的缺陷，缓解了农户参与金融市场“门槛高”“获得难”的问题（温涛和陈一明，2020），有效提高了农村地区金融供给水平和金融服务效率，在稳定农户生产经营投入方面发挥了重要作用。在宏观层面，数字普惠金融能够提高县域农业机械化水平（孙学涛等，2022）、促进劳动力流动（马述忠和胡增玺，2022）、缩小城乡发展差距（马威和张人中，2022）；在微观层面，数字普惠金融能够增加居民消费（Jack and Suri, 2014；易行健和周利，2018）、促进农户创业（何婧和李庆海，2019）和降低农户脆弱性（彭澎和徐志刚，2021）。但是，鲜见学者从稳定农户生产经营视角研究数字普惠金融对农户生产经营投资的影响。那么，数字普惠金融对农户生产经营投资有什么影响？数字普惠金融对农户农业生产经营投资和工商业生产经营投资的影响是否存在差异？数字普惠金融如何影响农户生产经营投资？这是本文需要回答的问题。

为了回答以上问题，本文将中国家庭金融调查数据与北京大学数字普惠金融指数进行匹配，研究数字普惠金融对农户生产经营投资的影响，并分析其作用机制。本文的边际贡献在于：第一，本文研究数字普惠金融对农户生产经营投资的影响及其作用机制，丰富了数字普惠金融助力农户生产经营投资的研究；第二，本文从农户的微观视角，研究了数字普惠金融对农户农业生产经营投资和工商业生产经营投资影响的差异，为数字普惠金融更好地服务农户生产经营投资提供了经验证据；第三，本文考虑到农村地区数字普惠金融发展的包容性和局限性，探讨了农户享有的传统金融服务是否是其使用数字普惠金融的基础，为推进数字普惠金融精准有效地服务农户农业生产经营投资提供决策依据。

二、理论分析与研究假说

（一）数字普惠金融对农户生产经营投资的影响

数字普惠金融对农户生产经营投资的影响主要体现在以下几个方面：首先，数字普惠金融能够为农户生产经营提供金融服务，从而促进农户生产经营投资。农户生产经营投资需要资金支持，农户自有资金通常不能完全满足生产经营资金需求，农业生产经营资金短缺问题较为突出（黄祖辉和俞宁，2010）。数字普惠金融具有支付、理财、信贷等多种金融服务功能，能够满足农户生产经营融资需求，为农户生产经营投资提供资金支持。其次，数字普惠金融能够为农户生产经营提供市场信息，从而促进农户生产经营投资。农户只有掌握市场信息，才能够及时制定或调整生产经营投资策略，提高生产经营投资效率。杨胜刚等（2016）发现，互联网金融能够促进信息传播，有效降低信息不对称程度，提高农户的信息可得性，有利于农户生产经营投资。最后，数字普惠金融具有技术优势，利用数字化的技术手段打破了金融服务的空间限制。在传统金融存在服务不到位的情况下，数字普惠金融能够填补传统金融服务空白的领域和地区，服务那些传统金融没有服务到的群体（郭峰和王瑶佩，2020），

有利于更好地发挥普惠效应，服务农村地区的生产经营主体，从而促进农户生产经营投资。

当前，农业生产领域的数字化程度还较低，数字普惠金融对农户农业生产经营投资的影响尚未充分显现。农户购置农机设备、扩大农业生产规模和改善家庭农业生产结构都需要大量的资金投入，农户自有资金通常难以满足以上投资需求，因此需要进行资金借贷。但是，数字普惠金融服务农户农业生产经营投资受两方面因素影响。一是“数字鸿沟”现象。现阶段，中国依然存在着较为明显的“数字鸿沟”现象（张勋等，2021；王修华和赵亚雄，2022），农业生产经营领域的数字技术发展相对薄弱（温涛和陈一明，2020），农户的数字素养整体水平偏低（殷浩栋等，2020）。因此，从事农业生产经营的农户面对数字普惠金融服务存在“用不上”或“不会用”的问题，数字普惠金融服务难以触达这部分群体。二是“数字排斥”现象。一方面，农户金融知识相对匮乏，面对数字化借贷的新业态，他们可能面临数字信贷排斥问题（张龙耀等，2021）；另一方面，农业生产经营的地域性较强，农户与当地金融机构、农资经销商更为熟悉，社会网络依附性更强，他们可以通过线下信贷或赊销等方式满足部分融资需求，从而对数字金融形成排斥。“数字鸿沟”和“数字排斥”现象会影响数字普惠金融对农业生产经营投资的作用，导致数字普惠金融对农户农业生产经营投资的影响较小。

相较于农业生产经营投资，农户在工商业生产经营活动中使用数字普惠金融服务的概率更高，因此，数字普惠金融对农户工商业生产经营投资的影响更明显。农户在工商业生产经营活动中普遍受制于资金短缺和融资困难（粟芳等，2019），传统实体经营的农户会因资金周转和扩大经营规模而面临融资约束，线上经营的农户也会因缺失抵押品而面临融资约束。已有研究发现，数字普惠金融推动了农户非农就业（董晓林等，2021），促进了农村低技能劳动力向低技能偏向的数字化非农行业流动（田鸽和张勋，2022），有利于农业产业链条延伸，增加农户的经营性收入（张勋等，2021）。与农业生产经营相比，农户在工商业生产经营活动中使用数字普惠金融服务的频率更高。传统实体经营的农户在采购、运营和销售环节经常使用数字普惠金融服务，而线上经营网店、做微商的农户更依赖数字普惠金融的发展。根据本文数据，从事工商业生产经营的农户参与数字金融的程度更高，更容易被数字普惠金融覆盖。相较于农业生产经营活动，农户的工商业生产经营具有交易频繁、资金需求灵活的特征，需要便捷、灵活的信贷产品。数字普惠金融提供的信贷服务更加契合农户工商业生产经营的需求，农户因工商业生产经营产生的融资需求更容易通过数字普惠金融的借贷功能得到满足。因此，数字普惠金融对农户工商业生产经营投资的作用更明显。据此，本文提出研究假说H1。

H1：数字普惠金融能够促进农户生产经营投资，且相较于对农户农业生产经营投资的作用，数字普惠金融更有助于促进农户的工商业生产经营投资。

（二）数字普惠金融影响农户生产经营投资的机制

在生产经营初期，农户因缺乏市场经验，抗风险能力较低，他们需要充足的资金来应对各种挑战，容易受到资金约束。在经营过程中，农户有可能因资金周转需要而产生融资需求。数字普惠金融的线上信贷业务能够为农户提供便捷的资金支持，缓解其面临的融资约束。首先，数字普惠金融改变了传统金融机构的借贷方式，简化了借贷手续，降低了服务成本，提升了金融服务的水平和效率（黄卓和王萍萍，2022）；其次，数字化借贷一般不需要农户提供抵押物，能进一步降低农户的借贷门槛，使

农户获得更多贷款机会,提高了农户借贷资金的可得性(Jagtiani and Lemieux, 2018);最后,数字普惠金融能够利用大数据、云计算等信息技术了解农户的交易数据和信用状况,有效监管了潜在的信用风险,降低了农户的违约风险,为农户获得循环信贷提供保障。因此,数字普惠金融能够提高农户的信贷可得性和融资规模,缓解农户生产经营面临的融资约束,从而促进农户生产经营投资。

数字普惠金融能够提高农户的信息互动水平,从而促进农户生产经营投资。农户进行生产经营投资需要提前关注市场信息,根据市场信息变化及时做出决策调整,以便提高生产经营投资效率,因此,准确把握市场信息对农户生产经营决策至关重要。但是,农户使用信息技术的能力较弱,在信息获取、甄别和利用方面相比城镇家庭处于劣势(Bonfadelli, 2002; 邱子迅和周亚虹, 2021)。农户面临信息不对称问题,难以及时把握市场信息,从而影响了其生产经营投资。在“三农”领域,化解信息不对称是金融的重要功能之一,金融服务具有传递信息的功能(博迪和莫顿, 2000; 王国刚, 2018)。李广子(2020)发现,互联网金融大大颠覆了传统金融的信息处理方式,加快了信息传播速度,能够降低信息不对称程度,提高激励机制的有效性。因此,数字普惠金融能够提高农户的信息互动水平,缓解农户的信息约束。数字普惠金融传递信息的功能具体表现为以下两方面:一是数字普惠金融传递金融产品信息,使农户能够利用更加公开透明的金融产品信息比较和筛选金融产品,并通过信息互动提高他们在金融服务选择上的效率;二是数字普惠金融伴随着大量网络信息互动(Bachas et al., 2018),而网络信息互动能够拓宽农户获取市场信息的途径,从而提高农户的生产经营投资效率。因此,数字普惠金融能够通过提高农户的信息互动水平促进农户生产经营投资。综上所述,本文提出研究假说H2。

H2: 数字普惠金融能够通过扩大农户的融资规模、提高农户的信息互动水平,促进农户生产经营投资。

(三) 数字普惠金融需要借助传统金融发展促进农户农业生产经营投资

传统金融长期服务于农业生产经营,对农户农业生产经营投资的影响较大,数字普惠金融需要借助传统金融服务的先行发展来促进农户农业生产经营投资。中国家庭金融调查数据显示,在2019年从事农业生产经营的农户中,有20.83%的农户因农业生产经营而有负债,19.34%的农户的资金需求未得到满足。中国实施乡村振兴战略以来,金融支持乡村振兴的力度不断加大。传统金融机构是服务农业生产经营投资的主要力量,尤其是农村商业银行,作为农村金融市场的主力军,农村商业银行正进一步回归本源。传统金融机构在农村地区设有固定的物理网点,与农户接触更多,更了解当地农户农业生产经营的资金需求,在农村金融市场具有更丰富的经验。因此,在数字普惠金融发展初期,传统金融服务在农业生产经营投资领域更具优势。已有研究指出,传统金融服务是数字普惠金融发展的基础(Guo et al., 2016),农户使用传统金融的频率越高,他们使用数字金融服务的可能性就越大(郭峰和王瑶佩, 2020)。农户使用数字普惠金融需要绑定银行卡,平均每个支付宝账号绑定的银行卡数量越多,数字普惠金融越能覆盖到更多的用户(郭峰等, 2020),从而有利于缓解从事农业生产经营的农户面临的“数字鸿沟”现象。因此,数字普惠金融借助传统金融服务基础,能够覆盖到更多从事农业生产经营的农户,从而促进农户农业生产经营投资。同时,有传统金融借贷经历的农户的信用更好,他们更加了解信贷业务流程,为参与数字化借贷积累了经验;有传统金融借贷经历的农户也更容易

易形成借贷习惯。他们通过传统金融积累的个人信用、借贷经验和形成的借贷习惯为使用数字普惠金融服务奠定了基础。农户享有的传统金融服务基础有利于他们跨越“数字鸿沟”，数字普惠金融可以借助传统金融服务基础来推动农户进行农业生产经营投资。据此，本文提出研究假说 H3。

H3：传统金融服务对农户农业生产经营投资的作用更明显，数字普惠金融借助传统金融服务基础能够有效促进农户农业生产经营投资。

三、研究设计

（一）数据来源

本文研究所用数据来自西南财经大学中国家庭金融调查（CHFS）、北京大学数字普惠金融指数以及《中国县域统计年鉴（县市卷）》。对于县域层面缺失的宏观数据，笔者以县域的统计公报数据进行补充。上述数据分别反映农户生产经营投资状况、县域数字金融发展水平以及县域宏观经济发展水平。具体来看，中国家庭金融调查（CHFS）自 2011 年开始，每两年开展一次，至今已开展了 6 轮调查。其中，CHFS2019 数据覆盖 29 个省份，343 个县（市、区），34643 户家庭。北京大学数字普惠金融指数是根据蚂蚁集团海量数据编制而成，包括省、市、县 3 个层级，其中县域层面数据包括 2014—2020 年 2800 个县域的数字普惠金融指数。本文选取了 2015 年、2017 年和 2019 年共 3 期的 CHFS 数据。根据研究目的和数据特点，本文对 3 期 CHFS 数据进行如下处理：一是仅保留农村地区家庭样本；二是对家庭资产、收入水平、消费水平等连续型变量进行首尾 1% 的缩尾处理，以降低异常值的影响；三是由于 CHFS 数据中家庭收入水平和消费水平均为调查年份上一年度的状况，本文采用 2014 年、2016 年和 2018 年县域层面统计数据匹配 CHFS 数据，以减少估计偏误；四是删除存在缺失值和异常值的样本。经过上述处理，本文最终得到 19257 条农户层面的观测值。

（二）变量选取

1.被解释变量：农户生产经营投资。本文根据农户生产经营的特点，分别用投资总规模、农业生产经营投资规模和工商业生产经营投资规模 3 个变量来衡量农户生产经营投资。根据 CHFS 的调查问卷，农业生产经营投资规模采用农户持有的农业资产表示，包括农业机械总价值、农业牲畜总价值、留存农产品价值和农业应收款价值；工商业生产经营投资规模用农户持有的工商业资产表示，包括农户所有工商业项目的商铺、现金存款、存货、办公设备、机器机械、运输工具等资产的价值和应收款价值^①；投资总规模用农户持有的农业资产和工商业资产之和表示。为缓解内生性问题，本文将投资总规模、农业生产经营投资规模和工商业生产经营投资规模的原始值先取对数，再按年份进行标准化处理。

2.核心解释变量：数字普惠金融。多数学者采用北京大学数字普惠金融指数来衡量数字普惠金融

^①工商业项目包括个体户、租赁、运输、网店、经营企业等；工商业项目资产不包括用于这些项目的自有住房价值；运输工具包括运输车辆和工程机械车辆，具体包括用于运营或租赁的卡车、货车、挖掘机、吊车、推土机、三轮车和电瓶车等。

发展水平（例如郭峰等，2020），因此，本文也使用该指数进行研究。从县域层面看，该指数覆盖 2014—2020 年 2800 个县域，包括数字普惠金融覆盖广度等分指标，满足本文的研究需要。

3. 中介变量：融资规模和信息互动水平。数字普惠金融主要通过提高农户的融资规模和信息互动水平来促进农户生产经营投资。农户的融资规模采用家庭因生产经营而产生的负债来衡量，负债水平越高意味着农户的融资能力越强，农户越可能有充足的资金进行生产经营投资。农户的信息互动水平采用 CHFS 问卷中“家庭平均每个月话费、上网费、邮递服务费等通信支出”来衡量，通信支出越多意味着农户的信息互动越频繁，接收的市场信息越充分，越有利于进行生产经营投资。

4. 控制变量。本文从农户家庭层面、户主层面以及县域层面选取控制变量。家庭层面的控制变量包括家庭人口规模、家庭收入水平、家庭消费水平、非生产经营资产、风险偏好、风险厌恶以及金融知识。对于金融知识变量，笔者借鉴尹志超（2014）的做法，依据农户对利率问题、通货膨胀问题和投资风险问题的回答，采用主成分因子法计算因子得分，从而得到该变量的得分。户主层面主要考虑了户主性别、户主年龄、户主婚姻状况、户主身体状况以及户主文化程度。县域层面的控制变量主要包括县域传统金融发展水平和县域经济发展水平，县域传统金融发展水平采用县域年末金融机构贷款余额占地区生产总值的比例来衡量，县域经济发展水平采用县域人均地区生产总值来衡量。

变量定义与描述性统计结果如表 1 所示。

表 1 变量定义与描述性统计

变量分类	变量名称	变量定义	均值	标准差
被解释变量	投资总规模	农户农业与工商业生产经营投资规模之和（元），取对数后再按年份进行标准化处理	0.026	0.995
	农业生产经营投资规模	农户农业资产（元），取对数后再按年份进行标准化处理	0.027	1.004
	工商业生产经营投资规模	农户工商业资产（元），取对数后再按年份进行标准化处理	0.006	0.956
解释变量	数字普惠金融	农户所在县域数字普惠金融总指数	91.559	22.753
	数字普惠金融覆盖广度	农户所在县域数字普惠金融覆盖广度指数	81.967	20.335
	数字普惠金融使用深度	农户所在县域数字普惠金融使用深度指数	109.643	32.839
中介变量	融资规模	家庭因生产经营产生的负债规模（元）的对数	2.315	4.155
	信息互动水平	家庭通信支出（元）的对数	4.471	1.149
控制变量	家庭人口规模	家庭人口数合计（人）	4.086	1.940
	家庭收入水平	家庭总收入（万元）	4.855	5.853
	家庭消费水平	家庭总消费（万元）	4.549	4.496
	非生产经营资产	家庭除生产经营资产以外的资产总和（万元）	31.735	44.080
	风险偏好	农户的风险偏好情况：风险偏好=1，其他=0	0.071	0.256
	风险厌恶	农户的风险厌恶情况：风险厌恶=1，其他=0	0.783	0.412
	金融知识	因子分析法计算得到的金融知识得分	0.097	0.781
	户主性别	户主性别：男=1，女=0	0.912	0.283

(续表 1)

户主年龄	户主年龄(岁)	56.617	11.179
年龄平方项	户主年龄的平方/100	33.304	12.746
户主婚姻状况	户主婚姻状况: 已婚=1, 其他=0	0.923	0.267
户主身体状况	户主身体状况: 非常好=5, 好=4, 一般=3, 不好=2, 非常不好=1	3.192	1.002
户主文化程度	户主文化程度: 硕士及以上=8, 本科=7, 大专=6, 中专=5, 高中=4, 初中=3, 小学=2, 未上过学=1	2.589	0.949
县域传统金融发展水平	县域金融机构贷款余额占地区生产总值的比例(%)	0.701	0.409
县域经济发展水平	县域人均地区生产总值(元)的对数	10.349	0.595

注: CHFS 问卷中关于风险态度的问题是: “如果您有一笔资金用于投资, 您最愿意选择哪种投资项目? 1.高风险、高回报的项目; 2.略高风险、略高回报的项目; 3.平均风险、平均回报的项目; 4.略低风险、略低回报的项目; 5.不愿意承担任何风险”。笔者将选项 1 和 2 定义为风险偏好, 将选项 3 定义为风险中性, 将选项 4 和 5 定义为风险厌恶, 并以风险中性为参照组, 引入风险偏好和风险厌恶两个虚拟变量。

(三) 模型假定

1. 基准回归模型。为考察数字普惠金融对农户生产经营投资的影响, 本文采用普通最小二乘法(OLS 法)进行估计, 设定如下模型:

$$Invest_{ict} = \alpha_0 + \alpha_1 DF_{ict} + \alpha Control_{ict} + \varphi_c + \phi_t + \varepsilon_{ict} \quad (1)$$

(1) 式中: 下标 i 、 c 和 t 分别表示农户、农户所在县域和年份; $Invest_{ict}$ 为农户生产经营投资, 包括投资总规模、农业生产经营投资规模和工商业生产经营投资规模; DF_{ict} 表示当期的数字普惠金融指数; $Control_{ict}$ 为家庭、户主和县域层面控制变量; φ_c 表示县域固定效应, ϕ_t 表示年份固定效应; ε_{ict} 为随机扰动项; α_0 为常数项, α_1 和 α 为待估计系数。

2. 中介效应模型。为进一步考察数字普惠金融对农户生产经营投资的影响机制, 本文建立中介效应模型, 模型设定如下:

$$Invest_{ict} = \beta_0 + \beta_1 DF_{ict} + \beta Control_{ict} + \varphi_c + \phi_t + \varepsilon_{ict} \quad (2)$$

$$M_{ict} = \beta_0 + \beta_1' DF_{ict} + \beta Control_{ict} + \varphi_c + \phi_t + \varepsilon_{ict} \quad (3)$$

$$Invest_{ict} = \beta_0 + \beta_1'' DF_{ict} + \beta_2 M_{ict} + \beta Control_{ict} + \varphi_c + \phi_t + \varepsilon_{ict} \quad (4)$$

(2) 式、(3) 式和 (4) 式中: $Invest_{ict}$ 表示农户生产经营投资; M_{ict} 为中介变量, 表示农户的融资规模或信息互动水平; β_0 为常数项; β 、 β_1 、 β_1' 、 β_1'' 、 β_2 为待估计系数; 其余变量和符号的含义与 (1) 式一致。

四、实证分析

(一) 基准回归分析

表 2 报告了数字普惠金融对农户生产经营投资影响的回归结果。方程 1 是数字普惠金融对农户生产经营投资总规模影响的回归结果。根据方程 1, 数字普惠金融在 5% 的统计水平上显著, 且系数为正,

说明数字普惠金融能够促进农户生产经营投资总规模。方程 2 是数字普惠金融影响农户农业生产经营投资规模的回归结果。根据方程 2，数字普惠金融变量不显著，说明数字普惠金融对农户农业生产经营投资的影响不明显。根据本文数据，仅从事农业生产经营的农户的数字金融参与占比（14.47%）与从事工商业生产经营的农户的数字金融参与占比（43.56%）相差近 30 个百分点，这表明相较于从事工商业生产经营，从事农业生产经营的农户存在更严重的“数字鸿沟”和“数字排斥”现象，从而影响了数字普惠金融对农户农业生产经营投资的作用。方程 3 是数字普惠金融影响农户工商业生产经营投资规模的回归结果。数字普惠金融在 1% 的统计水平上显著，且估计系数为正，说明数字普惠金融能够促进农户工商业生产经营投资。因此，数字普惠金融促进了农户生产经营投资，但数字普惠金融对农户农业生产经营投资和工商业生产经营投资的影响存在明显差异；相较于对农业生产经营投资的影响，数字普惠金融对农户工商业生产经营投资的促进作用更明显。回归结果验证了研究假说 H1。

从控制变量的估计结果来看，家庭收入水平、家庭消费水平和非生产经营资产对农户生产经营投资总规模存在显著影响，且估计系数为正，说明经济状况好的农户会增加生产经营投资规模。户主性别和户主年龄对农户农业生产经营投资的影响较大，说明青壮年男性是农业生产经营投资的主体，但户主特征对农户工商业生产经营投资的影响较小。此外，身体健康且已婚的户主更有可能进行生产经营投资活动。其余控制变量对农户生产经营投资的影响较小。

表 2 数字普惠金融对农户生产经营投资的影响：基准回归（OLS 法）

变量名称	方程 1		方程 2		方程 3	
	投资总规模		农业生产经营投资规模		工商业生产经营投资规模	
	系数	标准误	系数	标准误	系数	标准误
数字普惠金融	0.004**	0.002	-0.000	0.002	0.010***	0.003
家庭人口规模	0.004	0.005	0.001	0.005	0.017	0.013
家庭收入水平	0.027***	0.002	0.017***	0.002	0.027***	0.003
家庭消费水平	0.029***	0.002	0.017***	0.003	0.020***	0.005
非生产经营资产	0.004***	0.000	0.002***	0.000	0.002***	0.000
风险偏好	0.055	0.039	0.074*	0.043	0.047	0.083
风险厌恶	-0.038	0.024	0.008	0.025	-0.068	0.056
金融知识	0.058***	0.013	0.049***	0.014	0.015	0.030
户主性别	0.169***	0.028	0.220***	0.031	0.110	0.078
户主年龄	0.009	0.006	0.020***	0.007	-0.001	0.017
年龄平方项	-0.015***	0.005	-0.023***	0.006	-0.009	0.016
户主婚姻状况	0.112***	0.028	0.142***	0.032	-0.110	0.108
户主身体状况	0.072***	0.008	0.065***	0.009	0.043*	0.025
户主文化程度	0.020**	0.010	-0.019*	0.010	0.030	0.024
县域传统金融发展水平	-0.006	0.059	-0.027	0.084	-0.203***	0.074
县域经济发展水平	0.054	0.042	0.041	0.054	-0.231*	0.126
县域固定效应	已控制		已控制		已控制	

(续表 2)

年份固定效应	已控制	已控制	已控制
观测值	11587	10660	1774
R ²	0.307	0.273	0.369

注：①***、**和*分别表示 1%、5%和 10%的显著性水平。

(二) 内生性检验

考虑到上述估计可能存在内生性问题，本文采用工具变量法进行内生性检验。本文借鉴易行健和周利（2018）、杨文溥（2022）的做法，构建滞后 1 期数字普惠金融指数（ $DF_{ic,t-1}$ ）与数字普惠金融指数的一阶差分（ $\Delta DF_{t-1,t}$ ）的交乘项作为 Bartik 工具变量。该工具变量反映了滞后 1 期数字普惠金融指数按照全国县域层面数字普惠金融指数中位值的增长率进行增长的预测值。全国县域层面数字普惠金融指数中位值的增长率相对于县域内农户的生产经营投资是外生的，同时，数字普惠金融指数滞后 1 期与当期数字普惠金融发展存在一定的相关性。根据表 3，不可识别检验的 Kleibergen-Paap rk LM 统计量 p 值为 0.000，说明本文工具变量选取是合理的，满足工具变量外生性和相关性的要求。

表 3 数字普惠金融对农户生产经营投资的影响：内生性检验

	方程 1	方程 2	方程 3	方程 4	方程 5	方程 6
变量或指标名称	数字普惠金融	投资总规模	数字普惠金融	农业生产经营投资规模	数字普惠金融	工商业生产经营投资规模
数字普惠金融		0.003** (0.002)		-0.001 (0.002)		0.010*** (0.003)
工具变量	0.570*** (0.018)		0.553*** (0.018)		0.644*** (0.022)	
控制变量	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制
县域固定效应	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制
年份固定效应	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制
Kleibergen-Paap rk LM 统计量	110.460*** (0.000)		102.748*** (0.000)		66.619*** (0.000)	
观测值	11587	11587	10660	10660	1774	1774
R ²	0.993	0.307	0.994	0.273	0.993	0.369

注：①***、**分别表示 1%、5%的显著性水平；②Kleibergen-Paap rk LM 统计量括号内为 p 值，其余括号内为县域年份层面聚类标准误；③控制变量同表 2，因篇幅限制，仅汇报核心解释变量的回归结果。

表 3 为采用工具变量法得到的估计结果。根据方程 1、方程 3 和方程 5，工具变量与数字普惠金融存在显著的正相关；根据方程 2、方程 4 和方程 6，数字普惠金融对农户生产经营投资总规模和工商业生产经营投资规模具有显著的正向影响，对农户农业生产经营投资规模的影响不显著。该估计结果与基准回归结果一致，表明前文分析结论是稳健的。

(三) 数字普惠金融影响农户生产经营投资的作用机制

本部分进一步探讨数字普惠金融对农户生产经营投资的影响机制。根据前文分析，本文选取农户

的融资规模、信息互动水平作为中介变量来检验数字普惠金融对农户生产经营投资的影响机制。表 4 为数字普惠金融影响农户生产经营投资的作用机制的估计结果。方程 1、方程 2 和方程 3 是以融资规模为中介变量的检验结果。由方程 1 的回归结果可知，数字普惠金融在 1% 的统计水平上显著，且估计系数为正，说明数字普惠金融对农户的融资规模有显著的正向影响；由方程 2 和方程 3 的回归结果可知，数字普惠金融通过增加农户的融资规模促进了农户生产经营投资总规模和工商业生产经营投资规模的增加。方程 4、方程 5 和方程 6 是以信息互动水平为中介变量的检验结果。由方程 4 的回归结果可知，数字普惠金融对农户的信息互动水平存在显著的正向影响；由方程 5 和方程 6 的回归结果可知，数字普惠金融通过提高农户的信息互动水平促进了农户生产经营投资总规模和工商业生产经营投资规模的增加。根据以上分析，数字普惠金融能够通过增加农户的融资规模、提高农户的信息互动水平，促进农户生产经营投资，回归结果验证了研究假说 H2。

表 4 数字普惠金融对农户生产经营投资的影响：作用机制检验

变量或指标名称	方程 1	方程 2	方程 3	方程 4	方程 5	方程 6
	融资规模	投资总规模	工商业生产经营投资规模	信息互动水平	投资总规模	工商业生产经营投资规模
数字普惠金融	0.022*** (0.004)	0.003** (0.002)	0.009*** (0.003)	0.004** (0.002)	0.004** (0.002)	0.010*** (0.004)
融资规模		0.036*** (0.003)	0.042*** (0.004)			
信息互动水平					0.077*** (0.009)	0.121*** (0.028)
控制变量	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制
县域固定效应	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制
年份固定效应	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制
观测值	19257	11587	1774	19256	11586	1774
R ²	0.135	0.327	0.408	0.351	0.312	0.377

注：①***、**分别表示 1%、5% 的显著性水平；②括号内为县域年份层面聚类标准误；③控制变量同表 2，因篇幅限制，仅汇报核心解释变量的回归结果。

（四）稳健性检验

1. 替换核心解释变量。本文进一步检验数字普惠金融覆盖广度和数字普惠金融使用深度两个子维度指标对农户生产经营投资的影响，回归结果如表 5 所示。方程 1、方程 2 和方程 3 为数字普惠金融覆盖广度影响农户生产经营投资的回归结果。从回归结果可以看出，数字普惠金融覆盖广度对农户生产经营投资总规模和工商业生产经营投资规模均存在显著的正向影响，但对农户农业生产经营投资规模的影响不显著。这说明数字普惠金融覆盖广度能够促进农户生产经营投资，且相较于对农户农业生产经营投资的作用，数字普惠金融覆盖广度对农户工商业生产经营投资的作用更明显。该结论与基准回归的结论基本一致。方程 4、方程 5 和方程 6 为数字普惠金融使用深度影响农户生产经营投资的回

归结果。根据方程 4 和方程 6 的估计结果，数字普惠金融使用深度对农户生产经营投资总规模和工商业生产经营投资规模的影响不显著。可能的原因是：现阶段农户能够广泛接触到数字普惠金融服务，部分农户可以跨越“一级数字鸿沟”，但已有研究发现农民依然存在较大的“二级数字鸿沟”^①，农户的信息利用能力和信息鉴别能力较差（张勋等，2021），对数字普惠金融的使用深度还不充分，导致方程 4 和方程 6 不显著。根据方程 5 的估计结果，数字普惠金融使用深度对农户农业生产经营投资规模有负向影响，意味着数字普惠金融的深入发展可能会导致农户减少农业生产经营投资。该结论与前文基准回归得出的结论不一致。可能的原因是：数字普惠金融的深入发展促进了部分农户选择非农就业（包括工商业创业）（董晓林等 2021；田鹤和张勋，2022），从而减少农业生产经营投资。

表 5 数字普惠金融对农户生产经营投资的影响：稳健性检验（替换核心解释变量）

变量或指标名称	方程 1	方程 2	方程 3	方程 4	方程 5	方程 6
	投资总规模	农业生产经营投资规模	工商业生产经营投资规模	投资总规模	农业生产经营投资规模	工商业生产经营投资规模
数字普惠金融覆盖广度	0.002** (0.001)	-0.000 (0.001)	0.005*** (0.002)			
数字普惠金融使用深度				-0.001 (0.002)	-0.004* (0.002)	0.006 (0.004)
控制变量	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制
县域固定效应	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制
年份固定效应	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制
观测值	11587	10660	1774	11587	10660	1774
R ²	0.307	0.273	0.369	0.307	0.273	0.366

注：①***、**和*分别表示 1%、5%和 10%的显著性水平；②括号内为县域年份层面聚类标准误；③控制变量同表 2，因篇幅限制，仅汇报核心解释变量的回归结果。

2.调整控制变量。首先，本文在基准回归中仅考虑了户主文化程度的影响，农户家庭中其他家庭成员的文化程度也会影响数字普惠金融对农户生产经营投资的作用。因此，本文用家庭成员最高学历变量（家庭成员文化程度：博士研究生=9，硕士研究生=8，大学本科=7，大专或高职=6，中专或职高=5，高中=4，初中=3，小学=2，没上过学=1；取最大值）替代户主文化程度，对基准回归结果进行稳健性检验。检验结果如表 6 方程 1~方程 3 所示。控制家庭成员最高学历后，模型估计结果与基准回归结果基本一致。其次，考虑到信息技术带来的数字传播会影响研究结论，本文纳入信息技术变量，以尽力排除数字传播的影响。本文借鉴吴雨等（2021）的做法定义信息技术变量。若农户家庭使用智能手机、电脑或者平板等智能设备，信息技术变量赋值为 1；否则，变量赋值为 0。加入信息技术变量后的稳健性检验结果如表 6 方程 4~方程 6 所示。估计结果与基准回归结果基本一致，说明本文研究结论具有稳健性。

^①“一级数字鸿沟”指信息的可接入性，通常以是否使用或接触互联网来度量；“二级数字鸿沟”指对互联网信息的使用、欣赏和鉴别能力（张勋等，2021）。

表 6 数字普惠金融对农户生产经营投资的影响：稳健性检验（调整控制变量）

变量或指标名称	方程 1	方程 2	方程 3	方程 4	方程 5	方程 6
	投资总规模	农业生产经营 投资规模	工商业生产 经营投资规模	投资总规模	农业生产经营 投资规模	工商业生产 经营投资规模
数字普惠金融	0.004** (0.002)	-0.000 (0.002)	0.010*** (0.004)	0.004** (0.002)	-0.000 (0.002)	0.010*** (0.003)
家庭成员最高 学历	0.019*** (0.006)	0.000 (0.006)	0.016 (0.015)			
信息技术				0.076 (0.050)	0.105* (0.055)	0.090 (0.244)
其他控制变量	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制
县域固定效应	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制
年份固定效应	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制
观测值	11597	10669	1775	11587	10660	1774
R ²	0.307	0.272	0.368	0.307	0.273	0.369

注：①***、**和*分别表示 1%、5%和 10%的显著性水平；②括号内为县域年份层面聚类标准误；③除家庭成员最高学历和户主文化程度外，方程 1~方程 3 的控制变量同表 2；除信息技术外，方程 4~方程 6 的控制变量同表 2；④因篇幅限制，仅汇报核心解释变量和调整的控制变量的回归结果。

3. 替换被解释变量。为进一步验证前文回归结果的稳健性，本文替换被解释变量进行稳健性检验。本文用农户生产经营投资广度替换基准回归中的投资总规模，用农户是否从事农业生产经营替换基准回归中的农业生产经营投资规模，用农户是否从事工商业生产经营替换基准回归中的工商业生产经营投资规模。具体赋值方式如下：若农户不从事生产经营活动，农户生产经营投资广度变量赋值为 0；若农户从事农业生产经营或工商业生产经营，农户生产经营投资广度变量赋值为 1；若农户同时从事农业生产经营和工商业生产经营，农户生产经营投资广度变量赋值为 2。农户从事农业生产经营，农户是否从事农业生产经营变量赋值为 1，否则变量赋值为 0。农户从事工商业生产经营，农户是否从事工商业生产经营变量赋值为 1，否则变量赋值为 0。回归结果如表 7 方程 1~方程 3 所示。方程 1 采用 Poisson 模型进行回归，由回归结果可知，数字普惠金融对农户生产经营投资广度存在显著的正向影响，说明数字普惠金融有利于农户兼业经营，能够促进农户生产经营投资多元化。方程 2 和方程 3 均采用 Probit 模型进行回归，由回归结果可知，数字普惠金融对农户从事工商业生产经营有显著的正向影响，但对农户从事农业生产经营的影响不显著。以上结论与基准回归结论是一致的。

4. 删除部分样本。直辖市的经济具有特殊性（李彦龙和沈艳，2022），其农村地区的经济发展模式和发展水平可能不同于其他省份的农村地区。因此，本文删除直辖市所属的农户样本来进行稳健性检验，结果如表 7 方程 4~方程 6 所示。回归结果表明，数字普惠金融对农户生产经营投资总规模和工商业生产经营投资规模具有促进作用，对农业生产经营投资规模的影响不显著，结论与基准回归结论基本一致。

表 7 数字普惠金融对农户生产经营投资的影响：稳健性检验（替换被解释变量和删除部分样本）

变量或指标名称	方程 1	方程 2	方程 3	方程 4	方程 5	方程 6
	农户生产经营 投资广度	农户是否从事 农业生产经营	农户是否从事工 商业生产经营	投资 总规模	农业生产经营 投资规模	工商业生产经 营投资规模
	Poisson 模型	Probit 模型	Probit 模型	OLS 模型	OLS 模型	OLS 模型
数字普惠金融	0.002** (0.001)	0.000 (0.001)	0.001*** (0.000)	0.004** (0.002)	-0.000 (0.002)	0.010*** (0.003)
控制变量	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制
县域固定效应	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制
年份固定效应	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制
观测值	19257	19134	18656	11218	10320	1726
R ² 或 Pseudo R ²	0.029	0.187	0.183	0.305	0.272	0.358

注：①Poisson 模型和 Probit 模型汇报的回归结果均为边际效应；②***、**分别表示 1%、5%的显著性水平；③括号内为县域年份层面聚类标准误；④控制变量同表 2，因篇幅限制，仅汇报核心解释变量的回归结果。

（五）异质性分析

农户自身状况存在异质性，数字普惠金融对农户生产经营投资的影响可能存在一定的差异。首先，农户自身经济状况不同，生产经营投资规模有一定差距，这可能导致数字普惠金融对农户生产经营投资的影响存在规模异质性。其次，受人力资本差异影响，农户对数字普惠金融这一新兴事物的接受程度是不同的，这会导致数字普惠金融对农户生产经营投资的影响存在异质性。因此，本文将从农户投资规模和人力资本两个方面进行异质性分析。

1. 农户投资规模差异。本文借鉴吕越等（2018）的做法，根据以下标准对全部农户样本进行分组：先分别计算 2015 年、2017 年和 2019 年 3 期被解释变量的中位数，再对计算出的 3 个中位数取平均数，如果农户的投资总规模大于或等于该平均数，则将农户划为大规模投入组，反之，则将农户划为小规模投入组。该划分方法可以在最大程度保证样本量的情况下，减少直接的样本选择问题，能够较好地反映农户的投资规模差异。具体回归结果如表 8 所示。方程 1~方程 3 为大规模投入组的回归结果，方程 4~方程 6 为小规模投入组的回归结果。根据回归结果，对投资总规模而言，数字普惠金融对大规模投入组投资总规模的促进作用更显著，这可能是因为大规模投入组的农户生产经营投资所需的资金更多，数字普惠金融能够为农户提供资金支持，从而对农户生产经营投资产生促进作用。对农业生产经营投资规模而言，无论是大规模投入组还是小规模投入组，数字普惠金融均不显著，说明数字普惠金融对农户农业生产经营投资的影响不存在投资规模异质性。对工商业生产经营投资规模而言，数字普惠金融对小规模投入组农户工商业生产经营投资规模存在显著的正向影响，但对大规模投入组农户工商业生产经营投资规模的影响不显著，说明数字普惠金融对农户进行小规模工商业生产经营投资有促进作用，对农户进行大规模工商业生产经营投资的影响不明显。可能的原因是：数字普惠金融提供的更多是小额信贷支持和便捷的金融服务，在服务小规模工商业生产经营主体上更具有优势。该结论与数字普惠金融发展的现实情况是相符合的。

表 8 数字普惠金融对农户生产经营投资的影响：投资规模异质性

变量或指标名称	大规模投入组			小规模投入组		
	方程 1	方程 2	方程 3	方程 4	方程 5	方程 6
	投资总规模	农业生产 经营投资规模	工商业生产 经营投资规模	投资总规模	农业生产经营 投资规模	工商业生产 经营投资规模
数字普惠金融	0.004*** (0.002)	0.001 (0.002)	-0.003 (0.003)	0.000 (0.001)	-0.000 (0.002)	0.008** (0.004)
控制变量	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制
县域固定效应	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制
年份固定效应	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制
观测值	6028	5403	864	5559	5257	910
R ²	0.349	0.269	0.401	0.151	0.131	0.319

注：①***、**分别表示 1%、5% 的显著性水平；②括号内为县域年份层面聚类标准误；③控制变量同表 2，因篇幅限制，仅汇报核心解释变量的回归结果。

2.人力资本差异。本文借鉴傅秋子和黄益平（2018）的做法，依据户主文化程度对全部农户样本进行分组，将户主文化程度为初中及以上的农户划分为高人力资本组，将其余农户划分为低人力资本组。分组回归结果如表 9 所示。通过对比两组回归结果可以看出，数字普惠金融对两组农户农业生产经营投资的影响均不显著。数字普惠金融对低人力资本组的农户进行工商业生产经营投资的影响更明显，这一结论与何婧和李庆海（2019）的结论基本一致。以上结论说明数字普惠金融能够缓解受教育水平不足对农户进行工商业生产经营投资的不利影响，从而激发低人力资本农户进行工商业生产经营投资的热情，提高了低人力资本农户从事工商业生产经营的可能性，有利于促进农村地区产业兴旺。

表 9 数字普惠金融对农户生产经营投资的影响：人力资本异质性

变量或指标名称	高人力资本组			低人力资本组		
	方程 1	方程 2	方程 3	方程 4	方程 5	方程 6
	投资总规模	农业生产经营 投资规模	工商业生产 经营投资规模	投资总规模	农业生产经营 投资规模	工商业生产 经营投资规模
数字普惠金融	0.002 (0.002)	-0.000 (0.003)	0.004 (0.004)	0.005*** (0.002)	-0.001 (0.002)	0.012* (0.007)
控制变量	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制
县域固定效应	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制
年份固定效应	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制
观测值	5950	5319	1192	5637	5341	582
R ²	0.329	0.288	0.408	0.298	0.294	0.441

注：①***、*分别表示 1%、10% 的显著性水平；②括号内为县域年份层面聚类标准误；③控制变量同表 2，因篇幅限制，仅汇报核心解释变量的回归结果。

五、进一步分析

前文分析发现，数字普惠金融对农户农业生产经营投资的影响不显著。考虑到传统金融机构一直是促进农业生产经营的重要力量，本文使用银行卡和存折数（农户持有的银行卡和存折的数量）、是否因农业生产经营贷款（目前，您家是否因农业生产经营有银行贷款？是=1，否=0）以及农业生产经营贷款笔数（受访户获得农业生产经营贷款笔数）作为传统金融服务的代理变量，考察传统金融服务对农户农业生产经营投资的影响。本文借鉴宋科等（2022）的做法，分别生成银行卡和存折数、是否因农业生产经营贷款、农业生产经营贷款笔数与数字普惠金融的交乘项，并加入（1）式重新进行回归，以考察数字普惠金融能否借助传统金融服务的发展对农户农业生产经营投资产生影响。

表 10 传统金融服务、数字普惠金融对农户农业生产经营投资的影响

变量或指标名称	方程 1	方程 2	方程 3	方程 4	方程 5	方程 6
	农业生产经营投资规模	农业生产经营投资规模	农业生产经营投资规模	农业生产经营投资规模	农业生产经营投资规模	农业生产经营投资规模
银行卡和存折数	0.033*** (0.008)					
是否因农业生产经营贷款		0.274*** (0.047)				
农业生产经营贷款笔数			0.229*** (0.036)			
数字普惠金融×银行卡和存折数				0.000*** (0.000)		
数字普惠金融×是否因农业生产经营贷款					0.003*** (0.001)	
数字普惠金融×农业生产经营贷款笔数						0.003*** (0.000)
数字普惠金融	-0.002 (0.002)	-0.001 (0.002)	-0.001 (0.002)	-0.002 (0.002)	-0.001 (0.002)	-0.002 (0.002)
控制变量	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制
县域固定效应	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制
年份固定效应	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制
观测值	8669	7661	7655	8669	7661	7655
R ²	0.279	0.291	0.292	0.278	0.291	0.292

注：①***表示 1% 的显著性水平；②括号内为县域年份层面聚类标准误；③控制变量同表 2，因篇幅限制，仅汇报关键变量的回归结果。

回归结果如表 10 所示。表 10 方程 1~方程 3 为传统金融服务对农业生产经营投资规模影响的回归结果。从结果可以看出，传统金融服务 3 个变量均在 1% 的统计水平上显著，且系数均为正，说明

传统金融服务对农户农业生产经营投资有促进作用。表 10 方程 4~方程 6 为数字普惠金融与传统金融服务变量的交乘项对农业生产经营投资规模影响的回归结果，可以看出，数字普惠金融与传统金融服务变量的交乘项对农业生产经营投资存在显著的正向影响，说明数字普惠金融通过农户享有的传统金融服务对其农业生产经营投资产生促进作用。这进一步说明农户享有的传统金融服务（持有的银行卡和存折数、使用传统金融借贷积累的借贷经验和形成的借贷习惯）为其使用数字普惠金融奠定了基础，数字普惠金融能够借助传统金融服务基础促进农户农业生产经营投资。该结论验证了研究假说 H3。

六、研究结论与政策启示

农户生产经营投资对实现农村地区产业兴旺和全面推进乡村振兴具有重要意义。本文基于 2015 年、2017 年和 2019 年中国家庭金融调查数据和北京大学数字普惠金融指数，实证研究了数字普惠金融对农户生产经营投资的影响及其作用机制。主要结论如下：第一，数字普惠金融对农户生产经营投资总规模具有正向影响，即数字普惠金融促进了农户生产经营投资。数字普惠金融对农户生产经营投资的影响存在差异性，数字普惠金融对农户农业生产经营投资的影响不显著，但对农户工商业生产经营投资有显著的正向影响。第二，数字普惠金融通过增加农户的融资规模、提高农户的信息互动水平，促进农户生产经营投资。第三，稳健性检验结果表明，上述结论是稳健的，且数字普惠金融有利于农户兼业经营，能够促进农户生产经营投资多样化。第四，在农户不同投资规模和户主人力资本水平下，数字普惠金融对农户工商业生产经营投资的影响具有异质性，数字普惠金融对小规模投入组和低人力资本组农户进行工商业生产经营投资的促进作用更明显。第五，农户享有的传统金融服务为其使用数字普惠金融服务奠定了基础，数字普惠金融能够借助传统金融服务基础促进农户农业生产经营投资。

基于上述结论，本文得到如下政策启示：第一，推进农村地区数字化基础设施建设，为数字金融发挥“普惠性”作用提供设施保障，使农户有更多机会接触到数字化金融服务，推动数字普惠金融服务农户生产经营。第二，合理引导农村地区工商业生产经营主体使用数字普惠金融服务，数字普惠金融要注重对小规模经营和低人力资本农户的覆盖，进一步挖掘符合农村工商业生产经营需要的金融业务，持续推进数字普惠金融服务农户工商业生产经营。第三，数字普惠金融要与传统金融融合发展，针对从事农业生产经营的农户，既要提升传统金融服务覆盖率，又要加强数字普惠金融推广和数字技能培训，从而提高从事农业生产经营农户的数字普惠金融使用水平。同时，发展数字普惠金融要借鉴传统金融服务经验，开发精准助农的金融产品，提升对农业生产经营的服务能力，以促进农村地区产业兴旺，助力推进乡村全面振兴。

参考文献

- 1.陈清华、朱敏杰、董晓林，2017：《村级发展互助资金对农户农业生产和收入的影响——基于宁夏 13 县 37 个贫困村 655 户农户的经验证据》，《南京农业大学学报（社会科学版）》第 4 期，第 138-146 页、第 160 页。
- 2.博迪、莫顿著，2000：《金融学》，伊志宏、金李译校，北京：中国人民大学出版社。
- 3.董晓林、吴以蛮、熊健，2021：《金融服务参与方式对农户多维相对贫困的影响》，《中国农村观察》第 6 期，

第 47-64 页。

4.傅秋子、黄益平, 2018: 《数字金融对农村金融需求的异质性影响——来自中国家庭金融调查与北京大学数字普惠金融指数的证据》, 《金融研究》第 11 期, 第 68-84 页。

5.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。

6.郭峰、王瑶佩, 2020: 《传统金融基础、知识门槛与数字金融下乡》, 《财经研究》第 1 期, 第 19-33 页。

7.何广文、何婧、郭沛, 2018: 《再议农户信贷需求及其信贷可得性》, 《农业经济问题》第 2 期, 第 38-49 页。

8.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。

9.黄红光、白彩全、易行, 2018: 《金融排斥、农业科技投入与农业经济发展》, 《管理世界》第 9 期, 第 67-78 页。

10.黄卓、王萍萍, 2022: 《数字普惠金融在数字农业发展中的作用》, 《农业经济问题》第 5 期, 第 27-36 页。

11.黄祖辉、俞宁, 2010: 《新型农业经营主体: 现状、约束与发展思路——以浙江省为例的分析》, 《中国农村经济》第 10 期, 第 16-26 页、第 56 页。

12.李广子, 2020: 《金融与科技的融合: 含义、动因与风险》, 《国际经济评论》第 3 期, 第 91-106 页、第 6 页。

13.李彦龙、沈艳, 2022: 《数字普惠金融与区域经济不平衡》, 《经济学(季刊)》第 5 期, 第 1805-1828 页。

14.李伟雯、张兵, 2018: 《非正规金融与农村家庭创业成效: 影响效应及作用机理》, 《农业技术经济》第 12 期, 第 4-17 页。

15.吕越、高媛、田展源, 2018: 《全球价值链嵌入可以缓解企业的融资约束吗?》, 《产业经济研究》第 1 期, 第 1-14 页、第 38 页。

16.马述忠、胡增玺, 2022: 《数字金融是否影响劳动力流动? ——基于中国流动人口的微观视角》, 《经济学(季刊)》第 1 期, 第 303-322 页。

17.马威、张人中, 2022: 《数字金融的广度与深度对缩小城乡发展差距的影响效应研究——基于居民教育的协同效应视角》, 《农业技术经济》第 2 期, 第 62-76 页。

18.彭克强、刘锡良, 2016: 《农民增收、正规信贷可得性与非农创业》, 《管理世界》第 7 期, 第 88-97 页。

19.彭澎、徐志刚, 2021: 《数字普惠金融能降低农户的脆弱性吗?》, 《经济评论》第 1 期, 第 82-95 页。

20.邱子迅、周亚虹, 2021: 《电子商务对农村家庭增收作用的机制分析——基于需求与供给有效对接的微观检验》, 《中国农村经济》第 4 期, 第 36-52 页。

21.宋科、刘家琳、李宙甲, 2022: 《数字普惠金融能缩小县域城乡收入差距吗? ——兼论数字普惠金融与传统金融的协同效应》, 《中国软科学》第 6 期, 第 133-145 页。

22.苏岚岚、孔荣, 2018: 《农地抵押贷款促进农户创业决策了吗? ——农地抵押贷款政策预期与执行效果的偏差检验》, 《中国软科学》第 12 期, 第 140-156 页。

23.粟芳、方蕾、贺小刚、杨婵, 2019: 《正规融资还是非正规融资? 农户创业的融资选择及其影响因素》, 《经济与管理研究》第 12 期, 第 59-76 页。

24.孙学涛、于婷、于法稳, 2022: 《数字普惠金融对农业机械化的影响——来自中国 1869 个县域的证据》, 《中

国农村经济》第2期,第76-93页。

25.田鸽、张勋,2022:《数字经济、非农就业与社会分工》,《管理世界》第5期,第72-84页。

26.王国刚,2018:《从金融功能看融资、普惠和服务“三农”》,《中国农村经济》第3期,第2-14页。

27.王修华、赵亚雄,2022:《数字金融发展与城乡家庭金融可得性差异》,《中国农村经济》第1期,第44-60页。

28.温涛、陈一明,2020:《数字经济与农业农村经济融合发展:实践模式、现实障碍与突破路径》,《农业经济问题》第7期,第118-129页。

29.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、第7页。

30.杨胜刚、刘姝雯、阳旸,2016:《中国互联网金融发展水平测度——基于金融功能观的研究》,《金融经济学研究》第4期,第72-80页。

31.杨文溥,2022:《数字经济促进高质量发展:生产效率提升与消费扩容》,《上海财经大学学报》第1期,第48-60页。

32.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。

33.殷浩栋、霍鹏、汪三贵,2020:《农业农村数字化转型:现实表征、影响机理与推进策略》,《改革》第12期,第48-56页。

34.尹志超、宋全云、吴雨,2014:《金融知识、投资经验与家庭资产选择》,《经济研究》第4期,第62-75页。

35.张龙耀、李超伟、王睿,2021:《金融知识与农户数字金融行为响应——来自四省农户调查的微观证据》,《中国农村经济》第5期,第83-101页。

36.张勋、万广华、吴海涛,2021:《缩小数字鸿沟:中国特色数字金融发展》,《中国社会科学》第8期,第35-51页、第204-205页。

37.张哲晰、穆月英、侯玲玲,2018:《参加农业保险能优化要素配置吗?——农户投保行为内生化的生产效应分析》,《中国农村经济》第10期,第53-70页。

38.Bachas, P., P. Gertler, S. Higgins, and E. Seira, 2018, “Digital Financial Services Go A Long Way: Transaction Costs and Financial Inclusion”, *AEA Papers and Proceedings*, 108: 444-448.

39.Bonfadelli, H., 2002, “The Internet and Knowledge Gaps: A Theoretical and Empirical Investigation”, *European Journal of Communication*, 17(1): 65-84.

40.Guo, F., S. T. Kong, and J. Wang, 2016, “General Patterns and Regional Disparity of Internet Finance Development in China: Evidence from the Peking University Internet Finance Development Index”, *China Economic Journal*, 9(3): 253-271.

41.Jack, W., and T. Suri, 2014, “Risk Sharing and Transactions Costs: Evidence from Kenya’s Mobile Money Revolution”, *American Economic Review*, 104(1): 183-223.

42.Jagtiani, J., and C. Lemieux, 2018, “Do Fintech Lenders Penetrate Areas that are Underserved by Traditional Banks?”, *Journal of Economics and Business*, 100: 43-54.

(作者单位：南京农业大学金融学院)

(责任编辑：光明)

The Impact of Digital Inclusive Finance on Farmers’ Investment in Production and Operation

ZHOU Yueshu MIAO Zheyu

Abstract: Based on the data from the China Household Finance Survey in 2015, 2017, and 2019, and the Peking University Digital Financial Inclusion Index, this article analyzes the impact of digital financial inclusion on farmers’ production and operation investment. The results show that digital inclusive finance has promoted farmers’ investment in production and operation. Specifically, the impact of digital inclusive finance on farmers’ investment in agricultural production and operation is not significant, but digital inclusive finance can promote farmers’ investment in industrial and commercial production and operation. The results are robust to alternative choice of instrument variables. Mechanism analysis finds that digital inclusive finance mainly promotes farmers’ production and operation investment by increasing the financing scale of farmers and improving the level of farmers’ information interactions. Heterogeneity analysis finds that the impact of digital inclusive finance on farmers’ industrial and commercial production and operation investment is heterogeneous. Digital inclusive finance has a more obvious role in promoting small-scale operation and low human capital farmers’ industrial and commercial production and operation investment. Investment in agricultural production and operation is greatly affected by traditional financial services. Digital inclusive finance can promote farmers’ investment in agricultural production and operation with the help of traditional financial services. The study is of great significance for digital inclusive finance to better serve and promote the prosperity of rural industries and comprehensively promote rural revitalization.

Key Words: Digital Inclusive Finance; Investment in Production and Operation of Farmer; Prosperity of Rural Industry

数字经济与农民工就业：促进还是挤出？*

——来自“宽带中国”政策试点的证据

齐秀琳 江求川

摘要：数字经济不仅推动了就业市场上信息的充分流通，而且对原有工作岗位形成冲击，正展现出对农民工就业愈发深刻的影响。本文基于2011—2018年中国流动人口动态监测调查数据和“宽带中国”政策试点，利用多期双重差分法考察了数字经济如何影响农民工就业。研究发现：第一，数字经济显著促进了农民工就业，“宽带中国”政策试点使农民工就业率提高了1.78%；第二，数字经济对新生代和低技能农民工群体就业的促进作用更大；第三，数字经济促进农民工就业的机制包括增进就业信息获取和催生新的工作岗位；第四，数字经济提高了农民工就业质量，但这种提高仅仅表现为收入水平的提升，农民工工作强度反而有所增加。本文结论对政府进一步推进农民工就业和发展数字经济具有参考意义。

关键词：数字经济 农民工就业 “宽带中国”政策

中图分类号：F323.6 **文献标识码：**A

一、引言

虽然在计划经济时代也有分布于社队企业的“务工农民”（费孝通，1999），但真正出现符合后来人们对“农民工”这一概念普遍认知的群体，则始于改革开放初期（张车伟等，2022）。彼时，伴随东南沿海地区以“三来一补”为主要模式的外向型经济的发轫，大量内地农民开始选择在农闲时期离乡打工。既异于传统农民又别于城市居民的身份，决定了他们在就业选择和方式上的特性，典型的如以年或农时为周期的候鸟式迁徙。然而，更重要的是，在这段时期内农民工以人口红利的方式满足了发展所需，对中国经济起飞做出了巨大贡献（程名望等，2018；张晓山，2019）。进入21世纪，农民工问题有了新的发展，原本劳动力供给充足的地区陆续出现了“民工荒”现象。学界对此的解释可划为两种：其一是数量上的。沿循刘易斯关于“二元结构”的经典阐释（Lewis，1954），有学者开

*本文研究得到教育部人文社会科学青年项目“C2F 认购式订单农业的交易机制、合约结构与优化路径研究”（编号：19YJC790101）和河南省哲学社会科学规划项目“河南数字农业发展赋能农业固碳减排的实现路径研究”（编号：2022BJJ095）的资助。感谢匿名审稿专家和西南财经大学杨雨豪博士的宝贵意见，但文责自负。本文通讯作者：江求川。

始关注农村劳动力绝对数量的减少以及伴随于此的城市劳动力价格的上升，而中国究竟是否迈过了“刘易斯拐点”则是另一讨论的焦点（蔡昉，2010）。其二是结构上的。“民工荒”之下并非充分就业，而是仍有大量农民工被排斥于就业市场之外。企业招工难与农民工就业难同时出现，这一辩证关系被归于就业市场中的摩擦。更具体地，一是信息不对称，二是岗位不匹配（周先波等，2016；武康平和田欣，2020）。

数字经济已成为推动中国经济增长的主引擎之一。据中国信息通信研究院（下称“信通院”）发布的《中国数字经济发展报告（2022年）》，2021年中国数字经济规模达到45.5万亿元，占GDP比重为39.8%。数字经济最重要的两方面是数字产业化和产业数字化，其中，数字产业化以信息的创造和流动为核心，产业数字化指传统产业的数字化转型和以数字技术为基础的新型产业的创生。信息在就业市场中的作用自不待言，而产业数字化所催生出新的就业岗位，正是当下吸纳包括农民工在内的大量劳动力的重要所在。因此，可以认为，数字经济的发展恰好对应了当前农民工就业结构性问题的两个前因，从而深刻改变了现实中农民工的就业状况。再考虑到中国的农民工多为低技能劳动力，而数字经济在创造大量工作岗位的同时又在对重复性劳动不断进行着替代，本文所考察的数字经济对农民工就业的影响不仅极具现实意义，在理论上也是十分有趣和重要的议题。

与本文相关的文献主要有两支：第一支文献涉及农民工就业的影响因素。农民工兼具农民和城市务工者双重身份，他们的就业行为除了受到与其他群体类似的如职业培训和地区基础设施等因素的影响外，还具有一些特殊性（骆永民等，2020；张卫东等，2021）。例如，考虑到中国农村“熟人社会”的特征以及就业市场信息流动的不充分，社会资本（特别是家人、朋友或熟人这种“强关系”）在农民工就业中起到了十分重要的作用（朱明宝和杨云彦，2017；邓睿，2020）。第二支文献涉及数字经济与劳动力就业，特别是数字经济与低技能劳动力就业之间的关系。从理论脉络来看，早期的文献更关注于数字经济背景下“机器取代人”这一经典逻辑（Autor et al., 1998），而之后的文献则展现出对数字经济与就业关系的更深刻理解（Acemoglu and Restrepo, 2018），如对易于被数字技术替代的“程序性工种”和不易被替代的“非程序性工种”进行明确区分（Autor et al., 2003）。

上述文献构成了本文研究的基础，但对理解数字经济对农民工就业影响而言尚有须拓展和深化之处：第一，目前对农民工就业影响因素的探讨多未考虑数字经济的影响，在少量有所涉及的文献中，也仅考察了如数字金融等某个侧面的作用（曾湘泉和郭晴，2022）；第二，虽然农民工往往具有低受教育程度和低技能的特征（章元和陆铭，2009），但他们在户籍身份和行为方式等方面的特殊性，使得以往文献关于数字经济如何影响低技能劳动力就业的结论并不一定可外推至该群体。另外，与本文最相关的文献是田鹤和张勋（2022）的研究，他们系统考察了数字经济对农村劳动力非农就业和社会分工的影响，但他们关注的重点并非农民工群体，因此也未能结合农民工群体的就业特点深入探讨数字经济影响的内在逻辑。

本文将“宽带中国”政策的施行作为准自然实验，利用国家卫生健康委员会（下称“卫健委”）发布的中国流动人口动态监测调查数据（2011—2018），采用多期双重差分法考察数字经济对农民工就业的影响。“宽带中国”政策除了推动旨在优化和拓展宽带应用的互联网基础设施建设外，也包含

提升居民网络使用能力、培育数字化消费习惯，以及推动产业数字化转型等诸方面的内容，因此是数字经济发展的较好代表。“宽带中国”作为政策冲击在评估数字经济影响的文献中多被采用（田鸽和张勋，2022）。本文可能的边际贡献如下：第一，本文系统考察了数字经济对农民工就业的影响与机制，不仅补充了以往相关文献，而且考虑到数字经济的蓬勃发展及在现实中与农民工就业间的紧密联系，本文研究有助于把握农民工在数字经济时代下的就业特征；第二，相较于以多维指标合成的指标衡量数字经济，本文以“宽带中国”作为政策冲击更容易识别出数字经济和农民工就业间的因果关系；第三，除就业率外，本文还探讨了数字经济对农民工就业质量的影响，这为进一步改善数字经济背景下农民工就业状况提供了理论依据。

二、政策背景与理论分析

（一）政策背景

数字经济在国民经济中的地位愈发重要。据信通院发布的《中国数字经济发展报告（2022年）》，2021年中国有16个省份数字经济规模突破1万亿元，北京、上海等城市的数字经济规模占GDP的比重已超过50%。在21世纪初，面对经济运转日益数字化的趋势，世界各国都开始发力数字基础设施建设，例如美国建立了以消除宽带盲区为目标的“连接美国基金”，日本政府对宽带运营商提供无息贷款等。中国当时的宽带建设虽初有成效，但还存在基础设施定位不明确、区域和城乡发展不平衡、应用服务不够丰富、技术原创能力不足和发展环境不完善等问题，这构成了对经济发展而言越来越严重的掣肘。据联合国下属机构国际电信联盟（ITU）发布的全球互联网年度报告，2013年中国大陆信息化水平在世界上仅排第78位，与GDP总量排名世界第二的经济地位十分不相称。在此背景下，国家工信部提出“宽带中国”战略，由国家发展改革委等八部委联合起草了实施方案，并由国务院发布。

从政策实施的时间线来看，“宽带中国”政策分为3个阶段：从政策发布至2013年底为全面提速阶段，重点加强光纤网络和3G网络建设，提高宽带网络接入速率，改善和提升用户上网体验；2014—2015年为推广普及阶段，重点在继续推进宽带网络提速的同时，加快扩大宽带网络覆盖范围和规模，深化应用普及；2016—2020年为优化升级阶段，重点推进宽带网络优化和技术演进升级，使宽带网络服务质量、应用水平和宽带产业支撑能力达到世界先进水平。在具体实施过程中，“宽带中国”政策覆盖试点城市全域，且采取了“试点先行、逐步推进”的做法。2014年10月，国家工信部与国家发展改革委联合发布第一批“宽带中国”试点城市（城市群）名单，确定39个城市（城市群）为“宽带中国”示范城市（城市群），对这些城市（城市群）的数字基础设施建设“加大财政资金支持”、“加强税收优惠扶持”和“完善投融资政策”^①。2015年10月和2016年9月，第二批和第三批试点城市分别被确定。三批试点城市总计117个，约占全部地级市数量的40%，均匀分布在拥有不同经济发展水平的东、中、西部三个地区（见表1）。

^①参见《国务院关于印发“宽带中国”战略及实施方案的通知》：http://www.gov.cn/zhengce/content/2013-08/16/content_5060.htm。

	获批时间	东部地区	中部地区	西部地区	合计
第一批试点城市	2014年10月	21	11	7	39
第二批试点城市	2015年10月	11	14	14	39
第三批试点城市	2016年9月	8	13	18	39
总计		40	38	39	117

“宽带中国”并非仅是旨在强化网络基础设施的政策，在公布的5个重点任务中，“提高宽带网络应用水平”、“促进宽带网络产业链不断完善”和“增强宽带网络安全保障能力”都着眼于提升网络设施与经济融合的融合程度。在更具体的规划中，既有针对产业数字化和数字产业化的举措，例如培育新市场新业态，加快电子商务、现代物流和网络金融等现代服务业发展等，亦有旨在提升个体网络应用能力的措施，例如面向中小企业开展宽带应用技能培训及电子商务、网络营销等指导，鼓励企业利用宽带开展业务和商业模式创新等。2020年为“宽带中国”政策收官之年，信通院发布的《中国宽带发展白皮书（2020年）》对“宽带中国”的实施效果进行了评估，指出该政策实施以来，中国宽带网络基础设施加快改造升级，用户规模高速增长，家庭普及水平大幅提升，宽带信息应用加速向经济社会各领域广泛渗透，前述三阶段目标均已实现。

（二）理论分析

数字经济是一个在内涵上不断丰富和在外延上不断延展的概念。最早提出此概念的Tapscott(1996)强调数字经济是一个充分运用信息通信技术的经济系统；国际货币基金组织则将数字经济认定为运用数字化信息和知识经济活动总和(IMF, 2018)。但无论如何界定数字经济，它与就业之间的关系都可归入两个基本方面：一是数字经济背景下流动更加充分的信息可缓解就业市场上的摩擦，二是数字技术对经济系统中工作岗位的冲击和重构。本文将从这两个方面探讨数字经济对农民工就业的影响。

1. 数字经济对农民工就业市场摩擦的影响。本质上而言，就业问题可理解为就业市场上的“搜寻”和“匹配”问题，即作为劳动力买方的雇佣者与作为劳动力卖方的被雇者，在就业市场上搜寻合意的对方并完成匹配。若就业市场不存在摩擦，即交易费用不存在，则“最优”匹配自然能够完成。但现实中的就业市场往往存在着信息不对称等问题，导致雇佣双方的互相搜寻需花费大量成本(Stigler, 1961)。这意味着就业市场的“最优”匹配将会让位于“次优”匹配，后者在雇佣双方搜寻对家的边际成本等于边际收益处达到。

农民工所具有的特征使他们在就业市场上遭遇的摩擦更大。这一方面缘于他们的农民身份，农民工在城市务工时不仅缺乏本地居民拥有的社交网络，户籍身份限制也使可接纳他们的就业市场更为狭窄。虽然随着各地户籍制度改革的推进，农民工在就业市场上被歧视的地位已经得到显著改善，但与城市居民相比仍有差距，这一点在农民工大量聚集的大城市中尤为突出。另一方面则缘于农民工自身较低的受教育和技能水平(章元和陆铭, 2009)，这进一步限制了农民工的就业领域。有限的工作岗位与匮乏的就业信息，使农民工找到合意的就业机会十分困难。长期以来，农民工找工作在很大程度上依赖于亲戚、朋友等社会关系(朱明宝和杨云彦, 2017)。这种基于农村“熟人社会”特征的信息

传递方式虽节省了找工作中的交易成本，但也决定了就业市场上信息传递的低效。

数字经济的兴起极大拓展了农民工找工作的信息渠道，增进了信息传递的效率。首先，互联网提供了大量可供农民工参考的招聘信息，且各种专业求职网站的出现，进一步降低了雇佣双方的匹配成本；其次，原本线下的信息沟通现在也可以在线上、利用微信等软件以更方便和快捷的方式进行。另外，值得指出的是，虽然当前数字经济的作用更多体现在增加信息流动性，但可以预见，随着数字经济的发展，基于大数据与各种算法的技术将被越来越多地运用于农民工就业的场景，从而在更深层次上消解就业市场中的信息不对称问题，促进农民工就业（武康平和田欣，2020）。

2.数字经济对农民工就业岗位的影响。数字经济发展不仅催生出大量就业岗位，而且不断重塑着劳动力的就业方式，使以往更集中、更标准化的劳动组织模式变得更松散和更灵活。交易费用的高低决定了劳动组织模式，这既是新制度经济学的核心观点（Coase, 1937），亦可见于马克思对资本主义发展史的经典分析中。正如工业生产的技术突破导致了生产由“社会分工”向“工场手工业分工”的转变，数字经济的兴起令在工业时代更能节省交易费用的集中型劳动组织模式，逐渐转变为更适于信息时代的分散型劳动组织模式。本质上，这是一种具有“颠覆性改变”特征的新技术所带来经济模式的扩展式调整（阿瑟，2018）。

数字经济虽以数字技术的进步为基础，但由此而创生的就业岗位大多并不需要劳动者对数字技术本身有理解和把握，仅要求他们会使用十分便捷的软件即可，因此非常适用于吸纳自身人力资本积累较弱的农民工。数字经济所带来的劳动组织模式改变也会促进农民工就业水平的提高：一方面，以“零工经济”为代表的灵活化的就业方式，其背后是对劳动力技能要求的进一步弱化。相较于工作内容各不相同的工厂流水线，送外卖和开网约车等工作在内容上其实更加“标准化”。另一方面，“宁送外卖，不去工厂”虽是目前需要调整的就业倾向，但也反映出灵活就业相较于传统就业方式对农民具有更大吸引力。

数字经济发展也可能挤出农民工就业。根据马克思的经典阐释，资本为获得更大收益会不断以机器取代人的方式提高有机构成，结果是整个社会失业率的提高。但从更微观和具体的角度来说，机器是否取代人应取决于二者净利润的比较。延循这一逻辑，当前关于数字经济对就业影响的讨论逐渐超脱于将工作岗位和劳动力视为同质的做法，开始聚焦于异质性工作岗位和劳动力之间的匹配关系，例如认为更具重复性的“程序性工种”更容易被数字技术取代，而更具创造性的“非程序性工种”则不容易被取代（Autor et al., 2003）。以此思路分析农民工就业问题，他们所从事职业往往是“程序性工种”，因此随着数字经济的发展会面临更大的失业风险。以上分析表明，数字经济既有促进农民工就业的效应，也有挤出农民工就业的效应。理论上，虽然数字经济可能挤出从事“程序性工种”的农民工，但同时也会创造出许多适于农民工就业的新岗位。再考虑到数字经济对农民工就业市场摩擦的缓解作用，数字经济对农民工就业的促进作用应该更大。鉴于此，本文提出待验证的研究假说H1。

H1：数字经济发展促进了农民工就业。

三、研究设计

（一）数据来源

本文将“宽带中国”政策的施行作为准自然实验，利用卫健委发布的2011—2018年中国流动人口动态监测调查（China Migrants Dynamic Survey, CMDS）数据考察数字经济对农民工就业的影响。“宽带中国”政策数据来自于对2014—2016年国家工信部公布的“宽带中国”示范城市入选名单的整理。CMDS采用PPS抽样方法，调查对象为在流入地居住1个月以上、非本区（县、市）户口的15~59周岁的流动人口，调查样本涵盖31个省（区、市）。由于本文考察对象为农民工，故只保留了拥有农业户口、因务工或经商迁移且年龄在16周岁及以上的样本，处理后的总观测值673948个，为混合截面数据。CMDS数据库虽每年关注的重点城市会有变化，但年度调查覆盖了几乎所有地级市，再加上其长时段、跨年度的特征，是最适于本文研究的数据库之一。本文所用其他地级市层面的数据主要来自历年《中国城市统计年鉴》、各省市统计年鉴和各城市国民经济和社会发展统计公报。

（二）计量模型设定

本文采用多期双重差分法进行估计。若以被调查者是否就业为被解释变量，直接进行个体层面的估计会遇到两个问题：第一，通常用于二值变量回归的Logit模型和Probit模型在双重差分估计中并不适用，基于回归系数计算的边际效应更无意义；第二，即使转用线性概率模型进行估计，也无法获得数字经济对就业率影响的直观解释（Puhani, 2012）。有鉴于此，本文参考Card（2001）和张丹丹等（2018）的做法，采用两步法进行估计。具体地，本文首先在控制个体特征的基础上将个体就业信息整合到地级市层面，然后用地级市层面的数据进行双重差分估计。相较于直接用个体层面数据进行估计，用地级市层面数据进行估计既可获得对估计系数的直观解释，又不会损失个体层面的信息，且由于在第一步估计中控制了个体层面特征，因此据此估计出的城市层面就业率更具有统计代表性。第一步估计模型为：

$$Y_{it} = \beta X_{it} + \sum_j \alpha_{jt} city_{ijt} + \mu_{it} \quad (1)$$

（1）式中：下标*i*代表个体，下标*j*代表城市，下标*t*代表年份。 Y_{it} 代表个体*i*在*t*年是否就业，若就业则变量赋值为1，否则赋值为0； X_{it} 为个体层面控制变量，包括性别、年龄、受教育程度、婚姻状况、迁移类型和在务工地居住时长等； $city_{ijt}$ 为城市虚拟变量；进行无截距回归后得到的每个城市虚拟变量的系数 α_{jt} 即为剔除个体差异后城市层面的农民工就业率。

在第二步估计中，本文用第一步估计出的城市层面农民工就业率与其他数据进行匹配，构成非平衡面板数据，并采用多期双重差分模型进行回归，估计模型如下：

$$\alpha_{jt} = \gamma_0 + \gamma_1 did_{jt} + \gamma_2 Z_{jt} + \lambda_j + \eta_t + \varepsilon_{jt} \quad (2)$$

（2）式中：下标*j*代表城市，下标*t*代表年份。 α_{jt} 为第一步估计出的城市层面农民工就业率， did_{jt}

为试点政策交互项，具体而言， $did_{jt} = treat_j \times post_t$ 。其中， $treat_j$ 为组别虚拟变量，城市 j 若入选“宽带中国”示范城市则 $treat_j=1$ ，否则 $treat_j=0$ ； $post_t$ 为时间虚拟变量，城市 j 在入选“宽带中国”示范城市之前 $post_t=0$ ，在入选当年及之后 $post_t=1$ 。 Z_{jt} 为控制变量， λ_j 为城市固定效应， η_t 为年份固定效应。为克服模型可能存在的异方差问题，本文在回归中使用了稳健标准误。 γ_1 是本文关注的重点，代表数字经济对农民工就业率的影响。

（三）变量选择与描述

1.被解释变量。本文模型的被解释变量为剔除个体差异后的城市层面农民工就业率，计算方法如前文所述。

2.核心解释变量。本文模型的核心解释变量为“宽带中国”试点政策交互项。

3.控制变量。首先，城市发展水平越高，不仅意味着更好的数字经济发展状况，而且对农民工的需求也会更大（张卫东等，2021），因此，本文控制了地级市的人均地区生产总值、公共预算支出、固定资产投资和外商直接投资等指标。其次，不同经济部门对农民工的吸纳能力不同（朱明宝和杨云彦，2017），因此，本文进一步控制了城市的产业结构。再次，城市的人力资本水平与数字经济发展高度相关，且在一定程度上决定了城市对农民工的需求程度，因此，本文控制了城市的人力资本水平。最后，鉴于城市化与农民工就业之间的深刻关系（张晓山，2019），本文控制了城市化率。

变量定义与描述性统计如表2所示。本文将“宽带中国”试点政策交互项被赋值为1的样本归于处理组，其他样本归于控制组。处理组的农民工就业率高于控制组，初步支持了数字经济促进农民工就业的判断。另外，样本期内大多数控制变量的取值在处理组和控制组之间的差异很小，在一定程度上说明了“宽带中国”政策的外生性。

表2 变量定义与描述性统计

变量类型	变量名称	变量定义	全样本	控制组	处理组
被解释变量	农民工就业率	剔除个体差异后城市层面的农民工就业率，计算方式见上文	0.893 (0.078)	0.881 (0.075)	0.947 (0.072)
核心解释变量	试点政策交互项	组别虚拟变量与时间虚拟变量的交乘项	0.171 (0.376)	0 (0.000)	1 (0.000)
控制变量	人均地区生产总值	人均地区生产总值（元）对数值	10.668 (0.638)	10.590 (0.626)	11.087 (0.532)
	公共预算支出	公共预算支出与地区生产总值之比	0.111 (0.112)	0.106 (0.116)	0.133 (0.086)
	固定资产投资	固定资产投资（万元）对数值	16.309 (1.050)	16.240 (1.054)	16.828 (0.860)
	外商直接投资	外商直接投资（万元）对数值	10.316 (1.877)	10.192 (1.833)	11.023 (1.970)
	产业结构	第三产业增加值占地区生产总值的比重（%）	39.606 (9.630)	38.451 (9.014)	46.122 (10.379)

(续表 2)

人力资本	普通高等学校在校生数量与地区年末人口总数之比	0.019 (0.024)	0.015 (0.020)	0.033 (0.032)
城市化率	城镇常住人口与地区常住人口之比	0.539 (0.162)	0.511 (0.150)	0.631 (0.167)

注：①表中括号外数字为均值，括号内数字为标准差。②全样本观测值 722 个，其中：控制组观测值 625 个，处理组观测值 97 个。

四、实证分析

(一) 基准回归

表 3 报告了数字经济对农民工就业率影响的基准回归结果。回归 1 为单变量回归，回归 2 控制了城市和年份固定效应，回归 3 进一步加入了其他控制变量。从效果来看，“宽带中国”政策试点使农民工就业率上升了 1.78%。这个系数虽不大，但考虑到中国数量庞大的农民工群体，数字经济对农民工就业的提升作用是非常可观的。鉴于一线和新一线城市无论在数字经济发展还是在吸引农民工就业方面都可能存在特殊性，回归 4 剔除了样本期内被认定为一线和新一线的城市样本。从结果来看，数字经济对农民工就业率的影响依然显著。这些结果表明，整体而言，数字经济促进而非挤出了农民工就业，假说 H1 得证。

表 3 基准回归结果

变量或指标名称	被解释变量：农民工就业率							
	回归1：全样本		回归2：全样本		回归3：全样本		回归4：剔除一线和新一线城市样本	
	系数	标准误	系数	标准误	系数	标准误	系数	标准误
试点政策交互项	0.0666***	0.0049	0.0272***	0.0060	0.0178**	0.0072	0.0156*	0.0080
人均地区生产总值					0.0201	0.0197	0.0385	0.0311
公共预算支出					0.0011	0.0168	0.0029	0.0147
固定资产投资					-0.0048	0.0102	-0.0054	0.0113
外商直接投资					-0.0010	0.0030	-0.0033	0.0030
产业结构					-0.0005	0.0012	-0.0003	0.0014
人力资本					0.0000	0.0000	0.0001	0.0001
城市化率					-0.2048**	0.1001	-0.1487	0.0977
城市固定效应	未控制		已控制		已控制		已控制	
年份固定效应	未控制		已控制		已控制		已控制	
常数项	0.8812***	0.0022	0.8885***	0.0011	0.9631***	0.2439	0.7250**	0.2996
观测值	1091		1080		722		625	
R ²	0.107		0.772		0.771		0.769	

注：***、**和*分别表示 1%、5%和 10%的显著性水平。

（二）平行趋势检验

双重差分估计结果满足一致性的前提是控制组和处理组满足平行趋势假设，即在没有政策干预时，结果变量在控制组和处理组的发展趋势相同。上文描述性统计结果已经给出了关于“宽带中国”政策外生的一定证据，本文在此运用更严格的方法来证明平行趋势被满足。具体地，本文参考 Jacobson et al. (1993) 提出的事件研究法估计以下模型：

$$\alpha_{jt} = \beta_0 + \sum_{i=-5}^2 \beta_i did_i + \kappa Z_{jt} + \lambda_j + \eta_t + \varepsilon_{jt} \quad (3)$$

(3) 式中， β_i 代表“宽带中国”政策冲击前后年份的一系列系数估计值，其他变量定义与(2)式一致。按照事件研究法的一般做法，本文以政策发生前一期为基准组。另外，由于“宽带中国”政策最晚一批的试点产生于2016年，政策发生后两期之后的处理组数量会迅速下降，这导致在加入控制变量后估计的自由度不足，因此本文只报告了政策发生后第一期和第二期的回归结果。

图1展示了95%置信区间下 β_i 的估计结果。 β_i 在政策发生之前都不显著，说明控制组和处理组满足平行趋势假设； β_i 在政策发生后的两期均十分显著，说明数字经济发展对农民工就业率有促进作用。由于“宽带中国”政策的实施时间为当年的9月份或10月份（见表1），所以政策在实施当年对农民工就业率也没有影响。

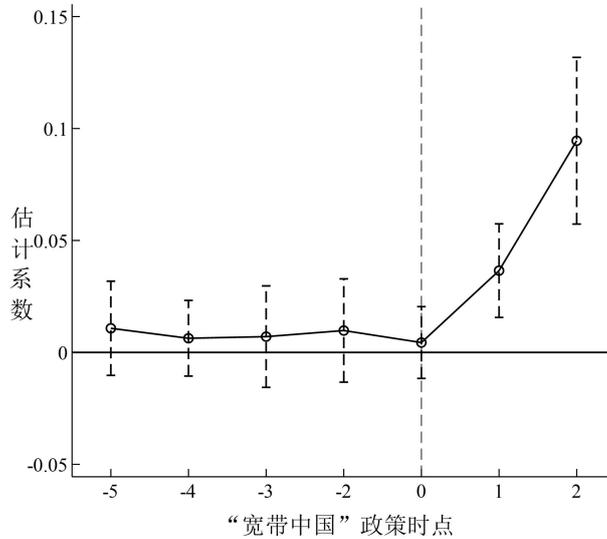


图1 平行趋势检验结果

（三）异质性分析

为考察数字经济对不同农民工群体影响的异质性，本文首先根据国家统计局的定义，将1980年之后出生的农民工归为新生代农民工，其他农民工归为非新生代农民工。表4的(1)列和(2)列结果表明，“宽带中国”政策试点使新生代农民工就业率提高了2.51%，对非新生代农民工则没有显著影响。可能的原因是：首先，相较于非新生代农民工，新生代农民工的年龄更小，他们不仅更容易接受

作为新鲜事物的数字技术，而且他们各方面的禀赋也更符合数字经济背景下的劳动力市场需求；其次，有别于以低技能、低收入、低诉求为主要特征的老一代农民工，新生代农民工的就业需求会随着社会发展、消费结构和层次的变化而改变，因此，他们的就业行为也更容易受到数字经济发展的影响。

进一步地，本文以大专毕业为标准区分出高技能和低技能农民工（张卫东等，2021）^①。表4的（3）列和（4）列结果表明，“宽带中国”政策试点令低技能农民工就业率提高了1.05%，对高技能农民工则没有显著影响。以计算机应用为基础的数字技术在早期被认为是一种技能偏向型技术，但后来随着应用门槛不断降低，该技能对低技能劳动力的影响更大（Krueger, 1993）。相较于雇佣成本更低的低技能农民工，高技能农民工在数字经济发展过程中虽也获得了更多工作机会，但他们的雇佣成本也更高，这抵消了一部分数字经济发展带来的效应。此外，农民工普遍受教育水平偏低，他们中的相对高技能者在整个社会范围内大多也属于中等技能劳动力，因此，原有工作岗位更容易被数字技术所替代（Autor et al., 2006；方建国和尹丽波，2012）。

表4 异质性分析结果

变量或指标名称	被解释变量：农民工就业率			
	(1) 新生代	(2) 非新生代	(3) 低技能	(4) 高技能
试点政策交互项	0.0251*** (0.0040)	0.0615 (0.0386)	0.0105** (0.0051)	0.0024 (0.0059)
控制变量	已控制	已控制	已控制	已控制
城市固定效应	已控制	已控制	已控制	已控制
年份固定效应	已控制	已控制	已控制	已控制
观测值	720	720	1266	1505
R ²	0.611	0.347	0.239	0.194

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。

（四）机制分析

根据上文分析，数字经济发展通过作用于就业信息和工作岗位的方式影响农民工就业，本文进一步考察这两个机制。CMD5 数据库中关于农民工就业信息获取的问题涉及较少，仅在2011年和2016年询问了被调查者获取就业信息的方式。本文根据被调查者是否借助互联网找工作，同样利用两步法计算在控制个体特征后不同城市农民工借助互联网找工作的比例，然后对“宽带中国”政策试点交互项进行回归。检验逻辑是：在上文已验证数字经济可促进农民工就业的前提下，若试点城市有更多的农民工借助互联网找到工作，则意味着数字经济发展确实改变了农民工获取就业信息的方式。表5报告的回归结果表明，即使数据原因导致样本量下降，数字经济依然对农民工信息获取方式有显著影响。

^①值得指出的是，虽然新生代农民工往往比非新生代农民工拥有更高的受教育水平，但由于本文在估计城市层面不同群体农民工就业率时已经控制了个体的受教育程度，因此，基于新生代和非新生代农民工的分析所捕捉到的数字经济影响差异并非来自以受教育水平衡量的技能差异。

具体地，“宽带中国”政策试点使农民工借助互联网找工作的比例增加了 16.34%。

从分样本回归结果来看，首先，数字经济对新生代农民工就业信息获取方式的影响更大。以往研究表明，与非新生代农民工相比，新生代农民工依赖“强关系”（关系密切、交往频繁、相互熟悉的人际关系）获得工作的可能性更低，依赖市场信息获得工作的比例较高（朱明宝和杨云彦，2017）。以互联网为代表的数字技术虽然在一定程度上可增进“强关系”，但更多的是提供一般性的就业市场信息。因此，数字经济显著提高了新生代农民工利用互联网找工作的比例，对非新生代农民工却没有影响。其次，数字经济同时提高了低技能和高技能农民工借助互联网找工作的比例。数字经济对高技能农民工影响更大的可能原因是：高技能者使用互联网的机会较多，他们具有更强的借助互联网搜索就业信息的能力（张卫东等，2021）。

表 5 数字经济影响农民工就业的机制：就业信息

变量或指标名称	被解释变量：借助互联网找工作的比例				
	全样本	新生代	非新生代	低技能	高技能
试点政策交互项	0.1634** (0.0699)	0.1546* (0.0780)	0.0030 (0.0174)	0.1521*** (0.0527)	0.1881*** (0.0527)
控制变量	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制
城市固定效应	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制
年份固定效应	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制
观测值	120	120	118	78	120
R ²	0.809	0.728	0.965	0.759	0.865

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。

在数字经济催生出的新工作岗位中，与农民工最密切相关的主要分布在住宿餐饮、运输、销售和自媒体等行业。结合国家统计局发布的《数字经济及其核心产业统计分类（2021）》，本文将这些行业中的工作岗位归于数字经济相关工作岗位，并据此考察数字经济对工作岗位的影响。按照与上文相同的逻辑，若数字经济在整体上促进了农民工就业，且“宽带中国”试点城市中实现就业的农民工有更大的比例从事与数字经济相关的职业，则意味着数字经济通过提供就业岗位促进了农民工就业。表 6 报告的回归结果表明，“宽带中国”政策推动了农民工向上述数字经济相关工作岗位转移。当然，在逻辑上并不能据此断定数字经济没有使原来工作岗位被替代，但整体上来说，数字经济通过提供新的工作岗位对农民工就业产生了更大的促进作用。

从分样本结果来看，首先，数字经济发展促使更多新生代农民工投入相关工作岗位，但对非新生代农民工没有影响。可能的原因是：新生代农民工年龄更小，更容易掌握新的工作技能从而适应数字经济发展所带来的市场需求改变，他们更健康的身体状况也更能胜任数字经济催生出的新工作岗位（何宗樾和宋旭光，2020）。其次，数字经济显著提高了低技能农民工投入相关岗位的比例，但对高技能农民工没有影响。以往文献表明，数字经济会造成中等技能劳动力就业占比下降的“极化现象”（Autor et al., 2006; Goos et al., 2009; 方建国和尹丽波，2012）。结合中国农民工群体特征和数字经济发展状况来看，外卖和快递等数字经济相关工作岗位能够充分吸收低技能农民工，但对高技能农民工而言，

数字经济可能同时发挥着提供工作岗位和替代原有工作这两种方向相反的作用。

表 6 数字经济影响农民工就业的机制：工作岗位

变量或指标名称	被解释变量：数字经济相关工作岗位就业比例				
	全样本	新生代	非新生代	低技能	高技能
试点政策交互项	0.1619*** (0.0475)	0.1272*** (0.0424)	-0.0058 (0.0189)	0.1945*** (0.0426)	0.0837 (0.0509)
控制变量	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制
城市固定效应	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制
年份固定效应	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制
观测值	720	717	708	716	511
R ²	0.419	0.404	0.809	0.447	0.383

注：①***表示1%的显著性水平。②括号内为稳健标准误。

（五）排除其他机制

样本期内另有两个政策的施行可能会影响本文结论：其一是户籍制度改革。2014年国务院发布《关于进一步推进户籍制度改革的意见》，提出通过确定不同等级城市落户条件，建立居住证制度，统一城乡户口登记制度。同年发布的《国家新型城镇化规划（2014—2020年）》要求统筹推进户籍制度改革和城市基本公共服务均等化，以不断缩小农民工和城市户籍人口在就业、医疗、教育等基本公共服务上的差距。其二是最低工资制度。2004出台的《最低工资规定》规定各地最低工资的调整频率为每两年不少于一次。为排除这两个政策的影响，本文将中国人民大学国家发展与战略研究院2019年3月发布的《中国劳动力市场化指数编制》（下称《编制》）中的部分指标纳入回归。表7的回归1和回归2分别为控制《编制》中的二级指标“户籍开放度”和“最低工资”后的回归结果，回归3为控制“劳动力市场化指数”后的回归结果。结果表明，数字经济对农民工就业的促进作用依然显著。

表 7 排除其他机制检验结果

变量或指标名称	被解释变量：农民工就业率					
	回归1		回归2		回归3	
	系数	标准误	系数	标准误	系数	标准误
试点政策交互项	0.0305***	0.0087	0.0343***	0.0089	0.0315***	0.0087
户籍开放度	-0.0427***	0.0152				
最低工资			0.0559	0.0433		
劳动力市场化指数					-0.0747**	0.0332
控制变量	已控制		已控制		已控制	
城市固定效应	已控制		已控制		已控制	
年份固定效应	已控制		已控制		已控制	
观测值	570		570		570	
R ²	0.804		0.801		0.802	

注：***和**分别表示1%和5%的显著性水平。

（六）稳健性检验

1.重复抽样。本文采用 Bootstrap 方法重复抽样 500 次并进行回归。表 8（1）列报告的结果表明，数字经济显著促进了农民工就业，说明本文的结论是稳健的。

2.工具变量回归。虽然表 1、表 2 和图 1 已为“宽带中国”政策的外生性提供了一定证据，本文仍采用工具变量法对结论做进一步验证。参考 Kolko（2012）的做法，本文以海拔高度作为构造工具变量的基础。一方面，海拔高度会提高网络基础设施建设的难度，因而可能会影响到当地是否能够入围“宽带中国”政策试点；另一方面，海拔高度也可能通过作用于经济发展水平等影响农民工就业，而本文在回归中已经控制了这些指标。为了使工具变量在控制城市固定效应的回归中不会被差分掉，本文参考 Qian（2008）的做法，构建海拔高度和试点政策交互项的交乘项作为工具变量。工具变量回归第一阶段的 F 值大于 10，说明不存在弱工具变量问题；第二阶段回归结果见表 8（2）列，结果再次表明，数字经济显著促进了农民工就业。

3.控制政策外溢性。在采用双重差分法进行政策效果评估时，除了要求处理组和控制组满足平行趋势之外，还须假定政策效果不存在外溢性。在本文所讨论的问题中，若本地数字经济发展减少了其他城市农民工的就业（例如数字经济发展令更有能力的外地农民工流入本地），则上文回归可能会高估政策效果。鉴于此，本文仅保留了市内流动的样本，表 8（3）列报告的结果表明本文结论是稳健的。

4.PSM-DID 回归。在双重差分估计之前先进行匹配往往可得到更干净的因果关系。本文以逐期匹配的方式对原样本进行匹配，匹配后的样本中各控制变量都不再显著，意味着匹配效果良好^①。表 8（4）列报告了采用 PSM-DID 方法的回归结果，结果再次表明，数字经济对农民工就业具有促进作用。

表8 稳健性检验结果

变量或指标名称	被解释变量：农民工就业率			
	(1) Bootstrap方法	(2) 工具变量法	(3) 市内流动样本	(4) PSM-DID
试点政策交互项	0.0178** (0.0072)	0.0197*** (0.0070)	0.0130** (0.0054)	0.0168*** (0.0051)
控制变量	已控制	已控制	已控制	已控制
城市固定效应	已控制	已控制	已控制	已控制
年份固定效应	已控制	已控制	已控制	已控制
观测值数量	722	747	639	239
R ²	0.771	0.781	0.737	0.104

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。

5.安慰剂检验。本文通过随机筛选“宽带中国”试点城市和随机产生政策实施时间，构造政策试点城市和实施时间两个层面的随机实验。本文重复了 500 次该随机过程，并进行了 500 次回归，图 2（a）展示了利用 500 次虚假实验得到的回归系数分布。这些系数集中分布于 0 附近，且真实系数

^①限于篇幅，文中未给出匹配结果，感兴趣者可通过编辑部联系作者索要。

(0.0178) 距离这些系数较远，为明显的异常值；图 2 (b) 进一步展示了 p 值分布，可见大量 p 值处于 0.1 之上。这些结果都表明，本文的核心结论是稳健的。

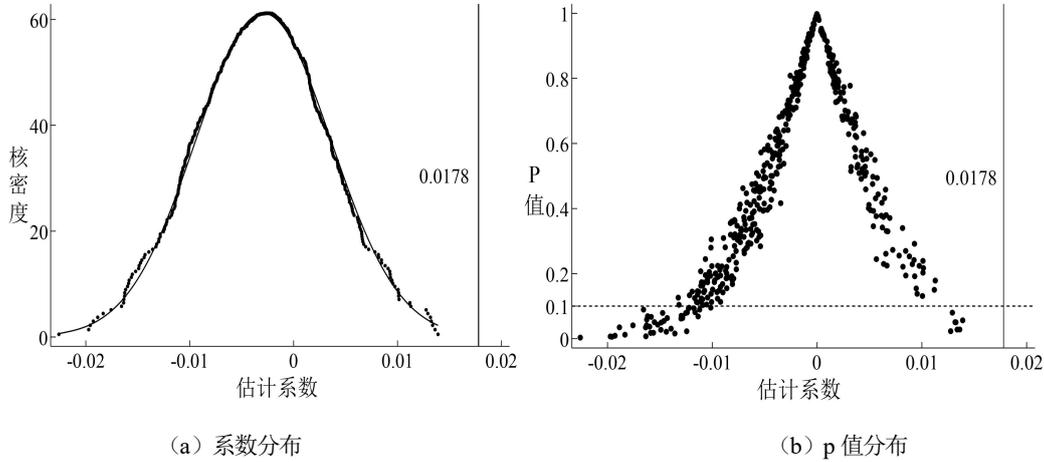


图 2 安慰剂检验结果

五、进一步分析

上文证明了数字经济能显著提高农民工就业率，这里讨论进一步的问题，即数字经济发展如何影响农民工就业质量。数字经济发展催生出了如网约车、送外卖等大量技能门槛很低的工作岗位，一方面，这吸纳了包括农民工在内的大量低技能劳动力；另一方面，以数字方式对劳动过程进行控制的特点及由此引发的问题受到社会普遍的关注。最典型的，送餐时间被算法不断压缩导致外卖骑手工作强度急剧上升，这一状况被媒体形象地称为外卖骑手被“困在系统里”^①。除了受制于对劳动过程进行精确控制的算法外，数字经济发展还使得劳动组织变得更为松散，从而为企业逃避各种责任提供了更多机会 (Lehdonvirta, 2016)。本质上而言，若仅仅提高就业率而不能提高农民工的就业质量，则数字经济之于农民工就业的意义也是模糊的。

借鉴以往文献的做法 (李中建和袁璐璐, 2017; 邓睿, 2020; 周闯和沈笑笑, 2021)，本文选择了收入、工作强度、就业稳定性和社会保障 4 个维度来衡量就业质量。其中，收入维度用月收入来度量；工作强度维度用周工作小时数来衡量；就业稳定性维度用农民工签订的劳动合同类型来度量，若签订的是无固定期限或有固定期限的合同则界定为稳定就业，否则为非稳定就业 (包括完成一次性工作任务或试用期，以及未签订劳动合同)；社会保障维度用农民工是否具有养老或医疗保险来衡量。在计算就业质量总指标时，本文将上述 4 个维度的指标进行标准化处理：

$$x_{ij}^{norm} = \frac{x_{ij} - x_{j,\min}}{x_{j,\max} - x_{j,\min}}, j = 1, 2, 3, 4 \quad (4)$$

^①资料来源：<https://baijiahao.baidu.com/s?id=1677231323622016633&wfr=spider&for=pc>。

(4) 式中：下标 i 代表个体，下标 j 代表就业质量的维度。 x_{ij}^{norm} 代表经标准化处理后就业质量在 j 维度上的分指标， x_{ij} 代表农民工 i 在 j 维度上的取值， $x_{j,\min}$ 和 $x_{j,\max}$ 分别代表农民工在 j 维度上的最小值和最大值。由于工作强度维度对就业质量的影响是负向的，故前者用 1 减去标准化后的数值进行替换。就业质量的总指标来自 4 个维度标准化指标的等权重加总：

$$quality_i = \frac{100}{4} \sum_{j=1}^4 x_{ij}^{norm} \quad (5)$$

在本部分中，本文依然采用多期双重差分模型。但与上文不同的是，这里直接以个体层面的数据进行估计。具体地，被解释变量为衡量农民工就业质量的总指标和 4 个分指标，解释变量仍为“宽带中国”试点政策交互项，控制变量包括性别、年龄、受教育程度、本地居留时长、流动类型、婚姻状况、职业类型和所属行业等。回归中控制了城市和年份固定效应，且在城市一级进行聚类。

由于只有处于就业状态的农民工才会报告就业质量信息，基于原样本的估计结果会受样本选择偏差问题的影响。鉴于此，本文以 Heckman 两步法对样本进行调整。具体地，第一步，用是否有未成年子女为依据构建排他性变量“未成年子女”（有未成年子女则赋值为 1，否则赋值为 0），用是否有工作作为被解释变量估计出逆米尔斯指数；第二步，在以就业质量为被解释变量的回归中加入逆米尔斯指数并删去未就业样本。表 9（1）列报告了 OLS 估计结果，（2）列报告了 Heckman 检验第一步的结果，（3）列报告了第二步的结果。结果表明，数字经济发展显著促进了农民工的就业质量。

进一步地，本文分别按照上文标准构建“新生代农民工”（是则赋值为 1，否则赋值为 0）和“高技能农民工”变量（是则赋值为 1，否则赋值为 0），并将它们与试点政策交互项进行交乘。表 9（4）列报告的结果表明，数字经济对新生代农民工就业质量的促进作用更大。可能的原因是：新生代农民工与数字经济有更深的联系，特别是数字经济相关岗位给他们提供了较高的工资水平。（5）列的结果表明，对拥有不同技能水平的农民工来说，数字经济对就业质量的影响并无差异。

表 9 数字经济对农民工就业质量的影响：总指标

变量或指标名称	就业质量	是否就业	就业质量	就业质量	就业质量
	OLS	Probit	Heckman	Heckman	Heckman
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
试点政策交互项	3.7888** (1.7520)	2.5560*** (0.1591)	2.3850** (0.9499)	-0.4687 (0.7910)	2.3892** (0.9427)
试点政策交互项×新生代农民工				6.6836*** (0.7293)	
新生代农民工				0.9362** (0.4019)	
试点政策交互项×高技能农民工					1.3118 (1.1477)
高技能农民工					3.9751*** (0.7934)

(续表 9)					
逆米尔斯指数			-26.3250*** (6.1818)	-29.4551*** (6.3020)	-25.9074*** (6.1360)
未成年子女			-0.4861*** (0.0150)		
控制变量	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制
城市固定效应	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制
年份固定效应	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制
观测值	340783	673948	329573	329573	329573
R ²	0.246		0.169	0.182	0.171

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。

表 10 报告了对就业质量分维度指标的回归结果。(1)列和(2)列结果表明，数字经济在提高农民工收入的同时增加了农民工的工作强度。根据本文所用样本计算可知，受数字经济影响的处理组样本的小时工资为 57.72 元，略高于控制组的 56.93 元^①；(3)列和(4)列结果表明，数字经济对农民工的就业稳定性和社会保障没有影响，这与数字经济相关岗位所具有的松散合约特征有关。概而言之，数字经济虽然提高了农民工的整体就业质量，但这种作用更多是依靠增加收入实现的。这与以往研究结论一致（杨伟国和王琦，2018）。

表 10 数字经济对农民工就业质量的影响：分维度指标

变量或指标名称	收入 (1)	工作强度 (2)	就业稳定性 (3)	社会保障 (4)
试点政策交互项	0.0476** (0.0242)	3.6188*** (0.1167)	-0.0029 (0.0171)	0.0052 (0.0205)
逆米尔斯指数	-0.4694*** (0.1338)	-5.1532*** (1.1618)	-0.6495*** (0.1123)	-0.6846*** (0.1528)
控制变量	已控制	已控制	已控制	已控制
城市固定效应	已控制	已控制	已控制	已控制
年份固定效应	已控制	已控制	已控制	已控制
观测值数量	408189	613794	425742	657513
R ²	0.157	0.438	0.158	0.125

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。

^①本文进一步以小时工资作为被解释变量对“宽带中国”试点政策交互项进行回归，所得回归系数为 11.06，在 5%的统计水平上显著。

六、结论与政策建议

本文基于2011—2018年中国流动人口动态监测调查数据和“宽带中国”政策试点，利用多期双重差分法考察了数字经济对农民工就业的影响。研究发现：首先，数字经济显著促进了农民工就业，该结论在进行各种稳健性检验后依然成立；其次，对不同的农民工群体而言，数字经济对新生代农民工和低技能农民工就业的促进作用更大；再次，数字经济可通过增进就业信息流通和催生新的工作岗位的方式提高农民工就业率；最后，数字经济提高了农民工就业质量，但这种提高仅仅体现在收入的增加，农民工的工作强度反而有所提升。

本文政策建议如下：第一，以推动数字经济发展的方式促进农民工就业。根据本文估计，“宽带中国”政策试点城市的农民工就业率提高了1.78%。该数值虽看起来较小，但若考虑到中国农民工数量之庞大，则数字经济的促进作用不可小视。本文样本期内（2011—2018年）中国农民工的平均数量为2.74亿人，根据推算可知，仅是“宽带中国”政策就可增加农民工就业约488万人，这是一个非常可观的数字。第二，加强农民工数字技能培训。本文研究发现，无论是对就业率还是就业质量而言，数字经济对新生代农民工的促进作用都更大，这意味着数字经济要充分发挥作用，就需要农民工本身对相关知识技能具有一定认知和掌握。第三，优化数字经济雇佣模式。数字经济在提高农民工收入的同时也增加了他们的工作强度，且没有提高他们的就业稳定性和福利保障水平，因此，政府须针对数字经济的雇佣特点，尽快完善和推行相关政策法规，避免农民工被“困在系统里”。

数字经济对农民工就业的影响实际上包括就业率和就业数量两个方面。但受数据所限，本文仅以农民工就业率作为研究对象，而忽略了“宽带中国”政策对农民工就业数量的影响。这是本文的一个不足。另外，数字经济还在不断发展与演化的过程中，各种依托于数字技术的新经济形式层出不穷并深刻地改变着劳动力市场。在此背景下，农民工就业在长期内将会被如何形塑，以及不同形式的数字经济影响农民工就业的微观机制是什么，均是未来探索的方向。

参考文献

- 1.阿瑟，2018：《技术的本质》，曹东溟、王健译，杭州：浙江人民出版社，第161-185页。
- 2.蔡昉，2010：《人口转变、人口红利与刘易斯转折点》，《经济研究》第4期，第4-13页。
- 3.程名望、贾晓佳、俞宁，2018：《农村劳动力转移对中国经济增长的贡献（1978~2015年）：模型与实证》，《管理世界》第10期，第161-172页。
- 4.邓睿，2020：《社会资本动员中的关系资源如何影响农民工就业质量？》，《经济学动态》第1期，第52-68页。
- 5.方建国、尹丽波，2012：《技术创新对就业的影响：创造还是毁灭工作岗位——以福建省为例》，《中国人口科学》第6期，第34-43页、第111页。
- 6.费孝通，1999：《费孝通文集（第八卷）》，北京：群言出版社，第213页。
- 7.何宗樾、宋旭光，2020：《数字经济促进就业的机理与启示——疫情发生之后的思考》，《经济学家》第5期，第58-68页。

- 8.李中建、袁璐璐, 2017: 《务工距离对农民工就业质量的影响分析》, 《中国农村经济》第6期, 第70-83页。
- 9.骆永民、骆熙、汪卢俊, 2020: 《农村基础设施、工农业劳动生产率差距与非农就业》, 《管理世界》第12期, 第91-121页。
- 10.田鸽、张勋, 2022: 《数字经济、非农就业与社会分工》, 《管理世界》第5期, 第72-84页。
- 11.武康平、田欣, 2020: 《信息不对称与供求失衡下的“用工荒”》, 《经济学报》第2期, 第194-230页。
- 12.杨伟国、王琦, 2018: 《数字平台工作参与群体: 劳动供给及影响因素——基于U平台网约车司机的证据》, 《人口研究》第4期, 第78-90页。
- 13.曾湘泉、郭晴, 2022: 《数字金融发展能促进返乡农民工再就业吗——基于中国劳动力动态调查(CLDS)的经验分析》, 《经济理论与经济管理》第4期, 第12-26页。
- 14.张车伟、赵文、李冰冰, 2022: 《农民工现象及其经济学逻辑》, 《经济研究》第3期, 第9-20页。
- 15.张丹丹、李力行、童晨, 2018: 《最低工资、流动人口失业与犯罪》, 《经济学(季刊)》第3期, 第1035-1054页。
- 16.张卫东、卜偲琦、彭旭辉, 2021: 《互联网技能、信息优势与农民工非农就业》, 《财经科学》第1期, 第118-132页。
- 17.张晓山, 2019: 《农民工大潮与中国的城镇化进程——改革开放以来农民工的贡献与未来的发展》, 《河北学刊》第2期, 第127-135页、第148页。
- 18.章元、陆铭, 2009: 《社会网络是否有助于提高农民工的工资水平?》, 《管理世界》第3期, 第45-54页。
- 19.周闯、沈笑笑, 2021: 《政府培训对农民工就业质量的影响研究》, 《数理统计与管理》第4期, 第692-704页。
- 20.周先波、刘建广、郑馨, 2016: 《信息不完全、搜寻成本和均衡工资——对广东省外来农民工劳动力市场信息不完全程度的测度》, 《经济学(季刊)》第1期, 第149-172页。
- 21.朱明宝、杨云彦, 2017: 《近年来农民工的就业结构及其变化趋势》, 《人口研究》第5期, 第89-100页。
- 22.Acemoglu, D., and P. Restrepo, 2018, “The Race between Man and Machine: Implications of Technology for Growth, Factor Shares, and Employment”, *American Economic Review*, 108(6): 1488-1542.
- 23.Autor, D. H., F. Levy, and R. J. Murnane, 2003, “The Skill Content of Recent Technological Change: An Empirical Exploration”, *Quarterly Journal of Economics*, 118(4): 1279-1333.
- 24.Autor, D. H., L. F. Katz, and A. B. Krueger, 1998, “Computing Inequality: Have Computers Changed the Labor Market?”, *Quarterly Journal of Economics*, 113(4): 1169-1213.
- 25.Autor, D. H., L. F. Katz, and M. S. Kearney, 2006, “The Polarization of the U.S. Labor Market”, *American Economic Review*, 96(2): 189-194.
- 26.Card, D., 2001, “Immigrant Inflows, Native Outflows, and the Local Labor Market Impacts of Higher Immigration”, *Journal of Labor Economics*, 19(1): 22-64.
- 27.Coase, R. H., 1937, “The Nature of the Firm”, *Economics*, 4(16): 386-405.
- 28.Goos, M., A. Manning, and A. Salomons, 2009, “Job Polarization in Europe”, *American Economic Review*, 99(2): 58-63.
- 29.IMF, 2018, “Measuring the Digital Economy”, <https://www.imf.org/en/Publications/Policy-Papers/Issues/2018/04/03/022818-measuring-the-digital-economy>.
- 30.Jacobson, L. S., R. J. Lalonde, and D. G. Sullivan, 1993, “Earnings Losses of Displaced Workers”, *American Economic*

Review, 83(4): 685-709.

31.Kolko, J., 2012, “Broadband and Local Growth”, *Journal of Urban Economic*, 71(1): 100-113.

32.Krueger, A. B., 1993, “How Computers have Changed the Wage Structure: Evidence from Microdata, 1984-1989”, *Quarterly Journal of Economics*, 108(1): 33-60.

33.Lehdonvirta, V., 2016, “Algorithms that Divide and Unite: Delocalization, Identity, and Collective Action in ‘Microwork’”, in J. Flecker (ed.) *Space, Place and Global Digital Work*, London: Palgrave-Macmillan, 53-80.

34.Lewis, A., 1954, “Economic Development with Unlimited Supply of Labor”, *Manchester School*, 22(2): 139-191.

35.Puhani, P. A., 2012, “The Treatment Effect, the Cross Difference, and the Interaction Term in Nonlinear ‘Difference-in-Differences’ Models”, *Economics Letters*, 115(1): 85-87.

36.Qian, N., 2008, “Missing Women and The Price of Tea in China: The Effect of Sex-Specific Earnings on Sex Imbalance”, *Quarterly Journal of Economics*, 123(3): 1251-1285.

37.Stigler, G. J., 1961, “The Economics of Information”, *Journal of Political Economy*, 69(3): 213-225.

38.Tapscott, D., 1996, *The Digital Economy: Promise and Peril in the Age of Networked Intelligence*, New York: McGraw-Hill, 43-72.

(作者单位：郑州大学商学院)

(责任编辑：胡 祎)

The Digital Economy and Employment of Migrant Workers: Facilitation or Crowding Out? Evidence from the “Broadband China” Policy Pilot

QI Xiulin JIANG Qiuchuan

Abstract: The digital economy not only promotes the full flow of information in the employment market but also has an impact on the original jobs, which is showing an increasingly profound impact on the employment of migrant workers. This article investigates how the digital economy affects the employment of migrant workers based on the dynamic monitoring data of China’s floating population and the “Broadband China” policy pilot from 2011 to 2018, using a multi-period double-difference method. The study finds that, firstly, the digital economy has significantly promoted the employment of migrant workers, and the employment rate of migrant workers in the pilot cities of the “Broadband China” policy has increased by 1.78%. Secondly, the digital economy has a greater role in promoting the employment of the new generation and low-skilled migrant workers. Thirdly, the mechanisms by which the digital economy promotes the employment of migrant workers include enhancing employment information and generating new jobs. Fourthly, the digital economy has improved the employment quality of migrant workers, but this improvement is only reflected in the improvement of income level. The conclusions of this study have implications for the government to further promote the employment of migrant workers and develop the digital economy.

Key Words: Digital Economy; Employment of Migrant Worker; “Broadband China” Policy Pilot

地权稳定性对劳动力非农就业的长期影响*

——来自雷州半岛的新证据

张丽娜 罗必良 胡新艳 张同龙

摘要：地权稳定性与农村劳动力非农就业之间的关系受到学界关注，但是，已有研究并未得出一致的结论。本文利用广东省雷州市祖宗地现象的微观调查数据，实证分析了地权稳定性对农村劳动力非农就业的影响。研究发现：以土地调整频次低和地块持有期限长为特征的祖宗地，相较于普遍的家庭承包地，所引致的农村劳动力非农就业比例更高，且该结果在考虑内生性问题后依然稳健。这意味着，祖宗地现象为稳定地权促进农村劳动力非农就业的经典命题提供了新证据。基于此，在现有农村土地“三权分置”下，进一步稳定农村土地承包关系和加强农户土地承包经营权保护，对保持和有序推动农村劳动力非农就业具有重要意义。

关键词：地权稳定性 非农就业 农村劳动力 祖宗地

中图分类号：F301.11 **文献标识码：**A

一、引言

发展中国家的资源错配问题一直是学术界研究的热点。已有研究表明，资源配置效率是决定国家生产力和收入差异的关键因素（Restuccia and Rogerson, 2008; Hsieh and Klenow, 2009）。与发达国家相比，发展中国家的农业部门更加落后于工业部门（Adamopoulos and Restuccia, 2014）。Adamopoulos et al. (2022) 发现，中国农业部门存在严重的资源错配，尤其是部门内的人地错配和跨部门的劳动力错配，而农村土地制度约束形成的要素流动壁垒是导致资源错配的主要原因。

在中国，家庭联产承包责任制下的地权不稳定通常被认为是造成农业生产要素配置效率低的首要原因（Lin, 1992）。在 20 世纪 80 年代初期，中国农村实行的是分田到户的家庭联产承包责任制，该制度下的土地所有权属于村集体，农户只拥有土地的承包经营权。为保证土地分配的公平性，村集体会根据村内人口变动等因素适时调整土地，但频繁的土地调整导致地权不稳定，会对农户生产要素配置产生负面影响，不利于农业生产效率的提高（林文声等，2018；高叙文等，2021）。为此，中央政

*本研究是国家社会科学基金重大项目“土地制度变迁与乡村社会治理机制研究”（编号：20&ZD170）和“清华大学中国农村研究博士论文奖学金”项目（编号：202003）的阶段性研究成果，文责自负。本文通讯作者：张同龙。

府出台了多项法律与政策，无论是1984年中央“一号文件”提出的土地承包关系15年不变和“大稳定、小调整”原则、1993年《关于当前农业和农村经济发展的若干政策措施》提出的土地承包关系再延长30年不变的规定和承包期内“增人不增地，减人不减地”办法，还是2002年《中华人民共和国农村土地承包法》（以下简称《农村土地承包法》）明确赋予农民长期而有保障的土地使用权，抑或是2007年《中华人民共和国物权法》通过后逐步推进的土地承包经营权确权改革，都旨在强化对农户土地承包经营权的保护，以提高地权稳定性。

改革开放以来，农村劳动力不断从农业部门向非农部门转移。农村劳动力非农就业比例从1978年的9.3%上升到2015年的74.9%（Zhang et al., 2018）。同时，全国农民工总量逐步增加，从2016年的2.82亿人增加到2019年的2.91亿人，即使2020年新冠肺炎疫情暴发，全国农民工就业依然保持总体稳定^①。劳动力从传统农业部门向现代工业部门转移是一个国家经济发展过程中的一个典型特征（Lewis, 1954）。大量经验证据表明：农村劳动力非农就业可以增加农民收入、促进农村经济发展，有助于改善国民福利（De Brauw et al., 2002; Nguyen et al., 2015）。而劳动力非农就业障碍不仅会造成劳动力资源错配，降低劳动生产效率（Zhao, 2020），而且会加剧城乡和区域发展不平衡，不利于整体经济增长（Au and Henderson, 2006）。

很多经济学家探讨了地权稳定性与农村劳动力非农就业的关系。研究表明：有效的产权保护可以保障私人投资收益、减少个人为保护财产而付出的成本、激励人们参与市场交易，从而提升劳动力等资源的配置效率，促进社会经济发展（Besley and Ghatak, 2010）。基于不同国家微观数据的研究大多验证了稳定的地权可以激励农村劳动力向非农部门转移的结论（例如程名望等，2006；Do and Iyer, 2008；Valsecchi, 2014；Giles and Mu, 2018）。而在墨西哥和埃塞俄比亚的研究发现：不稳定的地权会造成农村劳动力非农就业障碍，农户不得不花费更多的时间来捍卫和保护土地产权，导致大量剩余劳动力被锁定在农业部门，不利于农村劳动力向非农部门的自由流动（De Brauw and Mueller, 2012；De Janvry et al., 2015）。赋予农户稳定的地权可以释放农业部门的剩余劳动力，促进农村劳动力非农就业（刘晓宇和张林秀，2008），缓解地权不稳定造成的劳动力错配难题（Zhao, 2020）。但是，也有部分研究发现，不稳定的地权反而可以促进农村劳动力非农就业。地权稳定性的提升，降低了农户失去土地的风险，促进农户参与土地流转（Deininger and Jin, 2009），激励农户进行长期农业投资（Jacoby et al., 2002），从而提高农业生产效率。农业部门劳动力边际收益的增加，提高了非农就业的机会成本，缩小了农业部门和非农部门之间的劳动生产率差异，从而会对农村劳动力非农就业产生负面影响（洪炜杰和胡新艳，2019）。

综上所述，关于地权稳定性影响农村劳动力非农就业的研究并未得出一致的结论，有必要进一步探讨。已有文献主要存在两点不足：一是较多关注劳动力总体非农就业，尚缺乏对劳动力非农就业类型（如外出非农就业和本地非农就业）的细化探讨。张同龙等（2019）发现，不同劳动力非农就业类型的影响因素存在差异。Zhao（2020）也发现，提高地权稳定性能够促进农村劳动力外出非农就业，

^① 《2020年农民工监测调查报告》，http://www.stats.gov.cn/tjsj/zxfb/202104/t20210430_1816933.html。

而对本地非农就业没有产生显著影响。二是对地权稳定性的界定与衡量存在较大争议。针对中国的研究多将土地调整（如是否进行土地调整、土地调整次数、土地调整规模等）作为衡量地权稳定性的指标，并分析地权不稳定是否会阻碍农村劳动力非农就业。然而，很多经验证据表明：随着国家不断推进限制土地调整的法律与政策，尤其是 2002 年《农村土地承包法》实施后，中国农村土地产权已经足够稳定（叶剑平等，2018；Zhao，2020）。因此，采用土地调整相关指标衡量地权稳定性的做法有待商榷。同时，被社会各界寄予厚望的土地确权对农户生产要素配置影响的研究并未达成共识。由此引发的问题是：在家庭联产承包责任制下继续强化地权稳定性是否可以进一步促进农村劳动力非农就业？或者说，地权稳定性对农村劳动力非农就业的影响是否因地权形式的不同而存在差异？这是本文关注的主要问题。

广东省雷州市存在村庄相邻但地权形式迥异的现象，为本文考察地权稳定性对农村劳动力非农就业的影响提供了一个契机。在雷州市，一些村庄在最初实行家庭承包责任制时，村集体按照均田承包的原则重新分配土地，并在后期根据家庭人口的变化对土地进行适时调整；而在另一些村庄，农户凭借保存下来的地契“收回”自家祖辈土地私有制时期耕种的土地（民间俗称“祖宗地”）进行自主经营，且后期几乎未再进行土地调整。前者农户依据集体成员权获得的地权属于承包地产权形式；后者农户依据祖宗地获得的地权不同于承包地产权形式，本文称之为“祖宗地产权形式”。两类村庄虽然在地权形式上存在差异，但其地理特征、文化底蕴、风俗习惯以及宏观政策环境却极其相似，可以用于深入探讨不同地权形式对农村劳动力非农就业的影响。

本文在构建农户劳动力配置决策模型的基础上，实证检验地权稳定性的劳动力配置效应，通过对比分析不同地权形式下农村劳动力非农就业的差异，探讨了地权稳定性对农村劳动力非农就业的影响。本文的边际贡献体现在：一是借助独特的祖宗地现象，根据同一地区存在不同地权形式的事实直接比较不同地权形式对农户劳动力配置产生的不同影响，丰富了土地产权研究的相关文献；二是利用相对外生的祖宗地现象引起的劳动力非农就业差异，解决了潜在的内生性问题，并进行了一系列稳健性检验，以保证估计结果的可靠性。

二、理论分析

本文构建了一个农户劳动力配置决策与地权稳定性的简洁模型。假设一个代表性农户拥有初始土地禀赋 L 和劳动力禀赋 E ，该农户通过在农业部门和非农部门分配劳动力来最大化其家庭收入。其中，农户在农业部门配置的劳动力为 m ，在非农部门配置的劳动力为 $E - m$ 。笔者将农业部门产品的价格标准化为 1，则农业产出为 $f(m, L)$ 。假设非农部门工资为 w ，则该农户的非农收入为 $w(E - m)$ 。于是，农户所面临的最大化问题可以表示为：

$$\underset{m}{\text{Max}} \pi = f(m, L) + w(E - m) \quad (1)$$

求解最优解的一阶条件为：

$$f'_m = w \quad (2)$$

(2) 式说明, 当农业部门劳动力的边际产品价值等于非农部门的工资时, 农户分配到农业部门的劳动力数量是最优的。然而, 在实践中, 农户往往面临失去土地的风险, 即地权不稳定。为了保护土地产权, 农户会配置更多劳动力用于农业生产, 通过积极耕种土地来降低失去土地的风险。此时, 农户面临的问题变为:

$$\text{Max}_m \pi = f(m, (1-\tau(m))L) + w(E-m) \quad (3)$$

(3) 式中, 农户面临的失地风险为 τ , $0 \leq \tau \leq 1$ 且 $\frac{\partial \tau}{\partial m} \leq 0$ 。换言之, 农业劳动投入越多, 农户面临的失地风险越小。此时, 求解最优解的一阶条件为:

$$f_m = w + \frac{\partial \tau}{\partial m} f_L \quad (4)$$

假设 $f_m > 0$ 且 $f_L > 0$, 可知:

$$w \geq w + \frac{\partial \tau}{\partial m} f_L \quad (5)$$

地权稳定性可以通过相关要素市场间接影响农户的劳动力配置决策。如前文所述, 地权稳定性的提高会促进土地流转市场发育, 激励农户增加农业投资, 进而提高农业生产效率, 抑制农村劳动力非农就业。此时, 农户面临的问题如下所示:

$$\text{Max}_m \pi = f\left(\frac{m}{A}, (1-\tau(m))\frac{L}{A}\right) + w(E-m) \quad (6)$$

(6) 式中, A ($A \geq 1$) 表示地权稳定性增加带来的农业生产效率的提升幅度^①。此时, 求解最优解的一阶条件为:

$$f_m = Aw + \frac{\partial \tau}{\partial m} f_L \quad (7)$$

结合 (5) 和 (6) 式, 可知:

$$Aw + \frac{\partial \tau}{\partial m} f_L \geq w + \frac{\partial \tau}{\partial m} f_L \quad (8)$$

与 w 相比, $w - [Aw + \frac{\partial \tau}{\partial m} f_L]$ 的正负不确定。理论上, 如果 A 足够大, 使得 $(A-1)w + \frac{\partial \tau}{\partial m} f_L > 0$, 那么, $w < [Aw + \frac{\partial \tau}{\partial m} f_L]$ 。

将上述分析可视化, 如图 1 所示: 横轴表示农户在农业部门配置的劳动力数量, 纵轴表示农户的

^①为了简洁, 笔者在这里使用 $\frac{m}{A}$ 和 $\frac{L}{A}$ 分别表示由于农业生产效率提升, 农户可以通过投入更少的劳动力和土地来实现原有的农业产量。

农业劳动力人均产出。当 $f_m = w$ 时，农户实现效用最大化的均衡点为 a ，他们在农业部门配置的劳动力为 m_0 ；当 $f_m = w + \frac{\partial \tau}{\partial m} f_L$ 时，农户实现效用最大化的均衡点为 b ，他们在农业部门配置的劳动力为 m_1 （ $m_0 \leq m_1$ ）；当 $f_m = Aw + \frac{\partial \tau}{\partial m} f_L$ 时，农户实现效用最大化的均衡点为 c 或 c' ，他们在农业部门配置的劳动力为 m_2 或 m'_2 。

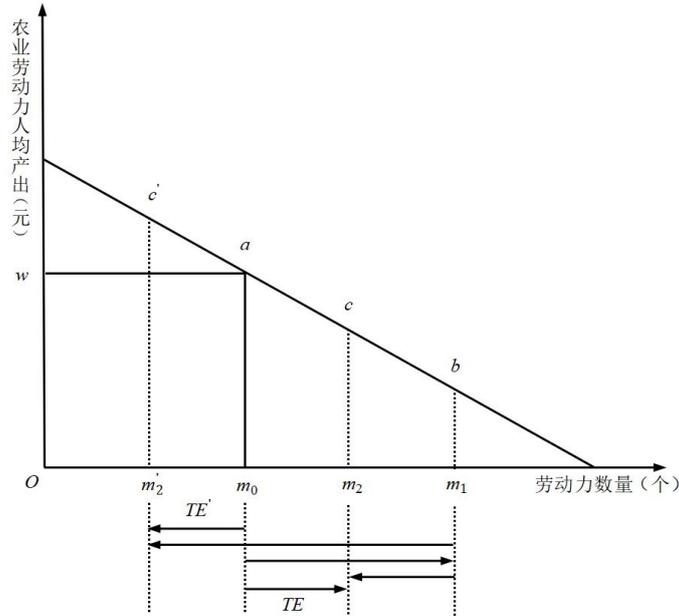


图1 地权稳定性与农户在农业部门的劳动力配置

在未考虑其他相关要素市场影响的情况下，不稳定的地权使农户的农业劳动力数量由 m_0 增加到 m_1 。在考虑其他相关要素市场影响的情况下，农户为了降低失地风险直接产生的农业劳动力增量是 $m_0 m_1$ ，而农业生产效率提升带来的农业劳动力数量的变化存在两种可能性：一是农业劳动力数量从 m_1 减少到 m_2 ，此时，提高地权稳定性对农业劳动力影响的总效应为 $TE = m_0 m_2$ ，这意味着不稳定的地权抑制了农村劳动力非农就业；二是农业劳动力数量从 m_1 减少到 m'_2 ，此时，提高地权稳定性对农业劳动力影响的总效应为 $TE' = m_0 m'_2$ ，该效应为负值，说明不稳定的地权反而促进了农村劳动力非农就业。

根据上述理论分析和逻辑推理，地权稳定性对劳动力非农就业的影响是激励效应还是抑制效应取决于两个量的大小，这两个量分别是失地风险降低直接带来的非农就业数量的增加量和间接导致的非农就业数量的减少量。具体而言：当增加量大于减少量时，提高地权稳定性对劳动力非农就业总体上表现为激励效应；反之，则表现为抑制效应。笔者的基本判断是：在土地市场和信贷市场不完善的现实背景下，地权稳定性的间接影响十分有限，而降低劳动力保护地权的成本和促进劳动力自由流动的

作用将凸显^①。

三、祖宗地背景与数据描述性分析

（一）祖宗地背景

雷州市（原海康县）位于中国大陆最南端的雷州半岛中部，东濒南海，西靠北部湾，北与湛江市、遂溪县接壤，南与徐闻县毗邻。雷州半岛位居祖国边陲，历史上为封建王朝势力薄弱之地，同时是贬谪罪臣途经之地，容易保留土著文化，并且民风彪悍（刘岚，2010）。另外，雷州半岛距离广州市约420千米，距离北京市约2200千米，远离政治行政中心，加之其语言和文化具有独特性，长期以来相对封闭而自成一体，这可能是祖宗地长期存在的重要原因（Qiu et al., 2021）。

据历史记载，雷州市于1949年12月5日解放，是中国较晚解放的地方之一^②。之后，该地区相继开展了温和的土改运动和集体化运动^③，很多农民的地契保存了下来。在20世纪80年代初期实行家庭联产承包责任制时，有些农户凭借地契，领回自家土改后耕种的土地进行“家庭承包”。这种做法虽然不同于按照人口或劳动力均分土地的基本政策，但是并未被地方政府制止。在此之后，这些村庄没有因村内人口变化等原因而重新调整土地。久而久之，当地农民认为土地是“继承”而来，将其称为“祖宗地”。这些村庄形成了与其他地方非常不同的地权形式。

需要指出的是，虽然祖宗地现象存在于雷州市的很多村庄，但并不是所有村庄都存在祖宗地现象。事实上，雷州市存在两种不同的地权形式：一是以均田承包原则平均分配土地，且后期会适时进行土地调整的承包地产权；二是以祖宗地为依据分配土地，且后期不参与土地重新分配的祖宗地产权。两类地权形式在地权稳定性方面存在差异，这为本文的实证研究提供了可能。

（二）调查设计与数据来源

本文研究所使用的数据来源于华南农业大学国家农业制度与发展研究院于2018年1月进行的一项抽样调查。该调查收集了广东省雷州市4镇60村1200户农户的信息。课题组在与原广东省农业厅

^①在现阶段，中国农村信贷市场不完善，地权稳定性的提高并不能够有效增加农户获得信贷的数量（周南等，2019）。现有的关于地权稳定性影响农业投资的研究结论仍存在分歧（Aha and Ayitey, 2017）。此外，虽然土地流转可以提高土地资源利用效率，但学术界对地权稳定性能否激励农户参与土地流转尚未达成一致看法（田传浩和方丽，2013）。金松青和 Deininger（2004）指出，当土地市场缺失时，土地调整可以使土地向资源禀赋较少的农户转移。Zhao（2020）认为，禁止土地调整反而会导致农业生产效率下降。因此，从土地流转的视角看，提高地权稳定性对农业生产效率的影响还不确定。但可以预期的是，随着农村要素市场发育程度的提高和社会保障机制的完善，提高地权稳定性对农村劳动力非农就业的促进作用将有所弱化。

^②《雷州概况》，http://www.leizhou.gov.cn/lzsq/lzjj/content/post_1477061.html。

^③土改运动（1949—1953年）较为温和的原因：一是雷州市的解放时间较晚；二是当地的地主较少且在解放战争时期主动为解放军提供了大量物资。在集体化运动时期（1953—1980年），该地区的有些村庄只是水田入社，有些村庄并没有改变农户经营土地的界限，因而部分农民仍然能够继续耕种原来私有制时期耕种的土地。

合作研究土地确权时，了解到雷州半岛存在特殊的祖宗地现象，给土地确权工作造成了掣肘。为了系统研究这一现象及其产生的经济后果，课题组在雷州市进行了抽样调查。按照当地政府提供的统计资料，课题组选取祖宗地现象较多的两个镇（乌石镇和覃斗镇），并在这两个镇选取了祖宗地占比较高的30个行政村（后文称为“祖宗地村庄”），其中，乌石镇19个、覃斗镇11个。同时，课题组按照地理位置相邻原则，选取了与乌石镇和覃斗镇比邻但基本不存在祖宗地的两个对照镇（英利镇和北和镇），并在每个对照镇中随机抽取15个村庄（后文称为“非祖宗地村庄”）。最终，课题组共选取60个样本村，在每个样本村，根据村庄的花名册随机抽取20户样本农户。

在调查过程中，经过培训的调查员对村干部和样本农户进行面对面访谈。调查问卷包括村庄问卷和农户问卷两类。在村庄问卷中，课题组考察了村庄的自然地理和经济发展状况，特别关注了村庄整体土地产权变化和劳动力非农就业情况。在农户问卷中，调查记录了样本户的家庭结构、资产状况、经历的土地产权变化等。同时，调查记录了样本农户中每个家庭成员的受教育、健康和就业状况。其中，就业相关问卷包括两个调查表：一个调查表详细记录2017年农户家庭成员的具体就业情况；另一个调查表是本文研究主要使用的调查表，记录了每个家庭成员1999—2017年的就业情况，包括工作状态（是否务农、是否从事自营工商业）、所在行业、工作地点以及是否和家人一起居住等内容。剔除关键信息缺失的样本后，本文得到59034个观测值。此外，调查员详细询问了农户所经营土地的基本情况，包括土地来源、土地面积、土地持有期限及土地调整等信息，同时记录了祖宗地的相关信息，例如集体化之前农户是否拥有地块、农户是否有地契、农户如何拿回祖宗地等。

（三）描述性分析

1.地权稳定性差异。笔者根据农户调查问卷中的问题“集体化之前是否拥有过这块耕地”来判定农户的地块是否属于祖宗地。笔者加总村庄层面的耕地面积和祖宗地面积发现，祖宗地村庄与非祖宗地村庄的祖宗地占比差异显著。在祖宗地村庄中，祖宗地平均占比高达75.4%，占比最低的是16%，最高的达到96%；而在与之相邻的非祖宗地村庄，祖宗地平均占比仅为3.6%。这初步展示了两类村庄地权形式的差异。

笔者进一步通过分析土地调整信息来描述两种地权形式下地权稳定性的不同。如表1所示：1978—2017年，非祖宗地村庄平均经历了2.07次土地调整，而祖宗地村庄平均的土地调整次数不到1（0.79）次^①。从土地调整时间看，非祖宗地村庄的土地调整出现了4个明显的波峰，除了1980年和1999年外，2000年之后仍有两个明显的凸起（2008年和2014年）；而祖宗地村庄的土地调整主要集中在1980年左右。与祖宗地村庄相比，非祖宗地村庄频繁进行土地调整增加了农户失去土地的风险。笔者采用农户的土地持有期限来测度地权稳定性。表1的结果表明，祖宗地村庄中农户的平均土地持有期限为30.2年，显著高于非祖宗地村庄（22.2年）。

^①调查中有有关土地调整的问题主要有两个：一是“您家是否经历过土地调整”；二是“如果经历过，哪一年”（1978—2017年）。笔者通过计算村庄中样本农户经历的土地调整次数的平均值，得到每个村的土地调整次数。

表 1 两类村庄中地权稳定性的差异 (1978—2017 年)

指标	祖宗地村庄	非祖宗地村庄	差异
土地调整次数 (次)	0.79	2.07	-1.28***
土地持有期限 (年)	30.2	22.2	8.00***

注：①土地调整次数、土地持有年限均为样本农户土地调整次数和土地持有年限在村庄层面的平均值；②***表示 1% 的显著性水平。

结合前文的祖宗地现象的背景可知，祖宗地产权从土地产权保证性（拥有地契）、土地产权强度（强调继承性）、土地产权持有期限（较少进行产权调整）3 个方面强化了农户的地权稳定性。与非祖宗地村庄的承包地产权相比，祖宗地村庄的祖宗地产权的地权稳定性更高。

2. 劳动力非农就业差异。整体上看，祖宗地村庄的劳动力非农就业比例（45.6%）显著高于非祖宗地村庄（34.9%）（见表 2）。按照 Zhang et al. (2018) 的做法，笔者进一步按照是否远离家乡到县外工作对样本进行分组，分为外出非农就业和本地非农就业两组。表 2 结果显示，祖宗地村庄外出非农就业比例和本地非农就业比例都较高。根据本文数据，从演变趋势看，所有样本村庄的劳动力非农就业比例都随着时间的推移而不断增加，并且祖宗地村庄劳动力非农就业比例高于非祖宗地村庄的趋势一直保持稳定。结合表 1 可知，稳定地权有利于农村劳动力向非农部门转移。

表 2 两类村庄中劳动力非农就业的差异 (1978—2017 年)

指标	祖宗地村庄	非祖宗地村庄	差异
非农就业比例 (%)	45.6	34.9	10.7***
外出非农就业比例 (%)	28.6	25.4	3.2***
本地非农就业比例 (%)	17.0	9.5	7.5***

注：①非农就业比例、外出非农就业比例和本地非农就业比例均为村庄层面的平均值；②***表示 1% 的显著性水平。

四、识别策略与实证结果

（一）模型设定

为了考察地权稳定性对农村劳动力非农就业的影响，在描述性分析的基础上，笔者进一步使用计量模型来探讨。具体模型设定如下：

$$Y_{ijvt} = \beta_0 + \beta_1 Land_{ijv} + \beta_2 X_{ijvt} + \mu_t + \varepsilon_{ijvt} \quad (9)$$

(9) 式中： Y_{ijvt} 是本文的被解释变量，代表 v 村庄 j 农户第 i 个劳动力个体在 t 时间的非农就业状况，包括非农就业、外出非农就业和本地非农就业。 $Land_{ijv}$ 是本文关注的解释变量，即 j 农户 i 个体所在 v 村庄的地权稳定性； X_{ijvt} 为一系列控制变量，包括村庄、农户、劳动力个体特征变量等； μ_t 为年份虚拟变量，以消除时间趋势以及年度事件的潜在影响； ε_{ijvt} 为不可观测的随机扰动项。

（二）变量选取

1. 被解释变量：农村劳动力非农就业。参考 Giles and Mu (2018)、张同龙等 (2019) 的研究，本

文选用劳动力个体是否从事非农工作来衡量农村劳动力非农就业。当劳动力个体从事非农工作（包括外出非农工作和本地非农工作）时， $Y_{ijvt}=1$ ；否则， $Y_{ijvt}=0$ 。

2.关键解释变量：地权稳定性。本文主要有3种测度方式：第一，结合调查设计和前文的描述性分析，本文采用劳动力所在村庄是否为祖宗地村庄（简称为“是否祖宗地村庄”）进行测度；第二，由于不同村庄的土地制度实施强度可能有所不同，本文采用村庄祖宗地面积占村庄所有耕地面积的比例（简称为“村庄祖宗地占比”）来衡量地权稳定性；第三，本文将农户是否拥有祖宗地（简称为“是否祖宗地农户”）作为地权稳定性的代理变量。

3.控制变量。参考刘晓宇和张林秀（2008）、Mullan et al.（2011）和 Valsecchi（2014）的研究，本文引入了一系列控制变量：在村庄层面，选取村庄自然村个数、村庄到镇政府的距离、村庄耕地面积和村庄耕地灌溉比例；在农户层面，选取户主性别、户主年龄、户主户口类型、户主受教育年限、户主是否村干部、家庭总人口、0~6岁人口数量、7~15岁人口数量、60岁以上人口数量、家庭耕地面积、家庭可灌溉耕地面积、是否有宗祠、是否有宗族活动和人际信任；在劳动力个体层面，本文选取年龄、性别、受教育年限、户口类型、是否党员和是否有技能。

变量的定义和描述性统计结果见表3。

表3 变量定义和描述性统计结果

变量名称	变量含义及赋值	均值	标准差
是否非农就业	劳动力是否从事非农工作：是=1，否=0	0.39	0.49
是否外出非农就业	劳动力是否远离家乡到县外从事非农工作：是=1，否=0	0.27	0.44
是否本地非农就业	劳动力是否在本县内从事非农工作：是=1，否=0	0.13	0.33
是否祖宗地村庄	劳动力所在村庄是否为祖宗地村庄：是=1，否=0	0.45	0.50
村庄祖宗地占比	村庄祖宗地面积占村庄所有耕地面积的比例（%）	36.10	38.14
是否祖宗地农户	农户是否拥有祖宗地：是=1，否=0	0.41	0.49
村庄自然村个数	村庄有多少个自然村（个）	4.08	2.67
村庄到镇政府的距离	村委会到镇政府的距离（千米）	8.13	4.93
村庄耕地面积	村庄耕地总面积（亩）	3806.09	3939.45
村庄耕地灌溉比例	村庄耕地中可灌溉耕地的比例（%）	65.02	33.48
户主性别	户主性别：男性=1，女性=0	0.94	0.24
户主年龄	户主实际年龄（岁）	49.29	12.04
户主户口类型	户主户口类型：农业户口=1，其他=0	0.99	0.12
户主受教育年限	户主从小学开始接受教育的年份数（年）	6.37	3.77
户主是否村干部	户主是否为村干部：是=1，否=0	0.08	0.27
家庭总人口	家庭总人口数量（人）	5.90	2.28
0~6岁人口数量	家庭成员中0~6岁人口数量（人）	0.72	1.03
7~15岁人口数量	家庭成员中7~15岁人口数量（人）	0.87	1.16
60岁以上人口数量	家庭成员中60岁以上人口数量（人）	0.43	0.71
家庭耕地面积	家庭经营的耕地总面积（亩）	8.84	8.62

(续表 3)

家庭可灌溉耕地面积	家庭经营耕地中可灌溉面积(亩)	4.58	5.72
是否有宗祠	家族是否有宗祠: 有=1, 没有=0	0.70	0.46
是否有宗族活动	家族是否有宗族活动: 有=1, 没有=0	0.79	0.40
人际信任	对本村农户的信任程度: 非常信任=5, 比较信任=4, 一般信任=3, 不太信任=2, 不信任=1	3.92	0.93
年龄	劳动力实际年龄(岁)	37.04	13.05
性别	劳动力性别: 男性=1, 女性=0	0.55	0.50
受教育年限	劳动力从小学开始接受教育的年份数(年)	6.71	4.12
户口类型	劳动力户口类型: 农业户口=1, 其他=0	0.98	0.14
是否党员	劳动力是否为党员: 是=1, 否=0	0.06	0.25
是否有技能	劳动力是否具有能带来收入的技能, 例如做瓦工、电工、司机等: 是=1, 否=0	0.08	0.28

为了避免可能的内生性问题造成地权稳定性影响农村劳动力非农就业的估计结果有偏, 本文利用替换变量法和工具变量法, 进行稳健性检验^①。首先, 考虑到不同村庄土地制度实施强度的差异, 笔者采用村庄祖宗地占比替换是否祖宗地村庄来衡量地权稳定性重新进行估计。其次, 调研数据显示, 不同农户的祖宗地占比存在较大差异。虽然样本农户所在村庄的地理位置相同, 其面临的文化偏好、经济和政治环境极其相似, 但模型可能依然存在遗漏变量问题。为了缓解由此带来的内生性问题, 笔者将是否祖宗地农户作为地权稳定性的衡量指标进行回归。再次, 农户是否拥有祖宗地可能受到农户本身特征的影响, 由此可能导致反向因果和遗漏变量问题。对此, 本文通过工具变量法处理此类内生性问题。选用的工具变量是农户持有地契的耕地面积占农户耕地总面积的比例(简称“农户拥有地契耕地占比”)。如前所述, 拥有地契是土地被视为祖宗地的主要原因。纵观中国土地制度变迁, 地契出现在 1956 年之前。所以, 该工具变量是一个历史变量, 不受目前个体行为的影响, 满足有效工具变量的外生性和相关性条件。最后, 笔者利用替换被解释变量和分样本回归方法进一步验证估计结果的稳健性。

(三) 估计结果与分析

基准回归结果如表 4 所示, 方程 1、方程 3 和方程 5 采用 OLS 模型估计, 方程 2、方程 4 和方程 6 采用 Probit 模型估计。OLS 模型估计结果显示, 关键解释变量是否祖宗地村庄至少在 5% 的统计水平上显著, 且是否祖宗地村庄的估计系数均为正。整体上看, 与非祖宗地村庄相比, 祖宗地村庄的农户家庭劳动力选择非农就业的概率平均高 7.2% (见方程 1 的结果); 从劳动力非农就业类型看, 祖宗地村庄的农户家庭劳动力选择外出非农就业和本地非农就业的可能性都更高 (见方程 3 和 5 的结果)。这说明, 不同地权形式对农村劳动力非农就业的影响存在显著差异。相较于承包地产权形式, 祖宗地产权形式通过强化地权稳定性对农村劳动力非农就业产生了明显的激励效应。同时, Probit 模型的估计结果与 OLS 模型的估计结果基本一致, 这在一定程度上说明本文的回归结果具有稳健性。

^①许庆等 (2020) 和章丹等 (2022) 指出, 工具变量法和替换变量法被认为是解决内生性问题的有效方法。

地权稳定性对劳动力非农就业的长期影响

表 4 地权稳定性对劳动力非农就业影响的估计结果

变量或指标名称	是否非农就业		是否外出非农就业		是否本地非农就业	
	OLS 模型	Probit 模型	OLS 模型	Probit 模型	OLS 模型	Probit 模型
	方程 1	方程 2	方程 3	方程 4	方程 5	方程 6
是否祖宗地村庄	0.072*** (0.014)	0.073*** (0.014)	0.030** (0.012)	0.036*** (0.012)	0.042*** (0.011)	0.039*** (0.011)
村庄自然村个数	-0.006** (0.003)	-0.006** (0.003)	-0.004* (0.002)	-0.003 (0.002)	-0.002 (0.002)	-0.003 (0.002)
村庄到镇政府的距离	0.000 (0.001)	0.000 (0.001)	-0.001 (0.001)	-0.000 (0.001)	0.001 (0.001)	0.001 (0.001)
村庄耕地面积	-0.000*** (0.000)	-0.000*** (0.000)	-0.000*** (0.000)	-0.000*** (0.000)	-0.000 (0.000)	-0.000 (0.000)
村庄耕地灌溉比例	-0.001*** (0.000)	-0.001*** (0.000)	-0.000 (0.000)	-0.000 (0.000)	-0.000*** (0.000)	-0.000*** (0.000)
户主性别	-0.052* (0.027)	-0.038 (0.026)	-0.012 (0.024)	-0.011 (0.021)	-0.041* (0.023)	-0.037* (0.019)
户主年龄	0.006*** (0.001)	0.005*** (0.001)	0.006*** (0.001)	0.004*** (0.000)	0.000 (0.001)	0.001 (0.001)
户主户口类型	-0.018 (0.059)	0.001 (0.063)	0.046 (0.062)	0.046 (0.048)	-0.064 (0.059)	-0.041 (0.041)
户主受教育年限	0.004* (0.002)	0.003 (0.002)	0.003* (0.002)	0.004** (0.002)	0.000 (0.002)	0.000 (0.002)
户主是否村干部	0.097*** (0.021)	0.088*** (0.020)	0.014 (0.016)	0.001 (0.015)	0.083*** (0.019)	0.067*** (0.015)
家庭总人口	0.016*** (0.004)	0.012*** (0.004)	0.014*** (0.003)	0.006** (0.003)	0.002 (0.003)	0.003 (0.003)
0~6 岁人口数量	-0.033*** (0.005)	-0.027*** (0.005)	-0.035*** (0.004)	-0.021*** (0.004)	0.002 (0.004)	0.001 (0.004)
7~15 岁人口数量	-0.032*** (0.004)	-0.024*** (0.004)	-0.037*** (0.003)	-0.022*** (0.003)	0.005 (0.003)	0.004 (0.003)
60 岁以上人口数量	-0.007 (0.008)	-0.012 (0.008)	-0.002 (0.007)	-0.004 (0.006)	-0.005 (0.006)	-0.004 (0.006)
家庭耕地面积	-0.002** (0.001)	-0.002** (0.001)	-0.001 (0.001)	-0.001 (0.001)	-0.001 (0.001)	-0.001 (0.001)
家庭可灌溉耕地面积	0.001 (0.001)	0.001 (0.001)	0.003*** (0.001)	0.003*** (0.001)	-0.003*** (0.001)	-0.003** (0.001)
是否有宗祠	-0.011 (0.014)	-0.011 (0.013)	-0.017 (0.012)	-0.021* (0.011)	0.006 (0.011)	0.004 (0.011)

(续表 4)						
是否有宗族活动	0.021 (0.015)	0.021 (0.015)	0.033*** (0.012)	0.038*** (0.012)	-0.012 (0.013)	-0.011 (0.012)
人际信任	-0.007 (0.007)	-0.007 (0.006)	0.002 (0.006)	0.000 (0.005)	-0.009* (0.005)	-0.008 (0.005)
年龄	-0.015*** (0.000)	-0.013*** (0.000)	-0.016*** (0.000)	-0.014*** (0.000)	0.001** (0.000)	0.001* (0.000)
性别	0.063*** (0.013)	0.064*** (0.012)	0.027** (0.011)	0.032*** (0.010)	0.036*** (0.011)	0.038*** (0.011)
受教育年限	0.015*** (0.002)	0.015*** (0.002)	0.014*** (0.002)	0.014*** (0.002)	0.002 (0.002)	0.002 (0.002)
户口类型	-0.191*** (0.057)	-0.178*** (0.063)	-0.123** (0.055)	-0.107*** (0.040)	-0.068 (0.054)	-0.044 (0.039)
是否党员	0.134*** (0.029)	0.121*** (0.026)	-0.052*** (0.020)	-0.039* (0.023)	0.186*** (0.029)	0.123*** (0.018)
是否有技能	0.187*** (0.023)	0.165*** (0.022)	0.074*** (0.020)	0.049*** (0.016)	0.113*** (0.024)	0.084*** (0.016)
年份固定效应	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制
常数项	0.647*** (0.078)		0.408*** (0.069)		0.239*** (0.078)	
R ² 或 Pseudo R ²	0.363	0.317	0.392	0.405	0.073	0.084
样本量	59034	59034	59034	59034	59034	59034

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

为了检验基准回归结果的稳健性，笔者采取了以下方式：首先，利用村庄祖宗地占比测度地权稳定性，重新对（9）式进行估计。表 5 分别汇报了村庄祖宗地占比对农村劳动力是否非农就业、是否外出非农就业和是否本地非农就业影响的模型估计结果。在所有估计中，村庄祖宗地占比都显著且系数为正。这说明，农户所在村庄的祖宗地占比越高，家庭劳动力越倾向于向非农部门转移，同时越可能选择外出非农就业和本地非农就业。

表 5 地权稳定性对劳动力非农就业影响的估计结果：村庄祖宗地占比

变量或指标名称	是否非农就业		是否外出非农就业		是否本地非农就业	
	OLS 模型	Probit 模型	OLS 模型	Probit 模型	OLS 模型	Probit 模型
村庄祖宗地占比	0.075*** (0.018)	0.075*** (0.017)	0.027* (0.015)	0.032** (0.014)	0.048*** (0.014)	0.043*** (0.014)
控制变量	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制
年份固定效应	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制
R ² 或 Pseudo R ²	0.362	0.316	0.391	0.405	0.073	0.083

(续表 5)

样本量	59034	59034	59034	59034	59034	59034
-----	-------	-------	-------	-------	-------	-------

注：①括号中数字为稳健标准误；②***、**和*分别表示 1%、5%和 10%的显著性水平；③控制变量同表 4；④限于篇幅，表中仅汇报关键解释变量的估计结果。

其次，笔者进一步运用 Probit 模型来分析有无祖宗地农户的劳动力非农就业差异。由表 6 可知，与非祖宗地农户相比，祖宗地农户的劳动力非农就业、外出非农就业和本地非农就业的概率均更高。并且，控制村庄固定效应的回归结果与表 4 中基准回归结果基本一致，证实了同一村庄中祖宗地农户的劳动力从事非农工作（包括外出非农工作和本地非农工作）的概率更高。

表 6 地权稳定性对劳动力非农就业影响的估计结果：是否祖宗地农户

变量或指标名称	是否非农就业		是否外出非农就业		是否本地非农就业	
是否祖宗地农户	0.063*** (0.013)	0.038** (0.019)	0.030*** (0.011)	0.027* (0.016)	0.036*** (0.011)	0.017 (0.015)
控制变量	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制
年份固定效应	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制
村庄固定效应	未控制	已控制	未控制	已控制	未控制	已控制
Pseudo R ²	0.317	0.342	0.405	0.434	0.084	0.134
样本量	59034	59034	59034	59034	59034	59034

注：①括号中数字为稳健标准误；②***、**和*分别表示 1%、5%和 10%的显著性水平；③控制变量同表 4；④限于篇幅，表中仅汇报关键解释变量的估计结果。

再次，本文使用工具变量法进行估计得到的结果如表 7 所示。如前所述，工具变量是农户拥有地契耕地占比，笔者采用 Eprobit 模型进行估计。表 7 方程 1 报告了第一阶段的估计结果。工具变量在 1%的统计水平上显著，且回归系数为 0.676，说明农户拥有地契耕地占比越高，成为祖宗地农户的可能性越大，工具变量满足相关性条件。表 7 方程 2、方程 4 和方程 6 将关键解释变量和工具变量同时作为解释变量进行回归，结果显示关键解释变量依然显著，而工具变量不显著，说明工具变量满足外生性条件（孙圣民和陈强，2017）。根据表 7 方程 3、方程 5 和方程 7 报告的第二阶段的估计结果，是否祖宗地农户均在 1%的统计水平上显著，这说明，祖宗地农户的劳动力选择从事非农工作的概率显著高于非祖宗地农户。同时，弱工具变量检验的 F 统计量为 12865.2，再次表明工具变量满足相关性条件。由此可见，在考虑内生性问题后，本文的回归结果依旧稳健。

表 7 地权稳定性对劳动力非农就业影响的估计结果：工具变量法

变量或指标名称	是否祖宗地农户	是否非农就业		是否外出非农就业		是否本地非农就业	
	第一阶段	外生性检验	第二阶段	外生性检验	第二阶段	外生性检验	第二阶段
	方程 1	方程 2	方程 3	方程 4	方程 5	方程 6	方程 7
是否祖宗地农户		0.070*** (0.014)	0.070*** (0.007)	0.035*** (0.012)	0.035*** (0.006)	0.037*** (0.012)	0.037*** (0.006)

(续表 7)

农户拥有地契 耕地占比	0.676*** (0.003)	-0.023 (0.019)		-0.017 (0.016)		-0.002 (0.015)	
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
年份固定效应	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制
Pseudo R ²		0.317		0.406		0.084	
Wald chi ²			16076.3***		15035.3***		3417.4***
样本量	59034	59034	59034	59034	59034	59034	59034

注：①括号中数字为稳健标准误；②***表示 1% 的显著性水平；③控制变量同表 4；④限于文章篇幅，表中仅汇报关键解释变量的估计结果。

另外，本文进一步采用农户层面的非农就业变量（农户非农就业占比、农户外出非农就业占比、农户本地非农就业占比）替换劳动力个体层面的非农就业变量，来对回归结果进行稳健性检验。由表 8 的回归结果可知，稳定的地权可以显著激励农户将劳动力配置在非农部门。

表 8 地权稳定性对劳动力非农就业影响的估计结果：替换被解释变量

变量或指标名称	农户非农就业占比		农户外出非农就业占比		农户本地非农就业占比	
是否祖宗地村庄	7.327*** (1.928)		3.626** (1.508)		3.701*** (1.458)	
村庄祖宗地占比		7.623*** (2.370)		2.909 (1.851)		4.714*** (1.802)
控制变量	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制
年份固定效应	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制
R ²	0.279	0.277	0.273	0.272	0.126	0.126
样本量	21007	21007	21007	21007	21007	21007

注：①括号中数字为稳健标准误；②***和**分别表示 1% 和 5% 的显著性水平；③未控制户主特征层面控制变量，其他控制变量同表 4；④限于文章篇幅，表中仅汇报关键解释变量的估计结果。

最后，考虑到不同村庄之间土地制度实施的溢出效应，本文进一步尝试根据样本村庄的地理分布，按照村庄是否位于所在镇边界且与对照镇相邻，将所有样本村庄划分为“地理相邻”和“地理不相邻”两个样本组，并分别重新进行回归，回归结果如表 9 所示。分样本的估计结果与基准回归结果基本一致，再次证明了本文回归结果具有稳健性。

表 9 地权稳定性对劳动力非农就业影响的估计结果：分样本回归

变量或指标名称	地理相邻样本组			地理不相邻样本组		
	是否非农 就业	是否外出非 农就业	是否本地非 农就业	是否非农 就业	是否外出 非农就业	是否本地非 农就业
是否祖宗地村庄	0.057** (0.027)	0.084*** (0.022)	-0.023 (0.023)	0.101*** (0.020)	0.027* (0.016)	0.075*** (0.016)
控制变量	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制

(续表 9)

年份固定效应	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制
Pseudo R ²	0.338	0.415	0.122	0.316	0.410	0.090
样本量	17421	17421	17421	41613	41613	41613

注：①括号中数字为稳健标准误；②***、**和*分别表示 1%、5%和 10%的显著性水平；③控制变量同表 4；④限于文章篇幅，表中仅汇报关键解释变量的估计结果。

(四) 进一步讨论：职业选择

除了影响是否从事非农工作的概率，地权稳定性会对农村劳动力的非农职业选择产生影响吗？本部分对此进行了分析。根据现有研究（例如宁光杰，2012；Zhang et al., 2018），笔者按照是否被他人雇佣成为工资获得者将从事非农工作的劳动力划分为自雇和务工两类样本，然后使用 Probit 模型分别对“是否自雇（自雇=1，非自雇=0）”和“是否务工（务工=1，非务工=0）”进行回归。从表 10 可以看出，地权稳定有利于促进自雇和务工劳动力的增加。

表 10 地权稳定性对劳动力非农职业选择影响的估计结果：职业选择

变量或指标名称	是否自雇		是否务工	
是否祖宗地村庄	0.014*** (0.005)		0.047*** (0.013)	
村庄祖宗地占比		0.015** (0.006)		0.050*** (0.016)
控制变量	已控制	已控制	已控制	已控制
年份固定效应	已控制	已控制	已控制	已控制
Pseudo R ²	0.092	0.091	0.312	0.311
样本量	59034	59034	59034	59034

注：①括号中数字为稳健标准误；②***和**分别表示 1%和 5%的显著性水平；③控制变量同表 4；④样本量为 59034；⑤限于文章篇幅，表中仅汇报关键解释变量的估计结果。

五、结论与讨论

本文利用广东省雷州市祖宗地现象的微观调查数据，借助同一地区存在不同地权形式的事实，实证检验了地权稳定性的劳动力配置效应。首先，本文构建了农户劳动力配置决策模型，从理论上分析地权稳定性对农村劳动力非农就业的影响；其次，通过对比分析承包地产权和祖宗地产权对农村劳动力非农就业产生的影响，本文探讨了地权稳定性与农村劳动力非农就业的关系。研究表明：相较于承包地产权，以土地调整频次低和地块持有期限长为特征的祖宗地产权形式下的农村劳动力非农就业比例、外出非农就业比例和本地非农就业比例均更高。可以预期，随着强化地权稳定性的法律与政策的实施，村庄进行土地调整的情况不断减少，农户家庭劳动力的配置效率将逐渐提高。

基于上述结论，本文提出如下政策启示：一方面，继续维持农村土地承包关系的稳定，强化对农户土地承包经营权的保护。农户获得了稳定的土地产权，就可以根据气候、环境和市场供求变化自主

调整要素配置决策，以增加家庭收入。村庄过于频繁地进行土地调整会弱化对农村土地产权的有效保护，不利于农户对劳动力等资源进行合理配置。因此，稳定农村土地承包关系和强化对农户土地承包经营权的保护，有助于保持和推动农村劳动力非农就业。另一方面，在家庭联产承包责任制下，要提升农民个体自主经营土地的权利，包括使用权、收益权和处置权，降低农户保护土地承包经营权的成本，有利于农村要素市场发育，进而减少土地制度约束引发的资源错配。

参考文献

- 1.程名望、史清华、徐剑侠，2006：《中国农村劳动力转移动因与障碍的一种解释》，《经济研究》第4期，第68-78页。
- 2.高叙文、方师乐、史新杰、卫龙宝，2021：《农地产权稳定性与农地生产率——基于新一轮农地确权的研究》，《中国农村经济》第10期，第24-43页。
- 3.洪伟杰、胡新艳，2019：《地权稳定性与劳动力非农转移》，《经济评论》第2期，第34-47页。
- 4.金松青、Klaus Deininger，2004：《中国农村土地租赁市场的发展及其在土地使用公平性和效率性上的含义》，《经济学（季刊）》第3期，第1003-1028页。
- 5.刘岚，2010：《雷州半岛民风悍勇成因探析》，《广东海洋大学学报》第2期，第43-46页。
- 6.刘晓宇、张林秀，2008：《农村土地产权稳定性与劳动力转移关系分析》，《中国农村经济》第2期，第29-39页。
- 7.林文声、王志刚、王美阳，2018：《农地确权、要素配置与农业生产效率——基于中国劳动力动态调查的实证分析》，《中国农村经济》第8期，第64-82页。
- 8.宁光杰，2012：《自我雇佣还是成为工资获得者？——中国农村外出劳动力的就业选择和收入差异》，《管理世界》第7期，第54-66页。
- 9.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。
- 10.田传浩、方丽，2013：《土地调整与农地租赁市场：基于数量和质量的双重视角》，《经济研究》第2期，第110-121页。
- 11.许庆、陆钰凤、张恒春，2020：《农业支持保护补贴促进规模农户种粮了吗？——基于全国农村固定观察点调查数据的分析》，《中国农村经济》第4期，第15-33页。
- 12.叶剑平、丰雷、蒋妍、郎昱、罗伊·普罗斯特曼，2018：《2016年中国农村土地使用权调查研究——17省份调查结果及政策建议》，《管理世界》第3期，第98-108页。
- 13.章丹、徐志刚、刘家成，2022：《外包与流转：作业服务规模化是否延缓农地经营规模化——基于要素约束缓解与地租上涨的视角》，《中国农村观察》第2期，第19-38页。
- 14.张同龙、张丽娜、张林秀，2019：《中国农村劳动力就业调整的微观研究——来自全国代表性农户跟踪调查的经验证据》，《中国农村经济》第8期，第20-35页。
- 15.周南、许玉韞、刘俊杰、张龙耀，2019：《农地确权、农地抵押与农户信贷可得性——来自农村改革试验区准实验的研究》，《中国农村经济》第11期，第51-68页。
- 16.Adamopoulos, T., and D. Restuccia, 2014, "The Size Distribution of Farms and International Productivity Differences",

American Economic Review, 104(6): 1667-1697.

17. Adamopoulos, T., L. Brandt, J. Leight, and D. Restuccia, 2022, “Misallocation, Selection and Productivity: A Quantitative Analysis with Panel Data from China”, *Econometrica*, 90(3): 1261-1282.

18. Au, C. C., and J. V. Henderson, 2006, “How Migration Restrictions Limit Agglomeration and Productivity in China”, *Journal of Development Economics*, 80(2): 350-388.

19. Aha, B., and J. Z. Ayitey, 2017, “Biofuels and the Hazards of Land Grabbing: Tenure (in) Security and Indigenous Farmers’ Investment Decisions in Ghana”, *Land Use Policy*, 60(1): 48-59.

20. Besley, T. J., and M. Ghatak, 2010, “Property Rights and Economic Development”, *Handbook of Development Economics*, 5(1): 4525-4595.

21. De Brauw, A., S. Rozelle, L. Zhang, and Y. Zhang, 2002, “The Evolution of China’s Labor Market During the Reforms”, *Journal of Comparative Economics*, 30(2): 329-353.

22. De Brauw, A., and V. Mueller, 2012, “Do Limitations in Land Rights Transferability Influence Mobility Rates in Ethiopia?”, *Journal of African Economies*, 21(4): 548-579.

23. De Janvry, A., K. Emerick, M. Gonzalez-Navarro, and E. Sadoulet, 2015, “Delinking Land Rights from Land Use: Certification and Migration in Mexico”, *American Economic Review*, 105(10): 3125-3149.

24. Deininger, K., and S. Jin, 2009, “Securing Property Rights in Transition: Lessons from Implementation of China’s Rural Land Contracting Law”, *Journal of Economic Behavior & Organization*, 70(1): 22-38.

25. Do, Q., and L. Iyer, 2008, “Land Titling and Rural Transition in Vietnam”, *Economic Development & Cultural Change*, 56(3): 531-579.

26. Giles, J., and R. Mu, 2018, “Village Political Economy, Land Tenure Insecurity and the Rural to Urban Migration Decision: Evidence from China”, *American Journal of Agricultural Economics*, 100(2): 521-544.

27. Hsieh, C. T., and P. J. Klenow, 2009, “Misallocation and Manufacturing TFP in China and India”, *Quarterly Journal of Economics*, 124(4): 1403-1448.

28. Jacoby, H., G. Li, and S. Rozelle, 2002, “Hazards of Expropriation: Tenure Insecurity and Investment in Rural China”, *American Economic Review*, 92(5): 1420-1447.

29. Lewis, W. A., 1954, “Economic Development with Unlimited Supplies of Labour”, *The Manchester School*, 22(2): 139-191.

30. Lin, Y., 1992, “Rural Reforms and Agricultural Growth in China”, *American Economic Review*, 82(1): 34-51.

31. Mullan, K., P. Grosjean, and A. Kontoleon, 2011, “Land Tenure Arrangement and Rural-urban Migration in China”, *World Development*, 39(1): 123-133.

32. Nguyen, L. D., K. Raabe, and U. Grote, 2015, “Rural-urban Migration, Household Vulnerability, and Welfare in Vietnam”, *World Development*, 71(3): 79-93.

33. Qiu, T., D. Zhang, S. T. B. Choy, and B. Luo, 2021, “The Interaction Between Informal and Formal Institutions: A Case Study of Private Land Property Rights in Rural China”, *Economic Analysis and Policy*, 72: 578-591.

34. Restuccia, D., and R. Rogerson, 2008, "Policy Distortions and Aggregate Productivity with Heterogeneous Establishments", *Review of Economic Dynamics*, 11(4): 707-720.

35. Valsecchi, M., 2014, "Land Property Rights and International Migration: Evidence from Mexico", *Journal of Development Economics*, 110(9): 276-290.

36. Zhang, L., Y. Dong, C. Liu, and Y. Bai, 2018, "Off-farm Employment Over the Past Four Decades in rural China", *China Agricultural Economic Review*, 10(2): 190-214.

37. Zhao, X., 2020, "Land and Labor Allocation under Communal Tenure: Theory and Evidence from China", *Journal of Development Economics*, 147, 102526.

(作者单位: 华南农业大学国家农业制度与发展研究院)

(责任编辑: 光明)

The Long-term Impact of Land Tenure Security on Off-farm Employment of Labor Force: New Evidence from Leizhou Peninsula

ZHANG Lina LUO Biliang HU Xinyan ZHANG Tonglong

Abstract: The relationship between land tenure security and off-farm employment of rural labor force has attracted academic attention, but the existing studies have not reached a consistent conclusion. Using the micro-survey data of the ancestral land phenomenon in Leizhou, Guangdong Province, this article examines the impact of land tenure security on off-farm employment of rural labor force. The study finds that compared with the household contracted land, the ancestral land characterized by low frequency of land adjustment and long tenure of land parcel has resulted in a higher proportion of non-agricultural employment of rural labor force, and the result remains robust after endogeneity issues are taken into consideration. This means that the phenomenon of ancestral land provides new evidence for the classic proposition of stabilizing land ownership and promoting off-farm employment of rural labor force. The study reveals that under the "separation of three sorts of land rights" system, it is of great significance to further stabilize rural land contract relationship and strengthen the protection of farmers' contract rights to maintain and promote off-farm employment of rural labor force.

Key Words: Land Tenure Security; Off-farm Employment; Rural Labor Force; Ancestral Land

银保互动对农户增收的作用效果与机制研究*

——基于鲁、辽、赣、川四省的调查数据

朱 然¹ 顾雪松¹ 秦 涛¹ 任天驰²

摘要：如何有效实现农户增收一直是“三农”领域的现实难点，也是巩固拓展脱贫攻坚成果面临的重大挑战。本文基于鲁、辽、赣、川四省的调查数据，利用 OLS、2SLS 等方法检验银保互动对农户收入水平与贫困脆弱性的影响，并进一步通过构建中介效应模型来验证银保互动影响农户收入的作用机制。研究发现：第一，相比于单一的农业保险或农业信贷，银保互动对农户收入水平具有更好的提升效果，且对不同收入水平和不同经营规模农户具有更显著的增收作用；第二，银保互动通过提高信贷配给、降低生产风险、扩大经营规模和提高生产效率四种渠道促进农户增收，其中，生产效率渠道的作用相对较弱；第三，农户可以通过银保互动提高外来风险冲击下的收入稳定性，从而有效改善贫困脆弱性问题，减少因灾返贫现象的发生。

关键词：银保互动 农户收入 农业保险 农业信贷 贫困脆弱性

中图分类号：F321.1 **文献标识码：**A

一、引言

自 2020 年全面脱贫目标达成后，中国农村地区虽然不存在绝对贫困人口，但仍面临低收入人口增收难、农村内部收入差距大等问题（唐文浩，2022；于新亮等，2022）。究其原因：一方面，中国农村信贷市场始终存在供需不平衡现象（程郁和罗丹，2010；陈秋月等，2019）；另一方面，农户即使获得农业贷款，也可能因自然灾害冲击而使收入水平大幅下降，甚至因灾返贫（商兆奎和邵侃，2018）。因灾返贫是农户致贫最重要的原因之一。因而，在乡村振兴背景下，如何充分发挥金融工具的作用，防止脱贫农户因灾返贫，实现农户收入的稳定增长，从而持续巩固拓展脱贫攻坚成果，是值得研究的重要理论和现实问题。

*本文是教育部人文社会科学研究规划基金项目“我国森林保险精准扶贫效应评估与机制优化研究”（编号：20YJA790059）、教育部人文社会科学研究规划基金项目“低碳发展目标下绿色信贷促进重污染行业技术创新的机制、效果与政策优化研究”（编号：22YJA790015）和国家社会科学基金一般项目“森林保险精准扶贫效果评估与财政补贴机制优化研究”（编号：19BGL052）的阶段性研究成果。本文通讯作者：顾雪松。

农业保险与农业信贷是推动农村经济发展、提高农户收入水平的重要金融工具，在脱贫攻坚中发挥了关键作用。农业保险除为农户提供风险保障外，还可锁定农户未来收益（易福金等，2022；张东玲和焦宇新，2022），进一步降低农户在风险防范方面的成本投入。此外，农业保险可在一定程度上放大财政资金的效果（王晓红，2020），鼓励农户积极从事农业生产（张伟等，2017；郑军和王彪，2020）。农业信贷则更多地通过增加农户生产性经营投入，提高农业生产效率和农户整体收入（孙若梅，2006）。信贷约束会对农户收入造成显著负面影响（顾宁和王灏威，2021），这说明农业信贷对农户增收具有重要作用。从扶贫角度看，仅依靠农业保险或农业信贷并不能实现理想的农户增收效果（谢玉梅等，2016；张颖慧和聂强，2016）。因此，自2009年起，历年的中央“一号文件”多次强调要建立农业保险与农业信贷相结合的银保互动机制，利用“保险+信贷”的优势有效实现促进农户增收的目标。2020年，中央“一号文件”进一步提出，要加快构建“银保担”风险共担的普惠金融服务体系。

从既有文献看，银保互动的概念没有得到明确界定。银保互动的主要目标是实现农村地区的增收减贫，银保互动中的“银”是指银行等金融机构为农户发放的正规农业信贷，“保”是指农业保险或包含农业保险的其他综合性险种。因此，本文将银保互动定义为：在通过农业保险为农户提供风险保障的同时，银行等金融机构向农户提供正规涉农信贷的创新性金融合作模式，是提高农户可贷额度和收益水平、解决贫困农户“抵押难”“贷款难”“增收难”的一种制度安排（刘祚祥和黄权国，2012）。目前，广东、安徽、四川、山东、江西等省份已开展了各种类型的银保互动试点工作，形成“种养殖业保险+农业信贷”“指数保险+农业信贷”“贷款保证保险”三类银保互动模式（程郁和罗丹，2010；陈秋月等，2019）。银保互动有效激励了农户的生产技术投资行为，从而确保农户即使遭受自然灾害冲击，仍能获得稳定的预期收益（董晓林等，2018）。此外，银保互动还有助于降低银行的不良贷款率，改善银行资产质量和信贷水平（潘明清等，2015）。银保互动的扶贫效果也明显优于农业信贷和农业保险两种金融工具的独立扶贫效果（廖朴等，2019）。不过，从试点开展情况看，上述省份的银保互动试点相对分散，模式服务对象单一，无法实现所有农户有效增收的目标，特别是难以带动低收入农户增收。中国农业保险市场仍面临“低保障、广覆盖”的局面（任天驰和杨沛华，2022a），农业保险会对农户收入、农业生产管理水平等方面产生负效应（周稳海等，2014；祝仲坤和陶建平，2015；张小东和孙蓉，2015）。同时，农村信贷市场还存在着较为严重的“精英俘获”现象（Goddard，2009；顾宁和王灏威，2021），导致农业信贷只对经济条件较好的农户产生显著增收作用，当农户收入低于某一特定阈值时，农业信贷将会抑制农户增收（杜江等，2017）。因此，是否可以通过银保互动有效解决农业信贷或农业保险单独推动农户增收时所面临的难题，进而达到优于两者的增收效果？银保互动对农户收入水平的影响机制包括哪些？这是本文试图回答的两个问题。

从现有研究看，多数学者从经济学或社会学视角，采用案例调查、质性研究等方法考察银保互动的实施效果，但相关研究多是案例分析，缺乏计量检验。从实证角度看，目前考察农业保险或农业信贷增收减贫效果的文献较多，但研究银保互动的农户增收效果的文献相对较少且仍存在分歧。此外，银保互动影响农户收入的作用机制、对改善农户贫困脆弱性的影响等方面的实证研究也相对缺乏。本

文可能的边际贡献如下：第一，分析银保互动对农户收入的影响，在此基础上进一步比较银保互动和农业保险、农业信贷的增收效果；第二，通过构建中介效应模型，讨论“银保互动—授信额度、生产风险、规模扩张、生产效率—农户收入”的机制路径；第三，深入分析银保互动的增收效果，针对性地讨论银保互动对农户贫困脆弱性的影响，进一步探讨防止因灾返贫发生的理论逻辑。

二、理论分析与研究假说

银保互动的合作创新模式是在 2009 年中央“一号文件”中被首次提出的。2010 年，中国银行业监督管理委员会、中国保险监督管理委员会在《关于加强涉农信贷和涉农保险合作的意见》中再次强调应在农业信贷中引入风险保障机制。此后，2020 年发布的《关于进一步加大“三区三州”深度贫困地区银行业保险业扶贫工作力度的通知》提出应积极探索发展“农业保险+”模式，鼓励创新“银行+保险”扶贫产品。银保互动模式主要包含农户、政府、保险公司与银行这四方参与者。政府通过宏观指导与政策扶持撮合银行等农业信贷机构与保险经营机构协商签订合作协议，明确银保互动合作模式、双方的权利和义务。银行机构会对申请贷款的农户进行资格审查，经营规模较小、低收入农户可通过购买农业保险来提高自身贷款资质。在银保互动模式中，发生自然灾害情况下保险公司的第一赔付人往往是银行机构，因此，保险公司除为农户提供生产风险保障外，还可降低农户的还款违约风险，提高农户的贷款意愿与银行机构的放贷意愿。银保互动还可以促进银行市场与保险市场的互通，农业保险市场有望借助信贷市场进一步扩展市场规模，信贷市场也同样可以在农业保险的保障下扩大授信客户范围。双方通过合作能有效提高信息利用率，降低整体运营成本，最终形成“利益共享、风险共担”的有利合作局面。基于上述分析，本文进一步探讨银保互动与农户收入的关系，并提出有关研究假说。

（一）银保互动对农户收入的增收效果

为更直观地分析银保互动对农户收入水平的影响，本文参考已有研究（例如廖朴等，2019；张伟等，2020），构建以下模型。

假定贫困地区农户家庭的耕地面积为 α 亩，农产品产量为每亩 β 千克，农产品上一年的市场价为每千克 P 元。假设自然灾害发生概率为 δ ($0 \leq \delta \leq 1$)，自然灾害所造成的农产品损失率为 ζ ($0 \leq \zeta \leq 1$)。在实际生产过程中，物化成本是贫困农户支出成本的主要构成部分。在理想情况下，物化成本是农户预期最大生产收入的一个固定比例，本文假定物化成本占农户总收入的比例为 λ ($0 < \lambda < 1$)。

基于上述假设条件，农户净收入的表达式为：

$$R_0 = [\alpha\beta p(1-\delta) + \alpha\beta p\delta(1-\zeta)] - \alpha\beta p\lambda = \alpha\beta p(1-\zeta\delta - \lambda) \quad (1)$$

由（1）式可知：当自然灾害损失率为最大（即 $\zeta=1$ ）时，农户净收入水平达到最小值 $-\alpha\beta p\lambda$ ；当自然灾害未发生（即 $\delta=\zeta=0$ ）时，农户净收入水平达到最大值 $\alpha\beta p(1-\lambda)$ 。

农户在获得农业信贷后，一方面可以扩大经营规模，另一方面要承担一部分信贷成本。假设农户获得农业信贷 π 元，信贷利率为 r ，政府按照一定比例补贴利息，补贴比例为 η ($0 < \eta < 1$)，农业

经营投资增加比例为 γ ($\gamma \geq 1$)， k 为农户自有资金。

农户主要使用自有资金和信贷资金来扩大农业经营规模^①，因此，农业生产的规模扩张系数可以用 $\gamma = \frac{\pi + k}{k}$ 来表示。农户所面临的农业信贷成本为 $C_1 = \pi + \pi r(1 - \eta)$ ，其中， $\pi r(1 - \eta)$ 为农户真正需要承担的利息成本。此时，农户需要偿还的信贷本金和利息都包含在农户扩大农业生产规模的物化成本中。

基于上述假设条件，仅获得农业信贷的农户的净收入表达式为：

$$R_1 = \gamma[\alpha\beta p(1 - \delta) + \alpha\beta p\delta(1 - \xi) - \alpha\beta p\lambda] - \pi r(1 - \eta) \quad (2)$$

$\gamma = 1$ 表明农户的农业生产规模不变，即没有进行农业经营投资； $\gamma > 1$ 表明农户将会利用信贷资金增加农业经营投资。在理想情况下，农业信贷会使农户农业生产规模扩大，进而提高农户的最终收入。与(1)式相比，当农户仅获得农业信贷时，农户净收入水平会受到两方面因素的影响：一方面是获得农业信贷使得农户增加农业经营投资，从而提高农户的最终净收入；另一方面是农户需在原有生产成本基础上额外承担部分利息成本。

沿用前文对农户净收入水平最大值、最小值的分析思路，当自然灾害损失率最大（即 $\xi = 1$ ）时，农户净收入水平达到最小值 $-\alpha\beta p\lambda - \pi r(1 - \eta)$ ；当自然灾害未发生时，农户净收入水平达到最大值 $\gamma[\alpha\beta p - \alpha\beta p\lambda] - \pi r(1 - \eta)$ 。由于 $\gamma \geq 1$ 、 $0 < \eta < 1$ ，比较(1)式与(2)式最值可知，获得农业信贷会在一定程度上降低农户净收入水平最小值；而当 $\gamma \geq 1 + \frac{\pi r(1 - \eta)}{\alpha\beta p(1 - \lambda)}$ 时，即 $\gamma[\alpha\beta p - \alpha\beta p\lambda] - \pi r(1 - \eta) \geq \alpha\beta p(1 - \lambda)$ ，获得农业信贷将会提高农户净收入水平最大值。

农户若购买农业保险，假设农业保险风险保障水平^②为 θ ($0 < \theta < 1$)，保险费率^③为 u ($0 < u < 1$)，农户保费的政府补贴比例为 ψ ($0 < \psi < 1$)，此时，农户承担的保费成本为 $C = \alpha\beta p\theta u(1 - \psi)$ 。

当没有发生自然灾害或自然灾害造成损失未达到农业保险赔偿标准（即 $\xi \leq 1 - \theta$ ）时，仅参加农业保险农户的净收入表达式为：

$$R_2 = \alpha\beta p(1 - \xi) - \alpha\beta p\lambda - \alpha\beta p\theta u(1 - \psi) \quad (3)$$

当自然灾害所造成的损失达到农业保险赔偿标准时（即 $\xi > 1 - \theta$ ），相较(3)式，无论自然灾害造成的农户损失有多大，农户都会获得固定的保险赔偿收益。此时，农户的净收入表达式为：

$$R_3 = \alpha\beta p\theta - \alpha\beta p\lambda - \alpha\beta p\theta u(1 - \psi) \quad (4)$$

^①本文仅考虑农户用于农业生产的农业信贷资金，暂不考虑婚嫁丧娶等事宜产生的信贷。

^②农业保险风险保障水平=农业保险保额/农业产值，一般为农业最大产值的一个固定比例。

^③农业保险费率=保险费/保险金额。

与(1)式相比,当农户仅购买农业保险时,在没有发生自然灾害或自然灾害造成的损失较小时,农户需额外承担一部分保费成本;当自然灾害造成的损失较大时,农户净收入水平取决于农业保险风险保障水平和政府保费补贴比例这两个关键因素。当没有发生自然灾害时(即 $\delta=\xi=0$),农户净收入为 $\alpha\beta p - \alpha\beta p\lambda - \alpha\beta p\theta u(1-\psi)$,相比较(1)式,农业保险会在一定程度上降低农户净收入水平最大值;而当自然灾害损失率最大(即 $\xi=1$)时,农户的净收入水平变为 $\alpha\beta p\theta - \alpha\beta p\lambda - \alpha\beta p\theta u(1-\psi)$ 。由于 $\alpha\beta p\theta(1-u+u\psi) > 0$,农业保险可以提高农户在遭遇自然灾害冲击时的净收入水平。

根据上文的分析,农业信贷可以提高农户净收入水平上限,农业保险可以提高农户净收入水平下限,那么,银保互动是否可以在稳定农户净收入水平下限的同时提高最大净收入?对此,本文进一步在(2)式~(4)式基础上构建农户参与银保互动情况下的净收入表达式进行验证。这分为两种情况:第一种情况为没有发生自然灾害或自然灾害所造成的损失未达到保险赔付标准;第二种情况为发生极大自然灾害并触发保险赔偿。将第一种情况下农户净收入设定为 R_4 ,第二种情况下农户净收入设定为 R_5 。

在第一种情况下(即 $\xi \leq 1-\theta$),农户会在(2)式基础上额外承担保费成本,将农户承担保费看作固定的物化成本,此时农户净收入的表达式为:

$$R_4 = \gamma[\alpha\beta p(1-\delta\xi) - \alpha\beta p\lambda - \alpha\beta p\theta u(1-\psi)] - \pi r(1-\eta) \quad (5)$$

(5)式中, $\alpha\beta p(1-\delta\xi)$ 为农户获得的农业生产收入, $\alpha\beta p\lambda$ 是农户所需承担的农业生产成本, $\alpha\beta p\theta u(1-\psi)$ 是农户所需承担的农业保险费, $\pi r(1-\eta)$ 是农户支付的贷款利息。

在第二种情况下(即 $\xi > 1-\theta$),农户会在(4)式基础上获得一定的保险赔付,此时农户的净收入表达式为:

$$R_5 = \gamma[\alpha\beta p\theta - \alpha\beta p\lambda - \alpha\beta p\theta u(1-\psi)] - \pi r(1-\eta) \quad (6)$$

当没有自然灾害发生(即 $\delta=\xi=0$)时,农户在参与银保互动情况下的净收入水平达到最大值 $\gamma[\alpha\beta p - \alpha\beta p\lambda - \alpha\beta p\theta u(1-\psi)] - \pi r(1-\eta)$;而当自然灾害损失率最大(即 $\delta=\xi=1$)时,农户净收入水平达到最小值 $\gamma[\alpha\beta p\theta - \alpha\beta p\lambda - \alpha\beta p\theta u(1-\psi)] - \pi r(1-\eta)$ 。由此可知,当没有发生自然灾害时,参与银保互动的农户比仅获得农业信贷的农户多承担保费支出成本,银保互动在一定程度上降低了农户净收入水平的最大值;而当自然灾害损失率最大时,农户净收入水平相比较(2)式多出额度为 $\gamma\alpha\beta p\theta(1-u+u\psi)$ 的保险赔偿,且 $\gamma\alpha\beta p\theta(1-u+u\psi) > 0$,银保互动提高了农户净收入水平的最小值。因此,银保互动可以有效保障农户在遭遇极大自然灾害时的净收入水平,提高农户净收入水平最小值。

虽然农业保险保费支出会降低农业信贷对农户净收入水平的提升作用,降低农户在仅获得农业信贷情况下的净收入水平最大值,但是,从现实层面考虑,农业保险保费费率仅有百分之几,多数地区政府还会为农户提供50%及以上比例的保费补贴,且农户获得的贷款多有利率优惠,需要农户自身支付的成本费用并没有那么高。理论上农户完全可以通过扩大经营规模或提高生产效率来弥补这部分支

出，因此保费负担和利息费用对农户净收入水平的影响微乎其微。银保互动对农户净收入水平最大值有较大提升作用。同时，购买农业保险明显提高了农户在遭遇极大自然灾害时的净收入水平下限，特别是当农业保险保障水平与物化成本相等时，农户在没有农作物产出的情况下只需承担保险费用和利息费用，灾后再生产能力将得到有效保障。

基于上述分析，本文提出研究假说 H1：银保互动对农户增收的作用要大于农业保险、农业信贷单独发挥的作用。

（二）银保互动促进农户增收的作用机制

在银保互动这种创新性模式中，农业保险可以作为农户信贷抵押物，解决农村地区信贷配给问题。从需求角度看，拥有授信资格但授信额度相对较低的农户、因贷款资质不足等而无法获得银行授信的农户都可以利用农业保险的抵押替代作用向银行申请贷款，这将有效激发农户的信贷申请意愿。前一类农户的贷款额度会在原有基础上获得较大提升，实现“从有到更多”的授信额度变化；后一类农户会因此获得一部分农业信贷，实现“从无到有”的授信额度变化。从供给角度看，农业保险除为商业银行等放款机构提供稳定还款保障外，还能加强商业银行与保险机构的信息共享，降低二者的信息搜索成本，缓解商业银行贷款成本较高等问题，从而提升银行机构放款意愿，大幅降低农户获取农业信贷的难度。

基于以上分析，本文提出研究假说 H2：银保互动可通过提高农户信贷配给程度促进农户收入增长。

中国农业保险发展已逐渐由“广覆盖、低保障”模式逐渐转化为“广覆盖、高保障”模式。农户参与银保互动，一方面可以利用农业保险有效对冲自然灾害所带来的作物损失风险；另一方面可以通过农业信贷促进农业生产设备的及时更新，减少因设备老化等问题导致的风险损失。从农业保险与农业信贷的风险防范机制看，农业保险本质是一种基于大数法则而创造的避险工具，更多关注多数农户所面临的同质风险问题，将符合农业经营风险特性的多种不确定风险转化为确定收益，属于一种“‘面’上性质的”风险防范机制。在农业信贷发放前，银行等金融机构大多针对农业生产组织或个体进行风险调查，主要关注个体风险，是一种“‘点’上性质的”风险防范手段。因此，银保互动中农业信贷与农业保险的风险防范机制恰好互补，能够更加有效地对冲和防范农业生产经营风险，最终提高农户收入水平。

基于上述分析，本文提出研究假说 H3：银保互动可通过降低农户生产经营风险促进农户收入增长。

农业保险是农业生产的“稳定器”（叶明华和卫玥，2015），能够兜底农户收入，防范农户到期未能还款或因灾返贫等问题，有效激发农户的生产性投资行为，改变农户以往“不敢投资”或“不能投资”的避险心理。银保互动会增强农户投资信心，农户更可能通过农业信贷实现经营规模的扩张或先进生产技术的使用，提高自身农业生产效率，最终实现增收，从根本上解决“资本逐利”与“规避风险”之间的矛盾（林凯旋，2020）。另有研究表明，当确定未来能够获得更多收入时，农户愿意通过购买农业保险的方式来锁定未来收益（王凯和段胜，2009），进而促使银保间形成良性循环。

基于上述分析，本文提出研究假说 H4：银保互动可通过扩大农业经营规模和提高农业生产效率促进农户收入水平增长。

（三）银保互动对农户贫困脆弱性的影响

本文还进一步考察银保互动对农户贫困脆弱性的影响。“脆弱性”一词来源于自然科学领域，在社会科学领域中，贫困脆弱性主要指因风险冲击而诱发福利降低的可能性（徐婷婷和孙蓉，2022；任天驰和杨沛华，2022b）。根据贫困脆弱性的概念，农户贫困脆弱性的影响因素主要包括风险和收入两部分，即降低农户所面临的风险和提高农户收入是解决农户贫困脆弱性问题的关键。而银保互动恰恰是“风险防范”与“收入提高”有效结合的创新模式，一方面能有效提高农户信贷配给程度，满足农户融资需求，提高农户收入水平；另一方面通过农业保险能提高农户应对外来风险冲击的能力。与研究假说 H2、研究假说 H3、研究假说 H4 强调银保互动可以通过提高信贷配给、降低生产经营风险、促进规模扩张和生产效率提高这四种机制提高农户收入水平不同，银保互动对农户贫困脆弱性的影响更多强调银保互动对未来可能发生的因灾返贫是否具有减缓作用，让农户即使在多种外来风险的冲击下仍能实现稳定增收（李晗和陆迁，2021），即如何在自然灾害冲击下有效确保收入的稳定性问题。

基于上述分析，本文提出研究假说 H5：银保互动能够提高农户在遭遇极大自然灾害时收入的稳定性，从而有效减少因灾返贫现象发生。

三、模型构建与实证设计

（一）数据来源

本文数据来自课题组于 2021 年对辽宁省、山东省、江西省以及四川省四省农村进行的入户问卷调查。第一，从调查地区分布状况看，调查兼顾东北、华东、西南这三个地区，调研区域较广。第二，上述四个省份均属于中国粮食主产区，其中的辽宁省和江西省是特色农产品优势地区。从 2021 年农业生产情况看，山东省粮食总产量达 5500.7 万吨，位居全国第三^①；辽宁省农业生产单位面积产量每亩增加 35.53 千克，是全国单位面积产量增量最高的地区^②；江西省则以全国 2.3% 的耕地供应全国 3.25% 的粮食，且总产量已连续九年保持在 215 亿千克以上^③；四川省粮食种植面积和产量总值分别位居全国第 7 位和第 9 位^④。第三，从银保互动试点开展状况看，江西省早在 2007 年就已有 9 家银行与保险公司签订银保合作协议。在 2009 年中央“一号文件”首次提出建立银保互动机制后，次年江西省就通过“政银保”合作模式为当地农机企业实现 2 亿元的金融授信，为其他地区银保互动模式试点提供

^①数据来源：《坚决扛牢农业大省责任！2021 年山东粮食总产量 5500.7 万吨，蔬菜总产量 8801.1 万吨 稳居全国首位》，<http://news.iqilu.com/shandong/yuanchuang/2022/0119/5046357.shtml>。

^②数据来源：《2021 年全国各省（区、市）粮食总产量排行榜：黑龙江位列榜首，辽宁单位面积产量增加最多》，<http://huaon.com/channel/rank/768424.html>。

^③数据来源：《江西：以占全国 2.3% 的耕地生产了 3.25% 的粮食》，<https://m.gmw.cn/baijia/2021-01/21/1302058453.html>。

^④数据来源：《四川：力争到 2027 年粮食产量提高到 730 亿斤以上》，<https://cq.ifeng.com/c/8LL8MHTieP>。

了良好的经验借鉴^①。四川省在 2011 年提出构建银保支农模式，并选取全县 31 个养殖生产大县进行首批试点，与江西省同被作为中国“种养殖保险+农业信贷”模式试点的主要代表地区。辽宁省早在 2013 年就开始探索“政银保”模式，在 2018 年成为中央财政支持下完全成本保险和收入保险的首批试点省份。中国“指数保险+农业信贷”的银保互动模式试点地区相对较少，而山东省于 2014 年推出“生猪价格指数保险+农业信贷”的银保合作模式，成为中国“指数保险+农业信贷”模式试点的代表性地区。

问卷包括区域概况、户主和家庭基本信息、农业生产投入、家庭收入和支出、资产和负债、消费和互联网行为、金融知识和农业保险参与等内容。调查采用类型抽样（分层抽样）方式，抽样过程为：首先，对样本省份县域进行分层随机抽样，根据农村居民人均可支配收入将山东省、辽宁省、江西省以及四川省所辖县级单位分为高、低两个层次，每个层次随机抽取一个县，共抽取 8 个县；其次，在选中的样本县中对村进行分层随机抽样，同样将县域所辖村按农村居民人均可支配收入分为高、低两个层次，每个层次随机抽取一个村，共计 16 个村；最后，在选中村中随机选择农户进行入户调查，每村调查户数均在 50 户以上。在剔除无效问卷后，该问卷调查共获得样本 1702 份。

（二）实证策略

1. 银保互动影响农户收入与贫困脆弱性的模型设定。为考察农业保险、农业信贷以及银保互动对农户收入及贫困脆弱性的影响，本文设定线性回归模型如下：

$$Y_i = a_1 + b\zeta + \sum_{n=1}^N q_1 X_i + \varepsilon_i \quad (7)$$

$$Y_i = a_2 + g\omega + \sum_{n=1}^N q_2 X_i + \varepsilon_i \quad (8)$$

$$Y_i = a_3 + n\sigma + \sum_{n=1}^N q_3 X_i + \varepsilon_i \quad (9)$$

（7）式～（9）式中： Y_i 为农户家庭收入或农户贫困脆弱性， ζ 、 ω 、 σ 分别为农户是否购买农业保险、获得农业信贷以及参与银保互动， X_i 为控制变量组， ε_i 为随机误差，其余均为待估系数。

2. 银保互动对农户收入作用机制的模型设定。本文使用因果逐步回归法研究银保互动对农户收入的作用机制。具体步骤如下：第一步，验证银保互动对农户收入的总体影响；第二步，验证银保互动对中介变量 Z_c 的影响；第三步，验证中介变量 Z_c 是否在银保互动对农户收入的影响中发挥中介作用。具体检验模型设置如下：

$$Y_i = \varphi_0 + \varphi_1 \sigma + \sum_{n=1}^N \varphi_i X_i + \varepsilon_i \quad (10)$$

$$Z_i = \nu_0 + \nu_1 \sigma + \sum_{n=1}^N \nu_i X_i + \varepsilon_i \quad (11)$$

^①数据来源：《江西积极探索“政银保”模式 创新农机企业融资渠道》，http://www.moa.gov.cn/govpublic/NYJXHGLS/201108/t20110804_2102611.htm。

$$Y_i = \Gamma_0 + \Gamma_1\sigma + \Gamma_2Z_i + \sum_{n=1}^N \Gamma_n X_i + \varepsilon_i \quad (12)$$

(10) 式~(12) 式中: Y_i 为农户收入, σ 为农户是否参与银保互动, X_i 为控制变量组, Z_i 为中介变量, ε_i 为随机误差, 其余均为待估系数。

通过逐步回归法验证中介效应的方式近年来受到遮掩模型等特殊情况的干扰 (Mackinnon et al., 2000), 因此, 本文使用 Sobel 方法以及 Bootstrap 方法 (重复次数为 1000 次) 进行稳健性检验。

3. 稳健性检验。农户是否购买农业保险、获得农业信贷以及参与银保互动对农户收入的影响可能存在内生性问题, 其原因包括: 一是互为因果问题, 农户会根据自身收入状况决定是否购买农业保险; 二是遗漏变量问题, 如农户对待风险的态度等因素可能同时影响其是否购买农业保险以及农户收入。为控制可能存在的内生性问题, 本文利用工具变量法, 运用两阶段最小二乘法估计 (7) 式。

在上述分析基础上, 本文利用倾向得分匹配法 (PSM) 检验基准估计结果的稳健性, 同时也在一定程度上避免样本自选择问题。本文分别设定处理组为购买农业保险的农户、获得农业信贷的农户和参与银保互动的农户, 对照组为未参与的农户。研究步骤如下: 首先在考虑农户收入、种植规模、种植品种等因素的情况下, 利用 Logit 模型测算出不同农户的倾向得分, 后分别利用 K 近邻匹配、卡尺匹配以及核匹配三种方式, 将处理组与对照组进行匹配; 其次借鉴 Rubin (2001) 的方法, 从整体上检验匹配质量; 最后估计得到的参与农业保险、农业信贷、银保互动的平均处理效应 (ATT), 可以表示为:

$$ATT_{PSM} = E(Y_i^T | X, D=1) - E(Y_i^E | X, D=0) \quad (13)$$

(13) 式中: Y_i 为农户收入, 上标 T 、 E 依次表示处理组和对照组, D 表示农户是否购买农业保险、获得农业信贷或参与银保互动。

(三) 变量定义、测度及描述性统计

1. 被解释变量。本文在农户家庭决策的框架下讨论银保互动对农户收入的影响, 因而选择农户收入作为核心被解释变量, 具体用农户的家庭纯收入来衡量。为降低异方差的影响, 本文对家庭纯收入进行加 1 后取对数处理。对于农户贫困脆弱性, 本文参考樊丽明和解莹 (2014)、尹志超和张栋浩 (2020) 的研究, 采用期望贫困脆弱性 (Vulnerability as Expected Poverty, VEP) 方法来测度, 即农户未来消费低于消费贫困线的概率。关于消费贫困线的设定, 本文沿用已有研究 (例如顾宁和刘洋, 2021; 任天驰和杨沛华, 2022b; 吴庆田和王瑞杰, 2022) 通常采用的世界银行人均日消费 3.1 美元的标准, 并进一步根据购买力平价和消费者物价指数进行调整。

2. 核心解释变量。本文核心解释变量包括银保互动参与情况、农业保险购买情况以及农业信贷获得情况 3 个变量。这 3 个变量均为虚拟变量。若农户购买了农业保险, 则农业保险购买情况变量赋值为 1; 否则, 变量赋值为 0。若农户获得农业信贷, 则农业信贷获得情况变量赋值为 1; 否则, 变量赋值为 0。若农户参加了银保互动, 则银保互动参与情况变量赋值为 1; 否则, 变量赋值为 0。

3. 工具变量。首先, 本文选择乡镇金融服务站数量作为农业信贷变量的工具变量。乡镇金融服务

站数量与农户能否获得农业信贷关系密切，满足相关性原则；乡镇金融服务站数量与农户收入并无直接关系，满足外生性原则。其次，本文选择县级农业保险财政补贴作为农业保险变量的工具变量。其原因在于：政府部门负责给予农户农业保险保费补贴，这使得农户是否参保与政府农业保险保费补贴密切相关，满足相关性原则；目前并无证据表明，宏观层面的县级农业保险保费补贴会直接对农户收入产生影响，满足外生性原则。最后，本文选取村庄协保员数量作为银保互动的工具变量。一般来说，农业保险协保员负责宣传参保、指导填写保单等工作，与银保互动的推广存在密切关系，满足相关性原则；村级层面的村庄协保员数量与农户个体收入水平之间并无直接关系，满足外生性原则。

4.机制变量。为讨论银保互动对农户收入的作用机制，本文选取如下机制变量：

一是授信额度，即银行可以为农户审批的贷款额度，用来衡量农户信贷配给程度。二是生产效率，即农户在固定条件下实际产出与预期最大产出的比值，用来衡量农户农业生产效率变化。本文利用随机前沿方法（Stochastic Frontier Approach）测度得到农户生产效率（生产效率损失值）。超越对数生产函数对投入与产出之间的关系设定得更为灵活，不必服从各要素替代弹性固定以及弹性和为1的假定条件，也允许农业生产投入与产出之间存在非线性关系，因此，本文将生产函数设定为超越对数生产函数形式。具体为：

$$\begin{aligned} \ln Y_m = & c + \rho_L \ln L_m + \rho_K \ln K_m + \rho_G \ln G_m + \rho_{LK} \ln L_m \ln K_m + \\ & \rho_{LG} \ln L_m \ln G_m + \rho_{KG} \ln K_m \ln G_m + \frac{1}{2} \rho_{LL} (\ln L_m)^2 + \\ & \frac{1}{2} \rho_{KK} (\ln K_m)^2 + \frac{1}{2} \rho_{GG} (\ln G_m)^2 + \xi_m - \mu_m \end{aligned} \quad (14)$$

(14)式中： Y_m 为农户 m 的农业产出， c 表示常数项， L 、 K 、 G 分别为农业生产中的劳动力、资本和土地投入， ρ_L 、 ρ_K 、 ρ_G 为各要素投入一次项的待估计系数， ρ_{LK} 、 ρ_{LG} 、 ρ_{KG} 为各要素投入的交互项， ρ_{LL} 、 ρ_{KK} 、 ρ_{GG} 为各要素投入平方项的待估计系数， ξ 表示随机误差， μ 表示效率损失项。

三是规模扩张，即农业生产经营规模的增加程度，用净转入耕地面积（农户实际转入亩数）衡量。农户同时转入和转出耕地时，若转入耕地面积大于转出耕地面积，则判定为耕地净转入，净转入面积=转入面积-转出面积。

四是生产风险，即农业生产经营过程中因自然灾害或其他因素而发生经济损失的可能性，用来衡量农业生产经营面临风险的变化。本文参考 Karen et al. (2005)、尹志超和严雨 (2020) 等的研究，以农户农业经营收入为被解释变量，以户主和家庭特征变量、农业生产特征变量（例如土地面积、劳动力数量、机械投入和农业生产技术水平）、种植结构等为解释变量进行 OLS 回归，用回归得到的残差值的平方来衡量生产风险。在具体回归中，笔者对残差值的平方进行取对数处理，残差值的平方越大，农户面临的生产风险越高。

5.控制变量。控制变量分为户主基本特征、家庭特征、农业生产特征和村庄特征4类。其中：选取户主性别、户主年龄、户主受教育程度衡量户主基本特征；选取家庭总人口、家庭净资产、家庭兼

业化水平、参与农村合作医疗保险、参与农村社会养老保险衡量家庭特征；选取耕地面积、种植结构、农业生产社会化服务购买情况、农业生产补贴、农业受自然灾害情况衡量农户的农业生产特征；选取村庄人口总数、村庄耕地面积衡量村庄特征。

上述变量的含义、赋值以及描述性统计结果如表 1 所示。

表 1 变量定义、赋值以及描述性统计结果

变量类别	变量名称	变量含义与赋值	均值	标准差
被解释变量	农户收入	家庭年纯收入（元）	94720.560	163225.800
	农户贫困脆弱性	以消费贫困线为基准的 VEP 方法测度得到	0.297	0.194
解释变量	银保互动参与情况	农户是否参与银保互动：是=1，否=0	0.192	0.401
	农业保险购买情况	农户是否购买农业保险：是=1，否=0	0.508	0.500
	农业信贷获得情况	农户是否获得农业信贷：是=1，否=0	0.426	0.401
机制变量	授信额度	银行为农户审批的贷款额度（元）	1329.045	4627.092
	生产效率	利用 SFA 方法测算得到的农户生产效率	0.391	0.272
	规模扩张	耕地净转入面积（亩）	1.800	5.906
	生产风险	利用 OLS 回归得到的残差值平方的对数	0.432	1.088
控制变量	户主性别	户主性别：女=1，男=0	0.492	0.500
	户主年龄	户主周岁（岁）	56.571	11.370
	户主受教育程度	户主受教育年限（年）	7.041	3.359
	家庭总人口	家庭总人口数量（人）	3.783	1.910
	家庭净资产	家庭净资产（元）的对数	12.291	1.696
	参与农村合作医疗保险	农户是否参与合作医疗保险：参与=1，未参与=0	0.931	0.472
	参与农村社会养老保险	农户是否参与社会养老保险：参与=1，未参与=0	0.902	0.460
	家庭兼业化水平	家庭非农收入占总收入的比例（%）	67.920	46.707
	家庭耕地面积	农户经营的耕地总面积（亩）	11.399	11.888
	种植结构	各粮食作物播种面积占总播种面积的比例（%）	0.692	0.461
	农业生产社会化服务购买情况	农户是否购买农业生产社会化服务：是=1，否=0	0.163	0.369
	农户获得的生产补贴	农户获得各类农业生产补贴总额（元）	1426.628	5801.383
	农业受自然灾害情况	近 3 年农户是否受灾：是=1，否=0	0.563	0.496
	村庄人口总数	村庄人口总数量（人）	1552.972	1017.687
	村庄耕地面积	村庄耕地总面积（亩）	5485.398	6484.114
	地区变量（以四川省为对照组）	辽宁省=1，其他=0	0.230	0.330
山东省=1，其他=0		0.270	0.390	
江西省=1，其他=0		0.220	0.350	

四、实证检验与结果分析

(一) 银保互动、农业保险与农业信贷对农户收入的影响分析

本部分分别采用 OLS 方法以及 2SLS 方法估计农户参与银保互动、农业保险和获得农业信贷对农户收入的影响，结果如表 2 所示。在第一阶段估计中，银保互动参与情况、农业保险购买情况及农业信贷获得情况变量均显著，并通过了联合显著 F 检验以及 Shea 偏 R² 检验。其中，F 检验与 Shea 偏 R² 检验的结果分别为 736.759 和 0.374，在一定程度上排除了弱工具变量问题。第二阶段估计结果如表 2 中 2SLS 列的结果所示。

表 2 方程 1、方程 2 和方程 3 分别为银保互动参与情况、农业保险购买情况和农业信贷获得情况对农户收入影响的回归结果。运用 OLS 方法和 2SLS 方法得到的估计结果基本一致。本部分基于利用 2SLS 方法得到的估计结果进行分析。从实证结果可知，银保互动参与情况、农业保险购买情况、农业信贷获得情况均在 1% 统计水平上对农户收入存在显著正向影响，表明参与银保互动、购买农业保险、获得农业信贷都能够提高农户收入水平。从估计系数大小来看，银保互动参与情况、农业保险购买情况、农业信贷获得情况 3 个变量的系数分别为 0.112、0.101 和 0.076，参与银保互动带动农户增收的效果明显大于购买农业保险、获得农业信贷单独的作用。一方面，农业保险通过发挥风险保障功能，减少农户在遭遇极大自然灾害时的经济损失，提高农户在自然风险冲击下的收入水平；另一方面，农业信贷可以满足农户在农业生产过程中的资金需求，农户获得农业信贷可实现经营规模扩张或生产效率提高，从而获得更大经济收益。在银保互动模式中，农业保险可以发挥金融增信功能以提高农户贷款申请资质，便于农户实现更高效的信贷融资，同时提高了农户的可投资资金额度，在一定程度上放大了农业保险的风险保障效果。由此可知，银保互动模式通过农业保险和农业信贷的有效结合，能同时发挥风险保障和信贷融资的增收作用，达到“1+1>2”的效果。至此，研究假说 H1 成立。

表 2 银保互动对农户收入影响的基准回归结果

变量或指标名称	方程 1		方程 2		方程 3	
	OLS	2SLS	OLS	2SLS	OLS	2SLS
银保互动参与情况	0.039*** (0.006)	0.112*** (0.016)				
农业保险购买情况			0.033*** (0.006)	0.101*** (0.025)		
农业信贷获得情况					0.027** (0.012)	0.076*** (0.016)
户主性别	0.002 (0.003)		0.003 (0.005)		0.002 (0.004)	
户主年龄	-0.007** (0.003)		-0.006** (0.003)		-0.006** (0.003)	

(续表 2)

户主受教育程度	0.012*		0.015*		0.017*	
	(0.006)		(0.008)		(0.009)	
家庭总人口	0.013		0.013		0.013	
	(0.022)		(0.022)		(0.022)	
家庭净资产	0.011***		0.011***		0.010***	
	(0.002)		(0.002)		(0.002)	
参与农村合作医疗保险	0.004		0.004		0.003	
	(0.006)		(0.006)		(0.006)	
参与农村社会养老保险	0.005***		0.004***		0.005***	
	(0.001)		(0.001)		(0.001)	
家庭兼业化水平	0.012***		0.012***		0.012***	
	(0.002)		(0.002)		(0.002)	
家庭耕地面积	0.033***		0.036***		0.032***	
	(0.007)		(0.006)		(0.006)	
种植结构	-0.006		-0.004		-0.009	
	(0.007)		(0.007)		(0.015)	
农业生产社会化服务购买情况	0.023**		0.025**		0.025**	
	(0.010)		(0.011)		(0.011)	
农户获得的生产补贴	0.021*		0.021*		0.020*	
	(0.012)		(0.012)		(0.011)	
农业受自然灾害情况	-0.017		-0.019		-0.020	
	(0.028)		(0.013)		(0.027)	
村庄人口总数	-0.000*		-0.001*		-0.000*	
	(0.000)		(0.000)		(0.000)	
村庄耕地面积	0.000		0.000		0.000	
	(0.000)		(0.000)		(0.000)	
样本量	1599	1236	1599	1236	1599	1236
调整的 R ²	0.221		0.190		0.197	

注：①***、**和*分别表示 1%、5%和 10%的显著性水平；②括号内为标准误；③因篇幅限制，仅汇报第二阶段估计结果。

本部分利用 PSM 方法进行稳健性检验。本文将参与银保互动、购买农业保险和获得农业信贷的农户设为处理组，将相应未参与的农户设为对照组。根据表 3，在采用 K 近邻匹配、卡尺匹配和核匹配 3 种匹配方法下，银保互动参与情况、农业保险购买情况和农业信贷获得情况对农户收入的影响分别在 1%、1%与 5%的统计水平上显著，且银保互动的平均处理效应（ATT 值）相比农业保险与农业信贷更高。这说明，银保互动带动农户增收的作用更大，验证了前述分析的稳健性。

表3 稳健性检验：PSM估计结果

匹配方法	银保互动		农业保险		农业信贷	
	ATT	T	ATT	T	ATT	T
匹配前	0.041***	6.231	0.037***	5.503	0.032**	2.231
K近邻匹配	0.031***	5.022	0.029***	4.232	0.026**	2.294
卡尺匹配	0.029***	5.349	0.026***	4.097	0.026**	2.192
核匹配	0.030***	5.571	0.027***	4.003	0.025**	2.225

注：***和**分别表示1%和5%的显著性水平

(二) 银保互动促进农户增收的作用机制分析

基于中介效应模型，本文分别对授信额度、生产风险、规模扩张以及生产效率这4种传导机制进行检验，得到回归结果见表4。从实证结果可知，银保互动可以分别通过提高信贷配给、降低生产风险、扩大经营规模以及提高生产效率这4种路径对农户收入水平产生影响。具体来说，第一，银保互动参与情况对授信额度在1%统计水平上存在显著正向影响，且系数为0.172，表明银保互动可以有效发挥农业保险的金融增信功能，提升农户贷款资质，进而提高金融机构对农户的信贷配给程度。第二，银保互动参与情况在1%统计水平上对生产风险存在显著负向影响，影响系数为-0.032，表明银保互动能够在一定程度上降低农户面临的生产风险，减少农户在遭遇极大自然灾害冲击时的损失。第三，银保互动参与情况对规模扩张在1%的统计水平上存在显著正向影响，影响系数为0.102，表明农户可以通过农业信贷实现农业生产经营投资的增长，从而扩大农业生产规模。第四，银保互动参与情况对生产效率在5%的统计水平上存在显著正向影响，影响系数为0.063，表明农户除利用信贷资金扩大农业生产规模外，还可利用信贷资金购买先进农业生产设备和提高生产技术水平，进而有效提升农业生产效率。从实证结果来看，银保互动对规模扩张产生的作用效果要明显大于对生产效率的作用效果。由上述理论分析可知，银保互动分别从信贷配给、生产风险、规模扩张与生产效率这四种中介路径对农户收入水平产生影响，银保互动通过这四种机制促进了农户收入水平提高。此外，Sobel检验和Bootstrap检验的检验结果(p值)与中介效用最终检验结果的显著性水平保持一致，可以认为表4中的中介效应模型估计结果是稳健的。至此，研究假说H2、研究假说H3、研究假说H4分别得证。

表4 银保互动促进农户增收的作用机制

作用机制	阶段I	系数	阶段II	系数	中介效应	Sobel检验和 Bootstrap检验
授信额度	银保互动→授信额度	0.172*** (0.043)	授信额度→收入水平	0.102*** (0.020)	0.018***	0.007
生产风险	银保互动→生产风险	-0.032*** (0.009)	生产风险→收入水平	-0.091*** (0.017)	0.003***	0.006
规模扩张	银保互动→规模扩张	0.102*** (0.017)	规模扩张→收入水平	0.068*** (0.014)	0.007***	0.007
						0.006

(续表 4)

生产效率	银保互动→生产效率	0.063** (0.029)	生产效率→收入水平	0.067** (0.030)	0.004**	0.009 0.008
------	-----------	--------------------	-----------	--------------------	---------	----------------

注：①***和**分别表示 1%和 5%的显著性水平；②括号内为标准误；③控制变量同表 2，因篇幅限制，仅汇报核心解释变量的回归结果；④Sobel 检验和 Bootstrap 检验的检验结果均为 p 值，上行为 Sobel 检验的检验结果，下行为 Bootstrap 检验的检验结果。

(三) 银保互动对农户贫困脆弱性的影响分析

本文进一步分析银保互动、农业保险和农业信贷对农户贫困脆弱性的影响，检验农户是否可以通过参与银保互动来有效抵抗外来风险的冲击进而稳定自身收入。本部分同样运用 OLS 方法和 2SLS 方法进行估计，实证结果如表 5 所示。OLS 方法和 2SLS 方法得到的估计结果基本一致，说明在考虑内生性问题后，估计结果较为稳健。本部分基于 2SLS 方法得到的估计结果进行分析。

根据表 5，银保互动参与情况、农业保险购买情况和农业信贷获得情况均显著降低了农户贫困脆弱性，三者均在 1%统计水平上显著。三者的回归系数依次为-0.169、-0.156 和-0.094，说明相比于农业保险或农业信贷，银保互动缓解农户贫困脆弱的作用更大。这表明，银保互动将农业保险和农业信贷的功能有效结合，对农户同时产生了“风险保障”和“提高收入”的作用，从而显著降低了农户贫困脆弱性。银保互动可以被作为缓解农户贫困脆弱性的有效金融工具。至此，研究假说 H5 得证。

表 5 银保互动对农户贫困脆弱性的影响模型估计结果

变量或指标名称	银保互动		农业保险		农业信贷	
	OLS	2SLS	OLS	2SLS	OLS	2SLS
银保互动参与情况	-0.033*** (0.009)	-0.169*** (0.036)				
农业保险购买情况			-0.021*** (0.004)	-0.156*** (0.026)		
农业信贷获得情况					-0.010*** (0.002)	-0.094*** (0.015)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制
样本量	1599	1236	1599	1236	1599	1236
调整的 R ²	0.312		0.292		0.277	

注：①***分别表示 1%的显著性水平；②括号内为标准误；③控制变量同表 2，因篇幅限制，仅汇报核心解释变量的回归结果。

五、异质性分析

(一) 银保互动对不同收入水平农户的影响分析

本文进一步使用分位数模型估计银保互动对不同收入水平农户收入的影响。从理论角度看，农业保险和农业信贷对不同收入水平农户的增收效果可能存在差异（任天驰和杨沛华，2022a）。部分学者

认为，农业信贷的农户增收作用存在一定局限性，只有当农户收入水平达到某种水平时，农业信贷才能真正起到增收作用（杜江等，2017）。因此，本文考察银保互动、农业保险、农业信贷对不同收入水平农户收入的影响，分析银保互动能否消除农业信贷促进农户增收的局限性。

表6的分位数回归结果显示：从横向看，对任何收入分位点的农户而言，银保互动参与情况、农业保险购买情况和农业信贷获得情况均对农户收入存在显著的正向影响。其中，银保互动参与情况与农业保险购买情况均在1%统计水平上对农户收入具有显著正向影响，而农业信贷对收入水平处于20、40和60分位点农户的增收作用在5%统计水平上显著。这表明，农业信贷在促进中低收入水平农户增收方面存在一定的局限性。从影响系数看，银保互动、农业保险和农业信贷对农户收入的影响均随农户收入的增加而增强。从纵向看，对收入水平处于20分位点的农户来说，银保互动参与情况、农业保险购买情况在1%统计水平上显著，且系数依次为0.029、0.017，而农业信贷获得情况仅在5%统计水平上显著，且系数为0.011。银保互动参与情况的估计系数是农业信贷获得情况估计系数的2.6倍，是农业保险购买情况估计系数的1.7倍。其他分位数的回归结果也基本类似。这表明，银保互动对不同收入水平农户的增收作用均要优于农业保险与农业信贷单独产生的作用。

表6 银保互动对不同收入水平农户收入影响的异质性分析结果

变量或指标名称	收入分位点			
	$\tau=0.2$	$\tau=0.4$	$\tau=0.6$	$\tau=0.8$
银保互动参与情况	0.029*** (0.007)	0.034*** (0.011)	0.037*** (0.009)	0.044*** (0.011)
控制变量	控制	控制	控制	控制
调整的 R ²	0.221	0.230	0.272	0.294
农业保险购买情况	0.017***	0.022***	0.031***	0.039***
控制变量	控制	控制	控制	控制
调整的 R ²	0.190	0.193	0.207	0.245
农业信贷获得情况	0.011**	0.017**	0.024**	0.030***
控制变量	控制	控制	控制	控制
调整的 R ²	0.177	0.179	0.194	0.213

注：①***和**分别表示1%和5%的显著性水平；②括号内为标准误；③控制变量同表2，因篇幅限制，仅汇报核心解释变量的回归结果。

（二）银保互动对不同经营规模农户的影响分析

银保互动可能对不同经营规模农户的收入产生不同的作用。根据国家统计局第三次农业普查的相关规定，经营规模为50亩以下的农户为小农户，经营规模为50亩及以上的农户为规模经营户。本文根据这一标准将样本农户划分为小农户和规模经营户，分析银保互动对农户收入的规模异质性影响。

从表7估计结果可知，银保互动和农业保险对不同经营规模农户的收入均有显著提升效果，但农业信贷对小规模农户收入的促进效果并不显著。银保互动参与情况均在1%统计水平上对小农户和规模经营户的收入具有显著的正向影响，系数分别为0.044和0.023；农业保险购买情况均在1%统计水

平上对小农户和规模经营户的收入具有显著的正向影响，系数分别为 0.040 和 0.021。与银保互动相比，农业保险的系数相对较小，说明银保互动带动农户增收的作用要大于农业保险。表 7 最后两列的结果显示，农业信贷仅对规模经营户的收入存在显著提升效果，且影响系数比银保互动和农业保险相应的估计系数低。因此，银保互动带动农户增收的作用要大于农业保险与农业信贷的作用。

表 7 银保互动对农户收入的规模异质性影响估计结果

变量或指标名称	银保互动		农业保险		农业信贷	
	小农户	规模经营户	小农户	规模经营户	小农户	规模经营户
银保互动参与情况	0.044*** (0.011)	0.023*** (0.005)				
农业保险购买情况			0.040*** (0.006)	0.021*** (0.004)		
农业信贷获得情况					0.033 (0.055)	0.016*** (0.003)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制
样本量	1317	282	1317	282	1317	282
调整的 R ²	0.335	0.294	0.323	0.301	0.291	0.221

注：①***表示 1% 的显著性水平；②括号内为标准误；③控制变量同表 2，因篇幅限制，仅汇报核心解释变量的回归结果。

六、研究结论与政策建议

本文基于 OLS 方法、2SLS 方法以及中介效应模型等，实证分析了银保互动、农业保险和农业信贷对农户收入的影响。研究表明：第一，相比于农业保险和农业信贷，银保互动具有更大的农户增收作用；第二，银保互动分别通过提高信贷配给、降低生产风险、扩大经营规模、提高生产效率这四种作用机制促进农户收入水平提高；第三，从异质性检验结果看，相比于农业保险、农业信贷单独带动农户增收的作用，银保互动对不同收入水平、不同经营规模的农户都能够发挥更好的增收作用；第四，银保互动可以有效降低农户贫困脆弱性。银保互动是巩固拓展脱贫攻坚成果的重要金融工具，有利于农户增收。为进一步推动银保互动模式发展，本文提出如下政策启示：

第一，优化银保产品功能设计，促进形成良性竞争关系。银保互动可以通过提高信贷配给程度提高农户收入，因此在银保产品的设计上应当注重信贷产品与保险产品功能的有效结合，避免出现信贷产品与保险产品功能冲突、市场挤压等现象的出现。但在银保互动发展的初级阶段，多数保险产品与信贷产品之间的竞争关系并不明确，例如中国现阶段农业保险发展并不仅仅局限于发挥风险保障作用，还有保费追加、养老储备等资本存储功能，进而产生“存储替代”效应。这无疑会冲击信贷市场，从而降低“银保”双方合作的积极性，最终使银行和保险机构无法达成深层次合作。对此，保险机构应进一步创新农业保险产品，重点突出保险风险保障功能，不断提质、增品、扩面，尽量避免业务冲突，以确保保险机构与银行之间良性竞争关系的形成。

第二,完善银保互动激励机制,有效降低双方运营成本。除注重银保产品功能的优化设计外,还应进一步从银保机构方面促进银保互动模式的发展。在银保互动模式中,银行机构与保险机构虽然可以通过合作降低信息成本,但当农户遭遇极大自然灾害时,银行机构与保险机构都面临着较大成本压力。对此,建议政府在现有补贴政策的基础上,为银行机构提供补贴或税费减免,从而减少“惜贷”现象的发生;还可针对灾害频发地区优化分保机制,分担保险公司成本压力,同时强化银行机构还款保障;此外,应在银保互动模式中明确保险机构和银行机构之间利益分配、风险分担、合作期限等相关问题,通过构建银保互动长效激励机制来激发双方互动意愿。

第三,针对不同收入水平农户实施差异化政策,实现银保互动增收目标。银保互动对不同收入水平的农户都能够起到显著的增收作用,但对低收入水平农户的增收作用相对较弱。因此,银保互动政策需要重点关注低收入农户。可根据收入水平设立不同的农业保险赔付标准,适当提高低收入农户的保障额度,同时给予低收入农户更低的贷款优惠利率。

参考文献

- 1.陈秋月、董晓林、吕沙,2019:《中国政策性农业保险在银保互动中的适用性——基于抵押担保替代视角的分析》,《商业研究》第12期,第107-115页。
- 2.程郁、罗丹,2010:《信贷约束下中国农户信贷缺口的估计》,《世界经济文汇》第2期,第69-80页。
- 3.董晓林、吕沙、汤颖梅,2018:《“信贷联结型”银保互动能否缓解农户信贷配给——基于选择实验法的实证分析》,《农业技术经济》第6期,第71-80页。
- 4.杜江、张伟科、范锦玲,2017:《农村金融发展对农民收入影响的双重特征分析——基于面板门槛模型和空间计量模型的实证研究》,《华中农业大学学报(社会科学版)》第6期,第35-43页、第149页。
- 5.樊丽明、解垚,2014:《公共转移支付减少了贫困脆弱性吗?》,《经济研究》第8期,第67-78页。
- 6.顾宁、刘洋,2021:《产业扶贫降低了贫困农户的脆弱性吗》,《农业技术经济》第7期,第92-102页。
- 7.顾宁、王灏威,2021:《农户借贷有利于家庭增收吗——来自中国农村家庭的微观证据》,《农业经济与管理》第6期,第73-82页。
- 8.李晗、陆迁,2021:《精准扶贫与贫困家庭复原力——基于CHFS微观数据的分析》,《中国农村观察》第2期,第28-41页。
- 9.廖朴、吕刘、贺晔平,2019:《信贷、保险、“信贷+保险”的扶贫效果比较研究》,《保险研究》第2期,第63-77页。
- 10.林凯旋,2020:《农业信贷与保险联动支持农业发展:内在逻辑与改进路径》,《保险研究》第4期,第69-76页。
- 11.刘祚祥、黄权国,2012:《信息生产能力、农业保险与农村金融市场的信贷配给——基于修正的S-W模型的实证分析》,《中国农村经济》第5期,第53-64页。
- 12.潘明清、郑军、刘丽,2015:《农业保险与农村信贷发展:作用机制与政策建议》,《农村经济》第6期,第76-79页。
- 13.任天驰、杨沛华,2022^a:《高保障高收入——农业保险保障水平的收入效应研究》,《农业技术经济》第12期,第

1-16 页。

- 14.任天驰、杨沛华, 2022^b: 《农业保险保障水平与农户贫困脆弱性》, 《当代经济科学》第 2 期, 第 24-35 页。
- 15.商兆奎、邵侃, 2018: 《减灾与减贫的作用机理、实践失位及其因应》, 《华南农业大学学报(社会科学版)》第 5 期, 第 24-31 页。
- 16.孙若梅, 2006: 《小额信贷在农村信贷市场中作用的探讨》, 《中国农村经济》第 8 期, 第 34-43 页。
- 17.唐文浩, 2022: 《从反贫困转向反脆弱性: 江苏省扶贫开发的实践逻辑》, 《学海》第 2 期, 第 156-163 页。
- 18.王凯、段胜, 2009: 《影响我国农业保险发展的多因素实证分析》, 《保险研究》第 4 期, 第 101-105 页。
- 19.王晓红, 2020: 《精准扶贫视角下提升我国农业保险财政补贴效率研究》, 《理论探讨》第 1 期, 第 102-107 页。
- 20.吴庆田、王瑞杰, 2022: 《普惠金融降低了城镇家庭的贫困脆弱性吗? ——基于 CHFS 数据的实证分析》, 《南方金融》第 7 期, 第 28-38 页。
- 21.谢玉梅、徐玮、程恩江、梁克盛, 2016: 《精准扶贫与目标群小额信贷: 基于协同创新视角的个案研究》, 《农业经济问题》第 9 期, 第 79-88 页、第 112 页。
- 22.徐婷婷、孙蓉, 2022: 《政策性农业保险能否缓解贫困脆弱性——基于典型村庄调研数据的分析》, 《农业技术经济》第 2 期, 第 126-144 页。
- 23.叶明华、卫玥, 2015: 《农业保险与农村信贷: 互动模式与绩效评价》, 《经济体制改革》第 5 期, 第 92-97 页。
- 24.易福金、陆宇、王克, 2022: 《大灾小赔, 小灾大赔: 保费补贴“包干制”模式下的农业生产风险与赔付水平悖论——以政策性玉米保险为例》, 《中国农村经济》第 3 期, 第 128-144 页。
- 25.尹志超、严雨, 2020: 《保险对中国家庭储蓄率的影响》, 《经济科学》第 5 期, 第 99-110 页。
- 26.尹志超、张栋浩, 2020: 《金融普惠、家庭贫困及脆弱性》, 《经济学(季刊)》第 5 期, 第 153-172 页。
- 27.于新亮、严晓欢、上官熠文、于文广, 2022: 《农村社会养老保险与家庭相对贫困长效治理——基于隔代照顾的视角》, 《中国农村观察》第 1 期, 第 146-165 页。
- 28.张东玲、焦宇新, 2022: 《农业保险、农业全要素生产率与农户家庭经济韧性》, 《华南农业大学学报(社会科学版)》第 2 期, 第 82-97 页。
- 29.张伟、黄颖、谭莹、徐静, 2020: 《灾害冲击下贫困地区农村金融精准扶贫的政策选择——农业信贷还是农业保险》, 《保险研究》第 1 期, 第 21-35 页。
- 30.张伟、黄颖、易沛、李长春, 2017: 《政策性农业保险的精准扶贫效应与扶贫机制设计》, 《保险研究》第 11 期, 第 18-32 页。
- 31.张小东、孙蓉, 2015: 《农业保险对农民收入影响的区域差异分析——基于面板数据聚类分析》, 《保险研究》第 6 期, 第 62-71 页。
- 32.张颖慧、聂强, 2016: 《小额信贷经理人愿意扶贫吗? ——基于西北地区贫困县 152 位信贷经理人的经验分析》, 《西北农林科技大学学报(社会科学版)》第 6 期, 第 136-143 页。
- 33.郑军、王彪, 2020: 《农业保险保费补贴扶贫的乘数效应——来自时间序列数据的经验证据》, 《北京航空航天大学学报(社会科学版)》第 3 期, 第 79-85 页。
- 34.周稳海、赵桂玲、尹成远, 2014: 《农业保险发展对农民收入影响的动态研究——基于面板系统 GMM 模型的实

证检验》，《保险研究》第5期，第21-30页。

35.祝仲坤、陶建平，2015：《农业保险对农户收入的影响机理及经验研究》，《农村经济》第2期，第67-71页。

36.Goddard, G. Jason., 2009, "The Economics of Microfinance by B. Armendariz & J. Morduch", *Journal of Asia-Pacific Business*, 10(1): 97-106.

37.Karen., E.D., D. W. Elmendorf., and D. E. Sichel., 2005, "Can Financial Innovation Help to Explain the Reduced Volatility of Economic Activity?", *Journal of Monetary Economics*, 53(1): 123-150.

38.MacKinnon., P.M., J. L. Krull., and C. M. Lockwood., 2000, "Equivalence of the Mediation, Confounding, and Suppression Effect", *Prevention Science*, 1(4): 173-181.

39.Rubin ,D. B.,2001, "Using Propensity Scores to Help Design Observational Studies: Application to the Tobacco Litigation", *Health Services and Outcomes Research Methodology*, 2(3-4): 169-188.

(作者单位：¹北京林业大学经济管理学院；

²中国农业大学经济管理学院)

(责任编辑：光明)

The Effect and Mechanism of Bank-insurance Interactions on Farmers' Income Increase: An Analysis Based on the Survey Data Collected from Shandong, Liaoning, Jiangxi and Sichuan Provinces

ZHU Ran GU Xuesong QIN Tao REN Tianchi

Abstract: How to effectively increase household income has always been a practical difficulty in the field of "agriculture, rural areas and farmers", and a major challenge to consolidate and expand the achievements of poverty alleviation. Based on the survey data collected from Shandong, Liaoning, Jiangxi and Sichuan provinces, this article tests the impacts of bank-insurance interactions on farmers' income level and poverty vulnerability by using OLS and 2SLS models, and further validates the possible mechanism of bank-insurance interactions on farmers' income by constructing an intermediary effect model. The findings are as follows. Firstly, compared with the single agricultural insurance or agricultural credit, bank-insurance interactions have a better effect on raising the overall income level of farmers, and have a more significant effect on income increase of farmers with different income levels and different operating scales. Secondly, bank-insurance interactions mainly promote the increase of household income through four channels, namely, improving credit rationing, reducing production risks, expanding production scale and improving production efficiency. Among them, the effect of production efficiency channel is relatively weak. Thirdly, farmers can improve their income stability under the impact of external risks through bank-insurance interactions, thus effectively improving poverty vulnerability and reducing the occurrence of the phenomenon of "returning to poverty caused by disasters".

Key Words: Bank-insurance Interaction; Household Income; Agricultural Insurance; Agricultural Credit; Poverty Vulnerability

政策性农业保险的福利效应*

——基于农民视角的分析

陈 燕 林乐芬

摘要：政策性农业保险发挥着分散农业风险、补偿受损农民经济损失的风险保障功能。本文基于2002—2020年省级面板数据，运用多时点DID模型、动态静态面板效应模型、面板分位数模型等，基于农民视角实证考察了政策性农业保险的福利效应。研究发现：政策性农业保险的实施显著增进了农民福利水平；政策性农业保险发展对农民具有一定的福利改善作用，这主要通过灾前保费支出效应实现——人均保费支出的农民福利改进效应显著，虽然在短期内增强了农民福利波动，但长期看改善了农民福利水平；随着农民福利水平的上升，政策性农业保险的福利改善效应逐渐减弱；灾后保险赔付的福利效应尚未体现，这是由农业保险赔付效率不高造成的。

关键词：政策性农业保险 农民福利 福利效应 分位数回归

中图分类号：F842 **文献标识码：**A

一、引言

中国发展不平衡不充分的问题依然突出，要实现共同富裕，最艰巨最繁重的任务仍然在农村。党的二十大报告明确提出，要全面推进乡村振兴，坚持农业农村优先发展。政策性农业保险是农村金融服务体系的重要组成部分，发挥着分散农业风险、补偿农业生产经营损失、稳定农业生产与农民收入、改善农民福利的功能，是乡村振兴战略政策支持体系的重要组成部分。

2007年，中央财政首次拨付10亿元用于农业保险保费补贴^①。同年，财政部印发《中央财政农业保险保费补贴试点管理办法》，明确提出2007年在6个省份开展政策性农业保险试点，补贴覆盖7类种养殖品种，标志着政策性农业保险正式实施。2019年《关于加快农业保险高质量发展的指导意见》提出了到2022年基本建成多层次农业保险体系的目标，以满足推进农业农村现代化形势下的农民的

*本文是国家社科基金后期资助项目“现代农业保险实践模式与体制机制创新研究”（编号：19FJYB002）的阶段性研究成果。本文通讯作者：林乐芬。

^①数据来源：《十亿元中央财政补贴为农业保险发展启动政策引擎》，http://www.gov.cn/ztl/2007-05/23/content_622908.htm。

风险保障需求。2022 年中央“一号文件”提出“积极发展农业保险和再保险”^①。根据《中国保险年鉴》统计数据，2002—2020 年，政策性农业保险保费与保险赔付逐年增长，农业保险密度与深度显著提升，保费从 5 亿元增长至 814.9 亿元，年平均增长率为 52.63%，保险结余均为正且逐年上升，赔付率在 47%~85% 间略有波动。2021 年，中国农业保险保费超越美国位居全球第一，农业保险保费规模为 965.18 亿元，同比增长 18.4%，保险金额为 4.78 万亿元，为 1.88 亿户次农户提供风险保障，中央财政拨付保费补贴 333.45 亿元，增长 16.8%^②。

截至 2022 年，政策性农业保险已运行 16 年。那么，在推进共同富裕的过程中，政策性农业保险是否会影响农民福利？为回答这一问题，本文基于 2002—2020 年 31 个省（区、市）的宏观面板数据，运用多时点 DID 模型、动态静态面板效应模型、面板分位数模型等，考察了政策性农业保险的福利效应，评估其对农民福利水平、福利波动的双重效应，为发挥政策性农业保险管理农业风险的作用、助推农业农村现代化和推进乡村振兴提供借鉴。本文研究的边际贡献如下：一是从政策性农业保险的政策实施以及发展两个方面来评估政策性农业保险的福利效应；二是从动态和静态、多分位点视角更全面地评估政策性农业保险对农民福利的影响；三是从农民福利水平、福利波动双重维度考察政策性农业保险的福利效应。

二、文献述评

（一）福利的定义与度量

在福利经济学中，庇古（2006）将“福利”分为广义的社会福利与狭义的经济福利。主观情感是社会福利的一部分，而经济福利是客观的。经济学研究的主要是经济福利，个体的“经济福利”用效用衡量，一国的总体经济福利就是个体经济福利的加总。

在探究福利概念的同时，学者们对如何度量福利进行了大量探索。目前，衡量客观经济福利主要有以下 3 种方法：一是主流经济学采用的货币化收入指标。经济福利在社会经济发展过程中一般表现为经济增长和收入提高。因此，人均 GDP 或 GNP 通常被用于衡量一国经济福利水平。个体或群体收入则被用于衡量个体或群体经济福利（Dasgupta, 2001）。田国强和杨立岩（2006）的研究支持收入高低可以衡量福利水平的观点。二是以帕累托标准衡量福利，也就是在没有损害任何人的福利的情况下，某个社会经济活动或政策至少使一个人变得更好，这代表福利水平的增加。三是以社会总福利的变动度量经济福利，即通过生产者剩余与消费者剩余之和的增减表征总福利变动。关于经济福利与总福利的关系，庇古（2006）在《福利经济学》一书中指出：“我们所要研究的，并不是福利有多大，或曾经有多大，而是其大小由于某些原因的加入如何受到影响”；“一种经济因素对经济福利的影响

^①参见《中共中央 国务院关于做好 2022 年全面推进乡村振兴重点工作的意见》，http://www.gov.cn/xinwen/2022-02/22/content_5675035.htm。

^②数据来源：《财政部：2021 年全国农业保险保费规模超 900 亿元》，<http://www.scio.gov.cn/xwfbh/xwfbh/wqfbh/47673/47794/xgbd47801/Document/1719448/1719448.htm>。

的质的结论，同样适用于对总福利的影响。”本文以庇古的福利经济学思想为理论依据，采用方法一来衡量农民经济福利。

（二）政策性农业保险的福利效应的理论内涵

政策性农业保险的直接市场主体包括农户、保险机构与政府，本文从这三方视角展开分析政策性农业保险的福利效应。根据《农业保险条例》，财政部始终要求政策性农业保险业务坚持“保本微利”原则。因此，农业保险机构的福利不是政策性农业保险的主要目标。从政府角度看，政策性农业保险理论上给政府带来的福利主要包括经济福利和政治福利。经济福利主要体现在社会福利的增进上

(Monte and Papagni, 2001)：一方面，农业是基础产业，政府具有通过农业保险保费补贴来稳定农业生产投入与农业产出的偏好；另一方面，政府希望通过补贴农业保险、实施有效的灾后补偿来降低农民面临的风险，最小化农产品的产出波动。政治福利体现为通过稳定农业生产和农民收入来实现社会稳定，这也是政府介入农业保险市场的主要出发点。

从农户角度看，当存在政府保费补贴时，农民只需缴纳少量保费就能参加政策性农业保险，从而将农民自担风险部分转移给农业保险机构，由保险机构利用专业技术和手段集中管理和分散风险。参加农业保险使农户的生产经营风险下降，使农业生产更加稳定，降低了农民未来生产的不确定性，从而有利于稳定农民个体福利。

政策性农业保险是政府根据特定的政策目标建立的，本质上是为了支农惠农，属于市场化的政策工具。政策性农业保险与商业性农业保险的本质区别是其非营利属性，这决定了政策性农业保险是以农民福利为落脚点的。农民与政府的福利目标是基本一致的，农民收入稳定既是农民的福利，也是政府的经济福利与政治福利，这也是政府干预农业保险市场的主要出发点。因此，研究政策性农业保险的福利效应的经济意义在于增进个体与社会福利，政策性农业保险的福利效应要聚焦于农民这一主体。结合福利效应的概念界定，本文所研究的政策性农业保险的福利效应是指政策性农业保险对农民以货币化收入指标衡量的福利的作用。

（三）政策性农业保险的福利效应相关研究述评

随着农业保险在农业生产活动中的作用越来越突出，当前关于政策性农业保险的研究越来越多。根据国内外相关研究，政策性农业保险的福利效应是否存在、何种方向、大小如何尚都没有定论。国内外关于政策性农业保险福利效应的研究主要存在以下两种观点：一方面，部分学者认为，政策性农业保险在一定程度上可以增进农民福利（例如 Danziger and Plotnick, 1979; Young et al., 2001）。聂荣等（2013）、刘璐和韩浩（2015）、黄薇（2019）等学者基于微观调研数据实证分析发现，适当的财政补贴可以提升参加政策性农业保险的农民的收入。刘亚洲和钟甫宁（2019）认为，应将收入支持作为政策性农业保险的目标，且补贴要符合 WTO 规则。在相同参保率下，相较于实施政策性农业保险强制政策，实施政策性农业保险保费补贴政策给不同地区农户带来的社会福利损失更小（孙香玉和钟甫宁，2009）。另一方面，部分学者认为政策性农业保险的农民福利效应并不明确，或者在不同条件下的结论是不同的。农业保险对农民收入存在显著的负效应（余新平等，2010），但 Siamwalla and

Valdes (1986)、Glauber et al. (2002) 等学者研究发现：农业保险在提高农业产出的同时，也会使农作物供给曲线右移，因此，农业保险对农业收入的影响是不确定的。

总体上看，国内外研究政策性农业保险福利效应的成果丰富，大多数研究基于微观数据，从政策性农业保险影响农民收入水平的视角来展开研究，但研究结论尚存在争议。同时，政策性农业保险通过收取保费建立风险池，从时空上分散个体农业生产者面临的风险，减少他们的生产经营波动，而考量政策性农业保险对农民福利波动的研究不多。因此，从宏观视角出发且同时考量政策性农业保险对农民福利水平总量以及福利波动影响的研究有待补充。

三、理论分析

(一) 财政补贴与农业保险的福利关系

准公共品通常存在外部性。农业保险存在生产和消费的双重正外部性（冯文丽，2004）。这种双重正外部性使农业保险具有公共品属性，但享有农业保险保障的前提是农户缴纳保险费用，因此，农业保险存在一定的排他性。根据公共品理论，公共品需由政府提供，而准公共品提供需要政府的介入，可以由政府直接提供或支持。市场只能有效提供私人品，由市场自发提供准公共品会导致资源配置效率低下甚至不可持续。孙秀清（2004）、朱俊生和庾国柱（2007）等学者认为，农业保险应以政策性农业保险为主、商业性农业保险为辅。美国、加拿大、日本等农业保险发展经验丰富的国家亦如此发展农业保险。1949—2006年，除停办时期外，中国所开展的农业保险均为商业性农业保险，无政府介入。自2007年起，中国政府开始实施保费补贴政策，使农业保险具有了政策性，政策性农业保险正式开始实施。

根据福利经济学理论，增进总量和缩小差距是两种提高社会福利的途径（庇古，2006）。以此标准来衡量，政策性农业保险的福利效应具体表现为：不仅能促进农业产业化发展，而且能稳定农民收入。从农民角度看，农业保险是能够转嫁风险的金融服务。不论农民对农业保险的风险管理属性认识正确与否，他们只要参加农业保险，就可以通过支付少量保费转移无法预知的风险。另外，农民可以将农业保险保费纳入生产成本，通过提高向社会出售的农业产成品价格，将保费转移给社会。有效的风险保障、经济补偿机制因此建立起来。

无论生产经营规模大小，农业经营多样化都是农民重要的农业风险管理方式。多样化经营通过“将鸡蛋放在不同篮子里”，避免农业经营者的财产同时受损。但是，农业产业化、规模化改变了农民的生产经营结构，伴随而来的是农业风险的同等变化。农业风险的这种变化意味着，农民如果生产经营失败，将可能出现颗粒无收甚至负债的情况。因此，政策性农业保险能分担农民部分农业风险，降低他们对农业投资的风险预期，增强农民进行农业生产经营的信心，从而促进农业投资。这在一定程度上可以提高农业专业化程度和增加农业产出。

Kraft (1996) 提出，农业保险会改变农民净收入的分布。农民购买农业保险，保费是从他的最大可获收入中拨付的，这将使农民的可获收入水平下降，但其可获收入的下限可能上升。在达到赔付条件后，农民才能获得保险赔偿款，因此，农民可能在许多年份只有保险支出而没有保险收入。但是，

当发生保险责任范围内的风险损失时，农民可以获得保险赔付，农业保险由此能发挥“收入稳定器”功效。

图 1 展示了三种情况下的农民收入概率分布函数。当农民不参保时，他的收入概率分布函数为图 1 实线所示。此时，由于没采用农业保险或其他风险管理工具，农民的最低收入可能为 0。当农民参加商业性农业保险时，农民的风险得到分散，他的收入的最低值提高至 Y^0 ，即保险赔偿款与保费支出的差值。当农民参加政策性农业保险时，农民的收入下限移至 Y^S ， Y^0 和 Y^S 之间的差额是政府补贴，政府补贴提高了农民收入水平。当没有发生赔付时，由于存在保费支出，参保农民的预期收入可能会低于未参保农民；当发生赔付时，保险赔偿款高于保费支出，参保农民的预期收入将提高。由于政策性农业保险存在保费补贴，农民需缴纳保费将少于商业性保险保费，其预期收入将高于不参加农业保险者以及参加商业性农业保险者。因而，参加政策性农业保险将提高农民福利水平。

基于以上分析，本文提出研究假说 H1：政策性农业保险的实施能增进农民福利。

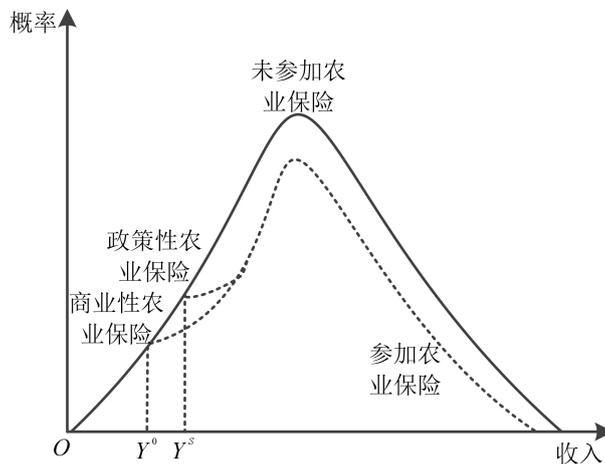


图 1 有无政策性农业保险的农民收入概率分布

（二）政策性农业保险福利效应的路径分析

政策性农业保险影响农民福利的路径如图 2 所示。具体来说，政策性农业保险福利效应的表现之一为财政补贴与保费支出的灾前效应。政策性农业保险的政策性体现在保费补贴上。政府农业保险保费补贴可以降低农民的保费支出，减轻农民资金压力。农民参保后，保费支出将影响农民收入，主要体现在为：

第一，农民参保后，农业风险被转移给保险机构，农业风险带来损失的概率和程度降低，可能产生道德风险问题。参保后，有些农民可能疏于农业生产管理，忽视防范和应对农业生产风险，例如随意改变耕作制度、不按经营规范管理、施肥不当等，其农业产出可能因此减小。同时，保险机构和农业管理部门为避免这种道德风险问题的产生，会采取加强农业保险宣传、推广农业生产技能、鼓励运用农业科技等措施。这些措施能降低农民的农业风险，保证农业产出。

第二，农民参保后，获得了风险保障，从而激励农民采用先进农业技术。农民会更大胆地使用先进农业技术与工具，积极开展农业生产，增加农业产出（虞国柱和李军，2003；罗向明等，2011；Hill et al., 2019）。农业风险集中且较大，农业科技发展不确定性强，农民由于自身知识限制和外在环境因素而难以充分了解和把握农业科技的作用。参与政策性农业保险减少了农民采用先进农业技术的后顾之忧。

政策性农业保险福利效应的表现之二为保险赔付的灾后效应。农民参加政策性农业保险，当发生保险合同所规定的风险损失时，可以按照合同规定得到相应的保险赔付。这是保险独有的灾后补偿作用，保险赔付通常以货币资金形式发放给农民。这些资金既可以用于农民当前生活，直接作用于农民当期收入，也可以用来增加农民下期的农业生产资料和生活资料，从而增进农民福利。

农业生产极有可能遭遇自然灾害，造成农产品产量损失，参保农民从而能够获得灾后保险赔付。但是，农民即使丰产，收入也不一定提高，他们可能面临产量大增而产成品价格下跌的情况，从而出现总收入减少和福利损失。因此，除农业产出外，价格也是影响农民福利的关键因素。

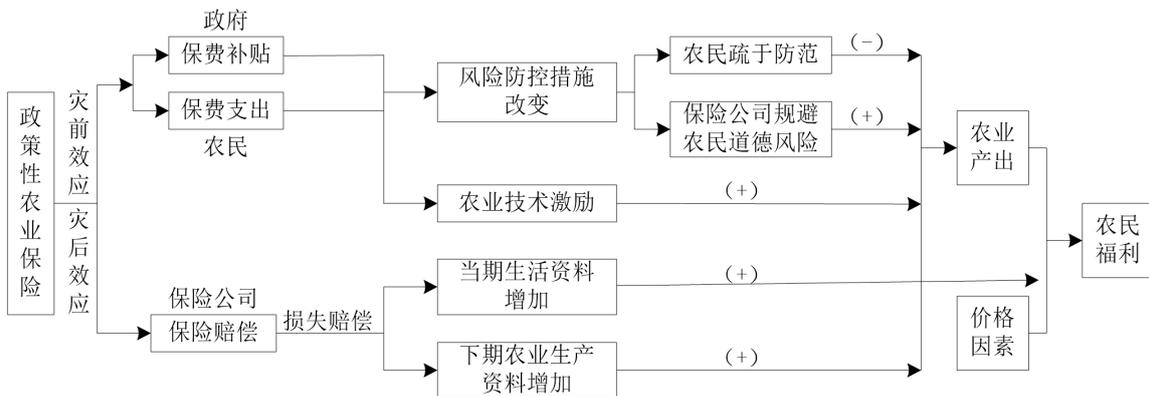


图2 政策性农业保险福利效应路径分析

基于以上分析，本文提出研究假说 H2 和研究假说 H3。

H2：政策性农业保险发展的灾前保费支出效应增进了农民福利。

H3：政策性农业保险发展的灾后保险赔付效应增进了农民福利。

四、模型设定与数据说明

（一）变量选取

1.被解释变量。庇古（2006）认为，经济因素是通过被称为国民收入或国民所得的经济福利的相应客体来对一国的经济福利产生影响的，即经济福利和国民收入这两个概念是对等的。因此，本文选取农民收入作为农民福利的衡量指标。本文分析政策性农业保险对农民福利水平与福利波动的影响，因此，被解释变量包含福利水平与福利波动两方面。在以往研究中，学者们多使用农村居民人均可支配收入（例如周振等，2016；赵勇智等，2019）或总收入中的家庭经营净收入（例如肖卫和肖琳子，2013）来衡量农民福利。政策性农业保险保障的是农民的农业生产活动而不是非农生产，而农业生产

的收入通常包含在农民的家庭经营性收入中。因此，借鉴前人研究，本文选取农村居民人均经营性净收入来衡量农民福利水平，数据来自 2003—2021 年《中国农村统计年鉴》。

现有研究主要使用增长率变动或去趋势的统计方法来测度福利波动程度。本文用 H-P 滤波法处理农村居民人均经营性净收入，分离收入波动。同时，参照张耿和胡海鸥（2006）、巩师恩（2014）的研究，本文使用变量缺口值与趋势值之比衡量收入波动，即福利波动等于利用 H-P 滤波法分离出的人均经营性净收入波动项与趋势项的比值。这种方法被广泛地应用于宏观经济趋势研究中。H-P 滤波法将选择一个时间序列 X_t ，使时间序列 Y_t 的（1）式估计值最小：

$$\min \left\{ \sum_{t=1}^T (Y_t - X_t)^2 + \lambda [(X_{(t+1)} - X_t) - (X_t - X_{(t-1)})]^2 \right\} \quad (1)$$

（1）式中， X_t 为 Y_t 的趋势序列， λ 为 X_t 波动的折算因子。令 $H_t = Y_t - X_t$ ， H_t 为波动成分。假定 H_t 和 $\Delta^2 X_t$ 独立同分布，当 $\lambda = \text{var}(H_t) / \text{var}(\Delta^2 X_t)$ 时，分离效果最佳。

2.核心解释变量。政策性农业保险保费补贴政策实施为核心解释变量之一。本文整理了 31 个省（区、市）的中央财政农业保险保费补贴实施时间，如表 1 所示。保费补贴实施时间来自《中央财政农业保险保费补贴试点管理办法》和 2007—2012 年间各省（区、市）实施政策性农业保险印发的各类通知。

本文基于各省（区、市）实施中央财政农业保险保费补贴政策的时点，构建政策性农业保险实施的政策变量。政策性农业保险保费补贴政策实施变量是分组变量和政策实施虚拟变量的交乘项。其中，分组变量为虚拟变量：若该省份在当年实施了政策性农业保险保费补贴政策，则该省份属于处理组，赋值为 1；反之，该省份属于对照组，赋值为 0。在各省份政策性农业保险保费补贴政策实施之前，政策实施虚拟变量赋值为 0；这一政策实施之后，政策实施虚拟变量赋值为 1。

表 1 各省（区、市）实施中央财政农业保险保费补贴政策的时点

年份（年）	实施省份
2007	吉林省、内蒙古自治区、江苏省、湖南省、四川省、新疆维吾尔自治区
2008	辽宁省、黑龙江省、安徽省、山东省、河南省、湖北省、浙江省、福建省、海南省
2009	江西省
2010	山西省、广东省、云南省、甘肃省、青海省、宁夏回族自治区
2011	广西壮族自治区、贵州省、西藏自治区、陕西省、重庆市
2012	北京市、上海市、天津市

本文研究中另一个核心解释变量为政策性农业保险发展。结合理论分析，政策性农业保险的福利效应主要体现在灾前的保费支出和灾后的保险赔付，反映了政策性农业保险稳定农民福利的功能。保险深度和保险密度是反映保险发展的相对量指标：保险深度反映该地区保险业在整个经济中的地位，取决于地区经济总体发展水平和保险业的发展速度；保险密度为地区人均保费支出，反映该地区居民参与保险的程度，取决于该地区人口数量和保险业的发展水平。本文使用人均保费支出来衡量灾前的保费支出，使用人均农业保险赔付额衡量灾后的保险赔付。变量数据来自 2003—2021 年《中国保险年鉴》。

3.控制变量。农业受灾情况。农业保险本质上是在参保农业生产经营者因灾害事故遭受损失后，保险公司按保险合同约定给予经济补偿的一种保障制度。农业保险针对的是农业风险。农业风险水平越高，农业受灾情况越严重，给农业产出带来的负向冲击越大。因此，农业风险与农民福利应该呈负向关系。基于数据可得性，本文使用受灾率衡量农业受灾情况，变量数据来自2003—2021年《中国农村统计年鉴》。

劳动力投入情况。根据C-D生产函数的基本定义，劳动力投入是生产过程中实际投入的劳动量，本文使用第一产业就业人员数来衡量农业劳动力投入，变量数据来自2003—2021年《中国统计年鉴》。除劳动力投入数量外，劳动力质量也是影响农业产出的重要因素，即农业劳动力的人力资本水平。本文用农村居民的平均受教育年限来衡量农村劳动力投入质量，数据来自2003—2021年《中国人口与就业统计年鉴》。根据现行教育体制，农村人口受教育程度分为不识字或识字很少、小学、初中、高中、大专及以上学历，受教育年限分别为0年、6年、9年、12年、16年。本文以受教育年限乘以农村各受教育程度的人口数，再除以地区农村总人口数，得到农村人口平均受教育年限。

农业技术进步。农业产出能力的提升，在很大程度上依赖于农业生产技术的提高以及资源的合理使用。农业机械化是农业技术进步的重要体现。农业机械设备的合理有效使用，可以提高农业生产效率，减少人力成本，节约农业生产时间。本文用人均农业机械总动力来衡量农业机械化水平，农业机械总动力数据来自2003—2021年《中国农村统计年鉴》。

农业灌溉情况。灌溉在农业生产中必不可少，有效灌溉对农业增产有积极作用，能促进农民收入增加。本文选用有效灌溉率衡量农业灌溉情况，其计算方式是有效灌溉面积除以农作物总播种面积。有效灌溉面积数据来自国家统计局网站^①。

农村居民用电量。用电量是农业技术进步的重要标志。理论上，农村居民用电量对被解释变量存在正向影响。本文用农村居民人均用电量衡量农村居民用电量水平，农村用电量数据来自2003—2021年《中国农村统计年鉴》。

资本投入。资本投入是农业生产必不可少的要素之一，农业固定资产投资是推动农业产出提升的物质基础。理论上，该指标与被解释变量存在正相关关系。本文用人均农林牧渔业固定资产投资额衡量资本投入，农林牧渔业固定资产投资额数据来自2003—2021年《中国统计年鉴》。

价格因素。农民收入不仅受农业产出的影响，同时受价格影响。价格指数包含了价格、通胀等因素，可以测量价格对农业农民的影响（沈坤荣和张璟，2007）。农产品生产价格指数是反映一定时期内，农产品生产者出售农产品价格水平变动趋势及幅度的相对数，能客观反映价格水平的变动。本文使用农产品生产价格指数来衡量农产品价格，数据来自2003—2021年《中国农村统计年鉴》。

为消除可能存在的异方差问题，使数据更平稳更有意义，本文将被解释变量和部分解释变量进行对数化处理。

本文研究中所用变量的定义和描述性统计结果见表2。

^①网址：<https://data.stats.gov.cn/easyquery.htm?cn=E0103>。

表2 变量定义与描述性统计分析结果

变量类型	变量名称	定义	样本数	均值	标准差	最小值	最大值	
被解释变量	农民福利	福利水平	农村人均经营性净收入（元）	589	7.97	0.56	6.38	9.12
		福利波动	利用 H-P 滤波法分离的人均经营净收入波动	589	0.00	0.04	-0.21	0.20
核心解释变量	政策实施	政策性农业保险保费	政策实施虚拟变量	589	0.63	0.48	0.00	1.00
		补贴政策实施						
	政策发展	人均保费支出	政策性农业保险保费与农村人口的比值（元/人），取对数	434	3.64	1.44	-0.81	6.55
		人均农业保险赔付额	政策性农业保险赔付额与农村人口的比值（元/人），取对数	434	3.09	1.66	-2.87	6.41
控制变量	农业受灾情况	受灾率	受灾面积占农作物总播种面积的比重（%）	589	0.21	0.15	0.00	0.94
	劳动力投入情况	农业劳动力投入数量	各省（区、市）第一产业就业人员数（万人），取对数	589	6.39	1.10	3.30	8.13
		平均受教育年限	农村人口的平均受教育年限（年）	589	7.39	0.91	3.24	10.07
	农业技术进步	人均农业机械总动力	农业机械总动力与农村人口的比值（千瓦/人），取对数	589	0.15	0.61	-1.52	1.82
		农业灌溉情况	有效灌溉面积占农作物总播种面积的比重（%）	589	0.44	0.20	0.15	1.23
		农村居民人均用电量	农村用电量与农村人口的比值（千瓦/人），取对数	589	6.31	1.28	2.80	10.62
	资本投入	人均农村固定资产投资	农林牧渔业固定资产投资额与农村人口的比值（元/人），取对数	589	6.91	1.64	1.94	10.11
价格变量	农产品价格	农产品生产价格指数	589	1.06	0.07	0.86	1.37	

(二) 模型构建

本文从政策性农业保险政策实施和政策性农业保险发展两个方面来分析政策性农业保险的福利效应。本文基于 C-D 生产函数来设定政策性农业保福利效应的模型。

由于不同省份实施政策性农业保险的年份有所差异，本文构造多时点面板 DID 模型来检验政策性农业保险保费补贴政策实施对农民福利的影响。本文设定估计模型如下：

$$Y_{it} = \beta_1 + \alpha_1 d_u + \alpha_2 d_t + \alpha_3 d_u \times d_t + \sum \alpha_m C_{m, it} + \delta_i + \gamma_t + \mu_{it} \quad (2)$$

(2) 式中： Y_{it} 表示 i 省份 t 时期的农民福利； d_u 为分组变量， d_t 为政策实施虚拟变量， $d_u \times d_t$ 为分组变量与政策实施虚拟变量的交互项，其系数代表政策实施的净效应； $C_{m, it}$ 为影响农民福利的控制变量，具体见表 2； δ_i 为个体效应； γ_t 为时间效应； μ_{it} 为随机扰动项。中央财政补贴政策性农

业保险试点开始于 2007 年，到 2012 年已经实现了 31 个省（区、市）全覆盖，因此，本文使用 2002—2013 年的面板数据来对（2）式进行拟合。

为分析政策性农业保险发展的福利效应，本文设定估计模型如下：

$$Y_{it} = \beta_2 + \rho X + \sum \alpha_m C_{m,it} + \delta_i + \gamma_t + \mu_{2it} \quad (3)$$

（3）式中： Y_{it} 表示 i 省份 t 时期的农民福利； X 代表政策性农业保险发展，系数 ρ 是政策性农业保险发展对农民福利的影响； $C_{m,it}$ 为控制变量； μ_{2it} 为随机扰动项。本文使用 2007—2020 年的面板数据对（3）式进行拟合。

五、实证结果与分析

（一）政策性农业保险实施的福利效应分析

1. 平行趋势检验。使用双重差分模型的前提是满足平行趋势假设，即未受到政策性农业保险政策冲击时，试点省份和对照省份的农民福利水平具有相同的变化趋势。本文参照 Beck et al.（2010）的做法，对（1）式进行扩展构建动态 DID 模型来检验平行趋势假设，设定如下：

$$Y_{it} = \beta_3 + \sum_{q=1}^Q A_k D_1 D_{2i,t-q} + \sum_h^H B_h D_1 D_{2i,t+h} + \delta_i + \gamma_t + \mu_{3it} \quad (4)$$

（4）式中： $D_1 D_{2i,t-q}$ 表示政策实施第 q ($q = 1, \dots, Q$) 期的前置项， $D_1 D_{2i,t+h}$ 表示政策实施第 h ($h = 1, \dots, H$) 期的后置项，政策性农业保险保费补贴政策从 2007 年开始逐步实施，以 2007 年为基准，本文选择实施前 7 期和实施后 6 期（即 $Q=7, H=6$ ）。图 3 汇报了平行趋势检验结果，在政策实施以前，估计系数均和零没有显著区别。这说明，在政策性农业保险保费补贴政策实施前，政策试点省份与政策非试点省份的农民福利不存在系统性差异，满足平行趋势假定。

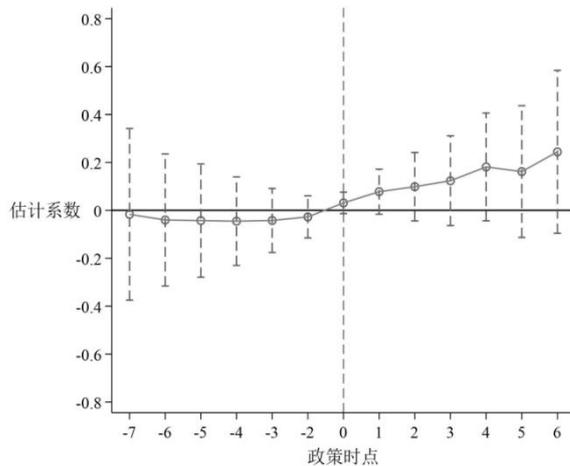


图 3 平行趋势检验结果

2. 基准模型回归结果分析。本文所用面板数据时间跨度为 18 年，年份较少，而截面数为 31 ($n=31$)，为短面板数据。当年份数小于等于 20 时，单位根检验不适合小样本（陈强，2014）。Kao（1999）、

Philips and Moon (2000) 和 Baltagi et al. (2005) 的研究表明, 若面板数据为短面板数据, 一般伪回归的问题不严重。因此, 本文研究未进行面板单位根检验。

表 3 为政策性农业保险保费补贴政策实施影响农民福利的基准模型估计结果。其中, 方程 1 不控制个体与时间效应, 方程 2 仅控制个体效应, 方程 3 控制了个体与时间效应。为解决异方差问题, 所有方程均采用 Robust 回归。方程 1、方程 2 和方程 3 的核心解释变量均显著, 且估计系数均为正。根据方程 3, 核心解释变量估计系数为 0.054, 意味着政策性农业保险政策的实施对农民福利水平存在显著的正向影响, 即政策性农业保险政策的实施具有一定的福利效应。政策性农业保险政策实施能够提升农民福利水平, 与实施前相比, 农民福利水平提高了 5.4%。2007—2011 年, 中央财政累计拨付农业保险保费补贴 264 亿元, 各级财政对主要农作物的保险费补贴合计占应收保险费的比例达 80%; 2011 年, 参保农户为 1.69 亿户次, 保险总金额 6523 亿元, 支付保险赔款 89 亿元, 受益农户 2283 万户次^①。国家财政支持是农业保险发展的重要条件。政策性农业保险已成为国家支农惠农政策的重要组成部分, 其对农民福利的增进作用在本文研究中得到验证。

表 3 政策性农业保险保费补贴政策实施影响农民福利水平的基准模型估计结果

变量	方程 1		方程 2		方程 3	
	系数	标准误	系数	标准误	系数	标准误
政策性农业保险保费补贴政策实施	0.170***	0.021	0.162***	0.021	0.054*	0.029
受灾率	-0.183***	0.053	-0.184***	0.054	-0.119***	0.035
农业劳动力投入数量	0.150***	0.036	0.273***	0.081	0.224	0.155
平均受教育年限	0.024	0.025	0.030	0.027	-0.052*	0.030
人均农业机械总动力	0.398***	0.039	0.385***	0.048	0.404***	0.117
农业灌溉情况	0.289**	0.114	0.279**	0.125	0.138	0.306
农村居民人均用电量	0.040	0.028	0.078*	0.042	-0.055	0.055
人均农村固定资产投资	0.044***	0.010	0.041***	0.010	-0.010	0.030
农产品价格	-0.006	0.086	0.006	0.086	0.038	0.069
常数项	5.916***	0.349	4.866***	0.694	6.644***	1.208
个体效应	不控制		控制		控制	
时间效应	不控制		不控制		控制	
样本量	372		372		372	
R ²	0.871		0.872		0.921	

注: ①***、**和*分别表示 1%、5%和 10%的显著性水平。

从控制变量的影响看, 受灾率、人均农业机械总动力等变量均显著影响农民福利水平。具体而言, 受灾率负向影响农民福利水平, 受灾率提高将降低农民福利水平。人均农业机械总动力正向影响农民福利水平, 农业技术进步能够帮助农民提升其福利水平。

^①数据来源: 《国务院法制办、中国保监会负责人就〈农业保险条例〉有关问题答记者问》, <http://www.scio.gov.cn/xwfb/h/gbwxwfb/xwfbh/fzb/Document/1243940/1243940.htm>。

3.安慰剂检验分析。本部分借鉴 Cantoni et al. (2017) 的做法, 进行安慰剂检验, 以检验政策性农业保险政策实施对农民福利水平的影响是否由某些随机因素引起。本文从全部样本中随机抽取 31 个样本作为实验组, 构建虚拟政策性农业保险保费补贴政策实施变量(下文简称“虚拟政策变量”), 重新估计(1)式。本文循环 500 次上述随机回归过程, 得到 500 个虚拟政策变量估计系数, 并绘制概率密度分布图, 具体如图 4 所示。根据图 4, 虚拟政策变量估计系数的密度分布函数整体呈现为以 0 为中心的正态分布, 真实政策变量估计系数明显不同于大部分虚拟政策变量估计系数, 仅有极小部分黑点在真实政策变量估计系数的右侧。这说明安慰剂检验通过, 政策性农业保险政策的农民福利效应并非是由其他不可观测因素造成的。

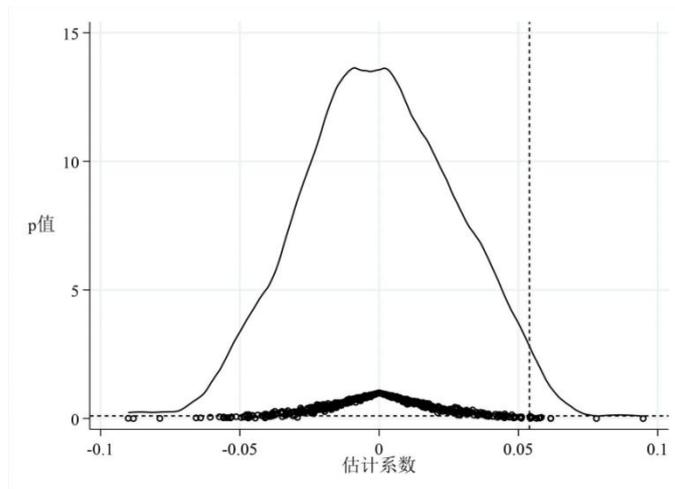


图 4 安慰剂检验结果

注: 竖线为真实政策变量估计系数, 曲线为虚拟政策变量估计系数曲线, 散点是虚拟政策变量估计系数的 p 值。

(二) 政策性农业保险发展的福利效应分析

1.基准回归结果分析。表 4 报告了政策性农业保险发展影响农民福利的基准模型估计结果。方程 1 和方程 4 使用混合效应回归 (OLS), 方程 2 和方程 5 使用固定效应回归 (FE), 方程 3 和方程 6 使用经过 Hausman 检验确定的面板固定效应模型 (FE-R) 进行回归, 回归采用稳健标准误, 并控制了个体与时间效应。后续分析以方程 3、方程 6 的回归结果为基准。

根据方程 3, 人均保费支出对农民福利水平的影响在 1%统计水平上显著, 且系数为 0.077, 即灾前人均保费支出每提高 1%, 农民福利水平上升 7.7%, 灾前保费支出的农民福利效应得到验证, 研究假说 H2 成立。2007 年以来, 中国农业保险的保险密度与保险深度均稳步提升。根据 2008 年和 2021 年《中国保险年鉴》, 截至 2020 年末, 中国农业保险的保险密度提高至人均 460.01 元, 相比 2007 年提高了 25 倍, 保险深度提高至 1.05%, 相比 2007 年提高了 4 倍。《关于加快农业保险高质量发展的指导意见》所提出的 2022 年农业保险深度达到 1%的目标已提前实现, 但农业保险密度达到人均 500 元的目标尚未达成。灾后保险赔付对农民福利水平的影响没有通过显著性检验。总体上看, 灾前保费支出的福利效应较为显著, 而灾后保险赔付的福利效应不显著, 表明政策性农业保险通过灾前保费支出对农民产生福利改善作用。

从控制变量的影响看,受灾率、人均农业机械总动力、农村居民人均用电量等变量显著影响农民福利水平。具体而言,受灾率显著负向影响农民福利水平,受灾率提高将降低农民福利水平。人均农业机械总动力正向影响农民福利水平,农业技术进步有利于提升农民福利水平。农村居民人均用电量与农民福利水平呈正向关系,农村居民人均用电量越高,农民福利水平越高。

根据方程 6,人均保费支出对农民福利水平的影响在 1%统计水平上显著,且系数为 0.008,即灾前人均保费支出每提高 1%,农民福利波动将增加 0.8%。农民投保后可以获得保险机构的产品与服务以及政府的保费补贴,可以推动农民安心开展农业生产和改善农业生产管理。在农民缴纳保费投保以后,农民自身承担的农业风险被转移给农业保险机构,农业的高风险特质以及保险市场的信息不对称可能会导致农民因投保而在自身风险管理方面产生懈怠,引起道德风险问题,因此,政策性农业保险的发展反而增强了农民福利波动。如何规避与防范农民道德风险是政府与保险公司在开展政策性农业保险中需要持续关注的问题。灾后保险赔付对农民福利波动的影响未通过显著性检验。总体上看,灾前保费支出对农民福利波动存在显著的正向影响,而灾后保险赔付对农民福利波动的影响并不显著。这表明,随着政策性农业保险的发展,农民福利的波动性反而增加,且主要通过灾前保费支出起作用。

从控制变量的影响来看,受灾率、农产品价格等变量通过了显著性检验,对农民福利波动的影响明显。其中,农产品价格对农民福利波动存在正向影响,农产品价格变动程度提高,农民福利波动也将加大。随着新型农业经营主体的快速发展、农产品市场化改革的推进,价格因素对农民尤其是适度规模经营的新型农业经营主体的影响越发增强。而中国政策性农业保险发展遵循“低保障、广覆盖”原则,当前绝大部分政策性农业保险仅赔付农民从事农业生产经营的直接物化成本,本质上属于低保额的产量保险,无法应对价格风险。目前,中国正在开展三大粮食作物与大豆完全成本保险与收入保险试点,但覆盖范围较小。根据 13 个试点省份的官方网站以及相关新闻报道,目前政府在 13 个省份开展水稻、小麦的完全成本保险试点,未开展收入保险;玉米完全成本保险与收入保险均在试点过程中,其中仅内蒙古自治区、辽宁省、黑龙江省与江苏省这 4 个省份开展了收入保险试点;大豆完全成本保险与收入保险试点则于 2022 年在内蒙古自治区 4 个旗(县)和黑龙江省 6 个县展开。完全成本保险相比直接物化成本保险的保额显著提升,但没有将价格风险纳入;收入保险虽考虑了农产品价格风险,但保险试点开展的地区较少。可见,市场价格风险造成的损失虽已逐步纳入政策性农业保险保障范围,但还处于起步阶段,开展尚不充分。为保障农民福利,政策性农业保险的价格风险保障作用亟待加强。

从方程 3 和方程 6 的结果可以看出,人均农业保险赔付额对农民福利水平、福利波动的影响均不显著,即政策性农业保险的灾后福利效应不明显。根据理论分析,灾后保险赔付对农民应具有正向福利效应,但实证结果并不支持上述结论。结合现实赔付情况看,这主要是因为农业保险赔付效益较低。保险公司负责查勘定损并发放灾后农业保险赔付,根据历年《中国保险年鉴》数据,2007—2020 年,政策性农业保险每年均存在一定盈余且盈余呈现上升的趋势。其中,2020 年政策性农业保险的结余为 222.40 亿元,保险公司简单赔付率(保险赔付/保费收入)为 72.17%,即农业保险公司拥有超过 1/4 的盈余率;2007—2020 年,农业保险年平均简单赔付率为 64.89%,所有年份的简单赔付率均低于 80%,

简单赔付率的变异系数为 12.78%。与美国简单赔付率的变异系数（42.2%）相比，中国简单赔付率波动小，这与过去 14 年农业灾害风险损失以及民政部使用农作物绝收面积这一指标计算得到的真实赔付波动相差较大（庹国柱和韩志花，2019）。另外，易福金等（2022）研究发现，在现行“包干制”的保费补贴模式下，灾后保险赔付水平与生产者的实际保障需求是错位的，保险公司优先将保费补贴用于自身经营管理。从数据上看，政策性农业保险盈余充足，但赔付率不高且波动较小，与实际的农业灾害损失情况相差较大，即农民获得的灾后赔付与现实受灾情况错位。农民受灾后没有获得足够的赔付，这部分赔付资金被保险公司用于自身发展，出现惜赔、少赔的情况。以上种种因素削弱了灾后保险赔付的风险保障以及损失补偿能力，抑制了灾后保险赔付对农民福利的促进作用，导致政策性农业保险没有发挥预期的保险赔付的灾后福利效应。因此，政策性农业保险存在农业保险赔付效率不高的问题，保险公司在农业保险赔付方面存在一定的道德问题。

表 4 政策性农业保险发展影响农民福利的基准模型估计结果

变量	福利水平			福利波动		
	方程 1	方程 2	方程 3	方程 4	方程 5	方程 6
	OLS	FE	FE-R	OLS	FE	FE-R
人均保费支出	0.058* (0.030)	0.077*** (0.015)	0.077*** (0.022)	0.005 (0.004)	0.008* (0.005)	0.008*** (0.003)
人均农业保险赔付额	0.028 (0.026)	0.011 (0.011)	0.011 (0.012)	-0.005 (0.003)	-0.004 (0.004)	-0.004 (0.003)
受灾率	-0.270** (0.113)	-0.188*** (0.062)	-0.188** (0.079)	-0.028* (0.015)	-0.046** (0.020)	-0.046*** (0.016)
农业劳动力投入数量	0.149*** (0.017)	-0.059 (0.051)	-0.059 (0.063)	0.001 (0.002)	0.034** (0.016)	0.034* (0.017)
平均受教育年限	-0.057** (0.024)	0.079** (0.033)	0.079 (0.061)	-0.002 (0.003)	-0.029*** (0.011)	-0.029 (0.018)
人均农业机械总动力	0.325*** (0.038)	0.230*** (0.038)	0.230*** (0.066)	0.004 (0.005)	0.007 (0.012)	0.007 (0.015)
农业灌溉情况	0.235*** (0.090)	0.109 (0.125)	0.109 (0.160)	-0.002 (0.012)	0.016 (0.040)	0.016 (0.040)
农村居民人均用电量	0.054*** (0.017)	0.335*** (0.031)	0.335*** (0.098)	0.001 (0.002)	0.024** (0.010)	0.024 (0.019)
人均农村固定资产投资	0.134*** (0.021)	0.037*** (0.014)	0.037 (0.036)	0.000 (0.003)	-0.003 (0.004)	-0.003 (0.003)
农产品价格	0.104 (0.198)	0.014 (0.092)	0.014 (0.083)	0.098*** (0.027)	0.130*** (0.029)	0.130*** (0.025)
常数项	5.712*** (0.329)	5.050*** (0.518)	5.050*** (0.829)	-0.105** (0.045)	-0.288* (0.166)	-0.288* (0.149)

(续表 4)

样本量	434	434	434	434	434	434
R ²	0.634	0.873	0.873	0.047	0.099	0.099
Hausman 检验	55.38***			18.81**		

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。

2.稳健性检验和异质性分析。针对基准回归结果，本文利用更换被解释变量、更换核心解释变量、分组回归等方式进行稳健性检验。表 5 方程 1~方程 4 报告了更换被解释变量、核心解释变量的稳健性检验结果。方程 1 和方程 3 以农村居民人均可支配收入替换农村居民人均经营性净收入，并以此衡量农民福利水平和测度农民福利波动。方程 2 和方程 4 将核心解释变量（人均保费支出、人均农业保险赔付额）由对数化的人均保费支出、人均农业保险赔付额替换为原始人均保费支出和原始人均农业保险赔付额。方程 1~方程 4 的结果显示，人均保费支出对农民福利水平、福利波动存在显著的正向影响，人均农业保险赔付额的影响则不显著。在两种稳健性检验下，核心解释变量的估计结果与前文基准回归结果基本一致，说明基准估计结果较稳健。

表 5 政策性农业保险发展影响农民福利的稳健性检验结果

变量	福利水平		福利波动		福利水平		福利波动	
	方程 1	方程 2	方程 3	方程 4	方程 5	方程 6	方程 7	方程 8
	更换被解 释变量	更换核心 解释变量	更换被解 释变量	更换核心 解释变量	粮食 主产区	非粮食 主产区	粮食 主产区	非粮食 主产区
人均保费支出	0.111*** (0.022)		0.015*** (0.004)		0.094*** (0.018)	0.062*** (0.022)	0.011* (0.007)	0.012* (0.004)
人均农业保险赔 付额	0.013 (0.013)		-0.014 (0.003)		0.005 (0.013)	0.006 (0.015)	-0.004 (0.006)	-0.005 (0.004)
原始人均保费支 出		0.076*** (0.022)		0.008*** (0.003)				
原始人均农业保 险赔付额		0.011 (0.012)		-0.004 (0.003)				
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
样本量	434	434	434	434	182	252	182	252
R ²	0.928	0.872	0.264	0.098	0.903	0.838	0.226	0.149

注：①***、*分别表示 1%和 10%的显著性水平；②括号内为稳健标准误；③控制变量同表 4。

第三种稳健性检验方法是将 31 个省份划分为不同区域，进行分组回归。粮食生产是农业的根本，中央将辽宁省、吉林省、黑龙江省等 13 个省份划定为国家粮食主产区，本文根据这一标准将总样本划分为粮食主产区和非粮食主产区进行分组回归。表 5 方程 5~方程 8 报告了地区异质性的分组回归结果。方程 5 和方程 6 是政策性农业保险发展对不同地区农民福利水平影响的回归结果，结果表明人均保费支出对非粮食主产区和粮食主产区农民的福利水平均有显著的正向影响。从估计系数数值看，粮食主产区的农业保险灾前福利效应高于非粮食主产区：人均保费支出每增加 1%，粮食主产区农民

的福利水平提高 9%，而非粮食主产区农民福利水平仅提高 6%。农业保险灾后赔付的福利效应在不同分组中均不显著。方程 7 和方程 8 是政策性农业保险发展对不同地区农民福利波动影响的回归结果，结果表明人均保费支出对不同地区农民福利波动均存在显著的正向影响，人均农业保险赔付额的影响则均不显著。在区域异质性估计结果中，核心解释变量的显著性、影响方向与基准回归结果相同，印证了基准回归结果的稳健性。

3.分位数模型回归结果分析。为更全面地分析政策性农业保险的福利效应变化情况，这部分采用面板分位数模型进行回归，考察政策性农业保险对不同收入水平农民福利水平以及福利波动的影响。表 6 报告了 0.1、0.25、0.5、0.9 分位点上的模型回归结果。根据表 6，在不同分位点上，政策性农业保险的福利效应存在显著区别。人均保费支出对福利水平的影响在各分位点上均显著，人均保费支出对高分位点农民福利水平影响的估计系数要小于对低分位点农民福利水平影响的估计系数。这表明，政策性农业保险发展对低分位点农民福利的影响较大，对中高分位点农民福利的影响相对较小；随着农民福利水平的上升，灾前保费支出的福利改善效应逐渐减弱。人均保费支出对福利波动的影响在 50 分位点上显著，在其他分位点上不显著；人均农业保险赔付额在不同分位点上对农民福利均没有产生显著影响。上述结果再次验证了基准回归结果的稳健性。

表 6 政策性农业保险发展影响农民福利的分位数回归结果

变量	福利水平				福利波动			
	方程 1	方程 2	方程 3	方程 4	方程 1	方程 2	方程 3	方程 4
	$\theta = 0.1$	$\theta = 0.25$	$\theta = 0.5$	$\theta = 0.9$	$\theta = 0.1$	$\theta = 0.25$	$\theta = 0.5$	$\theta = 0.9$
人均保费支出	0.089*** (0.033)	0.084*** (0.023)	0.077*** (0.017)	0.066** (0.031)	0.008 (0.008)	0.008 (0.006)	0.008* (0.004)	0.008 (0.008)
人均农业保险 赔付额	-0.006 (0.023)	0.001 (0.016)	0.012 (0.012)	0.028 (0.022)	-0.006 (0.006)	-0.005 (0.004)	-0.004 (0.003)	-0.003 (0.006)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
样本量	434	434	434	434	434	434	434	434

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控制变量同表 4。

4.动态面板模型回归结果分析。根据前文的分析，农业保险的灾前保费支出具有显著的福利效应，灾后保险赔付的福利效应尚不明显。是否赔付由保险公司根据当年农业灾害损失情况确定，存在随机性，因此本文不考虑其内生性问题。而灾前保费支出与农民福利可能存在内生性问题。为进一步明晰政策性农业保险对农民福利的长短期影响，同时消除可能存在的内生性问题造成的估计偏误，本文进一步运用动态面板模型，采用系统广义矩估计（GMM）方法，分析人均保费支出对农民福利水平和福利波动的动态影响。本文使用 xtabond2 命令，得到异方差稳健的 Hansen 统计量以及估计结果，如表 7 所示。

表 7 政策性农业保险发展影响农民福利的动态面板回归结果

变量或指标		福利水平		福利波动	
		方程 1		方程 2	
		系数	标准误	系数	标准误
福利水平滞后一期		1.028***	0.070		
福利波动滞后一期				0.336***	0.072
人均保费支出滞后一期		0.072***	0.027	-0.019	0.018
人均保费支出		0.005	0.027	0.047*	0.027
常数项		-0.359	0.422	-0.244***	0.064
控制变量		控制		控制	
样本量		403		403	
扰动项差分自相关检验 (Arellano-Bond test)	AR (1)	-2.43***		-2.40***	
	AR (2)	-1.00		-0.65	
过度识别检验	Hansen 统计量	4.42		5.36	

注：①***和*分别表示 1%和 10%的显著性水平；②控制变量同表 4。

表 7 报告了人均保费支出对农民福利水平和福利波动影响的动态面板模型估计结果。根据表 7 扰动项差分自相关检验 (Arellano-Bond test) 结果, 扰动项的差分仅存在一阶自相关, 不存在二阶自相关, 接受“扰动项无自相关”的原假设, 表明可以使用动态面板系统 GMM 模型进行估计。过度识别检验 (Hansen test) 结果接受“所有工具变量均有效”的原假设, 即工具变量有效, 不存在过度识别。以上检验结果表明, 采用动态面板系统 GMM 模型进行估计是合理的。根据表 7, 福利水平滞后一期和福利波动滞后一期均正向显著影响当期变量。在方程 1 中, 人均保费支出滞后一期对农民福利水平存在正向影响, 但当期人均保费支出变量不显著, 表明灾前保费支出对农民福利具有长期的增进效应。在方程 2 中, 人均保费支出滞后一期对农民福利波动影响不显著, 但当期人均保费支出对福利波动存在显著的正向影响, 表明灾前保费支出对农民福利波动具有短期提高作用。综上所述, 灾前保费支出虽然短期增加了农民福利波动, 但长期来看改善了农民福利。

六、结论与政策启示

政策性农业保险的福利效应究竟如何值得关注。本文利用 2002—2020 年全国省级面板数据, 运用多时点 DID 模型、动态静态面板效应模型、面板分位数模型等, 实证考察了政策性农业保险的农民福利效应。研究发现: 政策性农业保险政策实施对农民福利水平存在显著正向影响, 政策性农业保险的福利效应得到验证; 政策性农业保险发展对农民具有一定的福利改善作用, 这主要通过灾前保费支出效应实现——灾前保费支出对农民福利水平与福利波动存在显著影响, 其在短期内提高了农民福利波动, 但长期看改善了农民福利水平; 当前政策性农业保险无法应对价格对农民福利波动的冲击, 价格风险保障功能缺失; 随着农民福利水平的上升, 政策性农业保险的福利改善效应逐渐减弱; 保险赔付的灾后福利效应尚未体现, 这是因为当前保险赔付效率不高, 保险公司存在一定的道德扭曲。

根据上述研究结论,本文得出如下政策启示:第一,应提高农业保险的保障与赔付水平。在发展初期,政策性农业保险“低保障水平”的优势在于既在政府财力承受能力之内,又适应经验相对薄弱的农业保险经营机构的风险防控要求。但是,与发达国家相比,中国政策性农业保险发展水平比较低。

《关于加快农业保险高质量发展的指导意见》所提出的农业保险密度目标尚未达成,灾后保险赔付的农民福利效应有待发挥。因此,应强化政策支持,循序渐进地提高政策性农业保险的保障和赔付水平。第二,应发展新型政策性农业保险品种。在新时代背景下,政策性农业保险产品创新需超越传统保险产品“低保费、低保额、仅保产量”的局限。近些年,政府在积极试点天气指数保险、农产品价格指数保险、完全成本保险、农产品收入保险等农业保险创新产品。这些创新产品的规模有待进一步发展。例如,目前得到财政补贴的农产品收入保险只涵盖三大粮食作物、部分产粮大省,需进一步扩大收入保险覆盖范围,并加快推进将更多农业品类纳入财政补贴对象范围。有条件的省份应针对地方特色或符合政策扶持方向的农业产业开发保险产品,并给予保费补贴。第三,应加强防范农业保险主体道德风险问题。美国、加拿大、日本等农业发展较好的国家均有专门的农业保险法律支撑,但中国仅有《农业保险条例》等少数法律法规涉及这一问题,因此,需进一步推进农业保险相关立法工作。同时,要完善数字化信息基础设施,推动数字经济与农业保险融合,将大数据技术与区块链技术应用于农业保险信息采集与存储,建立诚信记录和保险记录数据中心,健全信息共享机制,搭建“三农”征信平台。针对保险公司,要加强经营监管。保险监管部门需建立科学的审核机制,改革保费补贴模式,严格监控保险公司的费用率以及赔付模式。

参考文献

- 1.庇古,2006:《福利经济学》,北京:商务印书馆,第16-17页、第26页、第38页。
- 2.陈强,2014:《高级计量经济学及Stata应用》(第二版),北京:高等教育出版社,第644页。
- 3.冯文丽,2004:《我国农业保险市场失灵与制度供给》,《金融研究》第4期,第124-129页。
- 4.巩师恩,2014:《中国农村居民的收入波动如何影响了消费波动?——基于结构视角的实证研究》,《南京农业大学学报(社会科学版)》第6期,第19-25页。
- 5.黄薇,2019:《保险政策与中国式减贫:经验、困局与路径优化》,《管理世界》第1期,第135-150页。
- 6.Daryl Kraft,1996:《影响农场决策的一切险农作物保险的微观经济问题》,西安:陕西人民出版社,第10页。
- 7.刘璐、韩浩,2015:《效用货币化的农业保险补贴机制研究——基于补偿变化与等价变化的消费者剩余理论》,《农业经济问题》第7期,第102-109页、第112页。
- 8.刘亚洲、钟甫宁,2019:《风险管理VS收入支持:我国政策性农业保险的政策目标选择研究》,《农业经济问题》第4期,第130-139页。
- 9.罗向明、张伟、丁继锋,2011:《收入调节、粮食安全与欠发达地区农业保险补贴安排》,《农业经济问题》第1期,第18-23页、第110页。
- 10.聂荣、闫宇光、王新兰,2013:《政策性农业保险福利绩效研究——基于辽宁省微观数据的证据》,《农业技术经济》第4期,第69-76页。

- 11.沈坤荣、张璟, 2007: 《中国农村公共支出及其绩效分析——基于农民收入增长和城乡收入差距的经验研究》, 《管理世界》第1期, 第30-40页、第171-172页。
- 12.孙香玉、钟甫宁, 2009: 《福利损失、收入分配与强制保险——不同农业保险参与方式的实证研究》, 《管理世界》第5期, 第80-88页、第96页。
- 13.孙秀清, 2004: 《对我国农业保险发展模式的探讨》, 《经济问题》第10期, 第51-53页。
- 14.田国强、杨立岩, 2006: 《对“幸福—收入之谜”的一个解答》, 《经济研究》第11期, 第4-15页。
- 15.庹国柱、李军, 2003: 《我国农业保险试验的成就、矛盾及出路》, 《金融研究》第9期, 第88-98页。
- 16.庹国柱、韩志花, 2019: 《农险经营中值得重视的几个问题——一个农险赔案引发的思考》, 《中国保险》第7期, 第31-36页。
- 17.肖卫、肖琳子, 2013: 《二元经济中的农业技术进步、粮食增产与农民增收——来自2001~2010年中国省级面板数据的经验证据》, 《中国农村经济》第6期, 第4-13页、第47页。
- 18.易福金、陆宇、王克, 2022: 《大灾小赔, 小灾大赔: 保费补贴“包干制”模式下的农业生产风险与赔付水平悖论——以政策性玉米保险为例》, 《中国农村经济》第3期, 第128-144页。
- 19.余新平、熊晶白、熊德平, 2010: 《中国农村金融发展与农民收入增长》, 《中国农村经济》第6期, 第77-86页、第96页。
- 20.张耿、胡海鸥, 2006: 《消费波动小于产出波动吗?》, 《经济研究》第11期, 第37-47页。
- 21.赵勇智、罗尔呷、李建平, 2019: 《农业综合开发投资对农民收入的影响分析——基于中国省级面板数据》, 《中国农村经济》第5期, 第22-37页。
- 22.周振、张琛、彭超、孔祥智, 2016: 《农业机械化与农民收入: 来自农机具购置补贴政策的证据》, 《中国农村经济》第2期, 第68-82页。
- 23.朱俊生、庹国柱, 2007: 《我国发达地区政策性农业保险试验的比较制度分析》, 《保险研究》第7期, 第52-58页。
- 24.Baltagi, B. H., E. Bratberg, and T. H. Holmås, 2005, “A Panel Data Study of Physicians’ Labor Supply: The Case of Norway”, *Health Economics*, 14(10): 1035-1045.
- 25.Beck, T., R. Levine, and A. Levkov, 2010, “Big Bad Banks? The Winners and Losers from Bank Deregulation in the United States”, *The Journal of Finance*, 65(5): 1637-1667.
- 26.Cantoni, D., Y. Chen, D. Y. Yang, N. Yuchtman, and Y. J. Zhang, 2017, “Curriculum and Ideology”, *Journal of Political Economy*, 125(2): 338-392.
- 27.Danziger, S., and R. Plotnick, 1979, “Can Welfare Reform Eliminate Poverty?”, *Social Service Review*, 53(2): 244-260.
- 28.Dasgupta, P., 2001, *Human well-being and the natural environment*. Oxford: Oxford University Press, 53.
- 29.Monte, A. D., and E. Papagni, 2001, “Public expenditure, corruption, and economic growth: the case of Italy”, *European Journal of Political Economy*, 17(1), 1-16.
- 30.Glauber, J. W., K. J. Collins, and P. J. Barry, 2002, “Crop Insurance, Disaster Assistance, and the Role of the Federal Government in Providing Catastrophic Risk Protection”, *Agricultural Finance Review*, 62(2): 81-101.

31.Hill, R. V., N. Kumar, N. Magnan, S. Makhija, F.de Nicola, D. J. Spielman, and P. S. Ward, 2019, “Ex Ante and Ex Post Effects of Hybrid Index Insurance in Bangladesh”, *Journal of Development Economics*, 136: 1-17.

32.Kao, C., 1999, “Spurious Regression and Residual-based Tests for Cointegration in Panel Data”, *Journal of Econometrics*, 90(1): 1-44.

33.Phillips, P. C. B., and H. R. Moon, 2000, “Nonstationary Panel Data Analysis: An Overview of Some Recent Developments”, *Econometric Reviews*, 19(3): 263-286.

34.Siamwalla, A. and A. Valdes, 1986, *Crop Insurance for Agriculture Development: Issues and Experiences*, Baltimore and London: Johns Hopkins University Press, 117-125.

35.Young, C. E., M. L. Vandever, and R. D. Schnepf, 2001, “Production and Price Impacts of Us Crop Insurance Programs”, *American Journal of Agricultural Economics*, 83(5): 1196-1203.

(作者单位: 南京农业大学金融学院)

(责任编辑: 光明)

The Welfare Effects of Policy-based Agricultural Insurance: An Analysis from the Perspective of Farmers

CHEN Yan LIN Lefen

Abstract: Policy-based agricultural insurance plays a risk guarantee function of spreading agricultural risks and compensating the economic losses of the damaged farmers. Based on provincial panel data from 2002 to 2020, this article empirically investigates the welfare effects of policy-based agricultural insurance from the perspective of farmers, using a multi-temporal DID model, a dynamic-static panel effect model and a panel quantile model. The study finds that the implementation of policy-based agricultural insurance has significantly improved the level of farmers' welfare. The development of policy-oriented agricultural insurance has a certain effect on farmers' welfare, which is mainly realized by the effect of the pre-disaster premium expenditure. The pre-disaster premium expenditure has a significant impact on farmers' welfare, enhancing farmers' welfare fluctuation in a short term while improving the level of farmers' welfare in a long term. With the rise of farmers' welfare levels, the welfare improvement effect of policy-based agricultural insurance gradually diminished. The welfare effect of post-disaster insurance compensation has not yet been reflected, which is caused by the low efficiency of agricultural insurance compensation.

Key Words: Policy-based Agricultural Insurance; Farmer's Welfare; Welfare Effect; Quantile Regression

多维赋能与责任重塑：乡村组织的制度化调适*

——以“镇村工作一体化”实践为研究对象

何得桂 李 想

摘要：在推进基层治理现代化背景下，乡村组织既面临多中心工作格局的治理情境与问责制度革新，也面临地方性治理诉求的调整。组织环境与外在约束的变化，要求乡村组织主动进行制度化调适和有效回应，以促进党建引领的制度优势转化为治理效能，实现乡村治理有效。本文对“镇村工作一体化”机制创新的研究发现，乡村组织以组织架构的制度化调适为抓手，通过制度赋能（构建镇村工作共同体）的方式，以治理责任重塑为核心，实现主体赋能、治理赋能与程序赋能等多维赋能，从而促进治理资源与治理诉求的精准匹配，助推乡村善治。作为一种积极取向的治理机制，“镇村工作共同体”对于治理有效的促进彰显了乡村组织的韧性与自主性，体现出其“尽责式治理”的实践逻辑。全面推进乡村振兴，要通过多维赋能重塑乡村组织的治理责任并建构尽责式治理机制。这是乡村治理未来发展的一项核心议题。

关键词：多维赋能 治理有效 乡村组织 治理责任

中图分类号：C912.82 **文献标识码：**A

一、问题所在：“属地管理”权责失衡下何以实现乡村治理有效

治国安邦重在基层，党和国家高度重视社会治理创新对于推进国家治理体系和治理能力现代化的基础性作用。《中共中央 国务院关于加强基层治理体系和治理能力现代化建设的意见》强调，“以改革创新和制度建设、能力建设为抓手”^①，增强基层党组织的政治功能和组织力，加强基层政权治理能力建设，完善基层群众自治制度。立足这一政策导向，如何有效推进基层治理现代化，健全基层治理机制，提升基层治理效能，成为当前实践中的重点和难点问题。作为基层治理在农村地区的具象，乡村治理既面临着治理现代化的转型重任，又要为乡村振兴提供治理支撑，这意味着对创新和完善乡

*本文系国家社会科学基金重点项目“乡村振兴背景下农村发展型治理的结构优化与效能提升研究”（编号：22AZZ006）的阶段成果。

^①参见《中共中央 国务院关于加强基层治理体系和治理能力现代化建设的意见》，http://www.gov.cn/zhengce/2021-07/11/content_5624201.htm。

村基层治理机制提出了新要求。那么，在治理任务日趋繁杂、群众利益诉求日益多样和社会流动性与日俱增的现实情境下，如何在夯实乡村治理的社会基础的同时，加快乡村基层治理机制创新？鉴于此，对乡村组织^①的治理行动与治理实践开展系统性经验考察和分析，探究和阐释乡村治理现代化进程中创新的制度安排和治理机制，具有重要的理论价值和现实意义。

当前，乡村基层治理体系的挑战集中表现为基层政府的治理思维、治理方式与基层经济社会发展的多元化、多样性构成了现实的或潜在的对立、矛盾和冲突（周庆智，2014）。农村税费改革后，乡村组织治理责任淡化，组织力量薄弱，乡村内部治理资源匮乏，国家资源输入占据主导地位，致使乡村组织沦为“国家分配资源”的“代理”，基层工作难以围绕群众需求开展回应性和前瞻性治理（杜志雄和王瑜，2021；颜昌武，2022；付伟和焦长权，2015；申恒胜，2013）。乡村基层工作的这种状态有其制度性和结构性的根源。20世纪90年代以来，县乡两级党政机构的运行受到压力型体制的约束（杨雪冬，2012；渠敬东，2012）。乡村组织直接承接自上而下的各项治理任务，同时这些任务必须在与乡村社会的直接互动中完成。然而，处于政府治理体系末梢的乡镇政府，在资源调配、任务设定、时间安排、检查考核等方面所拥有的权限较低（陈家建和赵阳，2019）。尤其是近年来，“属地管理”打破旧有的突出绩效导向的结果管理治理模式，使得基层工作中自由裁量权愈发受到过程管理和全面问责体制的挤压（田先红，2020），进而影响乡村治理绩效。

然而，在国家治理重心下移背景下，科层组织运作愈发强调规范化、制度化、技术化与程序化，但“属地管理”制度下基层的人财物等治理资源没有明显增长（金江峰，2022），甚至对于中西部地区农村而言，村庄治理的人力资源长期流失。对上级治理任务只能无条件“照单全收”成为乡镇政府普遍面临的“体制性困局”（周少来，2019）。“属地管理”的强化导致基层权责失衡，基层干部出现形式主义、变通应付等消极履职方式（田先红，2021），基层政府避责行为频发（倪星和王锐，2017），包括出现上位转嫁、逐层移责等反向避责行为（邓大才，2020）。如何在治理事务泛化、治理责任下移、过程管理强化的形势下，有效承接上级规定的治理任务并回应基层社会的利益诉求，成为摆在乡村组织面前的难题。

^①在本文的语境中，“乡村组织”包含基层政权组织和村级组织，主要指涉乡镇党委、政府和村党组织、村民委员会。本文之所以将村级组织（村党组织和村民委员会）与乡镇政权共同作为乡村基层治理组织的分析单位，是出于政策环境和治理经验两方面的考量：一方面，《中共中央 国务院关于加强基层治理体系和治理能力现代化建设的意见》关于中国特色基层治理体系理想样态的阐述，从“完善党全面领导基层治理制度”“加强基层政权治理能力建设”“健全基层群众自治制度”等方面出发，涉及基层党组织、基层政权、基层群众性自治组织三方。另一方面，在“上面千条线、下面一根针”的治理样态下，乡镇政府承接上级治理目标、要完成治理任务，镇村两级的联动协同显得尤为关键。当前全国农村地区正在借推进基层治理现代化和加强基层党建来促进村级治理的规范化、标准化，村干部行政化、村庄管理行政化日益成为常态（参见景跃进，2018）。此外，对于中西部农村地区而言，尤其是脱贫地区，在精准扶贫工作中形成的“督查考核精准到村”等机制直接推动乡村关系中镇村组织由“利益共同体”向“治理共同体”转变（参见张曦，2017）。鉴于此，本文认为，对于乡村治理领域中乡村基层治理机制的探讨需统合乡镇政权与村级组织。

基层治理的组织体系创新逐渐成为乡镇政府化解“属地管理”权责失衡下条块矛盾的重要方法（吕健俊和陈柏峰，2021）。研究发现，乡镇政府通过治理机制创新可在不突破正式规范体系条件下，推动治理资源与具体治理事务有效对接（杨华，2022）。治理机制创新一方面实现了基层治理领域人财物资源整合与优化配置，另一方面保持了乡村治理的灵活性和适应性，为构建回应性和能动性的基层治理体系提供了重要支持。为此，本文将从“镇村工作一体化”治理创新的案例出发，试图回答乡村组织在“权小、责大、事多”的治理情境下如何通过自主性调适来敏捷驱动基层治理的问题，由此呈现乡村基层治理机制创新所反映的基层治理体系和治理能力现代化建设的时代特点和多重制度逻辑。

二、治理有效语境下乡村组织建设的创新与实践：文献回顾与分析框架

乡村振兴，治理有效是基础。《乡村振兴促进法》第四十一条、第四十二条提出，“加强乡镇人民政府社会管理和服务能力建设，把乡镇建设成乡村治理中心、农村服务中心、乡村经济中心”“村民委员会、农村集体经济组织等应当在乡镇党委和村党组织的领导下，实行村民自治”。随着基层治理现代化向纵深发展与乡村振兴战略全面推进，乡村组织的结构与功能调整进入承前启后的重要阶段。一方面，各具特色的基层治理机制创新不断涌现，治理制度日益完善，为乡村治理有效奠定了坚实的组织基础与技术基础；另一方面，在乡村振兴“治理有效”的政策语境下，乡村治理既面临自上而下的基层治理现代化的国家要求，也要适应流动性增强、个体化特征日益明显的乡村社会基础变迁的形势。由此，为更好地落实国家各项涉农政策、增强乡村治理主体的参与性，乡村组织亟须实现创新转型，以便于有效整合治理资源、组织动员各类力量协同参与治理。

（一）创新乡村组织建设的实践进路及趋势

作为基层治理体系改革的重要切入点，创新乡村组织建设是创新乡村治理的重要领域。取消农业税以来，乡村社会沿用“乡政村治”的治理模式，但城乡协调发展背景下国家资源下乡与国家治理重心下移深刻改变了乡村治理格局与乡村组织的运作过程和运作逻辑。当前，创新乡村组织建设的实践进路大体沿三个方面展开。

其一，推动乡村组织的科层化、理性化建设。乡村治理需要制度安排，因为公共属性是现代行政体系的基本特征（仇叶，2020），行政化改革不仅不会造成负面的治理效应，反而能够推动基层治理创新，建设服务型基层组织，密切国家与农民的关系，促进基层善治。2004年以来，中央政府逐步向以公共服务为本的治理体系转型，并将法治化、规范化、技术化和标准化作为行政建设和监督的核心议题（渠敬东等，2009），推行包括财政转移支付、简政放权和项目化管理等在内的一系列国家制度建设，乡镇政府由此经历了乡镇机构改革、政府职能转变以及事业站所管理体制的改革，优化了基层治理体制机制。党的十八大以来，“国家治理体系和治理能力现代化”目标的提出掀起了新一轮治理制度建设浪潮，不仅要求基层政府加快转变政府职能，建设法治政府和服务型政府，还要求“实现党、国家、社会各项事务治理制度化、规范化、程序化”^①。由此，乡村组织在治理实践中衍生出

^①参见习近平，2014：《切实把思想统一到党的十八届三中全会精神上来》，《求是》第1期，第3-6页。

区域化党建、网格化管理、内部分包（符平和卢飞，2021）、积分制管理（高其才，2019）等重要样态，技术治理成为上级政府督促镇村两级基层组织尽责履职的重要手段（杜姣，2021），乡村组织理性化程度不断提升。

其二，通过创造性转化传统治理资源开展非正式治理。当前乡村治理实践中，群众路线、新乡贤、村规民约等治理资源被重新挖掘，并与现代国家治理规制衔接统一，促进多元治理主体良性互动，助推基层治理共同体建构。与乡村组织的理性化建设强调治理具有正式性、规范性、专业性不同，依托传统治理资源开展的非正式治理存在明显的内生性、互动性和主体自觉性。

其三，基于外部制度嵌入赋能乡村组织。为缓解市场化和城镇化发展进程中乡村人口外流带来的村庄“空心化”和老龄化问题，党和国家深化拓展各类制度安排，典型表现如大学生村官、第一书记等外部人力资源入驻村庄。“嵌入型村干部”（陈国申等，2017）在资源引介、村级组织培育以及政策执行等方面呈现积极的治理效应。受过良好教育的年轻干部的输入优化了村级领导班子，在一定程度上缓解了基层组织力量薄弱、人才匮乏的困局，新中国成立初期的“乡镇驻村制”也焕发出新活力。然而，外部力量的介入也产生了驻村干部主导基层工作、基层社会自主性空间被挤压的新现象。村庄的内源式、可持续发展面临挑战。

上述三种实践进路从不同侧面呈现乡村组织建设创新的图景，但在研究乡村组织建设创新时仍有可拓展的空间，尤其应当进一步考察乡村治理过程中镇村两级基层组织如何通过治理机制创新再造治理结构以构建整体性治理组织，从而适应乡村振兴背景下的治理需求。第一，部分文献在探讨乡村组织建设创新时囿于科层制规范下行政单元的层级划分，将乡镇政权与村级组织置于科层制上下级关系中展开分析，这一方面放大了压力型体制和目标责任制行政管理模式下科层制对于镇村两级基层组织的支配与约束能力，另一方面相对忽视了在实践中镇村两级基层组织作为基层工作共同体的耦合与互动关系以及乡村基层治理体系内含的弹性空间。第二，策略性和权益性等视角下的乡村组织运行机制研究比较充分地探讨了基层组织为应对体制压力和社会压力构建乡村利益共同体、乡村治理责任共同体以及实行“农村管区制度”（魏建和赵钱龙，2008；贺海波，2021；杜鹏，2017）等实践路径，但尚未深刻解析乡村组织作为治理共同体，如何积极适应乡村振兴的新局面和新要求，并通过自主性和能动性调适实现一种制度化的整体协同治理，而其中的治理机制创新又到底蕴涵着怎样的实践逻辑。

乡村组织作为国家治理体系的末梢和服务群众的最前沿，是治理现代化目标任务与基层社会利益诉求的治理接点。乡村组织的积极性和能动性直接关乎乡村社会的治理效果。尽管面对日益复杂的治理情境和权责失衡的结构性约束，乡村组织仍能通过一定的制度安排实现最大程度的资源整合与动员，完成上级下达的各项目标任务，回应乡村社会的治理需求，从而保持基层治理的合法性和有效性。如果承认这些自主性组织调适的治理优势，那么需要辨析的问题就在于：作为耦合互动的工作共同体，乡村组织是如何因地制宜地创新治理机制，整合治理资源，促使治理资源与具体治理事务有效对接，实现乡村治理有效？而这种基层治理的机制创新是如何形成的又是如何运作的？

本文结合笔者于2020—2022年在陕西省安康市石泉县围绕“镇村工作一体化”治理创新案例开展的相关调研，试图从赋能理论与治理责任出发，分析在乡村基层治理场域内，乡村组织是如何通过治

理机制创新挖掘治理潜能，以实现乡村治理有效的。

（二）多维赋能与责任重塑：一种解释组织调适的分析框架

1. 赋能理论。赋能理论发轫于 20 世纪 20 年代西方心理学与管理学领域对于组织行为和人力资源管理的研究（罗仲伟等，2017）。从赋能视角出发，其研究重点是，通过何种机制和路径赋予行为主体权力、能力和能量，以激发主体的内部驱动力。从组织和个体层次出发，既有研究将赋能主要划分为结构赋能、心理赋能与领导赋能；也有研究者结合赋能的宏微观情境，基于网络层次和主体层次将赋能划分为赋能氛围和主体赋能（孔海东等，2019）。目前，治理领域对赋能理论的运用主要集中于以数字信息技术为依托的技术赋能。超越技术赋能的视角，将“赋能”作为一种新型治理机制的代表性研究认为，以组织赋能、队伍赋能、居民赋能、要素赋能、发展赋能等方式通过全方位赋能能够强化社区治理的内部驱动力，是实现党建社建融合、优化社区治理责权配置结构的有效路径（姜晓萍和田昭，2019）。在乡村治理领域，何得桂和武雪雁（2021）提出“赋能型治理”，从治理资源整合与治理主体协同两个维度出发探讨基层社会治理共同体的建构路径。

赋能理论的上述研究取向和研究重点，对本文研究乡村组织的治理机制创新具有启发意义。将“赋能”作为本文的研究视角，是基于对乡村组织建设创新自主性的再理解。乡村组织作为乡村治理主体，其参与基层治理的积极性与治理能力的高低直接影响着基层治理的效能。乡村治理能力的现代化，离不开对治理主体的赋能。此外，这一视角也高度契合国家推进基层治理现代化、优化镇村两级基层组织主体性角色的时代背景。《中共中央 国务院关于加强基层治理体系和治理能力现代化建设的意见》也指出，要“向基层放权赋能”。在放权赋能改革实践不断深入的背景下，本文聚焦“如何赋能”的议题，讨论在乡村基层治理场域内如何通过治理机制创新实现对乡村组织的治理赋能，进而强化乡村发展与乡村治理的内在驱动力。

2. 治理责任。近年来，随着“社会管理”向“社会治理”转型，治理责任逐渐成为基层治理体系建设的关键议题，它旨在探讨基层治理多元主体责任地实施治理行动以及有效回应基层治理诉求的结构或制度（王瑞雪，2017）。“治理责任”视角的引入既是化解权责失衡条件下“治理风险扩散”的切入点，也是城乡协调发展背景下乡村治理的出发点。从治理责任的视角理解乡村组织建设问题符合强化乡村基层治理能力的应然逻辑：其一，从乡村治理的主体性分析出发，治理责任视角具有必然性。基层治理现代化和乡村振兴的建设目标具有实践行动的本质，它要求乡村组织在既有治理体系和治理规制下充分发挥基层自主性，创新治理机制，积极履职。而激发乡村组织开展治理的意愿和动力，需以治理责任为保障。负责任的基层治理举措能够使镇村干部将对乡村基层治理责任的认同转化为治理行动中的使命担当，助推乡村治理效能提升（李沫，2022）。其二，从乡村基层治理的转型趋势分析，治理责任视角具有应然性。新时代构建共建共治共享的基层社会治理格局的一个根本前提是实现治理理念的变革，超越“政府管理”时代治理责任集中于行政主体的模式，凝聚多元治理主体承担治理责任的社会共识。责任既是一个法律概念，也是一个伦理概念。因而，从治理责任塑造的角度入手，推动基层治理共同体的构建、引导镇村干部积极作为，具有可操作性。其三，从乡村治理效能差异化的实践经验分析，治理责任视角具有适用性。基于在陕南地区与关中地区的实地调查情况，虽然各县

乡面临基本相同的组织结构和治权配置，但乡村组织治理责任存在差异，直接影响着乡村公共事务治理的整体效果。地处陕南脱贫地区的安康市石泉县，其治理资源远不及关中地区的县乡，但其治理水平居于陕西省前列^①，与当地围绕基层治理责任创新治理机制密切相关。

3.理论构思和分析框架。结合上述思路和理论回顾，本文从“赋能”和“治理责任”的双重视角构建出基本框架（如图1所示）。

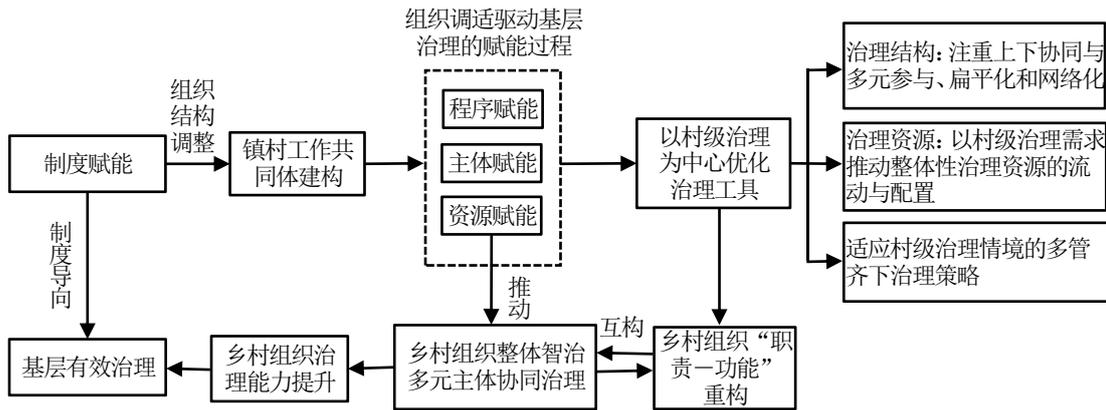


图1 组织调适驱动基层有效治理的分析框架

一方面，借鉴基层治理赋能实践和赋能理论，本文基于治理主体层面的赋能宏观维度（组织赋能）与微观维度（主体赋能）的关系，提出“多维赋能”的中观分析单位，以更好地体现赋能在乡村组织层面的“宏观—微观”作用过程。所谓“多维赋能”是在组织振兴与治理有效的语境下，乡村组织以多种机制、策略和技术在重构乡村责权体系、提高基层治理能力、达成治理目标过程中的赋能。“多维赋能”强调组织制度变革的过程视角，认为乡村组织创新实践是从制度供给到组织内部网络互动再到治理体系重构的过程，包含制度、主体、资源、程序四个要素。其中，制度赋能是先导，地方政府因地制宜主动创新“赋能式”政策供给，通过主体赋能、资源赋能、程序赋能等推进机制引导培育基层社会内部各主体协同参与公共事务治理。主体赋能、资源赋能与程序赋能则在相互推进、相互作用中，促进制度创新有效嵌入治理过程，进而使基层治理体系得以重构。

另一方面，从治理责任的视角来看，党的十八大以来，随着精准扶贫、农村人居环境整治、乡村建设行动等方面政策的出台，基层治理任务增加，可谓扬弃了农村税费改革后脱卸乡村组织“治权—治责”的治理取向。此外，不断强化村级治理的标准化、规范化以及监督考核体系的过程管理，使得传统乡村关系逐渐由“利益关联”转换为“责任共同体”（贺海波，2021）。借鉴当前乡村治理领域中的“责任共同体”转型研究，本文从“责任重塑”的视角出发，尝试考察新时代在基层治理现代化

^①2021年，在陕西省平安建设满意度测评中，石泉县满意度达到99.04%，高于全省平均值1.79个百分点；该县荣获安康市2021年度平安安康建设市域社会治理先进县和“无黑无恶”示范创建先进县等称号，被省委平安建设领导小组授予2021年度“平安县”和“平安铜鼎”；与此同时，石泉县连续三年获评全国信访工作“三无县”，2022年石泉县信访局荣获“全国信访系统先进集体”。

与乡村振兴战略推进实施过程中，乡村组织治理机制创新的行动特征以及乡村组织治理责任重塑的生成机制。

基于基层治理的制度结构，本文以“多维赋能—责任重塑—路径转向”为分析进路，呈现乡村组织以治理机制创新驱动乡村有效治理的运作机理及逻辑。

三、资源匮乏型地区破解属地责任高压以实现乡村治理有效的探索

（一）资料来源与研究方法

本文以陕西省安康市石泉县“镇村工作一体化”实践为研究对象。石泉县地处秦巴山区腹地，地貌以山地为主，呈“两山夹一川”之势。石泉县2020年之前属于秦巴山区连片扶贫开发重点县，全县辖11个镇（街道办）和164个村（社区），脱贫攻坚期间该县的150个村（社区）有扶贫任务，建档立卡贫困村达74个。当地农民收入主要来源于外出务工的工资性收入。2020年11月第七次全国人口普查公报显示，该县常住人口中15~59岁劳动年龄人口有91649人，每年约有1/3的青壮年农民外出务工，村“两委”班子成员中50岁以上的占51%，初中及以下文化程度的占48.7%。山区治理空间复杂、村庄“空心化”、村级治理力量弱化以及治理资源流动性不足致使如何实现有效治理成为乡村组织工作的难点与重点。对该县的分析能够反映中西部资源匮乏型地区乡村组织与基层治理转型的重要特征。

该案例实践具有历时性特点，其所蕴涵的信息足以回应本文所观照的研究问题。2019年在前期探索的基础上，石泉县开始推行“镇村工作一体化”机制。作为乡村组织建设与乡村基层治理机制的一项重要创新，“镇村工作一体化”实践受到中央和省级多家媒体报道并于2021年获陕西省政府主要领导的肯定性批示。2020年该项工作荣获陕西省组织工作改革创新奖；2021年2月2日，在北京举行的“2020社会治理创新典范发布暨经验分享”活动上，石泉县荣获“2020社会治理创新典范县”称号。2022年安康市入选陕西省乡镇社会治理创新改革试点市，也为该县乡村组织建设与治理创新工作的深化营造了良好的政策环境。该案例已超越单一的横切面案例，可谓由宏观结构的议题与长时段次序案例组成的纵向复合案例，为本文从历时性角度分析乡村组织的自主性调适与责任重塑提供翔实的经验证据，有助于全景式呈现乡村组织的制度化调适驱动基层治理有效的过程。后续本文所采用的经验材料主要来自笔者于2021年1月和2022年2月、4月、7月在当地分别开展的4次田野调查。调查期间，笔者对县、镇、村干部和驻村干部及村民围绕基层治理、矛盾纠纷排查化解、“镇村工作一体化”、治理成效考核等开展非结构化访谈，并收集政府公告文件、政府内参、媒体报道等相关资料作为补充。

对中西部地区而言，乡村组织所具备的体制性资源主要是“人”的资源，治理机制的创新也多集中于组织工作的调适整合（杨华，2022）。2019年上半年，石泉县开始推行“镇村工作一体化”。所谓“镇村工作一体化”，是干部驻村制度在推进乡村振兴工作中的积极改造与创造性转化。这一制度设计（见图2）基于如下研判，即石泉县地处陕南偏远山区，基层治理与乡村发展面临村庄“空心化”、老龄化和人才匮乏的瓶颈，以县、镇、村为基本单位的分级治理结构难以提升基层治理效能，同时脱

脱贫攻坚期间便出现“镇级干部机关化、村级干部松软化”的问题。“镇村工作一体化”的主要做法有：其一，推行“三到”管理，即任务量化到村、人员派驻到村、领导跟进到村，确保干部和任务下沉到村；其二，构建“三同”机制，即决策同商、落实同抓、责任同担，构建镇村一体化工作格局；其三，以“三促”为目标，即促群众致富、促集体经济、促基层治理，从而推动乡村振兴战略有效落实。

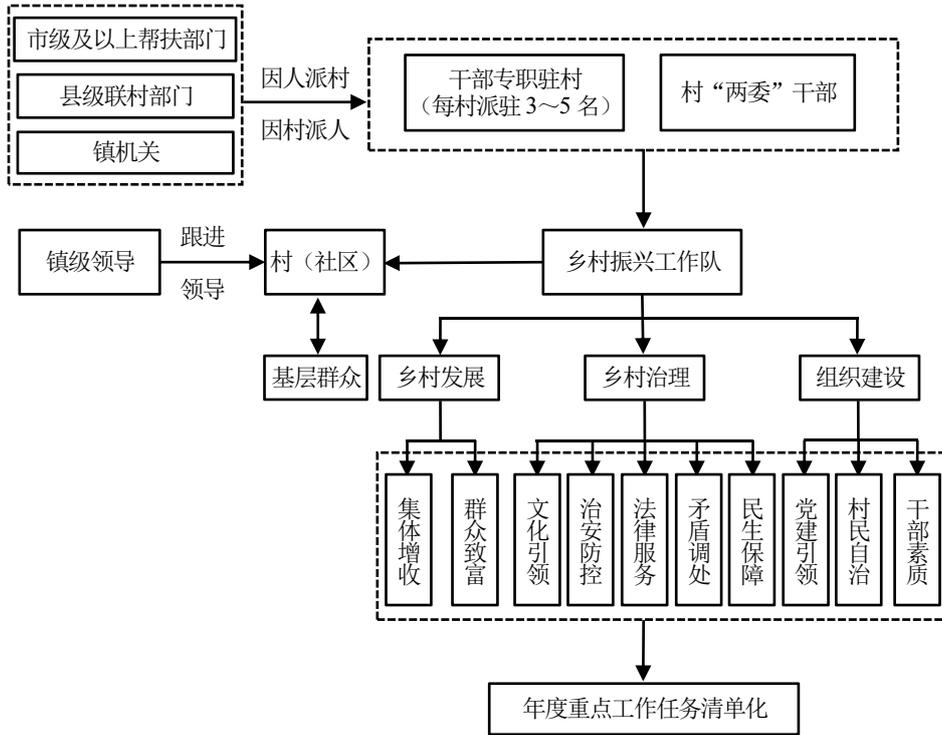


图2 “镇村工作一体化”的制度设计

“镇村工作一体化”的创新实践大致可以划分为两个阶段：第一阶段为试点探索与制度设计阶段（2019—2020年）。伴随脱贫攻坚的全面胜利，石泉县在巩固拓展脱贫攻坚成果同乡村振兴有效衔接的进程中逐渐发现，原有的驻村工作队将回归本职岗位，脱贫攻坚时期当地积累的扶贫资产包括产业优势等在可持续发展上面临挑战，村级组织弱化、村庄“空心化”和老龄化制约经济发展与基层治理。针对此问题，石泉县2019年提出“三到三同三促”工作法，把镇村两级基层组织深度耦合作为加强农村基层党组织建设与推进基层治理现代化的重点实践领域，积极探索“镇村工作一体化”的体制机制。当地以乡村组织的制度化调适驱动基层有效治理，从县域层级创设了包含程序、执行、监督、反馈等各环节在内的制度架构。2019年6月在全县选定部分镇、村开展制度试点。第二阶段为全面推行与制度完善阶段（2021年以来），“镇村工作一体化”实践纵深化发展。

（二）多维赋能：组织调适驱动基层有效治理的探索

“属地管理”模式下，基层治理的目标任务与日俱增。经历农村税费改革、支农惠农与脱贫攻坚，国家对农村的治理形态由汲取型转为给予型，甚至出现国家资源输入后的治理内卷化现象（陈锋，2015）。治理资源在乡村社会的运转困境来源于压力型体制与有效治理之间的结构性张力，也是乡村

治理主体弱化的表征。无论是乡村振兴战略的实施还是基层治理现代化的推进，都离不开乡村组织的积极作为。如何激活基层治理主体的自主性，强化基层社会的组织化，使治理资源精准嵌入治理过程，是现阶段乡村治理的核心议题。“镇村工作一体化”的制度设计正是激活基层治理主体能动性的赋能式创新，借助县级党委、政府的制度生产，构建以“乡村振兴工作队+科层组织”为基础的镇村工作共同体，以推动县域内镇村两级基层组织转变科层化的治理方式，共同发挥和承担村级治理的职能和职责（见图3）。

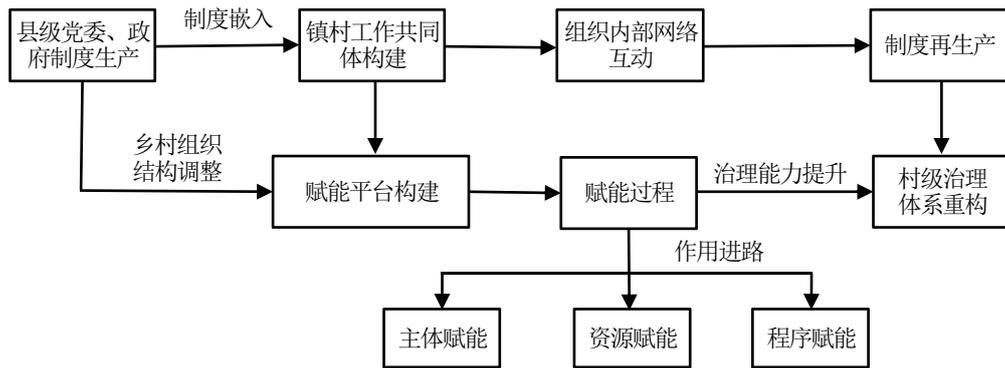


图3 组织调适多维赋能的关系链条

1.制度赋能：制度生产与赋能平台的构建。近年来乡村组织的职权结构和组织模式逐渐发生系统性调整，总体向多目标任务体系的治理形态转变，出现一种新的“多中心工作”模式^①。为应对这种状况，石泉县委、县政府主动重组和再造镇村两级的组织结构，创建“镇村工作一体化”治理机制，以完善干部驻村制和基层协同治理的运行链条，构建支持治理和服务下沉到村的镇村工作共同体，以乡村组织的制度化调适引导推动乡村治理的赋能过程。

作为长期形成的中国特色的农村工作组织方式，干部驻村制度的变革与乡村治理的历史情境及政策语境密切相关。与新中国成立初期基于群众路线的农村工作队的治理方式相比，当前大多数驻村制逐渐演变为行政包干制下确保各类国家政策和治理任务有效完成的行政方式（欧阳静，2012），驻村干部行为也出现缺场、形式主义等消极面，影响基层治理成效。镇村工作共同体是新时代农村基层工作对群众路线的回归和重塑，镇村工作共同体的构建和实施，使纵向层级组织体系趋于扁平化，各层级部门委托的治理任务也直接下沉至建制村，及时有效回应治理需求。镇村工作共同体的构建主要包括以下步骤：

第一步，政治势能作用下镇党委和政府运行链条的优化重组。在正式制度中，镇党委和政府由党政办、社会事务办、经济发展办、综治中心等部门组成，每个部门配置相关工作人员。石泉县根据镇村工作的多重治理情境，重新设定镇级岗位，并依据工作性质与干部专长定责、定人，形成“镇级扁

^① “多中心工作”模式是县域治理场域内，基层治理任务激增与属地责任膨胀背景下，基层组织传统中心工作机制的扩大化，是指中心工作的运转机制在多个治理领域同时展开，但它不是中心工作事项的简单叠加，而是为了维持更高强度的非常规状态，县、乡、村三级组织运转路径的重构（参见仇叶，2021）。

平化管理+村级乡村振兴工作队+基层网格”的混合型组织架构。镇级机关除保留对应上级条线部门所必需的行政协调人员之外，其他乡镇干部均被派驻到村^①。按照派驻干部岗位在村、党组织关系转接到村、日常工作在村、吃住在村的要求，驻村干部专注于村级治理空间的公共事务，而与镇上或原部门承担的其他工作脱钩。乡镇领导班子成员以包村责任制形式发挥指挥和调度作用，主要负责决策把关、工作督导、难题破解和干部监督管理。

第二步，注重村级层面治理队伍的重构。村级层面形成“乡村振兴工作队+网格员”的组织网络架构。乡村振兴工作队由驻村干部与村“两委”干部组成，队长由乡镇派驻的优秀后备干部或第一书记担任，副队长由村党支部书记、村委会主任^②担任，其他村干部也统一编入工作队。村级重点工作任务的分解和统筹完成由村“两委”干部和驻村干部共同负责。与此同时，将村（社区）划分成基层网格。全县累计划分基层网格 2893 个^③，建构起纵横交叉的网格化治理服务体系。镇级机构扁平化、乡村振兴工作队以及网格员队伍，分别回应了条线事权承接、村庄高质量发展以及群众诉求等多重目标群体、多重职责需求，使乡村组织结构兼具制度性、灵活性与回应性。

借助镇村工作共同体的构建，石泉县逐步摆脱传统组织结构下条块分割、干部机关化、干部忙闲不均等局限，实现了组织架构由“发包层级”向“赋能平台”的转变，为村级治理的赋能提供制度空间。在中西部资源匮乏型地区，村庄组织建设、人才建设、产业建设、文化建设等均相对薄弱和欠缺，村级治理能力建设仅仅依托村庄内生动力很难自发完成。“镇村工作一体化”的机制创新，是县级党委、政府以制度赋能村级治理的地方性表达。县级党委、政府通过制度创设全过程支持村级治理能力建设，除了为村庄配置助推性的政策资源外，更重要的是以混合型的组织架构实现村级治理赋能过程的持续在场。乡村振兴工作队不仅是村庄治理的第一主体，更是推进村庄内部协同共治的“动员者”和“引导者”。

2.主体赋能：基于能力导向的基层治理主体自主性强化。作为基层治理的基础性与内生性要件，实现多元主体协同共治是基层治理现代化的应有之义。乡村振兴“治理有效”的要求，决定了乡村治理不仅要厚植党建引领的治理体系，也要从整体上提高基层治理主体自主性。从治理实践过程看，基层治理的主体赋能主要通过党建引领、民主治理、能力培育等要素统筹整合，推动乡镇政府、村级组织、基层群众等各主体在治理过程中实现组织与人员的深度耦合。

其一，基层党建引领与整体性治理网络的塑造。《中国共产党农村基层组织工作条例》指出，乡镇党的委员会和村党组织是党在农村的基层组织，是党在农村全部工作和战斗力的基础，全面领导乡镇、村的各类组织和各项工作。“镇村工作一体化”要求，驻村期间乡镇干部的党组织关系转到所在行政村，参与村党支部组织生活，履行党员权利和义务，党员干部深入乡村产业发展与基层公共事务

^①实地调查发现，每个镇大约有 2/3 的镇级机关干部被派驻到村。

^②最新一轮（2021 年）村“两委”换届后，石泉县的 164 个村（社区）全部实现村党支部书记、村委会主任“一肩挑”。

^③更多可参见《石泉：充分发挥“321”基层治理网格员作用织密织牢疫情防控和安全稳定网络》，<https://www.shiquan.gov.cn/Content-2349287.html>。

治理，实现“资源共享、事务共治、难题共解”，从而促进镇村两级基层组织有机耦合、高效联动。同时，基于“支部书记职业化、党员管理精准化、纪律生活严密化、组织生活规范化、作用发挥制度化、基础保障长效化”的基层组织“六化”建设以及县、镇、村书记民情“三本账”制度^①，石泉县持续完善党的“纵向到底、横向到边”组织体系，强化基层党组织的组织力。基层党组织引领力的不断提升以及镇村工作共同体赋能平台的形成，有效集聚起分散的治理主体，形成以农村基层党组织为核心的纵横交错的整体性治理网络。

其二，民主治理机制与社会参与行动的催生。在当前村庄“空心化”和老龄化背景下，基层群众参与性弱化成为制约基层有效治理的难题。村民对村庄公共事务的重要性认知不够，对参与乡村治理较为冷漠和无感。为激发和培育村民的参与意识，石泉县积极探索乡村治理积分制，开展平安超市及平安家庭积分管理工作，群众凡是参加平安志愿服务活动、义务巡防、矛盾纠纷排查化解等平安建设和社会治理工作，可依据工作内容考核积分，凭家庭积分可到村平安超市兑换相应物品。在平安家庭积分活动中，村民参与基层治理的积极性和认同感得到增强。石泉县两河镇新春村村支部书记对此总结道：“以前，主要是村组干部、党员和村民代表等带头在村里开展平安建设相关活动，群众参与度较低。自从推行平安超市以及平安家庭积分管理制度以来，群众得到了实惠，对于很多人来说，积分活动让他们有了一种参与感和荣誉感，群众的主人翁意识显著增强，综治专职网格员的作用得到了充分发挥，如今是党员主动带头、群众积极响应，大家一起加入平安建设中。”^②

参与平台的发展和完善，是村民参与意识和效能感得以成长的前提。在激发村民对公共事务的参与意识后，还需要突出基层群众的主体性，推动村民或乡村组织积极主动参与乡村治理。民主协商作为村民参与村庄公共事务治理的主要方式，是村级治理民主化的重要途径，也是主体赋能实现预期目标的核心要素，由此形成乡镇党委和政府、村（社区）干部、驻村干部、基层群众、涉农企业等多元主体的共同合作。对此，“镇村工作一体化”要求，村级重大事项的决策实施依照“党员搜集民意、支部形成共识、村民会议决定、村委组织实施、监委验收评议”的“五步”和“公开申办事项、公开决定内容、公开实施结果”的“三公开”程序进行，以村级事务的“五步三公开”执行为载体，更好地引导基层群众参与公共事务治理，使民主理念加快融入村级治理过程。

其三，基层干部能力培育机制的完善与基层治理人才队伍的建设。基于乡村治理的角度，那些长期在当地工作、熟悉当地群众、也熟悉当地工作规范与工作方法、政策执行能力强的治理型“中坚干部”，是推进乡村治理稳定有序的重要主体（贺雪峰，2018）。在乡村社会结构加速变迁背景下，培养治理型“中坚干部”有助于乡村善治。“镇村工作一体化”的实施，把想干事、能干事，懂农业、爱农村的乡镇优秀年轻干部派驻到村，使村级治理以乡村振兴工作队形式推动。通过直面群众深入基

^①书记民情“三本账”制度，是指由石泉县委牵头抓总，县、镇（部门）党委（组）书记和村（社区）支部书记各自亲自收集和处理民情的《意见建议》《利益诉求》《投诉举报》三个账本及建账、管账系列制度。

^②更多可参见《“积分”激出新热情——安康市石泉县提升基层社会治理水平小记》，http://news.sohu.com/a/506430022_120099892。

层开展乡村治理，年轻干部的农村工作经验得以丰富，处理复杂事务和应急管理的能力不断提高。

3.资源赋能：调动治理资源要素差序式运转。乡村高质量发展是基层有效治理的最终目标。乡村全面发展需要与基层群众多样化诉求相对接，也需要遵循乡村经济社会建设的内在规律性，更需要有效的资源开发与利用方式。乡村组织在使用资源与开展合作联动中的选择能力、配置能力和执行能力，直接影响着治理资源的使用效果。基于“镇村工作一体化”的制度安排，石泉县增强乡村组织差序式开发和利用治理资源的能力，助推各类资源要素优势的发挥，推进治理资源利用的有序化、精准化。

差序式逻辑借鉴费孝通的“差序”概念，强调横向结构和纵向结构多维定位、利用治理资源的行动逻辑。一方面，乡村基层治理事务日益泛化，国家的政策目标与村民的利益诉求愈发多元化，关于不同对象的治理策略难以一概而论，各主体在协调合作过程中要根据村庄实际情况以及治理任务性质更有针对性地优化配置资源。另一方面，受限于纵向的科层组织体系，乡村组织的大部分治理资源来源于上级政府。在特定治理情境下，需要有重点、有次序地开发和利用乡村治理资源。

实施“镇村工作一体化”，虽然在制度推行的资金投入、组织保障及硬件设施建设等方面依赖于体制内资源的支持，但也确立了一种乡镇党委和政府、村“两委”与基层群众围绕镇域经济发展和村庄治理协同互动的机制，更多地体现为柔性乡村治理资源的投入。在治理资源体系建设方面，“镇村工作一体化”通过驻村干部常态化、村干部职业化管理、“能人兴村”战略等行动优化村级治理的人力资源，促进治理主体和乡村组织革新，进而拓宽治理资源筹集路径。一方面，加强乡村组织争取上级政府治理资源的能力。干部下沉带来挂钩单位项目资源、资金支持等物质性资源。更重要的是镇村干部在共同承担村级治理任务的过程中，村级班子的资源配置能力和开拓创新意识得到增强，村级组织从各级政府和社会领域获取资源的意识和能力得到强化。另一方面，培育和挖掘村级治理的内生性资源。通过发展新型农村集体经济、制度化开展普法宣传、推行平安超市等方式，积极拓展村庄治理的经济资源、法治资源、道德资源，增加村庄治理的社会资本和治理资源。此外，促进资源要素有序流动与精准嵌入也是提升基层治理效能的重要工作。通过加强县级涉农资金整合与项目化管理，以及常态化定期督查、项目专项督查等形式，倒逼治理资源有序流动和及时更新。

4.程序赋能：全面提升基层治理规范化水平。良好的基层治理规程能够将国家方针、政策和基层社会利益诉求有效集聚整合，在执行过程中提升基层治理的制度和法治化水平。所谓程序赋能，就是助推基层治理主体及其治理行为逐步纳入具有适应性和相对稳定性的规范程序轨道，提升村庄治理的制度化、规范化水平。“镇村工作一体化”的机制创新，重塑了乡村治理的治理流程与行为规则，推进了村庄治理的规范化、民主化和法治化。

其一，设定规范化、标准化的工作规程。乡村治理情境日益复杂，既面临乡村振兴、农村人居环境整治与新型农村集体经济发展等常规化治理事务，也要处理偶发性、不确定性的群众性事务。这些事务的处理虽然有些技术化程度较高、可较大程度依赖专业化的科层治理得到解决，但都离不开群众工作和策略治理，对基层干部个人能力的考验较大。鉴于此，石泉县以“镇村工作一体化”为重要载体，积极探索创新村级治理标准化闭环管理业务流程。实施一系列镇村干部互帮互带、互学互助、共同提升的硬性措施，制定岗位职责说明书，围绕村级治理的决策制定、程序规范、责任归属等环节构

健全流程标准化工作规程，以持续性的制度设计为镇村年轻干部提供全面锻炼工作能力的机会。以驻村工作队工作规程为例，2022年2月石泉县率先在巩固拓展脱贫攻坚成果同乡村振兴有效衔接工作领域内推行“日必办、周清单、月通报”驻村帮扶闭环管理工作机制，将驻村帮扶日常工作任务实行县、镇、村层层细解，以“周重点工作任务清单”形式具体到人、到事、到天，各镇、村同时还将“本周重点”“今日必办”分别在镇、村公示栏予以公示，实行销号管理。对各村无法解决的重点问题及时收集提交镇政府，由镇巩固衔接领导小组召开专题会议研究解决办法、指导各村破解难题。对连续两周有重点工作任务未完成的相关责任人，予以警示提醒，对当月未完成重点工作任务的相关干部启动问责。

其二，推进村庄治理协同互动机制常态化和规范化。良好的基层公共事务信息流通机制和多元治理主体协同机制是基层治理现代化的客观要求，可提升多元治理主体参与的主动性和有效性。一方面，基于书记民情“三本账”与基层网格化治理制度，石泉县统筹建立起政务网站、政务微信和微博平台、12345热线等多重公众参与渠道，群众可以通过各层级渠道，对治安防控、公共空间营造、村庄发展等各个领域，反映利益诉求、提出意见建议和进行投诉举报。另一方面，确立干部管理“晾晒”制度，将各镇村干部工作总体安排和完成进度定期进行公示。这为基层群众获取公共事务信息、实现多元共治提供更多可能性。在不断拓宽政府与社会沟通联系制度化渠道的同时，优化多元主体协商互动机制。一方面，建立起治理参与流程透明化的标准程序，例如基于书记民情“三本账”平台，群众通过多种渠道反映治理需求后，可在手机客户端企业微信“智慧治理”平台查看事件进展全过程，群众评价也成为政府、基层干部绩效考核的重要影响因素。另一方面，以“一约四会”（即村规民约、村民议事会、红白理事会、禁毒禁赌会、道德评议会）的常态化、规范化运作为载体，引导村民用好“四议两公开”，逐渐加强基层群众协商治理的规则意识和责任意识。

四、乡村振兴中乡村组织治理责任重塑的生成机制

通过以上对“镇村工作一体化”多维赋能运行机理的分析可以发现，在日益复杂的治理情境下，乡村组织的机制创新在重构乡村基层治理网络、激发乡村组织及党员干部主体意识、推进村级治理制度化等方面具有重要意义。镇村之间超越利益共同体和行政共同体，形成对于村级公共事务治理责任的一致认同，对于构建乡村基层治理共同体具有积极的促进作用。那么，镇村之间为何能够形成对村级公共事务治理责任的一致认同并转化为治理行动中的使命担当呢？这离不开县域内治理主体主动进行的各种机制创新。具体而言，以下几种治理机制对于乡村组织治理责任的强化尤为重要。

（一）以主体赋能聚合多元治理主体责任认同

乡村治理是多元治理主体合作共治的集体治理行动，乡村组织在乡村治理结构中起着承上启下的功能。这一基础功能的重要表现之一就是促成乡镇党委和政府、村“两委”、镇村干部及村民对村级公共事务治理责任的一致认同。“镇村工作一体化”的制度安排通过主体赋能的制度建设和非正式治理的开展，在具体的协同治理的集体行动中提高镇村党员干部和村民对治理决策的认同程度及其对治理行动的满意程度。比如村级事务“五步三公开”程序的创设，以强化村党支部和党员干部的主体性

为先导，串联起乡村基层的党员干部、积极分子、村民代表在治理决策中的主动参与，形成党员干部和村民联动的治理主体性。经由“五步三公开”程序做出的治理决策，因得到各方的认可而能够有效快速地落实。民主参与和民意表达渠道的建设，也提高了乡村组织对于公共事务的治理能力，群众对治理行动的认同和满意也反过来加强了乡村组织进一步积极履责的意愿与动力。例如，“两河镇新春村乡村振兴工作队确定村年度重点工作时，为是否成立‘民风纠察队’，驻村干部、镇综治办主任和村党支部书记产生分歧。村党支部书记认为，‘村民人多想法杂，这事村上（指村“两委”）一定就行了’。驻村干部王主任则认为，‘这就是村民自己的事，要发挥自治作用’。两个人谁也说服不了谁，跟进到村领导、镇党委副书记王君建议，用‘五步三公开’工作法解决争议。最终经村民同意，成立‘民风纠察队’这项工作被正式写入新春村的任务清单。”^①

（二）以程序赋能形塑治理过程的责任承担机制

作为“镇村工作一体化”机制创新的重要内容，程序赋能基于村级治理的制度化、规范化标准重构了乡村治理的行动路径，通过对正式的与非正式的约束机制的设计，建构起治理行动者的责任承担机制与韧性能力培育机制。

责任承担机制的建构包含两个重要的方面：其一是任务分配的反模糊化，其二是治理流程的规范化建设。作为“镇村工作一体化”推进治理“责任同担”的制度安排，清单化管理以可视化列表的方式实行工作规划与任务执行，既是明确治理主体责任的重要举措，也具有治理过程监控的功能。实践中，石泉县不仅各村有“周重点工作任务清单”^②、“‘镇村一体化’重点工作任务年度目标责任书”^③，各镇也有自身的“周重点工作任务清单”以及每个干部的“月工作任务清单”。工作清单既要明确各项“重点工作”的治理内容，也要明确任务的完成时限和责任人。清单化管理推动了乡村组织对于多元化治理任务的整合与分配，也使对治理责任与治理流程的监督更加可视化。与清单化管理在科层组织体系之中的运用类似，对于村民包括党员、积极分子等群体，则以平安家庭积分管理、农村党员积分管理等非正式的约束机制，强化他们在村级公共事务治理中的主体意识。

精准化的责任承担机制的构建极大压实了镇村干部在村级治理场域内的治理责任，促进了村级治理的运转。但在村级治理的集体行动中，如何使乡村组织及党员干部的履责意愿有效转化为行动能力，

^①更多可参见许兵、陈媛、黄夏，2020：《筑牢乡村振兴的组织基石——石泉县“镇村工作一体化”推动乡村振兴高点起步》，《安康日报》12月10日第1版。

^②各村“周重点工作任务清单”通常由“责任落实”和“工作落实”两个层面构成，“责任落实”主要包括“党建工作、村级‘一口清’内容（即关于本村概况与各项亮点工作的介绍）、干部学习及工作规划部署会议”等事项，“工作落实”主要包括“问题整改、防返贫监测、村党支部书记入户（即村党组织负责人定期要对本村所有农户开展遍访入户以及及时了解全村新近动向）、安全生产工作、地质灾害防治、畜牧防疫、农业产业、林业生态、农村人居环境整治、生态保护、安全饮水、兜底保障、疫情防控、信访维稳、网格员工作”等事项，同时清单会根据阶段性的治理任务及时调整。

^③各村“‘镇村一体化’重点工作任务年度目标责任书”通常由文化引领、治安防控、法律服务、矛盾调处、民生保障、居民自治以及亮点工作等七个方面相关的工作目标构成。

构成了机制创新转化为治理效能的关键环节。在“镇村工作一体化”机制创新中，强调以“决策同商、落实同抓、责任同担”推进治理事务的达成，要求以乡村振兴工作队为主推动村级日常治理工作，其实质是促成一线工作机制与干部培养机制的有机结合。通过程序赋能，建立全流程标准化的村级治理工作规程，促进镇村干部互帮互带、互学互助的提升机制制度化，在提升村级治理规范化水平的同时助推乡镇年轻干部克服畏难心理，在直面基层社会的群众工作中努力提升适应复杂性、不确定性治理情境的韧性行动能力。

（三）以制度赋能和资源赋能厚植责任重塑的体制条件

随着国家治理重心下移和乡村基层治理格局调整，乡村组织责任意识强化。但由于乡村组织“权小责大”，镇村干部在绩效考核压力下，可能会出现选择性治理、形式化治理等治理行为异化现象（杜姣，2021）。因此，以制度赋能和资源赋能优化乡村基层治理体制机制亦成为支持乡村组织积极履责的必由之路。在“镇村工作一体化”机制创新中，激励结构调整与治理资源配置优化成为强化乡村组织履责动力的重要方法。

在激励结构的调整上，为了扭转压力型体制下“向上负责”所造成的村级治理低效现象，“镇村工作一体化”下的激励结构将“村级治理实效”作为正向激励的前置条件^①。比如，创新村级治理责任落地方式，探索驻村干部、村干部与包村领导在村级治理上同责的责任履行机制，增强镇村干部开展协同治理和前瞻性治理的能动性。在治理资源的优化配置上，突出乡村治理资源的差序式开发和利用，创新资源统筹与输入的形式，增强乡村组织配置既有资源与发展内生性资源的能力。

五、迈向“尽责式治理”：新时代乡村组织调适的行动特征及其逻辑

精准扶贫、乡村振兴与基层治理现代化等的实施和推进，意味着国家权力不再局限于通过项目下乡、资源下乡等方式向乡村输入资源，开始以更加全面、制度化的手段覆盖乡村社会。“乡村治理”日益被纳入国家治理体系之中，公共事务治理和乡村建设成为当前乡村组织职能的重要面向（陈军亚和肖静，2022）。在此背景下，乡镇政权和村“两委”的运作逻辑也发生极大改变。超越农村税费改革后“悬浮型”的“维控式治理”，“嵌入型”的“尽责式治理”成为乡村组织治理行为的一种新的发展路径。作为这一创新性思路的典型表达，“镇村工作一体化”机制创新正是党的十八大以来乡村基层治理工作多重目标任务狠抓落实治理生态下的产物。它既增进了乡村组织的韧性和活力，也体现

^①石泉县委将“镇村工作一体化”纳入各镇年度目标责任考核，作为镇党委书记抓基层党建述职评议的重要内容 and 年度考核的先决条件，工作成效直接和镇村干部待遇挂钩。乡镇包村领导、镇驻村干部和村干部对村级工作负同等责任。依据职责、任务分工，乡镇包村领导承担“一岗双责”主体责任，工作队队长、副队长承担领导责任，驻村干部和村“两委”干部承担直接责任。所在村年度工作目标责任考核结果与包村领导、工作队成员个人年度考核格次及年度绩效奖励相挂钩，村级工作考核优秀作为个人年度考核评优“前置”条件。凡所在村出现因纪律不严、作风不实、工作不力而不能全面完成工作任务或因重大工作失误造成严重后果的（人力不可抗拒因素除外），由纪检监察机构对包村领导、乡村振兴工作队成员启动问责。

出乡村组织建设的治理逻辑，在强化责任落实的同时实现“对上负责”与“对下负责”相统一，促进乡村治理有效。

（一）“尽责式治理”的意涵与特征

在积极的意义上，基层“属地管理”权责失衡的约束与有效回应治理需求的目标在治理实践中并不完全矛盾。乡村组织可以在不打破正式规范体系程序规则和权力边界的前提下，通过能动性的发挥，因地制宜地构建良性履责的治理路径。本文将“镇村工作一体化”机制创新所展现的乡村组织建设的行动特征概括为“尽责式治理”，即在“属地管理”权责失衡条件下，基层党委、政府积极主动地运用机制创新、政策设计、资源投入等有效行动策略，构建赋能平台，提升乡村组织开展能动治理和协同治理的主体责任意识。同时，乡村组织利用赋能平台，凝聚体制内外治理资源，引导动员村民积极参与公共事务治理，实现乡村组织和社会力量在村庄治理过程中的深度耦合、多元共治，从而构建起乡村社会有效治理的长效机制。一方面，“尽责式治理”以能动性为视角，强调乡村基层治理体系对社会压力与政治压力的敏捷应对与动态回应，强调乡村组织在公共事务治理中的能动性及其对机制创新的重要作用；另一方面，它以村庄自主治理为立场，强调多元治理主体的协同互动，以赋能式制度供给动员村庄成员积极参与治理过程。

在基层治理实践场域内，乡村组织“尽责式治理”行为主要呈现以下特征：其一，“尽责式治理”是一种能动性治理。《中共中央 国务院关于加强基层治理体系和治理能力现代化建设的意见》强调，要“建设人人有责、人人尽责、人人享有的基层治理共同体”。“尽责式治理”的内核在于激活乡村治理各主体的责任意识。在“尽责式治理”中，乡村组织发挥能动性，主动把控工作重点与发展态势，主动承担治理目标任务，主动发现和评估治理堵点和难点，并提前主动寻求有效的疏导对策。其二，“尽责式治理”是一种前瞻性治理。与回应式治理不同，“尽责式治理”以预见性治理为基本目标，既追求考核指标达成，也追求“事前决策”。比如，常态化收集分析民意、排查矛盾纠纷、强化各级组织治理工作的事前规划和流程监控等。其三，“尽责式治理”是一种多维策略规范的协同治理。乡村组织开展“尽责式治理”，其目的在于推动乡村社会的高质量发展和高效能治理。而这一目标的实现，离不开各治理主体的主动参与。乡村组织运用情、理、法等多元治理策略主动寻求与基层群众的协同治理，基层群众也出于自身发展需要和权益关切积极探寻参与公共事务治理的途径，在协同互动中凝聚起基层治理的社会共识。

（二）“尽责式治理”与乡村组织调适的制度逻辑

通过追踪调查“镇村工作一体化”的机制创新历程，发现引发“尽责式治理”生成的制度逻辑主要有国家的逻辑、乡村组织的逻辑、政党责任政治的逻辑与基层群众的逻辑。这四种逻辑在乡村治理领域交织互动，共同推动乡村组织行为逻辑的转变。与“片线结合”“农村管区制度”等机制创新类似，镇村工作共同体的机制构建产生于国家治理重心下移、强化农村基层党建与实施乡村振兴战略的宏观政策环境，是中西部资源匮乏型地区的县乡政府优化整合多重治理目标、应对人财物治理资源紧缺压力与基层治理诉求日益增加之间张力的主动性“回应式创新”。

1.国家的逻辑：推动乡村振兴和基层治理现代化的实现。乡村组织变迁的体制规范逻辑主要是指，

党和国家通过科层组织体系和党的组织体系责成乡村组织落实国家乡村建设目标过程中产生的制度规范压力和监督考核压力。近年来，党和国家不断拓展乡村建设的政策顶层设计，提出精准扶贫、基层治理现代化、乡村振兴等国家建设目标，对乡村治理领域的绩效要求日益常态化。为了促进乡村善治，党和国家一方面转向以党政体制为载体全方位整合治理力量与资源，强化乡村治理能力，党建引领基层治理机制、“最多跑一次”改革与健全基层群众自治制度成为乡村治理体系建设的重点工作；另一方面创设“全国乡村治理示范村镇”“全国乡村治理典型案例”等治理创新评比项目，从纵向治理任务下沉到横向综合性政绩竞争，给乡村组织营造出浓厚的治理绩效竞争氛围。政策导向的调整为乡村组织的治理转型创造了契机。基于“镇村工作一体化”的实践可以发现，乡村振兴工作队及其指导下的村级治理运作流程契合了国家涉农公共政策对乡村治理体系现代化建设的总体要求，镇村两级党员干部力量整合到建制村既带动村“两委”治理能力的提升，使基层政权面对面直接服务群众，又在外力驱动下逐步增强他们的治理能力。

2. 乡村组织的逻辑：政策回应与激励驱动。作为国家纵向多层次治理结构的组成部分，乡村组织受到压力型体制逻辑和规则的约束与激励。缘于纵向压力和横向竞争，乡村组织实践往往呈现双重策略。从“镇村工作一体化”机制的组织调适过程可以发现，地方政府推动治理机制创新的行为选择蕴含着政策回应与组织激励的双重逻辑，即积极寻求治理机制变革以回应国家和社会的治理诉求，同时兼顾乡村组织及干部自身利益。

石泉县与中西部其他资源匮乏型地区一样面临制度环境约束带来的治理压力重和治理资源短缺问题。但相较而言，该县基层干部面临的问责压力远超平均水平。一方面，石泉县地处“南水北调水源保护地”，生态环境保护限制了该县第二产业及部分第三产业的发展，县级财政资源紧张。同时，大量青壮年劳动力外出务工，村“两委”干部趋于老龄化，后备干部力量严重不足。另一方面，作为脱贫地区，当前该县基层干部考核制度在路径依赖的影响下仍延续脱贫攻坚时期贫困县考核机制的总体导向和基本架构，督查考核日益精细化、具体化。这使得该县基层干部面临繁重的基层治理工作压力。

2018年以来，石泉县所在的陕西省对党政干部激励与约束的重点内容是年度目标责任考核、县域经济社会监测考评及脱贫攻坚工作成效考核，并在党的建设、安全生产、综治维稳、乡村治理等重点领域突出刚性约束^①。在政策执行领域，陕西省提出要加快乡镇政府职能转变，增强乡镇政府服务能力，深化基层社会治理创新，提升乡村治理能力^②，并要求各级党委、政府严格落实乡村治理工作，将乡村治理纳入各县（市、区）乡村振兴考核，作为每年市县乡党委书记抓基层党建述职评议考核的重要内容。在这种取向下，积极推动乡村组织建设与治理创新，成为石泉县有效破解治理资源匮乏与多重治理任务，从实践上主动回应上级公共政策与争取上级政府的资源分配的客观选择。

^①2018年10月26日，陕西省委出台《陕西省党政干部鼓励激励办法（试行）》《陕西省党政干部容错纠错办法（试行）》《陕西省推进省管党政领导干部能上能下办法（试行）》，所使用的考核办法沿用至今。

^②2018年5月15日，中共陕西省委办公厅、陕西省人民政府办公厅印发《关于加强乡镇政府服务能力建设的实施意见》（陕办发〔2018〕11号）。

3.政党责任政治的逻辑：践行“为人民服务”的使命。作为乡村组织建设的重要内容，党建引领已成为提升治理效能和巩固党的执政基础的重要制度安排。相比国家与基层政府的行为逻辑，党建引领的内在精神体现为一种政党逻辑，即中国共产党是以全心全意为人民服务为历史使命的政党。农村基层党建创新要坚持以人民为中心的发展思想，以基层治理内容为重要载体，更加有效地积极回应和主动服务基层群众，推动其诉求目标任务的实现。作为基层党建与基层治理的耦合实践，“镇村工作一体化”机制的组织调适存在显著的政党逻辑，体现出实践型党建和党建功能化的行动特征。“乡村振兴工作队+网格化治理”的实践策略有助于解决乡村治理组织化程度不强的问题，党的组织体系与自治网络的双向嵌套构成了乡村治理的组织基础，成为基层治理主导力量。与此同时，直面基层群众的治理过程成为培养党员干部的有力途径，深入一线服务群众的工作成效及群众评价成为衡量党员干部履责情况的重要指标，党员的先进性和代表性在新时代群众路线的践行中显化。“尽责式治理”是农村基层干部基于“为人民服务”的政党逻辑的内源式生产，是党的全面领导自上而下逻辑与基层诉求自下而上逻辑协调联动的产物，由此基层党组织的治理权威与民心所向密切联系。

4.基层群众的逻辑：转型过程中村民对治理“回应性”的利益诉求。在传统压力型体制的制度脉络下，乡村组织治理责任与回应结构的设置，主要目的在于完成上级政府的各种治理目标和考核，在政策议程的设定上缺乏有效的国家与社会之间的沟通机制（石毅和谭书先，2020），导致基层治理组织对群众诉求的回应性有待提升。但随着信息化、市场化的发展，村民个体的流动性与异质性凸显、表达意愿与权益意识日益增强，他们对基层治理与公共服务的要求也随之提高。当基层群众开始试图通过各种途径争取他们的权益和表达他们的诉求时，基层政权要有所回应，否则就很有可能陷入信任危机。为实现治理有效，乡村组织有必要通过组织与工作机制的积极调整，增强基层治理对群众诉求的回应性，使基层治理政策与群众多元诉求有效对接。

六、结论与讨论：迈向乡村善治的乡村组织治理责任

乡村组织的制度化调适对于理解乡村发展和治理转型具有重要意义。在国家主导的乡村建设与现代化进程中，乡村社会发展的诸多现象，都可以从乡村组织所处的制度情境和运作机制中洞彻理解。农村税费改革之后，国家对乡村社会由资源汲取转变为资源输入，项目下乡刺激了乡村组织“争资跑项”，增进了乡村治理的积极性。但是城乡资源关系的调整仍未克服治理内卷化困境，资源配置与利用过程中出现精英俘获等现象，乡村组织的治理权威和治理能力尚未得到实质性提升。2013年以来，国家权力通过资源输入、制度供给、组织建设等方式加速有效覆盖乡村社会，乡村治理过程和治理逻辑随之发生重塑。

本文聚焦“属地管理”权责失衡条件下乡村组织的机制创新过程：基于“镇村工作一体化”机制创新的个案解读，借由“多维赋能”呈现乡村组织调适驱动乡村治理有效的作用过程，由此揭示乡村组织“尽责式治理”转型的时代特征和实践逻辑。回顾“尽责式治理”的乡村基层治理转型，它是在乡村治理目标需求复杂化的情境下乡村组织主动回应多重治理责任的一种积极的组织行为，在一定程度上消解了传统“被动式治理”中回应结构不平衡、治理较为碎片化、乡村组织内驱力不足的桎梏，

为乡村有效治理提供了一种具有积极意义的治理机制创新范例。

“尽责式治理”有助于实现基层治理现代化与乡村振兴等多元政策目标。“尽责式治理”对县、乡、村等治理主体的前瞻性治理能力具有较高要求，乡村组织需要突破传统治理模式中“唯上回应”的框架，充分发挥自主性，灵活创新治理机制，提高乡村干部在乡村治理行动中的适应能力和应变能力，开展回应性和前瞻性治理。但是，由于当前过程管理强化，基层治理规范化标准不断提高，“尽责式治理”路径下乡村干部的日常工作刚性约束越来越强。虽然2019年以来中央多次聚焦基层减负问题，但从基层田野调查情况来看，与实质性治理任务下沉相伴随的有关治理工作合规性的痕迹管理和档案管理工作仍然占据着镇村干部大量的时间和精力，在强化责任承担机制的过程中也产生了新的工作形式合规性的要求。例如，“镇村工作一体化”将工作任务的清单化作为保障机制，并对工作清单实行周通报、月点评。每个镇、村每周都要根据上级部门下达的治理任务以及本镇、村自定的发展任务，形成本周的工作清单。“尽责式治理”如何在促进乡村组织及镇村干部积极担当作为的同时，实现刚性约束的工作形式与基层简约治理的平衡，仍需要进一步的观察和研究。

作为乡村振兴的关键力量，乡村组织是乡村治理有效的中枢和密切联系与服务群众的纽带。重构乡村组织的责任伦理和主体意识，激发其治理的主动性和积极性，是一个复杂的机制建构过程。这一机制构建需要党和国家继续发挥支配性作用，强化基层治理重心下移和服务下沉，给予基层更多的回应和关注，也要进一步明晰乡村组织的权责边界，同时需要乡村组织因地制宜地进行制度建构和机制创新，以弥合国家正式治理制度与有效治理之间的张力，从而增强基层善治能力。

参考文献

- 1.陈锋, 2015:《分利秩序与基层治理内卷化:资源输入背景下的乡村治理逻辑》,《社会》第3期,第95-120页。
- 2.陈国申、孙丰香、宋明爽, 2017:《嵌入型村干部与村民自治的冲突及调谐——对下乡干部的考察》,《经济社会体制比较》第5期,第75-83页。
- 3.陈家建、赵阳, 2019:《“低治理权”与基层购买公共服务困境研究》,《社会学研究》第1期,第132-155页、第244-245页。
- 4.陈军亚、肖静, 2022:《从“乡政村治”到“乡村治理”:政权建设视角下的农村基层政治变迁——对“乡政村治”框架的再认识》,《理论月刊》第6期,第21-28页。
- 5.邓大才, 2020:《反向避责:上位转嫁与逐层移责——以地方政府改革创新过程为分析对象》,《理论探讨》第2期,第157-162页。
- 6.杜姣, 2021:《重塑治理责任:理解乡村技术治理的一个新视角——基于12345政府服务热线乡村实践的考察与反思》,《探索》第1期,第150-163页。
- 7.杜鹏, 2017:《制度化动员型结构:乡镇有效治理的深层基础——基于“管区制度”的分析》,《云南行政学院学报》第6期,第14-20页。
- 8.杜志雄、王瑜, 2021:《“十四五”时期乡村基层治理体系建设与减贫治理转型》,《改革》第11期,第62-70页。
- 9.符平、卢飞, 2021:《制度优势与治理效能:脱贫攻坚的组织动员》,《社会学研究》第3期,第1-22页、第225页。

- 10.付伟、焦长权, 2015: 《“协调型”政权: 项目制运作下的乡镇政府》, 《社会学研究》第2期, 第98-123页、第243-244页。
- 11.高其才, 2019: 《基于集中居住的乡村基层社会治理——以湖北京山马岭积分制管理为对象》, 《法治现代化研究》第4期, 第27-35页。
- 12.何得桂、武雪雁, 2021: 《赋能型治理: 基层社会治理共同体构建的有效实现方式——以陕西省石泉县社会治理创新实践为例》, 《农业经济问题》第6期, 第134-144页。
- 13.贺海波, 2021: 《论新时代县乡村治理的责任共同体》, 《社会主义研究》第6期, 第108-116页。
- 14.贺雪峰, 2018: 《论乡村治理视域下的农村基层中坚干部》, 《湖湘论坛》第5期, 第43-50页。
- 15.姜晓萍、田昭, 2019: 《授权赋能: 党建引领城市社区治理的新样本》, 《中共中央党校(国家行政学院)学报》第5期, 第64-71页。
- 16.金江峰, 2022: 《调控型政权: 乡镇运作及其治理实践》, 《华南农业大学学报(社会科学版)》第3期, 第115-126页。
- 17.景跃进, 2018: 《中国农村基层治理的逻辑转换——国家与乡村社会关系的再思考》, 《治理研究》第1期, 第48-57页。
- 18.孔海东、张培、刘兵, 2019: 《价值共创行为分析框架构建——基于赋能理论视角》, 《技术经济》第6期, 第99-108页。
- 19.李沫, 2022: 《风险治理情境下基层政府的责任逻辑: 基本范畴、现实样态与实践进路》, 《行政论坛》第2期, 第74-80页。
- 20.吕健俊、陈柏峰, 2021: 《基层权责失衡的制度成因与组织调适》, 《求实》第4期, 第28-41页、第110页。
- 21.罗仲伟、李先军、宋翔、李亚光, 2017: 《从“赋权”到“赋能”的企业组织结构演进——基于韩都衣舍案例的研究》, 《中国工业经济》第9期, 第174-192页。
- 22.倪星、王锐, 2017: 《从邀功到避责: 基层政府官员行为变化研究》, 《政治学研究》第2期, 第42-51页、第126页。
- 23.欧阳静, 2012: 《乡镇驻村制与基层治理方式变迁》, 《中国农业大学学报(社会科学版)》第1期, 第111-115页。
- 24.仇叶, 2020: 《行政公共性: 理解村级治理行政化的一个新视角》, 《探索》第5期, 第153-167页。
- 25.仇叶, 2021: 《行政权集中化配置与基层治理转型困境——以县域“多中心工作”模式为分析基础》, 《政治学研究》第1期, 第78-89页、第156-157页。
- 26.渠敬东, 2012: 《项目制: 一种新的国家治理体制》, 《中国社会科学》第5期, 第113-130页、第207页。
- 27.渠敬东、周飞舟、应星, 2009: 《从总体支配到技术治理——基于中国30年改革经验的社会学分析》, 《中国社会科学》第6期, 第104-127页、第207页。
- 28.申恒胜, 2013: 《“分配型政权”: 惠农政策背景下基层政权的运作特性及其影响》, 《东南学术》第3期, 第30-35页。
- 29.石毅、谭书先, 2020: 《压力型体制下的政府治理回应性研究——以南京市溧水区基层协商民主实践为例》, 《实证社会科学》第1期, 第89-101页。
- 30.田先红, 2020: 《从结果管理到过程管理: 县域治理体系演变及其效应》, 《探索》第4期, 第26-36页。
- 31.田先红, 2021: 《属地管理与基层避责: 一种理论解释——基于理性选择制度主义的分析》, 《广西大学学报(哲学社会科学版)》第2期, 第53-62页。
- 32.王瑞雪, 2017: 《论行政法上的治理责任》, 《现代法学》第4期, 第33-39页。

- 33.魏建、赵钱龙, 2008: 《中国乡村利益共同体的变迁及其影响——由均势到非均势》, 《学习与探索》第2期, 第156-161页。
- 34.颜昌武, 2022: 《以放权赋能改革破解基层治理困境》, 《人民论坛》第10期, 第53-55页。
- 35.杨华, 2022: 《“不变体制变机制”: 基层治理中的机制创新与体制活力——以新邵县酿溪镇“片线结合”为例》, 《公共管理与政策评论》第1期, 第55-71页。
- 36.杨雪冬, 2012: 《压力型体制: 一个概念的简明史》, 《社会科学》第11期, 第4-12页。
- 37.张曦, 2017: 《精准扶贫推进中的干群关系——基于河南X村的调查》, 《求索》第11期, 第131-137页。
- 38.周庆智, 2014: 《基层治理: 权威与社会变迁——以中西部乡村治理为例》, 《学习与探索》第9期, 第63-72页。
- 39.周少来, 2019: 《乡镇政府体制性困局及其应对》, 《甘肃社会科学》第6期, 第33-40页。

(作者单位: 西北农林科技大学人文社会发展学院)

(责任编辑: 王 藻)

Multi-dimensional Empowerment and Responsibility Reshaping: A Case Study of Institutional Adjustments of Rural Organizations Based on the Practice of “Town-village Work Integration”

HE Degui LI Xiang

Abstract: In the context of the modernization of grassroots governance, rural organizations are not only facing multi-centered governance and the reform of accountability system, but also the adjustment of local governance demands. The changes in organizational environment and external constraints require rural organizations to actively carry out institutional adjustments and effective responses, so as to accelerate the transformation of institutional advantages led by the Party building into governance efficiency and to achieve effective rural governance. The research on the mechanism innovation of “town-village work integration” in this article finds that rural organizations have achieved multi-dimensional empowerment such as subject empowerment, governance empowerment and procedural empowerment based on institutional empowerment (by building the township and village work community), by taking the institutional adjustment of the organizational structure as the starting point and the reconstruction of governance responsibility as the core. In this way, the accurate matching of governance resources and governance appeals is facilitated, and good governance in rural areas can be promoted. As a positive governance mechanism, the effective governance model driven by township and village work community not only demonstrates the resilience and autonomy of grassroots organizations, but also reflects the practical logic of their “responsible governance”. To comprehensively promote rural revitalization, China should reshape the governance responsibility of rural organizations and build a responsible governance mechanism through multidimensional empowerment. This is a core issue for the future development of rural governance.

Key Words: Multi-dimensional Empowerment; Governance Efficiency; Rural Organization; Governance Responsibility

公平抑或平衡：基层治理实践中的资源适配*

——以农村低保资格挪用为例

王 瑜¹ 程令伟² 杜志雄¹

摘要：脱贫攻坚以来，国家资源输入乡村为脱贫地区乡村建设注入强劲动力。然而，在项目资源下乡过程中，农村基层组织承担着组织成本较高的协调任务，却缺乏与任务相匹配的治理资源，由此形成基层治理实践中的资源适配困境。在甘肃省宁县平定村，村“两委”在推进任务和项目过程中，为确保村级整体任务如期推进，将农村低保资格挪用于解决“钉子户”问题。这种挪用是一种平衡策略，但破坏了社会救助政策的公平原则，本文将之概括为“平衡替代公平”。围绕这一现象，本文呈现了现象背后的行动逻辑，以及结构性的压力体制、操作性的资源协调、文化性的无讼伦理如何共同塑造了这类行动逻辑。平衡替代公平的运作，客观上暂时舒缓了治理资源与治理任务之间的张力，但却衍生出新的治理风险，其深层逻辑是项目资源下乡与具有整体性治理特征的乡村治理之间的适应性问题。在全面推进乡村振兴过程中，应重视村级治理资源与治理任务的适应性和匹配度。

关键词：基层治理 资源适配 农村低保 乡村振兴

中图分类号：C912.82 **文献标识码：**A

一、问题的提出

基层治理是大国之治的基石，推进基层治理现代化是实现人口规模巨大的中国式现代化的必然要求。在全面建设社会主义现代化国家的进程中，农业农村现代化既是薄弱环节，也是重大任务，而其首要任务是加快推进能力的现代化，尤其是乡村治理体系和治理能力的现代化（魏后凯，2020）。实施税费改革和取消农业税以来，国家资源持续向乡村输入，脱贫攻坚更是为脱贫地区的乡村建设注入了强劲动力。进入全面推进乡村振兴的新阶段，国家资源更大力度向“三农”倾斜，治理有效是资源下乡取得实效的关键支撑。在此背景下，基层治理态势如何？完善基层治理的关键点是什么？这两个问题均是政策实践和学术研究的焦点。

*本文是中国工程院重大战略研究与咨询项目“全面脱贫后兜底保障战略研究”（编号：2021-XBZD-12-4）、文化名家暨“四个一批”人才自主选题资助项目“中国特色农业农村现代化研究”的阶段性成果。感谢匿名评审专家的宝贵意见，文责自负。本文通讯作者：杜志雄。

现代中国的建构被视为“行政下乡”的过程，国家通过行政体系整合乡土社会（徐勇，2007），这意味着基层治理受到行政机制的形塑。其中，实施税费改革和取消农业税可谓乡村治理实践张力变化的分水岭，此后，乡村问题的论域也发生了重要转变。在分税制改革后、税费改革和取消农业税前 的历史时期，在财权上收和事权下放的态势下，各级地方政府的负担向农民转嫁，致使农民利益受损甚至引发农民抗争（张晓山，2005）。实施税费改革和取消农业税后，国家资源持续向乡村输入，资源下乡、项目进村，引发了新一轮围绕资源使用和农民动员的“最后一公里”治理问题。

这一论域的转变，在基层治理研究中逐步形成了一套以“资源下乡”为基本前提的实践认知和解释表达体系。在资源下乡的背景下，围绕垄断或截留涉农资源的问题，形成了“精英俘获”（温涛等，2016；王小华等，2021）和“分利秩序”（李祖佩，2013；陈锋，2015）等颇具解释力的研究观点。与此同时，政府在资源下乡、项目进村的过程中，逐渐将村自治组织作为其科层化延伸机构，形成了村庄治理的“半行政化”或“行政化”状态（王春光，2015；王丽惠，2015）。伴随项目制的普遍推行，村委会作为乡镇政府行政工具的作用得以强化，而资源下乡过程使其从项目主导者角色转变为协调配合者角色（陈锋，2015）。在这一情境下，持续不断的资源下乡的另一面，是村一级组织可调动的资源与所承担的治理责任或治理任务是否匹配的结构性问题。有学者认为，现阶段推进基层治理现代化的重要条件是乡村治理的制度安排、乡村管理体制安排等要与乡村转型相适应和相匹配（贺雪峰，2017；刘守英和熊雪锋，2018）。如何适应和匹配，不仅与国家资源的投入规模有关，更与基层组织可调动的资源与资源下乡所形成的任务之间的结构性适配问题密切相关。与被视为乡村治理基本背景的资源下乡议题相比，学界对这一结构性适配问题的关注则相对不足。

本文研究资料来源于2017—2019年的一项田野调查。村“两委”为了推进村级整体性任务，前后两次将低保资格挪用用于解决“钉子户”问题。这一过程以平衡的手段达成了村内整体任务推进的目标，但侵蚀了农村低保作为社会救助政策最为基本的公平原则，本文将这个现象称为“平衡替代公平”。本文以低保资格挪用为例，试图通过对平衡替代公平现象的发生过程和行动逻辑的分析，揭示并审视其背后隐藏的资源适配困境。本文案例来自六盘山集中连片特困地区国家扶贫开发重点县的一个贫困村，彼时正值脱贫攻坚阶段，“社会保障兜底一批”已纳入“五个一批”工程，农村低保与扶贫开发制度相衔接，对低保政策执行的精准性提出了更高要求。与此同时，脱贫攻坚阶段实施严格的考核、评估和监督制度。这些因素使得在这一时期挪用农村低保资格具有较高的暴露风险。那么，案例中的村“两委”为何需要、又为何敢“铤而走险”挪用低保资格？围绕这一现象，本文试图阐明社会救助政策的公平原则让位于村庄整体治理即平衡替代公平现象的发生过程、促成机制与基本后果。“公平”让位于“平衡”背后所反映的深层次问题，是资源下乡过程与体制压力强化并进条件下，村级治理资源不足但又不得不推进任务的资源适配困境。在乡村振兴背景下，这一结构性问题值得深入关注。

二、文献回顾

税费改革及其配套改革的直接目的是减轻农民负担，建立由公共财政负担的农村公共服务和公共事业体系。此后，国家由从农村提取资源转变为向农村输入资源。这一转变带来的不仅是乡村建设资

源的变化，也带来了基层组织方式和资源配置方式的改变。围绕资源和项目下乡对基层治理生态产生的复杂影响、作用机制和客观后果，学界形成了丰富的学术论述。在国家视角下，资源下乡与任务动员相伴而生，而农村基层组织则逐步从主导者角色转向协调者角色。

作为向上与基层政府直接衔接、对内与农民直接联系的主体，农村基层组织是“国家—农民”关系中的关键衔接者，其角色和行为对乡村治理有效性具有至关重要的意义。实施税费改革以来，基层政府和农民群体的行为逻辑都发生了重要变化。各级财政涉农资金主要以项目制方式下达，农村公共品也主要以项目制方式供给（桂华，2014），基层政权由过去的“汲取型政权”变为与农民关系更为松散的“悬浮型政权”（周飞舟，2006）或“分配型政权”（申恒胜，2013）。在这一背景下，向上级部门跑项目、要资金成为基层政府的工作重点，而与项目制一同得到强化的是基层政府面临的行政压力体制。从乡镇层面看，资源和权力被上收，但又不得不为项目进村“跑腿办事”，乡镇政权由“悬浮型政权”转变为“协调型政权”（付伟和焦长权，2015）。从农民层面看，农民生计模式、农村社会结构和文化心理发生改变，从不同方面引致内生秩序的销蚀，农民个体性的权利意识增强、义务意识虚化（董磊明和郭俊霞，2017），资源下乡遭遇农民不合作困境，甚至有部分机会主义农民成了分利秩序的参与者（陈锋，2015）。此外，举家外出家庭的增多也导致了基层治理中的农民不在场现象的形成。

在上述背景下，农村基层组织的行为逻辑受到基层政府和农民群体这两端力量的影响。一方面，由于治理责任脱卸（杨华和王会，2011），资源配置能力弱化，农村基层组织陷入消极作为或难以作为境地，在资源输入过程中面临承载乏力困境（陈锋，2015）。另一方面，借助向村庄投入财政资源和开展公共服务的过程，政府将村自治组织视为其办事机构（王春光，2015）。村委会越来越成为基层政府的科层化延伸组织，而作为其促成机制的项目制则强化了“乡政”对“村治”的干预（李祖佩，2012）以及村委会作为乡镇政府行政工具的作用（王丽惠，2015），这个过程引发了高压型体制压力向农村基层组织的传导。上述两种作用的叠加，使得乡村治理在一定程度上异化为对内脱离、向上负责的状态（刘建平和陈文琼，2016）。

资源和项目下乡带来一种直觉，即外部资源的持续输入会充实乡村的治理资源。但从实践看，国家资源的输入并未有效转化为乡村基层组织的治理能力。将精英俘获和分利秩序作为主要解释机制，学术界形成了理解乡村何以成为利益场、基层组织何以成为分配型代理的大量论述。资源下乡和政策执行通常需要通过与内部主体对接来节约交易成本，而在“去组织化”的制度安排中，会发生乡村精英担任对接主体并占有资源的精英俘获现象（温涛等，2016），或者形成多个行动主体相赖相生的分利秩序（陈锋，2015）。其中，精英俘获既是对低保等到户政策执行偏差的主流解释，也是各类惠农资源下乡过程中发生目标偏离的主要原因（邢成举和李小云，2013；胡联和汪三贵，2017；王小华等，2021）。在精英俘获的解释框架中，精英俘获主要表现为普通村民退出乡村治理，乡村精英介入资源分配过程并形成利益联盟，共同垄断下乡资源和农村经济发展过程中的村庄公共利益（李祖佩和曹晋，2012），其特征和后果是精英行为偏离整体利益、资源被精英占有（温涛等，2016），公共事务治理出现公共利益受损、公共性不足等现象（陈亮和谢琦，2018），针对上述问题的解决路径往往指向更

为精细的技术治理。分利秩序与精英俘获在表现和后果上均具有相似性，但分利秩序更注重俘获的结构和发生过程，强调利益输送链条中的利益秩序及其对普通民众的排斥（陈锋，2015）。分利秩序以权力为主导，表现为“去政治化”的形式和“去目标化”的后果（李祖佩，2013）。

近年来，资源下乡过程中出现了另一种现象：在资源下乡与任务动员过程中，农村基层组织不得不推动工作，但又面临合法性治理资源配套不足、难以有效推动相关任务的困境。在完成项目任务和维持村内稳定的压力下，农村基层组织将低保资格作为平衡“钉子户”的手段，通过“平衡”替代“公平”来换取村级整体性治理任务的推进。此类现象并不孤立，有研究发现，部分村“两委”会将低保资格作为维护村内稳定的策略（李迎生等，2017）。在资源和项目下乡背景下，精英俘获和分利秩序成为理解这类现象最常见的解释机制，然而这种处理方式可能会导致其他解释机制被忽视。本文以田野观察点的低保资格挪用为切入点，尝试呈现这类现象的发生过程和逻辑。

三、研究方法与案例介绍

（一）研究方法与田野情况

由于研究问题的过程性特征突出，本文采用案例研究方法获取资料并建构解释机制。本文对甘肃省宁县平定村^①的低保资格挪用案例进行深入分析，重点关注平衡替代公平现象的发生过程，并尝试走出个案，揭示个案背后的深层次问题。在定性资料收集方面，本文主要运用深度访谈法、参与式观察法。访谈对象主要包括低保户、村“两委”成员和普通村民。

平定村所在的宁县是六盘山集中连片特困地区的国家扶贫开发重点县。平定村共有村民约600户、3000余人。村庄缺乏产业基础，青壮年劳动力持续外流，属于典型的“空心村”。该村的村集体经济与内部治理资源薄弱，村集体经济年收入约10万~15万元（主要来自一个种植合作社），但村级年支出约15万元，入不敷出是常态，收入与支出的缺口就只能往后推，“今年给不了的，下年解决，每年都是这样，一年推一年”。（受访者：平定村村“两委”工作人员；电话访谈时间：2022年11月4日）田野调查分别于2017年、2018年和2019年的7—8月开展^②。

（二）低保资格认定情况

在宁县，低保资格的评议主要包括村民自愿申请、小组内部村民会议推选、村委会村民代表大会评议等程序，即村“两委”工作人员所称的“自报公议”程序。经过村内程序之后，村“两委”将村内评选结果上报乡镇社会救助部门，由乡镇下派专员开展随访监督，经专员确认上报对象符合认定条件后，民政部门将低保救助对象信息录入民政管理系统并落实救助政策。宁县的农村低保可分为四类：一类、二类针对完全或部分失去劳动力的困难家庭，三类、四类针对有重病患者或因突发事件陷入生

^①平定村的案例中，低保被用于缓解村级治理资源与治理任务之间的紧张关系，但同时也背离了低保政策目标。调查发现，这类现象并非平定村独有，具有一定的普遍性。深入分析其背后逻辑，对于完善乡村振兴阶段的乡村治理体系具有重要提示价值。

^②选择平定村作为田野调查点，主要考虑到田野入场的可能性与资料收集的便利性。

活困难的家庭。后两类的评定标准较宽松，自由裁量空间较大，可以根据地方条件灵活实施。

根据对平定村低保政策实施情况的掌握以及村民提供的对照信息，该村享受低保政策的对象大体可以分为三类：（I）处于绝对贫困状态的低保对象；（II）位于低保资格认定标准边缘的低保对象；（III）明显高出低保资格认定标准的低保对象。对于第（I）类处于绝对贫困状态的群体，低保发挥了政策托底作用，按章办事的“科层理性”主导整个低保资格认定过程。对于第（II）类中收入略低于低保资格认定标准的群体，科层理性和关系理性共同主导整个低保资格认定过程。

（三）两个案例的基本信息

案例1发生在2017年，背景是平定村所在县开始推动宅基地整合工作，平定村需要完成相应的任务。宅基地整合工作的主要内容是拆除已有新宅基地家庭的废旧弃宅基地，这些待拆宅基地以荒废多年的窑洞为主。当时，张凯^①一家人因为陪同孩子进城读书常年居住在市区，村“两委”在未和张凯取得联系的情况下拆除了张凯家的旧宅基地（窑洞）。挖掘机师傅因操作失误，撞伤损毁了张凯家老宅的一颗秋树。张凯得知消息后^②，回到村里“讨说法”，干扰施工队的拆除工作，拆除工作被迫暂停。周旋之后，整个事件以村支书张书记“私下允诺”给张凯家一个低保名额而告终。张凯与妻子在市区经营一家门面，两个孩子从小学开始就在市区学校借读。基于对张凯家新宅的建筑风格、基础设施等硬件条件的观察，以及其他村民的描述，可以基本判断张凯一家在平定村属于经济条件相对优越的家庭，明显不在低保救助范围内。

案例2发生在2018年，张书记为本村申请到乡村道路硬化项目，随后便计划对村里的一条主干道进行硬化。村道路硬化项目是国家主推的“三通”项目之一，项目的运作与施工有固定流程。对应到本案例，镇政府是项目施工的业主单位，村民是受益群体，而村“两委”在施工过程中主要是配合者。在硬化之前，该条道路是石子路，路面较窄，勉强可以容许中小型农用车辆双向行驶，而硬化道路的施工标准是双车道，因此需扩展道路两边的土地。张强一家拒绝让地，项目施工无法如期推进。最后，张书记“口头允诺”下一年度给张强家一个低保名额。张强一家认为扩地拓路本身并无问题，但由于自家房屋本就靠近道路，扩路后就过于临近马路，因而在心理上产生了不适情绪。张强曾经是卡车司机，年纪大了之后便回村从事农业生产和服务，承包了十几亩土地，购置了一辆拖拉机，其收入主要来源于规模化种植和为周边农户提供代耕服务。张强有两个孩子，儿子已经成家并在外地务工，女儿高中毕业后也在外务工。根据入户观察和周边村民提供的信息，张强一家虽不算富裕，但条件相对较好，明显不属于农村低保应当救助的对象。

上述两个案例的基本情况与核心特征如表1所示。

^①文中出现的人名已按照学术规范进行化名处理。

^②张凯在访谈中告诉笔者，是亲戚知道情况后打电话告诉他这件事情的。

表 1 两个案例的基本情况与核心特征描述

	事件背景	过程	结果	是否符合低保认定标准
案例 1	2017 年, 平定村落实上级政府的宅基地整合工作	工作队在未通知张凯的情况下推倒其旧宅, 引起了张凯的不满并阻止施工, 张书记上门协调	张书记允诺给予张凯家低保名额, 宅基地整合工作继续推进	不符合
案例 2	2018 年, 张书记向上级政府主动申请到乡村道路硬化项目	只有张强家不同意征地, 项目无法推进, 张书记上门沟通	张书记允诺给予张强家低保名额, 张强同意让地, 道路硬化项目继续推进	不符合

四、平衡替代公平现象的实践逻辑：对低保资格挪用案例的分析

农村低保的政策执行过程是衡量乡村治理体系和治理能力现代化的一块试金石。在本文案例中, 村“两委”挪用低保资格的直接目的是确保村级任务和项目的顺利推进, 体现出村“两委”为村级整体性、公共性的利益或目标而做出的平衡行动。平衡的手段是通过挪用低保资格来解决“钉子户”问题, 然而这个平衡要以牺牲低保的公平性原则为代价, 故本文将这一现象概括为“平衡替代公平”。平衡替代公平现象的发生过程如何? 背后的运作逻辑又是什么? 本部分将从四个层面展开分析。

(一) 平衡替代公平现象的结构压力

国家力量是形塑乡村、推动基层治理现代化的重要推力。在国家与乡村互动方面, 荣敬本(荣敬本等, 1998)等学者提出了“压力型体制”概念。在压力型体制下, 乡镇政府对村庄维稳、乡村治理、社会秩序等承担着“兜底”责任, 这种自上而下的责任承包制迫使乡镇政府将村干部视为乡村治理的有机组成部分(景跃进, 2018), 并将压力传导至行政村。在治理实践中, 村“两委”承担着“国家权力触角”“村务管理者”和“地方熟人”等任务性角色(允春喜和徐西庆, 2016), 压力型体制在村庄治理过程中的直接体现就是村干部行政化(景跃进, 2018), 村干部在很大程度上成为乡镇党委和政府的行政力量延伸。

实施脱贫攻坚以来, 国家大量资源通过项目形式进入乡村。随着项目制的普及, 群众基本生活所需的村内道路、桥梁、排水等村内公益设施一般通过“村申报、乡审核、县审定”程序审批入库后再由政府安排项目资金开展相关建设, 这使得基础设施等乡村公共品的供给在实践上转变为乡镇政府与农村基层组织共同的“争资跑项”工作。在脱贫攻坚阶段, 由于补齐乡村基础设施短板是县域层面的脱贫指标, 因而, 此类乡村公共品供给的“争资跑项”就具有较强的任务性特点。平定村的道路硬化项目就是具有一定任务性特征的“争资跑项”型项目。由于周边行政村已经陆续申请和完成这类项目, 张书记认为应该向乡镇政府“主动要一下”, 以便尽快完成这项迟早都需要做的工作。而宅基地整合项目属于整县推进的项目, 层层分派, 需要在限定时间内完成, 具有更加明显的任务性特征。根据对平定村的长期观察, 村“两委”干部的大部分时间和精力主要花费在完成乡镇政府交代的任务上。而村“两委”干部忙于完成乡镇政府各项任务的背后是一整套考核与激励体系在发生作用, 乡镇政府会依据相关指标定期统一考核各个村的工作绩效, 并对绩效考核结果进行排名。

（二）平衡替代公平现象的实际运作

社会治理转型使得基层政府治理任务剧增，从而提高了基层政府在压力型体制中所受到的压力（陈昌军，2020）。最终，这些压力以乡镇政府指派各项任务等方式传导至村一级组织，村一级组织的治理任务与工作量剧增。但由于缺少与治理任务相匹配的治理资源，村一级组织治理资源匮乏，面临突出的治理困境。在这样的现实约束下，村“两委”选择将农村低保这一社会救助政策工具纳入其治理工具箱，将其作为推进政府项目、平衡治理任务的资源或手段，以换取基层治理的内部效率（李棉管，2019）。在访谈中，张书记提到：

“现在村里的工作一点都不好做，甚至比企业还忙……村里的事情主要得靠乡镇支持，村集体经济基本没有，村里面能动用的资源少之又少，但是事情又不能拖，还得办，那你说怎么办？修路、拆宅基地这些都是大家的事，像拆宅基地这种事做也得做，不做也得做，遇到了具体的问题就得具体解决。总之，事情得做，你要做事情就得让人听你的，那别人凭什么听你的，动低保也是没办法的办法，我手头能动用的就是低保……路修好了大家都受益，不是私人的事，我也没有从中得到什么。”（受访者：张书记；访谈地点：平定村村部会议室；访谈时间：2018年7月11日）

在上述情境中，张书记是村“两委”的行动代表，其挪用低保资格并非出于“优亲厚友”目的，而是为了推进村内公共项目，其目标的公共性构成了村“两委”挪用低保资格的情境合理性。然而，情境合理性的背后实则是：在村庄内部治理资源不足条件下，项目制的技术治理与基层治理实践中整体性治理的不协调困境，具体表现为村一级组织的治理资源与治理任务的不适配。在案例中，平定村内部治理资源匮乏，村集体经济薄弱，村级支出经常大于收入，没有多余经费可用于修路补偿与误伤赔偿。与此同时，项目下乡的实施过程有一套相对独立的程序，在项目资金用途管制和支出监管条件下，村一级组织常常只是项目的协调者，其主要功能是配合行业主管部门或基层政府落实项目，但在项目落实过程中并不能得到配套的资源。然而，乡村治理情境的复杂性意味着村一级组织的“配合”实际上牵涉面甚广，项目实施期间发生的各种问题几乎都需要村一级组织协调解决，这类协调工作充满不确定性，交易成本较高，具有很强的整体性治理特征。也就是说，资源下乡和项目实施需要村一级组织与分散的农户沟通协调以解决其中出现的种种问题，但项目制的技术治理并没有为村一级组织承担“协调”任务预留相应的资源。在内部治理资源不足的情况下，当缺少与整体性治理相匹配的合法性资源，又遇到项目计划外问题时，村一级组织便选择动用其他资源作为平衡手段。在本案例中，村“两委”缺乏其他可用资源，张书记不得不通过挪用低保资格实现推进村级任务的目标，也即平衡替代公平。

（三）平衡替代公平现象的乡土伦理基础

基层治理实践中，村一级组织为何需要通过低保资格挪用的方式来平衡，而不是通过其他正式途径？例如，误伤秋树可以通过正规的赔付途径解决，修路占地可以通过经济补偿的方式解决。乡土伦理是促使这类问题最终通过“平衡”来解决的文化基础，无论（费孝通，1999）、不伤和气、有事好商量等乡土情理消解了社会救助政策的纵向穿透力，作为“社会底蕴与恒常”（杨善华和孙飞宇，2015）的乡村秩序及其再生产过程，为村“两委”在治理实践中突破制度约束提供了柔性空间，从而让一种

“软性”的变通与和解成为可能。

张书记在回忆与张强一家沟通的过程时，提到了自己的沟通策略。这套沟通策略是他在和村民沟通时经常用到的。首先是动之以情：“都在一个村里面，以后还要继续来往，乡里乡亲的不要伤了和气，有事好商量，慢慢谈。”其次是晓之以理：“你看，这个修路是村里大家的事，路修好了大家都受益，你们也跟着收益，这么多户都答应了，你不能连累大家呀，别的村人家路都修的那么好，咱们村落后了你脸上也挂不住呀。”最后是遗之以利：“这样吧，你们的难处我也知道，就给你们一个低保名额吧，我这话都说到这个份上了，给我个面子，我在乡镇跑了多少次才把这个钱（项目资金）给要下来，支持一下工作，你们要是还不同意，那我就没办法了，咱都乡里乡亲的，你们好好想一想。”

（受访者：张书记；访谈地点：平定村村部会议室；访谈时间：2018年7月11日）

在这一套动之以情、晓之以理、遗之以利的沟通策略之后，张强一家人似乎在情面上落了下风，如果再不答应，于情于理都说不过去。在访谈中张强提到，“书记话都说到这个份上了，我们又不是不讲理的人，村里人都看着，差不多就行了。”（受访者：张强；访谈地点：平定村张强家中；访谈时间：2018年7月9日）张强口中的“理”并非对错的道理，而是乡土社会情境中村民们在长期交往互动中形成的具有明显道德色彩的“情理”。这种情理强调“平衡”和“不伤和气”。情理的判断标准也因人而异、因事而变，没有固定的模式。张书记在与张凯一家沟通时也运用了相同的话语策略，在各方“不伤和气”的情况下把事情办妥，保证了村内项目的顺利推进。

（四）平衡替代公平现象的社会后果及其再审视

平衡替代公平现象的运作方式，客观上暂时舒缓了村级事务推进过程中治理资源与治理任务之间的张力，但却背离了低保的政策目标，产生了诸多非预期后果。农村低保是一种社会救助政策，公平、公正、公开是其基本原则。当公平让位于平衡，其直接后果是破坏了社会救助资源分配的公平性，降低群众对社会救助政策的价值期待。平定村的村民们并不知道村“两委”和张凯、张强两家人沟通的详细内情，只是朴素地认为他们不该享受低保：“可怜人不能享受救助，上面的政策是好的，村委会的人心‘瞎’了。”“该拿低保的拿不到，不该拿的却年年拿，还不如干脆不要这个政策，谁都别拿。”

（受访者：村民；访谈地点：平定村文化广场，访谈时间：2018年7月12日）

与此同时，这个过程也损害了村级公共权力的权威性和合法性，衍生出新的治理风险。在几次访谈中，村民对产业项目等集体层面的事项并不敏感，但十分看重低保、五保等救助名额分配的公平性。如果这些资格给“错”了人，将引起村民的不公平感与被剥夺感，进而引发村民对村“两委”的普遍质疑和不信任感。这类村庄记忆的长期存在不仅会导致后续的治理任务更难推进，也会腐蚀基层治理的社会基础，不利于实现治理有效的目标。

五、结论与讨论

本文从甘肃省宁县平定村低保资格挪用案例切入，将平衡替代公平这一现象从已有研究中的精英俘获和分利秩序的解释逻辑中抽离出来，引出对资源下乡背景下基层治理实践中的资源适配问题的讨论。低保资格挪用现象揭示了资源和项目持续下乡的另一面景象：在内在治理资源匮乏的村庄，村一

级组织缺乏治理资源来配合完成相应的整体性治理任务。结构性的压力体制、操作性的资源协调、文化性的无讼伦理共同塑造了平衡替代公平的现象。这类实践客观上暂时舒缓了村级事务推进过程中治理资源与治理任务之间的张力，但却造成非预期后果并衍生出新的治理风险。

平衡替代公平现象所揭示的是全面推进基层治理体系和治理能力现代化的实践问题。脱贫攻坚以来，国家投入了大量人力、物力用于提升建档立卡精准性，持续开展多轮次的审核检查，并推动了农村低保与扶贫开发制度的衔接，系统性地缓解了社会救助领域的精英俘获、分利秩序等问题。然而，在如此高投入的技术治理条件和脱贫攻坚时期尤为严格的监督环境下，依然发生了平衡替代公平现象。这意味着，在现阶段的基层治理实践中潜藏着一种依靠技术和监督难以克服的基本矛盾。从本文研究所得结论看，这个基本矛盾比较突出地表现为乡村治理资源和手段与相关治理任务之间的适配困境，而这类困境的存在使得部分村庄陷入内部耗损的境地。

在巩固拓展脱贫攻坚成果同乡村振兴有效衔接的关键阶段，对平衡替代公平现象的产生原因及其机制的讨论具有紧迫性和必要性。一方面，越是在脱贫攻坚战中刚刚摆脱贫困的地区，乡村内部治理资源越匮乏，治理资源与治理任务之间的适配困境也就越明显。这些地区往往得到了资源和项目的倾斜投入，却又面临着短期内相对稳定的技术治理条件制约，从而更可能发生平衡替代公平现象。另一方面，在全面推进乡村振兴的过程中，项目资源下乡力度更强、范围更广，有必要系统性地解决村一级组织可能面临的治理资源与治理任务不适配的问题。

推进乡村治理体系和治理能力现代化需要一系列条件，现阶段的重要条件是促进村一级组织层面的“内”“外”适应以及治理资源同治理任务的匹配。第一，要进一步调适乡镇政府与村“两委”之间的关系，加快解决“披着资源外衣的任务派村”模式所造成的村庄主体性缺失问题；第二，在项目资金下乡过程中，有必要因地制宜地将项目资金管理费的一定比例拨到村一级组织，用于项目在村内实施阶段的协调推进；第三，要着力提高村庄内部的治理资源供给水平，加大对农村新型集体经济的支持力度，提升基层组织整体性治理能力与效能。

参考文献

- 1.陈昌军，2020：《类体制身份：作为基层政府建构自主性的意外后果——以上海市奉城镇政府为例》，《中国农村观察》第3期，第60-71页。
- 2.陈锋，2015：《分利秩序与基层治理内卷化——资源输入背景下的乡村治理逻辑》，《社会》第3期，第95-120页。
- 3.陈亮、谢琦，2018：《乡村振兴过程中公共事务的“精英俘获”困境及自主型治理——基于H省L县“组组通工程”的个案研究》，《社会主义研究》第5期，第113-121页。
- 4.董磊明、郭俊霞，2017：《乡土社会中的面子观与乡村治理》，《中国社会科学》第8期，第147-160页。
- 5.费孝通，1999：《费孝通文集（第五卷）》，北京：群言出版社，第354-363页。
- 6.付伟、焦长权，2015：《“协调型”政权：项目制运作下的乡镇政府》，《社会学研究》第2期，第98-123页、第243-244页。
- 7.桂华，2014：《项目制与农村公共品供给体制分析——以农地整治为例》，《政治学研究》第4期，第50-62页。

- 8.贺雪峰, 2017: 《乡村治理现代化: 村庄与体制》, 《求索》第10期, 第4-10页。
- 9.胡联、汪三贵, 2017: 《我国建档立卡面临精英俘获的挑战吗?》, 《管理世界》第1期, 第89-98页。
- 10.景跃进, 2018: 《中国农村基层治理的逻辑转换——国家与乡村社会关系的再思考》, 《治理研究》第1期, 第48-57页。
- 11.李棉管, 2019: 《自保式低保执行——精准扶贫背景下石村的低保实践》, 《社会学研究》第6期, 第188-212页、第246页。
- 12.李迎生、李泉然、袁小平, 2017: 《福利治理、政策执行与社会政策目标定位——基于N村低保的考察》, 《社会学研究》第6期, 第44-69页、第243页。
- 13.李祖佩, 2012: 《“资源消解自治”——项目下乡背景下的村治困境及其逻辑》, 《学习与实践》第11期, 第82-87页。
- 14.李祖佩, 2013: 《项目进村与乡村治理重构——一项基于村庄本位的考察》, 《中国农村观察》第4期, 第2-13页、第94页。
- 15.李祖佩、曹晋, 2012: 《精英俘获与基层治理: 基于我国中部某村的实证考察》, 《探索》第5期, 第187-192页。
- 16.刘建平、陈文琼, 2016: 《“最后一公里”困境与农民动员——对资源下乡背景下基层治理困境的分析》, 《中国行政管理》第2期, 第57-63页。
- 17.刘守英、熊雪锋, 2018: 《中国乡村治理的制度与秩序演变——一个国家治理视角的回顾与评论》, 《农业经济问题》第9期, 第10-23页。
- 18.荣敬本、崔之元、王拴正、高新军、何增科、杨雪冬等, 1998: 《从压力型体制向民主合作体制的转变: 县乡两级政治体制改革》, 北京: 中央编译出版社, 第28-56页。
- 19.申恒胜, 2013: 《“分配型政权”: 惠农政策背景下基层政权的运作特性及其影响》, 《东南学术》第3期, 第30-35页。
- 20.王春光, 2015: 《中国乡村治理结构的未来发展方向》, 《人民论坛·学术前沿》第3期, 第44-55页。
- 21.王丽惠, 2015: 《控制的自治: 村级治理半行政化的形成机制与内在困境——以城乡一体化为背景的问题讨论》, 《中国农村观察》第2期, 第57-68页、第96页。
- 22.王小华、韩林松、温涛, 2021: 《惠农贷的精英俘获及其包容性增长效应研究》, 《中国农村经济》第3期, 第106-127页。
- 23.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。
- 24.温涛、朱炯、王小华, 2016: 《中国农贷的“精英俘获”机制: 贫困县与非贫困县的分层比较》, 《经济研究》第2期, 第111-125页。
- 25.邢成举、李小云, 2013: 《精英俘获与财政扶贫项目目标偏离的研究》, 《中国行政管理》第9期, 第109-113页。
- 26.徐勇, 2007: 《“行政下乡”: 动员、任务与命令——现代国家向乡土社会渗透的行政机制》, 《华中师范大学学报(人文社会科学版)》第5期, 第2-9页。
- 27.杨华、王会, 2011: 《重塑农村基层组织的治理责任——理解税费改革后乡村治理困境的一个框架》, 《南京农业大学学报(社会科学版)》第2期, 第41-49页。
- 28.杨善华、孙飞宇, 2015: 《“社会底蕴”: 田野经验与思考》, 《社会》第1期, 第74-91页。

29. 允春喜、徐西庆, 2016: 《角色偏差、政治背离与农村社会的失序——基于鲁中箫村村委行为逻辑的案例研究》, 《南京农业大学学报(社会科学版)》第2期, 第25-35页、第152-153页。
30. 张晓山, 2005: 《简析中国乡村治理结构的改革》, 《管理世界》第5期, 第70-76页。
31. 周飞舟, 2006: 《从汲取型政权到“悬浮型”政权——税费改革对国家与农民关系之影响》, 《社会学研究》第3期, 第1-38页、第243页。

(作者单位: ¹中国社会科学院农村发展研究所;

²清华大学公共管理学院社会创新与乡村振兴研究中心)

(责任编辑: 马太超)

Fairness or Equilibrium: Coordination of Resources in the Practice of Grassroots Governance Based on an Analysis of the Misuse of Rural Subsistence Allowances Quota

WANG Yu CHENG Lingwei DU Zhixiong

Abstract: Since the fight against poverty, the importation of national resources has injected strong impetus into the construction of villages in areas lifted out of poverty. In the course of “project resources going to the countryside”, rural grassroots organizations have undertaken the tasks of coordination with high organizational costs while lacking governance resources to cope with the tasks, thus forming a predicament of resources coordination in grassroots governance practices. In Pingding Village, Ning County, Gansu Province, for example, the two “village-level committees” are found to misuse the quota of rural subsistence allowances to settle disputes of certain households in the process of project implementation to ensure that the overall tasks at the village level can be carried out as scheduled. This misuse is a strategy for pursuing equilibrium, which undermines the fairness principle of the social assistance policy. This article summarizes this as “equilibrium instead of fairness”. The study presents the practical logic behind this phenomenon and the process of how the structural pressure system, operational resource coordination, and cultural litigation-free ethics have jointly shaped such logic of action. While the operation of “equilibrium instead of fairness” may temporarily ease the tension between governance resources and tasks, it will likely give rise to new governance risks. Its underlying logic lies in the adaptability between project resources going to the countryside and rural governance with integrated governance characteristics. In the process of rural revitalization, attention should be paid to the adaptability and coordination between governance resources and governance tasks at the village level.

Key Words: Grassroots Governance; Coordination of Resource; Rural Subsistence Allowance; Rural Revitalization

“圈层型”流通：商业资本对接小生产者的逻辑与策略*

陈义媛

摘要：本文通过考察农产品流通的内在逻辑，以及商业资本对接小生产者、建立稳定货源的策略，讨论了商业资本对中国农业转型的影响。基于对6个地区的调研，本文认为，尽管中国的农产品流通表现为大量小生产者与大量中小流通企业的对接，但这种对接呈现“圈层型”特征，即不同层级的中间商在农产品流通中所对接的购、销主体都是相对稳定的，产地中间商收购的绝大部分农产品是由相对固定的小生产者提供的，销地中间商收购的绝大部分农产品也是由相对固定的产地中间商提供的。这种“圈层型”流通结构建立在3层逻辑基础上：第一，各参与主体之间基于长期博弈形成的信任关系可以大大降低交易成本；第二，购销双方所建立的契约具有非正式性，缔约双方可以灵活调整契约关系，更好地分担风险；第三，各级收购方均通过“以销定采”降低滞销风险。在这一结构下，商业资本借助乡村社会非正式资源，一方面通过策略性地利用和建构人情关系，另一方面通过为小生产者提供无息贷款，在不直接介入农业生产的情况下也能获得稳定的货源供应。不过，这种纵向一体化策略虽然使小生产者在生产环节保持了表面的“自主性”，但小生产者在全产业链中仍处于劣势地位。因此，有必要探索使小生产者可以组织起来参与市场交易的路径。

关键词：商业资本 小农户 纵向一体化 中间商 农产品流通

中图分类号：C915 **文献标识码：**A

一、引言

已有关于农业转型的研究大多围绕农业生产环节展开，主要关注农业规模经营对小生产者的影响，讨论议题集中于农村社会分化、农业中的资本积累、农业资本化对小生产者的影响等方面（Zhang and Donaldson, 2008；黄宗智等，2012；贺雪峰，2013；严海蓉和陈义媛，2015）。尽管这些研究对于小生产者是否会长期存在、小生产者是否从属于资本等问题有不同看法，但这些讨论都聚焦于农业生产过程中是否出现了大规模的劳动雇佣关系。然而，资本对小生产者的影响并非仅发生在农业生产环节。在商品生产已经成为社会化生产主导模式的背景下，小生产者要面向大市场进行生产，因此不可避免

*本文为北京市社会科学基金项目“京郊农村小农户与现代农业有机衔接的路径”（编号：20SRB003）的阶段性成果。

地会受到农产品流通领域的商业资本的影响。根据第三次农业普查数据，中国小农户数量在全部农业经营主体中的占比达98%以上，小农户经营的耕地面积约占全国总耕地面积的70%。在全国2.3亿户农户中，经营耕地面积在10亩以下的小农户数量达2.1亿户^①。经营规模如此小的生产者，面向的却是全国大市场，这种“小生产、大流通”结构与美国的“大生产、大流通”结构（许笑平，2009）存在明显差异。如黄宗智（2012）所述，小农户与大商业资本并存构成中国农业经济的特殊结构。它既不同于马克思在《资本论》中所分析的由大农场和大商业资本组成的流通结构，也无法用交易成本理论来解释，因为小农户面对的不是产权不明确或法规不完善所带来的高交易成本问题，而是缺乏谈判权而受制于人的问题。为了解中国的小生产者如何与大商业资本对接，本文将讨论现有农产品流通体系的特征，并解释农产品流通的运行逻辑。笔者也尝试将农业转型的研究视角从生产领域转向农产品流通领域，并据此讨论商业资本对农业转型的影响。

通过对现有文献的梳理可以发现，从小生产者角度切入的农产品流通研究主要集中在以下几个方面：第一，讨论不同流通模式下农产品流通的效率问题。例如，陈耀庭等（2015）从“生产者分得率”角度计算了农产品流通效率，发现相较于通过中间商或超市销售，农户自销时获得的收益最高。杨宜苗和肖庆功（2011）从流通过程费用率角度测量了流通效率，发现农户通过经纪人、批发市场来对接市场的费用率最低。于海龙等（2020）则发现，相较于批发市场模式，直供直销模式、农超对接模式和各类电商模式等短链流通模式虽然减少了流通环节、提高了流通效率，但这些模式各有其适用性，且都建立在对传统农产品产销形态的某种改进基础上，因此在短期内无法取代批发市场模式。第二，讨论中间商与小农户之间的利益分配问题。这类研究认为，随着农产品商品化程度的不断提高，小生产者即便在农业生产环节保有自主性，也可能在流通环节受制于资本。武广汉（2012）也在研究中指出：1999—2010年间小生产者所获得的利润占农产品流通各环节总利润的比例从56%下降到了43%；如果扣除小生产者的家庭劳动力投入，其实际纯利润仅占农产品流通各环节总利润的20%左右。黄宗智（2012）认为，中国今天农业经济的特点正是小农户与大商业资本的不平等交易，这种交易方式源于双方在流通领域中的权力不平等。第三，讨论电商的出现对农产品流通的影响。由于数字经济的兴起，近几年依托电商而形成的社区团购备受瞩目。相关行业分析强调，社区电商采取预售模式实现了“以销定采”^②，这种模式被认为是一场效率革命（开源证券研究所，2020）。汪旭晖和张其林（2016）提出，生鲜电商通过预售模式实现了零售交易环节前置，使销量信息成为引导农产品交易的源动力，提高了流通的主动性。不过，刘建鑫等（2016）认为，由于小规模生产者仍然是主要的生鲜农产品供应者，且生鲜电商所依托的冷链物流成本仍然很高，因此生鲜电商的供应链仍然比较脆弱。王胜和丁忠兵（2015）的研究也表明，由于农村末端物流配送体系不健全，大量小生产者还不具备通过电子商

^①数据来源：《全国98%以上的农业经营主体仍是小农户》，http://www.xinhuanet.com/politics/2019-03/01/c_1210071071.htm。

^②数据来源：《深度对话淘菜菜 拆解阿里侧翼战：在大规律下打造社区电商敏捷供应链》，<https://m.nbd.com.cn/articles/2021-12-14/2038418.html>。

务销售农产品的硬件条件。

已有研究对理解农产品流通的主要模式和变迁方向有重要意义，但对传统流通秩序内在逻辑的理解还有较大讨论空间。一方面，有关中间商与小农户对接关系的研究虽展示了二者在利益分配中的不平等，但没有进一步解释小生产者与大商业资本之间的“不平等交易”是如何实现的；另一方面，现有多数生鲜电商所对接的仍是传统农产品批发市场（汪旭晖和张其林，2016），新兴流通模式仍无法完全脱离传统线下流通体系的支撑。改革开放以来，农产品流通行业经过了近40年的市场化发展，中国特有的小生产者与大商业资本对接的流通体系也已经形成了内生秩序。无论是对中国传统农产品生产和流通结构的分析，还是对新兴流通模式的理解，都需要建立在剖析既有流通秩序内在逻辑的基础上。因此，本文主要探讨两个问题：第一，通过分析农产品流通特征，讨论商业资本在农产品流通中的运作逻辑，以便深入理解中国特殊的农产品流通秩序。第二，讨论商业资本如何对接数量庞大的小生产者，即探讨商业资本建立稳定货源的策略。通过考察农产品流通秩序，本文也将讨论商业资本对小生产者的影响，从而与既有关于农业转型的讨论进行对话。

笔者在2018—2021年先后于四川省成都市郫都区、陕西省韩城市、山东省寿光市、安徽省淮南市潘集区、浙江省金华市、湖北省武汉市开展了农产品流通问题调研。除了在寿光市和武汉市的调研时间分别为12天和5天外，在其余地点的调研时间均为20天。访谈对象主要包括农产品经纪人、流通企业、种植大户、普通农户等^①。在选取的调研点中，成都市郫都区的韭黄种植业主要集中于唐元镇和安德镇，这两个乡镇的韭黄总种植面积达3万多亩，当地韭黄种植业在2009年以后发展迅速。与之类似，金华市的苗木产业大约从2000年开始发展，2010年以后，当地苗木种植规模迅速扩大，到2021年时苗木种植面积已达1.1万亩。淮南市潘集区的皖浦鹅养殖业在2012年以后加速发展，2012年以前，当地户均养殖规模只有几百只，到2021年前后，大部分农户的养殖规模都达到了2000只以上。尽管上述三个地区的产业大规模发展的时间都相对较短，但三地都出现了专业化的产地中间商，形成了面向全国市场的完整销售链，因而可以认为3个地区的农产品销售实践对于考察农产品流通具有一定的典型意义。不同于以上3个案例，寿光市的大棚蔬菜产业和韩城市的花椒产业都起步较早，前者开始于20世纪80年代末，后者开始于20世纪90年代。到2020年，寿光市大棚蔬菜的种植面积在60万亩左右，韩城市的花椒种植面积在55万亩左右。经过30多年的发展，寿光蔬菜和韩城花椒的流通体系已经十分成熟，两地的专业产地中间商不仅数量众多，而且内部的优胜劣汰现象日益明显，一些经营规模较小的产地中间商已经退出流通行业。由于两个地区的农产品流通链条相对完整，流通秩序也在各参与主体之间的长期博弈中逐渐形成，因此对寿光市和韩城市农产品流通实践的考察对于理解农产品流通的特征和逻辑具有重要的参考意义。最后，武汉市是华中地区最大的农产品集散地，由于农产品交易量巨大，销地中间商需要对接来自全国各地的产地中间商，因此考察武汉市的农产品流通过程对于理解销地中间商的经营逻辑具有典型意义。本文选取的调研点覆盖沿海发达地区和中西部地区，所调研的产业包括种植业和养殖业两类，调研点地理覆盖范围较广、产业涵盖种类较多，

^①按照学术惯例，后文出现的所有人名均进行了匿名化处理。

对这些地区的调研有助于本文更全面地解释农产品流通现象，并从中总结一般性规律。

二、纵向一体化理论：一个分析视角

在马克思主义政治经济学研究中，一直存在关于产业资本和商业资本之间关系的争论。产业资本主要是指投入生产部门的资本，商业资本则指投入流通领域的资本。一种看法是将产业资本与商业资本截然二分，在分析资本主义转型时主要围绕产业资本的运作逻辑展开。在有关农政^①问题的研究中，生产环节与流通环节被对立起来，商品“生产”居于核心位置，商品“交换”处于外围，后者被前者所支配（列宁^②，1984）。一些研究者强调，商业资本的存在使第三世界国家的前资本主义生产关系得以部分留存，从而阻碍了产业资本的扩张。同时，商业资本自身又无法改变旧有的生产关系和建立完整的资本主义生产关系，因此商业资本的掠夺是第三世界国家始终处于不发达地位的主要原因（Kay，1975）。

另一种看法倾向于淡化商业资本与产业资本的边界，强调资本逻辑在农业产业链各环节的渗透。Harriss-White（2013）认为，流通企业可能在购买、销售、储存、运输、加工、资助生产或交易等活动中进行各种复杂的组合，因此不应该将生产和流通环节截然分割。伯恩斯坦也指出，一些商业活动是具有“生产”属性的，例如仓储、运输以及为生产提供资助。因此，商业资本实际上深深根植于生产过程中（Bernstein，1976）。也因为流通环节的复杂性，有研究强调流通环节也存在剥削，这种剥削在形式上可能表现为对商品的压价（Jan and Harriss-White，2012）。

为了回应上述争论，巴纳吉在恰亚诺夫（1966）的纵向一体化理论基础上，进一步提出了生产和流通一体化理论。农业纵向一体化最常见的形式是订单农业。订单农业是指龙头企业通过提前与生产者签订订单，约定农产品收购数量、质量和价格，生产者按合同进行生产，企业按约定收购的一种经营形式。张谦的研究发现，订单农业的稳定性很大程度上取决于企业是否能建立和维系市场垄断地位（Zhang，2012）。在众多第三世界国家，订单农业在发展之初就带有很深的殖民主义烙印，订单农业背后有复杂的控制和从属关系在发挥作用（Clapp，1994）。巴纳吉并未局限于从订单农业角度讨论纵向一体化，他强调生产与流通之间的分工应当被理解为一种“一体化”或“整合”（integration）。巴纳吉认为，商业资本可以通过纵向一体化方式，以包括订单农业在内的不同形式将独立的小商品生产者置于一种特殊的管理之下，进而形塑和管理生产过程。具体而言，在流通领域，商业资本可以通过层层预付资金的形式将小生产者卷入商业资本的积累链条中（Banaji，2016）。

巴纳吉的阐释既是对纵向一体化理论的延续，又是对订单农业研究的超越。由于违约率高达80%（刘凤芹，2003），订单农业在中国并不是一种常见的生产组织形式。订单在实践中对农户或企业违约行为的约束十分有限，一旦市场价格高于或低于约定价格，农户或企业就可能违约。本文不从订单

^①根据叶敬忠和吴存玉（2019）的界定，“农政”一词指“农业、农地、农民和农村这4个方面关于生产与再生产、物质资料与政治权力等方面的社会关系或阶级关系”。

^②列宁，1984：《俄国资本主义的发展》，北京：人民出版社，第507-511页。

农业角度，而是从一般意义上讨论商业资本，文中的商业资本泛指投入农产品流通领域的资本。本文借鉴巴纳吉对纵向一体化理论的阐释开展讨论，试对前文提出的研究问题进行探讨。

三、农产品流通：从兼业化到专业化

虽然农产品流通链条十分复杂，参与主体众多，但当前中国农产品流通的主要模式仍是“农户—产地经销—批发市场—零售商—消费者”（孙伟仁等，2018）。截至2019年，仍有近70%的农产品通过批发市场进入流通领域（头豹研究院，2020）。为了便于讨论农产品流通链条中不同主体的行为方式，本文在将中间商分为“产地中间商”和“销地中间商”的基础上，将上述流通模式调整为“农户—产地中间商—销地中间商—零售商—消费者”。本文所讨论的农产品中间商是指在生产者和消费者之间从事商品交易业务的经济组织或个人，在销售链条上不同中间商承担着不同功能。由于零售商与消费端的关联更紧密，而本文重点关注的是流通环节资本对农业生产的影响，因此，全文的分析重点是“产地中间商”和“销地中间商”两类主体，对零售商和消费者这两类主体不做过多讨论。

在农产品流通中，有代收和采收两类收购活动。从事代收活动的产地中间商通常被称为代办或经纪人，他们承接销地中间商的农产品订单后，按照订单量进行收购、加工和包装，收取固定的代办费，加工和包装成本由销地中间商承担。代办多数是兼业型的，他们多以从事农业种植或养殖活动为主，农闲时代人集货。代办几乎不承担风险，收益稳定，但收益相对较低。从事采收活动的产地中间商则自主收购农户的产品，自主对外销售，赚取低买高卖的差价。这类产地中间商有时还会雇用代办为自己集货，他们不是以农产品收购为兼业，而是以之为主业。从事采收的产地中间商需要自己承担产品加工和包装成本，并承担滞销风险，但如果善于经营，他们的收益也会高于从事代收的产地中间商。

随着农产品商品化程度的加深，农产品流通的专业化程度也在加强。诸多从事采收的产地中间商是从做代办开始的，这些代办从普通种植户或养殖户中分化而来，依靠市场经营而形成积累。随着代收规模的扩大，将农产品收购作为兼业活动的代办也可以逐渐积累起一定的资金，将兼业经营变为主业经营，并转向采收活动。

农产品流通的专业化典型地表现为行业进入门槛的不断提升，其中最明显的就是资金门槛的提升，资金垫付已经成为中间商的主要竞争手段。以苗木销售行业为例，很多产地中间商是因早年的一些偶然机会进入收购行业的。例如，在金华市从事苗木销售十多年的刘女士，最初只是零星地帮一个朋友找苗，偶然结识了一位来自上海的销地中间商，就此打入上海苗木市场。当地另一位产地中间商原本在村里开早餐铺，因为外来客商（销地中间商）常去吃早餐，并向她咨询当地的苗木信息，于是这位早餐铺老板逐渐转行做了产地中间商。因为偶然机会进入农产品销售行业，这样的情况在20世纪90年代很常见。那时，农产品商品化程度还不是很，苗木、蔬菜、水果等产品供不应求，因此销地中间商往往需要主动寻找或培养产地中间商。

不过，随着农产品流通领域的竞争日益激烈，资金垫付开始成为各级中间商维系客户关系的必要条件。不仅产地中间商需要为销地中间商垫付资金，销地中间商也要为自己的客户垫付资金。与之前的现结现付模式不同，资金垫付主要是指中间商接受客户赊账，即中间商先发货、后收款。调研中发

现，产地中间商垫付的资金少则十几万，多则几百万。一旦客户“跑路”，中间商就会遭受巨大损失。寿光市的产地中间商唐先生说，拖欠货款在蔬菜交易行业十分普遍。他供货的几家超市跟他结账都比较慢，现在他还垫付着几百万元货款。他之所以垫付这么多资金，也是为了稳定客户。（受访者：寿光市蔬菜产地中间商唐先生，52岁，访谈地点：唐先生家中，访谈时间：2021年6月11日）垫付资金虽然是竞争之下的无奈之举，但也是大势所趋。金华市的苗木产地中间商黄先生感慨：“我们排斥‘货到付款’，但这是将来的趋势。要扩大客户网络，就必须货到付款。”（受访者：金华市苗木产地中间商黄先生，45岁，访谈地点：黄先生家中，访谈时间：2021年4月25日）

由于层层资金垫付成了新的“行业规范”，没有足够的资金就很难从事农产品流通活动，因此该行业的进入门槛在不断提高。过去将农产品收购当作兼业活动的兼业产地中间商越来越难与资金实力雄厚的专业产地中间商竞争。寿光市的蔬菜产地中间商唐先生提到，农户也越来越倾向于与收购规模大的产地中间商建立稳定的销售关系，因为小规模产地中间商没有承担风险的能力，随时面临被淘汰的风险。尽管当前农产品流通仍以中小规模中间商为主，但从长远来看，只有拥有雄厚资金实力的中间商才能在竞争中占据优势地位，兼业型中间商正在被专业化中间商所取代。这也意味着，在专业化的基础上，农产品流通也正在走向规模化。

此外，一小部分产地中间商还通过向农业生产的上游或下游延伸进一步扩大经营规模。产地中间商最常介入的上游活动是育苗，最常介入的下游活动是农产品深加工。淮南市一位草莓种植户说，她的草莓都卖给了同一个产地中间商。这位中间商不仅收购草莓，也销售自己培育的草莓秧苗（受访者：淮南市草莓种植大户董女士，48岁，访谈地点：董女士的大棚边，访谈时间：2021年3月29日）。培育和销售秧苗既可以增加产地中间商的利润，也可以使其更清楚地掌握种植户的情况，从而更便利地收购草莓。淮南市的商品鹅产地中间商董先生1988年前后开始帮外省的销地中间商代收商品鹅，2006年开始自己养种鹅、培育鹅苗。从2006年至2020年，他的种鹅年养殖规模从1000多只增长至近7000只，董先生已成为安徽省内最大的种鹅养殖户。多年从事收购所积累的社会关系和市场信息是董先生发展种鹅养殖的独特优势。由于国家对活禽运输的管控逐渐严格，董先生认为禁止活鹅运输是大势所趋，因此，他也在与广东省的一位销地中间商商议，共同出资在淮南建屠宰厂（受访者：淮南市商品鹅产地中间商董先生，48岁，访谈地点：老庙村村委会办公室，访谈时间：2021年3月27日）。无论产地中间商将产业链向农业生产的上游还是下游延伸，都体现了其资本积累的动力。

鉴于农产品流通领域的专业化特征，本文将产地中间商看作与销地中间商同样性质的商业资本，二者的差异只在于在流通中的职能不同。同时，由于中间商不只在流通领域活动，也可能从事农业上下游的生产性活动，因此，商业资本与产业资本之间的界限是模糊的。在农产品流通专业化的背景下，商业资本如何组织农产品流通是下文将讨论的问题。

四、“圈层型”流通：农产品购销的内在逻辑

尽管中国的农产品流通一直以“小农户与大市场的对接”为主要特征，但“大市场”并不是由大企业主导的，中国并没有如“ABCD”四大粮商一般的巨无霸贸易集团，农产品流通中的商业资本多

是中小企业。大量小农户与大量中小型流通企业的对接，看似无序，然而在近 40 年的市场化运转中，农产品流通已经形成了一套成熟的、层级化的体系，这种流通体系的核心就是“圈层型”流通结构。

（一）“圈层型”流通结构的特征

“圈层型”流通结构有两个主要特征。第一，产地中间商收购的绝大部分农产品是由相对固定的小生产者提供的，且前者将绝大部分农产品销售给了相对固定的销地中间商。例如，韩城市的花椒产地中间商杨先生说，他每年收购的 50 多万千克花椒都会稳定地销售给十二三个固定客户（销地中间商）。他收购的花椒中有 90% 是通过五六个固定代办收回的，每一个代办也都相对固定地对接着一些小生产者（受访者：韩城市花椒产地中间商杨先生，50 岁，访谈地点：杨先生家中，访谈时间：2020 年 7 月 14 日）。极端案例出现在山东省寿光市，当地的大棚黄瓜、苦瓜种植户与产地中间商之间形成了高度稳定的交易关系，种植户每个大棚的蔬菜都会固定销售给一个产地中间商，无论行情好坏，这个大棚里产出的所有蔬菜都由同一个中间商收购。当地称产地中间商的收购点为“市场”，按照种植户的说法，他们的蔬菜销售方式是“一个大棚‘钉’一个‘市场’”（受访者：寿光市大棚蔬菜种植户李先生，访谈地点：胡营孙村村委会办公室，访谈时间：2021 年 6 月 9 日）。

第二，销地中间商收购的绝大部分农产品也由相对固定的产地中间商供应，且前者收购的农产品也销售给了相对固定的客户，如固定的超市、农贸市场等。蔬菜收购公司福莱集团是面向武汉市供应蔬菜的销地中间商，2021 年，该公司月销售额在 300 万元左右，公司收购的蔬菜有 60% 左右来自固定的产地中间商及公司所在地周边的农户。在该公司销售的蔬菜中，供货给固定客户的蔬菜占其总销量的 60%~70%（受访者：福莱集团负责人高先生，40 岁，访谈地点：福莱集团公司会议室，访谈时间：2021 年 12 月 22 日）。

也就是说，在农产品流通中，不同层级的中间商所对接的购销主体都是相对稳定的。尽管流通环节的参与者是大量的小生产者和大量的中小收购企业，但小生产者的农产品大多销售给了相对固定的产地中间商，产地中间商收购的农产品也大多销售给了相对固定的销地中间商，不同层级之间的商品交换呈现“圈层”与“圈层”稳定对接的形态。

（二）“圈层型”流通的内在逻辑

这种“圈层型”流通有自身的运行规律，其内在逻辑主要表现为以下 3 个方面：

第一，“圈层型”流通结构的基础是各参与主体之间基于长期博弈而形成的信任关系。这种长期博弈使购销双方可以互相筛选，以此为基础建立的稳定的购销关系蕴含了各参与主体之间的信任关系，它可以最大限度地降低不同层级中间商之间的交易成本。前文提到的韩城市花椒产地中间商杨先生，他在从事花椒收购的 20 多年间，每年收购的 50 多万千克花椒都固定销售给了十二三个销地中间商。杨先生说，在最初办花椒加工厂的四五年内，他一直在筛选客户，那些购货量小、难说话的客户就不再合作了。销地中间商也在众多的产地中间商中进行筛选，他们选择的长期合作伙伴都既能及时供货，又能确保产品品质。一些产地中间商为了维系与销地中间商的关系，有时不得不在利润几乎为零的情况下，仍给销地中间商供货。郟都区的韭黄产地中间商杨先生说：“现在‘养’个买主不容易。”他说，每年春节期间的生意是最好的，但不能只做这两个月的生意，否则无法与销地中间商建立稳定的

合作关系。在当地，每年雨季（6~10月）收购韭黄的风险比较高，因为这期间容易收购到品质较差的韭黄，这些韭黄受雨水影响极易腐坏。即便如此，杨先生也必须每天收购（受访者：郾都区韭黄产地中间商杨先生，50岁，访谈地点：杨先生家中，访谈时间：2018年7月12日）。购销双方之间建立的稳定交易关系，使他们不用每次交易都重新沟通信息和确认供货品质。在最初交易的几年内，购销双方都在互相筛选，正是这种基于长期博弈而形成的信任关系，使双方的交易成本可以降到最低。

除了早期的互相筛选外，产地中间商与销地中间商之间也会建立人情关系。例如，前文提到的苗木产地中间商刘女士说，在她对接的20多个上海客户中，她与其中一半都建立了十分密切的私人关系，彼此有人情往来。她与交往最久的一个客户已经有十六七年的往来了。寿光市蔬菜产地中间商唐先生也提到，他与销地中间商也有人情往来。这些客户家里有红白喜事时，他都会送1万元的人情礼金。这意味着，“圈层型”流通结构内的信任关系不仅靠经济往来维系，也靠社会交往维系。经济和社会的双重关联让这种圈层结构保持着稳定性。

第二，在“圈层型”流通结构中，购销双方所建立的契约具有非正式性和灵活性，这使购销双方可以共担风险，交易关系得以长期维系。当某种农产品的市场行情很好时，销地中间商会通过提前预订的方式争取货源。而从下订单到产地中间商备货、发货，中间通常会间隔几天时间。在此期间，假如该产品价格大幅下降，销地中间商就会面临亏损。但如果销地中间商与产地中间商建立了长期稳定的购销关系，在长远合作的预期基础上，双方会选择共担损失。以花椒收购为例，由于从收购到加工需要数天时间，假如销地中间商下订单时约定的收购价格是60元/千克，但到产地中间商发货时市场上的花椒价格降到了50元/千克，双方就要再协商价格。销地中间商会请求产地中间商将收购价格下调一些，但不会降到50元/千克；产地中间商也不会坚持按签订单时约定的高价格交易。也就是说，双方会分别承担一部分损失。对契约的灵活调整可以使购销双方的风险尽可能降低。韩城市的花椒产地中间商杨先生说，他从事花椒收购20多年，只在2019—2020年亏损二三十万元，其余时间几乎没有亏损。他那次亏损的主要原因是花椒价格骤降，下跌了几乎一半，全行业都在亏损（受访者：韩城市花椒产地中间商杨先生，50岁，访谈地点：杨先生家中，访谈时间：2020年7月14日）。正因为交易双方所订立的契约是非正式的，有灵活调整的空间，双方的交易关系才能长期维系。销地中间商在下订单时会约定收购价格，一般情况下，双方都会按照这一价格进行交易。但如果价格发生较大波动，购销双方也可以重新确立契约，从而避免由其中一方承担全部损失，以及由此可能导致的交易关系终结。黄梦思和孙剑（2016）也指出，在中国的农产品交易市场上不仅存在着正式契约治理，也存在传统社会的规范治理和关系治理，契约的弹性有助于维系交易关系的稳定性。这一结论与本文研究的发现具有一致性。

第三，“圈层型”流通结构使收购方可以“以销定采”，即根据预估的销量确定收购数量，从而提高资金使用效率，降低产品滞销风险。对产地中间商而言，对接固定的销地中间商有利于预估收购量，降低盲目收购带来的损失。寿光市蔬菜产地中间商唐先生说，他一共收购20多个品种的蔬菜，平均每天的发货量在20万千克左右，产品主要发往湖北省武汉市的几个蔬菜批发市场，这几个批发市场中都有他的老客户，发给这些老客户的货物量占他全部发货量的80%以上（受访者：寿光市蔬菜

产地中间商唐先生，52岁，访谈地点：唐先生家中，访谈时间：2021年6月11日）。正因为收购的大部分农产品都可以相对稳定地销售给销地中间商，产地中间商才能预估自己的收购量。对销地中间商而言，情况同样如此。前文提及的销地中间商武汉市福菜集团因为有多年的市场经验，预估销量的准确率在70%左右。福菜集团的负责人高先生说，他们的客户一般最多提前20个小时下单，最少提前12小时下单。如果在客户下单后再组织货源，时间就来不及，所以他们需要预估每天的订单量。从调研中得知，福菜集团收购的蔬菜约有70%可以通过订单销售出去。对中间商而言，资金周转至关重要，很多中间商被迫退出流通行业，正是因为资金链断裂。因此，准确地预估市场需求、高效地利用资金，是中间商在竞争中取胜的关键。

从这个意义上说，传统的线下销售早已发展出“以销定采”的模式，这一高效的购销方式并不是由电商平台新创的。所不同的是，产地中间商基于与销地中间商的稳定合作来预估收购量，电商平台则通过大数据计算来判断采购量，二者的差异仅在于对采购量预估的精准程度。这也表明，传统线下销售并非无序，对中间商而言流通效率也并不低。

在“圈层型”流通结构下，各级中间商之间竞争的焦点是货源。武汉市蔬菜收购公司福菜集团的负责人高先生说：“菜价在各个环节基本都是透明的，每个环节的利润也基本都是透明的，所以供应商之间竞争的主要是量。蔬菜销售行业的利润一般是10%。”（受访者：福菜集团负责人高先生，40岁，访谈地点：福菜集团公司会议室，访谈时间：2021年12月22日）正因为每个环节的利润是既定的，所以同一层级中间商之间的竞争主要是对货源的竞争。也就是说，产地中间商要在竞争中立于不败之地，就要与足够多的小生产者建立稳定的收购关系。为此，产地中间商发展出各种策略以建立或维系这一关系，下一部分笔者将重点讨论这些策略。

五、非正式资源动员：商业资本控制货源的策略

要获得稳定货源，通过土地流转建立自己的生产基地是最直接的方式。不过，大多数经济作物种植都需要同时投入大量劳动力和资金，使企业自建基地的资金成本和管理成本都很高，且面临产品滞销风险。即便在山东省寿光市这样有30余年大棚蔬菜种植历史的地区，大规模经营者也只是最近几年才开始出现。也就是说，尽管的确已有不少企业、大户开始发展规模经营，但就小农户在农业经营主体中所占比例来看，目前经济作物的种植主体仍以小农户为主，商业资本要寻找货源，便不得不与大量小生产者打交道。

如前文所述，尽管订单农业是农业纵向一体化最常见的方式，但在中国，绝大部分农产品并不是以订单形式流入市场的。流通企业大多也并未通过签订单的形式、以正式的法律契约与小生产者建立关联，而是通过一系列非正式制度的约束建立与小生产者的松散联结。然而，松散并不意味着无力。本文接下来将重点讨论商业资本建立货源渠道的主要策略，尤其关注非正式资源在其中的作用。由于直接对接生产者的主要是产地中间商，因此本文主要分析产地中间商的策略选择。

（一）农产品购销中的人情关系

在“圈层型”流通结构下，产地中间商会通过多种方式与小生产者建立稳定的收购关系，以获取

稳定的货源。产地中间商的一个重要特点是他们在货源地有广泛的社会关系，对小生产者的生产状况和需求、对地方性共识有足够的了解（陈义媛，2018；孙泉雄和仝志辉，2021），能够利用自己在当地的社会关系网竞争货源。不过，虽然人情关系让市场交易关系笼上了一层温情脉脉的面纱，但也不应过度强调人情关系的温情面向。

一方面，产地中间商主要依靠原有的人情关系网建立稳定的收购关系。对收购规模较小的产地中间商而言，亲戚是他们的供货群体，因此人情关系的作用就更突出。产地中间商之间也形成了共识，即便彼此竞争，也不会去争取与竞争对手有亲戚关系的种植户。寿光市蔬菜产地中间商向先生主要收购黄瓜和苦瓜，长期给他供货的种植户共有40多户，其中的3分之1是他和家人的亲戚。向先生说：“如果我的堂哥、堂弟明知道我开市场，还不把菜卖给我，我会直接打电话问他，‘我也开市场，你为啥不卖给我？我会少付给你钱，还是我的钱不好使？’他没话说。”（受访者：寿光市蔬菜产地中间商向先生，51岁，访谈地点：向先生家中，访谈时间：2021年6月13日）郟都区韭黄产地中间商包先生也提到，固定给他供货的种植户都是他家的亲戚，行情好的时候他们会优先卖给自己，行情不好的时候，自己也必须从他们手中收购一部分韭黄（受访者：韩城市韭黄产地中间商包先生，49岁，访谈地点：包先生家中，访谈时间：2018年7月16日）。由此可见，当熟人社会的人情关系与市场交易关系交织在一起时，这种交易关系不仅有助于产地中间商集货，也对小生产者有一定的保护性。

另一方面，在既有的人情关系之外，产地中间商也在有意识地建构新的人情关系，以降低收购成本。寿光市蔬菜产地中间商谢先生与稳定供货给他的十几个代办都有人情往来。他说：“关系好的，每千克便宜2角也卖给你。关系不好的，每千克贵2角也不卖给你。不熟悉的，不确定他以后还收不收，要先确保老客户。”（受访者：寿光市蔬菜产地中间商谢先生，48岁，访谈地点：谢先生家中，访谈时间：2021年6月12日）由于人情关系背后是长期合作的预期，因此一些代办愿意接受相对低的价格，以维系长期的销售关系，这有利于降低产地中间商的收购成本。此外，寿光市蔬菜产地中间商唐先生也谈到，他与同他长期合作的二三十个蔬菜代办都有人情往来，后者每天都会帮唐先生集货。由于彼此信任，唐先生只需与他们每月结算1次（受访者：寿光市蔬菜产地中间商唐先生，52岁，访谈地点：唐先生家中，访谈时间：2021年6月11日）。这既节省了双方的交易时间，也减少了唐先生的资金压力。可见，建立人情关系有利于降低产地中间商与代办的交易成本。不过，这种新建构的人情关系有很强的工具性。唐先生说他与大棚种植户、代办和销地中间商均有人情往来。他一年的人情开支不低于5万元，而当地一个普通农村家庭一年的人情开支通常在1万元左右。正因为这种人情关系是工具性的，所以在一些合作伙伴退出收购行业后，产地中间商与他们的人情往来也会逐渐停止。

尽管人情关系在农产品交易中有润滑作用，但不应被过度强调。因为人情关系并没有改变产地中间商与小生产者在市场上不对等的权力关系。在大部分经济作物种植区，小生产者高度分散，但又不得不通过产地中间商销售农产品，因此他们在议价权方面明显弱于产地中间商。“种菜的拼不过卖菜的。”“农户种一年的利润还抵不过中间商一个月的利润。”这是农产品流通行业从业人员的共识。在农户与中间商的市场权力不对等（黄宗智，2012）的前提下，人情关系尽管对小生产者有一定的保

护作用，但这种保护也是有限的。淮南市商品鹅产地中间商董先生说，2020年，受新冠肺炎疫情影响，商品鹅的市场行情一直不好，市场价格仅17元/千克，低于养殖成本（18元/千克）。但董先生仍以18元/千克的价格收购了一批鹅，因为他的客户可以以21元/千克的价格收购他的鹅。董先生的贩运成本约为3元/千克，因此，以18元/千克的价格收购，他可以在不赚不亏的情况帮小生产者减少一些损失。但如果销地中间商出价再低，他就不会再收购了（受访者：淮南市商品鹅产地中间商董先生，48岁，访谈地点：董先生家中，访谈时间：2021年3月27日）。也就是说，尽管这种人情关系可以在一定程度上降低小生产者的滞销风险，但主动权仍在产地中间商手中。郟都区韭黄产地中间商叶先生说，稳定给他供货的有十几户农户，“货少的时候，甲农户要价11元/千克，乙农户要价12元/千克，因为货少，我这次都收。但是下次货多的时候，我可以6元/千克收甲农户的，但收乙农户的只收4元/千克，他不肯卖就算了。他‘傲’我的价，我要‘宰’回来的！”（受访者：郟都区韭黄产地中间商叶先生，访谈地点：叶先生家中，访谈时间：2018年7月15日）由于产地中间商掌握更多的市场信息，小生产者需要依赖他们才能销售农产品，所以在长期交易关系中产地中间商有更强的支配权。可见，虽然双方建立了稳定的交易关系，但并不意味着中间商与小生产者的地位平等。从根本上说，在货源竞争中，产地中间商对人情关系的应用是一种策略性应用。

（二）无息民间借贷

除了建立人情关系外，产地中间商建立稳定货源渠道的另一重要策略是为小生产者提供无息贷款。由于经济作物种植具有资金、劳动力双密集特征，种植户选择种植经济作物需要有一定的资金基础。以寿光市大棚蔬菜种植为例，种植1亩地的黄瓜或苦瓜（种植户通常每年种2季：1季黄瓜、1季苦瓜。实际种植面积为1亩的大棚占地面积通常为2.5~3亩）的成本每年大约是2万元，大部分种植户的实际种植面积为3~8亩，因此，1年的种植成本在几万至十几万元之间，一些种植户的确存在资金压力。

实地调查发现，产地中间商向种植户提供无息民间借贷的情况十分普遍。从不同产地中间商的贷款情况来看，贷出资金的多少与产地中间商所对接的农户数直接相关。贷出资金多的，如寿光市蔬菜产地中间商唐先生，每年贷给种植户的资金总计约150万元。唐先生说，在稳定供货给他的200多户农户中，只有极少数不向他借钱（受访者：寿光市蔬菜产地中间商唐先生，52岁，访谈地点：唐先生家中，访谈时间：2021年6月11日）。也有一些产地中间商贷出额较少。寿光市蔬菜产地中间商向先生表示，在稳定供货给他的40多户种植户中，大约有十几户会在每年9月购买农资时向他借钱。向先生贷给每户的钱款数额少则5000元，多则2万元，贷出的钱一般都能在当月菜款中扣回来。他也明确表示，贷出的钱主要是用于种植户买农资，不会贷给他们做生意或用于生活消费（受访者：寿光市蔬菜产地中间商向先生，51岁，访谈地点：向先生家中，访谈时间：2021年6月14日）。这种民间无息借贷区别于正式银行贷款，无需抵押或信用担保，产地中间商是基于信任而非正式契约来规避贷款风险。作为一种非正式资源，信任关系是这种无息民间借贷的基础。

产地中间商为小生产者提供的无息贷款，本质上是前者提前垫付的货款，其主要目的在于建立稳定的货源渠道。产地中间商之所以愿意提供无息贷款给小生产者，是因为后者一旦向某个产地中间商

借了钱，通常也就必须将农产品卖给这个中间商以偿还借款，这有利于产地中间商获得稳定的货源。对小生产者而言，“借钱”相当于提前预支货款，这让小生产者不用担忧产地中间商会延迟付款。已有研究也发现了类似情况，商业资本预付资金的主要目的不是获取利息，而是控制价格和销售渠道，以便确保购销的稳定（Bhattacharya, 1985; Roy, 2014）。根据寿光市不同产地中间商的回忆，借款给种植户大约是从2015年开始的，这是近几年蔬菜收购行业竞争日益激烈的结果。当产地中间商与小生产者之间的无息借贷成为常态时，农产品流通行业的门槛也会随之抬高，资金量不够雄厚的产地中间商会因为资金周转压力而被淘汰出局。

除上述策略外，不同地区的产地中间商还会采取一些其他手段争取货源，如通过请客吃饭、送购物卡等形式联络种植户，让他们给自己供货。不过，建立人情关系和提供无息民间贷款仍是产地中间商最常见的争取货源的方式，这两种方式都利用了乡村社会的非正式资源。人情关系和民间借贷都建立在彼此信任关系的基础上，这种信任关系有时比正式的法律契约更能在乡村社会发挥作用。这些非正式资源使产地中间商可以在不直接介入生产环节的情况下获得稳定的货源，使他们可以通过农产品贸易在农业产业链中获取利润。这形塑了产地中间商的双重特征：一方面，地方性的社会关系网是产地中间商的独特优势，销地中间商很难绕过产地中间商直接与数量庞大的小生产者建立联系；另一方面，产地中间商的收购活动高度嵌入在地方社会关系网络中，他们的经营范围通常是有限的，极少有产地中间商能进行跨区域经营。尽管没有正式法律契约的约束，产地中间商与小生产者之间的联结看似松散，但这种松散联结却可以让前者有效地控制货源。

六、商业资本扩张下的小生产者：自主还是从属？

由于商业资本并不直接介入农业种植或养殖环节，因此从表面上看，小生产者仍保持着生产上的“自主性”。然而，本文认为，如果从农业全产业链角度看，就需要重新审视小生产者的“自主性”。

一方面，随着农产品流通领域的专业化和资本化，农产品销售逐渐成为一种高度专业化的活动，农业生产和销售日渐分离，小生产者逐渐被锁定在生产环节。这一点在以山东省寿光市为代表的经济作物产区表现得尤为明显。由于当地黄瓜、苦瓜种植户普遍对接着相对固定的产地中间商，因此种植户每天把农产品送到产地中间商的加工厂后就可以离开，当天只需记录交易数量，无需当场结算，种植户在送货时甚至并不知道价格。这固然大大节省了双方的交易时间，使小生产者能将更多时间投入到劳动力密集型的蔬菜种植中，但这也意味着农产品销售已经成为一种专业性活动，小生产者日益从销售活动中退出。在寿光市，也有极少数小生产者仍坚持自主销售。这类小生产者会在当地的一个精品农产品交易市场销售农产品，在这个市场进行交易的产地中间商对农产品品质有更高的要求，收购价格也更高。在此交易的小生产者苗先生表示：“卖精品需要花大工夫，投入的劳力更多。”这意味着小生产者不仅要在销售前投入更多劳动力，做更精细的产品分级，在销售时也要花费更多时间。因为他需要不断与前来收购的代办或产地中间商谈判，直到能以理想价格卖出农产品。苗先生说，他有时要花一早上时间才能将农产品全部卖出去，卖得快的时候也需要1个小时，这的确对他们的蔬菜种植有一些影响（受访者：寿光市蔬菜种植户苗先生，55岁，访谈地点：胡营孙村村委会办公室，访谈

时间：2021年6月11日）。大棚蔬菜种植是一项劳动力高度密集的生产活动，对大部分种植户来说，将农产品卖给固定的产地中间商是最省事的方式，这相当于种植户将销售环节外包给专业的销售人员。

小生产者将销售环节外包，相当于让渡了销售环节，这也意味着要让渡一部分利润。从占取主义理论视角看，小生产者将销售环节外包给产地中间商，与将耕地、收割等生产环节外包给专业的农机手有相似逻辑。这些原本由小生产者依靠家庭劳动力完成的活动，如今被更专业的经营活动所取代（陈义媛，2019）。过去小生产者需要对产品进行分级、包装，并自行销售。但随着销售环节的专业化，产地中间商承担了分级、包装等农产品初加工活动，小生产者则逐渐被锁定在生产环节，不再参与销售活动。在这个意义上，小生产者在生产领域的“自主”恰恰反射出其在产业链中所处的从属地位。

另一方面，农产品“圈层型”流通结构的背后是风险转嫁逻辑，中间商将滞销风险转嫁给了小生产者。在“圈层型”流通结构中，中间商可以“以销定采”，根据预估的销量确定采购量，因此极少遇到滞销问题。当行情低迷、价格较低时，产地中间商会选择不收购或少收购，即便出于人情关系的考虑，他们可能会收购部分农产品，但这也建立在其自身不会亏损的前提下。如果农产品价格过低，收购的收入不足以弥补成本时，产地中间商便会选择不收购，从而使滞销风险完全由小生产者承担。也就是说，在“圈层型”流通结构中，同一圈层内部是相互竞争的关系。如果没有更高层级的统筹，“以销定采”就无法迈向“以销定产”，小生产者只能根据前一季的价格信号调整生产结构，这种滞后性会使处于产业链条最底端的小生产者成为最终的风险承担者。

在这个意义上，商业资本一方面将小生产者锁定在生产环节，另一方面又在“圈层型”流通结构下将生产风险转嫁给小生产者。因此，商业资本可以在不介入生产环节的情况下，将小生产者吸纳进由其主导的纵向一体化产业链中。只要小生产者面向市场进行生产，他们就不得不从属于商业资本。也就是说，拥有土地、掌控生产环节的小生产者很难获得真正的自主性。在商业资本的“入侵”下，被锁定在生产环节的小生产者只能完成简单再生产，难以实现突破，他们只是被重复地再生产出来。在庞大的农产品流通体系面前，小生产者也许不从属于某个具体的企业或中间商，却从属于作为整体的商业资本，从而在全产业链的利润分配中处于劣势。

七、结论

既有关于农业转型的研究主要聚焦于农业生产环节，对流通环节的关注相对较少。如果将农业生产放置在整个产业链中来看，就会发现农业产业链中的利润大部分都流向了流通环节。由此可见，商业资本也会影响小生产者在产业链中的地位。本文借鉴纵向一体化理论，重点考察了以下两个问题：一是通过分析中间商的行为逻辑，讨论了农产品流通的特征和内在逻辑；二是探讨了商业资本对接小生产者、建立稳定货源渠道的策略，以此分析前者对小生产者的影响。

研究发现，在40多年的市场化浪潮席卷下，农产品收购的从业者从兼业化走向了专业化。在此背景下，尽管中国的农产品流通表现为大量小生产者与大量中小流通企业的对接，但这种对接呈现“圈层型”特征，不同层级的中间商在农产品流通中所对接的购销主体都是相对稳定的。也就是说，产地中间商收购的绝大部分农产品是由相对固定的小生产者提供的，销地中间商收购的绝大部分农产品也

是由相对固定的产地中间商提供的。这种“圈层型”流通结构建立在3层运作逻辑上：第一，这一流通结构的基础是各参与主体之间基于长期博弈而形成的信任关系。在长期博弈中，购销双方经过不断的互相筛选，最终形成相对固定的对接关系。第二，购销双方所建立的契约具有非正式性和灵活性，这使双方可以共担风险。第三，收购方可以“以销定采”，即根据预估的销量确定收购量，从而降低滞销风险。在“圈层型”流通结构下，各级中间商之间竞争的焦点是货源。商业资本借助乡村社会非正式资源，通过策略性利用和建构人情关系，以及为小生产者提供无息民间贷款，在不直接介入农业生产的情况下也能获得稳定的货源供应。

由于商业资本并未直接介入生产环节，因此小生产者在生产环节仍保持着表面上的“自主性”。然而，由于农产品流通的专业化和资本化，农业生产和销售日渐分离，农产品销售成为一种高度专业化的活动，小生产者实际上被锁定在了生产环节。同时，“圈层型”流通结构下的“以销定采”原则使商业资本将农产品滞销风险转嫁给了小生产者。商业资本对货源的控制和对滞销风险的转嫁，使小生产者即便在生产环节保持着表面上的“自主性”，也不得不从属于作为整体的商业资本，因而小生产者在农业产业链的利润分配中仍处于劣势地位。

本文讨论的是传统农产品流通的基础结构和一般逻辑，这一讨论有两方面的意义。一是为新兴的有关各类农产品流通形式的讨论提供基础。以农产品线上销售为代表的新兴流通形式，在很大程度上仍然是基于传统农产品流通体系发展起来的，对传统流通结构的分析可以为探讨这些新流通模式提供参照。二是为进一步讨论小生产者的出路打开空间。在现有流通秩序之下，分散的小生产者不得通过产地中间商对接大市场，因此在商业资本所主导的农业产业链中处于弱势地位。但这一状况并非不能改变，可以考虑的一条路径是发挥村集体经济组织的作用。不同于一般的农民专业合作社，村集体经济组织在组织小农户方面具有特殊优势。将小生产者组织起来，可以改变其因为弱小、分散而缺乏市场谈判能力的处境。帮助小生产者对接市场也是农业社会化服务的一部分，村集体经济组织可以通过提供这类服务增加集体经济收入。不同于产地中间商，集体经济组织所获得的收入会留在村庄内部，这一收入可以通过村集体的再分配流向小生产者，从而增加小生产者的福利。在河南省的一些地区，已经有一些村庄开始探索此类实践，笔者也将继续关注 and 探讨类似的实践经验。

参考文献

- 1.陈义媛, 2018: 《农产品经纪人与经济作物产品流通: 地方市场的村庄嵌入性研究》, 《中国农村经济》第12期, 第117-129页。
- 2.陈义媛, 2019: 《中国农业机械化服务市场的兴起: 内在机制及影响》, 《开放时代》第3期, 第169-185页、第8-9页。
- 3.陈耀庭、戴俊玉、管曦, 2015: 《不同流通模式下农产品流通效率比较研究》, 《农业经济问题》第3期, 第68-74页、第111页。
- 4.贺雪峰, 2013: 《小农立场》, 北京: 中国政法大学出版社, 第57-61页。
- 5.黄梦思、孙剑, 2016: 《复合治理“挤出效应”对农产品营销渠道绩效的影响——以“农业龙头企业+农户”模式

为例》，《中国农村经济》第4期，第17-30页、第54页。

6.黄宗智、高原、彭玉生，2012：《没有无产化的资本化：中国的农业发展》，《开放时代》第3期，第10-30页。

7.黄宗智，2012：《小农户与大商业资本的不平等交易：中国现代农业的特色》，《开放时代》第3期，第88-99页。

8.开源证券研究所，2020：《社区团购：下沉市场的零售效率革命》，https://pdf.dfcfw.com/pdf/H3_AP202011261433434115_1.pdf?1606424335000.pdf。

9.刘凤芹，2003：《不完全合约与履约障碍——以订单农业为例》，《经济研究》第4期，第22-30页、第92页。

10.刘建鑫、王可山、张春林，2016：《生鲜农产品电子商务发展面临的主要问题及对策》，《中国流通经济》第12期，第57-64页。

11.恰亚诺夫，1996：《农民经济组织》，萧正洪译，北京：中央编译出版社，第263-265页。

12.孙伟仁、张平、赵德海，2018：《农产品流通产业供给侧结构性改革困境及对策》，《经济纵横》第6期，第99-104页。

13.孙泉雄、全志辉，2021：《农产品交易中的“代办制”及其实践逻辑》，《中国农村观察》第2期，第2-14页。

14.头豹研究院，2020：《2020年中国农产品流通行业概览》，http://pdf.dfcfw.com/pdf/H3_AP202008311404783738_1.pdf。

15.王胜、丁忠兵，2015：《农产品电商生态系统——一个理论分析框架》，《中国农村观察》第4期，第39-48页、第70页、第96页。

16.汪旭晖、张其林，2016：《电子商务破解生鲜农产品流通困局的内在机理——基于天猫生鲜与沱沱工社的双案例比较研究》，《中国软科学》第2期，第39-55页。

17.武广汉，2012：《“中间商+农民”模式与农民的半无产化》，《开放时代》第3期，第100-111页。

18.许笑平，2009：《中美农产品物流的比较分析》，《改革与战略》第9期，第173-175页。

19.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。

20.杨宜苗、肖庆功，2011：《不同流通渠道下农产品流通成本和效率比较研究——基于锦州市葡萄流通的案例分析》，《农业经济问题》第2期，第79-88页。

21.叶敬忠、吴存玉，2019：《马克思主义视角的农政问题与农政变迁》，《社会学研究》第2期，第1-24页、第242页。

22.于海龙、武舜臣、张振，2020：《供应链视角下鲜活农产品流通模式比较——兼论环节多、链条长的流通难题》，《农村经济》第2期，第89-97页。

23.Banaji, J., 2016, "Merchant Capitalism, Peasant Households and Industrial Accumulation: Integration of a Model", *Journal of Agrarian Change*, 16(3): 410-431.

24.Bernstein, H., 1976, "Underdevelopment and the Law of Value: A Critique of Kay", *Review of African Political Economy*, 3(6): 51-64.

25.Bhattacharya, N., 1985, "Lenders and Debtors: Punjab Countryside, 1880-1940", *Studies in History*, 1(2): 305-342.

26.Clapp, R.A., 1994, "The Moral Economy of the Contract", in Little, P. D., and W., Michael (eds.) *Living Under Contract: Contract Farming and Agrarian Transformation in Sub-Saharan Africa*, Madison: University of Wisconsin Press, 78-96.

- 27.Harriss-White, B., 2013, “West Bengal’s Rural Commercial Capital”, *International Critical Thought*, 3(1): 20-42.
- 28.Jan, M.A., and Harriss-White, B., 2012, “The Three Roles of Agricultural Markets: A Review of Ideas about Agricultural Commodity Markets in India”, *Economic and Political Weekly*, 47(52): 39-52.
- 29.Kay, G., 1975, *Development and Underdevelopment: A Marxist Analysis*. London: Macmillan Press, 95.
- 30.Roy, T., 2014, “Trading Firms in Colonial India”, *Business History Review*, 88(1): 9-42.
- 31.Zhang, Q.F., 2012, “The Political Economy of Contract Farming in China’s Agrarian Transition”, *Journal of Agrarian Change*, 12(4): 460-483.
- 32.Zhang, Q.F., and J. A. Donaldson, 2008, “The Rise of Agrarian Capitalism with Chinese Characteristics: Agricultural Modernization, Agribusiness and Collective Land Rights”, *The China Journal*, 60: 25-47.

(作者单位：中国农业大学人文与发展学院)

(责任编辑：马太超)

“Circular-structured” Agricultural Products Circulation: Dynamics and Strategies of Commercial Capital’s Linking to Petty Commodity Producers

CHEN Yiyuan

Abstract: This study explores how commercial capital shapes China’s agrarian transformation by looking into the internal logic of agricultural product circulation, as well as the strategies that middlemen adopt in order to keep a stable supply of products. It finds that China’s agricultural product circulation is “circular-structured”, which means each layer of middlemen is connected with relatively stable suppliers of products and relatively stable buyers. The internal dynamics of such a structure are as follows. First, the mutual trust established between the participants based on long-term games can greatly reduce transaction costs. Second, the contracts established by trading partners on both sides are informal and flexible, which allows them to share risks by making contractual adjustments. Third, the purchasers at all levels are able to make purchase decisions based on their projection of potential sales volume, which reduces the risks of unsalable sales. In this context, by strategically using and constructing renqing relations, as well as providing interest-free loans to petty commodity producers, commercial capital manages to establish a steady supply of goods without getting directly involved in agricultural production. Petty commodity producers who are incorporated in the agricultural industrial chains by these vertical integration strategies are rendered vulnerable even if they could retain autonomy in production. In this sense, it is necessary to explore a path for petty commodity producers to organize and participate in market transactions.

Key Words: Commercial Capital; Petty Commodity Producer; Vertical Integration; Middlemen; Agricultural Product Circulation

MAIN CONTENTS

- One Century of Transition Logic of Chinese Farm Management
*ZHAN Jintao, ZHU Juyin & JI Yueqing*(2)
- The Impacts of Soybean Producer Subsidies on Farmers' Land Input Decision-making: An Empirical Analysis Based on the Data of National Fixed Observation Points in Rural Areas in China
*WANG Xin'gang, SI Wei, FENG Xiaolong & ZHAO Qiran* (20)
- The Impact of Digital Inclusive Finance on Farmers' Investment in Production and Operation
*ZHOU Yueshu & MIAO Zheyu* (40)
- The Digital Economy and Employment of Migrant Workers: Facilitation or Crowding Out? Evidence from the "Broadband China" Policy Pilot
*QI Xiulin & JIANG Qiuchuan* (59)
- The Long-term Impact of Land Tenure Security on Off-farm Employment of Labor Force: New Evidence from Leizhou Peninsula
*ZHANG Lina, LUO Biliang, HU Xinyan & ZHANG Tonglong* (78)
- The Effect and Mechanism of Bank-insurance Interactions on Farmers' Income Increase: An Analysis Based on the Survey Data Collected from Shandong, Liaoning, Jiangxi and Sichuan Provinces
*ZHU Ran, GU Xuesong, QIN Tao & REN Tianchi* (96)
- The Welfare Effects of Policy-based Agricultural Insurance: An Analysis from the Perspective of Farmers
*CHEN Yan & LIN Lefen* (116)
- Multi-dimensional Empowerment and Responsibility Reshaping: A Case Study of Institutional Adjustments of Rural Organizations Based on the Practice of "Town-village Work Integration"
*HE Degui & LI Xiang* (136)
- Fairness or Equilibrium: Coordination of Resources in the Practice of Grassroots Governance Based on an Analysis of the Misuse of Rural Subsistence Allowances Quota
*WANG Yu, CHENG Lingwei & DU Zhixiong* (157)
- "Circular-structured" Agricultural Products Circulation: Dynamics and Strategies of Commercial Capital's Linking to Petty Commodity Producers
*CHEN Yiyuan* (168)

CHINA RURAL SURVEY (CRS) is published bimonthly by Rural Development Institute of Chinese Academy of Social Sciences.

Editor in Chief: WEI Houkai Deputy Editor in Chief: CHEN QiuHong

Address: No.5, Jianguomennei Ave., Beijing, 100732, China

Code No.: BM4476 Overseas Distributor: China International Book