

规则流变视角下农村基层治水体系建设*

——以福建省永春县农田水利设施管护改革为例

周 茜¹ 郑林颖²

摘要：实施乡村振兴战略以来，各级政府对农村水利的投入不断增加，然而“政府管不到、集体管不好、市场管不了”的现象仍然存在，跨村水利管护机制缺失、基层治水规则与秩序失范问题亟待解决。本文以福建永春县吾峰镇农田水利设施管护改革为例，分析基层村镇场域中治水规则的建立与变革，从边界、身份、选择等7项规则入手剖析其对基层治水有效性的作用机制。研究发现，治水规则深刻影响了吾峰镇水利管护的行动情境：边界规则突破了原有以行政边界划定的资源治理边界，并鼓励企业等新行动主体进入；身份规则、选择规则明晰了管护主体的合约关系，确定了权责监督机制；偿付规则实现了良好的激励作用；信息规则推进了基层治水的公开、透明化运营；聚合规则创新了基层民主的可实现形式；范围规则通过试点选择创造了政策空间。在7项基层治水规则的共同作用下，吾峰镇农田水利设施管护改革摆脱了管护主体缺失困境和跨域治水合作困境，实现了治水行为的规范有序和管护绩效的稳步快速提升，促进了农村基层治水能力的现代化建设。

关键词：跨村水利设施 规则流变 治水能力 水利改革

中图分类号：F062.6 **文献标识码：**A

一、引言

农田水利设施作为重要的农村公共品，是增强农业抗风险能力、提高粮食综合生产能力的关键农业基础设施，是实现中国乡村振兴战略目标的核心动力（叶兴庆，2018；吕德文，2018）。农田水利设施供给不足带来的农村经济、社会和生态问题，已引起中国各级政府的高度重视。随着政府财政支持力度不断加大，农田水利设施的建设和投入在各地显著加强。然而，学者和政策实践者发现，在农田水利设施建设投入多年高水平供给的情况下，在许多农村地区，尤其是跨村区域，水利服务供给效率

*本文研究得到国家自然科学基金项目“复杂政策网络结构视野下农村基层治水组织的治理困境及发展机制研究”（项目编号：71503218）、中央高校基本科研业务费专项资金项目“中国公共政策的理论建构与实践创新”（项目编号：20720171004）、福建省软科学研究计划项目“政策工具选择与运用的逻辑研究——来自美丽乡村建设的实践经验”（项目编号：2019R0006）的资助。作者感谢匿名审稿专家和编辑部老师的意见和建议，但文责自负。

低下甚至无效供给等问题依然存在，所谓“政府管不到、集体管不好、市场管不了”的基层治水组织管理困境继续留存（王亚华等，2016）。

现有研究已认识到跨村水利基层治理问题的严重性和紧迫性，但切实解决跨村治水问题的政策实践和研究工作仍较缺乏。对于基层水利，“治理有效”不仅囊括村内的小水利（如山围塘、拦水坝、机井、村内水渠），也关系到如何增强跨村水利的管护合作，通过大中型水库、提水泵站、引水渠道等实现大水利与不同村庄小水利的有效对接（陈靖，2012）。

对于基层水利“治理失效”问题，学者们做出过一些探索性的解释：一方面，农村税费改革弱化了村集体经济基础和组织基础（杜威漩，2017），使得村内小水利管护都成问题，更无力协调跨村水利的管理与维护（李灵、吴毅，2016）；另一方面，乡镇政府尚未建立起基层水利管护的微观治理基础，使其缺乏联合多个村庄开展集体行动的政策空间。因此，有学者提出，国家应重视和积极参与跨村水利的制度建设与管护工作（罗兴佐、贺雪峰，2004）。也有学者指出，在大小水利对接层面，水利设施建管活动已经超出某一独立治理单元的作用限度，可采取联合管理方式（史亚峰，2017）。

然而，在国家项目资源密集下乡和用水户协会林立的现实背景下，许多村内外的水利设施仍然无法实现有效治理，这说明单纯的资金输入和主体建设并不是解决跨村水利治理问题的充分条件。如何构建有效的水利管护机制，摆脱基层治水组织管理困境，克服基层治水规则与秩序失范，成为亟待解决的问题。

鉴于此，本文以福建永春县吾峰镇农田水利设施管护改革为例，分析基层村镇场域中治水规则的建立与变革，剖析规则对基层治水有效性的作用机制。从规则建构的角度讨论基层治水情境，深入分析基层治水规则对治水有效性的影响，有助于增进政策决策者对基层治水规则的理解，为进一步完善农村基层治水体系建设提供决策依据。

本文余下部分的结构安排如下：笔者在第二部分以7项通用规则为基础，结合中国农村基层治水实践，提出了一个新的基层治水规则分析框架；在第三部分笔者通过深入观察福建省永春县的农田水利设施管护改革治理效果，力图找到解决跨村水利治理问题的中国实践样本；在第四部分笔者对基层治水规则展开动态分析并作微观解构；在第五部分得出本文的研究结论。

二、基层治水规则的分析框架

随着国家农田水利事业由重建轻管向建管并重转变，关于如何构建有效的水利设施管护机制的政策探索和地方实践越来越多。相应地，基层治水问题的研究方向也发生了改变。循着规则研究的进路，笔者尝试构建基层治水规则的分析框架，以期更好地回应中国农村基层的治水问题。

（一）基层治水问题研究的规则转向

近年来，关于农村基层治水问题的研究已出现“规则转向”（敬义嘉，2013），即从讨论资金投入和主体建设转向讨论基层治水规则的构建和有效性。在农村基层治水体系建设滞后的情况下，设计科学合理的宏观制度框架、发掘基层农田水利设施管护改革实践经验并总结规律，已成为基层治水能力建设的重要议题（陈辉、朱静辉，2012；罗诚、秦鹏，2015）。

基层治水规则的重要性不言而喻：一方面，失去良好的规则约束，即使拥有丰富的资源也可能导致“公地悲剧”和“囚徒困境”（毛寿龙、杨志云，2010）；另一方面，已有实践和研究表明，自治组织能够发挥良好效用的村庄一定是建章立制好的村庄（刘敏，2015）。具体来说，农村基层治水规则包括村庄的非正式规则和国家政策法律等正式规则（韩庆龄，2016）。当下，随着私人利益的不断扩大和宗族意识的淡化，非正式规则正在失效；而由于远离行政中心，正式规则的落实也往往因难以监控而流于纸面（高万芹、龙斧，2016）。因而，探讨农村基层治水场域中的规则流变，能切中村社结构与治理实践的要害，并抓住基层治水问题的本质（狄金华、钟涨宝，2014）。

现有研究多从规范视角讨论村庄治水规则，较少分析规则在基层治水情境中的作用机制，即具体哪项规则在治水实践中可以发挥效用，哪项或哪几项规则是实现基层治水有效性的关键。鉴于此，笔者将构建一个基层治水规则分析框架，对农田水利设施管护改革前后基层治水规则展开比较和微观解构，从而剖析规则对中国农村基层治水有效性的影响，为治水模式的进一步优化，以及基层治水体系的建设和完善提供相关理论和经验参考。

（二）基层治水规则分析框架

新制度经济学学者将制度界定为规则（rules），强调通过制度革新改善公共资源治理，其实就是在制定或调整具体行动情境的规则（Ostrom，2005）。如果将其投射到中国的基层治水情境中，则体现为基层村镇场域中治水规则的建立与变革。笔者将从公共资源治理的7项通用规则入手，构建一个基层治水规则分析框架（见图1），剖析规则对基层治水有效性的作用机制。7项规则共同型构基层治水情境，其中每项规则都有明确的目标和指向，通过规则型构与流变，共同影响基层治水有效性的实现。

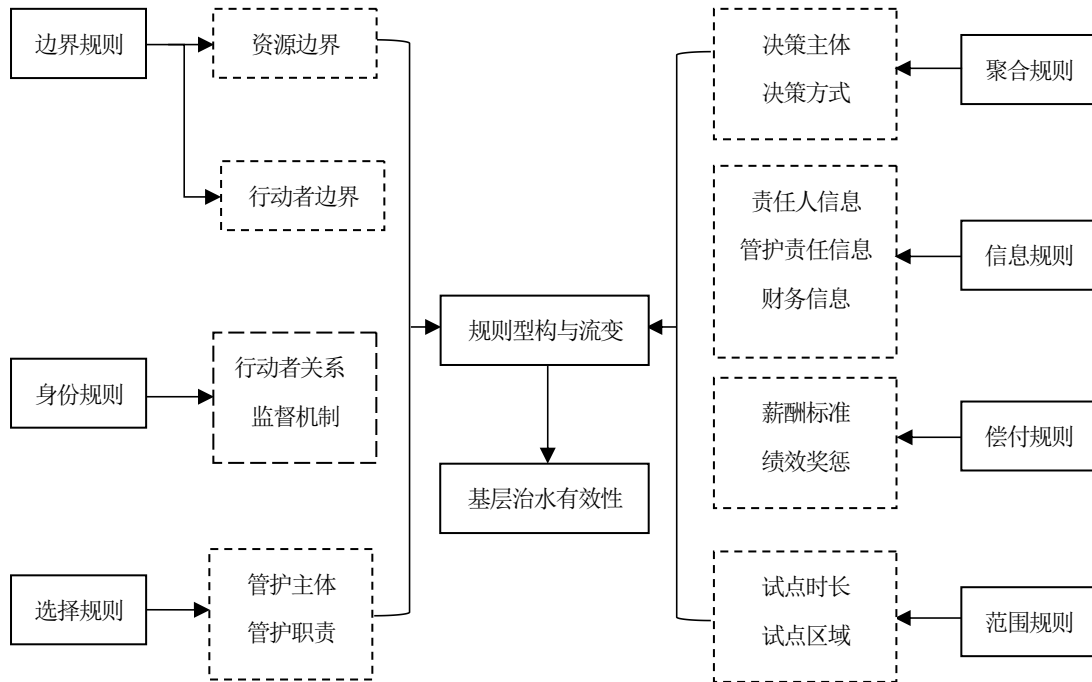


图1 基层治水规则分析框架

1.边界规则。边界规则是对行动情境中资源边界和行动者边界的规定。通过清晰界定资源边界和行动者边界，可以克服行动者群体中的“非法访问”和“搭便车”问题（章平、黄傲霜，2018），为村民自主治理提供制度门槛保障（谭江涛、彭淑红，2013）。在基层治水情境中，资源边界和行动者主体的清晰化能够有效地避免用水分配等冲突（刘辉，2014）；而模糊和过于松散的边界规则，则可能导致准入不公、政府干预错位等问题出现（罗诚、秦鹏，2015）。后文中笔者将从农田水利管护的资源边界和使用者边界两方面考察案例中的边界规则。

2.身份规则。身份规则规定情境中不同行为主体的角色及其数量。只有当行动者清楚自己在组织中的位置和职能时，才有可能通过结果预判确定其行为取向。例如，基层治水过程中基层政府的缺位或不作为，会使基层治水秩序缺乏监督维护，是导致水利设施供给无效的重要原因之一（毛寿龙、杨志云，2010）。笔者在后文中将对基层治水情境中各行动者主体之间的关系进行分析，并特别关注监督者身份的确立。

3.选择规则。选择规则是对情境中行动者行为的规定，譬如允许做什么，禁止做什么，应该做什么。管护主体的选择等规则明晰有助于降低交易成本，确保基层治水行动者之间对彼此行为有较为可靠的预期，以确定自己的行动选择（龙子泉等，2018）。既有研究（例如郝亚光，2018）中谈到的“自流灌溉、上灌下沥”和多村协调轮灌等，均体现了选择规则在基层治水实践中的作用。结合案例，笔者在后文中将从管护主体和管护职责是否明晰来分析该规则。

4.聚合规则。聚合规则确定集体决策的形成机制，包括决策主体范围、决策方式等（李文钊，2016）。一般来说，用水户协会和社会化机构参与治水工作，会形成多中心决策模式，弥补权力集中制度下本土信息的缺失（柴盈，2014）。但也有研究反映，在中国农村基层治水情境中，集体决策大多由政府或村集体制定，用水户协会等自组织则是空壳运作（刘敏，2015），公众的参与权未获得充分体现（孙海涛，2016）。笔者在后文中将从决策主体范围和决策方式两方面阐述行动情境中的聚合规则。

5.信息规则。信息规则决定行动情境中哪些信息可被获取，以及可被获取的程度。它反映了行动情境中所有行动者之间信息沟通渠道的建立问题。在用水情境中，学者们认为，用水户需求表达机制越完善，水利供给效率越高（罗兴佐、房红磊，2013）。但在传统治水体制下，大部分村民无法参与决策，也无法获知管理信息，信息黑箱严重影响了基层治水效率。譬如，由于信息不对称，一些项目花大力气覆盖位置偏远或易被荒废的农田，而这样的水利工程是毫无农业经济收益的（罗诚、秦鹏，2015）。笔者在后文中将以案例中的责任人信息、管护责任信息和财务信息是否公开为标的，对信息规则的变化展开讨论。

6.偿付规则。偿付规则决定个体的报酬和可能的惩罚性支出。研究者认为，对违规者进行及时惩戒，有助于对潜在的“搭便车”者予以反面示范，以维持集体行动（Ostrom，1999）。现有研究呈现了乡村场域中由资源使用者自发形成的多种惩罚机制，如请酒赔礼（靳永翥、赵龙英，2010）、小组连坐（龙子泉等，2018）、惩罚性赔偿（许君清、黄菊文，2016）等。回报和激励机制的有效性也是多元供给模式下农村基层治水的要点，如对弱势群体的扶持政策和促进节水的水价政策（王贵作等，2016）等。笔者在后文中将从是否有规范的薪酬标准和绩效奖惩两方面对偿付规则展开分析。

7.范围规则。范围规则通过改变范围参数来改变参与者的行为，从而确定在行动情境中可能出现的结果集合（史亚峰，2017）。在基层治水实践中，政策试点导向的水利投入差异是约束各地农田水利建设的普适变量（华坚、马殷琳，2014），因此试点地区、试点方案和推广方式经由审慎的政策选择，确定政策资源投放的力度和效度。在后文的案例分析中，笔者将选用试点时长和试点区域等范围参数分析基层治水情境中的范围规则。

三、福建省永春县农田水利设施管护改革实践

永春县地处福建省东南部，是典型的农业县，农业人口占全县人口的比例超过 52%^①。该县属于亚热带季风气候，全年降水量在 1100~1600 毫米。2014 年，永春县被确定为全国农田水利设施创新运行管护机制试点县。2015 年，该县吾峰镇在县水利局指导下开始开展农田水利设施管护改革。吾峰镇位于永春县城西北 12 公里处，辖 8 个行政村，总面积 32.2 平方公里，常住人口 1.4 万人。全镇登记在册的农村小型水利工程有水渠、拦水坝、山围塘等，以小、多、散为特点。2015 年吾峰镇建立了清平水利工程维护中心（以下简称“维护中心”）。维护中心由 1 名中心主任（即法人），3 名片区负责人和 10 名管护人员组成^②。片区负责人一般由村干部兼任，管护人员则聘请在家务农的普通村民担任。以维护中心为依托，全镇水利设施实现了管护责任主体全覆盖，通过责任牌或责任区定位可以快速确认并联系责任人处理水毁水患，提高了水利管护效率。

本文所用数据主要来自于课题组 2017 年、2019 年两次赴福建省永春县的实地调查。2017 年，课题组在永春县水利局对水利局副局长及基层水利管理人员进行了访谈。在访谈中获得了永春县和吾峰镇的人口、耕地等基础数据资料，了解了永春县农田水利设施管护改革前后的政策变化和水利设施建设情况，并围绕吾峰镇开展的政府购买社会化企业服务等创新管护模式展开了深入讨论。在 2017 年和 2019 年，课题组两次通过对维护中心负责人的访谈获得了吾峰镇的水利建设情况，以及中心的制度建设、组织建设、管护效果等信息，并对 2017~2019 年维护中心的运行情况做了跟踪了解。此外，课题组分别在 2017 年和 2019 年对吾峰镇的各村村民进行了初访和回访，获取了农田水利设施管护改革前后村民对水利设施管护的认知和效果评价等信息。根据调查资料，下面笔者将从经济效益和社会效益两个维度描述福建省永春县吾峰镇农田水利设施管护改革的治理效果。

（一）管护改革前永春县吾峰镇的治水状况

从经济效益的维度看，与中国很多农村地区类似，永春县基层治水面临历史欠账太多、管护成本过高而导致的基层水利灌溉效率低的问题。以吾峰镇为例，水利设施大多从 20 世纪 90 年代起就没有进行过大范围修缮，日常管护时有时无，设施完好率低，渠道硬化率不足 50%。这使得该镇水利设施的输水能力有限，引水能力不足 40%，无法满足农业生产的用水需求。吾峰镇枣岭村书记谈道：“那

^①数据来源：泉州市统计局、国家统计局泉州调查队，2017：《泉州统计年鉴》，北京：中国统计出版社。

^②片区的设置，是维护中心为了便于日常管理工作和考核问责，综合全镇水系特征和行政村分布情况，对全镇登记在册的农村小型水利工程实施分区域管理的内部工作制度。

时候山上水是不少啦，但是渠道引过来就少掉很多了，旱季水根本不够用，会起纠纷的”^①。据了解，由于预算有限，永春县仅能对部分农田水利设施管护给予财政补助，剩余的大部分管护经费（包括人工和材料设备费用）都无法保证，需要基层兜底。这给镇财政造成了沉重负担，也致使基层治水能力失去保障。

从社会效益的维度看，永春县基层治水的群众基础流失，农田水利作为公共品的社会价值无法实现。农田水利设施管护属于公益性强、初始投入规模大且投资回报周期长的一类农业基础设施管护行为。随着大量农村劳动力流向城市以及农村家庭收入结构的改变，村民的农业用水依赖程度降低，管护意愿进一步弱化，使得村集体难以整合多样化的用水需求并有效监督“搭便车”行为（周茜等，2018）。尤其是在跨村治水领域，由于传统水利管护责任不明确，各村之间相互推诿，不利于跨村合作治水行为的发生与合作机制的建立。

（二）管护改革后永春县吾峰镇的治水状况

2015年，为了解决农田水利设施产权不明和缺乏日常管护等问题，永春县在吾峰镇成立了维护中心，试点专业化集中管理的农田水利管护模式。维护中心作为社会化企业，向镇政府承包负责全镇的农田水利日常管护工作。自此，吾峰镇的水利建设逐渐有了起色，供水不仅满足了农业生产所需，还为基层水利管护工作者带来了收益，而基层治水规则的重新构建也为形成合作治水的用水环境打下了基础。

首先，在经济效益方面，水利设施得到了良好的日常维护。设施的一般性损坏问题在3天内基本能得到解决，渠道硬化比例达到80%；水利设施的供水能力显著增强，灌溉绩效由原来的40%提升到70%；水资源的丰足不仅保证了本地的双季稻种植，还为村民种植蔬菜、建果园、搞苗木、发展观光农业提供了条件，从而增加了村民收入。

其次，在社会效益方面，基层治水的参与主体增加了，也落实了管护责任。维护中心作为社会化企业，通过市场配置人力资源的方式吸引村民参与，聘请本地村民担任管护人员；维护中心的成立落实了跨村水利的管护责任，减轻了各村的经济负担和组织成本。随着基层治水规则的完善和村民参与意识的增强，镇村各级之间的监督机制逐渐完善，优化了基层治水体系，为基层公共事务治理提供了治理范本。

概言之，从永春县吾峰镇农田水利设施管护改革前后的治水状况可以看到，该镇已从管护改革前的水利设施年久失修、无人管护阶段，进入管护改革后的水利设施得到良好和有序维护阶段：政府、村集体和社会化企业成为基层治水的积极行动者，基层水利设施管护责任得到落实；管护改革确立了行之有效的基层治水规则，使得基层治水体系得到完善。

四、规则流变分析

2015年永春县开展了农田水利设施管护改革，为吾峰镇的农田水利设施管护打开了新局面，也引

^①来自对吾峰镇枣岭村书记的采访，2017年2月。

致该镇基层治水行动情境中诸多规则的改变。洞察基层治水规则变迁，有助于理解管护改革后治水规则对基层治水有效性的作用机制。

（一）边界规则：调整资源边界，扩展行动者边界

永春县吾峰镇实施农田水利设施管护改革后，对资源边界和行动者边界规则都做了变更：一方面，通过设立维护中心，将资源边界由原来的行政边界调整为水文边界，据此提供基层水利服务；另一方面，新承接基层水利管护职责的维护中心，作为由个体法人经营的社会化服务管护主体，可通过政府购买服务等形式在基层治水工作中实现市场主体的准入。

2015 年以前，吾峰镇的跨村水利设施管护在税费改革后由于乡镇财政问题而被搁置一旁，处于治理失效状态。企业等第三方主体在农村基础设施市场准入方面受到限制：由于水利设施尚未确权，产权不明晰，企业难以成为合法的承包方；而且吾峰镇的许多跨村水利工程已超过规定使用年限，改造更新不但需要投入较多资金，而且投入回报周期较长，严重影响了企业等新服务主体的参与积极性（罗琳、李晓晓，2017）。概言之，权责不明晰和营商环境恶劣直接阻碍了企业等新水利服务主体进入基层治水场域。

2015 年之后，吾峰镇成立了维护中心，将全镇的水利工程维护工作打包交给维护中心负责，并明确镇政府为发包方，由县、镇两级政府共同拨付承包款，使得维护中心能够顺利进入基层治水场域，从而形成了政府、维护中心和村集体多方参与的共治结构。维护中心在提供服务过程中以水文边界为依据，打破了原有的村级行政边界，实现了管护服务的全范围覆盖；通过采取分片区管护的方式，解决了跨村水利管理的交互推诿问题，实现了大小水利设施管护的有效衔接。

（二）身份规则：明确参与主体间关系，重塑监督机制

在吾峰镇的治水情境中，行为主体主要有 3 类：政府、维护中心和各村集体。

2015 年以前，维护中心尚未建立，地方政府在基层治水事务上与村集体是委托代理关系。县政府水利主管部门通过申报和承接上级政府的水利项目，向各乡镇拨付农田水利治理资金。关于农田水利经费使用在何处、如何使用、项目实施效果评估等工作，县里通常不代为制定具体明确的政策方案，而是只做出一些基本指引。这造成了县政府与各村集体之间的委托代理关系权责不清晰，无法对资金使用效率和政策落实做到有效问责，跨村水利设施管护问题也无人问津。

2015 年之后，维护中心的出现解决了跨村水利设施管护主体缺位的问题。跨村主要水利设施的维护由镇维护中心负责，毛渠等小水利设施的维护由各村负责，做到了职责分明，也减少了各村之间的用水矛盾，形成了较为和谐的用水、治水环境。维护中心的企业法人身份，使其可以在营业范围内进行自主决策。

特别地，维护中心重塑了基层治水场域的监督机制。在管护改革前，由于打工经济等外在环境因素的变更，农业的共同生产秩序（包括集体灌溉行为）受到了挑战，使得原有的低成本的用水者相互监督机制被破坏。管护改革后，基层农田水利设施的管护责任交由维护中心，维护中心与村民和镇政府之间重新建立起新的监督关系：一方面，村民作为基层水利设施的使用者，可应用消费问责的市场逻辑，在操作层面形成对维护中心日常工作的监督；另一方面，政府作为基层治水服务的发包方，可

从绩效评价角度监督维护中心的管护工作。

（三）选择规则：确立管护主体，明晰管护责任

选择规则接续身份规则，进一步在微观层面明确基层治水场域中行动者的行为选择和取向。在案例资料的基础上，笔者以跨村治水情境中管护主体的确立为例介绍选择规则。

2015 年以前，由于缺乏明确的基层管护主体，明晰管护责任无从谈起。当水利设施出现问题的时候，村民通常只能找村主任。“管水员是镇上那个中心成立以后才有的啦，以前就找村主任找书记咯，他们忙得很啦”^①。由于村里的综合事务繁杂，而且存在资费紧张等问题，只有当水利设施实在无法使用、村民的用水需求强烈、产生水事纠纷时，村里才会投入人力物力解决问题。

2015 年之后，农田水利设施管护人员采用聘用制，由吾峰镇各村或用水户协会等负责选聘工作，并对管护人员的职责作规范化、书面化管理^②。在维护中心，管护工作依照水文边界分片区开展，全镇的水利设施被划分到 3 个片区，各片区根据工作量大小聘请 1~2 名管护人员，形成管护人员一片区负责人—中心主任的层级负责制。村民日常如发现跨村大水渠需要清淤、修复驳岸等可直接联系中心管护人员前去；各村内部的小水利一般由受益角落^③的村民以半投工的方式参与管护。如此，村集体与维护中心之间分工明确，形成较顺畅的沟通机制。

（四）聚合规则：弥补跨村水利决策者缺位，下沉资源鼓励多主体参与

在基层治水情境中，谁参与决策、如何决策等聚合规则都会直接影响治水的有效性。决策主体范围和决策方式的前后变化可以体现聚合规则的流变。

2015 年以前，基层公共事务原则上要求依照“一事一议”制度处理。然而，“一事一议”制度在落实执行过程中存在“事难议、议难决、决难行”的三难问题（项继权、李晓鹏，2014）^④；同时，该制度的协商范围仅限于村内，不覆盖跨村治水事宜。因此，在基层治水中，“一事一议”的决策机制难以发挥效用，跨村水利决策主体缺失。

2015 年之后，吾峰镇开展农田水利设施管护试点工作，企业和村集体在市场机制的作用下，各自拥有了选择由谁担任企业负责人、聘请谁为管护人员的权利。全镇统一的管护模式减轻了村集体的负

^①来自笔者 2019 年 3 月对吾峰镇村民的访谈。

^②具体来说，管护人员的职责包括：①加强工程的巡查和管护，并做好相应记录。非汛期每个月至少一次，汛期每半个月至少一次；暴雨过后，及时清理杂物；在冬春修期间，进行一次全面的除草和清淤。②对工程小水毁进行日常维修养护，水泥等材料根据统一购买标准向中心报销，发现较大水毁情况立即报告。③保护工程不受破坏，并配合做好工程的水毁修复与防渗衬砌工作，监督工程施工，保证工程质量。

^③受益角落，是在中国南部农村地区对“自然村”的另一种广为使用的民间表述。

^④根据福建省“一事一议”奖补政策，水利设施建设必须达到国家规定的法定标准（譬如土地连亩面积大），而且要村民通过“一事一议”的方式先筹资修建起来，政府才能给予适当的补贴，这不利于吾峰镇这种地处丘陵地区、经济不发达、土地“小散乱”的农村地区分享政策红利。因此，在吾峰镇，“一事一议”缺乏落地的制度环境，各村很难获得资金补助用于水利建设。

担，也大幅度降低了跨村协商的成本。维护中心按片区开展管护工作，聘请本地村民担任管护人员，与具体受益村民半投工管护相联动。可以看到，聚合规则的变化，解决了跨村协商治水的制度困境，同时将部分决策权切实下沉到了村集体和企业中，进而增强了基层民主决策的生命力。

（五）信息规则：公开管护责任信息，增强财务信息透明度

基层治水信息，尤其是财务信息、管护责任人及其管护责任信息的公开、透明，有助于村民合理用水与参与管护。

2015 年以前，基层治水管理信息模糊。对于水利管护的职责范围、奖惩机制，以及村内有哪些水利设施等，很多村民都说不清楚，在访谈中也表示从未见过关于此类信息的公示。关于水利建设的投入，在村级财务信息公开栏中能够找到关于政府划拨专项水利资金情况的介绍，但对于资金支出情况则未有明确信息。

2015 年之后，由维护中心负责的各条渠道上都立了告示牌，告示牌上清楚地写明了管护责任人姓名、电话和管护职责，以及该村归属的管水片区的片区负责人。这样，村民可以很方便地通过电话和责任人联系，要求其开展管护工作。同时，在镇维护中心的宣传栏中，还公告了维护中心主任的联系方式，以及维护中心工作人员的职责内容。村民还可通过宣传栏清楚地了解管护工作的进展。此外，在维护中心办公场所内所张贴的条例上，可以看到维护中心和管护人员的划档奖惩机制、全镇登记的水利设施的分布和数量。维护中心的财务信息，则须接受镇政府工作人员的查阅，在绩效评估时用作参考。村级财务信息公开状况与改革前一致。

（六）偿付规则：实现薪酬标准化，明确奖惩措施

要想提高基层水利服务质量，除了要保障水利设施的有效供给，更要注重建后管护人员薪酬标准化建设与管护主体（如维护中心）的绩效考核工作。

2015 年以前，镇政府在进行项目发包时，通常只关注预算内容是否与水利建设有关，而对于水利工程建设中的人工费用标准、工程实施效果等均缺乏规范化指导。在访谈中，枣岭村的村书记谈道：“之前村民来做工，工资比较随意，50~60 元一天也有，150 元一天的也有”^①。薪酬标准的不统一、不规范，再加上没有绩效考核，使得基层治水工作中“临时搭班子”简单应付的现象很普遍。

2015 年之后，永春县制定了《永春县小型农田水利工程管理实施细则（试行）》，明确了农田水利工程维修养护定额标准，详细规定了基层水利工程承包款的计算方法、工资拨付标准、绩效考核办法和奖惩制度^②。据此，吾峰镇成立由镇、村工作人员共同组成的考核工作组，对镇辖区内农田水利设施管护情况定期考核。同时，该镇创新实施了“微信群组”考核模式，即组建一个由工程管护责任人、考核工作组成员、志愿者服务队成员等组成的微信群，日常巡视时考核组成员线上及时向维护中心通

^①来自笔者于 2017 年 2 月对吾峰镇枣岭村村书记的访谈。

^②对维护中心负责的基层水利设施管护工作，县里按照统一的水利工程标准计算补贴。具体而言，渠道每年每公里补助 1000 元，引水坝和泵站每年每座补助 500 元，等等。管护人员的基本工资按照每月每人 600~800 元的标准拨付，其中若有较大规模维护工程（以 1 天以上工期为准），则附加每日 80 元的补助。

报管护情况或水毁情况，以便于管护人员及时处理和反馈。

对于维护中心，在基层农田水利设施管护效果方面有明确的考核标准和奖惩措施，具体而言：需保持过水断面无塌破、无淤积、无农作物种植，且配套水利设施完备等。维护中心的考核结果划分为4个等级（优秀、良好、合格和不合格），并由此确定当季承包款的奖励比例^①。对于管护人员，维护中心除了要求其完成岗位职责外，还规定每月接到的群众对其的举报数量不得超过3次。可见，吾峰镇的薪酬标准化和绩效考核措施，既规范了管护人员的工作行为，也对其服务质量有所要求，有利于提升全镇的基层治水水平。

（七）范围规则：集中投入试点区域，保障试点成效

在一定时间和区域范围内进行试点工作，有利于政府集中投放政策资源，以保障试点工作的顺利实施和效果评估。在试点区域的选择上，永春县仅选择了吾峰镇和岵山镇。在试点区域，政府通过购买社会化服务的方式实现了专业化集中管理的农田水利管护模式。在试点时长的选择上，政府购买服务的合同有效期是3年。对此，维护中心的负责人表示担心：“试点已经运作近4年，效果也还不错，但是合同到期后也没有续签，政府对中心未来的发展更没有透露过其他信息，中心以后也不知道会怎么样”^②。诚然，如果缺乏稳定的资金扶持或者合同保障，该种政策创新实践即使效果不错，也将难以为继^③。因此，试点效果亟待评估和推广论证，以突破试点项目在时间和空间上的局限。

综合来看，表1总结了在永春县吾峰镇水利设施管护改革前后基层治水场域中边界、身份、选择、聚合、信息、偿付和范围7项规则的流变情况。

表1 吾峰镇农田水利设施管护改革前后的规则流变

	规则内容	2015年管护改革前	2015年管护改革后
边界规则	资源边界	以行政村为边界管理各自村内水利设施，不含跨村水利设施。	从以村为边界，调整为以水文为边界落实管护责任，覆盖跨村水利设施。
	行动者边界	缺乏产权保障和盈利空间，企业难以进入。	成立清平水利工程维护中心，采用政府购买服务方式，为社会化企业主体进入水利市场开创政策空间。
身份规则	各主体关系	政府与村集体是权责不清的委托代理关系	企业、村集体和政府基于合同，实现合作治理。
	监督机制	农业共同生产秩序被破坏，用水者相互监督机制被破坏。	政府和村民对维护中心工作分别实行绩效监督和消费问责。
选择规则	管护主体	村内水利设施无明确管护人，跨村水利无管护主体。	合同明确各农田水利设施的管护责任人。

^①当维护中心考核结果获评为“优秀”时，会从镇政府得到当季承包款的10%作为奖励；获评“良好”时得到5%的奖励，“合格”时无奖励、仅拿到承包款，“不合格”时则不拨付承包款。

^②来自笔者于2019年3月对维护中心主任的采访。

^③据维护中心负责人介绍，由于镇里的财政收入太少，合同中约定的镇一级配套部分无法实现，这进一步限制了维护中心的盈利空间，使得中心不得不相应缩减人工成本和材料成本等开支，导致的直接结果就是管护人员的收入减少和工作责任心弱化，进而对管护工作实效的发挥产生了不利影响。

(续表 1)

	管护责任	管护责任未书面化	管护责任书面化
聚合规则	决策主体 决策方式	跨村水利设施决策主体缺失 “一事一议”制度难以发挥效用	决策权下沉到村集体和企业 维护中心协调解决跨村治水事宜
信息规则	责任人公示 管护责任公示 财务信息公示	无 无 政府划拨资金使用情况公示	于各水利设施旁公示 镇维护中心宣传栏上公示 村级财务信息公开与改革前一致；维护中心财务由镇政府审计、评估。
偿付规则	薪酬标准 绩效奖惩机制	薪酬标准随意性较大 无明确的绩效奖惩	全县统一的养护定额工资标准 建立微信群等多渠道考核，通过划档考核规范绩效奖惩。
范围规则	试点时长 试点区域范围	无 无	合同有效期为 3 年 仅在吾峰镇和岵山镇

五、结论和讨论

当代中国的农村基层治水能力建设，已由过去单纯地加大资金投入和加强基层主体建设等方向，转为通过深化农田水利设施管护改革塑造更为完善的规则体系，以落实和实现“规则之治”。本文提出了一个新的基层治水规则分析框架，通过一个成功解决跨村水利治理问题的中国实践样本，分析了基层村镇场域中治水规则的建立与变革及其对基层治水有效性的作用机制。

通过对永春县吾峰镇水利设施管护改革前后基层治水规则的流变分析，笔者发现治水规则深刻地影响了永春县吾峰镇的治水情境。在边界规则方面，通过打破资源治理的边界，跨越村级行政边界，解决了跨村水利设施管护责任的推诿问题；通过建立市场准入规则，鼓励和支持社会化企业进入，实现了多元合作治理。在身份规则方面，通过明晰主体身份、主体之间的关系和设立监督者身份，重塑了基层治水主体关系和基层治水逻辑。在选择规则方面，通过落实每一项水利设施的管护责任人，实现了管护服务全覆盖。在聚合规则方面，通过维护中心落实跨村水利设施管护主体，使其有效参与到基层治水决策情境中来，消解了“一事一议”协商范围有限的问题，创新了基层民主的可实现形式。在信息规则方面，通过公开责任人信息、管护责任信息、财务信息等方式，实现了基层治水的公开、透明化运营，便于村民日常监督，并有助于村民合理用水与参与管护。在偿付规则方面，通过划档考核的绩效奖惩机制实现了对管护人员的正向激励，并对维护中心定期进行绩效考核，以提高基层治水服务质量。最后，在范围规则方面，试点时长和试点区域的选择，确定了管护改革的力度和效度，为有效提升基层治水能力创造了政策空间。

具体来说，永春县吾峰镇的农田水利设施管护改革摆脱了以下困境：

第一，管护主体缺失困境。吾峰镇在进行农田水利设施管护改革以前，政府、市场和村集体三方对水利管护都处于不参与或弱参与的状态，全镇的水利设施管护陷入主体缺失的困境。随着治水情境中规则的改变，尤其是边界规则和身份规则的调整和变更，政府、市场和村集体都成为了积极的行动者，并且分工明确、合作良好。从政府方面看，制度变革使水利工作绩效在政绩考量中的占比不断增

加,镇政府成为水利管护工作的发包方。从市场方面看,政府认识到市场在配置资源方面的重要作用;改革试点打开了市场主体进入管水情境的大门,使企业具有合法且合适的身份参与基层水利管护,加之相应的绩效激励和规范约束,促使企业在基层治水情境中积极作为。从村集体方面看,新主体的加入能合理支持、减轻村集体的工作,激发了村集体对集体行动的积极性。由此可见,规则的改变通过明确政府责任、允许并鼓励市场主体进入、加强村集体参与感3个方面促成了多主体合作治水的局面,改变了主体缺失的困境。

第二,跨域治水合作困境。吾峰镇在进行农田水利设施管护改革之前,由于灌溉设施的产权没有明确,且各村缺乏共议公共事务的激励,不同村庄之间对于水利设施维修和管理责任的对接和分配存在分歧、推诿,导致一些多村共用的水利设施(如拦水坝、干渠)因为得不到管理和维修,甚至因为村民竞争用水而被破坏性地使用,如私自挖渠引水等。管护改革之后,由政府支持、市场参与组建的镇一级社会化企业——清平水利工程维护中心统管全镇干渠等主要渠道的维护工作,超越了行政村治水的管护边界,弥补了吾峰镇没有镇级管水单位的不足,解决了各村之间争议的公共资源管护问题。同时,维护中心明确规范了其自身和各行政村的责任范围,形成了维护中心负责跨村主干渠,村集体负责毛渠、斗渠的分工格局,各村再通过村内制度规则划分受益角落,从而实现管护责任的全覆盖,并在全镇形成了政府、企业、各村村民交互监督的网络,化解了行政村之间、村内村民之间的用水冲突。由此可见,规则的改变通过将争议区域收归管理和落实制度规范责任的方法,摆脱了跨域合作的困境。

总体而言,福建省永春县吾峰镇的基层水管护效果显著。然而,试点经验暂未得到及时推广,作为吾峰镇基层治水场域中的重要主体,维护中心如今也处于“无合同运行”的状态。不难想象,资金缺位和试点项目的“短时集聚”效应是造成这一问题的主要原因。一方面,管护改革要求镇政府承担部分外包费用,这就使本就困难的镇财政更加紧张,而作为承包方的企业,因为受限于政府财政投入无法拓展基层治水业务,更无力投入更多资金扩大生产、提升水利服务质量。另一方面,永春县被评为全国农田水利设施创新运行管护机制试点县已逾5年,政府在基层水利管护工作方面的注意力逐渐转移,使得基层治水长效机制的运转缺乏驱动力。

针对以上问题,笔者建议政府应放松对基层水利社会化企业既有的行政压力,可尝试由企业自主与镇政府乃至村委会进行议价谈判,支持维护中心自主开拓业务,运用市场力量配置好基层治水资源、扩散管护改革经验和促进企业再生产投资。同时,政府应当认识到农田水利设施管护改革的紧迫性和基层治水规则完善和夯实的必要性,加强制度建设并保障长效机制运行的政策投入和资金投入。

参考文献

- 1.柴盈,2014:《南方地区农田水利政府支出效率及地方性制度比较分析》,《农业经济问题》第6期。
- 2.陈辉、朱静辉,2012:《村庄水利合作的逻辑困境——以安徽长丰县薛村、李庄为个案》,《中国农村观察》第5期。
- 3.陈靖,2012:《基层水利的系统性与节点治理——一个中部农村的渠堰型水利治理分析》,《水利发展研究》第1期。
- 4.狄金华、钟涨宝,2014:《从主体到规则的转向——中国传统农村的基层治理研究》,《社会学研究》第5期。

- 5.杜威漩, 2017:《小农水无效供给的生成机理与治理路径》,《华南农业大学学报(社会科学版)》第2期。
- 6.高万芹、龙斧, 2016:《村民自治与公共品供给的权利义务均衡机制——以Z县G乡L村为个案》,《南京农业大学学报(社会科学版)》第5期。
- 7.韩庆龄, 2016:《规则混乱、共识消解与村庄治理的困境研究》,《南京农业大学学报(社会科学版)》第3期。
- 8.郝亚光, 2018:《“稻田治理模式”:中国治水体系中的基层水利自治——基于“深度中国调查”的事实总结》,《政治学研究》第4期。
- 9.华坚、马殷琳, 2014:《我国农村水利建设投入机制研究综述》,《河海大学学报(哲学社会科学版)》第1期。
- 10.靳永翥、赵龙英, 2010:《贫困乡村准公共物品自主提供的动态协调机制——基于集体行动理论视角的“滑竿原理”》,《甘肃行政学院学报》第6期。
- 11.敬义嘉, 2013:《立以规矩成以方圆——评〈规则社会的十项原则:提升中国的治理能力〉》,《中国行政管理》第9期。
- 12.李灵、吴毅, 2016:《治权弱化抑或制度不匹配:转型期农业水利供给问题再分析》,《华中科技大学学报(社会科学版)》第5期。
- 13.李文钊, 2016:《制度分析与发展框架:传统、演进与展望》,《甘肃行政学院学报》第6期。
- 14.刘辉, 2014:《制度规则影响小型农田水利治理绩效的实证分析——基于湖南省192个小型农田水利设施的调查》,《农业技术经济》第12期。
- 15.刘敏, 2015:《农田水利工程管理体制改革的社区实践及其困境——基于产权社会学的视角》,《农业经济问题》第4期。
- 16.龙子泉、徐一鸣、周玉琴、范如国, 2018:《社会资本视角下小型农田水利设施管护效果——湖北省当阳市两个农民用水户协会案例研究》,《中国农村观察》第2期。
- 17.罗诚、秦鹏, 2015:《农村水利设施的善治逻辑与制度回应》,《中国软科学》第6期。
- 18.罗琳、李晓晓, 2017:《新型农业经营主体参与农田水利建设和管理存在的问题及对策》,《中国农村水利水电》第1期。
- 19.罗兴佐、房红磊, 2013:《农村公共物品供给效率的影响因素分析——基于重庆市12个村庄道路和水利设施的调查》,《重庆邮电大学学报(社会科学版)》第5期。
- 20.罗兴佐、贺雪峰, 2004:《论乡村水利的社会基础——以荆门农田水利调查为例》,《开放时代》第2期。
- 21.吕德文, 2018:《乡村治理空间再造及其有效性——基于W镇乡村治理实践的分析》,《中国农村观察》第5期。
- 22.毛寿龙、杨志云, 2010:《无政府状态、合作的困境与农村灌溉制度分析——荆门市沙阳县高阳镇村组农业用水供给模式的个案研究》,《理论探讨》第2期。
- 23.史亚峰, 2017:《自主性治水:基层多单元水利治理的内在机制研究——基于洞庭湖区湖村的深度调查》,《学习与探索》第11期。
- 24.孙海涛, 2016:《水资源管理中的公众参与制度研究》,《理论月刊》第9期。
- 25.谭江涛、彭淑红, 2013:《农村“公共池塘”资源治理中的集体行动困境与制度分析——基于安徽桐城市青草镇黄砂资源过度采集问题的个案研究》,《公共管理学报》第1期。

- 26.王贵作、刘江、郎励贤, 2016:《农田水利改革发展的思考》,《中国人口·资源与环境》第 S1 期。
- 27.王亚华、高瑞、孟庆国, 2016:《中国农村公共事务治理的危机与响应》,《清华大学学报(哲学社会科学版)》第 2 期。
- 28.项继权、李晓鹏, 2014:《“一事一议财政奖补”:我国农村公共物品供给的新机制》,《江苏行政学院学报》第 2 期。
- 29.许君清、黄菊文, 2016:《引入惩罚性赔偿制度实施水资源管理》,《中国人口·资源与环境》第 S2 期。
- 30.叶兴庆, 2018:《新时代中国乡村振兴战略论纲》,《改革》第 1 期。
- 31.章平、黄傲霜, 2018:《城镇公共池塘资源治理:两个制度发育案例的比较分析》,《经济与管理评论》第 1 期。
- 32.周茜、郑林颖、周治强, 2018:《乡村基层水利跳出社会—生态陷阱实践研究——以广西灵山县 Y 村为例》,《兰州大学学报(社会科学版)》第 4 期。
- 33.Ostrom, E., 1999, “Institutional Rational Choice: An Assessment of the Institutional Analysis and Development Framework”, in P. A. Sabatier (eds.) *Theories of the Policy Process*, Boulder, CO: Westview Press, pp. 35-71.
- 34.Ostrom, E., 2005, “Unlocking Public Entrepreneurship and Public Economies”, Discussion Paper, <https://www.wider.unu.edu/publication/unlocking-public-entrepreneurship-and-public-economies>.

(作者单位:¹厦门大学公共政策研究院;

²清华大学公共管理学院)

(责任编辑:张丽娟)

A Dynamic Analysis of Rural Irrigation Governance Based on Ostrom's Governance Principles: A Case Study from Yongchun County, Fujian Province

Zhou Qian Zheng Linying

Abstract: The Chinese government has been making great efforts to invest in irrigation projects, yet policy failures have been reported, in particular when it is related to inter-village water conservancy work. Based on a case study in Yongchun County, Fujian Province, this article uses Ostrom's seven governance principles to analyze the water reform and its impact on the effectiveness of grass-roots water control. The study finds that water control rules have a profound impact on the action arena of water conservancy management and protection in Wufeng Town. This was the first attempt to deal with collective action dilemma among villages, thus making Yongchun a model case for other rural districts to follow. It has established a new irrigation entity named “Qingping Maintenance Center” to provide water-use service to local people, which has greatly improved local irrigation performance, making a huge contribution to the modernization of rural irrigation governance.

Key Words: Irrigation Infrastructure at Inter-village Level; Rule Change; Irrigation Governance; Water Reform

农村生活垃圾分类治理：模式比较与政策启示*

——以北京市4个生态涵养区的治理案例为例

姜利娜 赵霞

摘要：探索农村生活垃圾分类治理的有效模式对推进中国农村生活垃圾分类具有重要意义。本文依据集体行动逻辑理论、公共选择理论、委托代理理论和多中心治理理论，按照服务供给主体的不同，将农村生活垃圾分类治理分为村民自主供给、政府供给、市场供给和多元共治4种主要模式，通过对北京市生态涵养区生活垃圾分类工作的实地调查，深入剖析和比较了4种农村生活垃圾分类治理的实践模式。研究发现，4种模式各有利弊，适用条件也不尽相同。村“两委”群众基础好、有资金支持的村庄适宜推行村民自主供给模式；政府治理能力较强的乡镇适宜推行政府供给模式；政府治理能力较强、市场竞争相对充分的乡镇适宜推行市场供给模式；各相关主体有较高的资源禀赋，且有完善联动机制的乡镇适宜推行多元共治模式。

关键词：农村 生活垃圾分类 治理模式 案例剖析

中图分类号：F323.22 **文献标识码：**A

一、引言

“乡村振兴，生态宜居是关键”，而农村生活垃圾治理是美丽宜居乡村建设的主攻方向之一，是中国农村人居环境整治最为重要的一项内容。农村生活垃圾的有效治理直接关系到中国6亿农村居民的根本福祉，关系到中国94%国土面积的环境改善，是打好污染防治攻坚战的重要一环，是乡村振兴战略实施过程中的一项重要任务。然而，一个不争的事实是，中国农村生活垃圾治理水平十分滞后。中国目前农村生活垃圾治理的主要做法是“村收集、镇运转、县处理”，但由于大部分县（区）在垃圾治理项目规划之初较少考虑农村生活垃圾处理问题，垃圾处理场（厂）建设规模有限，再加上农村生活

*本文研究得到农业农村部软科学项目“推进农村人居环境整治研究”（项目编号：125E0202）、北京市社会科学基金项目“京津冀农村人居环境协同治理研究”（项目编号：18GLB045）、中国农业大学基本科研业务费专项资金项目“北京农村人居环境整治模式及其机制创新研究”（项目编号：2019TC173）的资助。作者感谢北京市城市管理委员会对本研究的支持，也感谢实地调查的各镇政府，村“两委”，以及村民们对本研究的支持，还感谢评审老师和编辑部对文章提出的修改意见，但文责自负。本文通讯作者：赵霞。

垃圾量急剧增长，使农村生活垃圾“县处理”的任务艰巨。目前，中国近 1/4 的农村生活垃圾还没有得到收集和处理^①，还有很多农村地区采取的是混合填埋的方式，“垃圾围村”现象严峻（闵师等，2019），严重污染农村环境，影响人体健康（贾亚娟等，2019）。农村生活垃圾已经成为中国首要的农村环境污染源（唐丽霞、左停，2008；薛玲等，2016；唐林等，2019）。在此背景下，农村生活垃圾减量化任务非常紧迫。

生活垃圾分类可以实现垃圾减量化、资源化、无害化，对于缓解县（区）垃圾治理压力意义重大，并且是改善中国农村日益严峻的生态环境问题，促进中国低碳经济发展的必然选择，因而近年来引起了学术界和政府部门的高度关注。理论上，中国农村生活垃圾成分逐步趋于城市化，有条件的农村地区适宜采取垃圾分类收集、就地处理的模式（韩智勇等，2017）。该模式的环境影响总负荷比集中收运处理更小（陈友媛等，2018），碳排放量也更少（连宏萍、王德川，2019），可以促进中国低碳经济的发展（陈海滨等，2010）。政府部门对生活垃圾分类工作十分重视。2016 年，习近平同志在中央财经领导小组会议上强调，要加快建立全民参与的垃圾分类制度。为响应中央号召，2017 年，住建部在全国 100 个县（区）的农村地区开展了生活垃圾分类示范工作，要求示范区在两年内实现农村生活垃圾分类覆盖所有乡镇和 80% 以上的行政村。2018 年，《农村人居环境整治三年行动方案》《乡村振兴战略规划》（2018~2022 年）进一步提出，有条件的地区推行垃圾就地分类和资源化利用。2019 年，习近平同志对垃圾分类工作作出重要批示，进一步强调了垃圾分类的重要性。可见，农村生活垃圾分类治理工作势在必行。

然而，目前中国农村生活垃圾分类治理仍处于探索阶段，亟待对农村生活垃圾分类治理模式及其机制创新开展系统研究，以总结经验，促进农村生活垃圾分类工作全面开展。北京市是首个对生活垃圾分类行为立法的城市^②，具有实施生活垃圾分类的条件。尤其是以保障首都生态安全为首要任务的北京市生态涵养区，出台了严格的政绩考核措施和“以奖代补”激励措施，极大地鼓励了生态涵养区生活垃圾分类工作的开展，涌现出了多样化的农村生活垃圾分类治理模式。鉴于此，本文以北京市生态涵养区的农村地区为调研区域，探究这些地区的农村生活垃圾分类治理模式有哪些，具体做法是什么，各种模式的优缺点及适用条件是什么，有哪些政策启示，这对中国下一步在全国范围推进农村生活垃圾分类治理具有重要的实践借鉴意义（贾小梅等，2019）。

二、理论基础与文献综述

农村生活垃圾治理虽是农村社会发展所必需的，也有益于农村居民，但属于他们无力或者不想去提供的公共服务，是具有社会性的准公共服务（朱明熙，2005）。农村生活垃圾治理包括“投放—收集

^① 参见农业农村部，2018：《全国近 1/4 农村生活垃圾未获收集和处理》，http://www.xinhuanet.com//gong yi/2018-09/30/c_129964054.htm。

^② 参见《你的城市开始垃圾分类了吗？厦门最多罚 1000 元》，<https://baijiahao.baidu.com/s?id=1638233609103202562&wfi=spider&for=pc>。

—运输—处理”4个环节，按照服务发生在村庄内部还是外部，可以分为前端（包括投放端和收集端）和后端（包括运输端和处理端）。在生活垃圾投放环节，“搭便车”行为^①很难被发现，导致农村居民随便乱扔垃圾现象普遍。在生活垃圾收集环节，由于垃圾收集的收益具有正外部性或者收集点建设具有“邻避效应”，村集体提供该项服务的意愿不高，一些农村地区存在生活垃圾无统一收集的现象。在生活垃圾运输和处理环节，由于成本高昂，靠村集体的经济实力无力提供该项服务，政府供给责无旁贷（韩冬梅等，2018）。根据马斯格雷夫的财政职能理论，公共品应由财政提供资金，但不一定非要政府提供生产服务，因此，农村生活垃圾治理的资金主要应由政府来提供，但是服务供给主体可以多元化。对农村生活垃圾治理环节的解构见图1。

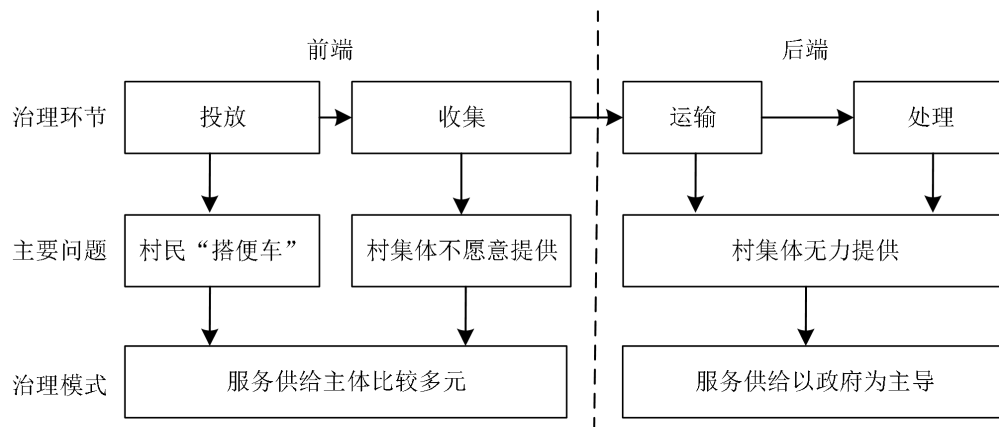


图1 农村生活垃圾治理环节解构

农村生活垃圾治理属于农村公共服务的一部分，具体可以采取哪些模式，国外有以下经典理论：

①集体行动逻辑理论。曼瑟尔·奥尔森（2014）提出了集体行动逻辑理论，指出为了减少公共品供给中的“搭便车”现象，可以设计一套赏罚分明的、有选择性的激励约束制度，以促进小集团采取集体行动。依据该理论，农村生活垃圾治理可以通过设计一套有效的激励约束制度，采取村民自主供给的模式，而治理效果的好坏取决于激励约束制度设计的好坏。

②公共选择理论。詹姆斯·布坎南（1988）等人创立的公共选择理论在分析了政府供给公共服务中高成本、低效率的原因之后，指出可以通过宪政改革和引入竞争机制矫正“政府失灵”。依据该理论，通过改革和引入竞争机制，农村生活垃圾治理可以采取政府供给模式，而治理效果的好坏取决于政府的治理能力。

③委托代理理论。Berle and Means（1932）基于公司治理提出的委托代理理论，为公共服务供给提供了新思路。该理论将政府机制和市场机制结合起来，引入委托代理机制，对原有公共服务供给模式进行改革，是对政府公共服务供给的一个创新性的制度安排（王玉明，2007）。依据该理论，农村生活垃圾治理可以采取市场主导模式，但由于政府和市场之间存在信息不对称的问题，治理效果的好坏取决于政府和企业之间的博弈。

④多中

^①农村生活垃圾分类带来的蚊蝇减少，环境变美，每个村民都可以享受得到，尽管有些村民乱扔乱倒生活垃圾，但其他村民很难将其排除在生活垃圾治理服务范围之外。这就会产生有些村民不付出时间和空间成本参与垃圾分类，却坐享垃圾分类好处的“搭便车”行为。

心治理理论。以 Ostrom et al. (1961) 为代表的制度分析学派提出的多中心治理理论, 强调把决策权分给多个主体, 在共同的制度框架下实现公共品更有效率、平等、可持续的供给。依据该理论, 农村生活垃圾治理可以采取多元共治模式, 但由于涉及多个主体之间“权责利”的协调, 治理效果的好坏取决于治理主体间的协同情况。

综上, 农村生活垃圾分类治理主要包括村民自主供给、政府供给、市场供给和多元共治 4 种模式。每种模式的特征见图 2。

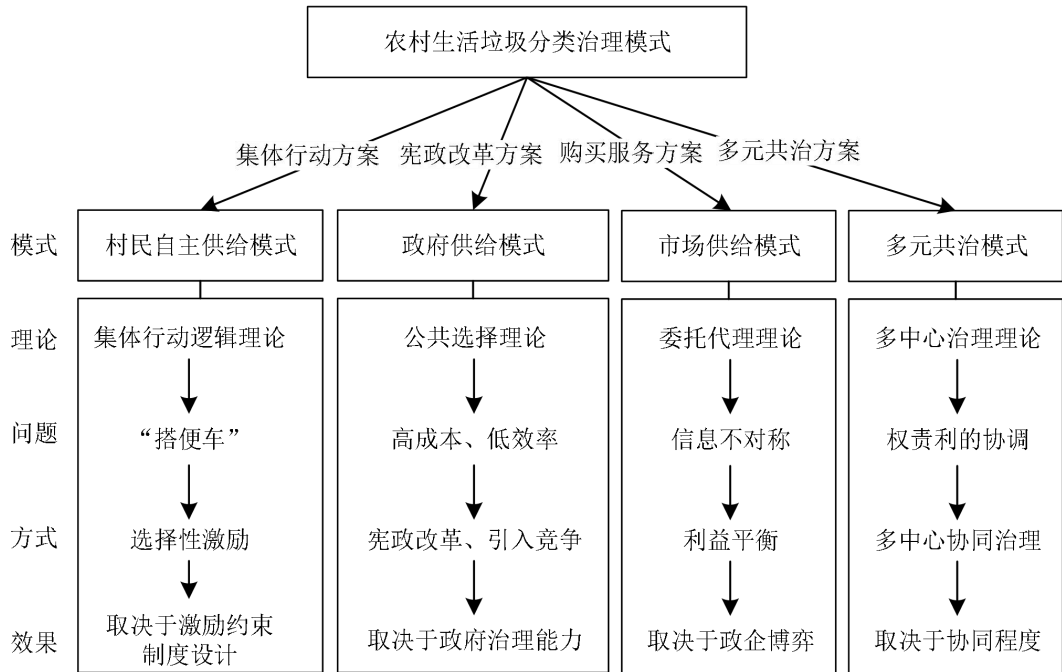


图2 农村生活垃圾分类治理模式

国内已有文献依据上述经典理论, 从自组织供给(李丽丽等, 2013)、政府供给(余克弟、刘红梅, 2011)、市场供给(郑开元、李雪松, 2012)和多中心治理(樊翠娟, 2018) 4 个方面研究了农村环境治理服务的供给模式。政府主导的农村环境治理模式, 是目前中国农村环境治理的主要模式, 但该模式存在信息不完全和监督成本高的问题。对此, 有学者认为可以采取政社互动的模式规避“政府失灵”的困境(张国磊等, 2017)。也有学者认为在农村环境治理存在“政府失灵”的背景下, 加大培育社会资本(李丽丽等, 2013), 实施村庄自主治理是农村环境治理模式的创新方向(胡中应、胡浩, 2016), 可以解决农村生活垃圾等内源性污染问题(李丽丽等, 2013)。近年来, 政府和社会资本合作模式(PPP)成为社会热点, 逐渐被应用到农村环境治理中, 但有学者认为该模式需要因地制宜, 审慎推进, 并且对政府的治理能力提出了更高的要求(杜焱强等, 2018a; 杜焱强等, 2018b)。随着农村环境治理实践的推进, 还有学者发现单边治理模式已不能满足新时代农村环境治理的需求, 需要构建政府主导、市场介入、社会参与的多中心多主体治理模式(张俊哲、梁晓庆, 2012; 樊翠娟, 2018)。具体到农村生活垃圾治理实践方面, 姚金鹏、郑国全(2019)根据文献研究认为, 农村生活垃圾治理模式可以分为

政府主导模式、村集体主导模式、村民主导模式和政企合作模式等；贾亚娟等（2019）基于陕西部分地区的实践认为，农村生活垃圾分类治理模式包含“政府+市场”“政府+农村社区”“政府+农村社区+农户”“政府+市场+第三部门+农村社区”4种模式，具体采取哪种模式，要因地制宜。此外，不同的生活垃圾分类治理模式会影响居民对生活垃圾分类工作的参与度（韩泽东等，2019）。相对于单一由政府治理模式，共治模式在生活垃圾分类治理方面具有理论创新和借鉴意义（祝睿，2018）。石超艺（2018）通过对上海市梅陇三村的个案研究发现，共治模式在促进居民参与社区生活垃圾治理方面能效倍增。

综上，无论是从经典理论还是从国内发展实践来看，农村生活垃圾治理主要存在村民自主供给、政府供给、市场供给和多元共治4种模式。但是，各种治理模式有哪些做法、经验与启示？不同模式的优缺点、适用条件是什么？如何进行制度设计才能保障不同模式的有效运行与推广？目前相关文献对于这些问题的研究仍然不够充分，而对这些问题的深入剖析对于中国下一步全面推进农村生活垃圾分类治理具有重要的指导意义。

为此，本文以北京市4个生态涵养区为例，深入剖析其在实践中具有代表性的农村生活垃圾分类治理模式，以期为全国各地因地制宜地探索农村生活垃圾分类治理模式提供有价值的参考。

三、调研方案设计

北京市生态涵养区包括门头沟区、平谷区、怀柔区、密云区、延庆区、昌平区，以及房山区部分山区，其中，门头沟区、怀柔区和延庆区是全国第一批农村生活垃圾分类和资源化利用示范区。《北京市生活垃圾分类治理行动方案（2017~2020年）》要求，2017年每个非示范区至少创建1个生活垃圾分类示范街道（乡镇），2019年底全市生活垃圾分类示范片区覆盖率达到60%，2020年底全市生活垃圾分类示范片区覆盖率达到90%。

课题组根据《北京区域统计年鉴2018》^①的数据，综合考虑北京市各生态涵养区的城镇化率、经济发展情况、农村居民人均纯收入、生活垃圾处理设施和生活垃圾无害化处理率等情况，并通过与北京市城市管理委员会相关部门人员座谈交流，在了解了各区生活垃圾处理的基本情况之后，选取了怀柔区、延庆区、密云区、门头沟区4个生态涵养区的7个乡镇（渤海镇、桥梓镇、大庄科乡、旧县镇、北庄镇、溪翁庄镇、王平镇）为样本区，于2019年3~6月先后对各样本区开展了实地调查。首先，研究团队就农村生活垃圾分类的组织体系、收运体系、动员体系、考核体系、资金投入与硬件建设、实施效果等与乡镇政府主管部门的负责人进行了座谈，了解了乡镇政府在农村生活垃圾分类治理方面的主要做法和遇到的障碍；然后，研究团队根据乡镇政府提供的信息，综合考虑各村的人口、经济、产业结构、地形地貌、生活垃圾分类情况等因素，在每个乡镇选取3个村庄，对每个村庄的村支部书记进行了电话访谈，了解了21个村庄在执行农村生活垃圾分类过程中遇到的问题和创新性做法；最后，研究团队采用随机抽样的方法，根据村庄大小，在每个村庄抽取15~30人开展实地调查。

通过深入调查，研究团队发现，在样本村镇中，大庄科乡、北庄镇、王平镇的所有样本村以及渤

^①北京市统计局，国家统计局北京调查总队编，中国统计出版社出版，2019年。

海镇的北沟村开展了实质性的生活垃圾分类工作。4个生态涵养区的生活垃圾分类治理模式正好代表了上文理论分析中的4种治理模式，且取得了不错的成效。下文笔者将以北沟村和大庄科乡、北庄镇、王平镇为例，对4种农村生活垃圾分类的实践模式做深入剖析。

四、4种农村生活垃圾分类治理实践模式的深入剖析

（一）怀柔区北沟村生活垃圾分类治理：村民自主供给模式

生活垃圾分类治理的村民自主供给模式是指，在村集体经济体制下，村民为了更好地实现生活垃圾分类治理而达成的生活垃圾分类投放和分类收集的协议或规则（一般是通过村规民约的方式呈现），同时通过一系列的机制设计来保障这些共同达成的协议或规则能够得以执行。其中，村规民约及其运行机制构成了村民供给生活垃圾分类服务的自治治理制度，村集体是农村生活垃圾分类服务的自治治理组织（余克弟、刘红梅，2011）。下面以怀柔区北沟村为例，介绍村民自主供给模式的具体做法、特点及成效。

1.北沟村基本情况介绍。怀柔区为北京市农村生活垃圾分类示范区，2004年之前，怀柔区北沟村是一个贫困村，环境卫生较差。现任村支部书记于2004年任职之后，开始着力提升村民素质，通过用物质奖励激励大家参与传统文化学习、建设文化长廊等，潜移默化地提升了村民的集体归属感与村集体的凝聚力。同时，通过党员带头的方式狠抓环境治理和基建工作，消除了村内的卫生死角。背靠长城，加上好的卫生环境和淳朴的民风，北沟村吸引了一批国际友人入住。通过发展民俗旅游，建立餐饮公司，北沟村盘活了村庄集体资产。2017年北沟村开始推进生活垃圾分类工作。2018年，村庄集体资产约8000万元，农村居民人均纯收入约27300元。为此，村庄已荣获“全国民主法治示范村”“京郊环境治理先进村”等众多荣誉称号。

2.北沟村生活垃圾分类治理模式的具体做法与特点。北沟村对生活垃圾分类治理采取了“全民参与+物业化管理”的村民自主供给模式，其具体做法是：村“两委”给每户居民发放3个户用垃圾桶，分别放置厨余垃圾、可回收垃圾、其他垃圾，每天两次定时由村庄物业公司的保洁员负责上门收集。收集车辆为改装过的、放有4个大垃圾桶的电动三轮车，低成本地实现了分类收集。收集后的生活垃圾集中存放在村庄垃圾分拣中心，由分拣人员进行二次分拣。怀柔区环卫企业定时来村庄分类收运垃圾，将收集的厨余垃圾运输到区垃圾综合处理场，采取生化处理；将其他垃圾运输到区卫生填埋场，采取填埋处理。可回收垃圾由村庄物业公司的保洁员卖给回收企业再利用，收益归保洁员自己所有。有毒有害垃圾由村庄物业公司的保洁员单独收集，积累到一定量后，由怀柔区环卫企业收运，交由有资质的有毒有害垃圾处理企业处理。北沟村生活垃圾分类治理的基本情况如图3所示。

北沟村采取的生活垃圾分类治理模式具有以下两个重要特点：

第一，村“两委”在动员村民参与生活垃圾分类方面发挥了重要作用。在实行生活垃圾分类制度之前，村“两委”成员和其他党员，以及非党员村民代表带头对村庄进行了彻底清扫，捡拾了所有公共区域的生活垃圾，使得村庄环境焕然一新。随后，村“两委”组织全村户主召开户主大会，决议制定了村规民约，并组织村民参加生活垃圾分类培训，还通过党员干部包户监督指导、日常广播宣传等

方式，用一年左右的时间引导村民形成了生活垃圾分类的良好习惯。村庄还成立了党员服务队，于每月5日党员包片打扫村庄卫生，充分发挥了党建引领的作用。

第二，建立了长效机制，保障了村庄生活垃圾分类工作的持续运行。为了制止村民的“搭便车”行为，村里一方面撤掉了公共区域的垃圾桶，改为给村民发放户用垃圾桶；另一方面制定了“不分类、不回收”的村规民约，促使村民必须分类投放垃圾。在调查过程中，当农户被问到“村里人都会进行垃圾分类吗？”他们的回答是“不分类保洁员不回收，垃圾也没地方倒，都臭门口了，都会进行垃圾分类。”为了保障生活垃圾分类制度的实施，村庄成立了物业管理公司，并聘请村庄的能人管理公司，每年支付8万元物业管理费。物业公司负责监督、考核保洁员的工作。村“两委”和村民代表定期召开会议考核物业公司的工作，考核结果直接与物业公司管理人员和保洁员的工资挂钩。公司化的管理模式，提高了村庄物业公司服务的效率，避免了熟人监管可能出现的监管不严、惩治松懈等问题，有效地保障了村民自主供给模式的高效运行。

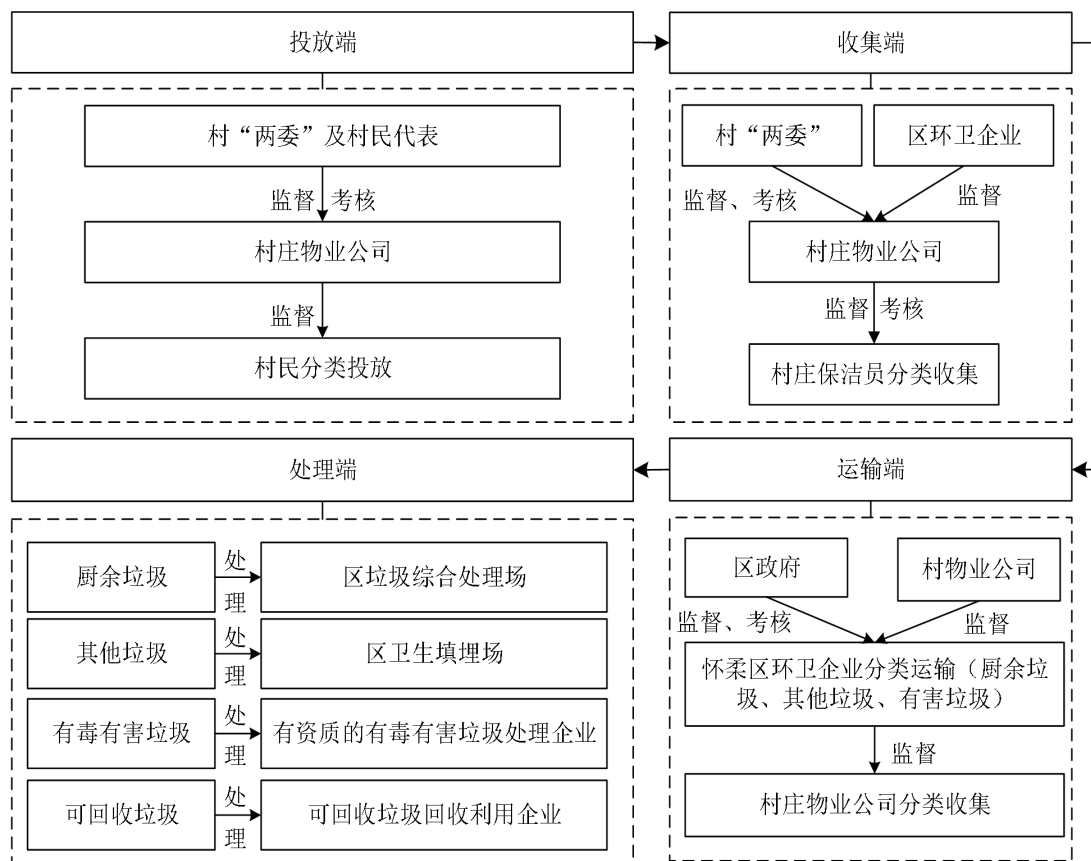


图3 北沟村生活垃圾分类治理基本情况

3.北沟村生活垃圾分类治理的成效。通过近两年的生活垃圾分类治理，北沟村更加生态宜居。从开始实行生活垃圾分类到现在，村民已经养成了垃圾分类的好习惯，村庄日常平均一天产生垃圾9~10桶（每桶的容量为240升），其中，厨余垃圾1桶，可回收垃圾约3桶，其余的为其他垃圾。目前，北沟村基本做到了生活垃圾分类投放与分类收集，使得生活垃圾资源化利用率大大提高，也减少了

污染。

近两年的生活垃圾分类治理也促进了村庄的治理有效。村庄的党员干部在生活垃圾分类治理工作中做了大量工作，拉近了村民与村“两委”的关系，使得村民人人愿意参与公共事务，提高了村庄的凝聚力和村民的集体荣誉感。在访谈中，当村民被问到关于村庄治理的一些情况时，他们的反应是：“我们村村干部说啥，大家都响应……我们这儿原来没那么多游客的时候，我们都不锁门。”“村干部给老百姓带来了好处，我们都选他。”“我们村这环境卫生比城里都好，夏天基本没苍蝇。”

（二）延庆区大庄科乡生活垃圾分类治理：政府供给模式

生活垃圾分类治理的政府供给模式是指，通过分权，中央政府委托地方政府提供辖区内生活垃圾分类治理服务（卢洪友等，2011）。在具体治理过程中，地方政府由于财力状况、官员偏好、对生活垃圾分类的认知、管理能力等方面的差异，对农村生活垃圾分类治理的效果也有差别。下面以延庆区大庄科乡为例，介绍政府供给模式的具体做法、特点及成效。

1.大庄科乡基本情况介绍。大庄科乡是北京市生态涵养区中生活垃圾分类治理的示范乡镇，受生态保护红线制约，许多产业发展受到限制，财政收入水平不高，基本靠上级政府的转移支付。2010年之前，大庄科乡的生活垃圾处理模式是“垃圾不出山”，各村自行填埋。随着居民生活水平的提高和消费结构的变化，村庄积累了越来越多的白色垃圾^①，严重影响了当地环境卫生。为此，大庄科乡开始推动白色垃圾换购活动，即居民收集白色垃圾，乡政府一季度举办一次换购活动，按照白色垃圾的重量换购相应的生活用品。村民参与此活动的积极性非常高，使得村域内白色垃圾大大减少。2013年之后，大庄科乡在白色垃圾换购活动的基础上，开展了生活垃圾分类活动。2018年全乡用于生活垃圾治理的费用合计90万元左右，其中，30万元左右用于白色垃圾换购和白色垃圾清运。

2.大庄科乡生活垃圾分类治理模式的具体做法与特点。大庄科乡对生活垃圾分类治理实行“建立台账+严格考核+以奖代补”的政府供给模式，其具体做法是：乡市政市容所每个季度到各个村庄开展白色垃圾换购活动，然后由各村庄保洁员对换购的白色垃圾进行分拣，其中，可回收部分由可回收垃圾回收利用企业进行资源化利用，不可回收部分由乡生活垃圾收运员运输到区卫生填埋场采取填埋处理。在白色垃圾换购活动的基础上，乡政府为每家每户发放3个户用垃圾桶，分别放置厨余垃圾、灰土垃圾和其他垃圾。厨余垃圾和灰土垃圾基本由村民自行处理，而其他垃圾由村庄保洁员分拣出可回收垃圾后，统一收集至垃圾箱中，由乡生活垃圾收运员运输到区卫生填埋场处理。售卖可回收垃圾所得收入，用来补贴乡市政市容所的生活垃圾治理费用。生活垃圾分类治理过程中涉及的人员工资、设备投入主要来自于上级政府的转移支付。大庄科乡生活垃圾分类治理的基本情况如图4所示。

大庄科乡生活垃圾分类治理模式具有以下两个重要特点：

第一，白色垃圾换购在促进村民参与生活垃圾分类方面发挥了重要作用。大庄科乡的居民收入水平比较低，村民的闲暇时间比较多，白色垃圾换购生活用品对村民参与垃圾分类的激励作用比较大。有的村民甚至把原来一些陈年的白色垃圾收集起来，或者把其他地方的白色垃圾捡拾起来，用以集中

^① 由于大庄科乡农业生产以林果业种植为主，生产方面基本不产生白色垃圾。白色垃圾基本上都来自于生活垃圾。

换购。不过近年来，随着居民生活水平的提高，白色垃圾换购生活用品的激励作用也有所下降。

第二，严格的监督考核制度是大庄科乡开展生活垃圾分类工作的重要推动力。大庄科乡在环境整治监督考核方面有完善的分级体系，具体包括：①区城市管理委员会（下文简称“城管委”）对乡镇的监督 and 考核。区城管委通过购买服务的方式，聘请第三方公司监督和考核全区的环境卫生整治情况。第三方公司通过月暗查、季度明查的方式，将考核结果反馈给区城管委。区城管委通过每个月下发环境台账的方式，公开通告各乡镇的环境卫生情况，并责令各乡镇整改。第三方公司再对整改情况进行现场检查，若整改不合格会在全区环境整治大会上通报批评。区政府根据各乡镇在一年中环境整治的表现，以奖代补，给各乡镇发放环境整治专项资金。这在一定程度上激励了各乡镇推进环境卫生整治工作的积极性。②大庄科乡政府对村“两委”和保洁员的监督和考核。大庄科乡政府成立了乡市政市容所，工作人员包括所长、区级环境督查员和乡级环境督查员。乡级环境督查员分片监督考核村庄保洁员，一旦发现问题则视情况给予警告、罚款、辞退等处罚，并同时记录到村干部的绩效考核中。区级环境督查员负责监督考核乡级环境督查员，一旦发现问题同样会根据情况给予警告、罚款、辞退等处罚。此外，乡政府每季度都会聘请第三方公司对各行政村的环境整治进行考核，考核结果与环境督查员和村干部的年终奖金挂钩。③村干部和保洁员对农户的监督。村干部和村庄保洁员负责监督农村居民的环境卫生行为，对有违反村规民约行为的村民进行劝导，并责令其改正。

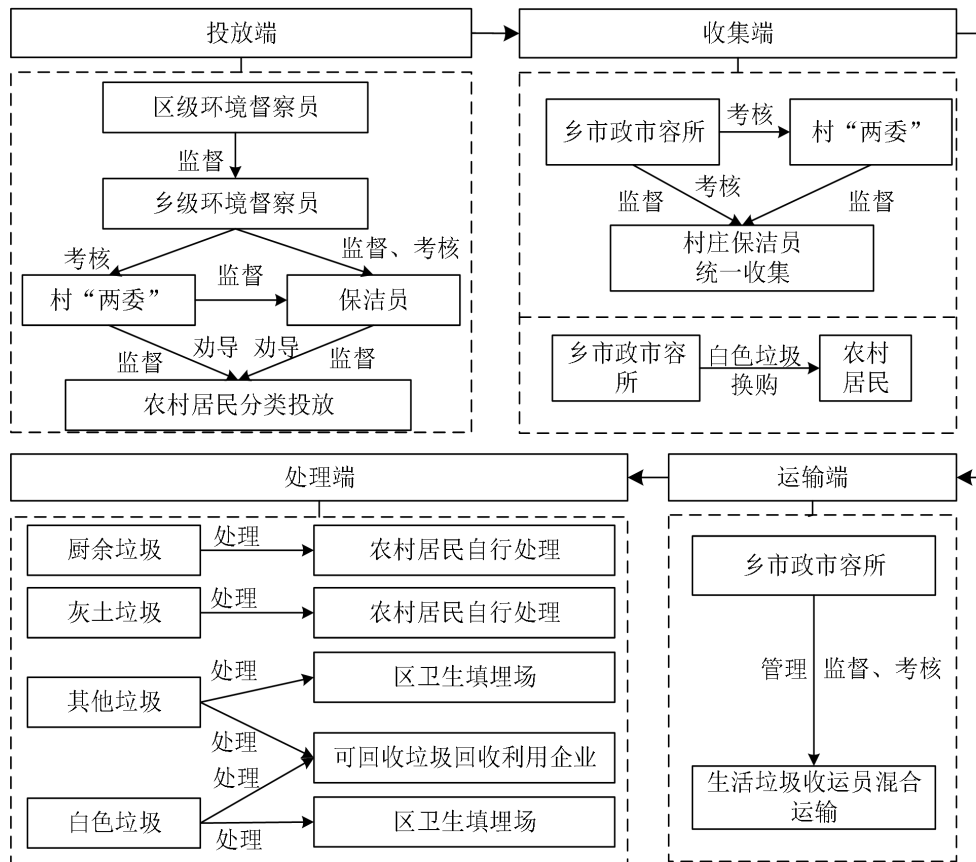


图4 大庄科乡生活垃圾分类治理基本情况

3.大庄科乡生活垃圾分类治理的成效。大庄科乡地处深山区，财力薄弱，居民收入水平较低。但其通过白色垃圾换购活动产生的经济激励，以较小的成本实现了生活垃圾分类，极大地改善了当地白色垃圾“遍山”的污染状况，是相对不富裕的深山区实施垃圾分类的有益尝试。在分离出白色垃圾之后，农户自行处理了灰土垃圾和厨余垃圾，村庄保洁员对集中收集的其他垃圾进行了二次分拣，这在一定程度上减少了区卫生填埋场的垃圾处理量。这是在人力和财力有限的低收入地区实施生活垃圾分类的有益尝试。

（三）密云区北庄镇生活垃圾分类治理：市场供给模式

生活垃圾分类治理的市场供给模式是指，针对生活垃圾治理，政府与社会资本基于谈判达成的一种长周期的，风险共担、收益共享的合作供给模式（Björstig and Sandström, 2017）。在具体的治理过程中，主要的参与主体是政府和企业。由于政府和企业的博弈能力及机制设计不同，治理的效果也不同。下面以密云区北庄镇为例，介绍市场供给模式的具体做法、特点及成效。

1.北庄镇基本情况介绍。北庄镇并不是生活垃圾分类示范镇。在2015年以前，北庄镇的生活垃圾治理采取的是政府供给模式，但效果并不理想，垃圾收运不及时，乱堆乱放问题突出。从2016年开始，北庄镇采取了购买服务的方式，将全镇的农村生活垃圾治理服务委托给一家以“专业环境服务运营商”为定位的民营企业——北京隆盛环境工程有限公司（下文简称“隆盛环境”）。在镇政府和该企业的反复实践下，探索出了一条生活垃圾“中间分类”^①的道路。

2.北庄镇生活垃圾分类治理模式的具体做法与特点。北庄镇对农村生活垃圾分类治理实行“政府引导+市场化运作+中间分类”的市场供给模式，其具体做法是：镇政府设立了生态环境保护中心负责全镇的环境治理。居民定点投放生活垃圾，由村庄生态环境管护员^②和村“两委”监督居民的定点投放行为，并保持村庄干净整洁。隆盛环境负责监督考核各村的环境管护员，并将各村的生活垃圾集中收集、转运至镇生活垃圾分拣中心。分拣中心利用人工分拣和机械筛分设备，将生活垃圾分为重物质混合物（包括厨余垃圾、灰土垃圾和园艺垃圾）、轻物质混合物（包括塑料袋、纸巾等）、可回收垃圾（包括塑料瓶、金属、玻璃等）和有毒有害垃圾。对于各类垃圾，隆盛环境的处理方式：重物质混合物粉碎后经发酵用于园林绿化，轻物质混合物运至区垃圾焚烧厂统一处理，可回收垃圾出售给可回收垃圾回收利用企业，有毒有害垃圾转运至有资质的有毒有害垃圾处理企业处理。镇生活垃圾分拣中心由北庄镇政府投资建设，合计投入300多万元。镇政府每年支付给隆盛环境150万元的管理费用，将镇域内生活垃圾的日常收运、生态环境管护员考核管理、垃圾分拣中心运营等管理工作委托给隆盛环境，而生态环境管护员的补助由镇政府和区政府共同负担。北庄镇生活垃圾治理的基本情况如图5所示。

北庄镇生活垃圾分类治理模式具有以下两个重要特点：

^①生活垃圾“中间分类”，区别于“分类投放→分类收集→分类运输→分类处理”的源头分类模式，是指“混合投放→混合收集→人工分拣+机械筛分→分类运输→分类处理”的分类模式，不需要居民在投放生活垃圾时进行分类。

^②生态环境管护员岗位是镇政府为村民提供的公益岗位。

第一，严格的监督和考核机制减少了政企之间信息不对称的问题。生态环境保护中心作为主管环境问题的政府部门，负责监督、考核隆盛环境的日常管理工作，并且考核各村村“两委”的环境整治工作，考核结果直接与隆盛环境获得的管理费用和村“两委”成员的奖金相挂钩。隆盛环境作为北庄镇生活垃圾治理的代理方，需要监管、考核生态环境管护员，管理生活垃圾运输员和分拣员（隆盛环境的员工）。村“两委”要负责村域内的环境卫生，就要做好生态环境管护员的监督工作。生态环境保护中心要考核隆盛环境和村“两委”的工作，需要不定期抽查生态环境管护员、生活垃圾运输员和分拣员的工作。所以，生态环境管护员需要接受镇政府、隆盛环境和村“两委”的三重监督，生活垃圾运输员和分拣员需要接受镇政府和隆盛环境的双重监督，这在一定程度上减少了委托代理关系中政府和企业之间信息不对称的问题。

第二，互利共赢促进了政企之间的紧密合作。北庄镇有生活垃圾减量化的迫切需求，隆盛环境希望成为环卫服务行业的引领者。双方的有效合作，不仅有利于北庄镇实现生活垃圾减量化的目标，也有利于隆盛环境扩大市场影响力，成为业界的标杆企业，从而可以实现互利共赢。

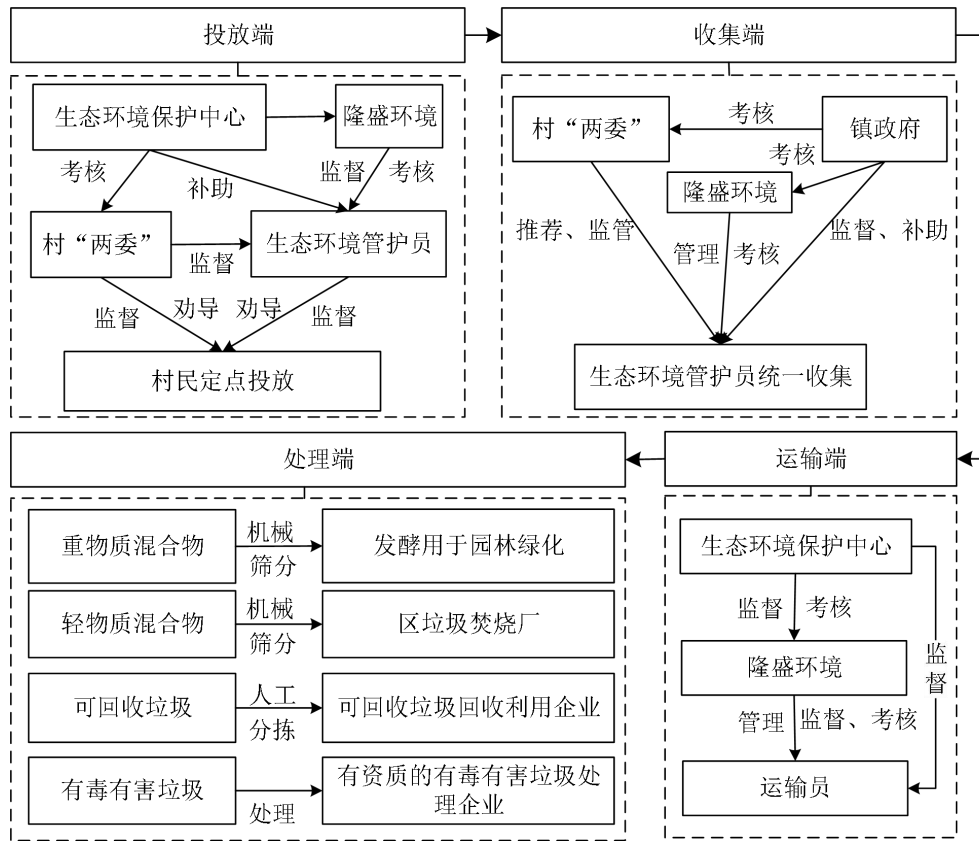


图5 北庄镇生活垃圾分类治理基本情况

3.北庄镇生活垃圾分类治理的成效。北庄镇地处密云水库上游，“保水”任务比较重。实行市场供给模式之后，北庄镇的生活垃圾治理水平得到了极大提高。垃圾入桶，中间分类，有效地改善了村镇环境卫生，实现了垃圾减量化目标。垃圾分拣后，重物质混合物和可回收垃圾可以实现资源化利用，

生活垃圾就地减量 50%~65%^①，减轻了密云区垃圾焚烧厂的垃圾处理压力，也保护了生态环境，是生活垃圾分类的有益尝试，具有一定的借鉴意义。

（四）门头沟区王平镇生活垃圾分类治理：多元共治模式

生活垃圾分类治理的多元共治模式是指各利益相关主体共同参与治理农村生活垃圾的模式。该模式要求充分发挥市场在资源配置中的主导作用，合理纳入多元共治主体，采用多元协同治理的思路进行制度设计，保障多元主体之间共享决策和执行的裁量权，共享收益权（祝睿，2018）。涉及的多元主体一般包括政府、企业、村“两委”、村民和第三方组织。下面以门头沟区王平镇为例，介绍多元共治模式的具体做法、特点及成效。

1.王平镇基本情况介绍。王平镇是生活垃圾分类示范镇。2007 年以来，北京市农村经济研究中心在王平镇开展了农村生活垃圾分类与资源化利用试验，通过开会培训、入户宣传与物质激励相融合的动员措施，鼓励农村居民参与生活垃圾分类。经过长达 6 年的实践，王平镇建立了适合当地的农村生活垃圾资源化处理体系。但是，随着生活垃圾产生量的增多和环境考核标准的愈加严格，原来的终端处理设施已不能满足生活垃圾处理需求，王平镇的生活垃圾分类工作一度中断。自 2017 年开始，在政策驱动下，王平镇吸取之前的经验教训，纳入市场化管理的思路，又重新启动了生活垃圾分类工作。

2.王平镇生活垃圾分类治理模式。王平镇对生活垃圾分类治理实行“全民参与+政府引导+企业专业化管理”的多元共治模式，其具体做法是：镇政府设立了生态环境保护中心，由其负责全镇的环境治理日常监管工作。生态环境保护中心为每户发放 3 个户用垃圾桶，分别放置厨余垃圾、可回收垃圾和其他垃圾，并在每个村庄设置一个密闭式的生活垃圾分类集中点。村物业公司负责每天上门分类收集垃圾，并存放在村集中点。随后，厨余垃圾处理企业负责将各村的厨余垃圾收运至镇厨余垃圾处理站，经发酵处理后的有机肥由农户自愿认领还田（先到先得）。可回收垃圾回收利用企业负责将各村的可回收垃圾运走，采取资源化利用方式处理。生活垃圾收运企业将各村的其他垃圾收运至镇垃圾中转站，由中转站做压缩处理，然后由区政府委托的环卫企业将压缩后的垃圾运至区垃圾焚烧厂，由焚烧厂做焚烧处理。在该模式下，政府提供硬件支持，并支付大部分人员的工资。厨余垃圾处理站由镇政府投资建设，并购买厨余垃圾处理企业的设备，并以购买服务的方式委托厨余垃圾处理企业负责日常运营。可回收垃圾免费交由可回收垃圾回收利用企业处理。其他垃圾处理由镇政府投资建设垃圾中转站并购买车辆设备，由环卫企业负责日常运营。王平镇生活垃圾分类治理的基本情况如图 6 所示。

王平镇生活垃圾分类治理模式具有以下两个重要特点：

第一，多元主体共同促进了生活垃圾分类治理。在王平镇，涉及生活垃圾分类的主体包括生态环境保护中心、厨余垃圾处理企业、可回收垃圾回收利用企业、生活垃圾收运企业、村物业公司、村“两委”和村民。在治理过程中，村民长期积累的生活垃圾分类经验，加上政府对生活垃圾分类合格家庭的换购奖励，保障了生活垃圾的分类投放。厨余垃圾处理企业、可回收垃圾回收利用企业、生活垃圾收运企业、村“两委”多方监督村物业公司，若发现问题，可以拍照发送给生态环境保护中心，由生

^①隆盛环境提供的技术资料显示的数据。

态环境保护中心责令村物业公司整改。这种多方监督保障了生活垃圾分类收集。分类收集之后，三家企业各取所需，保障了生活垃圾分类运输和处理。最终，各主体利用自己在生活垃圾分类各环节的资源优势，合力促进了王平镇生活垃圾分类治理。

第二，利益联结机制有效地保障了生活垃圾分类长效运行。生态环境保护中心要完成生活垃圾分类、减量化、资源化的工作任务，对涉及的三家企业、村“两委”、村物业公司会严格监督和考核，并根据考核结果进行奖补或惩罚。厨余垃圾处理企业为了保障处理效果，会监督村物业公司做好厨余垃圾分类；生活垃圾收运企业为了降低运输成本会监督村物业公司做好其他垃圾分类；可回收垃圾回收利用企业为了减少后期处理成本会监督村物业公司做好可回收垃圾分类；村“两委”为了维持与镇政府的关系，获得更多的年终奖金，也有动力监督村物业公司分类收集生活垃圾；村民体验过垃圾分类带来的环境改善的好处，加之有物质奖励，也有动力分类投放生活垃圾。各主体都能从生活垃圾分类中获得好处，保障了生活垃圾分类长效运行。

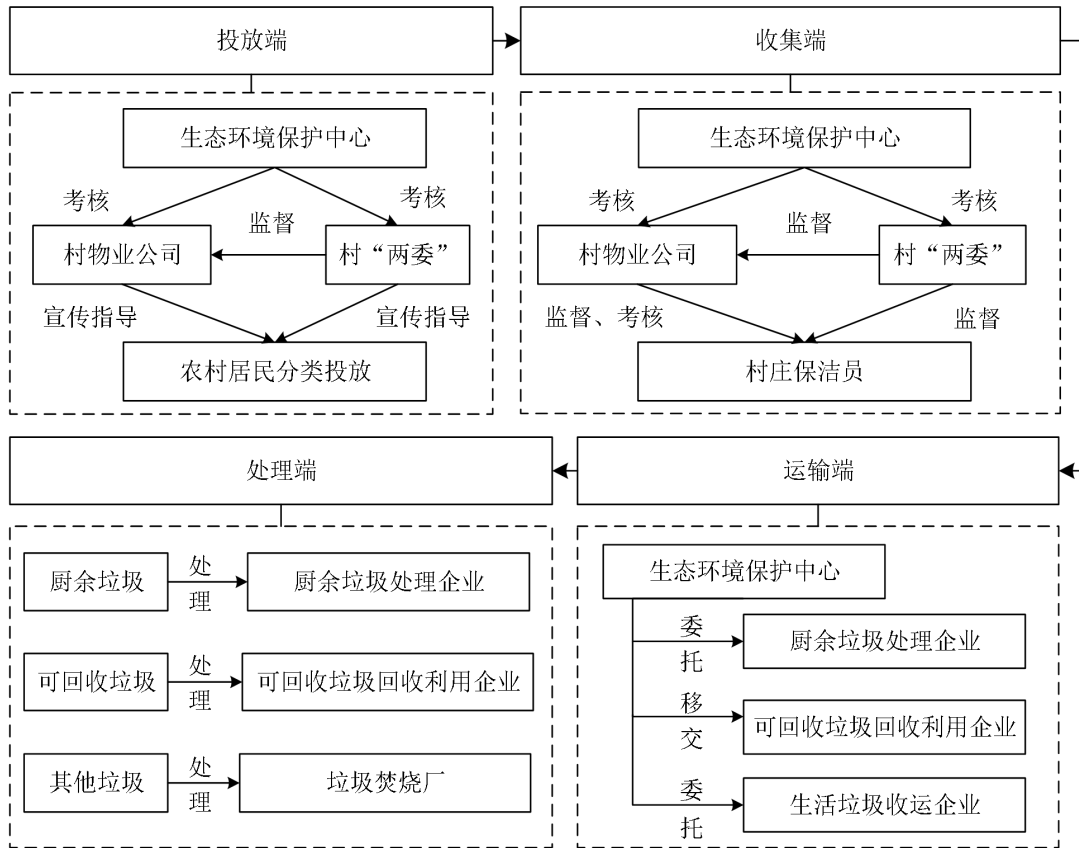


图6 王平镇生活垃圾分类治理基本情况

3.王平镇生活垃圾分类治理的成效。王平镇采取生活垃圾多元共治模式之后，能够保障厨余垃圾不出镇便可得到资源化利用，可回收垃圾也能够被利用到再生资源系统中，极大地降低了垃圾焚烧厂的垃圾处理压力。居民由于感受到了环境改善带来的好处，也愿意积极参与到生活垃圾分类中来。王平镇生活垃圾分类治理的整体效果较好。

五、生活垃圾分类治理 4 种模式的利弊分析及适用条件

通过深入剖析 4 种生活垃圾分类治理模式的实践案例，笔者发现 4 种模式各有利弊，其适用条件也不尽相同（见表 1），现归结如下：

第一，对于村民自主供给模式而言，其优势在于生活垃圾分类投放和分类收集环节的成本比较低，效率比较高。但该模式的弊端在于，如果只有个别村庄实行生活垃圾分类，在分类运输和分类处理环节不能形成规模效应，成本相对较高。该模式适用于党建基础好，村“两委”群众基础好，有号召力，能组织全体村民参与生活垃圾分类的村庄，并且村庄需有一定的经济实力，能够保障生活垃圾分类治理的长效运行。此外，该模式也需要建设完善的生活垃圾分类收运和分类处理体系。

表 1 4 种生活垃圾分类治理模式的优缺点及适用条件比较

模式	优势	弊端	适用条件
村民自主供给模式	生活垃圾分类投放和分类收集环节的成本低，效率高。	在分类运输和分类处理环节难以形成规模效应。	①村庄党建基础好，村“两委”群众基础好，有号召力。 ②村集体有收入来源，能保障生活垃圾分类长效运行。 ③有完善的生活垃圾分类收运和分类处理体系。
政府供给模式	可以统筹生活垃圾收集、运输和处理，实现分类收运和分类处理的规模效益。	在分类投放和分类收集环节的监督管理成本较高。	①政府主管官员认识到农村生活垃圾分类治理的重要性。 ②政府治理能力比较强，有完善的监督考核机制，引入竞争机制，奖罚分明。 ③有完善的生活垃圾分类收运和分类处理体系。
市场供给模式	从分类收运到分类处理的监督管理完善，运行效率较高。	分类投放环节的监督难度大，企业不愿意涉足。政企目标不一，存在委托代理问题。	①政府有资金支持，有较强的治理能力，对企业有完善的监督考核制度。 ②市场竞争相对充分，参与投标的企业较多。 ③有完善的生活垃圾分类收运和分类处理体系。
多元共治模式	能够充分发挥多元主体在生活垃圾分类治理各环节的优势，高效推动生活垃圾分类治理。	各主体利益不一致，需要建立完善的利益联结机制。如果主体间权责利不协调，就达不到有效分类治理的效果。	①村“两委”积极参与生活垃圾分类的监督管理中，并有良好的党建基础和群众基础。 ②政府主管官员认识到农村生活垃圾分类治理的重要性，并有充足的人力、财力支持农村生活垃圾分类治理。 ③市场竞争充分，参与投标的企业较多。 ④各主体之间有完善的利益联结机制。 ⑤有完善的生活垃圾分类收运和分类处理体系。

第二，对于政府供给模式而言，其优势在于可以统筹生活垃圾收集、运输和处理，实现分类收运和分类处理的规模效益。但该模式的弊端在于，农村地区土地广阔、居住分散使得生活垃圾分类投放和分类收集环节的监督管理成本较高，可能存在乱丢乱放、收运不及时、混合收运的情况。这种模式适用于政府主管官员对农村生活垃圾分类治理比较重视，并且政府治理能力比较强，对各主体各环节有完善的监督考核制度，并且能通过引入竞争机制和奖罚措施激励各政府部门积极参与农村生活垃圾

分类治理的地方。同时，该模式也需要建设完善的生活垃圾分类收运和分类处理体系。

第三，对于市场供给模式而言，其优势在于企业拥有专业的管理知识和技术，在生活垃圾的分类收集、分类运输、分类处理和保洁员监督管理方面更加科学合理，效率更高。但该模式的弊端在于，生活垃圾分类投放环节难以监管，所以企业一般不愿意涉足。另外，政府追求的目标是低成本实现全域内的干净卫生，而企业追求的是利润最大化，两者目标不一致。作为信息优势方的企业可能采取抬高要价或者压低成本的方式，在生活垃圾治理中只管垃圾桶里的垃圾，做不到全域干净卫生，不利于政府目标的实现。该模式适用于政府有购买第三方服务的资金支持，并且有较强的治理能力，对企业有严格的监督考核制度的地方，以降低政府的信息劣势。该模式还要求市场竞争要相对充分，这样，可供政府选择的企业比较多，以避免企业垄断。此外，该模式也需要在后端建设完善的生活垃圾分类收运和分类处理体系。

第四，对于多元共治模式而言，其优势在于能够充分发挥各个利益主体在生活垃圾治理各环节的资源优势，高效推动农村生活垃圾分类治理，但这种模式的弊端在于，各个主体都追求自己的最大利益，因而需要有一个完善的利益联结机制，以保障各利益主体利益的实现。如果主体间权责利不协调，就达不到生活垃圾分类治理的效果。该模式适应于村“两委”、地方政府、市场都有一定的资源优势的地方，这样，各自能够在生活垃圾的分类投放、收集、运输和处理环节发挥监督优势、资金优势、管理优势和技术优势。同时，该模式也需要建设完善的生活垃圾分类收运和分类处理体系。

六、结论和政策启示

农村生活垃圾分类对减少县（区）生活垃圾治理压力，推进生态宜居村庄建设具有重要意义。但目前中国农村生活垃圾治理仍处于探索阶段，研究农村生活垃圾治理模式及机制设计对中国全面推进农村生活垃圾分类工作具有重要借鉴意义。本文依据集体行动逻辑理论、公共选择理论、委托代理理论和多中心治理理论，按照服务供给主体不同，将农村生活垃圾分类治理分为村民自主供给、政府供给、市场供给和多元共治4种治理模式。

笔者通过深度剖析北京市生态涵养区4种农村生活垃圾分类治理模式的典型案例发现，实践中每种模式各有利弊，适用条件也不尽相同。在具体实践中，应该因地制宜，切忌“一刀切”。对于党建基础好，有一定经济实力的村庄，对农村生活垃圾分类治理可以采取村民自主供给模式。对于政府主管官员重视农村生活垃圾分类工作，政府有充足的资金和人才支持，又有较强的治理能力和有效的监督考核制度的地区，对农村生活垃圾分类治理可以采取政府供给模式。对于政府有资金支持，政府与企业之间有完善的监督考核制度，有较多环卫企业参与投标的地区，对农村生活垃圾分类治理可以采取市场供给模式。而对于村庄党建基础好，政府主管官员对农村生活垃圾分类治理有正确的认知，政府也有充足的财力和物力支持，有较多环卫企业参与投标，各主体之间有完善的利益联结机制的地区，对农村生活垃圾分类治理可以采取多元共治模式。但无论采取哪一种模式，都要理解农村生活垃圾治理是一个系统工程，包括投放、收集、运输、处理4个环节，涉及到居民、村“两委”、企业、政府、第三方组织等多元利益主体，需要构建适宜的组织、收运、宣传动员和监督考核等诸多体系，确保农

村生活垃圾治理系统的完善。

基于本文的研究结论，要想推动农村生活垃圾分类工作的开展，需要在制度体系、动员体系、收运体系、支撑体系方面建设相应的配套机制：

第一，在制度体系建设方面，一是要合理制定生活垃圾分类制度考核标准。为了不让垃圾分类工作沦为发垃圾桶的“形象工程”，应该以减量化、资源化为重要考核指标，建立完善的生活垃圾分类制度考核标准。二是要进一步加大执法力度。为了奖优罚劣以激励、敦促农村居民全民参与生活垃圾分类，应该加大严格执法力度，对于违反垃圾分类制度的居民予以物质惩罚或者记入个人征信，完善立法、严格执法，有效促进农村居民积极参与垃圾分类。

第二，在动员体系建设方面，需要继续强化村“两委”的工作。在目前的农村生活垃圾分类治理工作中，无论采取哪种模式，村“两委”的工作均至关重要，前文的案例剖析充分证实了这一点。为此，在未来继续完善农村生活垃圾分类治理的过程中，一要发挥基层党员干部的示范带动作用。首先，要把垃圾分类纳入优秀党员干部的考核标准，促进每个党员干部积极当垃圾分类的排头兵。其次，要发挥村庄熟人社会的特性，通过党员干部的示范带动，引导更多村民参与生活垃圾分类。二要发挥基层党员干部的宣传教育作用。人人参与垃圾分类的前提是人人知晓垃圾分类，在农村生活垃圾分类工作普遍缺乏宣传教育服务的背景下，发挥基层党员干部宣传教育作用的重要性不言而喻。在具体实践中，村“两委”和地方政府可以通过开展党员活动日、党员服务日等活动，传播垃圾分类知识，以多种方式提升村民参与的积极性。

第三，在收运体系建设方面，要建立完善的生活垃圾分类投放、收集、运输和处理体系。这4个环节环环相扣，任何一个环节出现问题，都不能达到农村生活垃圾有效分类治理的目的。尤其是要做好农村生活垃圾的后端处理工作，后端决定前端，如果没有完善的分类运输和分类处理体系，前端的分类投放和分类收集工作就是白费力气。当然，前端也是后端成功的基础，没有分类投放和分类收集，后端的分类运输和分类处理工作也就无从谈起。

第四，在支撑体系建设方面，一是要进一步做好政府资金配套与人力支持。尤其是对于生态涵养区或欠发达地区，由于地方财政困难，在推进农村生活垃圾分类治理工作方面需要进一步加强上级政府的资金配套和人力支持，以促使农村生活垃圾分类工作有序开展。二是要大力培养壮大环卫市场。由于农村生活垃圾分类治理工作涉及人员管理、技术投入等一系列专业服务，单靠政府部门往往不能提供最有效的服务，此时就需要市场的介入。目前，中国在生活垃圾分类治理方面的市场空间很大，应该鼓励更多环卫领域的创新创业，培育壮大具有市场竞争力的环卫企业主体，为中国居民带来更为专业的生活垃圾分类治理服务，弥补政府供给模式的不足。

参考文献

- 1.陈海滨、张黎、张盛元、孟凡彤，2010：《生活垃圾分类收集对发展低碳经济的贡献论析》，2010 城市发展与规划国际大会，2010 年 6 月 22 日，秦皇岛。
- 2.陈友媛、魏来、孙萍、夏训峰，2018：《两种典型农村生活垃圾处理处置模式的生命周期评价》，《中国海洋大学学报》。

报（自然科学版）》第10期。

3.杜焱强、刘平养、吴娜伟, 2018a:《政府和社会资本合作会成为中国农村环境治理的新模式吗?——基于全国若干案例的现实检验》,《中国农村经济》第12期。

4.杜焱强、吴娜伟、丁丹、刘平养, 2018b:《农村环境治理 PPP 模式的生命周期成本研究》,《中国人口·资源与环境》第11期。

5.樊翠娟, 2018:《从多中心主体复合治理视角探讨农村人居环境治理模式创新》,《云南农业大学学报(社会科学版)》第6期。

6.韩冬梅、次俊熙、金欣鹏, 2018:《市场主导型农村生活垃圾治理的美国经验及启示》,《经济研究参考》第33期。

7.韩泽东、李相儒、毕峰、秦勇、徐钢、屠翰、吴伟祥, 2019:《我国农村生活垃圾分类收运模式探究——以杭州市为例》,《农业环境科学学报》第3期。

8.韩智勇、费勇强、刘丹、旦增、张崙、施国中、王加雷、谢燕华, 2017:《中国农村生活垃圾的产生量与物理特性分析及处理建议》,《农业工程学报》第15期。

9.胡中应、胡浩, 2016:《社会资本与农村环境治理模式创新研究》,《江淮论坛》第6期。

10.贾小梅、董旭辉、于奇、王亚男, 2019:《我国农业农村污染治理与监管体系主要问题及对策建议》,《中国环境管理》第2期。

11.贾亚娟、赵敏娟、夏显力、姚柳杨, 2019:《农村生活垃圾分类处理模式与建议》,《资源科学》第2期。

12.李丽丽、李文秀、栾胜基, 2013:《中国农村环境自治治理模式探索及实践研究》,《生态经济》第11期。

13.连宏萍、王德川, 2019:《乡镇生活垃圾分类处理对碳减排的贡献》,《中国人口·资源与环境》第1期。

14.卢洪友、卢盛峰、陈思霞, 2011:《中国地方政府供给公共服务匹配程度评估》,《财经问题研究》第3期。

15.曼瑟尔·奥尔森, 2014:《集体行动的逻辑》,陈郁、郭宇峰、李崇新译,上海:格致出版社·上海三联书店·上海人民出版社。

16.闵师、王晓兵、侯玲玲、黄季焜, 2019:《农户参与人居环境整治的影响因素——基于西南山区的调查数据》,《中国农村观察》第4期。

17.石超艺, 2018:《大都市社区生活垃圾治理推进模式探讨——基于上海市梅陇三村的个案研究》,《华东理工大学学报(社会科学版)》第4期。

18.唐丽霞、左婷, 2008:《中国农村污染状况调查与分析——来自全国141个村的数据》,《中国农村观察》第1期。

19.唐林、罗小锋、张俊飏, 2019:《社会监督、群体认同与农户生活垃圾集中处理行为——基于面子观念的中介和调节作用》,《中国农村观察》第2期。

20.王玉明, 2007:《政府公共服务委托代理的制度安排》,《理论与现代化》第2期。

21.薛玲、苏志国、张淑萍、张思榕、岳敏、岳钦艳、王仁卿, 2016:《农村生活垃圾四分类法的实验研究》,《中国人口·资源与环境》第S2期。

22.姚金鹏、郑国全, 2019:《中外农村垃圾治理与处理模式综述》,《世界农业》第2期。

23.余克弟、刘红梅, 2011:《农村环境治理的路径选择:合作治理与政府环境问责》,《求实》第12期。

24.詹姆斯·布坎南, 1988:《自由、市场和国家》,吴良镛译,北京:北京经济学院出版社。

25. 张国磊、张新文、马丽, 2017: 《农村环境治理的策略变迁: 从政府动员到政社互动》, 《农村经济》第 8 期。
26. 张俊哲、梁晓庆, 2012: 《多中心理论视阈下农村环境污染的有效治理》, 《理论探讨》第 4 期。
27. 郑开元、李雪松, 2012: 《基于公共物品理论的农村水环境治理机制研究》, 《生态经济》第 3 期。
28. 朱明熙, 2005: 《对西方主流学派的公共品定义的质疑》, 《财政研究》第 12 期。
29. 祝睿, 2018: 《环境共治模式下生活垃圾分类治理的规范路向》, 《中南大学学报(社会科学版)》第 4 期。
30. Berle, A. A., and G. C. Means, 1932, *The Modern Corporation and Private Property*, New York: Harcourt, Brace & World, Inc.
31. Björstig, T., and C. Sandström, 2017, “Public-private Partnerships in a Swedish Rural Context - A Policy Tool for the Authorities to Achieve Sustainable Rural Development”, *Journal of Rural Studies*, 49:58-68.
32. Ostrom, V., C. M. Tiebout, and R. Warren, 1961, “The Organization of Government in Metropolitan Areas: A Theoretical Inquiry”, *American Political Science Review*, 55(4): 831-842.

(作者单位: 中国农业大学经济管理学院)

(责任编辑: 张丽娟)

Classified Treatment Management of Rural Domestic Waste: Model Comparison and Policy Enlightenment Based on a Case Study of Four Ecological Conservation Areas in Beijing

Jiang Li'na Zhao Xia

Abstract: Exploring the effective mode of classified treatment of rural domestic waste is of great significance for promoting the classification of rural domestic waste in China. Based on different service providers, this article divides the mode of classified treatment of rural domestic waste into four categories, namely, villagers' independent supply, government supply, market supply and multi-governance. It makes an in-depth analysis of these four modes based on the field investigation of domestic waste classification in four ecological conservation areas in Beijing. It finds that the four models have their own advantages and disadvantages, and their application conditions are different. The villages with good mass foundation and financial support are suitable for the implementation of the villagers' independent supply mode. Those with strong governance capacity are suitable for the implementation of the government supply mode. Those with strong governance capacity and relatively sufficient market competition are suitable for the implementation of the market supply mode. And those with high resource endowment and perfect linkage mechanism are suitable for the implementation of the multi-governance mode.

Key Words: Rural Area; Classified Treatment of Domestic Waste; Management Mode; Case Study

工商资本参与乡村振兴“跑路烂尾”之谜： 基于要素配置的研究视角*

周 振

摘要：对于工商资本下乡，市场有需求，企业有动力，但是大量工商资本下乡后却“跑路烂尾”。这种现象实质上是企业要素配置长期失衡的最终表现。本文从要素配置的视角建立了分析框架，并运用晋陕黔浙闽鲁鄂蒙8省（自治区）14县（市、区）的案例调查和问卷调查的企业数据，对本文提出的解释命题进行验证。主要研究结论如下：第一，企业管理能力的不适应、要素供求不匹配、市场环境不优化是工商资本下乡后企业经营困难的直接原因；第二，政府对农业领域的过度干预以及农村要素改革系统性、协同性与配套性不足，是工商资本下乡后企业经营管理能力不足且盲目下乡、要素错配、经营困难的深层次原因。围绕研究结论，本文提出了促进工商资本参与乡村振兴的相关政策建议。

关键词：工商资本 乡村振兴 要素配置

中图分类号：F304 **文献标识码：**A

一、引言

伴随着中国城乡资本边际生产率变化、城乡二元制度结构调整以及乡村功能转变，越来越多的工商资本进入农业农村。据农业农村部统计，截至2017年底，全国家庭承包耕地流转面积5.12亿亩，比2016年底增长6.9%，流转入企业的面积0.50亿亩，占耕地流转面积的9.8%，同比增长8.6%，工商资本下乡呈现快速增长趋势（佚名，2018）。同时，由于相比小农户，工商资本企业从事农业具有资本投入大、技术水平高、经营能力强等特点，在向城乡居民供给优质农产品、休闲旅游、农业观光等产品与服务上具有明显的优势，近年来国家多次出台政策鼓励工商资本下乡经营。例如，2019年国务院出台的《关于促进乡村产业振兴的指导意见》明确指出，“坚持互惠互利，优化营商环境，引导工商资本到乡村投资兴办农民参与度高、受益面广的乡村产业。”

从实践看，的确有不少工商资本下乡后不仅富了企业、实现了企业的经济目标，而且还带动了当地农业转型升级、增加了农民收入。但是，也有大量的实地调查发现，大部分工商资本下乡后企业经营亏损、“跑路烂尾”。例如，李保（2014）在湖南省沅江市的调研发现，该市大量下乡务农的工商

*本文研究得到国家社会科学基金专项课题“实现小农户和现代农业发展有机衔接研究”（项目编号：18VSJ062）的资助。

资本最终以失败收场，有的甚至“跑路”，导致农民土地租金收益无法兑付，引发农村一系列矛盾纠纷。《经济参考报》记者2018年在湖南、黑龙江、山东、广西等地实地调研发现，这些地区工商资本下乡后企业“跑路”现象频发^①。例如，山东省一家公司2017年流转了大片土地种植葡萄，但由于资金链断裂无以为继，企业“跑路”并留下了一堆“烂摊子”，不仅地里长满荒草，而且欠下了许多农民的土地租金。再如，黑龙江巴彦县多个乡镇为了招商引资，与一家畜牧企业签订了投资协议书，并和农民签订了2000多亩的土地征用合同，用来建设生猪养殖基地，但2018年畜牧企业无力支付土地租赁租金，就选择了“跑路”，导致没开发的千亩良田撂荒。此外，还有不少学术文献揭示了工商资本下乡务农的弊端。孙新华（2013）根据5省6地的调查资料，比较了小农、家庭农场和下乡工商资本的全要素生产效率，发现下乡工商资本的全要素生产效率最低。王彩霞（2017）的研究也指出，工商资本下乡并没有显著地提高规模农业生产效率，规模生产的盈利性极不稳定。贺雪峰（2014）通过调研发现，极少有工商资本企业以高额租金租入农户耕地种粮会有不亏本或不破产的。

那么，为什么比普通农户资本禀赋占优的工商资本企业在农业经营中会如此困难呢？虽然在市场经济环境下，企业经营有盈有亏实属正常，但是大量工商资本“跑马圈地”“烂尾”频出，既损害农民利益，又削弱企业实力，绝不是现代化经济体系的正常表现。同时，随着资本对劳动的替代性增强，在资本要素相对稀缺的农村领域，为什么还会有如此多的工商资本企业暗淡退出呢？

为了回答这些问题，有必要从理论上解释工商资本下乡后企业普遍经营困难的原因，为决策者提供参考。由于农业种养殖与加工领域是当前工商资本参与乡村振兴的主阵地，本文将重点关注这些领域内的相关情况。

二、分析框架：要素配置失衡是工商资本下乡后企业经营困难的直接原因

工商资本下乡是城市资本、技术、管理等要素与农村土地、劳动力等要素组合生产的过程。要素配置效率^②是评价要素组合生产是否有效的重要指标，直接关系到企业的经营绩效。工商资本下乡后企业经营困难表面上看问题是出在经营管理、商业模式上，但实质上是要素配置低效、失衡的最终表现。

综合已有研究（例如曹亚、陈浩，2011；杨志才、柏培文，2017），本文中将“要素配置失衡”定义为相对于资源在城乡间达到有效配置的状态，既包括要素的供给不适应需求变化的生产状态，即供不符需，也包括要素向某个领域过多或过少投入的状态，即要素错配。一般而言，要素配置是由企业自身要素禀赋（经营管理能力等）、外部市场要素供给（土地、金融等要素供给能力）、市场环境共同决定的，为此，本文将围绕这3个方面，从要素配置失衡的角度建立工商资本下乡后企业“跑路烂尾”的分析框架。

^①参见《“下乡资本”跑马圈地“烂尾”频出》，http://dz.jjckb.cn/www/pages/webpage2009/html/2018-01/30/content_40540.htm。

^②由于缺乏基础数据，本文无法通过数据测算工商资本企业的要素配置效率，因此从要素组合投入与要素价格的角度，建立关联机制，以定性地反映要素配置情况。

（一）要素配置失衡之一：企业经营管理能力与农业生产不适应

企业理论认为，内生因素是企业成长的关键，企业能力决定了企业成长速度与发展方式（Penrose, 1959）。企业能力一般指企业拥有的技术、对行业的了解程度以及资源的异质性和动态特征，可概括为企业经营管理能力。因此，有必要从经营管理能力，即内生因素方面，解释工商资本下乡后企业频现经营难题的现象。更为重要的是，工商资本下乡属于转型经营或跨界经营，企业经营管理能力与农业生产是否适应，对经营成效的影响至关重要。

有许多研究（例如蔡昉、李周，1990；赵君臣，2011）认为，工商资本企业具有经营农业的优势，理由是工商资本企业具有较好的资本和管理要素，资本进入农业领域不仅带来了稀缺的资金，而且带动了管理等先进生产要素向农村配置，改变了长期扭曲的要素关系，优化了农业生产要素结构，有利于提高农业生产效率。不过，这类研究都默认工商资本企业懂农业或者工商资本下乡后企业的管理方式与农业生产相适应。事实上，这种前置条件未必一定成立。不少文献（例如贺雪峰，2014；王彩霞，2017）指出，大多数工商资本企业并不具备经营农业的能力，对农业的认识也不清。工商资本企业若按照从事工商业的惯性思维经营农业，经营管理方式不适应农业生产的特征，很可能要素投入越大，出现的亏损越多。

据此，本文提出了工商资本下乡后企业陷入经营困境的第一个解释性原因，即命题 1：工商资本下乡后企业的农业经营管理能力与农业生产不适应，盲目地向农业领域投入生产要素，这是企业陷入经营困境的原因之一。

（二）要素配置失衡之二：企业的要素需求与农村的要素供给能力不匹配

农村的要素供给能力是决定工商资本下乡后企业要素配置效率的关键变量，也是影响其经营效益的重要因素。当前，中国农村的要素供给能力还较低，而工商资本企业从事农业生产具有规模大、产业形态高的特征，相比普通农户而言对要素市场的供给能力要求较高。这种“一高一低”的不匹配可能是工商资本下乡后企业经营农业要素配置失衡、陷入经营困境的重要原因。

从要素数量看，农村要素市场不一定能满足工商资本企业密集型的要素需求。工商资本企业务农往往会在厂房、农业机械等方面投资较大，为了能够覆盖高昂的初始投入成本，工商资本下乡后企业不得不选择较大的生产规模。如果反映在图 1 中，生产规模就必须跨越盈亏平衡点 E 点^①。当用资本要素衡量生产规模时，反映在图 2 中，生产规模要达到等产量线 Q_2 的规模。受要素边际技术递减规律影响，任何一种产品的生产技术都要求各要素投入之间有适当的比例，反映在图 2 中，即资本要素不能完全替代其他要素，等产量曲线的要素有效投入组合区间位于线 m_1 与 m_2 之间。因此，当资本要素投入较大时，与资本要素组合生产的其他关键配套要素（如设施农业用地或技术）也存在密集型的特征，而这些要素往往是农村较为稀缺的。

^①如图 1 所示，在企业生产规模较小的 A 点生产时，会出现亏损，这是因为生产规模太小，产生不了较高的收益，而成本中固定成本的绝对值与占比都相对较高，收益无法覆盖成本。此时，企业必须扩大生产规模，使得经营规模从 A 跃过 E 点增加至 B 点。随着经营规模递增，边际成本逐渐降低，边际收益逐渐增加。在 E 点后，企业才开始出现盈利。

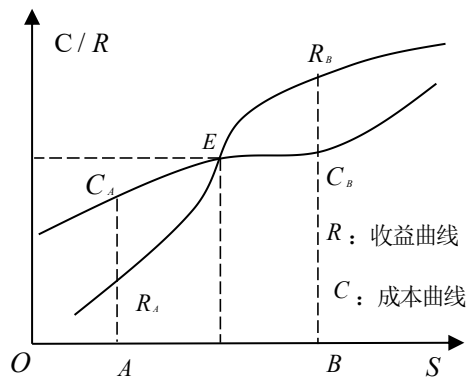


图1 农业生产的收益与成本曲线

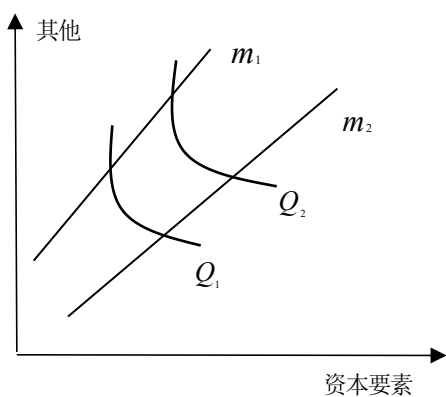


图2 要素投入组合有效区间示意图

从要素结构看，农村要素市场很难满足工商资本企业多类型、高质量的要素需求结构。当前农业生产要素已从传统的土地、劳动、资本拓展到传统要素与知识、现代科技、信息等现代要素并存，要素类型更加多元（张克俊，2011）。传统要素已经不能完全替代现代要素，如在高端农产品生产中，农业科技已经不再是劳动投入能完全替代的；并且，随着产业形态的不断提升，传统要素对现代要素的替代空间将进一步缩小，农业生产对农业科技等现代要素的质量需求不断提高。

表1总结了工商资本经营农业与个体农民经营农业的区别。个体农民的农业生产投入规模小，产业形态较为初级，要素投入以传统要素为主，并且传统要素几乎能替代现代要素；而工商资本经营农业的产业形态更加高级，产业融合更加深入，产业链条更长，要素投入结构发生了重大变化。单就土地要素而言，过去工商资本下乡主要是企业资本要素与农村耕地资源组合生产，如今土地要素的类型已从耕地向设施农业用地、建设用地拓展。工商资本需求的要素类型已从单一类型向多种类型转变，要素间的替代性缩小。然而，面向工商资本企业的多类型、高质量的要素供给恰恰是农村要素市场的短板。

项目	个体农民经营农业	工商资本经营农业
生产规模	小	大
产业形态	初级	中高级
要素需求数量	少	多
要素需求结构	类型少，质量要求不高	类型多，质量要求高
要素需求的满足情况	要素供给市场较易满足需求	要素供给市场较难满足需求

资料来源：笔者总结。

大量的研究（例如李谷成等，2010；朱喜等，2011）指出，要素长期供需不匹配会导致市场主体经营困难。为此，本文提出工商资本下乡后企业陷入经营困境的第二个解释性原因，即命题2：农村要素市场难以满足工商资本企业的要素需求（密集型、多类型、高质量的需求特征），这是工商资本下乡后企业陷入要素组合瓶颈、经营亏损的原因之一。

（三）要素配置失衡之三：市场环境与企业要素高效配置不对称

中国要素市场的市场化程度还不高，干扰要素配置、诱致要素配置失衡的现象时有发生，要素配置的市场环境还不够成熟，这也可能是影响工商资本下乡后企业经营状况的关键因素。具体的作用机制如下：

从要素投入看，许多地区仍存在政府选择某个特定农业产业，并通过行政命令或优惠政策推动该产业发展的现象。这种选择性产业政策很容易导致投资的“潮涌现象”，即资源要素在某个领域被过多投入，出现要素配置失衡。

从要素价格看，政府对要素价格的过度干预导致其价格扭曲，要素价格扭曲会影响要素的优化配置，进而影响产出。例如，李谷成等（2010）、朱喜等（2011）的研究都证实了土地要素价格扭曲致使土地要素配置失衡，进而严重降低产出或使产出效率下降。为此，本文提出工商资本下乡后企业陷入经营困境的第三个解释性原因，即命题3：政府对要素市场的过度干扰会扭曲工商资本下乡后企业的要素配置，进而导致企业经营困难。

综合命题1~3，本文构建了如图3所示的解释分析框架。需要说明的是，工商资本下乡后企业经营困难可能是上文提到的某项因素导致的，也可能是多项因素共同导致的。

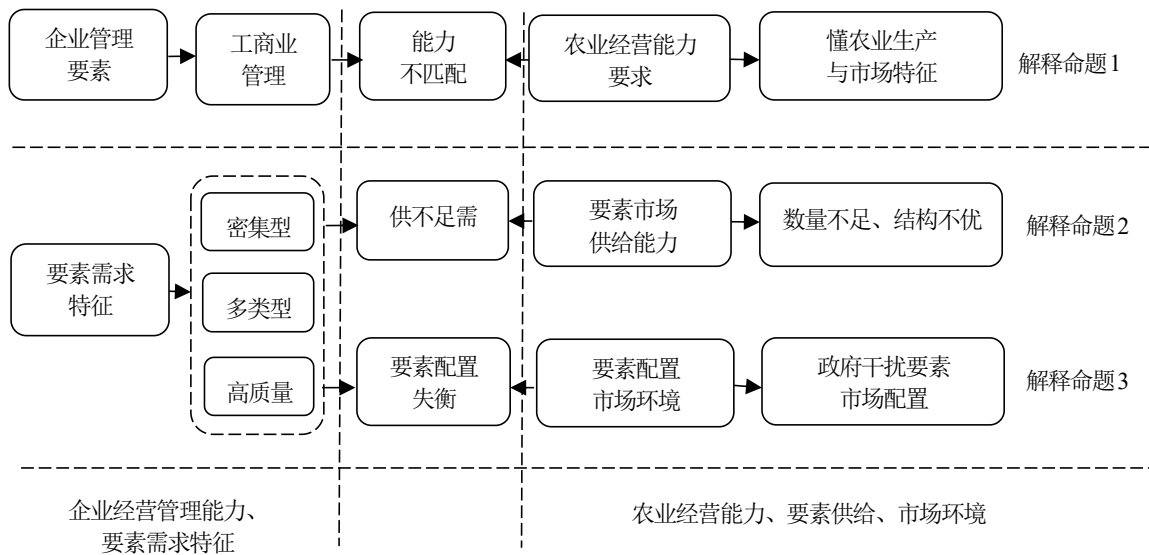


图3 工商资本下乡后企业经营困难解释框架示意图

三、案例调查：工商资本下乡后企业的要素配置与农业经营情况

为了更深入解析工商资本经营农业的困境，验证本文提出的解释命题，首先，研究团队于2018年6~9月，在晋陕黔浙闽鲁鄂蒙8省（自治区）14县（市、区）发展和改革部门的帮助下，按照“好、

中、差”分层次的方式选取了 56 家下乡务农的工商资本企业^①，并对这些企业开展了半结构化访谈；其次，研究团队运用问卷星平台随机调查了山东、浙江、江苏、湖北、四川、陕西、贵州 7 省 338 家工商资本下乡企业的经营情况；最后，研究团队通过网络平台收集了全国范围内近 5 万字的工商资本企业下乡务农的案例素材。下面，笔者运用这些资料分析工商资本下乡后企业的要素配置与经营情况。

根据研究资料，工商资本下乡后企业的要素配置失衡现象较为普遍，大多数企业经营较为困难，具体表现在以下 3 个方面。

（一）经营管理要素与农业生产不匹配导致企业经营困难

从调研情况看，多数工商资本下乡后企业面临经营能力转型的问题。由于近年来国家加大了对房地产、钢铁、煤炭等行业宏观调控的力度，大量的房地产、钢铁、煤炭企业向农业转型发展。这些企业大都对农业的基本属性以及农业投资的复杂性、长期性和风险性缺乏深入认识。研究团队在山西省调查的 14 个下乡务农的工商资本企业中，从房地产、钢铁、煤炭等产业转型而来的企业占比达到 70% 以上，多数企业动辄谈论“要用工业的方式改造农业”，对农业经营的客观规律不甚了解。

企业经营管理能力与农业生产要求的不匹配，直接导致许多企业经营困难。一些工商资本企业以为做农业比其他产业可能更容易，急于铺摊子、造声势，最后却偃旗息鼓、以失败收场。例如，河北省邯郸市一位从事钢铁行业的老板流转土地种红薯，为了较快地扩大规模、甩开竞争者，将地租从市场价的 1200 元/亩/年提高到了 1400 元/亩/年，并且采用工厂式的方式雇工经营，结果因土地租金与用工成本太高、红薯价格波动大而严重亏损；再如，河北省邯郸市如林蔬菜种植农民专业合作社流转了 1000 亩土地种植蔬菜，结果赔了 100 万元，原因是合作社理事长完全照搬工业生产方式来做农业。合作社的负责人后悔地谈道，“去年专家都跟我说，地租 1000 元/亩/年不挣钱，我不听，觉得自己工业干得好，农业自然不在话下；结果 1000 亩地包下来，赔了个稀里哗啦。”^②

（二）要素供需不平衡导致企业经营困难

要素供不足需是多数企业面临的共同问题。通过问卷星平台调查的 338 家工商资本企业的数据显示，多数工商资本企业都面临要素供不足需的问题（见图 4）。其中，技术人才不足的问题最为突出，近 80% 的企业都面临着人才要素瓶颈；其次是融资难；再次是用地难。此外，接近 10% 的企业同时面临着人、地、钱等多项要素供不足需的制约。要素供需不平衡导致工商资本企业经营困难主要有以下两类情形：

^①由于本文研究对象的特殊性，部分县（市、区）下乡的工商资本企业数量并不多，因此较难采取随机抽样的方法开展调查。不过，为了尽可能全面反映工商资本下乡的经营情况，研究团队委托各县（市、区）发展和改革部门根据企业的经营绩效情况，划分出“好、中、差”3 种类型，尽可能按照同比重的方式为研究团队遴选调查对象。选择的 56 家下乡务农的工商资本企业的分布情况如下：从区域看，山西省 14 家，陕西省 6 家，贵州省 9 家，浙江省 6 家，福建省 5 家，山东省 6 家，湖北省 5 家，内蒙古 5 家；从经营绩效类型看，“好”的企业有 19 家，“中”的企业有 20 家，“差”的企业有 17 家。

^②参见《资本下乡：有实力争地，没能力种田》，http://zqb.cyol.com/html/2015-04/20/nw.D110000zgqnb_20150420_1-04.htm。

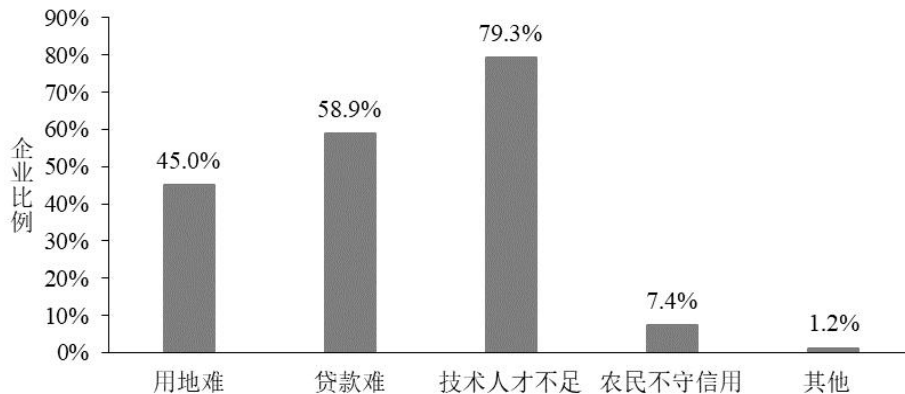


图4 工商资本下乡面临的主要问题

注：在问卷调查中，本项问题是多选题。

从数量看，要素持续投入不足导致企业经营困难。由于农业生产周期长、投入大，且企业生产规模一般较大，多数工商资本企业对资金、土地、人才等要素的需求缺口较大。例如，陕西省安康汉阴华晔植物药业有限公司在中药材生产、技术研发上的资金需求缺口高达2000多万元，而2017年企业的营业收入也仅为2000多万元，这导致企业许多新项目难以实施。再如，浙江亿达生物科技有限公司是一家由房地产行业转型的农业企业，曾经是平湖市唯一的国家级农业龙头企业；企业前期投资规模较大，但是没等到投入效益显现时，企业资金链就出现断裂，使得企业不得不借高利贷维系发展，最终还是没能维系下去，于2012年倒闭停产。

从结构看，要素供给结构不优导致企业经营徘徊不前。这种现象在土地要素上尤为明显。伴随着农业的功能从生产向生态、文化等多功能拓展，工商资本下乡后企业对土地的需求从过去的承包地向设施农业用地、建设用地等拓展，但是大多数工商资本企业下乡后难以获得设施农业用地、建设用地，土地要素供给结构与企业需求不匹配。例如，山东省郯城县御园家庭农场因设施农业用地难以获得，休闲农业一直得不到较好发展。农场老板坦言道，“像我们这样辛辛苦苦、扎扎实实做农业都拿不到设施用地，那谁还能拿到？现在申请设施用地都这么难，今后我们要搞餐厅拿建设用地更不可能了。”福建省武夷山市一个花卉企业老板也遇到与郯城县御园家庭农场类似的问题，因没有获得设施农业用地指标，企业园区大门与厕所都被强行拆掉了，此事严重挫伤了企业积极性，老板心灰意冷，直接放弃了经营。此外，随着市场环境的快速变化，高端生产要素（如农业科技）供给不足成为了工商资本企业下乡务农中“卡脖子”的问题。例如，陕西省汉阴县永丰渔业公司从事稻田水产养殖，公司负责人直言道，“我们公司现在最缺的是养殖技术，现在市面上好多技术我们都试过，但养殖效果都不好。”再如，从房地产行业转型的福建省永真现代农业有限公司在武夷山市流转了上千亩土地种植有机蔬菜，有机蔬菜的生产要求非常高，但企业一方面缺乏技术人才，另一方面很难在当地获得实用的农业科技支持，导致企业生产效率低、亏损严重，最终选择“跑路”，并欠下了大量的土地租金。

（三）政府干预市场导致企业要素配置失衡与经营困难

政府干预市场导致企业要素配置失衡，从而出现经营困难。从调研情况看，主要有以下3种情形。

一是政府通过优惠政策诱致企业投入。例如，山西省阳曲县为了发展肉羊产业，以优惠和补贴政策吸引工商资本养殖肉羊，最终当地羊肉供给过剩，价格大跌，许多企业亏损；再如，陕西省汉阴县为了扶持核桃产业发展，以每年每亩核桃林补贴 300 元的方式鼓励农业经营主体发展核桃产业，外省的一家房地产企业受此政策吸引进入汉阴县从事核桃生产，在补贴政策的扶持下企业尚能正常运转，但 2017 年后政府取消了补贴，企业当年就直接亏损 300 万元；还有，汉阴县一家中草药企业负责人还谈到了国家政策变动对企业经营造成的困扰：2010 年国家鼓励企业发展中草药基地，每亩给予资金补贴，这吸引了不少工商资本到陕西省发展中草药产业，可是 2014 年政府取消了补贴政策，大量企业经营亏损，最终选择“跑路”。

二是政府干扰要素市场价格。这种现象在土地流转市场中较为常见，如个别地方政府制定了耕地流转指导价。以江苏省为例，2012 年政府制定的每亩每年的土地流转指导价格在苏南地区、苏中地区和苏北地区分别为 600 元、650 元和 550 元，导致实际每亩每年的土地流转价格多数在 600~1000 元。有研究指出，在政府对土地流转价格的干预下，2008~2014 年山东、河南和四川耕地租金分别增长 20.1%、22.6% 和 18.6%（范传棋、范丹，2016）。政府干扰要素价格导致了许多企业经营困难。该种情况的典型案例有：广西崇左地区为了快速推进土地流转，实现甘蔗规模化种植，政府部门与村干部多次要求企业提高土地租金。在政府部门和村干部多次与企业沟通之后，企业最终做出了让步，同意向农户支付较高的耕地租金。但是，近年甘蔗价格走低，企业经营效益不佳，而土地租金只涨不跌，已高达 1000 元/亩/年，致使许多企业无力承担高额地租，有的企业选择弃租，有的企业选择“跑路”，拖欠了许多农民的土地租金。

三是政府干扰企业要素配置数量。许多地方对工商资本下乡后企业租赁的土地面积做了限制，并规定了备案方式（见表 2），例如，河北省饶阳县规定，在规模化养殖、设施农业、粮油作物生产领域，企业租赁的土地面积分别不能超过 300 亩、1000 亩、2000 亩，这导致当地许多工商资本企业因生产规模不足而亏损。

表 2 部分地区工商资本企业流转承包地的规模限制与备案方式

地区	流转承包地的规模限制	备案方式
四川省	单个企业租赁农地规模原则上不得超过当地户均承包面积的 200 倍。	乡镇备案：30~300 亩 县级备案：300 亩以上
河南省新乡市	①单个工商资本企业租赁的农地面积占全市家庭承包耕地总面积的比例不得超过 5%； ②单个企业租赁的农地面积不得高于 10000 亩。	乡镇备案：500 亩以下 县级备案：500~1000 亩 市级备案：1000 亩以上 省级备案：10000 亩以上
河北省饶阳县	①规模化养殖不超过 300 亩； ②设施农业、良种种苗繁育等不超过 1000 亩； ③粮油作物生产不超过 2000 亩； ④用于农村“四荒”资源开发不超过 3000 亩。	乡镇备案：500 亩以下 县级备案：500~1000 亩 市级备案：1000~2000 亩 省级备案：2000 亩以上

(续表 2)

安徽省枞阳县	①原则上单个企业（组织或个人）租赁农地面积，应控制在 本县行政村的平均耕地面积以下； ②工商资本下乡后企业首次租赁面积一律不得超过县规定的 规模上限。	乡镇备案：300~500 亩 县级备案：超过 500 亩 市级及以上：超过县控制上限
--------	--	--

资料来源：笔者根据各地区关于对工商资本租赁农地监管和风险防范的政策文件整理所得。

四、进一步讨论：工商资本下乡后企业要素配置失衡的制度成因

大量的经验事实表明，企业经营管理能力与农业生产不匹配、要素供给体系跟不上需求结构的变化，以及要素配置的市场环境不优，是工商资本下乡后企业要素配置失衡，进而造成企业经营困难的重要原因。然而，为什么在企业经营管理能力与农业生产不匹配的情形下，工商资本企业还要执意下乡呢？为什么中国农村要素市场的供给体系如此滞后呢？要素配置的市场环境为什么不符合工商资本下乡后企业的发展需求呢？本部分将围绕这些问题，分析工商资本下乡后企业要素配置失衡的制度成因。

（一）政府与市场边界不清导致企业盲目下乡与要素配置失衡

大量工商资本企业不懂农业却执意下乡务农，在某个相同产业的投资上出现“潮涌现象”，这种由要素错配引起的要素配置失衡，不仅与企业对农业生产的认识不足、对市场风险的分析不清有关，而且与政策的引导高度相关，究其根源，仍然是政府与市场的边界不清。

首先，工商资本企业过度投向某个领域是政府过度干预与企业投机寻利叠加产生的。当前，多数地区的产业政策仍然是选择性的，尤其是在市场机制能自我调节的农业产业化领域，很多地方政府都挑选出拟扶持的冠军产业。在选择性产业政策与企业投机行为的叠加下，企业盲目下乡投资。例如，前文提到的山西省阳曲县为了发展肉羊产业，政府出台了许多政策向肉羊产业倾斜，使得许多煤炭企业转型养殖肉羊；陕西省汉阴县为了发展猕猴桃产业，政府将大量项目资金投向猕猴桃产业，吸引不少建材企业转向猕猴桃种植。然而，这些企业大多不具备农业经营管理能力，为后期经营不善埋下了风险。这种以“政府决策替代市场机制”的产业政策，诱导了工商资本企业将大量要素误投到某个特定产业。大量事实与研究反复证明了，企业“潮涌”投资某个领域时，很容易出现危机，如产能过剩、产品价格大跌（林毅夫等，2010），这也是许多工商资本因政策干扰陷入困境的主要原因。

其次，企业要素配置失衡是政府作用边界不清、好心办成的坏事。例如，政府通过管制企业租地面积、实施下乡准入制度、采取规模限制和层层备案管理等方法，对工商资本下乡设置过多和过高的门槛。政府这样做的本意是为了防止工商资本下乡引发土地“非农化”“非粮化”，但这些做法值得商榷。工商资本从事农业一般初始投入较大，必须具备一定的经营规模才能覆盖初始投入并发挥企业化的经营优势。限制工商资本租赁的土地规模，虽然能起到防范工商资本长时间、大面积租赁农地的风险，但是容易导致企业因生产规模不足而亏损。再如，政府干预耕地流转价格引起的工商资本下乡后企业要素配置失衡，源于政府短期内快速发展某类产业的目标以及创造政绩的意图，但在操作上却违背了市场规律。例如，政府为了打造“超级规模”典型，支持发展上千亩甚至上万亩的农业园区，

导致短期内耕地需求突增，土地租金快速上涨。再如，部分地区制定了耕地流转指导价格，在一定程度上影响了要素价格的市场化形成，虽然本意是保障农民利益、稳定要素市场价格，但是往往却成为了固化要素市场定价的主要障碍。这些干预要素配置数量、扭曲要素市场价格致使工商资本下乡后企业经营困难的事例，背后的症结仍然是政府作用没有从微观领域退出，地方政府还没有完全探索出一条适宜的农业产业发展之路。

（二）改革系统性、协同性不强制约农村要素供给能力提升

土地、资金限制是当前工商资本参与乡村振兴面临的最突出问题，此外，农业科技等高端生产要素越来越成为影响工商资本下乡后企业发展的“卡脖子”问题。因此，笔者下面重点探讨这3类要素供给跟不上需求变化的制度成因。

1. 用地难的制度成因。工商资本下乡后，企业许多项目的主要盈利点在二三产业上，因此对设施农业用地、建设用地的需求逐渐增加。然而，设施农业用地和建设用地是当前农村非常稀缺的要素，供需矛盾较为突出。这种供需总量上的矛盾，实质上源于土地制度改革的不系统性不强。

从设施农业用地看，为了严格保护耕地，长期以来，国家政策规定设施农业用地一般不能占用基本农田，主要来自一般农田^①，导致通过流转基本农田发展设施农业的企业根本无法获得设施农业用地。此外，一般农田可用于设施农业用地的指标由于缺乏相关的制度创新或政策实施细则，无法通过指标流转或调剂的方式成为其他产业发展项目的土地要素来源，出现了要素供需结构不匹配的问题。

从建设用地看，几乎所有的下乡工商资本企业都存在缺乏建设用地的问题，然而，农村一些宅基地和农房长期闲置，无法成为农村产业发展的用地来源。虽然中共中央、国务院2019年4月出台了《关于建立健全城乡融合发展体制机制和政策体系的意见》，明确提出“允许村集体在农民自愿前提下，依法把有偿收回的闲置宅基地、废弃的集体公益性建设用地转变为集体经营性建设用地入市”，为闲置宅基地、废弃的集体公益性建设用地用作产业发展打通了通道，但是这仅限于有偿收回的闲置宅基地、废弃的集体公益性建设用地，而且类似的探索与实践还很少，仅在少数地区有过零星的探索；同时，由于缺乏宅基地退出的有效制度或政策措施，多数农民还不愿意退出宅基地，即现有政策没有完全解决宅基地闲置问题，没有完全打通闲置宅基地用于产业发展的通道。此外，由于农村集体经营性建设用地入市改革的试点范围还较小、尚未全面铺开，农村集体经营性建设用地虽然可作为工商资本建设用地的来源，2019年新修订的《土地管理法》也放开了农村集体经营性建设用地入市，但是由于没有出台相关实施细则，许多地方尚未开展探索；同时，许多地区农村集体经营性建设用地还没有确权颁证，抵押贷款的金融功能残缺，使得企业盘活农村集体经营性建设用地的积极性不高。福建省武夷山市农业局的负责人直指问题根源，“农村集体经营性建设用地不能用作农村产业融合是因为不能办权

^①详见《国土资源部农业部关于进一步支持设施农业健康发展的通知》（国土资发〔2014〕127号）。2019年12月，自然资源部、农业农村部出台《关于设施农业用地管理有关问题的通知》，提出“种植设施不破坏耕地耕作层的，可以使用永久基本农田，不需补划；破坏耕地耕作层，但由于位置关系难以避让永久基本农田的，允许使用永久基本农田但必须补划”，扩大了设施农业用地来源，希望有利于缓解工商资本获取设施农业用地的“用地难”问题。

证，企业没有积极性。”

总体上看，“用地难”问题的关键不是要素总量的供给不足，而是当前农村土地制度改革的系统性不强，无法树立要素改革“一盘棋”思维，无法运用改革的手段将闲置的要素用作产业发展，无法运用改革的办法打通要素流动的通道，例如，没有打通将一般农田的设施农业用地指标用作基本农田上农业产业项目的通道，没有打通闲置宅基地、农房、农村集体经营性建设用地用作产业发展建设用地来源的通道。

2.融资难的制度成因。工商资本企业携带着大量的资金要素参与乡村振兴，是农村建设主体中资金实力最雄厚、投入量最大的主体，然而，却有大量的企业因无法维持持久的投入而倒闭，主要原因是农业企业很难获得金融支持，这也暴露了当前中国农村金融改革的问题与弊端，即农村金融创新不足与改革协同性不强。

一是农村产权确权颁证改革滞后，工商资本企业的大量投入无法形成可抵押贷款的资产。工商资本企业的大量投入凝结在设施农业用地、农村土地承包经营权、农村房屋、林权、大棚养殖圈舍以及活体动物、果园苗木等，由于中国大多数地区都未开展农村“三权”抵押贷款、农业生产设施抵押与生物资产的确权颁证，企业的大量投入无法形成可抵押贷款的资产。

二是缺乏资产处置市场，资产抵押贷款的金融功能无法实现。虽然部分地区推进了农村房屋、林权、大棚养殖圈舍等确权颁证，但是由于缺乏资产处置市场或农村产权交易市场功能不健全，金融机构开展农村产权抵押贷款的积极性普遍不高，工商资本下乡后企业的农业资产仍然无法实现抵押贷款功能。

三是缺乏风险防范机制，资产抵押贷款功能较难落地。即使存在资产处置市场，由于农业生产设施与生物资产不如房产那样流通快、变现快，抵押风险依然较高，这也是大量金融机构惜贷的重要原因。换言之，农业生产设施与生物资产抵押贷款的风险防范机制缺失，使得金融机构接纳抵押物的积极性不高。

由上可见，推进农村金融改革、强化对工商资本的金融支持，既要推进确权颁证，又要完善资产处置市场，还要建立风险防范机制，即要增强改革的协同性，靠单兵突进难以奏效。然而，这种协同改革正是当前中国农村金融改革的薄弱点。

3.用“才”难的制度成因。农村人才资源少与当前城乡两部门劳动工资差距较大的事实高度相关，然而，为什么国家持续出台了大量农村人才扶持政策，农业科技人才短板问题却依然突出？关键的制度问题是能激励人才下乡的政策措施不够。

以陕西省汉阴县为例，每个乡镇配备的农林科技人员仅2~5人，且人员年龄结构呈倒三角形，知识结构老化，跟不上新产业的发展需求，在蚕桑、茶叶等主导产业方面的技术人才几乎没有。汉阴县农林科技局的负责人谈道，“我们需要的技术，像西北农林科技大学就有这样的技术人才，但是没有吸引力的政策，学生根本不愿意来；2013年曾经招来了一个学生，报到没几天，没打招呼就走了。”可见，鼓励与引导工商资本参与乡村振兴并不仅仅是引来“金凤凰”，还要做好“筑巢”等配套工作，尤其是围绕产业发展的阶段性特征，提供配套性的支撑政策。然而，改革的这种配套性恰恰是中国推

进乡村发展制度建设的薄弱领域，也是工商资本下乡后企业屡屡陷入发展瓶颈的制度成因。

五、结论与启示

本文围绕工商资本下乡务农企业普遍存在经营困难的现象做了解释性分析，主要研究结论如下：第一，企业经营管理能力与农业生产要求不适应、企业的要素需求与农村要素市场的供给不匹配、市场环境的不优化是工商资本下乡后企业经营困难的直接原因。第二，政府对农业领域的过度干预是工商企业盲目下乡以及要素配置失衡的根本原因。第三，企业要素需求与农村要素市场供给之间的不匹配暴露出中国农村要素市场改革的制度问题，具体而言，“用地难”的根本原因不是总体数量不足，而是土地制度改革缓慢、系统性不强引发的结构性问题；“融资难”的关键在于农村金融创新不足与改革协同性不强；“用才难”因为推进农村产业发展的配套政策不够。

根据本文的研究结论，可得出以下两点政策启示：

第一，支持工商资本参与乡村振兴，要围绕工商资本的要素需求结构增强农村要素市场改革的系统性、协同性与配套性。重点是解决土地要素供不应求问题，要尽快落实设施农业用地指标可来自基本农田的政策，引导一般农田设施农业用地指标流转用于基本农田产业项目上来，加快落实农村闲置宅基地、农村集体经营性建设用地可用作乡村产业发展建设用地来源的政策；在金融改革领域，要增强农村资产确权颁证、资产处置市场建立健全与风险防范机制建立等改革的系统性、协同性；在农业科技人才培育与服务供给上，要在推进农村产业发展中增强政策的配套性。

第二，鼓励工商资本参与乡村振兴，要引导企业进入适宜领域，避免企业“入错行”、走弯路，要优先支持工商资本进入对农民增收致富带动作用较强、能发挥企业专长的农产品加工、农产品流通、农业生产性服务业、农村产业融合等领域。另外，由于短期内农村市场很难较好地满足企业的用地需求，要引导企业尽量避开对建设用地、设施农业用地需求较大、依赖程度较高的领域。此外，在政府和市场的边界确定上，要鼓励和引导地方政府从选择产业向服务产业转型，建立以功能性产业政策为主的政策模式。

参考文献

1. 蔡昉、李周，1990：《我国农业中规模经济的存在和利用》，《当代经济科学》第2期。
2. 曹亚、陈浩，2011：《劳动估价偏误与要素配置失衡研究——基于1990—2010年中国农村劳动力转移就业研究》，《经济学家》第4期。
3. 范传棋、范丹，2016：《高额耕地租金：原因解析与政策启示》，《四川师范大学学报（社会科学版）》第6期。
4. 贺雪峰，2014：《工商资本下乡的隐患分析》，《中国乡村发现》第3期。
5. 李保，2014：《工商资本下乡：何以去忧？》，《人民政协报》6月16日第6版。
6. 李谷成、冯中朝、范丽霞，2010：《小农户真的更加具有效率吗？来自湖北省的经验证据》，《经济学（季刊）》第1期。
7. 林毅夫、巫和懋、邢亦青，2010：《“潮涌现象”与产能过剩的形成机制》，《经济研究》第10期。

- 8.孙新华, 2013: 《农业经营主体: 类型比较与路径选择——以全员生产效率为中心》, 《经济与管理研究》第 12 期。
- 9.王彩霞, 2017: 《工商资本下乡与农业规模化生产稳定性研究》, 《宏观经济研究》第 11 期。
- 10.杨志才、柏培文, 2017: 《要素错配及其对产出损失和收入分配的影响研究》, 《数量经济技术经济研究》第 8 期。
- 11.佚名, 2018: 《2017 年农村家庭承包耕地流转情况》, 《农村经营管理》第 10 期。
- 12.张克俊, 2011: 《现代农业产业体系的主要特征、根本动力与构建思路》, 《华中农业大学学报(社会科学版)》第 5 期。
- 13.赵君臣, 2011: 《土地流转: 工商资本下乡需规范》, 《红旗文稿》第 4 期。
- 14.朱喜、史清华、盖庆恩, 2011: 《要素配置扭曲与农业全要素生产率》, 《经济研究》第 5 期。
- 15.Penrose, L. S., 1959, "Self-Reproducing Machines", *Scientific American*, 200(6):105-114.

(作者单位: 中国宏观经济研究院;

国家发展和改革委员会产业经济与技术经济研究所)

(责任编辑: 张丽娟)

The Mystery of Industrial and Commercial Enterprises' Participation Difficulties in Rural Revitalization: A Study from the Perspective of Factor Allocation

Zhou Zhen

Abstract: While industrial and commercial enterprises have increasingly invested in rural areas, a large amount of them have run out of steam. In essence, this phenomenon is the final manifestation of the long-term imbalance of enterprise factor allocation. This article establishes a framework of analysis from the perspective of factor allocation, and uses the investigation cases and questionnaire surveys collected from 14 counties in 8 provinces to verify the propositions. The main conclusions are as follows. First, problems such as the incompatibility of enterprise management ability, the mismatch between factor supply and demand, and the unsound market environment are the direct reasons for the difficulties of enterprise management. Second, excessive government intervention in the agricultural field and the lack of systematization, coordination and support during the rural factor reforms are the reasons for the insufficiency of enterprise management capability in rural areas. In order to strengthen the leading role of industrial and commercial enterprises in the process of rural revitalization, the study suggests that China should accelerate rural factor market reform. It is also necessary to guide industrial and commercial enterprises to operate in suitable fields and promote the transition of agricultural support policies to functional industrial policies, in order to reduce enterprises' operational risks caused by frequent policy change.

Key Words: Industrial and Commercial Enterprise; Rural Revitalization; Factor Allocation

自营工商业的代际传承*

——基于全国 5 省 100 村 2000 户调查数据的实证研究

王卫东¹ 白云丽² 罗仁福³ 张林秀⁴

摘要：代际传承一直是社会各界关注的重要议题。本文使用具有全国代表性的农村调查数据，采用固定效应模型分析父辈从事自营工商业对子辈从事自营工商业的影响。研究表明，农村劳动力从事自营工商业在父辈与子辈之间存在明显的代际传承性。这种代际传承性随着时间的推移有所增强。另外，父辈与不同性别的子辈之间均存在自营工商业的代际传承，且这种代际传承性在父辈与低教育程度的子辈之间更为明显。进一步分析发现，农村劳动力从事挣工资的职业也具有代际传承性。此外，本文分析了农村劳动力从事自营工商业代际传承性背后的机制，发现父辈从事过自营工商业，可以显著地增加家庭的物质资本和社会资本。

关键词：农村劳动力 自营工商业 代际传承

中图分类号：F061.3 **文献标识码：**A

一、引言

改革开放 40 多年来，中国经济快速增长，农村劳动力向非农产业部门转移成为了这一时期的标志性事件之一。1981 年，中国农村劳动力参与非农就业的比例仅为 15%，到了 2015 年，这一比例上升至 70%（de Brauw et al., 2002; Zhang et al., 2018）。大量的研究从农村劳动力转移对经济增长的促进（例如蔡昉、王德文，1999；齐明珠，2014；程名望等，2018）、对资本回报率的提高以及对社会劳动生产率的提升（例如潘文卿，2001；徐建国、张勋，2016）等角度阐明了农村劳动力转移对中国经济发展的贡献。

自营工商业是中国农村劳动力参与非农就业的重要形式，且在经济发展过程中发挥重要的作用。1988~1995 年，有高达 3000 万的农村劳动力从事过自营工商业，占农村劳动力的比例不断攀升，而且在农村居民从事的非农工作的新增岗位中，近 40%属于自营工商业的就业岗位（Rozelle et al., 1999）。

*本文研究得到北京林业大学新进教师科研启动基金项目“我国农村居民职业代际传承研究”（项目编号：BLX201945）、国家自然科学基金青年科学基金项目“农户兼业行为的动态演变及其影响因素研究”（项目编号：71903185）的资助。感谢匿名评审专家和编辑老师的意见和建议，当然文责自负。王卫东为本文通讯作者。

Wang et al. (2011) 发现, 中国农村劳动力从事自营工商业的比例从 1982 年的 5% 提升至 2002 年的 20% 以上, 但是在 2002 年之后, 该比例有所回落。Zhang et al. (2018) 的研究表明, 2015 年中国农村劳动力从事自营工商业的比例为 14.1%。Zhang et al. (2006) 分析了中国农村自营工商业的开办与运营等状况, 结果显示, 农村自营工商业尽管规模不大, 但其资本积累的速度增长很快, 经营状况在很多方面要好于当时的国有企业和乡镇企业, 而且自营工商业者的收入状况要好于挣工资的农村劳动力。Mohapatra et al. (2007) 发现, 中国农村自营工商业需要的资本越来越多。同时, 受教育程度较高的农村劳动力从事自营工商业的概率也更高。Huang et al. (2011) 发现, 农村劳动力从事自营工商业可以很好地减轻经济危机的冲击。具体地, 在 2008 年金融危机期间, 从事挣工资职业的农村劳动力的失业率要比从事自营工商业的农村劳动力高 10%。这也很好地印证了自营工商业具有自助安全网的功能 (Woodruff, 2007)。

除了关注农村自营工商业的现状以及重要作用, 越来越多的研究开始关注中国农村劳动力从事自营工商业的影响因素。一些研究表明, 社会资本对促进农村劳动力从事自营工商业有积极的影响 (Wu, 2006; Lu and Tao, 2010; 马光荣、杨恩艳, 2011; 叶静怡、王琼, 2013; Zhang and Zhao, 2015)。关于教育这一重要人力资本对劳动力从事自营工商业的影响, 现有研究并未达成一致的结论。其中, Wu (2006) 认为, 农村劳动力的受教育程度越高, 其从事自营工商业的概率也越高。然而, 多数研究持相反的观点 (例如 Gagnon et al., 2011; 黄志岭, 2012)。除此之外, 宁光杰 (2012) 利用“中国农村—城市移民调查”数据研究发现, 已婚、有决策能力、有自雇佣经历的劳动力更可能从事自营工商业。也有研究表明, 信贷可及性和金融市场化程度的提高能够显著地提高劳动力从事自营工商业的概率 (Jia et al., 2013; 蔡栋梁等, 2018)。

然而, 较少有研究关注中国自营工商业的代际传承。国际上很多研究已经表明, 从事自营工商业存在明显的代际相关性 (Sørensen, 2007; Colombier and Masclet, 2008; Andersson and Hammarstedt, 2010; Lindquist et al., 2015), 并且不少研究聚焦于挖掘这种代际传承性背后的机理。Lindquist et al. (2015) 运用瑞典的双胞胎以及收养数据分析得出, 父母是企业家的孩子成为企业家的可能性提高了 60%, 这种代际传承性在母女之间表现得要高于父女之间, 在父子之间表现得要高于母子之间。也有研究表明, 企业家父母可能在子女成长过程中对子女的就业行为产生了示范效应。比如, 父母经营企业增加了子女在职业选择方面成为企业家的意识或者塑造了他们的价值观 (Carroll and Mosakowski, 1987)。在父辈与子辈之间从事自营工商业的传承过程中, 专业化的人力资本的传承可能发挥了关键作用 (Dunn and Holtz-Eakin, 2000)。还有研究表明, 这种代际相关性的背后是家庭成员对从事自营工商业有相似的偏好 (Fairlie, 2002)。较之于国外的研究, 对中国的相关研究较为匮乏。Djankov et al. (2006) 利用中国 6 个城市的调查数据研究发现, 家庭中如果有人是企业家, 那么个体成为企业家的可能性更高。Li and Goetz (2019) 运用“中国居民收入调查”数据分析发现, 父辈在计划经济时代如果从事自营工商业, 那么子辈更可能在经济改革后从事自营工商业; 他们探究代际传承背后的机制后发现, 那些自营工商业的子辈继承了父辈偏好风险的性格特质, 从而促进了他们从事自营工商业活动。尽管已有研究关注了中国劳动力从事自营工商业的代际传承关系, 但并没有研究运用长期的、具有代表性的

数据探究中国农村劳动力从事自营工商业的代际传承及其时间变化，也缺乏对中国农村劳动力自营工商业代际传承机制的进一步挖掘。

中国作为最大的发展中国家，从事自营工商业的农村劳动力占中国农村劳动力的比例接近 15%，是一个庞大的群体。考虑到自营工商业是农村劳动力转移就业的重要形式，以及当前中国正处于经济增长有所放缓的阶段，应充分发挥个体私营经济在吸纳人口就业过程中的“蓄水池”功能，以进一步促进农村地区减贫以及农村经济的繁荣与发展。本文将从代际传承的视角探究中国农村劳动力从事自营工商业的行为动机，挖掘农村劳动力自营工商业代际传承的机制，这对丰富转型经济体关于农村劳动力的就业行为、职业代际传承方面的研究，以及深入理解中国农村劳动力市场现状具有重要意义，也可作为决策者制定促进中国农村劳动力就业的相关政策提供参考。

本文旨在使用长期追踪的大样本调查数据，探究农村劳动力从事自营工商业的代际传承性，并试图回答以下问题：农村劳动力从事自营工商业是否存在代际传承性？如果是，那么这种代际传承性演变的时间趋势如何？农村劳动力从事自营工商业的代际传承性是否存在异质性？农村劳动力从事非农就业的另一种重要形式——从事挣工资职业是否存在代际传承性？父辈与子辈从事自营工商业的代际传承机制是什么？

本文余下部分的结构如下：第二部分介绍本文使用的数据，并对数据进行描述性分析，对自营工商业的代际传承性做出初步判断；第三部分介绍本文的研究方法并对变量进行说明；第四部分呈现本文的计量分析结果；第五部分讨论农村劳动力从事自营工商业代际传承性的机制；最后得出本文的研究结论。

二、数据来源与描述分析

（一）数据来源

本文分析所用数据来源于 2016 年 4 月中国科学院农业政策研究中心开展的跟踪调查，即“中国农村发展调查”（China Rural Development Survey）。关于该调查，研究团队共开展了 4 轮，调查年份分别为 2005 年、2008 年、2012 年和 2016 年。

2005 年 4 月，研究团队开展了第 1 轮调查。调查采用分层随机抽样方法，在全国有代表性地抽取了 5 个省 25 个县 50 个乡镇 100 个村。具体的选样方法如下：首先，研究团队根据社会经济发展特征以及农业生产与生态条件，在去除直辖市和西藏等非传统农业区域后，将全国划分为 5 个区域，即东北地区（黑龙江省、吉林省和辽宁省）、东部沿海发达地区（山东省、江苏省、浙江省、福建省和广东省）、北部和中部地区（河北省、河南省、湖北省、安徽省、湖南省和江西省）、西北黄土高原地区（山西省、陕西省、内蒙古自治区、宁夏回族自治区、甘肃省、青海省、新疆维吾尔自治区）、西南地区（四川省、贵州省、云南省、广西壮族自治区）。其次，研究团队在每个区域随机抽取 1 个样本省份。具体做法是，将每个区域内的省份按照人均工业总产值大小排序后，再进行抽样（Rozelle, 1996）。所抽取的 5 个样本省为：吉林省、江苏省、河北省、陕西省和四川省。再次，研究团队向每个样本省派出 1 个调查小组，5 个调查小组使用相同的抽样方法进行抽样。具体抽样方法为：各省的调查人员将

省内所有县（市）按照人均工业总产值大小降序排列后等距抽取 5 个样本县。在每个样本县，调查人员先将各乡镇按照人均工业总产值排序，然后分为高收入组和低收入组，再从每组中随机抽取 1 个样本乡镇。在每个样本乡镇，调查人员将行政村按照人均纯收入进行降序排列，并分为高收入组和低收入组，然后从每组随机抽取 1 个样本村。在每个样本村，调查人员根据农户花名册随机抽取 20 个样本农户。最终，调查人员共选取了 100 个行政村，2000 个样本农户。分层随机抽样的方法在很大程度上保证了调查数据的代表性。

本文分析所采用的是 2016 年调查的上一年度的农村劳动力样本的基本信息。在 2016 年的调查中，由于担心父辈与子辈匹配出现样本量不足的问题，研究团队收集了一类、二类以及三类家庭成员的信息，涵盖了家庭三代人口^①。在数据匹配的过程中，笔者将处于劳动力阶段的子女信息与其处于劳动力阶段的父母信息进行匹配。调查问卷的内容包括 2015 年农户家庭的基本信息（家庭经营的土地面积、劳动力数量等）和家庭成员的个人基本信息（性别、年龄、受教育程度等）。更为重要的是，在 2016 年的调查中，调查团队收集了家庭成员中劳动力在 1998~2015 年简略就业史的信息^②。需要说明的是，本文分析的劳动力个体是指那些在就业史的具体调查年份不再上学^③、有劳动能力且年龄在 16~64 岁的个体^④。就业史信息主要涉及的问题包括：是否从事自营工商业（包括自家经营和合伙经营）、是否从事挣工资的职业、从事农业的程度、就业的行业、就业的省份与城市、是否和家人一块居住等。

收集好每个家庭成员的基本信息后，研究团队对家庭中父辈与子辈的基本信息进行识别并匹配，最终形成有农村劳动力个体及其父亲和母亲信息的数据库。大样本的面板数据为本文更加精确地估计

^①一类家庭成员包括：①户主及其配偶本人；②户主及其配偶未分家（或未出嫁）的子女（包括学生、军人、在外工作的人等）；③户主及配偶已经分家（或出嫁），但是仍然在一起生活的子女；④其他亲戚（孙子、孙女等）以及非亲戚，但在家居住时间超过 3 个月以上的人（如保姆）。二类家庭成员包括：①户主年龄大于 36 岁时，户主及其配偶的不属于一类家庭成员的其他子女，以及在之前调查年份属于一类家庭成员但已经分家（或出嫁）的子女。②户主年龄小于等于 36 岁时，户主的父母。三类家庭成员包括：二类家庭成员的配偶和子女，并且未出现在一类和二类家庭成员中的个体。

^②采用个体就业史信息开展研究面临的一个大的挑战是可能存在回顾偏误。为了尽可能地确保数据的准确性，研究团队主要做了如下工作：①招募高质量的调查队员（主要来自国内著名农业类高校的博士、硕士及高年级本科生），并对调查队员进行为期一周的标准化培训。此外，在正式调查之前安排 5~7 天的预调查活动。②正式调查中，由中国科学院农业政策研究中心、浙江大学、南京农业大学、中国农业大学、四川农业大学、华南农业大学等高校（机构）的老师及博士生带队入村开展调查，在访问样本农户具体家庭成员的时候，尽可能让本人回答。若某家庭成员确实不在调查现场（如在外地打工），则由家庭主事者（多数情况下为户主）代为回答。由于个体就业史时间跨度长，当主事者不能够给出清晰答案时，由家庭成员拨通电话，调查员对被调查者进行电话访问。之前的很多高质量研究也采用了类似的方式开展数据收集工作（例如 de Brauw et al., 2002; Mohapatra et al., 2007; Wang et al., 2011; Zhang et al., 2018）。

^③若个体在 1998 年仍旧在上学，尽管其年龄处于 16~64 岁间，该个体仍旧不属于本文定义的劳动力。假设该个体在 1999 年不再上学，且年龄处于 16~64 岁间，则该个体在 1999 年时属于本文定义的劳动力。

^④按照国际一般通用标准，16~64 岁属于适龄劳动力。

农村劳动力从事自营工商业的代际传承关系创造了条件。需要说明的是,在1998~2015年,共形成了59865个“父亲—子辈”信息成功匹配的观测值,以及56920个“母亲—子辈”信息成功匹配的观测值。成功匹配的观测值指的是处在劳动力阶段的子辈信息与处在劳动力阶段的父辈信息共同形成一条观测记录。然而,这并不保证每条观测记录中的所有的信息都完备^①。因此,在后续的描述性分析和回归分析中,存在实际分析的观测值少于上述的“父辈—子辈”信息成功匹配的观测值的情况。

(二) 农村劳动力从事自营工商业的趋势分析

已经有研究分析过中国农村劳动力从事自营工商业的情况,并得出了在上世纪末及本世纪初,中国从事自营工商业的农村劳动力比例整体上呈现不断攀升的趋势(Mohapatra et al., 2007; Wang et al., 2011)。因为本文分析所用数据是匹配后的父辈与子辈的样本数据^②,所以不能准确反映中国农村劳动力从事自营工商业的具体比例。然而,由于研究团队收集了农村家庭劳动力个体长达18年的就业史信息,利用该数据对中国农村劳动力在1998~2015年从事自营工商业的整体趋势做出判断,仍具有重要的参考价值。图1报告了父辈与子辈农村劳动力样本从事自营工商业的比例情况。结果显示,无论是父辈还是子辈,从事自营工商业的农村劳动力比例呈现逐年提高的态势。在子辈农村劳动力中,1998年从事自营工商业的样本比例为7.0%,到2015年该比例突破了10.0%。在父辈农村劳动力中,1998年从事自营工商业的父亲比例为3.9%,高于同年母亲的比例(2.4%);到2015年,从事自营工商业的父亲比例达到了13.0%,而从事自营工商业的母亲比例不到10.0%。进一步分析得出,1998年父母至少一方从事自营工商业的比例为4.5%,到2015年这一比例超过了15.0%。

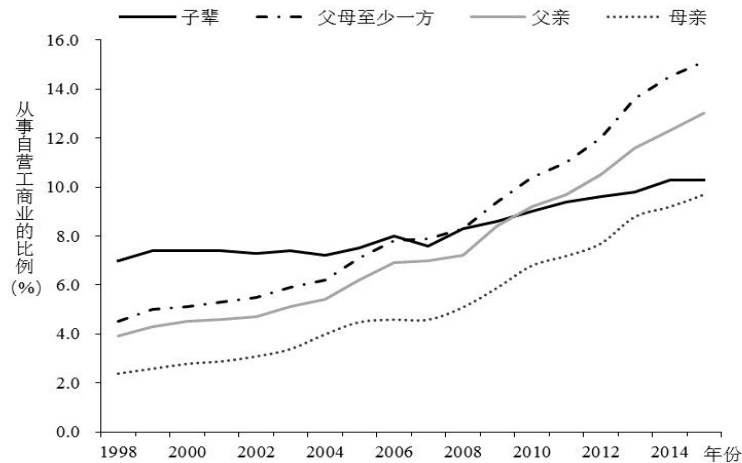


图1 父辈与子辈农村劳动力样本从事自营工商业的比例变化

^①在“父亲—子辈”、“母亲—子辈”成功匹配的观测值中,也可能存在劳动力的某些信息缺失。比如,在访问的过程中,仍旧存在被访者无法就家庭成员的就业信息给出确切回答的情况(这时在问卷中填写的答案为“不清楚”)。因此,在后文的回归分析过程中,会产生样本损失的情况。

^②如果农村劳动力个体的父亲或母亲在2015年不在家庭成员中,那么该个体无法形成与父辈信息的配对,也就不纳入本文的分析。

（三）父辈从事自营工商业与子辈从事自营工商业之间关系的初步判断

运用调查数据，笔者进一步对父辈从事自营工商业与子辈从事自营工商业之间的关系进行了描述性统计分析。表 1 的结果显示，如果父辈从事自营工商业，那么子辈从事自营工商业的比例更高。以 1998~2015 年为例，如果父母至少一方从事自营工商业，那么子辈从事自营工商业的比例为 15.49%；而在父母双方均没有从事自营工商业的情况下，子辈从事自营工商业的比例仅为 7.67%，二者之间相差 7.82 个百分点，且差异在统计上显著。如果父亲从事自营工商业，子辈从事自营工商业的比例为 16.91%；如果父亲没有从事自营工商业，子辈从事自营工商业的比例仅为 7.65%，两者的差异在统计上也显著。如果母亲从事自营工商业，子辈从事自营工商业的比例为 15.04%；如果母亲没有从事自营工商业，子辈从事自营工商业的比例显著降低（7.72%）。

表 1 的结果还显示，父辈与子辈从事自营工商业之间的关系在不同时期存在差异。2001 年底，中国加入 WTO，经济获得了飞速发展。2008 年，金融危机席卷了世界上的主要经济体，中国的经济发展也受到一定程度的影响。笔者考虑到中国经济发展过程中的这两个重要事件，将 1998~2015 年划分为 3 个时间段，即 1998~2001 年、2002~2008 年、2009~2015 年。从表 1 可以看出，一方面，在不同的时间段，相比那些父辈没有从事自营工商业的子辈劳动力，父辈从事自营工商业的子辈劳动力更可能从事自营工商业。另一方面，两组子辈劳动力从事自营工商业的比例差距随着时间的推移而呈现略有增加的趋势。

表 1 子辈从事自营工商业与父辈从事自营工商业的关系

父辈的就业状态	子辈从事自营工商业的样本比例（%）			
	1998~2015 年	1998~2001 年	2002~2008 年	2009~2015 年
	(1)	(2)	(3)	(4)
①父母至少一方从事自营工商业	15.49	12.62	15.02	16.36
②父母双方均没有从事自营工商业	7.67	7.02	7.09	8.62
①-②	7.82***	5.6***	7.93***	7.74***
③父亲从事自营工商业	16.91	14.17	16.36	17.79
④父亲没有从事自营工商业	7.65	6.97	7.07	8.64
③-④	9.26***	7.2***	9.29***	9.15***
⑤母亲从事自营工商业	15.04	7.59	14.45	16.67
⑥母亲没有从事自营工商业	7.72	7.34	6.98	8.68
⑤-⑥	7.32***	0.25	7.47***	7.99***

注：***、**、*分别代表在 1%、5%、10%的统计水平上存在显著差异。

同时，笔者进一步描述分析了在父辈从事和不从事自营工商业两种情况之间，不同特征子辈劳动力从事自营工商业的比例差异（见表 2）。表 2 的结果显示，相较于女性劳动力，男性劳动力从事自营工商业的比例在父辈从事和不从事自营工商业两种情况之间的差异更大；相较于受教育年限大于 9 年的劳动力（高中及以上），受教育年限小于或等于 9 年（初中及以下）的劳动力从事自营工商业的比例在两种情况之间的差异更大。具体来看，对于男性子辈劳动力而言，如果父辈从事自营工商业，

相较于父辈没有从事自营工商业，其从事自营工商业的比例高出 10%以上；而对于女性子辈劳动力而言，如果父辈从事自营工商业，相较于父辈没有从事自营工商业，其从事自营工商业的比例仅高出不到 4.5%。类似地，对于受教育程度为初中及以下的子辈劳动力而言，如果父辈从事自营工商业，相较于父辈没有从事自营工商业，其从事自营工商业的比例也高出 10%以上；而对于受教育程度为高中及以上的子辈劳动力而言，如果父辈从事自营工商业，相较于父辈没有从事自营工商业，其从事自营工商业的比例也仅高出不到 4.5%。

上述分析都是基于对调查数据的初步描述做出的判断。事实上，农村劳动力个体是否从事自营工商业还受到诸多因素的影响，还需要采用计量经济模型分析农村劳动力从事自营工商业是否存在代际传承性，以及在不同群组之间的差异性。

表 2 不同特征子辈样本中子辈从事自营工商业与父辈从事自营工商业的关系

父辈的就业状态	子辈从事自营工商业的样本比例 (%)			
	按性别分组		按受教育程度分组	
	女性	男性	受教育年限≤9	受教育年限>9
①父母至少一方从事自营工商业	10.97	19.37	18.37	10.70
②父母双方均没有从事自营工商业	6.97	8.29	7.62	7.80
①-②	4.00***	11.08***	10.75***	2.90***
③父亲从事自营工商业	11.22	21.57	19.75	11.97
④父亲没有从事自营工商业	7.01	8.23	7.66	7.61
③-④	4.21***	13.34***	12.09***	4.36***
⑤母亲从事自营工商业	11.16	18.54	17.82	11.02
⑥母亲没有从事自营工商业	6.86	8.50	7.75	7.56
⑤-⑥	4.30***	10.04***	10.07***	3.46***

注：***、**、*分别代表在 1%、5%、10%的统计水平上存在显著差异。

三、模型设定与变量说明

为了进一步分析父辈从事自营工商业对子辈从事自营工商业的影响，本文建立计量经济模型开展定量分析。鉴于本文选取的因变量是二值变量，本应采用 Probit 模型或 Logit 模型，但考虑到父辈与子辈是否从事自营工商业变量出现测量误差的可能性很小，也不存在极端值的情况，而且线性概率模型（LPM）估计出的系数与 Probit 模型或 Logit 模型求边际效应得出的系数非常接近，再加上 LPM 模型操作更为简便，结果更好解释（伍德里奇，2003），本文采用 LPM 模型估计。基准模型的设定如下：

$$self_emp_i^T = \alpha + \beta self_emp_i^{T-1} + \delta X_i + \varepsilon_i \quad (1)$$

（1）式中， $self_emp_i$ 表示农村劳动力个体 i 是否从事自营工商业。 T 表示子辈， $T-1$ 表示上一辈，即父辈。 α 为常数项， β 是需要估计的核心参数，表示父辈从事自营工商业对子辈从事自营工商业的影响。 X_i 代表的是一系列的控制变量，主要包括农村劳动力个体的受教育年限、性别、年

龄、年龄的平方项、是否有技能^①，年份虚拟变量以及农村劳动力所在行政村的虚拟变量。 δ 为这些变量对农村劳动力个体从事自营工商业的影响系数。 ε_i 为随机扰动项。主要变量的含义及其描述性统计见表 3。

表 3 主要变量的含义及其描述性统计

变量名称	变量含义与赋值	观测值	均值	标准差	最小值	最大值
被解释变量						
子辈是否从事自营工商业	是=1, 否=0	58780	0.08	0.28	0	1
核心解释变量						
父母至少一方从事自营工商业	是=1, 否=0	58837	0.09	0.28	0	1
父亲从事自营工商业	是=1, 否=0	58536	0.08	0.26	0	1
母亲从事自营工商业	是=1, 否=0	56011	0.05	0.23	0	1
控制变量						
受教育年限	年	59653	8.68	3.31	0	22
是否为男性	是=1, 否=0	59865	0.53	0.50	0	1
年龄	岁	59865	27.46	6.60	16	64
年龄的平方项	岁	59865	797.43	379.23	256	4096
是否有技能	是=1, 否=0	59759	0.39	0.49	0	1

采用 LPM 模型估计仍然面临一些挑战：（1）式的随机扰动项中很可能存在一些被遗漏的变量，如家庭文化、家庭成员的个人能力、家庭成员所共有的工作态度以及家庭的社会资本等。这些因素既会影响父辈是否从事自营工商业，也会影响子辈是否从事自营工商业，从而导致估计结果有偏误。此外，子辈从事自营工商业也可能带动父辈从事自营工商业，即存在反向因果关系，也会导致内生性问题。

采用固定效应模型可以极大地缓解由于遗漏随时间不变的变量产生的内生性问题。鉴于此，也由于本文分析所使用的是面板数据，笔者构建了面板数据下的线性概率模型。首先，假定 β 和常数项为固定值，并设置如下模型：

$$self_emp_{it}^T = \alpha + \beta self_emp_{it}^{T-1} + \delta X_{it} + \mu_i + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

（2）式中， t 表示年份。 μ_i 表示父辈与子辈共同面临的、不随时间变化的、既影响父辈从事自营工商业也影响子辈从事自营工商业的因素。求表征个体特征的变量在时间上的平均，可得：

$$\overline{self_emp_i^T} = \alpha + \beta \overline{self_emp_i^{T-1}} + \delta \overline{X_i} + \overline{\mu_i} + \overline{\varepsilon_i} \quad (3)$$

由于 μ_i 不随时间变化，用（2）式减去（3）式可得：

$$self_emp_{it}^T - \overline{self_emp_i^T} = \beta (self_emp_{it}^{T-1} - \overline{self_emp_i^{T-1}}) + \delta (X_{it} - \overline{X_i}) + (\varepsilon_{it} - \overline{\varepsilon_i}) \quad (4)$$

进一步地，在（4）式的基础上，通过采用核心解释变量的滞后一期尽量解决反向因果关系带来的

^①指农机、农技、医疗、教书、驾驶、烹饪、加工、修理等技能。

内生性问题，即（4）式变为：

$$self_emp_{it}^T - self_emp_{it}^T = \beta(self_emp_{i(t-1)}^{T-1} - self_emp_{it}^{T-1}) + \delta(X_{it} - \bar{X}_i) + (\varepsilon_{it} - \bar{\varepsilon}_i) \quad (5)$$

（5）式中， $self_emp_{i(t-1)}^{T-1}$ 指的是劳动力个体的父辈是否从事自营工商业变量的滞后一期， β 即为本文在现有条件下得到的无偏估计量。此时的 $self_emp_{it}^{T-1}$ 为滞后一期的父辈是否从事自营工商业变量在个体层面的均值。

为了得到农村劳动力从事自营工商业的代际传承性在不同时间段，以及在不同性别、不同受教育程度的劳动力之间的差异，笔者在后文中进一步采用分样本进行回归。

四、计量回归结果

（一）自营工商业的代际传承性存在吗？

表 4 报告了采用 LPM 模型估计得到的父辈从事自营工商业对子辈从事自营工商业影响的结果。从表 4 的结果可以看出，父辈从事自营工商业对子辈从事自营工商业有显著的正向影响，这与描述性分析的结果一致。具体而言，当父母至少一方从事自营工商业时，子辈从事自营工商业的可能性会提高 6.7%（回归 1）。当父亲从事自营工商业时，子辈从事自营工商业的可能性会提高 7.7%（回归 2）。当母亲从事自营工商业时，子辈从事自营工商业的可能性会提高 6.3%（回归 3），略低于父亲从事自营工商业的影响，但是瓦尔德检验显示两者的差异并不显著。

如果在分析父亲或母亲从事自营工商业对个体就业行为的影响时忽略父辈配偶的就业状态，那么很可能出现遗漏变量带来的内生性问题^①。因此，本文也将父亲是否从事自营工商业变量和母亲是否从事自营工商业变量同时放入模型中估计。回归 4 的结果显示，父亲从事自营工商业和母亲从事自营工商业对子辈从事自营工商业仍存在显著的正向影响，但是系数较之于回归 2 和回归 3 的结果均有所下降。这也说明了父亲与母亲在从事自营工商业方面存在一定的匹配效应。另外，经过 F 检验后发现，父亲的影响要显著地大于母亲的影响。

控制变量的估计结果表明，农村劳动力的受教育程度越高，越不可能从事自营工商业，这也与之前的研究结论一致（例如黄志岭，2012；宁光杰，2012）。可能的原因是，整体上看，农村劳动力从事的自营工商业属于较为低端的工商业，受教育水平较高的农村劳动力更可能从事挣工资的职业。表 4 的结果也表明，较之农村女性劳动力，男性劳动力更可能从事自营工商业，该结论同之前的研究保持一致（例如 Zhang et al., 2006；Lu and Tao, 2010）。另外，年龄与农村劳动力从事自营工商业的概率存在一种倒 U 型的关系，该结论同王春超、冯大威（2018）的研究结果一致。可能的原因是，随着农村劳动力年龄的增长，劳动力的经验越来越丰富，也有了更多物质资本和社会资本的积累，其从事自营工商业的可能性逐渐提高；但是随着劳动力年龄的进一步增长，劳动力的身体机能下降，其从事自

^①父亲（母亲）的就业状态会影响母亲（父亲）的就业状态，同时也会对子辈的就业状态产生影响，因此本文在估计中也控制了父辈配偶是否从事自营工商业变量。

营工商业的可能性也会降低。表 4 的结果还表明，当农村劳动力掌握了某方面技能，其从事自营工商业的可能性会更高。这可能是因为，农村劳动力所掌握的技能通常偏少，在正规部门就业无法表现出明显的优势，这时，他们会更加倾向于在有利于自身技能发挥的非正规部门从事就业活动，自营工商业无疑成为了掌握些许技能的农村劳动力的重要选择。

表 4 父辈从事自营工商业对子辈从事自营工商业影响的回归结果（线性概率模型）

解释变量	子辈是否从事自营工商业			
	回归1	回归2	回归3	回归4
父母至少一方从事自营工商业	0.067*** (0.005)			
父亲从事自营工商业		0.077*** (0.006)		0.071*** (0.007)
母亲从事自营工商业			0.063*** (0.007)	0.014* (0.008)
受教育年限	-0.002*** (0.000)	-0.002*** (0.000)	-0.003*** (0.000)	-0.003*** (0.000)
是否为男性	0.004* (0.002)	0.004* (0.002)	0.004 (0.002)	0.004* (0.002)
年龄	0.016*** (0.001)	0.015*** (0.001)	0.017*** (0.001)	0.016*** (0.001)
年龄的平方项	-0.000*** (0.000)	-0.000*** (0.000)	-0.000*** (0.000)	-0.000*** (0.000)
是否有技能	0.055*** (0.003)	0.055*** (0.003)	0.054*** (0.003)	0.053*** (0.003)
村庄虚拟变量	已控制	已控制	已控制	已控制
年份虚拟变量	已控制	已控制	已控制	已控制
常数项	-0.258*** (0.017)	-0.240*** (0.016)	-0.250*** (0.017)	-0.245*** (0.017)
观测值	58630	57383	54892	53848
R ²	0.060	0.062	0.057	0.061

注：①***、**、*分别代表在 1%、5%、10%的统计水平上显著。②括号内为稳健标准误。

由于表 4 中的各回归可能遗漏了不随时间变化的因素（如子辈继承父辈对风险活动的偏好和从事自营工商业的相关能力等），估计结果可能是有偏的。接下来，本文将采用固定效应模型更加精确地识别父辈从事自营工商业对子辈从事自营工商业的影响。从表 5 的估计结果可以看出，父辈从事自营工商业对子辈从事自营工商业仍有显著的正向影响。整体上看，固定效应模型估计的核心解释变量的系数要略小于 LPM 模型估计的结果，这也说明不随时间变化的因素确实会影响农村劳动力从事自营工商业，之前的估计结果高估了父辈从事自营工商业对子辈从事自营工商业的影响。具体地，表 5 的结果显示，如果父母至少一方从事自营工商业，子辈从事自营工商业的可能性会提高 5.8%（回归 5）；

如果父亲从事自营工商业，子辈从事自营工商业的可能性也会提高 5.8%（回归 6）；如果母亲从事自营工商业，子辈从事自营工商业的可能性会提高 6.5%（回归 7）。如果将父亲从事自营工商业变量与母亲从事自营工商业变量同时加入模型，可以看到，父亲从事自营工商业对子辈从事自营工商业的影响较之于回归 4 的估计结果有所降低；而母亲从事自营工商业对子辈从事自营工商业的影响较之于回归 4 的估计结果有所提高，且在 1% 的统计水平上显著。

教育作为人力资本的核心要素，在研究农村劳动力从事自营工商业行为的过程中，通常得到较多的关注（例如 Zhang et al., 2006；宁光杰，2012）。由于教育是不随时间变化的变量，在固定效应模型估计中会被消除。考虑到此，本文进一步加入劳动力的受教育年限与时间段的交叉项，分析教育在不同时间段对农村劳动力从事自营工商业的作用。从表 5 的估计结果可以看出，相对于在 1998~2001 年，教育在 2002~2008 年发挥的作用并无显著差异，而在 2009~2015 年，教育对促进农村劳动力从事自营工商业的作用更大。可能的原因是，一方面，随着经济发展，人力资本要素越来越多地融入农村自营工商业的经营环节。人力资本在农村劳动力非农就业及工资提升方面发挥积极作用是大趋势（Wang et al., 2019）。自营工商业已经不再像早期那样，规模很小且不需要太多的人力资本要素，而是对经营者的要求越来越高。另一方面，2009 年以后，金融危机对国内挣工资类职业造成了冲击，促使教育水平相对较高的农村劳动力由从事挣工资的职业转为从事自营工商业。

表 5 父辈从事自营工商业对子辈从事自营工商业影响的回归结果（固定效应模型）

解释变量	被解释变量：子辈是否从事自营工商业			
	回归5	回归6	回归7	回归8
父母至少一方从事自营工商业	0.058*** (0.006)			
父亲从事自营工商业		0.058*** (0.006)		0.043*** (0.007)
母亲从事自营工商业			0.065*** (0.008)	0.033*** (0.009)
受教育年限×时间段（2002~2008年）	0.000 (0.001)	0.001 (0.001)	0.000 (0.001)	0.000 (0.001)
受教育年限×时间段（2009~2015年）	0.002*** (0.001)	0.002*** (0.001)	0.002*** (0.001)	0.002*** (0.001)
年龄	0.011*** (0.001)	0.011*** (0.001)	0.012*** (0.001)	0.012*** (0.001)
年龄的平方	-0.000*** (0.000)	-0.000*** (0.000)	-0.000*** (0.000)	-0.000*** (0.000)
年份虚拟变量	已控制	已控制	已控制	已控制
常数项	-0.148*** (0.015)	-0.148*** (0.016)	-0.159*** (0.016)	-0.157*** (0.016)
观测值	58705	57449	54956	53912

(续表 5)				
个体数	5692	5674	5428	5414
R ²	0.042	0.042	0.039	0.040

注：①***、**、*分别代表在 1%、5%、10%的统计水平上显著。②括号内为稳健标准误。

如前文所述，父辈从事自营工商业与子辈从事自营工商业之间可能存在反向因果关系，从而产生内生性问题。对此，笔者尝试在模型中放入滞后一期的父辈是否从事自营工商业变量（见表 6），以求减少内生性问题对估计结果的干扰。表 6 的估计结果进一步印证了表 5 的结论，即父辈从事自营工商业对子辈从事自营工商业存在显著的正向影响。

表 6 父辈从事自营工商业（滞后一期）对子辈从事自营工商业影响的回归结果（固定效应模型）

解释变量	被解释变量：子辈是否从事自营工商业			
	回归9	回归10	回归11	回归12
父母至少一方从事自营工商业的滞后项	0.046*** (0.006)			
父亲从事自营工商业的滞后项		0.047*** (0.007)		0.037*** (0.008)
母亲从事自营工商业的滞后项			0.049*** (0.008)	0.020** (0.010)
其他控制变量	已控制	已控制	已控制	已控制
观测值	53319	52320	50300	49470
个体数	5461	5440	5204	5192
R ²	0.039	0.040	0.037	0.038

注：①***、**、*分别代表在 1%、5%、10%的统计水平上显著。②括号内为稳健标准误。③回归 9～回归 12 在估计过程中也加入了劳动力的年龄、年龄的平方项、受教育年限与时间段的交互项、年份虚拟变量，限于篇幅没有报告。

（二）自营工商业的代际传承性随时间减弱了还是增强了？

前述分析都假定自营工商业的代际传承性不随时间变化。接下来，本文进一步分析农村劳动力自营工商业代际传承性在不同时间段的差异。

在本部分的分析中，笔者将总样本按照时间段划分为 1998～2001 年、2002～2008 年和 2009～2015 年 3 个子样本，采用固定效应模型，并将父辈从事自营工商业的滞后项作为核心解释变量进行回归，估计结果见表 7。表 7 的结果表明，父辈与子辈从事自营工商业的代际传承关系在 1998～2001 年这一时段并不存在，而在 2002～2008 年和 2009～2015 年两个时间段均明显存在，且代际相关性呈现增强的态势。

父辈与子辈从事自营工商业的代际传承性随时间推移而增强，印证了近年来“二代”现象越来越多地被呈现在公众面前的合理性，也说明了家庭背景对农村劳动力从事自营工商业越来越重要。这可能意味着中国农村劳动力从事自营工商业的外部条件变得更加苛刻，需要越来越多的资本和专业化技能。经营自营工商业也再不像以前那样，仅凭较小规模的资本和从事低端的或相对简单的经营活动就

可维持或者改善家庭生计。自营工商业代际传承性的加强，需要政策制定者对农村地区依靠创业脱贫展开更多思考。

表 7 不同时间段父辈从事自营工商业对子辈从事自营工商业影响的估计结果（固定效应模型）

解释变量	被解释变量：子辈是否从事自营工商业		
	子样本1 (1998~2001年)	子样本2 (2002~2008年)	子样本3 (2008~2015年)
回归13 父母至少一方从事自营工商业滞后项	-0.001 (0.021)	0.030*** (0.010)	0.054*** (0.009)
回归14 父亲从事自营工商业滞后项	-0.003 (0.030)	0.041*** (0.010)	0.054*** (0.010)
回归15 母亲从事自营工商业滞后项	-0.001 (0.021)	0.044*** (0.015)	0.047*** (0.012)
回归16 父亲从事自营工商业滞后项	-0.003 (0.042)	0.036*** (0.012)	0.045*** (0.012)
母亲从事自营工商业滞后项	0.001 (0.030)	0.020 (0.017)	0.022 (0.014)

注：①***、**、*分别代表在 1%、5%、10%的统计水平上显著。②括号内为稳健标准误。③回归 13~回归 16 的估计过程中也加入了劳动力的年龄、年龄的平方项、年份虚拟变量，限于篇幅没有报告。

（三）自营工商业的代际传承性主要体现在同性别间吗？

McPherson et al.（2001）认为，个体更容易与相似特征的个体存在同质性。Lindquist et al.（2015）利用瑞典的数据分析得出，自营工商业的代际传承在同性别的父辈与子辈间表现得更为明显。为了验证中国农村劳动力自营工商业的代际传承性是否存在这样的现象，本文在分析中进一步纳入了性别视角。

在本部分的分析中，笔者将总样本按照子辈农村劳动力的性别划分为男性劳动力与女性劳动力两个子样本，并采用固定效应模型进行估计，估计结果见表 8。从表 8 的结果可以看出，父母至少有一方从事自营工商业对男性和女性子辈劳动力从事自营工商业均有显著的正向影响（回归 17 和 18）；而父亲从事自营工商业对男性子辈从事自营工商业的影响要大于对女性子辈从事自营工商业的影响（回归 19 和 20）；母亲从事自营工商业对女性子辈从事自营工商业的影响与对男性子辈从事自营工商业的影响大小基本一致（回归 21 和 22）。进一步地，在分析父亲从事自营工商业对子辈从事自营工商业的影响时，控制住母亲是否从事自营工商业的影响，会发现父亲从事自营工商业对子辈从事自营工商业的影响仍旧存在，父亲与男性子辈从事自营工商业的代际传承关系要略强于父亲与女性子辈的传承关系（回归 23 和 24）。然而，在控制了父亲是否从事自营工商业后，母亲是否从事自营工商业对不同性别的子辈劳动力从事自营工商业不再有显著的影响。

表 8 父辈从事自营工商业对子辈从事自营工商业影响的性别差异（固定效应模型）

解释变量	被解释变量：子辈是否从事自营工商业							
	女性 回归17	男性 回归18	女性 回归19	男性 回归20	女性 回归21	男性 回归22	女性 回归23	男性 回归24
父母至少一方从事 自营工商业滞后项	0.051*** (0.008)	0.043*** (0.009)						
父亲从事自营工商 业滞后项			0.039*** (0.009)	0.052*** (0.009)			0.035*** (0.010)	0.040*** (0.011)
母亲从事自营工商 业滞后项					0.049*** (0.012)	0.048*** (0.012)	0.019 (0.013)	0.020 (0.014)

注：①***、**、*分别代表在 1%、5%、10%的统计水平上显著。②括号内为稳健标准误。③回归 17~回归 24 在估计过程中也加入了劳动力的年龄、年龄的平方项、受教育年限与时间段的交互项、年份虚拟变量，限于篇幅没有报告。

（四）自营工商业的代际传承在不同人力资本水平的子辈劳动力之间存在差异吗？

笔者利用调查数据进一步分析了自营工商业的代际传承性在不同人力资本水平的子辈劳动力之间差异。考虑到教育是人力资本的核心组成部分（李宏彬、张俊森，2008），笔者按照受教育程度高低对子辈劳动力个体分类，即将受教育程度为初中及以下水平的子辈劳动力归为一类，代表人力资本水平较低的劳动力群体；将受教育程度为高中及以上水平的子辈劳动力归为另一类，代表人力资本水平较高的劳动力群体^①。然后，基于分样本进行回归。回归结果见表 9。

表 9 的结果表明，自营工商业的代际传承性在人力资本水平较低的子辈群体中表现得更明显。具体而言，如果父母至少一方从事自营工商业，人力资本水平较高的子辈从事自营工商业的可能性仅提高 2.1%（回归 25），而人力资本水平较低子辈从事自营工商业的可能性会提高近 6%（回归 26）。父亲从事自营工商业对人力资本水平较高的子辈从事自营工商业没有显著影响，而可以使人力资本水平较低子辈从事自营工商业的概率提高 6.4%（回归 27 和 28）。母亲从事自营工商业对不同人力资本水平的子辈劳动力从事自营工商业均有显著的正向影响（回归 29 和 30）。如果将父亲从事自营工商业变量与母亲从事自营工商业变量同时加入模型，会发现父辈从事自营工商业对人力资本水平较低子辈劳动力从事自营工商业的影响主要体现在父亲一方的影响（回归 31 和 32）。

表 9 父辈从事自营工商业对子代从事自营工商业的影响在不同人力资本禀赋下的差异（固定效应模型）

解释变量	被解释变量：子辈是否从事自营工商业							
	受教育 年限>9	受教育 年限≤9	受教育 年限>9	受教育 年限≤9	受教育 年限>9	受教育 年限≤9	受教育 年限>9	受教育 年限≤9
	回归25	回归26	回归27	回归28	回归29	回归30	回归31	回归32
父母至少一方从事 自营工商业滞后项	0.021** (0.010)	0.059*** (0.008)						

^①以 2015 年为例，在匹配上父辈信息的子辈劳动力个体中，接受过高中及以上教育的占到 38%。

(续表 9)

父亲从事自营工商 业滞后项		0.013 (0.011)	0.064*** (0.008)		0.003 (0.012)	0.058*** (0.010)	
母亲从事自营工商 业滞后项				0.022* (0.013)	0.063*** (0.011)	0.019 (0.015)	0.016 (0.013)

注：①***、**、*分别代表在 1%、5%、10% 的统计水平上显著。②括号内为稳健标准误。③回归 25~回归 32 在估计过程中也加入了劳动力的年龄、年龄的平方项、受教育年限与年份组的交互项、年份虚拟变量，限于篇幅没有报告。

(五) 农村劳动力从事挣工资的职业也存在代际传承吗？

通常情况下，在研究农村劳动力就业时，会将就业类型划分为自营工商业和挣工资职业。从事挣工资职业的劳动力比例一般更高。例如，根据调查数据，在 2015 年匹配上父母就业信息的子辈劳动力样本中，从事挣工资职业的比例高达 67.9%，父亲从事挣工资职业的比例为 45.1%，母亲从事挣工资职业的比例为 20.4%。

尽管挣工资职业与自营工商业的工作属性不同，工资付给方式也不同，但本文分析发现，与自营工商业类似，父辈从事挣工资的职业与子辈从事挣工资的职业之间也存在代际传承关系，即父辈如果从事挣工资的职业，那么子辈有更大的可能性从事挣工资的职业（见表 10）。这也与邢春冰（2006）得出的中国农村地区存在明显的非农就业机会的代际传承的结论相一致。从表 10 中的结果可以看出，父母至少一方从事挣工资的职业可以使子辈从事挣工资职业的可能性提高 3.7%（回归 33）；父亲从事挣工资的职业可以使子辈从事挣工资职业的可能性提高 4.0%（回归 34）；母亲从事挣工资的职业可以使子辈从事挣工资职业的可能性提高 5.1%（回归 35）。

表 10 父辈从事挣工资职业对子辈从事挣工资职业影响的估计结果（固定效应模型）

解释变量	被解释变量：子辈是否从事挣工资的职业			
	回归33	回归34	回归35	回归36
父母至少一方从事挣工资的职业滞后项	0.037*** (0.006)			
父亲从事挣工资的职业滞后项		0.040*** (0.006)		0.039*** (0.006)
母亲从事挣工资的职业滞后项			0.051*** (0.009)	0.036*** (0.009)

注：①***、**、*分别代表在 1%、5%、10% 的统计水平上显著。②括号内为稳健标准误。③回归 33~回归 36 在估计过程中也加入了年龄、年龄的平方、受教育年限与年份组的交互项、时间虚拟变量，限于篇幅没有报告。

五、机制讨论

前文的实证结果表明，在中国农村地区存在明显的自营工商业的代际传承现象。笔者接下来进一

步探讨这种现象背后的机制。初步地，笔者认为中国农村地区自营工商业的代际传承背后有 3 种机制：一是父辈从事自营工商业可以提高家庭的资产水平，从而减少流动性约束，有利于子辈从事自营工商业。二是父辈从事自营工商业可以为子辈建立起社会关系网络，从而为子辈提供更多的社会资源、信息等，减少子辈在从事自营工商业过程中的信息不对称问题。同时，社会网络的构建也能够起到拓宽筹资渠道的作用，解决因农村地区金融市场不健全出现的筹资难问题。三是父辈如果从事自营工商业，子辈较容易学到通用的和专业的自营工商业经营技能。同时，父辈在经营自营工商业的过程中会对子辈进行非正规的经营技能培训以及安排子辈参加正规的经营技能培训，从而使子辈更可能从事自营工商业。由于数据所限，本文将主要对前两种机制开展分析。

一个需要陈述的事实是，在中国农村地区，家族（家庭）观念是非常强烈的。家庭的物质资本和社会资本等资源在很大程度上存在代际共享，即父辈的物质资本和社会资本能够很大程度上被子辈利用。农村居民的自营工商业尽管规模不大，但是仍然需要一定额度的初始资本（Zhang et al., 2006）。家庭中有更多的物质资本积累能够促进劳动力个体从事自营工商业，以及获得更高的自营工商业收入（Mohapatra et al., 2007；宁光杰，2012）。因此，父辈从事自营工商业有可能增加家庭的物质资本，从而促进子辈劳动力从事自营工商业。

本文采用家庭耐用消费品价值和家庭房产价值作为衡量家庭物质资本的关键指标。在农户调查过程中，收入数据的获取较为困难，而通过让农户列出家庭的耐用消费品并估计其现值，可以较为准确地了解家庭物质资本的储备状况。另外，在中国农村地区，住房的价值是一个非常好的代表家庭财富的指标。基于调查数据，本文采用父母双方至少一方在 1998~2014 年是否从事过自营工商业作为核心解释变量，探究其对 2015 年家庭物质资本的影响。从表 11 的结果发现，与父母均无从事自营工商业经历的家庭相比，父母有从事自营工商业的经历可以使家庭耐用消费品价值提高 62.5%（回归 37），使家庭房产价值提高 30.1%（回归 38）。这也验证了上文中提出的第一种可能的机制。

表 11 父辈从事自营工商业的经历对家庭物质资本影响的回归结果（普通最小二乘估计）

解释变量	家庭的物质资本（取对数）	
	家庭耐用消费品价值	家庭房产价值
	回归37	回归38
父母至少一方在1998~2014 年从事过自营工商业（是=1，否=0）	0.625*** (0.075)	0.301*** (0.099)
其他控制变量	已控制	已控制
村固定效应	已控制	已控制
观测值	3287	3287
R ²	0.245	0.208

注：***、**、*分别代表在 1%、5%、10%的统计水平上显著。括号内为稳健标准误。

社会资本包括社会网络、信任与规范（马光荣、杨恩艳，2011）。中国是传统的关系型社会（Bian, 1997），社会网络更容易被测度，在社会学和经济学研究中被广泛使用。很多研究表明，社会网络可以促进农村劳动力就业和家庭收入的提升（蒋乃华、卞智勇，2007；王春超、周先波，2013）。经营自营

工商业对信息的依赖程度较强，而社会网络的建立能够发挥信息共享的功能，能够为自营工商业的创办和经营提供条件（吴本健等，2014）。也有研究表明，所感知到的社会网络方面的支持越强，农村居民的创业意愿也就越强烈（蒋剑勇、郭红东，2012；蒋剑勇等，2014）。更为重要的是，自营工商业的创办仅依赖个体家庭的自有资金往往是不够的，还需要通过正规或非正规的金融渠道获得资金。由于农村地区的信贷发展相对滞后，社会资本在拓宽家庭的筹资渠道，弱化家庭流动性约束等方面能够发挥重要作用，从而能够促进农村居民从事自营工商业（马光荣、杨恩艳，2011；杨汝岱等，2011）。因此，分析父辈之前从事过自营工商业如何影响家庭当前的社会资本，也可以部分地揭示农村劳动力自营工商业代际传承的机制。

春节期间给家里拜年的人数指标广泛地被用于刻画家庭的社会资本状况（例如 Bian and Li, 2005；王卫东，2009；邹宇春、敖丹，2011；王春超、冯大威，2018）。除此之外，本文选取了层次更高的家庭社会资本指标，以求更加全面地刻画家庭的社会资本状况。利用调查数据，笔者以父母双方至少一方在 1998~2014 年是否从事过自营工商业作为核心解释变量，以 2015 年家庭的社会资本作为被解释变量，做回归分析，估计结果见表 12。表 12 中的结果表明，父辈有自营工商业的经历可以显著提高家庭的社会资本存量（回归 39 和 40）。该结果也印证了前文中提到的第二种影响机制。

表 12 父辈从事自营工商业的经历对家庭社会资本影响的估计结果（普通最小二乘估计）

解释变量	家庭的社会资本	
	春节期间当面或 打电话拜年的人数	亲戚朋友中企业负责人、老 板、高层管理人员的人数
	回归39	回归40
父母至少一方在1998~2014年从事 过自营工商业（是=1，否=0）	6.390*** (1.306)	0.187*** (0.068)
其他控制变量	已控制	已控制
村固定效应	已控制	已控制
观测值	3287	3287
R ²	0.186	0.098

注：***、**、*分别代表在 1%、5%、10% 的统计水平上显著。括号内为稳健标准误。

六、结论

自营工商业是中国农村居民重要的就业形式，对促进农村地区减贫及经济发展具有重要作用。探究农村劳动力从事自营工商业的代际传承及代际传承背后的机制对于理解农村劳动力就业行为具有重要意义。本文基于具有全国代表性的 5 省 100 个村 2000 户农户的微观调查数据，探讨了父辈从事自营工商业对子辈从事自营工商业的影响。本文通过采用固定效应模型，证实了在中国农村地区，父辈与子辈之间存在自营工商业的代际传承现象。具体而言，家庭中父母至少一方从事自营工商业可以使子辈劳动力从事自营工商业的概率提高 4.6%；如果父亲从事自营工商业，子辈从事自营工商业的可能性提高 4.7%；如果母亲从事自营工商业，子辈从事自营工商业的可能性增加 4.9%。本文也发现父辈

与子辈劳动力之间自营工商业的代际传承性随时间而增强，在一定程度上印证了家庭背景在个体从事自营工商业方面的作用越来越凸显，反映了农村地区劳动力从事自营工商业对资本等生产要素的要求越来越高。

本文的估计结果也表明，父辈从事自营工商业对不同性别的子辈从事自营工商业均有积极的影响。如果分开看，父亲对不同性别的子辈从事自营工商业均有显著的正向影响，而母亲从事自营工商业对子辈的影响相对微弱。父辈与子辈从事自营工商业的代际传承性在人力资本水平较低的子辈劳动力中体现得更明显。进一步地，本文得出父辈从事挣工资的职业对子辈从事挣工资的职业也有显著的正向影响。最后，通过探究自营工商业代际传承的机制发现，父辈曾经从事自营工商业可以显著地增加家庭的物质资本和社会资本。

自营工商业作为农村居民重要的就业途径之一，在改善居民家庭生计方面发挥着不可替代的作用，也是中国农村地区经济发展的重要驱动力。在当前“大众创新、万众创业”的背景下，探究自营工商业的代际传承及其机制，能够为相关就业政策的制定提供一定的参考。鉴于上述结果表明了家庭禀赋在农村劳动力就业过程中的重要作用，政府应致力建立健全劳动力市场的相关制度，提供就业市场信息，减少劳动力市场中的信息不对称；还应该提供相应的政策支持，推动农村金融的发展，更好地缓解农村居民流动性约束，让合适的人选能够更好地投入到自营工商业中，从而更好地助力乡村振兴战略的实施。

本文还存在一些不足。尽管本文对中国农村劳动力从事自营工商业的代际传承开展了定量分析，但是反向因果带来的内生性问题并未得到很好的解决。同时，限于数据的可得性，本文对父辈从事自营工商业如何影响子辈的自营工商业行为的分析不够充分。例如，代际传承的发生是个体自我选择的结果还是个体无法选择只能从事该类型职业的结果，还有待进一步挖掘。另外，微观数据方面，未来如果能够在收集劳动力父辈就业信息的基础上，进一步收集到农村劳动力从事自营工商业的绩效、存续时长、经营规模（人员、资金）以及制度规范等信息，将能够很大程度上丰富与拓展中国自营工商业代际传承方面的研究。

参考文献

1. 蔡栋梁、邱黎源、孟晓雨、马双，2018：《流动性约束、社会资本与家庭创业选择——基于 CHFS 数据的实证研究》，《管理世界》第 9 期。
2. 蔡昉、王德文，1999：《中国经济增长可持续性劳动贡献》，《经济研究》第 10 期。
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。
4. 蒋剑勇、郭红东，2012：《创业氛围、社会网络和农民创业意向》，《中国农村观察》第 2 期。
5. 蒋剑勇、钱文荣、郭红东，2014：《社会网络、先前经验与农民创业决策》，《农业技术经济》第 2 期。
6. 蒋乃华、卞智勇，2007：《社会资本对农村劳动力非农就业的影响——来自江苏的实证》，《管理世界》第 12 期。
7. 黄志岭，2012：《城乡户籍自我雇佣差异及原因分析》，《世界经济文汇》第 6 期。

- 8.马光荣、杨恩艳, 2011: 《社会网络、非正规金融与创业》, 《经济研究》第3期。
- 9.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。
- 10.潘文卿, 2001: 《中国农业剩余劳动力转移现状及转移效益分析》, 《农业技术经济》第3期。
- 11.齐明珠, 2014: 《中国农村劳动力转移对经济增长贡献的量化研究》, 《中国人口·资源与环境》第4期。
- 12.王春超、冯大威, 2018: 《中国乡—城移民创业行为的决定机制——基于社会关系网的分析视角》, 《经济学(季刊)》第1期。
- 13.王春超、周先波, 2013: 《社会资本能影响农民工收入吗? ——基于有序响应收入模型的估计和检验》, 《管理世界》第9期。
- 14.王卫东, 2009: 《中国社会文化背景下社会网络资本的测量》, 《社会》第3期。
- 15.吴本健、胡历芳、马九杰, 2014: 《社会网络、信息获取与农户自营工商业创办行为关系的实证分析》, 《经济经纬》第5期。
- 16.伍德里奇, 2003: 《计量经济学导论: 现代观点》, 中译本, 北京: 中国人民大学出版社。
- 17.邢春冰, 2006: 《中国农村非农就业机会有代际流动》, 《经济研究》第9期。
- 18.徐建国、张勋, 2016: 《农业生产率进步、劳动力转移与工农业联动发展》, 《管理世界》第7期。
- 19.叶静怡、王琼, 2013: 《农民工的自雇佣选择及其收入》, 《财经研究》第1期。
- 20.李宏彬、张俊森, 2008: 《中国人力资本投资与回报》, 北京: 北京大学出版社。
- 21.杨汝岱、陈斌开、朱诗娥, 2011: 《基于社会网络视角的农户民间借贷需求行为研究》, 《经济研究》第11期。
- 22.邹宇春、敖丹, 2011: 《自雇者与受雇者的社会资本差异研究》, 《社会学研究》第5期。
- 23.Andersson, L., and M. Hammarstedt, 2010, "Intergenerational Transmissions in Immigrant Self-employment: Evidence from Three Generations", *Small Business Economics*, 34(3): 261-276.
- 24.Bian, Y., 1997, "Bringing Strong Ties Back in: Indirect Ties, Network Bridges, and Job Searches in China", *American Sociological Review*, 62: 366-385.
- 25.Bian, Y., and L. Li, 2005, "China's General Social Survey 2003 (CGSS2003): A Methodological Report", In Proceedings of JGSS Colloquium, 135-157.
- 26.Carroll, G. R., and E. Mosakowski, 1987, "The Career Dynamics of Self-employment", *Administrative Science Quarterly*, 32:570-589.
- 27.Colombier, N., and D. Masclet, 2008, "Intergenerational Correlation in Self-employment: Some Further Evidence from French ECHP Data", *Small Business Economics*, 30(4): 423-437.
- 28.de Brauw, A., J. Huang, S. Rozelle, L. Zhang, and Y. Zhang, 2002, "The Evolution of China's Rural Labor Markets During the Reforms", *Journal of Comparative Economics*, 30(2): 329-353.
- 29.Djankov, S., Y. Qian, G. Roland, and E. Zhuravskaya, 2006, "Who Are China's Entrepreneurs?", *American Economic Review*, 96(2): 348-352.
- 30.Dunn, T., and D. Holtz-Eakin, 2000, "Financial Capital, Human Capital, and The Transition to Self-employment: Evidence

from Intergenerational Links”, *Journal of Labor Economics*, 18(2): 282-305.

31. Fairlie, R. W., 2002, “Drug Dealing and Legitimate Self-employment”, *Journal of Labor Economics*, 20(3): 538-537.

32. Gagnon, J. J., T. Xenogiani, and C. Xing, 2011, “Are All Migrants Really Worse Off in Urban Labor Markets? New Empirical Evidence from China”, IZA Discussion Paper Series, No. 7278.

33. Huang, J., X. Wang, H. Zhi, Z. Huang, and S. Rozelle, 2011, “Subsidies and Distortions in China’s Agriculture: Evidence from Producer-level Data”, *Australian Journal of Agricultural and Resource Economics*, 55(1): 53-71.

34. Jia, X., C. Xiang, and J. Huang, 2013, “Microfinance, Self-employment, and Entrepreneurs in Less Developed Areas of Rural China”, *China Economic Review*, 27: 94-103.

35. Li, M., and S. Goetz, 2019, “The Intergenerational Persistence of Self-Employment across China’s Planned Economy Era”, *Journal of Labor Economics*, 37(4): 1301-1330.

36. Lindquist, M. J., J. Sol, and M. Van Praag, 2015, “Why Do Entrepreneurial Parents Have Entrepreneurial Children?”, *Journal of Labor Economics*, 33(2): 269-296.

37. Lu, J., and Z. Tao, 2010, “Determinants of Entrepreneurial Activities in China”, *Journal of Business Venturing*, 25(3): 261-273.

38. McPherson, M., L. Smith-Lovin, and J. M. Cook, 2001, “Birds of a Feather: Homophily in Social Networks”, *Annual Review of Sociology*, 27(1): 415-444.

39. Mohapatra, S., S. Rozelle, and R. Goodhue, 2007, “The Rise of Self-employment in Rural China: Development or Distress”, *World Development*, 35(1): 163-181.

40. Rozelle S., 1996, “Stagnation without Equity: Patterns of Growth and Inequality in China’s Rural Economy”, *China Journal*, 35:63-92.

41. Rozelle, S., L. Guo, M. Shen, A. Hughart, and J. Giles, 1999, “Leaving China’s Farms: Survey Results of New Paths and Remaining Hurdles to Rural Migration”, *The China Quarterly*, 158: 367-393.

42. Sørensen, J. B., 2007, “Closure and Exposure: Mechanisms in the Intergenerational Transmission of Self-employment”, *The Sociology of Entrepreneurship*, 25: 83-124.

43. Wang, W., Y. Dong, R. Luo, Y. Bai, and L. Zhang, 2019, “Changes in Returns to Education for Off-farm Wage Employment: Evidence from Rural China”, *China Agricultural Economic Review*, 11(1): 2-19.

44. Wang, X., J. Huang, L. Zhang, and S. Rozelle, 2011, “The Rise of Migration and the Fall of Self-employment in Rural China’s Labor Market”, *China Economic Review*, 22(4): 573-584.

45. Woodruff, C., 2007, “Self-employment: Engine of Growth or Self-help Safety Net?”, in P. Paci, and P. Serneels (eds.) *Employment and Shared Growth: Rethinking the Role of Labor Mobility for Development*. Washington, DC: The World Bank, pp. 53-68.

46. Wu, X., 2006, “Family Businesses in China, 1978-96: Entry and Performance”, in A. S. Tsui, Y. Bian, and L. Cheng (eds.) *China’s Domestic Private Firms: Multidisciplinary Perspectives on Management and Performance*, New York: ME Sharpe, pp. 40-64.

- 47.Zhang, J., and Z. Zhao, 2015, “Social-family Network and Self-employment: Evidence from Temporary Rural-urban Migrants in China”, *IZA Journal of Labor & Development*, 4(1): 1-21.
- 48.Zhang, J., L. Zhang, S. Rozelle, and S. Boucher, 2006, “Self-employment with Chinese Characteristics: The Forgotten Engine of Rural China’s Growth”, *Contemporary Economic Policy*, 24(3): 446-458.
- 49.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.

（作者单位：¹ 北京林业大学经济管理学院；

² 中国科学院地理科学与资源研究所；

³ 北京大学现代农学院中国农业政策研究中心；

⁴ 联合国环境署国际生态系统管理伙伴计划）

（责任编辑：张丽娟）

Do Entrepreneurial Parents Always Have Entrepreneurial Children in Rural China?

Wang Weidong Bai Yunli Luo Renfu Zhang Linxiu

Abstract: Intergenerational inheritance has always been an important issue of concern to all sectors of society. This article examines the intergenerational inheritance of self-employment in rural China. Using a randomly selected, nearly nationally representative dataset from a recent household survey in China, this study provides evidence that there exists significant positive relationship between the self-employment of parents and their children. In the meantime, the possibility of intergenerational inheritance of self-employment increased from 1998 to 2015. It also finds that intergenerational inheritance of self-employment exists among children of different genders, and that this inheritance is more obvious between parents and children with low education level. Further analysis reveals the existence of intergenerational inheritance in wage-earning professions. By exploring the mechanisms behind intergenerational inheritance of self-employment, the study finds that the parents engaged in self-employment can significantly increase the material capital and social capital of their families.

Key Words: Rural Labor Force; Self-employment; Intergenerational Inheritance

加入合作社对种粮大户农机投资及服务供给行为的影响分析*

张 晖¹ 吴 霜¹ 张燕媛¹ 虞 祎²

摘要：农业机械化水平是衡量现代农业发展程度的重要指标。以种粮大户、合作社等为代表的新型农业经营主体逐渐成为农机投资和提供农机服务的主力军。基于2018年江苏省686个种粮大户的微观调查数据，本文选用了多重跨栏模型并采用控制函数法实证检验了加入合作社对种粮大户农机投资与提供农机服务的影响。研究发现：相较于未加入合作社的种粮大户，加入合作社的种粮大户购买农机和提供农机作业服务的动机更强，户均农机作业服务供给水平更高。具体而言，加入合作社的种粮大户，其农机投资和提供农机作业服务的概率分别上升10.5和12.5个百分点，户均农机作业服务收益约增加3.382万元。由此，本文提出三点政策建议：一是引导种粮大户兼具生产性和服务性的双重功能，并鼓励合作社将种粮大户组织起来，共同开展农机服务。二是发挥合作社的组织优势，引导种粮大户投资相对短缺的农机装备。三是农机补贴向服务供给短缺的农机品种倾斜。

关键词：种粮大户 加入合作社 农机服务 多重跨栏模型

中图分类号：F061.1 **文献标识码：**A

一、引言

农机装备是建设现代农业的重要物质基础。农业机械化发展实现了机器对劳动力的替代：一方面，有更多的劳动力从农业生产中释放出来，促进了劳动力转移和农民增收；另一方面，保障了农业生产中对劳动力的季节性需求，对稳定粮食产量和保障粮食安全具有重要意义（伍骏骞等，2017）。进入本世纪以来，农业机械化水平取得了重大进展（曹阳、胡继亮，2010）。2018年，农业农村部公布的数据显示，全国农业机械总动力突破10亿千瓦；同年，全国农作物耕种收综合机械化率已达到69.10%^①。

欧美发达国家的农场往往自购农机完成生产作业，然而，中国的农业生产经营者在农机投资的决

* 本文研究得到国家自然科学基金青年项目“家庭农场存续期内土地保护性投入的影响因素研究”（项目编号：71603117）的资助。本文通讯作者：虞祎。

^① 数据来源：《2018年全国农业机械化统计年报》。

策上却出现了分化,进一步影响了农机作业服务的需求和供给。普及小农户自购农机(尤其是中大型农机具)既不经济,也不现实(董欢,2018)。然而,一方面,兼业化、老龄化的趋势在小农户生产经营中十分普遍,使其对农机作业服务的需求急剧增长;另一方面,在规模化发展的过程中,不少种粮大户选择自行购置全部或部分农机装备。拥有农机的种粮大户对外部农机作业服务的需求会降低。在农机购置补贴等政策的激励下,农机装备大型化的趋势日益明显(路玉彬、孔祥智,2018)。因此,更多种粮大户选择装备中大型农机具。当大户自身的耕地经营规模不能完全匹配中大型农机具的生产能力时,必将导致农机装备投资的低效率。于是,部分种粮大户开始向周边农户提供有偿农机作业服务。一些学者已经注意到种粮大户既是农机作业服务需求者又是农机作业服务供给者的事实(赵晓峰,赵祥云,2018;闵继胜、孔祥智,2016;王新志,2015)。兼具农机作业服务功能的种粮大户为农机服务市场注入了新的活力,对创新和完善中国农机作业服务体系具有重要意义,有助于引领农机作业服务业进入新的发展阶段(杜志雄、刘文霞,2017)。

对种粮大户农机投资及提供农机作业服务的分析,需要着重考虑合作社的影响。种粮大户加入合作社的需求比小农户强烈(朱红根等,2008)。这是因为,种粮大户在生产过程中承担的风险更大,需要加入合作社共同抗御风险;同时,种粮大户生产的产品数量更大,也需要通过合作社获得稳定的销售渠道(任晓娜,2015)。所以,种粮大户更可能加入合作社,其行为更可能受合作社的影响。一方面,种粮大户加入合作社可以获得专业化的服务,包括农机作业服务,客观上降低了种粮大户自购农机的意愿;另一方面,种粮大户通过合作社更容易对接农机服务的需求方,可以有效地将富余机械生产力转化为收入,解决了投资中大型农机的后顾之忧,在一定程度上激励种粮大户进行农机投资。上述两股相反的作用力孰强孰弱,需要通过实证检验来回答。

本文将重点围绕下述两个问题开展实证分析:第一,加入合作社是否会影响种粮大户农机投资?第二,加入合作社如何影响种粮大户提供农机作业服务?考虑到种粮大户加入合作社、购买中大型农机以及提供农机作业服务之间可能存在双向因果关系,且种粮大户是否进行农机投资、是否提供农机作业服务以及农机作业服务供给水平等决策之间具有序贯性(或嵌套性),对此,本文将采用多重跨栏模型(multiple hurdle model)并结合控制函数法(control function method),实证检验加入合作社对于种粮大户农机投资与农机作业服务供给的影响。

二、简短文献回顾

一直以来,中国的农业机械化发展都是由农户自己拥有农机和雇佣农机服务两条路共同实现的。在家庭联产承包责任制实施以前,由集体农机站和农机队等构成农机作业服务体系。在家庭联产承包制改革的过程中,原来的农机作业服务体系为市场化农机作业服务主体迅速形成奠定了基础(芦千文等,2019)。所以,对于超小规模经营的农户而言,购买农机作业服务是理性的选择(胡雯等,2019)。随着农业生产规模化发展,加之各种政策的激励,以农民为主的私人主体已经成为中国农业机械投资的主体。林万龙、孙翠清(2007)的研究发现,土地经营规模越大,种植业的专业化程度越高,越有利于农业机械私人投资。在劳动力成本快速上升的背景下,使用机械化替代劳动成为规模经营者的

必然选择。Wang et al. (2016) 基于中国六个省份的农户面板调查数据的研究表明, 土地经营规模及其与农业劳动力雇佣成本的交叉项对农户农机投资行为具有积极促进作用。此外, 有研究表明, 加入合作社、农户的信贷约束越小、政策激励越强越会增加规模经营户的农机投资 (潘经韬、陈池波, 2018; 柳凌韵、周宏, 2017; 曹光乔等, 2010)。但是, 家庭农场、专业大户等也亟需大型化、高端化、全程化的农机服务作为外部支撑条件, 完全依赖规模经营户自购农机实现全程机械化是不可行的。王新志 (2015) 指出, 持续鼓励家庭农场投入大量资金购入成套农机设备不利于家庭农场的可持续发展, 可能造成资金压力, 机械浪费和沉没成本巨大。大户同样需要农机服务, 农机服务也在向规模化方向发展。韩俊 (2017)^① 强调, 规模化的服务也是规模经营的重要方面。

上述研究将规模经营户视为农机作业的需求方。但是, 杜志雄、刘文霞 (2017) 在研究中指出, 规模经营主体在农业生产实践中最终呈现既是生产主体又是服务主体的特征。倘若可以通过服务周边农户来提高农机的使用效率, 那么不仅可以降低农机使用的单位成本还能获得收益, 规模经营主体农机投资的决策可能也会不同。刘文霞、杜志雄 (2018) 以烘干服务为例, 研究显示, 加入合作社和生产规模大的规模化经营主体更有可能对外提供服务。张宗毅、杜志雄 (2018) 指出, 自购农机的机会成本和作业服务市场价格是影响专业化规模经营主体自购农机的关键因素, 作业服务市场价格越高, 自购农机的潜在收益就越大。

总体而言, 已有一些文献围绕专业化规模经营主体的农机投资与服务供给行为开展了相关研究。但以往的合作社研究更多关注对小农的影响, 更多偏重合作社的组织生产及统购统销方面的功能, 对于种粮大户加入合作社对其农机投资与提供农机服务的影响还无法给予解答。本文认为, 对这一问题的分析具有三点价值或意义。一是有助于认识加入合作社对种粮大户发展服务功能的潜在影响。二是针对现实中大户农机投资的低效率和资源浪费问题, 从合作社的角度提供解决方案。三是所使用的方法同时考虑了模型内生性和多重决策之间的序贯逻辑, 将多重跨栏模型与控制函数法相结合, 解决解释变量内生性带来的估计偏差, 识别解释变量对被解释变量的偏效应 (史雨星等, 2018; Fan et al., 2018)。因此, 本文可以给其它类似研究提供方法借鉴。

三、数据与样本

本文所用数据均来自 2018 年寒假期间课题组对江苏省的实地调研。江苏省地处华东地区, 既是经济、人口大省, 也是全国主要的粮食主产省份之一。抽样的主要思路和基本原则如下: 第一, 江苏省的经济发展水平自北向南依次增强, 且土地规模苏北大于苏南。基于此, 选取苏北地区的徐州和淮安、苏中地区的泰州和苏南地区的常州四市作为样本地级市。第二, 在每个样本地级市选取 5 个县 (市、区)。第三, 在每个样本县 (市、区) 选取 4~5 个乡镇。第四, 在每个样本乡镇选取 1~2 个自然村。第五, 在每个样本自然村中选取 3~4 个种粮大户作为个体样本。最终, 调查样本涵盖 4 个地级市、18 个县 (市、区)、90 个乡镇、176 个自然村, 调查对象为耕地规模在 30 亩及以上的种粮大户。在各

^① 资料来源: 韩俊, 《供给侧结构性改革是塑造中国农业未来的关键之举》, 人民日报, 2017 年 2 月 6 日。

地农业农村部门的支持下,本次调查共发放问卷 700 份,回收并剔除无效问卷后,最终获得有效问卷 686 份,有效率 98.0%。样本分布情况如表 1 所示。

表 1 样本分布情况

地区	市	县(市、区)	乡镇	村	有效样本数
苏南	常州	4	17	33	135
苏中	泰州	4	20	38	139
苏北	徐州	5	28	55	214
苏北	淮安	5	25	50	198

样本基本特征见表 2。样本农户户主受教育程度不高,初中和高中学历的占了绝大多数;在这些农户中,从事农业规模经营(30 亩及以上)的平均时间约 8 年,且约有 20%有过农机手经历。样本农户拥有的劳动力个数多数都在 4 人及以内,但这并未对耕地规模的扩张形成实质性约束。根据统计,样本农户平均耕地规模约 390 亩,中值为 280 亩。其中,耕地规模 500 亩以上的样本占 23.032%,他们的耕地规模要比当地政府建议的适度经营规模大得多。样本农户经营耕地的来源以转入为主,农地亩租金最低 600 元,最高 1300 元,平均为 794 元,一定程度上反映了江苏省耕地流转市场的价格行情。鉴于平整土地一方面可以减少由多余沟壑、田垄造成的耕地浪费,另一方面也便于农机作业,有 96.501%的样本农户对转入耕地进行了平整。这些大户都有农机服务需求,但能够及时获得农机作业服务的样本农户仅占 42.420%,表明样本区的农机作业服务体系存在发展失衡的情况。从表 2 还可以看出,有 87.755%的样本农户参加过当地政府组织的与农业生产及经营有关的技术培训,但仅有 41.545%的样本农户购买了作物保险,半数以上的样本农户仍缺乏借助作物保险规避风险的意识。另外,在样本区,雇工工资平均约每天 106.5 元,与外出务工劳动力收入水平相当。

表 2 样本基本特征(总样本量=686)

变量		样本(个)	占比(%)	变量		样本(个)	占比(%)
受教育年限	≤9 年	311	45.335	技术培训	有	602	87.755
	9-12 年	363	52.915		没有	84	12.245
	>12 年	12	1.749	服务及时性	及时	291	42.420
规模种植年限	≤5 年	278	40.525		不及时	395	57.580
	5~10 年	269	39.213	加入合作社	是	285	41.545
	>10 年	139	20.262		否	401	58.455
农机手经历	有	138	20.117	作物保险	购买	285	41.545
	没有	548	79.883		未购买	401	58.455
家庭劳动力个数	≤4 人	535	77.988	耕地平整	有	662	96.501
	5-6 人	130	18.950		没有	24	3.499
	>7 人	21	3.061	农地亩租金	≤800 元	393	57.289
耕地规模	≤200 亩	259	37.755		800~900 元	122	17.784
	200~300 亩	139	20.262		900~1000 元	64	9.329
	300~500 亩	130	18.950		>1000 元	107	15.598

(续表 2)							
	500~1000 亩	98	14.286	雇工日工资	≤80 元	183	26.676
	>1000 亩	60	8.746		80~100 元	234	34.111
					100~150 元	267	38.921
					>150 元	42	6.122

样本农户中自购中大型农机（包括直播机、插秧机、旋耕机、收割机、喷雾机等农业机械设施）的约占 70%，但拥有全套农机的种粮大户几乎没有。有农机的种粮大户向周边农户提供农机作业服务的占比为 58.799%，平均农机作业服务收益为 3.163 万元。根据统计，受访种粮大户加入合作社的约占 41.5%。我们将样本分成加入合作社和未加入合作社两组。与未加入合作社的样本农户相比，加入合作社的样本农户农机投资的比例高出 5.456%，向周边农户提供农机作业服务的比例高出 7.684%，每户每年农机作业服务收益则明显高出约 1.773 万元（见表 3）。鉴于组间差异受到诸多因素的共同影响，对于加入合作社这一因素在其中是否发挥作用以及发挥多大的作用还需要通过实证检验回答。

表 3 农机投资与服务供给的组间差异检验				
指标	总样本	加入合作社样本	未加入合作社样本	均值差异 t 检验
农机投资的种粮大户占比（%）	70.845	74.035	68.579	t=1.550*
提供农机作业服务种粮大户占比（%）	58.799	63.158	55.474	t=1.701**
农机作业服务收益（万元/年）	3.163	4.112	2.339	t=6.978***

注：***、**、*分别代表在 1%、5%、10%的统计水平上显著。

四、研究方法

基于 Burke et al.（2014）和 Fan et al.（2018）对发展中国家农户市场参与行为的研究，本文构建了一个序贯决策分析框架（图 1）分析加入合作社对种粮大户农机投资与服务供给的影响：

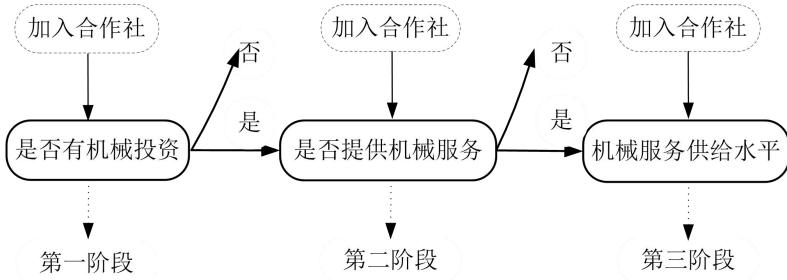


图 1 农机投资与服务供给的序贯决策

图 1 中，农机投资是种粮大户向周边农户提供农机作业服务的前提，因而需要考虑样本选择偏误问题。进一步，种粮大户农机作业服务供给包括是否提供和供给水平两个层面。为了解决多重决策的样本选择偏误问题，Burke et al.（2014）在研究肯尼亚农户市场参与行为时，将双重跨栏模型拓展为多重跨栏模型。类似地，本文构建多重跨栏模型估计加入合作社对种粮大户农机投资与服务供给决策的影响。农机投资与服务供给序贯决策的三阶段如下：

序贯决策的第一阶段：种粮大户 i 是否进行农机投资。投资、不投资的概率模型分别为：

$$\begin{aligned}\Pr(y_{1i} = 1 | x_{1i}) &= \Phi(x_{1i}\beta), \\ \Pr(y_{1i} = 0 | x_{1i}) &= 1 - \Phi(x_{1i}\beta)\end{aligned}\quad (1)$$

序贯决策的第二阶段：种粮大户是否提供农机作业服务。提供、不提供的概率模型分别为：

$$\begin{aligned}\Pr(y_{1i} = 1, y_{2i} = 1 | x_{1i}, x_{2i}) &= \Phi(x_{1i}\beta) \times \Phi(x_{2i}\gamma), \\ \Pr(y_{1i} = 1, y_{2i} = 0 | x_{1i}, x_{2i}) &= \Phi(x_{1i}\beta) \times (1 - \Phi(x_{2i}\gamma))\end{aligned}\quad (2)$$

序贯决策的第三阶段：种粮大户的农机作业服务供给水平。假设农机作业服务供给水平服从对数正态分布，相应的期望值模型可表示为：

$$E(y_{3i} | x_{1i}, x_{2i}, x_{3i}) = \Phi(x_{1i}\beta) \times \Phi(x_{2i}\gamma) \times \exp(x_{3i}\eta + \sigma^2/2) \quad (3)$$

在 (1) ~ (3) 式中， y_{1i} 表示种粮大户是否进行农机投资（是=1；否=0）， x_{1i} 表示影响种粮大户农机投资的解释变量； y_{2i} 表示种粮大户是否提供农机作业服务（是=1；否=0）， x_{2i} 表示影响种粮大户是否提供农机作业服务的解释变量； y_{3i} 表示种粮大户农机作业服务供给水平（对数形式，万元）， x_{3i} 表示影响种粮大户农机作业服务供给水平的解释变量。 β, γ, η 表示待估参数。 $\Phi(\cdot)$ 表示标准正态分布的累积函数。 σ^2 为农机作业服务供给水平（取对数）模型的误差项的方差。

整合上述公式，构建多重跨栏模型的似然函数：

$$\begin{aligned}f(y_{1i}, y_{2i}, y_{3i} | \beta, \gamma, \eta, \sigma) \\ = [1 - \Phi(x_{1i}\beta)]^{1(y_{1i}=0)} [\Phi(x_{1i}\beta)] \left\{ \begin{aligned} & [\Phi(x_{2i}\gamma) \times \frac{\phi(y_{3i} - x_{3i}\eta)}{\sigma}]^{1(y_{2i}=1)} \\ & [1 - \Phi(x_{2i}\gamma)]^{1(y_{2i}=0)} \end{aligned} \right\}^{1(y_{1i}=1)}\end{aligned}\quad (4)$$

在 (4) 式中， $1(\cdot)$ 为示性函数，若括号里表达式为真，赋值为 1，反之为 0。 $\phi(\cdot)$ 为标准正态分布的概率密度函数。在对模型参数进行估计时，鉴于样本可能存在自选择偏误，本文先对 (1) 式进行 Probit 回归，计算出序贯决策第一阶段的逆米尔斯比值 (IMR_l)。然后，将 IMR_l 代入 (2) 式进行 Probit 回归。若 IMR_l 系数显著，表示种粮大户是否提供农机作业服务存在样本自选择偏误，需要予以校正，即 (2) 式在估计时应该包含 IMR_l ；若 IMR_l 系数不显著，表示种粮大户是否提供农机作业服务不存在样本自选择偏误，此时 (2) 式在估计时不必包含 IMR_l 。接着，计算出序贯决策第二阶段的逆米尔斯比值 (IMR_s)，将 IMR_s 代入 (3) 式进行 OLS 回归。若 IMR_s 系数显著，表示种粮大户农机作业服务供给水平存在样本自选择偏误，需要予以校正，即 (3) 式在估计时应包含 IMR_s ；若 IMR_s 系数不显著，表示种粮大户农机作业服务供给水平不存在样本自选择偏误，此时 (3) 式在估计时不必包含 IMR_s 。需说明的是，为提高模型回归的参数估计效率，(1) 式中应至少包含一个排他约束变量不在 (2) 式中出现。同样，(2) 式中也应至少包含一个排他约束变量不在 (3) 式中出现。

为评估加入合作社对种粮大户农机投资与服务供给的影响,上述模型解释变量 x_{1i} 、 x_{2i} 和 x_{3i} 中均包含核心变量“加入合作社”(是=1;否=0)。获得有效、一致的估计结果要求“加入合作社”外生,但这一要求极有可能得不到满足。原因主要有两点:第一,可能存在一些不可观测的因素,既影响种粮大户是否加入合作社又影响其农机投资与服务供给,例如,创业动机、风险态度等。创业动机强的种粮大户更有可能选择加入合作社,农机投资以及提供农机作业服务。风险厌恶程度高的种粮大户加入合作社的概率较高,但农机投资的概率则较低。第二,种粮大户农机投资与服务供给可能会反向促进其加入合作社。这是因为,拥有农机的种粮大户更有可能被合作社吸纳为社员,且这类种粮大户也更期望通过合作社向其他农户提供农机作业服务,节约交易成本。为此,基于 Wooldridge (2015) 提出的控制函数法(control function methods)解决模型内生性问题的思路,本文构建了种粮大户加入合作社的行为决策方程,见(5)式。在 Probit 回归得到参数估计结果的基础上,计算出模型的广义残差值(GR_D),并将其代入(1)~(3)式中。若 GR_D 系数显著,表示“加入合作社”这一变量为内生变量,需要予以校正,即模型估计时应包含 GR_D ;若 GR_D 系数不显著,表示“加入合作社”这一变量为外生变量,模型估计时不必包含 GR_D 。

$$D_i = \alpha_0 + \alpha_1 x_{4i} + \alpha_2 IV + \varepsilon_i \quad (5)$$

在(5)式中, D_i 表示是否加入合作社(是=1;否=0), x_{4i} 表示影响种粮大户加入合作社的解释变量, IV 为工具变量。在本文中, IV 表示周围其他种粮大户是否加入合作社。根据社会网络理论,该因素会直接影响其是否选择加入合作社,但对其农机投资与服务供给不存在直接影响。 $\alpha_0, \alpha_1, \alpha_2$ 表示待估计参数, ε_i 表示随机扰动项。

根据模型参数估计结果,本文进一步计算加入合作社对种粮大户农机投资概率、农机作业服务提供概率和农机作业服务供给水平的偏效应,公式分别为:

$$\partial \Pr(y_{1i} | x_{1i}) / \partial x_{ci} = \beta_c \phi(x_{1i} \beta) \quad (6)$$

$$\partial \Pr(y_{2i} | x_{1i}, x_{2i}) / \partial x_{ci} = \beta_c \phi(x_{1i} \beta) \times \Phi(x_{2i} \gamma) + \gamma_c \Phi(x_{1i} \beta) \times \phi(x_{2i} \gamma) \quad (7)$$

$$\begin{aligned} \partial E(y_{2i} | x_{1i}, x_{2i}, x_{3i}) / \partial x_{ci} = & \beta_c \phi(x_{1i} \beta) \times \Phi(x_{2i} \gamma) \times \exp(x_{4i} \eta + \sigma^2 / 2) + \gamma_c \Phi(x_{1i} \beta) \times \phi(x_{2i} \gamma) \\ & \times \exp(x_{4i} \eta + \sigma^2 / 2) + \eta_c \Phi(x_{1i} \beta) \times \Phi(x_{2i} \gamma) \times \exp(x_{4i} \eta + \sigma^2 / 2) \end{aligned} \quad (8)$$

其中, x_{ci} 是拟求导的变量, β_c 、 γ_c 、 η_c 分别是该变量在序贯决策第一阶段、第二阶段和第三阶段方程中的系数。结合以往研究经验(Wang et al., 2016; 柳凌韵、周宏, 2017; 刘文霞、杜志雄, 2018),本文选取户主特征、经营特征及制度环境等三类变量作为模型的控制变量。其中,户主特征包括受教育年限、规模种植年限和农机手经历等因素;经营特征包括耕地规模、耕地平整、家庭劳动力个数等因素;制度环境包括技术培训、农地亩租金、作物保险、服务及时性及雇工工资等因素。各变量的名称、定义及基本统计量见表4。

表 4 变量、定义及基本统计

变量	定义	观测值	均值	标准差
农机投资	是=1；否=0	686	0.708	0.455
提供农机作业服务	是=1；否=0	483	0.588	0.493
农机作业服务供给水平	农机作业服务收益的对数值	284	0.897	0.713
加入合作社 ^a	是=1；否=0	686	0.415	0.493
规模经营年限	从事规模种植的年限：年	686	8.004	4.373
受教育年限	户主受教育年限：年	686	9.844	1.074
耕地平整	是否对转入耕地进行平整：是=1；否=0	686	0.965	0.184
作物保险	是否购买粮食作物保险：是=1；否=0	686	0.415	0.493
家庭劳动力个数	农户家庭自有劳动力个数	686	3.520	1.422
耕地规模	实际经营的耕地面积（亩）	686	390.923	359.333
服务及时性	需要农机作业时能否及时获得：是=1；否=0	686	0.424	0.495
技术培训	参加专门技术培训：是=1；否=0	686	0.878	0.328
农地亩租金	平均每亩耕地转入租金：元/亩	686	694.367	201.416
雇工工资	当地雇佣农业劳动力平均工资：元/日	686	106.539	34.768
农机手经历	曾经当过农机手：是=1；否=0	686	0.201	0.401
工具变量	周围其他种粮大户是否加入合作社：是=1；否=0	686	0.372	0.483

注：^a表中变量“加入合作社”主要包含了加入“生产合作社”、“销售合作社”等等，并不特指加入农机合作社。

五、实证分析

本文在 Stata15.0 软件中使用条件混合过程程序（conditional mixed-process）对（4）式进行极大似然估计。表 5 为模型参数估计结果，整体拟合效果较好。需要指出的是，估计（1）～（3）式和（5）式时，我们在方程中加入了样本所在地的虚拟变量以控制地区固定效应。在加入合作社的决策方程中，合作社认知变量系数在 1% 的统计水平上显著为正，表明周围邻居是否加入合作社的行为会通过社会网络影响种粮大户的行为决策。此外，规模经营年限、技术培训、耕地规模等变量对种粮大户加入合作社的行为也有显著影响。参加过技术培训或规模经营年限相对较久的种粮大户更倾向于加入合作社。这可能是因为，技术培训经历或规模种植经验有助于种粮大户认识到加入合作社对于稳定销售渠道和降低市场风险的重要性。种粮大户规模越大，加入合作社的概率也越高。

表 5 模型参数估计结果

变量	加入合作社	多重跨栏模型		
		农机投资 （第一阶段）	提供农机作业服务 （第二阶段）	服务供给水平 （第三阶段）
规模经营年限	0.088*** (0.017)	-0.061*** (0.013)	-0.052 (0.036)	-0.004 (0.007)
耕地平整	0.094 (0.407)	0.527 (0.294)	-0.075 (0.047)	0.077 (0.160)
受教育年限	0.143 (0.098)	0.067 (0.066)	-0.104 (0.076)	-0.026 (0.025)

(续表 5)

作物保险	0.158 (0.264)	-0.019 (0.186)	—	—
家庭劳动力个数	-0.025 (0.054)	0.016 (0.040)	0.029 (0.052)	0.005 (0.018)
耕地规模	0.001*** (0.000)	0.001*** (0.000)	-0.001** (0.000)	0.000 (0.000)
技术培训	0.639** (0.268)	-0.236 (0.176)	-0.142 (0.251)	-0.003 (0.101)
服务及时性	0.104 (0.227)	-0.257 (0.157)	—	—
农地亩租金	0.000 (0.000)	0.000 (0.000)	0.004 (0.003)	0.000 (0.000)
雇工工资	-0.002 (0.002)	0.002 (0.002)	0.009*** (0.002)	0.006*** (0.001)
农机手经历	—	0.696*** (0.151)	1.512 (1.312)	—
加入合作社	—	0.350** (0.145)	0.833*** (0.229)	0.377*** (0.072)
工具变量	2.929*** (0.166)	—	—	—
IMR_t	—	—	2.961*** (0.946)	—
IMR_{t-1}	—	—	—	-1.595*** (0.177)
GR_{D_t}	—	-0.315** (0.148)	-0.374** (0.184)	-0.099* (0.056)
地区固定效应	控制	控制	控制	控制
对数似然值	-175.752	-363.551	-216.928	—
卡方检验	579.756***	100.943***	220.682***	—
F 检验	—	—	—	38.211***
调整 R^2	—	—	—	0.658
观测值	686	686	483	284

注：①括号中为标准误；②***、**、*分别代表在 1%、5%、10%的统计水平上显著。

本文分析证实，加入合作社这一变量确实是内生的。模型结果显示，加入合作社行为决策方程的广义残差项（ GR_{D_t} ）在多重跨栏模型中的三个阶段均显著，说明是否加入合作社在农机投资决策方程（序贯决策的第一阶段）、农机作业服务决策方程（序贯决策的第二阶段）和农机作业服务供给数量方程（序贯决策的第二三阶段）中均为内生，方程估计时必须加入广义残差项（ GR_{D_t} ）来缓解内生性问题所产生的估计偏误。

加入合作社对种粮大户农机投资行为有显著促进作用。在农机投资决策方程中，加入合作社的影响为正，且在 5%的统计水平上显著。这表明与未加入合作社的种粮大户相比，加入合作社的种粮大户农机投资的概率更高。近年来，农村劳动力转移就业导致从事农业生产经营的劳动力数量急剧下降，主要粮食作物生产中的机械投入快速上升，农户愈发倾向于节约劳动的农业生产方式（许秀川等，2017）。然而，现有服务的总体水平还比较低，供需不平衡、结构不匹配的问题尤其突出。加入合作社后，种粮大户获得了稳定的销售渠道，降低了市场交易成本及交易风险，从而激发其进行生产性投资的积极性。加入合作社有助于降低种粮大户提供农机服务的信息搜寻成本，这对其进行农业农机投资也具有积极作用。此外，在农机投资决策方程中，耕地规模、规模经营年限和农机手经历等变量对种粮大户农机投资的行为也有显著性影响。其中，耕地规模的系数为正，且在 1%的统计水平上显著，说明规模越大的种粮大户越有可能进行农机投资。Wang et al. (2016) 从劳动力成本上升的角度解释了

经营规模对农机投资的促进作用，耕地规模越大，种粮大户通过机械化节约雇工成本的作用越大。在农机作业服务市场不完善的背景下，种粮大户无法依靠市场实现机械对劳动的替代，其自购农机的概率必然进一步上升。规模经营年限的系数显著为负，表明规模经营年限越长的种粮大户农机投资的概率不仅没有提高，反而下降了。可能的原因是，规模经营年限越长的种粮大户，户主年龄也较大，在农机投资决策上相对保守。农机手经历的系数显著为正，表明曾当过农机手的种粮大户更有可能购买农机。雇工工资对种粮大户农机投资具有正向影响，但不显著，可能的原因是当前粮食生产全过程投入的劳动力越来越少，雇工成本在总成本中的比重不断降低，雇工工资的影响十分有限。

加入合作社能显著提升已购置农机的种粮大户对外提供农机服务的概率。从表 5 第 4 列可以看出，加入合作社的系数在 1% 的统计水平显著为正，说明加入合作社将有助于促进农机投资的种粮大户对外提供农机作业服务。以往研究（刘文霞、杜志雄，2018）也有类似的发现。加入合作社的种粮大户不仅可以服务合作社其他社员，还可以与其他拥有农机的社员组织起来。社员之间相互补充，为需求方提供全套农机服务。由于为需求方节约了交易成本，每个社员的服务更具竞争力了。耕地规模的系数为负向显著，表明规模较大的种粮大户提供农机作业服务的概率相对较低。这在一定程度上说明，种粮大户农机投资的主要目的是自我服务，机械动力有富余时才会向他人提供服务。此外，从表 5 第 4 列还可以看出两点：一是雇工工资的系数为正，且在 1% 的统计水平显著，表明雇工成本上涨会促进种粮大户对外提供农机作业服务。以往研究发现，农业劳动力成本上涨将促使农户（特别是规模经营农户）对农机作业服务的需求上升（Wang et al., 2016），从而为种粮大户提供农机作业服务创造了市场条件。二是 IMR_I 的系数在 1% 的统计水平上显著，这表明种粮大户农机投资不满足随机分布的假设。因此，通过在提供农机作业服务决策的方程中加入 IMR_I ，可以控制样本自选择偏误，避免估计结果有偏。

加入合作社也有助于提升种粮大户对外提供农机作业服务的水平。表 5 第 5 列汇报的结果显示，加入合作社的系数在 1% 的统计水平上显著为正，表明与未加入合作社相比，加入合作社能够使种粮大户农机作业服务供给水平平均提高约 37.7%。从表 5 第 5 列汇报的结果还可以看出：第一，雇工工资的系数在 1% 的统计水平上显著为正，表明雇工工资上涨对种粮大户农机作业服务供给水平具有促进作用。其原因主要有两点：一是前文指出的雇工工资上涨促使更多的种粮大户提供农机作业服务；二是雇工工资上涨必然也会带来农机作业服务价格的上涨，这将进一步激励种粮大户提供农机作业服务。第二， IMR_S （逆米尔斯比值）系数在 1% 的统计水平上显著，这表明种粮大户提供农机作业服务也不满足随机分布的假设。因此，在服务供给水平的决策方程中加入 IMR_S 同样可以控制样本自选择偏误。

最后，本文利用公式（6）～（8）分别计算了加入合作社对种粮大户农机投资的概率、提供农机作业服务的概率和农机作业服务供给水平的偏效应（表 6）。总体而言，加入合作社使得种粮大户农机投资的概率整体上升了约 10.5 个百分点，使种粮大户提供农机作业服务的概率整体提高了约 12.5 个百分点，农机作业服务的收益增加了约 3.382 万元。

表 6	加入合作社对种粮大户农机投资与服务供给的偏效应				
	观测值	均值	标准差	最小值	最大值
农机投资概率	686	0.105	0.035	-0.007	0.139
农机服务供给概率	483	0.125	0.097	-0.012	0.270
农机服务供给收益	284	3.382	2.254	0.103	16.283

六、结论与启示

在当前中国农机作业服务市场发展不平衡、不充分的背景下，越来越多的种粮大户选择自行购置部分或全部农机设备。从种粮大户的角度看，确实存在农机装备低效使用的风险。但是，如果能通过市场化的方式再次配置富余的机械动力，这将增加农机服务市场的供给，为完善农机作业服务体系提供了条件。本文基于江苏省种粮大户的调查数据，选用多重跨栏模型并采用控制函数法实证检验了加入合作社对种粮大户农机投资及供给农机服务的影响。描述性统计结果表明：第一，加入合作社的种粮大户比未加入合作社的种粮大户农机投资的比例高出 5.456%。第二，加入合作社的种粮大户比未加入合作社的种粮大户向周边农户提供农机作业服务的比例高出 7.684%。第三，加入合作社的种粮大户比未加入合作社的种粮大户每户农机作业服务收益则明显高出 1.785 万元。实证结果表明，加入合作社对种粮大户农机投资和供给农机作业服务均具有显著的促进作用。具体而言：第一，加入合作社使种粮大户农机投资的概率整体上升了约 10.5 个百分点。第二，加入合作社使种粮大户提供农机的概率整体提高了约 12.5 个百分点。第三，加入合作社使种粮大户户均农机作业服务收益整体增加了约 3.382 万元。

种粮大户既是农机服务的需求方，又可能是农机服务的供给方。在种粮大户决策行为受合作社影响较大的条件下，充分发挥合作社的作用将更好地引导种粮大户提供农机服务。基于研究结论，本文提出三点政策建议：第一，引导种粮大户兼具生产性和服务性的双重功能，并鼓励合作社将种粮大户组织起来，共同开展农机服务。在培育新型农业经营主体过程中，既要鼓励和支持种粮大户发挥生产性功能，也要引导种粮大户开发服务性功能。例如，通过村集体、合作社发布种粮大户提供农机服务的信息，让有需求的农户方便地联系种粮大户。同时，当前正是完善多元化农业生产性服务体系的关键时期。合作社不仅可以组织种粮大户统购统销，还可以组织种粮大户相互补充机械动力，富余机械动力还可以进一步打包提供。例如，合作社可以统计社员的农机保有情况，首先做到内部调剂余缺，然后统筹对外的服务供应。第二，发挥合作社的组织优势，引导种粮大户投资相对短缺的农机装备。具体地，可以通过村集体、合作社了解小农户、种粮大户的农机需求，发现农机服务供给的主要缺口。一方面，对于合作社内部可以协调的农机，合作社应避免社员重复购买；另一方面，对于外部需求强烈的农机服务项目，合作社可以组织社员共同购买。第三，农机补贴向服务供给短缺的农机品种倾斜，增强补贴政策的针对性。

参考文献

- 1.曹光乔、周力、易中懿、张宗毅、韩喜秋，2010：《农业机械购置补贴对农户购机行为的影响——基于江苏省水稻种植业的实证分析》，《中国农村经济》第6期。
- 2.曹阳、胡继亮，2010：《中国土地家庭承包制度下的农业机械化——基于中国17省（区、市）的调查数据》，《中国农村经济》第10期。
- 3.董欢，2018：《农机服务体系：模式比较与政策优化——基于农业经营主体分化视角的考察》，《农村经济》第10期。
- 4.杜志雄、刘文霞，2017：《家庭农场的经营和服务双重主体地位研究：农机服务视角》，《理论探讨》第2期。
- 5.胡雯、张锦华、陈昭玖，2019：《小农户与大生产：农地规模与农业资本化——以农机作业服务为例》，《农业技术经济》第6期。
- 6.林万龙、孙翠清，2007：《农业机械私人投资的影响因素：基于省级层面数据的探讨》，《中国农村经济》第9期。
- 7.刘文霞、杜志雄，2018：《哪些家庭农场在提供农业生产性服务？——基于2014年、2015年全国种植类家庭农场监测数据》，《农村经济》第3期。
- 8.柳凌韵、周宏，2017：《正规金融约束、规模农地流入与农机长期投资——基于水稻种植规模农户的数据调查》，《农业经济问题》第9期。
- 9.芦千文、吕之望、李军，2019：《为什么中国农户更愿意购买农机作业服务——基于对中日两国农户农机使用方式变迁的考察》，《农业经济问题》第1期。
- 10.路玉彬、孔祥智，2018：《农机具购置补贴政策的多维考量和趋势》，《改革》第2期。
- 11.闵继胜、孔祥智，2016：《新型农业经营主体经营模式创新的制约因素及制度突破》，《经济纵横》第5期。
- 12.潘经韬、陈池波，2018：《农机购置补贴对农机作业服务市场发展的影响——基于2004-2013年省级面板数据的实证分析》，《华中农业大学学报（社会科学版）》第3期。
- 13.任晓娜，2015：《种粮大户经营状况与困境摆脱：五省155户证据》，《改革》第5期。
- 14.史雨星、姚杨柳、赵敏娟，2018：《社会资本对牧户参与草场社区治理意愿的影响——基于Triple-Hurdle模型的分析》，《中国农村观察》第3期。
- 15.王新志，2015：《自有还是雇佣农机服务：家庭农场的两难抉择解析——基于新兴古典经济学的视角》，《理论学刊》第2期。
- 16.伍骏骞、方师乐、李谷成、徐广彤，2017：《中国农业机械化发展水平对粮食产量的空间溢出效应分析——基于跨区作业的视角》，《中国农村经济》第6期。
- 17.许秀川、李容、李国珍，2017：《小规模经营与农户农机服务需求——一个两阶段决策模型的考察》，《农业技术经济》第9期。
- 18.张宗毅、杜志雄，2018：《农业生产性服务决策的经济分析——以农机作业服务为例》，《财贸经济》第4期。
- 19.赵晓峰、赵祥云，2018：《新型农业经营主体社会化服务能力建设与小农经济的发展前景》，《农业经济问题》第4期。
- 20.朱红根、陈昭玖、翁贞林、刘小春，2008：《稻作经营大户对专业合作社需求的影响因素分析——基于江西省385个农户调查数据》，《农业经济问题》第12期。

- 21.Burke, W. J., R. J. Myers, and T. S. Jayne, 2014, “A Triple-Hurdle Model of Production and Market Participation in Kenya’s Dairy Market”, *American Journal of Agricultural Economics*, 97(4): 1227-1246.
- 22.Fan, Q., S. Garcia, and Vinia. B, 2018, “Information Access and Smallholder Farmers’ Market Participation in Peru”, *Journal of Agricultural Economics*, 69(2): 476-494.
- 23.Wang, X., F. Yamauchi, K. Otsuka, and J. Huang, 2016, “Wage Growth, Landholding, and Mechanization in Chinese Agriculture”, *World Development*, 86(3): 30-45.
- 24.Wooldridge, J. M., 2015, “Control Function Methods in Applied Econometrics”, *Journal of Human Resources*, 50(2): 420-445.

(作者单位：¹南京林业大学经济管理学院；

²南京农业大学经济管理学院)

(责任编辑：高 鸣)

An Analysis of the Effects of Joining Cooperatives on Agricultural Machinery Investment and Service Supply Behavior of Large Grain Growers

Zhang Hui Wu Shuang Zhang Yanyuan Yu Yi

Abstract: The level of agricultural mechanization is an important index to measure the development of modern agriculture. New types of agricultural operators such as large grain growers and cooperatives are expected to become the main force in purchasing agricultural machinery and providing agricultural machinery services. Based on the micro survey data of 686 large grain growers in Jiangsu Province in 2018, this article uses the multiple hurdle model and control function method to empirically test the impact of joining cooperatives on the investment in and provision of agricultural machinery services for large grain growers. The statistical results show that, compared to large grain growers who have not joined the agricultural cooperatives, those who have joined one would have a higher level of motivation to purchase agricultural machinery and provide agricultural machinery operation services, and average supply level of agricultural machinery operation services per household is higher. Specifically, the possibility of investment in agricultural machinery and provision of agricultural machinery operation services for large grain growers who joined cooperatives increased by 10.5 and 12.5 percentage points, respectively, and the average income from agricultural machinery operation services increased by about 33,820 Yuan per household. Finally, the study puts forward three policy suggestions based on the findings, namely, to improve both production function and service function of large grain growers and to encourage cooperatives to organize them to jointly carry out agricultural machinery services; to take the organizational advantages of cooperatives and to guide large grain producers to invest in agricultural machinery and equipment in shortage; to provide subsidies for agricultural machinery varieties which are in short supply.

Key Words: Large Grain Grower; Agricultural Cooperative; Agricultural Machinery Service; Multiple Hurdle Model

小农户参与农业全产业链的选择偏好 及其异质性来源*

——基于选择实验法的分析

韩喜艳¹ 刘 伟¹ 高志峰²

摘要：小农户参与农业全产业链是“实现小农户和现代农业发展有机衔接”的有效途径。本文基于山东省 339 户小农户的入户调查数据，采用选择实验法，建立混合 Logit 模型分析了小农户参与农业全产业链的选择偏好和偏好异质性来源。研究表明：相对于与龙头企业合作，小农户更愿意通过加入农民专业合作社参与农业全产业链，而且稳定紧密的利益联结机制、提供生产技术和市场信息服务及补贴政策会显著提高小农户的参与效用。研究也表明：小农户参与农业全产业链的选择偏好存在异质性，异质性偏好主要来源于小农户的兼业程度、家庭年纯收入和收入在村中所处水平三个因素。小农户兼业程度越低、年纯收入越低、收入在村中所处水平越低，越偏好参与农业全产业链经营。

关键词：小农户 农业全产业链 参与偏好 选择实验

中图分类号：F323.6 **文献标识码：**A

一、引言

小农户是中国农业产业链上数量最庞大的主体，也是最基本最重要的主体。第三次全国农业普查数据显示，中国目前经营农户有 2.3 亿户，经营耕地 10 亩以下的农户有 2.1 亿户，98% 以上的农业经营主体仍是小农户，分散化的小农生产依然普遍存在^①。即，中国农业产业链上有 2 亿多个分散的小农户，这些小农户处于农业产业链源头，直接参与产业链的产前农资投入和农产品生产环节，为产业链上的其他主体提供原料和农产品，使农业产业链得以运行、延伸和发展。但是，分散化的小农户得不到有效的市场信息和市场监管，生产的农产品难以满足消费者对食物在营养、质量和安全上的更高

*本文研究得到山东省社会科学规划研究项目“乡村振兴战略背景下小农户参与农业全产业链的偏好和路径选择”（项目编号：19CJJJ30）的资助。特别感谢外审专家和编辑部提出的修改意见。文责自负。本文通讯作者：刘伟。

^①数据来源：新华网，2019 年 3 月 1 日：《全国 98% 以上的农业经营主体仍是小农户》，http://www.xinhuanet.com/2019-03/01/c_1210071071.htm。

需求,也难以抵御巨大的市场风险,长期以来被认为是农业产业链上最脆弱的主体(郭庆海,2018)。因此小农户为了改善自身在产业链中的弱势地位、分得更多的产业链利益,也有参与到产后加工及流通销售等其他产业链环节的内在需求和动力。

如何让小农户真正地参与到农业全产业链中去,既是近年来中央“三农”工作的重点,也是学术界讨论的热点。农业农村部在2017年6月15日《关于推进农业全产业链开发创新示范工作的通知》中强调要“调动农民积极性,参与全产业链开发”^①。十九大报告提出实施乡村振兴战略,要“实现小农户和现代农业发展有机衔接”,提升小农户发展能力。2018年中央一号文件继续提出要扶持小农户,“实现农民分享农业全产业链增值收益”^②。2020年中央一号文件指出要“打造各具特色的农业全产业链,建立健全农民分享产业链增值收益机制”,“将小农户融入农业产业链”^③。农业全产业链经营能够把小农户组织起来,不仅是实现产业扶贫的有效途径,也是“实现小农户和现代农业发展有机衔接”的有效途径。小农户除了直接参与生产,还可以通过订单、土地流转托管、股份合作、农业企业就业等多种方式参与到农业全产业链中(王乐君等,2019)。但是从目前的实践来看,大多数农业全产业链经营是由企业或政府主导,小农户的参与意愿往往被忽视。而且,全产业链涵盖“从田间到餐桌”的全部环节,超越了传统家庭经营的边界,对分散、弱势的小农户具有一定的排斥性。一些小农户已被排除在全产业链之外,即使参与“订单农业”的小农户也难以与农业企业形成长期稳定的合作关系(张悦,2012;胡雯,2019)。在农业全产业链布局下,只有让小农户更多地参与到农业全产业链中才能真正提高小农户在农业产业链中的地位。

尊重小农户的参与意愿是小农户在农业全产业链中主体地位的体现,其核心问题是,小农户是否愿意及更愿意以什么样的方式参与农业全产业链?本文从小农户角度出发,在对山东省339户小农户入户调查的基础上,采用选择实验法(choice experiment)和混合Logit模型(mixed logit)分析小农户参与农业全产业链的选择偏好,并进一步引入小农户社会经济特征、风险偏好等变量和随机参数变量的交互项分析农户参与偏好异质性的来源,进而提出相关政策建议。本文的改进之处在于,突破以往相关研究中以企业或政府带动小农户的预设思路,而以小农户视角研究其参与农业全产业链的主观偏好和内在需求。在研究方法上,尝试采用选择实验法,设计出由参与途径、利益联结机制、提供服务类型和政策扶持类型四个属性变量组成的备选方案和选择集,利用混合Logit模型实证分析小农户对不同参与方式的选择偏好。本文的研究对如何鼓励并促进小农户参与农业全产业链有较大的政策启示意义,也对丰富有关小农户行为理论有一定的探索作用。

^①农业农村部办公厅、国家农业综合开发办公室,2017年6月15日:《关于推进农业全产业链开发创新示范工作的通知》(农办计(2017)29号),http://www.moa.gov.cn/govpublic/FZJHS/201706/t20170623_5724912.htm。

^②中共中央、国务院,2018年1月2日:《中共中央 国务院关于实施乡村振兴战略的意见》,<http://www.moa.gov.cn/ztzl/yhwj/2018/zyyhwj>。

^③中共中央、国务院,2020年2月5日:《中共中央 国务院关于抓好“三农”领域重点工作确保如期实现全面小康的意见》,http://www.xinhuanet.com/politics/2020-02/05/c_1125535347.htm。

二、文献综述

农业全产业链是涵盖农产品“从田间到餐桌”的农资供应与采购、农产品生产、农产品仓储与物流、农产品加工与深加工、品牌建立与营销、农产品销售等多个环节的完整的产业链系统(韩喜艳等,2019)。

“全产业链”这一概念由中粮集团在2009年首次提出,之前国内文献中“农业产业链”(agricultural industry chain)概念用得较多,两者都是中国化名词。国外用农业产业链概念的文献非常少,最相近的概念是农产品供应链(agri-food supply chain)和农业价值链(agricultural value chain)。尽管农业产业链、农产品供应链、农业价值链三者的内涵并不完全相同,研究的内容也各有侧重,但都强调农产品从生产、加工、流通到消费的过程中的价值协调、增值和分配。就本文选题而言,其研究对象是小农户参与农业全产业链的行为偏好,作为微观主体的小农户,在农业产业链、农产品供应链或价值链上的参与行为并没有必要进行严格区分,所以本文在查阅文献过程中同时关注了国内外有关小农户参与农业产业链和农产品供应链(包括农业价值链)的相关研究^①。

自1990年代以来,农业产业化是中国现代农业发展的主要途径(黄祖辉,2018)。但是在农业产业化经营实践中小农户生产并不是农业政策扶持的重点,“公司+农户”、“订单农业”等形式下的小农户只是依附于企业,无法分得农产品加工和销售的利润(黄宗智,2010)。而“合作社+农户”大多是“专业大户”的合作,大股东控股比较普遍,也并没有真正带动小农户生产(潘劲,2011)。随着农业现代化进程加快,特别是农村一二三产业融合发展进入快速发展期,小农户规模小、经营分散的缺陷更加凸显,“农民分享全产业链增值收益还不够”,小农户自我发展并与现代农业衔接的能力急需提升^②。在此背景下,学者们围绕小农户参与全产业链(产业链、供应链或价值链)问题进行了有益的研究。

首先,学者们从小农户自身分析了制约小农户参与农业全产业链(产业链、供应链或价值链)的原因。主要原因在于三个方面:一是小农户规模小、组织化程度低(Louw et al., 2007; 张悦, 2012);二是小农户信息获取能力和政策运用能力弱(Ortmann and King, 2010; 胡雯, 2019);三是小农户学习能力弱以及在生产、仓储、流通、销售及其他产业链环节中相关技术的缺乏(张悦, 2012; 胡雯, 2019)。这些自身弱势降低了小农户在各种新型经营模式实践中的参与度,对小农户有机衔接现代农业产生制约。

第二,学者们对小农户参与农业全产业链(产业链、供应链或价值链)的途径展开了讨论,争论的焦点主要集中在农业订单(与企业合作)和集体行动(加入农民专业合作社)两种途径上。很多学者赞成小农户通过与农业企业签订订单参与农业产业链,认为订单合约不仅能为小农户增加收入、降低市场风险,而且能为小农户提供资金和技术等支持,通过订单合同将农业企业与小农户联系起来的

^①需要说明的一点是,本文研究的小农户参与行为是置于中国农业全产业链布局和乡村振兴战略背景下,因此在文章中更倾向选用中国化的概念——农业产业链和农业全产业链。

^②农业农村部,2018年6月6日:《农业农村部关于实施农村一二三产业融合发展推进行动的通知》, http://www.moa.gov.cn/nybg/2018/201807/201809/t20180912_6157146.htm。

供应链是实现农村地区增值和包容性增长的可行模式（张悦，2012；Briones，2015）。然而也有学者认为，订单农业是否真正增加了小农户的福利仍有待商榷（Bellemare，2010），一些小农户对订单农业的态度并不积极，参与率低而订单违约率高（Ochieng et al.，2017），一些小农户更偏好非合同的销售渠道，小农户关心的是是否能够成为真正的参与者（Schipmann and Qaim，2011）。另外一种观点是小农户通过集体行动（尤指加入农民专业合作社）参与农产品供应链，认为集体行动可以让小农户在生产和供应上达到规模经济，提高小农户在供应链中的谈判地位（Blandon et al.，2009；Louw et al.，2008），加入农民专业合作社是小农户特别是那些有可能被排除在供应链之外的小农户参与供应链的最佳选择（Lyne and Collins，2008；成德宁，2012）。

第三，学者们同时关注到，不管小农户以何种途径参与农业全产业链，生产技术、物流、营销、金融等方面的服务和政策扶持会影响小农户的参与积极性。Louw et al.（2007）认为小农户参与超市农产品供应链的成功因素包括得到生产技术、市场营销等方面的培训和服务、农产品物流的支持、获得信贷和市场准入，而且成功也依赖于小农户与企业的相互信任、承诺和共同努力。张悦（2012）、Abebe et al.（2013）发现在订单农业中小农户更希望通过公司提供种子、生产资料以及技术服务以降低生产风险。宋瑛（2014）认为政府政策支持对农户参与农业产业化经营行为有积极的影响，但胡雯（2019）发现政府政策的规模化偏好使大量政策优惠及补贴投向了龙头企业、种养大户等规模化组织。因此小农户从企业或合作社获得信贷资金支持或融资服务也是其参与动机之一（Louw et al.，2008；Ortmann and King，2010；Schipmann and Qaim，2011）。

理论分析方法和实证分析方法在农户生产经营（参与）行为研究中得到了广泛应用。理论分析方法主要有共生理论（刘畅、高杰，2016）、计划行为理论（侯晶、侯博，2018）、委托代理理论（马志雄、张银银，2011）等。效用理论近年来被尝试用于分析农户的生产经营（参与）行为偏好。例如，Useche et al.（2009）构建效用函数分析了农户在玉米基因改良技术应用中的效用和偏好；双琰等（2019）发现农户在土地规模和种植结构上的调整行为除了考虑货币收益，更是出于综合效用最大化的考虑；朋文欢、黄祖辉（2017）认为农户订单签约或违约的关键在于契约安排能否满足其偏好、能否提高其效用；叶飞、王吉璞（2017）在“公司+农户”型订单农业供应链协商模型的分析中证明了农户效用帕累托改进的Nash协商谈判机制；徐冬梅等（2019）指出农户在转出林地产权时既权衡货币性效用，还考虑感知、偏好等非货币性效用。

实证分析普遍采用抽样调查建立计量经济模型的方法，其中结构方程模型和二元离散选择模型用得较多。近年来选择实验法开始被用于小农户生产经营（参与）行为偏好研究。Schipmann and Qaim（2011）利用选择实验法分析了泰国小农户在甜椒订单和分销渠道的行为偏好，认为以往关于小农户参与现代供应链的研究集中解释农场、家庭或农户特征对小农户行为的影响，却忽视了小农户的主观态度和对不同契约安排的偏好，而利用选择实验法可以确定小农户对订单合约安排的态度和偏好。Bellemare（2010）、Abebe et al.（2013）、朋文欢、黄祖辉（2017）、Ochieng et al.（2017）都用此方法研究了小农户参与订单农业的行为偏好，这些学者发现小农户对订单合同设计和条款的主观偏好对其行为和选择有重要影响。此外，选择实验法还被应用到农资选择（陈雨生等，2016）、林权转出（刘炳

薪、贺超，2019）、技术补贴政策偏好（徐涛等，2018）、农业技术应用（Useche et al., 2008；李想、陈宏伟，2018）等其他小农户生产经营行为的研究中。

从以上研究来看，国内外对小农户参与农业全产业链（产业链、供应链或价值链）行为，特别是小农户参与订单农业和集体行动的研究非常丰富，这些研究为本文的研究提供了很好的借鉴。但是从研究动态来看，农业全产业链是一个较新的中国化概念，小农户参与农业全产业链也是在政策导向下的新问题，虽取得了一定进展，但仍需要以下改进：第一，现有文献大多站在企业角度研究农业全产业链经营战略或从政府角度研究农业全产业链布局，欠缺小农户如何参与全产业链以及小农户参与意愿偏好的研究。第二，目前大部分学者将小农户参与订单农业或参与农民专业合作社的行为分开研究，却忽视了小农户同时面对这两种参与途径时的选择偏好。另外，从研究方法上来看，选择实验法已在研究小农户生产经营（参与）行为上展开应用，已有文献关于小农户行为的实验设计和属性与水平设置为本文的选择实验设计带来了重要的启发，但目前用此方法分析小农户参与农业全产业链行为偏好的研究尚属少数。本文在前人研究成果的基础上，将小农户的生产经营行为置于农业全产业链融合背景下，基于效用理论，运用选择实验方法，建立混合 Logit 模型，实证分析小农户参与农业全产业链的行为偏好，更好地展现了小农户的真实意愿和内在需求。

三、研究方法和模型

本文采用选择实验法研究小农户参与农业全产业链的行为偏好。选择实验法源于 Lancaster 消费理论和随机效用理论，该方法最初被用于研究消费者行为，1980 年代之后逐渐被用于研究交通出行、环境保护、生态补偿、食品经济、市场营销、生产经营等不同领域中的个人决策行为。Lancaster（1966）认为消费者的效用来源于所消费商品（服务）的特性，消费者的效用可以分解为所消费商品（服务）的各种特征属性组合所获得的效用。McFadden（1973）在经济学中引入随机效用理论对个人在有限种可能中做出抉择的行为进行分析，将选择问题转化成效用比较问题。选择实验法建模假定个人从项目 A 中获得的效用超过项目 B 是其在重复选择中选择项目 A 超过项目 B 的频率的函数，从而构建选择的随机效用函数。本文定义小农户参与农业全产业链的随机效用函数，并假定小农户根据效用最大化选择自己参与农业全产业链的方案。小农户参与农业全产业链的随机效用函数为：

$$U_{ij} = V_{ij} + \varepsilon_{ij} \quad (1)$$

其中， V_{ij} 表示为参与实验的小农户 i 选择备选方案 j 的确定性效用，基于可观测的特征（属性）； ε_{ij} 表示为效用函数的随机误差，基于不可观测的特征（属性）。

根据效用最大化原则，小农户将选择带给其最大效用的备选方案。如果小农户 i 选择备选方案 j ，说明对任意 $k \neq j$ ，满足 $U_{ij} > U_{ik}$ 。小农户 i 选择备选方案 j 的概率 P_{ij} 为：

$$P_{ij} = Pr[(V_{ij} + \varepsilon_{ij}) > (V_{ik} + \varepsilon_{ik})] \quad \forall k \neq j \quad (2)$$

假设误差项 ε_{ij} 服从独立且同分布 (IID) 且属于耿贝尔分布第 I 型 (Gumbel distribution/Type 1) 渐近极值分布, 那么任何特定备选方案 j 被选中的概率可以用多项 Logit 模型 (multinomial logit) 表示:

$$P_{ij} = \frac{e^{V_{ij}}}{\sum_{k=1}^J e^{V_{ik}}} = \frac{e^{\beta_j X_{ij}}}{\sum_{k=1}^J e^{\beta_j X_{ik}}} \quad (3)$$

(3) 式多项 Logit 模型中产生的间接效用函数可表示为线性形式:

$$V_{ij} = ASC + \beta_j X_{ij} + \varepsilon_{ij} \quad (4)$$

(4) 式中, ASC 是替代特定常数 (alternative specific constant), 用来解释无法观测的属性对选择结果的影响, 表示小农户选择“两种方式都不选”时的基准效用。当选择“两种方式都不选”时, ASC 赋值为 1; 当选择任一备选方案时, ASC 赋值为 0。因此, 当 ASC 项的系数为负值时, 表明小农户更愿意参与农业全产业链。 X_{ij} 是小农户 i 选择备选方案 j 的实验属性变量, β_j 是对应的待估系数。

(4) 式的多项 Logit 模型回归需要满足随机误差项服从严格的 IID 假设, 而且参数值 β_j 是一个固定的值。这样的假设意味着将小农户看成是完全同质的群体, 因而不能表达不同农户偏好随机性的特点, 也无法进一步进行选择偏好异质性分析。而混合 Logit 模型则克服了多项 Logit 模型的这两个缺陷。混合 Logit 模型假定 β_j 是一个服从某种概率分布的随机变量, 因此可以体现个人偏好的随机性特性, 从而可以进行小农户偏好异质性分析 (Hensher and Greene, 2003)。混合 Logit 模型是多项 Logit 模型的积分式, 即用混合 Logit 模型表示小农户 i 选择方案 j 的概率为:

$$P_{ij} = \int \frac{e^{V_{ij}}}{\sum_{k=1}^J e^{V_{ik}}} f(\beta_j | \theta) d\beta_j = \int \frac{e^{\beta_j X_{ij}}}{\sum_{k=1}^J e^{\beta_j X_{ik}}} f(\beta_j | \theta) d\beta_j \quad (5)$$

(5) 式中, $f(\beta_j | \theta)$ 是 β_j 的符合某种分布的概率密度函数, 可以是正态分布、均匀分布、三角分布等, 在本文中假设服从正态分布。 θ 是该密度函数的待估参数向量, 如正态分布的均值、方差。混合 Logit 模型的选择概率通常被看作是多项 Logit 模型选择概率的加权平均值, 权重由 $f(\beta_j | \theta)$ 决定。混合 Logit 模型的待估参数向量 β_j 服从一定的分布形式, 相对常规的 Logit 模型和 Probit 模型, 更好地体现了个人偏好的随机性和异质性, 具有更高的准确性和灵活性, 而且拟合效果更佳 (吴杜、何桢, 2013)。但是混合 Logit 模型不能将所有的系数都设定成随机变量, 否则将造成回归的不稳定性, 因此需要进一步确定固定变量和随机变量, 这是拟合混合 Logit 模型的难点, 也是混合 Logit 模型的不足。另外, 对于不同类型的变量混合 Logit 模型往往根据逻辑和经验来确定随机参数的分布形式, 如果能较好地设置随机变量的分布形式, 混合 Logit 模型将更优越。

在混合 Logit 模型中, 因为 β_j 是随机变量, 所以可以表示为:

$$\beta_j = \beta_k + \bar{\omega}_k \quad (6)$$

(6) 式中, β_k 是随机效用变量系数, 是一个固定值, 可以是均值; $\bar{\omega}_k$ 是随机扰动项, 可以是均

值的偏差 (Hensher and Greene, 2003; Blandon et al., 2009)。如果假定 β_i 服从正态分布, β_k 、 $\bar{\omega}_k$ 就可以认为是该正态分布的均值和方差。这样, 小农户 i 从选择集中选择方案 j 的概率公式 (5) 中的可观测效用函数 V_{ij} 可用简单的线性形式表示:

$$V_{ij} = ASC + (\beta_k + \bar{\omega}_k) X_{ij} + \varepsilon_{ij} \quad (7)$$

为了研究小农户的异质性对其选择偏好的影响, 本文引入小农户 i 的社会、个人特征等变量 Z_i 和选择的属性 X_{ij} 的交互项, 简单表示为:

$$V_{ij} = ASC + (\beta_k + \bar{\omega}_k) X_{ij} + \alpha_j \times X_{ij} \times Z_{ij} + \varepsilon_{ij} \quad (8)$$

(8) 式中, α_j 为 X_{ij} 和 Z_{ij} 的交互项系数。如果 α_j 与 β_k 的符号相同 (同为正数或同为负数) 且显著, 说明变量 Z_{ij} 对小农户的参与效用有正向作用, 即变量 Z_{ij} 增强了小农户参与农业全产业链的效用。如果 α_j 与 β_k 的符号相反 (一正一负) 且显著, 说明变量 Z_{ij} 对小农户的参与效用有负向作用, 即变量 Z_{ij} 减弱了小农户参与农业全产业链的效用。

四、选择实验设计与样本描述

(一) 属性与属性水平的设置

影响小农户参与全产业链行为的因素很多, 但是利用选择实验法进行分析时不能将过多的属性 (attribute) 放入属性组合。这是因为设置过多的属性会掩盖重要的影响因素, 也会影响行为人在短时间内做出理性选择 (Gao et al., 2010)。在文献研究和预调研的基础上, 本文最终选择参与途径、利益联结机制、提供服务类型和政策扶持类型四个属性变量并确定每个属性的水平 (level)。

1. 参与途径属性。张晓林、于战平 (2013) 认为农业全产业链的构建路径主要有三种: 一是有实力的专业合作社延伸自身产业链条, 二是农业龙头企业向两端延伸, 三是农产品物流园区和超市与专业合作社、家庭农场、基地直接对接。现实中小农户销售农产品的途径还有通过专业市场、超市、农民经纪人 (小商贩) 或自产自销等。中国最有实力进行农业全产业链经营并能连接小农户的组织是农民专业合作社和农业龙头企业, 因此在小农户参与途径属性上, 本文最终确定两个水平: “农户+合作社” 和 “农户+龙头企业”。

2. 利益联结机制属性。郭红东 (2002)、郭建宇 (2008) 等将农业龙头企业与农户的利益联结机制总结为市场联结、合同契约联结、参股联结、承包约束 (反租倒包) 四种方式。以此为借鉴, 本文将小农户与全产业链核心主体的利益联结机制确定为四个水平: 一是松散市场关系, 即小农户在市场上按照市场价格随机销售农产品 (随行就市); 二是订单合约, 即小农户签订农业订单; 三是反租倒包, 即小农户将土地流转出去, 龙头企业或合作社进行连片开发并建立产业基地, 再包给小农户经营或提供就业; 四是股份合作, 即小农户以土地经营权、农资等方式入股。

3. 提供服务类型属性。小农户参与全产业链的重要原因是能够获得服务和支持, 如获得生产技术 (培训) 和市场信息、农资统一供应 (种子、化肥等)、物流支持等。在此, 借鉴 Louw et al. (2007)、

Louw et al. (2008)、朋文欢和黄祖辉 (2017) 等学者的研究成果, 本文将提供服务类型设为提供生产技术和市场信息服务、农资统一供应、运储和加工等物流支持、信贷资金服务四个水平。

4.政策扶持类型属性。小农户参与全产业链也受到是否有政府政策扶持的影响(宋瑛, 2014; 胡雯, 2019)。目前, 中国针对农户生产的扶持政策主要有补贴政策和金融支持政策。其中, 补贴政策包括“三项补贴”、农机购置补贴、农产品产地初加工补助等种类, 政策性金融支持政策主要包括农户小额贷款、低息贷款等。结合中国农业扶持政策的实际和属性水平设置简洁化的要求, 本文将政策扶持类型属性分为农业补贴、政策性金融支持和无政策扶持三个水平。

表 1 小农户参与农业全产业链的各属性及水平描述

属性	属性水平				水平数量
参与途径	“农户+合作社”		“农户+龙头企业”		2
利益联结机制	松散市场关系	订单合约	反租倒包	股份合作	4
提供服务类型	生产技术和市场信息服务	农资统一供应	运储和加工等物流支持	信贷资金服务	4
政策扶持类型	农业补贴	政策性金融支持	无政策扶持		3

在选择实验中, 根据属性和水平数量的设置, 按照全要素设计一共得到 96 ($2 \times 4 \times 4 \times 3$) 种选择集。本文采用 SAS9.4 软件中部分因素正交方法设计出合理的选择集, 并根据 D-efficiency 原则选择最优选择集, 最终得到 10 种独立无关的选择集。每个选择集有 3 个选项, 包含两个由 4 个属性组合成的备选方案和一个“两种方式都不选”方案。其中一个选择集示例如表 2:

表 2 选择集示例

具体项目	参与方式一	参与方式二	参与方式三
参与途径	“农户+龙头企业”	“农户+合作社”	
利益联结机制	订单合约	股份合作	
提供服务类型	运储和加工等物流支持	信贷资金服务	两种方式都不选
政策扶持类型	无政策扶持	政策性金融支持	

(二) 研究区域与数据来源

本文选择山东省为研究区域。山东省是中国农业大省, 农业产业化经营多年处于全国前列, 目前正在发展培育农业“新六产”, 推动农业产业链、价值链、供应链“三链重构”^①。山东省第三次农业普查数据显示, 山东省目前有 1777.8 万个农业经营户, 其中规模农业经营户只有 46.6 万个, 97.4% 的农业经营户是小农户, 户均耕地面积 6.42 亩, 明显低于全国 7.8 亩的平均水平, 小农户生产是主要的农业经营方式^②。另外, 山东省东、中、西部农业发展水平并不平衡, 资源禀赋和发展方式也有差异。

^①山东省人民政府办公厅, 2018 年 10 月 11 日:《山东省农业“新六产”发展规划》(鲁政办字(2018)186 号), http://m.shandong.gov.cn/art/2018/10/11/art_2259_28684.html。

^②数据来源: 山东省统计局, 2018 年 2 月 5 日: 山东省第三次农业普查主要数据公报(第 1 号), http://www.stats-sd.gov.cn/art/2018/2/5/art_6293_810872.html。其中户均耕地面积按照耕地面积 7607.0 千公顷(2016 年国土资源厅数据)进一步计算、换算得到。

基于以上考虑,本次调研采取分层抽样和随机抽样方法,从山东省东部选择潍坊市和烟台市,中部选择泰安市,西北部选择聊城市和滨州市,西南部选择菏泽市、济宁市和临沂市,再从所选地级市选择下辖的2~8个县(市、区),再随机选取下辖的1~4个乡镇,再随机选取2~4个行政村,最后每个村随机抽取2~8个农户^①。总样本中,山东东部样本占38.3%、中部样本占16.5%、西北部样本占25.7%、西南部样本占19.5%。调查方式是走访入户、面对面访谈并指导填写调查问卷。调研持续时间是2019年1月20日~3月25日,共发放问卷400份,回收有效问卷339份,有效率为84.75%。问卷内容包括三部分:第一部分是农户社会经济特征和生产经营情况的调查,第二部分是农户风险偏好的测试,第三部分是选择实验。

(三) 样本描述性分析

1. 农户的个人特征。在339位受访的小农户中,男性比例为65.8%,女性占34.2%,这也体现了农村中“男主外,女主内”的特点。年龄均值为4.81,其中年龄段在41~50岁的受访者160人,占样本的47.20%,51岁以上的受访者占28.02%,可以看出受访小农户的平均年龄偏大。受教育程度均值2.24,初中水平及初中以下文化水平的受访者占70.2%,大专以上水平占到12.39%,可以看出虽然样本小农户总体受教育程度偏低,但受访者中也有较高素质的新型农民。

2. 家庭特征。受访小农户的家庭户籍人口数平均4.0人/户,务农人数平均2.2人/户,可以看出从事农业劳动的主要是户主和其配偶。家庭耕地面积均值2.5,可以看出样本农户以家庭经营为主,而且生产经营规模较小,是典型的小农户生产。家中有村干部的农户占样本的12.1%,说明87.9%的受访者是普通小农户。另外,无兼业的农户仅占样本的26.25%,以家庭农业为主的兼业农户占42.18%,以非农收入为主的兼业农户占32.56%,可以看出受访小农户兼业程度较高,兼业收入逐渐成为家庭收入主要来源。

3. 家庭收入情况。受访小农户的家庭年纯收入均值2.752,家庭年纯收入在5万元以下的受访农户占到样本的75.52%,只有6.19%的受访农户年纯收入在10万元以上。高达96.17%的受访农户认为自己家庭收入在村中处于中等和偏下水平,这个结果与中国农户收入水平偏低的普遍现象吻合。

4. 风险偏好特征。样本农户平均风险偏好得分9.507,标准差较小,说明大多数样本小农户属风险回避者。小农户的主要社会经济属性变量描述性统计如表3。

表3 样本户的社会经济特征变量描述统计

特征变量	变量定义与赋值	最小值	最大值	均值	标准差
性别	男=1; 女=0	0	1	0.658	0.487
年龄	18岁以下=1; 18~25岁=2; 26~30岁=3; 31~40岁=4; 41~50岁=5; 51~60岁=6; 61岁以上=7	2	7	4.814	1.296

^①按照山东省第二次土地调查的区域划分,山东东部地区包括青岛市、烟台市、潍坊市、威海市、日照;鲁中地区包括济南市、淄博市、泰安市、莱芜市;鲁西北地区包括东营市、德州市、聊城市、滨州市;鲁西南地区包括枣庄市、济宁市、临沂市、菏泽市。

(续表 3)

受教育程度	小学及小学以下=1; 初中=2; 高中=3; 大专及以上=4	1	4	2.248	0.886
家庭户籍人口数	1 人=1; 2 人=2; 3 人=3; 4 人=4; 5 人及以上=5	2	5	4.000	0.810
家庭务农人数	1 人=1; 2 人=2; 3 人=3; 4 人=4; 5 人及以上=5	1	5	2.206	1.005
家庭耕地面积	1 亩以下=1; 1~3 亩=2; 3.1~9 亩=3; 9.1~30 亩=4; 30.1 亩以上=5	1	5	2.504	1.036
家中是否有村干部	是=1; 否=0	0	1	0.121	0.353
兼业程度	无兼业=1; 以家庭农业为主的兼业=2; 以非农为主的兼业=3	1	3	2.047	0.772
家庭年纯收入	1 万元以下=1; 1~3 万元=2; 3.1~5 万元=3; 5.1~10 万元=4; 10.1 万元以上=5	1	5	2.752	1.068
收入在村中水平	偏下=1; 中等=2; 偏上=3	1	3	1.832	0.466
风险偏好	风险偏好实际得分 ^a	5	17	9.494	2.238

注: a. 本文对小农户的风险偏好赋分主要依据 5 个问题, 每个问题按照风险从小到大有 4 个选项, 分别赋分为 1、2、3、4, 最后将 5 个问题得分加总。总得分低于 10 分, 属风险回避者; 10~15 分, 属风险中立者; 大于 15 分, 属风险偏好者。5 个问题分别为: 1. 请问您是否有过投资股票、基金或债券的经历? (1) 没有。(2) 有, 少于 3 年。(3) 有, 3 年~5 年。(4) 有, 超过 5 年。2. 假设您参加一项有奖竞赛节目, 并已胜出, 您希望获得的奖励方案: (1) 立刻拿到 1 万元现金。(2) 有 50% 的机会赢取 5 万元现金的抽奖。(3) 有 25% 的机会赢取 10 万元现金的抽奖。(4) 有 5% 的机会赢取 100 万元现金的抽奖。3. 如果您收到了 25 万元的意外财产, 您将: (1) 存到银行。(2) 投资稳定收益型的理财产品, 如银行理财、互联网金融理财产品等。(3) 投资股票、黄金期货等波动型理财产品。(4) 做生意或股权投资。4. 别人向您推荐一个很好的农业种植或养殖品种, 但您的资金不足, 需要借钱。您会借钱吗? (1) 绝对不会。(2) 一般不会。(3) 也许会。(4) 会。5. 假设您正在种植或养殖的农产品价格今年突然下降 20%, 您会怎么做: (1) 为避免更大的损失, 当即全部卖掉。(2) 卖掉大部分, 剩余的部分先存着等再看看行情。(3) 卖掉小部分, 剩余的部分再等等看。(4) 什么也不做, 静等最后价格上升再卖。

五、实证结果分析

(一) 混合 Logit 模型回归分析

本文运用 SAS9.4 软件进行回归。由于本文的选择实验有 10 个选择集, 每个选择集有 3 个备选项, 共有 339 份有效问卷, 所以共得到 10170 个有效观测值 (339×10×3)。因为多项 Logit 模型的假设条件很难达到, 本文直接采用混合 Logit 模型分析。在混合 Logit 模型中确定固定参数变量和随机参数变量最常用的方法是, 先将除常数项外的所有参数都设定为随机的并估计其均值和标准差, 然后将标准差无统计学意义的参数设为固定参数, 再次进行拟合。如果解释变量较多, 这个过程要重复进行直到所有随机参数变量的标准差都显著为止 (Hensher and Greene, 2003; 吴杜、何桢, 2013)。本文利用这种方法, 经过多次调试最终发现将“农户+龙头企业”、农资统一供应、信贷资金服务、农业补贴作为

随机参数变量并假设随机参数变量服从正态分布，将订单合约、股份合作、反租倒包、运储和加工等物流支持、政策性金融支持作为固定参数变量时，随机变量的均值和标准差、固定变量系数的估计值最为显著，模型的拟合效果最优。回归结果见表 4。

表 4 混合 Logit 模型估计结果（模型 1）

变量		系数估计值	标准误
随机参数变量			
“农户+龙头企业”	均值	-0.3933**	0.1694
	标准差	1.4261***	0.4190
农资统一供应	均值	-1.0694***	0.3537
	标准差	5.6058***	1.3880
信贷资金服务	均值	-1.8063***	0.3478
	标准差	0.9548*	0.4965
农业补贴	均值	3.0378***	0.5768
	标准差	5.1520***	0.9617
固定参数变量			
订单合约		2.6187***	0.3010
股份合作		0.9157***	0.2144
反租倒包		2.2537***	0.4469
运储和加工等物流支持		-0.4330*	0.2394
政策性金融支持		1.1164***	0.3829
ASC		-0.7384**	0.2909
Log likelihood		-2847	
McFadden LRI		0.2355	

注：① ***、**和*分别表示在 1%、5%和 10%水平下显著。（下同）

②参与途径以“农户+合作社”为参照，利益联结机制以松散市场关系为参照，提供服务类型以生产技术和市场信息服务为参照，政策扶持类型以无政策扶持为参照。

混合 Logit 模型 1 的结果显示（表 4），McFadden LRI 的值为 0.2355，说明这个模型总体拟合较好（通常这个值在 0.2~0.4 之间认为是非常好的拟合结果）。随机参数变量“农户+龙头企业”、农资统一供应、信贷资金服务、农业补贴的标准差系数较大，且分别在 5%、1%、1%和 1%水平上显著，说明小农户对这四个变量的偏好存在异质性。将订单合约、股份合作、反租倒包、运储和加工等物流支持、政策性金融支持和 ASC 项设置为固定参数变量，原因是这六个变量作为随机参数变量的均值和标准差系数不够显著，说明小农户对这六者的偏好比较一致，没有偏好异质性。

下面分别分析小农户对各属性变量的偏好：

首先，从参与途径偏好来看，“农户+龙头企业”的系数为负（-0.3933），在 5%水平上显著。这一结果说明，小农户更偏好通过加入合作社参与农业全产业链，与龙头企业合作会降低小农户的效用。

农民专业合作社和农户利益基本一致,小农户对合作社有着天然的好感,而订单农业多是由政府推动,农户与企业没有天然的相似性和亲缘关系(韩喜艳,2015),相对而言,合作社更受小农户的欢迎。

第二,从利益联结机制偏好来看,订单合约、反租倒包、股份合作的系数均在1%水平上显著,说明利益联结机制是影响小农户参与意愿偏好的重要因素。这三个变量的系数均为正,说明相比松散市场关系,订单合约、股份合作、反租倒包这三种利益联结机制都会提高小农户的参与效用。从系数大小来看,订单合约和反租倒包的系数较大(分别为2.6187和2.2537),股份合作的系数最小(0.9157),说明小农户对这三种利益联结机制的偏好次序为订单合约、反租倒包、股份合作。订单合约是目前比较普遍的利益联结机制,小农户最为熟悉,也最受小农户欢迎。反租倒包下小农户不仅能收到土地租金,还可以直接参与生产获得更多收益,样本小农户对反租倒包的偏好仅次于订单合约。股份合作是近年来各地正在推行的利益联结方式,农户以土地、林地等入股参与股利分红。但从回归结果来看,小农户对股份合作的偏好最小。原因可能来源于两点:一是股份合作是一种新型的合作方式,很多小农户对股份合作认识不足;二是合作订单和土地出租的收益更稳定,很多小农户对入股后的预期经济收益有所担忧。

第三,从服务类型偏好来看,农资统一供应和信贷资金服务的均值系数均为负(-1.0694和-1.8063)且均在1%的水平上显著,运储和加工等物流支持的系数为负(-0.4330)且在10%水平上显著。这一结果表明小农户虽然对农资统一供应、信贷资金和物流服务有需求,但相对而言小农户更希望能够得到生产技术和市场信息服务。这一结果与中国小农户生产技术落后、市场信息缺乏的现状相符,说明小农户对生产技术和市场信息的需求最为迫切。

第四,从政策偏好来看,农业补贴的均值系数和政策性金融支持的系数均为正,都在1%的水平上显著。这说明农业补贴和政策性金融支持都能显著提高小农户参与农业全产业链的效用。而且农业补贴的系数(3.0378)明显大于政策性金融支持的系数(1.1164),说明小农户更偏好农业补贴政策。对参与农业全产业链经营的小农户给予一定的补贴,将明显提高其参与积极性。原因在于,补贴是公共财政的转移性支付,是无偿性的,小农户当然希望拿到更多补贴,而金融支持是信用信贷上的优惠,现实中小农户贷款难,传统的小农思想对信用贷款也有一定的抵触。

最后,替代常数项 ASC 的系数在5%水平上显著为负,说明实验方案对于大部分受访小农户很有吸引力,受访小农户对农业全产业链有较大的兴趣,愿意参与农业全产业链经营。

(二) 小农户参与偏好异质性来源分析

上节中的混合Logit模型(模型1)结果显示小农户对随机参数变量“农户+龙头企业”、农资统一供应、信贷资金服务、农业补贴这四个变量的偏好存在异质性。为了进一步分析小农户参与行为偏好异质性的来源,本文在模型1的基础上继续建立7个混合Logit模型。

模型2~5分别引入小农户的性别、年龄、受教育程度和风险偏好四个变量和各随机参数变量的交互项,结果见表5。模型2~4的结果显示,小农户性别、年龄、受教育程度这三个变量与各随机变量的交互项都不显著,表明以上三个因素并非小农户参与偏好异质性的来源。小农户的自身特征差异对小农户参与农业全产业链的偏好没有显著影响,这一结果出乎意料。模型5的结果显示,风险偏好与

各随机变量的交互项也不显著，说明风险偏好也不是异质性的来源。样本农户基本上都是风险规避者，在风险偏好上没有太大差异，这一结果在意料之中。

表 5 混合 Logit 模型估计结果（模型 2、模型 3、模型 4、模型 5）

变量	模型 2	模型 3	模型 4	模型 5
随机参数变量				
“农户+龙头企业” 均值	-0.4292** (0.2043)	-0.7575** (0.3362)	-0.3492 (0.2554)	-0.4703 (0.6488)
标准差	1.4271*** (0.4182)	1.4441*** (0.4168)	1.4037*** (0.4178)	-1.4162*** (0.4190)
农资统一供应 均值	-1.0893** (0.4748)	0.2295 (0.9032)	-1.3907** (0.6916)	1.1065 (1.8918)
标准差	5.6050*** (1.3887)	5.5801*** (1.3661)	5.5123*** (1.3649)	6.0064*** (1.8687)
信贷资金服务 均值	-1.9323*** (0.3852)	-1.8315*** (0.4957)	-2.1406*** (0.4609)	-1.9481** (0.8931)
标准差	0.9620* (0.4948)	0.9656* (0.4958)	0.9295** (0.5016)	-0.9490* (0.4977)
农业补贴 均值	3.0625*** (0.6421)	2.0664** (0.8273)	-2.1406*** (0.4609)	4.1573** (1.7191)
标准差	5.1578*** (0.9613)	5.1599*** (0.9593)	5.0750*** (0.9479)	5.1484*** (0.9601)
固定参数变量				
订单合约	2.6211*** (0.3011)	2.6190*** (0.3010)	2.6066*** (0.3001)	2.6177*** (0.3010)
股份合作	0.9156*** (0.2144)	0.9134*** (0.2143)	0.9109*** (0.2139)	0.9174*** (0.9174)
反租倒包	2.2554*** (0.4461)	2.2686*** (0.4472)	2.2254*** (0.4412)	2.2491*** (0.4467)
运储和加工等物流支持	-0.4318* (0.2395)	-0.4354** (0.2386)	-0.4350* (0.2378)	-0.4328* (0.2396)
政策性金融支持	1.1194*** (0.3828)	1.1320*** (0.3828)	1.0951*** (0.3788)	1.1112*** (0.3820)
ASC	-0.7369** (0.2911)	-0.7417*** (0.2905)	-0.7435** (0.2895)	-0.7379** (0.2912)
“农户+龙头企业”×性别	0.0548 (0.1657)			
农资统一供应×性别	0.0314 (0.4784)			
信贷资金服务×性别	0.1877 (0.2143)			
农业补贴×性别	-0.0315 (0.4067)			
“农户+龙头企业”×年龄		0.0750 (0.0594)		
农资统一供应×年龄		-0.2678 (0.1870)		
信贷资金服务×年龄		0.0032 (0.0762)		
农业补贴×年龄		0.2048 (0.1552)		
“农户+龙头企业”×受教育程度			-0.0164 (0.0841)	
农资统一供应×受教育程度			0.1496 (0.2554)	
信贷资金服务×受教育程度			0.1547 (0.1162)	
农业补贴×受教育程度			0.3289 (0.2224)	
“农户+龙头企业”×风险偏好				0.0367 (0.2904)
农资统一供应×风险偏好				-1.0221 (0.8931)
信贷资金服务×风险偏好				0.8931 (0.3821)
农业补贴×风险偏好				-0.5267 (0.7326)
Log likelihood	-2847	-2845	-2845	-2846
McFadden LRI	0.2356	0.2362	0.236	0.2358

注：①括号内数字为标准误。

同样，本文也继续做了加入家庭户籍人口数、家庭务农人数、家庭耕地面积、家中是否有村干部与各随机变量交互项的混合 Logit 模型，结果显示这四个变量与各随机变量的交互项均不显著，表明这些因素均不是异质性来源（由于篇幅所限，这四个模型结果不再列出）。模型 6、7、8 分别是加入兼业程度、家庭年纯收入、收入在村中水平与各随机变量交互项的模型，具体结果见表 6。

表 6 混合 Logit 模型估计结果（模型 6、模型 7、模型 8）

变量	模型 6		模型 7		模型 8	
	系数估计	标准误	系数估计	标准误	系数估计	标准误
随机参数变量						
“农户+龙头企业” 均值	-0.8932***	0.2902	-0.8891***	0.3047	-1.7370***	0.4595
标准差	1.3972***	0.4175	1.4994***	0.4200	1.5868***	0.4241
农资统一供应 均值	-0.6616***	0.6898	-2.2254***	0.8129	-2.9345***	1.1363
标准差	5.5171***	1.3639	5.6402***	1.3875	5.5915***	1.3545
信贷资金服务 均值	-1.9802***	0.4558	-2.1956***	0.8647	-3.2655***	0.6706
标准差	0.8960*	0.5095	1.0339**	0.6049	1.1122***	0.4763
农业补贴 均值	3.1202***	0.7858	3.7935***	0.8762	3.3088***	1.0378
标准差	5.0248***	0.9355	5.2215***	0.9737	5.3178***	1.0095
固定参数变量						
订单合约	2.5974***	0.2993	2.6455***	0.3048	2.6622***	0.3072
股份合作	0.9106***	0.2138	0.9097***	0.2157	0.8912***	0.2151
反租倒包	2.2223***	0.4398	2.3121***	0.4573	2.3962***	0.4735
运储和加工等物流支持	-0.4383*	0.2372	-0.4478*	0.2406	-0.4683*	0.2400
政策性金融支持	1.0884**	0.3759	1.1809***	0.3945	1.2819***	0.4146
ASC	-0.7470**	0.2891	-0.7517**	0.2926	-0.7794***	0.2918
“农户+龙头企业”×兼业程度	0.2474**	0.1044				
农资统一供应×兼业程度	-0.1929	0.2981				
信贷资金服务×兼业程度	0.0959	0.1338				
农业补贴×兼业程度	-0.0701	0.2510				
“农户+龙头企业”×家庭年纯收入			0.1741**	0.0796		
农资统一供应×家庭年纯收入			0.4129*	0.2373		
信贷资金服务×家庭年纯收入			0.1188	0.0992		
农业补贴×家庭年纯收入			-0.2480	0.1924		
“农户+龙头企业”×收入在村中水平					0.7111***	0.2031
农资统一供应×收入在村中水平					0.9984*	0.5472
信贷资金服务×收入在村中水平					0.7217***	0.2542
农业补贴×收入在村中水平					-0.0512	0.4344
Log likelihood	-2844		-2814		-2829	

(续表 6)

McFadden LRI	0.2365	0.2372	0.2405
--------------	--------	--------	--------

表 6 中模型 6 的回归结果显示,“农户+龙头企业”与小农户兼业程度的交互项在 5%上显著,说明兼业程度是小农户参与偏好异质性的来源。“农户+龙头企业”变量的系数为负 (-0.8932),其与小农户兼业程度的交互项系数为正 (0.2474),说明小农户兼业程度对小农户的参与效用有负向作用,即小农户兼业程度越低,其参与农业全产业链的意愿越强。原因在于,经济发展和城镇化加快了小农户分层分化,从事以非农业生产经营为主的兼业小农户越来越多,小农户从事农业生产的意愿也逐渐减弱(刘同山、孔祥智,2019)。课题组在访谈中也发现收入越高的小农户往往是兼业程度较高的农户,而这些小农户对农业生产的重视程度低,对农业全产业链这种新型农业经营模式的兴趣并不高。

模型 7 的回归结果显示,“农户+龙头企业”与家庭年纯收入的交互项系数为正 (0.1741) 且在 5% 水平上显著、农资统一供应服务与家庭年纯收入的交互项系数为正 (0.4129) 且在 10% 水平上显著,说明家庭年纯收入是小农户参与偏好异质性的来源。“农户+龙头企业”的系数、农资统一供应的系数均为负 (-0.8891 和 -2.2254),说明家庭年纯收入对小农户的参与效用有负向作用,家庭年纯收入越高的小农户参与农业全产业链的意愿越低,家庭年纯收入越低的小农户参与意愿越强。

模型 8 的回归结果显示,“农户+龙头企业”与收入在村中水平的交互项系数为正 (0.7111) 且在 1% 水平上显著、农资统一供应与收入在村中水平的交互项系数为正 (0.9984) 且在 10% 水平上显著、信贷资金服务与收入在村中水平的交互项系数为正 (0.7217) 且在 1% 水平上显著,说明收入在村中水平是小农户参与偏好异质性的来源。“农户+龙头企业”、农资统一供应、信贷资金服务这三个变量的系数均为负 (-1.7370、-2.9345 和 -3.2655),表明小农户收入在村中水平对小农户的参与效用有负向作用,收入在村中水平越高的小农户的参与意愿越低,收入所处水平越低的小农户参与意愿越强。

最后综合模型 6~8 的回归结果可以认为,小农户参与农业全产业链偏好异质性的来源主要是收入因素。首先,兼业程度反映的是小农户收入的结构差异。从小农户理性上来看,农业收入占家庭收入比重越高的小农户往往对农业生产经营的重视程度越高(姜天龙、郭庆海,2012)。而随着中国小农户兼业程度的提高,非农收入已成为其家庭收入的主要来源。所以,非农兼业提高了小农户收入水平,同时也降低了小农户从事农业生产的积极性。其次,家庭年纯收入和收入在村中水平反映的是小农户收入的水平差异。收入水平越低的小农户越显示出对参与农业全产业链的偏好。大多数收入水平偏低的小农户以家庭农业生产为主,其务农意愿较强,对可能提高家庭收入的新型经营模式抱有较大期望,收入水平越高的小农户反而对参与农业全产业链的意愿不强。

至此,本文展示了不含交互项和含有交互项的 8 个混合 Logit 模型结果。通过对比这 8 个模型的结果可以看出各模型的变量系数方向及显著性水平基本一致,说明本文模型结果比较稳健。

六、结论与政策启示

小农户是中国现代农业发展最重要的基础力量。小农户参与农业全产业链是“实现小农户和现代农业发展有机衔接”的有效途径。本文采用选择实验法探讨了小农户参与农业全产业链的选择偏好和

偏好异质性来源，主要得到以下结论：第一，小农户在参与农业全产业链的途径选择上更偏好加入农民专业合作社。相比与龙头企业合作，小农户对农民专业合作社有更多的依赖和信任。第二，小农户希望建立紧密的利益联结机制以获得稳定的全产业链收益。第三，小农户参与农业全产业链最希望得到生产技术和市场信息服务。而且也希望得到政府的政策扶持，普惠性的、直接的补贴政策比金融支持政策更能提高小农户的参与积极性。第四，小农户选择偏好的异质性主要来源于小农户的兼业程度、家庭年纯收入和收入在村中水平三个因素。兼业程度越高、家庭年纯收入越高、收入在村中水平越高的小农户参与农业全产业链经营的意愿越弱，兼业程度越低、家庭年纯收入越低、收入在村中水平越低的小农户反而有较强的参与意愿。基于以上研究结论，本文提出以下政策启示：

第一，扶持以小农户为核心主体的农民专业合作社的建设和发展。传统小农户希望通过集体行动改变自身的弱势地位，加入农民专业合作社是小农户参与农业全产业链的优先选择。培育小农户联合的农民专业合作社，不但可以避免农民专业合作社流于形式、避免成为“专业大户”的合作社，而且能增强小农户的主体意识、联合和合作意识。进一步而言，实现小农户与现代农业有机衔接，需要建立以小农户为主体的稳固的衔接机制。“农户+龙头企业”固然是有效的衔接方式，但是小农户始终处于附属地位，往往会过度依赖企业，难以实现自身需求和价值，而以小农户为核心主体的农民专业合作社是小农户平等、自愿、互助的合作组织，更具有内生性发展动力。

第二，建立更紧密的利益联结机制，让小农户参与农业全产业链并获得稳定的收益。参与农民专业合作社的小农户可以以生产资料、土地经营权、林权等形式作为入社资产或股份。合作社要健全盈余分配机制和利润返还制度，同时提高小农户在农产品产前、产中、产后各环节的参与度，提升小农户的合作层次。与企业合作的小农户可以通过订单、保底分红、股份合作、就业等方式与企业形成稳定的合作关系和利益共同体。龙头企业可以吸纳小农户以土地经营权、林权等入股，切实为小农户提供生产技术、市场信息、物流仓储、资金支持等服务，真正将小农户纳入农业全产业链体系。

第三，构建和完善面向小农户的生产服务体系和补贴机制。目前政府提供的农业生产服务和私人部门的社会化服务倾斜于生产大户，小农户游离于政府和社会化服务体系之外。构建面向小农户的生产服务体系，一方面需要加大政府投入，为小农户提供农业基础设施、农产品安全控制、技术培训等公共服务，另一方面需要加快培育社会化服务组织，为小农户提供农资、生产技术、市场信息、仓储物流、品牌营销等社会化服务，将服务内容涵盖农业全产业链的每个环节。完善针对小农户的补贴机制，首先要发挥农业补贴政策的导向作用，在扶持合作社、家庭农场等新型农业经营主体的同时，补贴应更多地向小农户倾斜，加大现有对小农户的粮食直补、生态保护补偿、生产技术装备补贴的补贴力度和补贴效率。其次要创新针对参与农业全产业链的小农户补贴形式，探索能促进小农户参与全产业链利益分配的财政补贴资金分配形式。同时，在金融服务方面，要加大对参与农业全产业链的小农户的金融信贷支持和农业保险服务，降低小农户生产经营风险。

第四，增加收入和脱贫致富是小农户参与农业全产业链的初衷和目的。中国大部分小农户处于低收入阶层，对脱贫致富有强烈的愿望，收入是影响小农户生产经营行为的重要因素。在尊重小农户参

与意愿和需求的前提下，建立更好的制度供给和政策保障给小农户特别是贫困小农户更多的参与机会以分享农业全产业链增值收益，实现小农户增收和富裕。

参考文献

- 1.陈雨生、朱玉东、张琳，2016：《农户环保型农资选择行为研究——基于实验经济学》，《农业经济问题》第8期。
- 2.成德宁，2012：《我国农业产业链整合模式的比较与选择》，《经济学家》第8期。
- 3.郭红东，2002：《浙江省农业龙头企业与农户的利益机制完善与创新研究》，《浙江社会科学》第5期。
- 4.郭建宇，2008：《农业产业化与减缓农村贫困：来自山西农业产业化的检验研究》，北京：中国财政经济出版社。
- 5.郭庆海，2018：《小农户：属性、类型、经营状态及其与现代农业衔接》，《农业经济问题》第6期。
- 6.韩喜艳，2015：《农产品流通组织化研究》，北京：中国社会科学出版社。
- 7.韩喜艳、高志峰、刘伟，2019：《全产业链模式促进农产品流通的作用机理：理论模型与案例实证》，《农业技术经济》第4期。
- 8.侯晶、侯博，2018：《农户订单农业参与行为及其影响因素分析——基于计划行为理论视角》，《湖南农业大学学报（社会科学版）》第1期。
- 9.胡雯，2019年3月15日：《促进小农户与现代农业有机衔接的思考》，《四川日报》第7版。
- 10.黄宗智，2010：《中国新时代的小农场及其纵向一体化：龙头企业还是合作组织？》，《中国乡村研究》第2期。
- 11.黄祖辉，2018：《改革开放四十年：中国农业产业组织的变革与前瞻》，《农业经济问题》第11期。
- 12.姜天龙、郭庆海，2012：《农户收入结构支撑下的种粮积极性及可持续性分析——以吉林省为例》，《农业经济问题》第6期。
- 13.李想、陈宏伟，2018：《农户技术选择的激励政策研究——基于选择实验的方法》，《经济问题》第3期。
- 14.刘炳薪、贺超，2019：《基于选择实验法的农户林权转出偏好分析》，《北京林业大学学报（社会科学版）》第4期。
- 15.刘畅、高杰，2016：《基于共生理论的中国农业产业化经营组织演进》，《农村经济》第6期。
- 16.刘同山、孔祥智，2019：《小农户和现代农业发展有机衔接：意愿、实践与建议》，《农村经济》第2期。
- 17.马志雄、张银银，2011：《异质性成员关系下小农户参与农民专业合作社的行为——基于代理理论的视角》，《南方农村》第6期。
- 18.潘劲，2011：《中国农民专业合作社：数据背后的解读》，《中国农村观察》第6期。
- 19.朋文欢、黄祖辉，2017：《契约安排、农户选择偏好及其实证——基于选择实验法的研究》，《浙江大学学报（人文社会科学版）》第4期。
- 20.双琰、胡江峰、王钊，2019：《粮农生产行为调整动机：效益还是效用——基于2290份农户的追踪调查样本》，《农业技术经济》第7期。
- 21.宋瑛，2014：《农户参与农业产业化经营组织：影响因素及绩效评价》，西南大学博士学位论文。
- 22.王乐君、寇广增、王斯烈，2019：《构建新型农业经营主体与小农户利益联结机制》，《中国农业大学学报（社

会科学版》第4期。

23.吴杜、何桢, 2013:《混合Logit回归在感性设计中的应用》,《统计与决策》第9期。

24.徐冬梅、刘豪、高岚, 2019:《不同情景下农户林地产权转出的契约行为转化机理——基于交易效用视角的分析》,《新疆农垦经济》第2期。

25.徐涛、赵敏娟、乔丹、姚柳杨、颜俨, 2018:《农户偏好与“两型技术”补贴政策设计》,《西北农林科技大学学报(社会科学版)》第4期。

26.叶飞、王吉璞, 2017:《产出不确定条件下“公司+农户”型订单农业供应链协商模型研究》,《运筹与管理》第7期。

27.张晓林、于战平, 2013:《农业产销体系创新的全产业链模式研究》,《北京工商大学学报(社会科学版)》第5期。

28.张悦, 2012:《农产品供应链变革对小农户的影响及我国的对策》,《宏观经济研究》第9期。

29.Abebe G. K., J. Bijman, R. Kemp, O. Omta, and A. Tsegaye, 2013, “Contract Farming Configuration: Smallholders’ Preferences for Contract Design Attributes”, *Food Policy*, 40: 14-24.

30.Bandon J., S. Henson, and T. Islam, 2009, “Marketing Preferences of Small-scale Farmers in the Context of New Agrifood Systems: A Stated Choice Model”, *Agribusiness*, 25(2): 251-267.

31.Briones R. M., 2015, “Small Farmers in High-value Chains: Binding or Relaxing Constraints to Inclusive Growth? ”, *World Development*, 72: 43-52.

32.Bellemare M. F., 2010, “Agricultural Extension and Imperfect Supervision in Contract Farming: Evidence from Madagascar”, *Agricultural Economics*, 41(6): 507-517.

33.Hensher D. A., and W. H. Greene, 2003, “The Mixed Logit Model: The State of Practice”, *Transportation*, 30(2): 133-176.

34.Gao Z., L. O. House, and X. Yu, 2010, “Using Choice Experiments to Estimate Consumer Valuation: the Role of Experimental Design and Attribute Information Loads”, *Agricultural Economics*, 41(6): 555-565.

35.Lancaster K. J., 1966, “A New Approach to Consumer Theory”, *Journal of Political Economy*, 74(2): 132-157.

36.Louw A., D. Jordaan, L. Ndanga, and J. F. Kirsten, 2008, “Alternative Marketing Options for Small-scale farmers in the Wake of Changing Agri-food Supply Chains in South Africa”, *Agrekon*, 47(3): 287-308.

37.Louw A., H. Vermeulen, J. Kirsten, and H. Madevu, 2007, “Securing Small Farmer Participation in Supermarket Supply Chains in South Africa”, *Development Southern Africa*, 24(4): 539-551.

38.Lyne M., and R. Collins, 2008, “South Africa’s New Co-operatives Act: A Missed Opportunity for Small Farmers and Land Reform Beneficiaries”, *Agrekon*, 47(2): 180-197.

39.McFadden D., 1973, “Conditional Logit Analysis of Qualitative Choice”, In: Zarembka P., Editor, *Frontiers in Econometrics*, Academic Press, New York, 105-142.

40.Ochieng D. O., P. C. Veetil, and M. Qaim, 2017, “Farmers’ Preferences for Supermarket Contracts in Kenya”, *Food Policy*, 68: 100-111.

41.Ortmann G. F., and R. P. King, 2010, “Research on Agri-food Supply Chains in Southern Africa Involving Small-scale

Farmers: Current Status and Future Possibilities”, *Agrekon*, 49(4): 397-417.

42. Useche P., B. L. Bradford, and J. D. Foltz, 2009, “Integrating Technology Traits and Producer Heterogeneity: A Mixed-Multinomial Model of Genetically Modified Corn Adoption”, *American Journal of Agricultural Economics*, 91(2): 444-461.

43. Schipmann C., and M. Qaim, 2011, “Supply Chain Differentiation, Contract Agriculture, and Farmers’ Marketing Preferences: The Case of Sweet Pepper in Thailand”, *Food policy*, 36(5): 667-677.

（作者单位：¹潍坊学院经济管理学院；

²佛罗里达大学食品与资源经济系）

（责任编辑：高 鸣）

Selection Preference and Preference Heterogeneity of Smallholders’ Participation in Agricultural Industrial Chain: An Analysis Based on the Choice Experiment Method

Han Xiyan Liu Wei Gao Zhifeng

Abstract: Small farmers’ participation in the whole agricultural industrial chain is an effective way to realize the organic link between small farmers and modern agricultural development. Based on the household survey data collected from 339 small farmers in Shandong Province, this article uses the choice experiment method to establish a mixed Logit model and analyzes the selection preference and sources of preference heterogeneity of small farmers’ participation in the whole agricultural industrial chain. The results show that, compared with the cooperation with leading enterprises, small farmers are more willing to participate in the whole agricultural industrial chain by joining farmers’ specialized cooperatives. Moreover, stable and close interest linkage mechanism, provision of production technology and market information services, and subsidy policies will significantly improve farmers’ participation effectiveness. In addition, there is heterogeneity in the preferences of small farmers to participate in the agricultural industrial chain. The heterogeneity mainly comes from three factors: the degree of concurrent employment of small farmers, the annual household income and the level of their income in the village. Specifically, the lower the degree of concurrent employment, the lower the annual net income, and the lower the income level in the village, the more likely it is that they would prefer to participate in the whole agricultural industrial chain.

Key Words: Small Farmer; Agricultural Industrial Chain; Participation Preference; Choice Experiment

饥荒经历、地权偏好与农地调整*

洪炜杰 罗必良

摘要：本文从大饥荒经历角度揭示中国农地调整的制度生成的重要原因。文章利用全国九省 2704 个农户样本、CLDS2014 和 CLDS2016 的数据，实证分析发现：第一，大饥荒经历显著提高农民农地调整意愿；第二，对于家庭有新增人口但近 5 年没经历农地调整的农民，大饥荒对其农地调整意愿有显著的正向影响；第三，1959~1961 年饥荒严重的地方，后期农地调整发生率显著地提高了；第四，随着农民非农转移和人地关系缓和，大饥荒对农民农地调整意愿的影响将变得不显著。因此，农地调整具有时代性或历史阶段性。

关键词：饥荒经历 地权偏好 农地调整

中图分类号：F301.1 **文献标识码：**A

一、引言

制度能够规范经济主体的行为预期，促进经济增长（Davis and North, 1971）。然而，写在纸上的制度和实际运行的制度并不总是一致的（罗必良，2005），自上而下的制度安排经常难以达到预期效果，甚至以失败告终。制度选择一方面源于政策制定者的认知（North, 2005），是强制性制度变迁的结果，另一方面则表现为政策执行主体的偏好，是社会各个主体长期博弈所导致的诱导性制度变迁的结果（Lin, 1989）。政策制定者和政策执行者的利益诉求不一致会导致政策难以实施。进一步地，在特定情景下，制度安排即使能够为行为主体带来潜在经济利益，依然可能难以获得预期的制度动员与制度响应而导致制度目标落空。中国的农地产权制度对此能够提供生动案例，但尚未得到学界应有的重视。

中国农业经营制度安排一直在强化农地承包关系的稳定性。1984 年中央“一号文件”将农地承包期限规定为 15 年，1993 年《中共中央、国务院关于当前农业和农村经济发展若干政策措施》进一步要求稳定承包关系，并规定第一轮承包期到期后再延长 30 年不变。2007 年《中华人民共和国物权法》将土地承包权界定为用益物权。2008 年《中共中央关于推进农村改革发展若干重大问题的决定》强调农地承包关系“长久不变”。2009 年启动试点并已于 2018 年基本完成的新一轮农地确权工作，强调承

*本文是国家自然科学基金政策研究重点支持项目“农地确权的现实背景、政策目标及效果评价”（项目编号：71742003）、国家社会科学基金重大项目“乡村振兴与深化农村土地制度改革研究”（项目编号：2019ZDA115）、华南农业大学博士生国（境）外联合培养项目（项目编号：2019LHPY004）的阶段性研究成果。本文通讯作者：罗必良。

包权的产权明晰与身份地权的固化。中共十九大明确提出，二轮承包到期后再延长 30 年，旨在提升农地产权的稳定性。然而，理论与政策的导向，并没有得到实践的一致性响应。叶剑平等（2010）对 17 个省的调研发现，34.6% 的农村在“30 年不变”之后进行过农地调整。即使是 2002 年颁布的《农村土地承包法》已经明确规定“承包期内，发包方不得收回承包地”、“承包期内，发包方不得调整承包地”，但农地调整依然普遍存在。洪炜杰、罗必良（2018）利用中国劳动力动态调查的数据分析表明，自 2003 年以来有将近 30% 的农户经历过农地调整。仇童伟、罗必良（2017）发现 2009~2014 年有超过 25% 的农户经历过农地调整。

农地调整为何持续发生？被广泛接受的理论解释是公平偏好假说。公平偏好假说来源于两个方面。一是产权的赋权特性。因为在土地集体所有制框架下，村庄农民凭借其天然成员权必然享有平等的承包经营权（丰雷等，2013；李尚蒲、罗必良，2015），所以产权初始赋权的核心是“均分”。二是产权的实施特性。当人地关系发生变化并累积到一定程度后，原有的“均分”格局会被打破，必然会通过一次又一次的农地调整来满足农户对“平等”的诉求（姚洋，2004）。农地调整之所以得以实现而成为常态，也来源于两类保障机制。一是生存伦理。在人均农地资源禀赋极少的小农经济社会中，农民的理性原则是以生存安全为第一，而不是追求收入的最大化。所以土地成为农民生存依赖的“命根子”。二是政治保证。村委会或农村集体经济组织既是农民的自治组织，又是政府意志的贯彻与执行者，所以作为农村土地所有者的代表，能够对村庄地权的不平等做出有效响应。因此，村委会往往成为农地调整的决策者与组织者，既遵循了“农村土地集体所有”的法理解释与土地保障的“生存伦理”原则，又体现出国家主导下制度变迁的路径依赖特征（李尚蒲、罗必良，2015）。长期以来，尽管中国农地制度的变革从未停滞，各种创新试验层出不穷，但农地的均分制一直处于核心地位，并始终贯彻着“生存伦理”的基本逻辑。

但是，公平偏好假说曾经一度受到挑战，村干部并不总是地权公平的维护者。一方面，村干部作为村庄事务的代理人，往往具有追求自身利益最大化的机会主义行为动机。Johnson（1995）认为，村干部能够通过其控制权在周期性农地调整中获得租金，所以才有动力不时调整农地。洪炜杰和罗必良（2019）发现，农业税负的轻重能够显著影响村庄农地调整的发生率，在农业税负较重的地方，村集体会更加倾向于收回外出打工农户的农地，在农业税负较轻的地方则不存在这种情况。不过，两个方面的重大变化能够弱化这一假说的有效性。第一，村民自治尤其是村干部的民主选举，能够有效抑制村干部在农地调整中的经济寻租；第二，2006 年后全面取消农业税，大大弱化了村干部将农地调整作为政策工具的内在激励。

另一方面，公平偏好假说还受到情境转变的影响。一是农民生存格局的变化。《中国统计年鉴》数据显示：中国农业就业人员占比已经由 1978 年的 70.5% 下降到 2017 年的 27%，农户收入来源于家庭经营收入的占比也由 1985 年的 75.02% 减少到 2017 年的 37.43%。家庭收入全部来自于农业的纯农户的比例已经减少到 10.3%（吕之望、辛贤，2018），农民不以农为生、不以农为业已经成为普遍趋势，土地承担的社会保障功能不断弱化。二是农民持有土地动机的变化。家庭承包制度下农民所持有的平均地权，是经由国家直接赋权而完全不经过市场途径而获得的。这一免费机制必然会诱导“不要白不

要”的权利诉求。不仅如此，土地功能趋向多样化，满足粮食需求不再是土地的唯一功能。土地所隐含的生态福利功能越发具有吸引力^①，农地征用补偿与农业补贴不断增加所提升的收益期望，更是强化了农民对土地权益的维护（陈义媛、甘颖，2019），农地的生存保障功能已部分转换为财产收益功能。

由此，需要进一步回答的问题是，既然土地已经不再是农民的“命根子”，为何农民对平均地权仍然有着稳定且强烈的偏好？廖洪乐（2003）发现，83.5%的农户认为应该根据人口的变化对农地进行调整以维护地权公平。郑志浩和高杨（2017）对黑龙江、安徽、山东、四川、陕西等5省的农户调研发现，仅有16.4%的农户反对“承包期内不得调整土地”。

本文进一步从中国的特殊情境中寻找农地调整反复发生的深层动因。第一，中国是灾害和饥荒频发的国家。对近代110余年的统计分析表明，各类大型灾害共发生了119次，平均每年1次以上，年均死亡35万人^②。第二，严重的饥荒与死亡的威胁无疑会对民族心理与民族文化打下深深的烙印，留下深刻的政治与社会遗产。第三，中国是世界上最大的人口大国，严酷的人地关系决定了必须始终将“饭碗牢牢端在自己手中”，对于中国而言，粮食安全始终是最为重要的战略底线。特殊的国情赋予了农民对土地特殊的态度。同样，发生于1959~1961年的三年“大饥荒”，造成大量人口死亡，而公社集体化所导致的农民对土地剩余控制权与剩余索取权的丧失是最为重要的原因^③。因此本文推测，由地权均分所表达的“生存伦理”的存续，可能源于农民曾经历的死亡威胁所留下的饥荒记忆。

分配对象的稀缺性或者重要性会强化人们对分配公平的重视，从而催生平均主义意识（罗爱林，2005）。特别地，当物的重要性触碰到了“生存伦理”，更能够激发人们的“平均主义”倾向（卢晖临，2006）。大饥荒所造成的粮食稀缺使得生产粮食的土地变得更加重要，从而强化农民均分地权的倾向。深刻的经历会对农民后续的信念产生影响（Becker，2010），而信念的形成则对行为选择构成持久性影响（Lee，1971）。正如弗洛伊德（1986）早就指出的，人类的行动依据来源于人们过去的经验记忆及知识积累，通过条件反射和学习形成信念，由此指导当前和未来的行动。大饥荒的经历所造成的深刻记忆会导致农民形成预防性心理（程令国、张晔，2011），使得农民更加厌恶风险，害怕粮食短缺而更加倾向于保有土地（汪险生、郭忠兴，2018）。可见，农民对农地调整产生诉求，目的在于避免饥饿再次发生。

^① 中国农业业态已经发生重要变化，以地谋生已经不再是农民的基本需要。全国休闲农业和乡村旅游接待人次，从2012年的8亿增至2018年的30亿，年均增长30%；营业收入从2012年的2400亿元增长到2018年的8000亿元，年均增长27%。数据来源：https://news.cncn.net/c_814772。

^② 夏明方，2017：《自然灾害与近代中国》，《文汇报》1月13日，第A08版。

^③ 学界对三年大饥荒的生成原因已经进行了广泛讨论。文贯中和刘愿（2010）、刘愿（2010）认为根源在于人民公社运动剥夺了农民个体经济决策和合理消费的权力。Li and Yang（2005）强调了集权体制与计划失误的生成根源。杨涛（2010）则认为，集权体制、计划失误与政治行为三因素及其相互作用，是导致大饥荒的主要原因。此外，气候异常、公共食堂等也受到了学者的重视（Kung and Lin，2003；范子英、石慧，2013）。可以认为，除了气候这一外生因素外，其他因素都源于对农民地权的管制与弱化，并集中体现为农民剩余控制权与剩余索取权的丧失。

基于此, 本文认为大饥荒经历是农户偏好农地调整的重要原因, 因为通过农地调整均分土地, 既能够满足农民对粮食短缺的预防性动机, 又能够强化农民最底线的风险规避。和以往的研究大多基于公平偏好假说讨论农地调整不同, 本文可能的创新在于进一步关注农民的自身经历并挖掘其记忆资源所形成的地权偏好, 由此揭示农户风险规避与产权偏好所决定的农地调整的产权实施逻辑。

二、逻辑框架与理论分析

1959~1961 年发生的大饥荒, 造成大量人口死亡 (李成瑞, 1998), 给后世留下了不可磨灭的深刻印象 (Weigelin-Schwiedrzik, 2003), 并产生广泛且长远的影响 (Bai and Kung, 2014)。已有研究发现: ①大饥荒会改变人们的风险偏好, 从而导致人们采用更加谨慎的行为。例如, 大饥荒经历能够改变幸存者的节俭偏好 (Chen, 2016), 经历过大饥荒的家庭有着更为明显的储蓄倾向 (程令国、张晔, 2011), 经历过大饥荒的 CEO 会更加倾向于采用保守的财务政策 (赵民伟、晏艳阳, 2015), 大饥荒经历还能够显著提高参保人选择较高缴费档次的概率 (阳义南、唐鸿鸣, 2018)。②经历大饥荒的农户对农地更加重视。汪险生和郭忠兴 (2018) 发现, 大饥荒会降低农户租出农地的意愿, 更加倾向于保有土地。Liang et al. (2018) 的研究表明, 经历过大饥荒的县长会更加支持本县农业发展, 以避免饥荒再次发生。

大饥荒经历所造成的饥饿记忆对人们行为产生长期影响。对于个人而言, 饥荒所带来最直接的感受是粮食的短缺, 具有饥荒经历的农民更加追求粮食与农地收益的公平, 同时对于因粮食缺乏所可能带来的风险更加厌恶。而土地作为粮食和收益最为关键的要素, 土地产权能否公平获得在很大程度上决定了粮食与收益能否公平获得。因此, 饥荒经历强化农民“地权均分”的制度偏好。

为了分析饥荒经历对农地调整意愿的影响, 借鉴 Arrow (1970) 和 Pratt (1964) 提出的绝对风险厌恶程度的概念, 将农户的风险厌恶程度定义为:

$$A = - \frac{U''(a+\varepsilon)}{U'(a+\varepsilon)} \quad (1)$$

其中, A 表示农户的风险厌恶程度, U 表示土地给农户带来的效用, a 是农户家庭的人均土地拥有量, ε 则是人均土地变化量。假定大饥荒经历导致农民是风险规避者, 且随着农民经历的饥荒程度提高, 农户的风险厌恶程度也随之增强。令 x 表示饥荒程度, 则有:

$$A(x) > 0, \text{ 且 } A'(x) > 0 \quad (2)$$

进一步假定集体土地面积、农户数与人口数总量不变, 则农户可以分为两类, 一类是人口增加的家庭, 另一类是人口减少的家庭, 且两者概率相等, 即对于某特定农户, 其家庭人口增加和减少的概率都是二分之一。显然, 在农地不调整的情况下, 农户人口增加会使得人均耕地面积变少, 假设为 $a - \varepsilon$; 人口减少会使得人均耕地面积增加, 假设为 $a + \varepsilon$ 。而农地调整则是在人口增加和人口减少的农户之间进行重新分配, 从而使得人均耕地变为 a 。

由于农地的增加会带来正的效用，所以有下式。

$$\frac{\partial U(a, x)}{\partial a} > 0 \quad (3)$$

大饥荒经历使得农民对土地的评价更高，所以有 $\frac{\partial U(a, x)}{\partial x} > 0$ ， $\frac{\partial^2 U(a, x)}{\partial a \partial x} > 0$ 。

如果未来人口增加，则农地调整能够获得的潜在收益为：

$$R_1 = U(a, x) - U(a - \varepsilon, x) \quad (4)$$

如果未来人口减少，则农地调整所带来的潜在成本为：

$$C_1 = U(a + \varepsilon, x) - U(a, x) \quad (5)$$

农地调整带来的潜在净收益为：

$$\Pi = 0.5R_1 - 0.5C_1 \quad (6)$$

化简可得：

$$\Pi = 0.5\varepsilon \left[\frac{U(a, x) - U(a - \varepsilon, x)}{\varepsilon} - \frac{U(a + \varepsilon, x) - U(a, x)}{\varepsilon} \right] \quad (7)$$

当 ε 足够小时，有：

$$\Pi = 0.5\varepsilon^2 U'(a + \varepsilon, x) \left[-\frac{U''(a + \varepsilon)}{U'(a + \varepsilon)} \right] \quad (8)$$

结合（1）式，可得农地调整给农民带来的效用为：

$$\Pi(x) = 0.5\varepsilon^2 U'(a + \varepsilon, x) A(x) \quad (9)$$

对饥荒程度求导数，并结合（2）式可得：

$$\Pi'(x) = 0.5\varepsilon^2 U'(a + \varepsilon, x) A'(x) + 0.5\varepsilon^2 U''(a + \varepsilon, x) A(x) \quad (10)$$

上文假设村集体人数不变，且认为农户家庭人口增加和减少的概率是一样的。实际上，村集体人数是会发生变化的，且农户对于未来家庭人口是增加还是降低也存在一定预期。比如农户家庭刚刚娶亲，则预期未来人口增加的可能性更大，而如果家庭有年迈老人，则预计未来人口减少的可能性较大。故假设农户认为其家庭人口相对于集体平均人口增加或者不变的概率为 p ，相对于集体平均人口减少的概率为 $1 - p$ 。如果农户的人口增加率快于集体平均人口增长率，则在农地调整中能够从其他农户处获得耕地，反之则需要将部分耕地分给其他农户。于是，农地调整的净收益为：

$$\Pi^* = pR_1 - (1 - p)C_1 \quad (11)$$

整理可得：

$$\Pi^* = \varepsilon(2p-1)U'(a+\varepsilon, x) + \varepsilon^2 U'(a+\varepsilon, x)A(x) \quad (12)$$

对饥荒程度求导可得：

$$\frac{\partial \Pi^*}{\partial x} = [\varepsilon(2p-1) + \varepsilon^2 A(x)] \frac{\partial U'(a+\varepsilon, x)}{\partial x} + \varepsilon^2 U'(a+\varepsilon, x)A'(x) \quad (13)$$

进一步假设村集体中所有农户的人口增加率服从正态分布，则农户家庭人口增加率 p_1 ，相对于集体平均人口增加率 p_2 高的概率为： $p = \iint_{p_1 \geq p_2} \varphi(p_1)\varphi(p_2)dp_1dp_2 = \frac{1}{2}$ ，对饥荒程度求偏导数可得：

$$\frac{\partial \Pi^*}{\partial x} = \varepsilon^2 A(x) \frac{\partial U'(a+\varepsilon, x)}{\partial x} + \varepsilon^2 U'(a+\varepsilon, x)A'(x) \quad (14)$$

由于饥荒经历强化农民的预防性动机，所以相对于人均耕地增加所带来的效用，人均耕地减少所降低的效用将会更多。由此，农民倾向于通过农地调整保证地权均分，获得在饥饿发生时能够保障最基本生存的耕地面积。经历过饥荒的农户，农地调整会为其带来正效用，且随着饥荒程度的加剧而变大。由此，本文提出假说：大饥荒经历给农户带来的预防性动机，将加剧农户争夺地权的倾向，从而强化农地调整意愿。

三、数据、变量与模型

（一）数据来源

农户数据来源于本课题组于 2015 年初进行的全国性大规模入户调查。调查采用的是多阶段分层随机抽样方法。首先，确定样本省。采用总人口、人均 GDP、耕地面积、耕地面积比重、农业人口比重和农业产值比重等 6 个社会经济特征指标，通过聚类分析方法将全国 31 个省（市、区）划分为三类地区。在三类地区中，按照全国东部、中部、西部三大地带划分并兼顾七大地理分区，从三类地区中各抽取 3 个省，其中，东部为广东、江苏和辽宁三省，中部为河南、江西和山西三省，西部为宁夏、四川和贵州三省。其次，确定样本县。按照上述聚类指标，将每个样本省的所有县采用聚类分析法划分为三类，每类中随机抽取 2 个县展开调查，共调查 54 个县。最后，确定样本镇、村和农户。在每个县随机抽取 4 个镇（其中，在广东省、江西省各抽取 10 个样本乡镇），每镇抽取 1 个村，每村抽取 2 个自然村，每自然村随机抽 5 个农户。调查共发放问卷 2880 份，回收问卷 2838 份，满足本文分析要求的有效样本为 2704 份，有效率为 93.89%。

稳健性检验的数据来源于中山大学 CLDS2014 和 CLDS2016 中的村庄层面数据。饥荒程度的数据则根据 2005 年全国 1% 人口普查数据进行测算得到。

1. 样本省农地调整的基本情况

图 1 给出各个样本省份 2010~2014 年农地调整的基本情况。从图 1 可知，各省农户均经历过不同程度的农地调整。其中，贵州、河南、辽宁经历农地调整的农户比例比较少，低于 10%，广东和江苏两省经历农地调整的农户比例在 10% 到 20% 之间，而江西、宁夏、山西和四川 4 个省经历过农地调

整的农户都超过 20%。

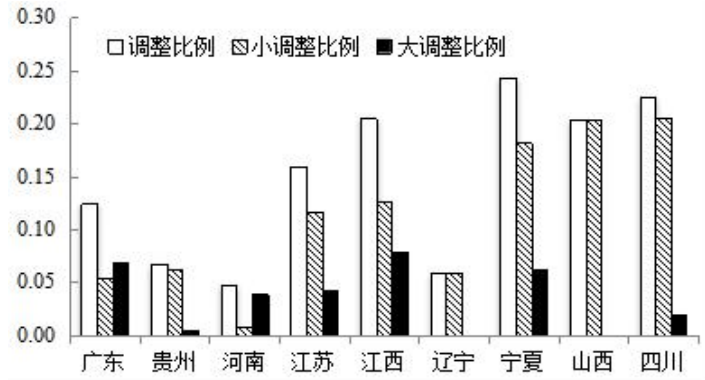


图1 各样本省区农地调整情况

2. 农户的农地调整意愿情况

图2 给出各样本省农户农地调整意愿的分布情况。在全部农户样本中，主张进行农地调整的农户占比约 41.09%，不同意再进行农地调整的农户不足 18.68%，持中立态度的农户占 40.23%。其中，河南、江西、宁夏、山西的农户的调整意愿尤为强烈。可见，普遍存在的农地调整的确是对农户偏好与诉求的响应。

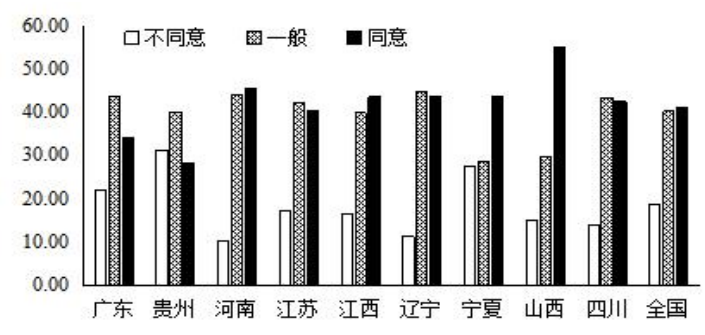


图2 各样本省农地调整意愿的基本情况

(二) 变量选择

被解释变量是农地调整意愿。为了分析农户的农地调整意愿强度，问卷设置了问项“对重新调整农户承包地的态度”，答案分为不同意、中立、同意，并分别赋值为 1、2、3。

核心解释变量包括：①饥荒程度。大饥荒一方面造成人口的死亡，另一方面造成出生人口的推迟，参照程令国和张晔（2011）的测算方法，本文以各地级市人口缩减率对饥荒程度进行刻画。以地级市为单位，首先分析各地各个年份现存人口规模，进而以大饥荒前三年（1956~1958）和大饥荒后三年（1962~1964）的人口规模均值衡量正常年份的平均人口规模（标记为 P_{normal} ），然后计算大饥荒三年（1959~1961）的平均人口规模（标记为 P_{famine} ）。可计算各个地级市的大饥荒程度：

$$djh = \frac{P_{normal} - P_{famine}}{P_{normal}}$$

利用上式并根据 2005 年人口普查 1% 的数据，对全国各省市自治区（港澳台除外）大饥荒三年的人口缩减率进行测算，并对比范子英等（2008）所测算的超额死亡率（图 3），可以发现两者大致是相同的，说明利用该方法测算大饥荒程度是可行的。

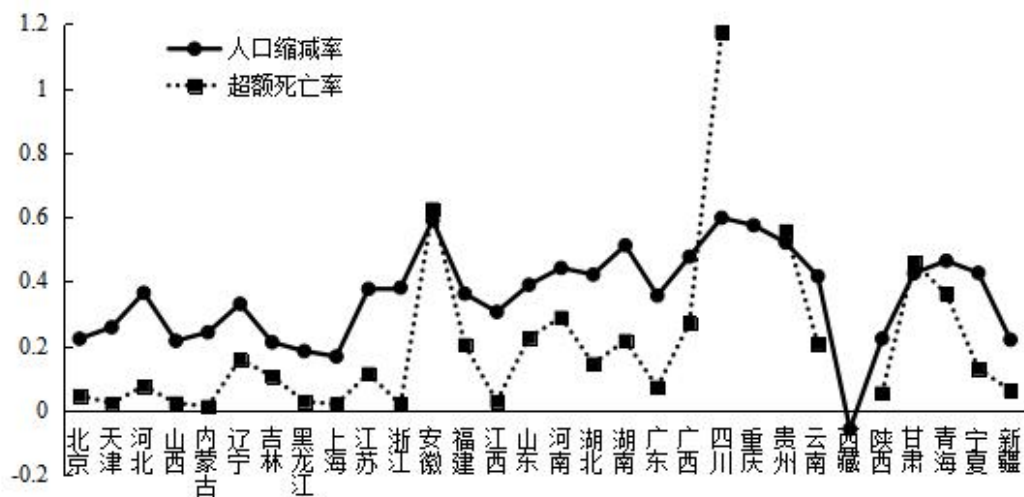


图 3 各省份（直辖市）大饥荒的测度

②饥荒经历。由于本文关注饥荒经历如何影响农地调整的偏好，所以根据被访者的年龄对被访者进行划分。如果被访者是出生在 1961 年及之前，即视为经历过 大饥荒，赋值为 1（饥荒经历=1）；若是 1962 年及之后出生则视为没有经历过 大饥荒，赋值为 0（饥荒经历=0）。

控制变量：根据前文控制农户的人均耕地面积。并进一步控制：①农户户主特征：性别、打工经历；②农地产权：近 5 年是否有农地调整；③农地特征：土地肥力、农地块数；④家庭人口特征：家庭人口、劳动力人数、未成年人数以及 70 岁以上老年人人数；⑤农业依赖程度：农业收入占比；⑥远郊近郊：到县城时间；⑦地形：是否平原。另外，控制省份虚拟变量。

表 1 变量的基本情况

变量	定义/赋值/单位	观测值	均值	标准差
农地调整意愿	不同意=1；中立=2；同意=3	2704	2.224	0.740
饥荒经历	1962 年及以后出生=0；1961 年及以前出生=1	2704	0.250	0.433
饥荒程度	各地级市人口缩减率	2704	0.375	0.120
人均耕地面积	人均亩数	2704	1.805	4.907
性别	女=0；男=1	2704	0.637	0.481
打工经历	没有打工经历=0；有打工经历=1	2704	0.591	0.492
土地肥力	较好=1；一般=2；较差=3	2704	1.786	0.648
地块数	块	2704	5.083	4.786
农地调整	近 5 年没有经历过农地调整=0；近 5 年经历过农地调整=1	2704	0.152	0.359
家庭人口	人	2704	4.518	1.861
劳动力人数	人	2704	3.137	1.302

(续表 1)

老人人数	人	2704	0.250	0.580
未成年人数	人	2704	0.824	1.075
农业收入占比	农业收入占家庭总收入的比重 (%)	2704	36.730	33.161
到县城时间	分钟	2704	24.955	20.831
地形	平原=1; 非平原=0	2704	0.400	0.490

注：土地肥力在实际回归中转化为虚拟变量进行回归。

(三) 模型设置

对于个体而言，大饥荒可以看成是外生冲击，参考以往关于大饥荒的相关文献（Chen and Zhou, 2007; 程令国、张晔, 2011; 汪险生、郭忠兴, 2018），构建伪面板的双重差分模型（Difference in Difference, DID）对冲击效果进行估计，具体模型如下：

$$willing_i = \alpha + \beta_1 Exp_i + \delta Exp_i \times djh_i + \beta_2 djh_i + \theta' control_i + \vartheta_i$$

其中， i 是指第 i 个农户， $willing$ 是本文的被解释变量，即农地调整意愿。 Exp 是饥荒经历，在大饥荒结束之前出生的农民赋值为 1，否则赋值为 0； djh 指饥荒程度，根据 2005 年全国 1% 人口普查数据推算各地级市大饥荒三年的人口规模缩减率来表示。 $control$ 表示其他控制变量。

如果大饥荒能够提高农民农地调整意愿，那么微观的意愿应该反映到宏观的行为上，即大饥荒程度比较严重的地方，农地调整发生率应该会更高。为了验证该逻辑，本文利用 CLDS2014 和 CLDS2016 两期数据，构造混合截面数据，检验村庄层面的经验证据。本文利用如下模型进行回归：

$$reallocation_j = \lambda + \lambda_1 djh_j + \psi C_j + \eta_j$$

其中， j 代表第 j 个村庄， $reallocation$ 是被解释变量，指 2003 年以来农地是否发生过调整（有农地调整=1；没有农地调整=0）， C 是控制变量，包括村人均耕地面积（人均亩数）、居住在本地户籍人数（人）、是否撂荒（有撂荒=1；没有撂荒=0）、非农产业（有二、三产业=1；无二、三产业=0）、是否统一灌溉（村集体提供灌溉=1；村集体不提供灌溉=0），以及时间虚拟变量和省份虚拟变量。

四、实证结果及其分析

(一) 大饥荒经历与农户农地调整意愿

表 2 报告了农民经历的饥荒程度对农地调整意愿的影响。方程 1 只加入饥荒经历、饥荒程度和两者的交互项，方程 2 和方程 3 逐步加入控制变量，方程 4 则在方程 3 基础上加入省份虚拟变量。为了估计平均的影响效应，表末报告了交互项的 OLS 估计结果。

表 2 饥荒经历与农地调整意愿的回归结果

变量	农地调整意愿			
	方程1	方程2	方程3	方程4
饥荒经历	-0.241 (0.178)	-0.257 (0.178)	-0.246 (0.178)	-0.217 (0.178)

(续表 2)

饥荒经历×饥荒程度	0.876* (0.453)	0.874* (0.454)	0.866* (0.453)	0.765* (0.453)
饥荒程度	-0.484** (0.204)	-0.473** (0.208)	-0.463** (0.210)	0.313 (0.345)
人均耕地面积	—	0.001 (0.002)	-0.000 (0.002)	-0.003 (0.002)
性别	—	0.060 (0.045)	0.062 (0.046)	0.061 (0.046)
打工经历	—	-0.076* (0.045)	-0.062 (0.046)	-0.047 (0.046)
农地调整	—	0.130** (0.060)	0.126** (0.060)	0.113* (0.062)
土地肥力等级一般	—	0.079* (0.047)	0.082* (0.048)	0.119** (0.049)
土地肥力等级较差	—	0.035 (0.074)	0.039 (0.076)	0.043 (0.077)
地块数	—	-0.004 (0.004)	-0.004 (0.004)	0.002 (0.005)
家庭人口	—	—	-0.001 (0.024)	0.035 (0.025)
劳动力人数	—	—	0.006 (0.027)	-0.019 (0.027)
老人人数	—	—	-0.016 (0.041)	-0.026 (0.042)
未成年人数	—	—	-0.057* (0.030)	-0.077** (0.030)
农业收入占比	—	—	0.001* (0.001)	0.001* (0.001)
到县城时间	—	—	0.032 (0.025)	0.055** (0.026)
地形	—	—	0.022 (0.048)	-0.101* (0.059)
省份虚拟变量	不控制	不控制	不控制	控制
OLS估计结果	0.571** (0.289)	0.566* (0.289)	0.560* (0.287)	0.484* (0.280)
观测值	2704	2704	2704	2704

注：***、**、*分别表示在1%、5%和10%的统计水平上显著，括号内为稳健标准误。

从方程 1 到方程 4 可知，交互项“饥荒经历×饥荒程度”的系数分别为 0.876、0.874、0.866 和 0.765，且都在 10%的水平上显著，说明随着农民经历的饥荒程度的增加，农户的农地调整意愿也会随着提高。从 OLS 的估计结果看，大饥荒程度增加 1%，农民的农地调整意愿约增加 0.48%~0.57%。实际上，如果农户家庭未来人口变少，在农地调整中可能失去土地，如果人口变多而不进行农地调整，其家庭人均耕地面积会变少，则一旦发生饥荒，农户更容易遭受到饥饿威胁。正因为如此，所以尽管现阶段农地不再承担“生存伦理”的保障功能，但出于对饥饿的预防性动机，具有大饥荒经历的农户依然希望能够进行农地调整。

方程 4 是本文控制最严格的方程，故以此为准进行分析。可以发现，饥荒经历的一次项系数不显著，说明如果没有发生大饥荒，即使出生在 1961 年及之前的人并不会显著比出生在 1961 年之后的人具有更高的农地调整意愿。饥荒程度的一次项系数同样不显著，这说明尽管某些地方发生大饥荒，但是对于没有经历过饥荒的农民（1961 年之后出生的人），其农地调整意愿也不会显著更高。只有在 1961 年及之前出生，且确实经历过饥荒的农户才具有更高的农地调整意愿，这进一步说明农民对农地

调整的诉求来源于饥荒经历所造成的预防性动机^①。

方程 4 显示农地调整的系数显著且为正,说明发生过农地调整的地方,农民的农地调整意愿更高,这可能意味着农地调整具有历史惯性,即具有农地调整的地方,后续发生农地调整的概率会更高,故大饥荒对经历过农地调整的农户的影响具有持续性。

(二) 分地预期和耕地调整意愿

尽管(14)式表明大饥荒经历会提高农户的农地调整意愿,但从(13)式可知,大饥荒经历对于不同农户农地调整意愿的影响可能是不同的。当 p 越大,特别是 p 为 1 的情况下,即农户人均耕地明显更少的时候,农户农地调整的意愿会更强烈。为此,根据“近 5 年是否有调整农地”(没有=0,有=1)和“家庭是否有未成年人”(没有=0,有=1)将样本进行分类,做进一步的估计(见表 3)。

表 3 分配预期、饥荒经历与农地调整意愿

变量	农地调整意愿			
	家庭有未成年人且 近5年调整过农地	家庭有未成年人但 近5年没调整过农地	家庭无未成年人但 近5年调整过农地	家庭无未成年人且 近5年没调整过农地
饥荒经历	1.074 (0.726)	-0.544* (0.299)	0.135 (0.639)	-0.147 (0.263)
饥荒经历×饥荒程度	-2.766 (1.804)	1.536** (0.774)	0.662 (1.559)	0.503 (0.663)
饥荒程度	2.629* (1.533)	-0.576 (0.555)	0.464 (1.291)	0.830 (0.547)
其他控制变量	控制	控制	控制	控制
省份虚拟变量	控制	控制	控制	控制
观测值	183	1135	227	1,159

注: **、*、*分别表示在 1%、5%和 10%的统计水平上显著,括号内为稳健标准误。

可以发现,对于家庭中有未成年人而近 5 年没有经历农地调整的农民,经历的饥荒程度越高,其农地调整意愿也越强,且交互项在 5%的水平上显著;对于家庭没有未成年人的农民,无论近 5 年是否有经历农地调整,大饥荒经历对其农地调整意愿均有正向影响,但是不显著;对于家里有未成年人而近 5 年经历过农地调整的农民,经历的饥荒程度越严重,其农地调整意愿反而会越低,但是不显著^②。表 3 呈现的结果和(14)式的推论基本一致的,即当农户具有新增人口,但是新增人口尚未从集体中分得农地的时候,大饥荒经历能够显著提高农户的农地调整意愿。因为在农户家庭有部分人口没有得到农地时,一旦发生饥荒,农户更可能面临饥饿的威胁,所以对“均分地权”的诉求也就更加强烈。农户对地权的诉求来源于大饥荒所引起的预防性动机。

(三) 稳健性检验

1. 平行趋势检验

本文使用的主要计量模型是 DID。DID 计量结果可靠的一个重要前提假设是平行趋势假设。即如

^① 1961 年是三年饥荒的最后一年。应该说该年出生的婴儿不会对饥荒形成记忆。为此本文分别选择 1958 年出生、1954 年出生来作为衡量饥荒经历的节点,估计结果具有一致性。为节省篇幅故不予报告。

^② 考虑到观测值相对较少,所以系数不显著可能是样本量的原因。

果没有大饥荒的冲击，各个农户农地调整意愿应该不存在显著差异。或者说，如果各个地方存在某些系统变量既会提高农民的农地调整意愿，同时也会提高这些地方的饥荒程度，若没有进行控制的话，则会导致上文的估计结果可能因为遗漏重要变量而出现估计有偏。

可以认为，如果确实存在这类遗漏变量，则这些变量在大饥荒后应该也会持续发挥作用，即在大饥荒结束后若干年内，饥荒程度高的地方出生的人农地调整意愿仍然会相对更高。为此，借鉴 Chen and Zhou (2007) 以及程令国和张晔 (2011) 的做法，采用构建子样本的方法进行检验。方程 5 截取 1962~1967 年出生的农民样本，并以 1967 年出生的农民为对照组，构造其他年份出生农民和饥荒程度的交互项。回归结果中所有交互项的系数都不显著，这意味 1962 年到 1966 年在饥荒严重地方出生的农民，农地调整意愿并不会和 1967 年出生的农民有显著区别，也就是影响农民农地调整意愿的并不是本文没有控制的系统遗漏变量，而是大饥荒本身。

考虑到如果遗漏的系统变量作用时间比较长，即 1967 年出生的农民仍然受到这些系统变量的影响，这将导致 1962~1966 年出生的和 1967 年出生的人农地调整意愿受饥荒的影响没有显著区别。因此，方程 6 进一步截取 1962 年以后出生的农民样本，以 1967 年之后出生的农民作为对照组，计量结果与方程 5 类似，所有交互项的系数都不显著，进一步证明上文计量结果并非遗漏重要变量引起的。

表 4 平行趋势的检验结果

变量	农地调整意愿			
	方程5		方程6	
	系数	稳健标准误	系数	稳健标准误
1962年出生	0.933	0.710	0.569	0.595
1963年出生	-0.056	0.549	-0.400	0.395
1964年出生	0.859	0.551	0.494	0.400
1965年出生	0.243	0.615	-0.109	0.481
1966年出生	-0.119	0.530	-0.463	0.369
1962年出生×饥荒程度	-2.879	1.977	-1.738	1.717
1963年出生×饥荒程度	-0.382	1.303	0.709	0.893
1964年出生×饥荒程度	-1.588	1.315	-0.472	0.913
1965年出生×饥荒程度	-0.764	1.556	0.340	1.224
1966年出生×饥荒程度	-0.258	1.314	0.832	0.908
饥荒程度	0.591	0.954	-0.508**	0.225
观测值	446		2,027	

注：①***、**、*分别表示在 1%、5%和 10%的统计水平上显著；②为了尽可能避免遗漏变量问题，方程 5 和方程 6 除了饥荒程度和出生年份外，不控制其他任何变量。

2.村庄层面的经验证据

村庄层面回归结果如表 5。其中，方程 7 只控制饥荒程度、时间虚拟变量和省份虚拟变量，方程 8 进一步控制其他变量。从两个方程看，饥荒程度的系数都在 5%的水平上存在显著的正向影响，说明

饥荒程度越严重，村集体发生农地调整的概率越高。饥荒程度提高 1%，农地调整发生的概率提高 0.725%。可见，村庄层面的经验证据和农户层面的经验证据具有一致性。

表 5 饥荒程度和农地调整

变量	农地调整（存在农地调整=1）			
	方程7		方程8	
	系数	标准误	系数	标准误
饥荒程度	2.468**[0.725]	1.083	2.499**[0.725]	1.079
人均耕地面积	—	—	-0.034	0.029
居住本地户籍人数	—	—	-0.000	0.000
是否有撂荒	—	—	-0.072	0.173
非农产业	—	—	0.304*	0.177
是否统一灌溉	—	—	0.072	0.160
2016年	-0.500***	0.148	-0.496***	0.151
省份虚拟变量	控制	控制	控制	控制
截距项	-0.719	0.716	-0.680	0.744
观测值	371		369	

注：①***、**、*分别表示在1%、5%和10%的统计水平上显著，中括号内为边际影响；②鉴于CLSD为两期数据，时间虚拟变量赋值为：2016年=1，2014年=0。

（四）机制检验

本文认为农民的饥荒经历能够强化农地调整意愿以预防饥荒。如果该逻辑成立，则意味着具有饥荒经历的农民更加重视农业生产。为了验证该逻辑，文章借用问卷问题：“如果能够通过土地抵押获得贷款，您家愿意增加农业投资？”衡量农地投资意愿（选项赋值分别为：不同意=1，一般=2，同意=3）。并以农地投资意愿为被解释变量进行回归，揭示大饥荒经历如何影响农民对农业生产的重视程度。

回归结果如表 6。方程 9 发现，随着经历饥荒程度的加剧，农民增加农地投资的意愿更高。模型 10 进一步利用农地投资意愿对农地调整意愿进行回归发现，与经典产权理论预期不同，具有农地投资意愿的农户不但不会希望降低农地调整，相反两者是正相关的，说明农地投资意愿越高的农民，农地调整意愿也会越高。这意味着，饥荒经历会提高农户对农业生产的重视程度，而对农业生产越重视的农户，其地权均分的偏好会越强烈。这两个模型进一步支持了本文的逻辑机理。

表 6 机制检验的回归结果

变量	农地投资意愿	农地调整意愿
	方程9	方程10
饥荒经历×饥荒程度	1.041*（0.542）	—
农地投资意愿	—	0.179***（0.053）
其他控制变量	控制	控制
省份虚拟变量	控制	控制
观测值	2704	2704

注：①***、**、*分别表示在1%、5%和10%的统计水平上显著，括号内为稳健标准误；②方程9中，饥荒经历×饥荒程度的一次项也给予控制；③方程9和方程10都利用有序Probit模型进行回归。

（五）进一步讨论：耕地重要性的下降

值得注意的是，尽管农民普遍具有农地调整的意愿，但不可忽视的事实是，农地调整有逐步减缓的趋势。方程7和方程8的时间虚拟变量的系数也证明2016年农地调整发生率低于2014年。

随着城镇化的发展，务农不再是农民谋生的唯一选择。大量农民从农村转移到城市，这导致两个结果，其一是不同职业经历会改变人们的风险偏好（姜付秀等，2012；陈其进、陈华，2014），农民的打工经历可能改变农民的风险偏好，降低其风险规避程度；其二是随着大量农民外出打工，农地关系的紧张程度可能降低，这对于依然留在农村的农户而言，其人均拥有的土地会更多，具有足够的耕地应对饥荒的发生，则可能弱化大饥荒所造成的预防性动机，所以“均分地权”的诉求可能会下降。

方程9和方程10根据是否有打工经历将样本进行分组。其中方程9是没有打工经历的样本，方程10是有打工经历的样本。可以发现，对于不具有打工经历的农民，经历的饥荒程度增加能够显著促进其农地调整意愿，而对于具有打工经历的农户，这种作用并不显著。

方程11和方程12根据人均耕地面积的均值对样本进行划分，其中方程11是人均耕地面积小于均值（1.805亩）的样本，方程12是人均耕地面积大于均值的样本。可以发现对于人均耕地面积较少的农民，经历的饥荒程度增加能够显著提高其农地调整意愿，而对于人均耕地面积较大的农民，则没有显著影响。

表7 异质性检验的计量结果

变量	农地调整意愿			
	方程9	方程10	方程11	方程12
饥荒经历	-0.362 (0.253)	-0.202 (0.258)	-0.311 (0.206)	0.161 (0.362)
饥荒经历×饥荒程度	1.195* (0.638)	0.583 (0.659)	0.999* (0.517)	0.043 (0.941)
饥荒程度	-0.224 (0.543)	0.777* (0.456)	0.217 (0.405)	1.126 (0.739)
其他控制变量	控制	控制	控制	控制
省份虚拟变量	控制	控制	控制	控制
观测值	1,106	1,598	2,054	650

注：①***、**、*分别表示在1%、5%和10%的统计水平上显著，括号内为稳健标准误；②方程9和10其他控制变量包含方程4除了打工经历外所有变量，方程11和方程12包含除了人均耕地面积外所有变量。

五、结论与讨论

强化地权诱导农业投资是农业发展的制度基础，也是提高农业生产效率，增加农民收入的正式制度安排，是农地制度改革的一个主要方向。然而，自家庭联产承包制实施以来，农地调整再分配持续发生成为农村土地制度一个显著的特征，导致“生不增，死不减”的政策实施不彻底。为什么符合农民潜在经济利益的制度安排并不能被农民所接受，这一现象引起了学者的兴趣和关注。不同学者尝试

从公平偏好、干部寻租和政治工具等各个层面进行解释。但是随着治理环境的改善，农业税的全面取消以及农户对土地生存依赖的弱化，以上假说对现阶段农地调整的解释都缺乏说服力。本文认为农户对农地调整的偏好来源于大饥荒经历所产生的预防性动机，饥荒经历一方面使得农民更加看重土地，另一方面也使得农民更加厌恶风险，这导致农户因规避饥荒威胁而对“地权均分”产生强烈的偏好。本文利用全国九省（区）2704个农户样本和CLDS2014、CLDS2016两期共371个村庄样本的数据实证发现：

第一，大饥荒经历会显著提高农民农地调整意愿。对于经历过大饥荒的农民，随着所经历的饥荒程度的加强，其农地调整意愿也会变得更加强烈。此外，大饥荒对农民农地调整意愿的影响会反映在实际的农地调整中，对于在1959~1961年饥荒程度越严重的村，后来农地发生的概率也会越高。

第二，当家庭人口增加而导致人均耕地明显减少的时候，预防性动机作用更加强烈。对于家庭有新增人口而近5年没有发生农地调整的农民，大饥荒对其农地调整意愿具有显著的正向影响。对于家庭有新增人口但近5年进行过农地调整的农户，大饥荒经历对其农地调整则表现为负向影响。

第三，随着工业化城镇化发展与农业劳动力的非农转移，农民的农地调整意愿越来越低；与此同时，人地关系的松动也使得大饥荒对农民农地调整意愿的影响变得不显著。

本文的研究意义在于：

一是历史事件会影响人们的地权偏好。以往文献认为农村土地普遍存在调整再分配可能和村干部寻租、完成国家任务等因素有关，本文则从大饥荒的角度讨论农户的经历与记忆如何影响其对农地调整的偏好，从而为中国农地调整的发生提供了一个可能的解释。饥荒经历会影响农户的风险偏好程度和对粮食的重视程度，从而使农户更加关注农地能否公平获得，更加偏好农地调整。

二是制度变迁的方向，不仅仅在于获得潜在的经济利益，也可能源自行为主体的经历所形成的风险偏好。农民选择农地调整这一制度安排，不在于农地调整能够为农户带来实质的经济利益，而是能够满足因饥荒经历所强化的预防性动机与风险规避动机。

三是农地调整具有时代性与历史阶段性。随着劳动力的非农转移，农民的农地调整意愿会逐渐降低。饥饿记忆的弱化亦将降低农民对地权调整的诉求。可以推测，随着时间的推移，三年“大饥荒”的经历者将逐渐老去，由饥饿记忆诱发的农地调整动因也将逐步弱化。因此，改善和强化农地产权的稳定性，需要有足够的历史耐心。

参考文献

- 1.陈锡文，2009：《中国农村制度变迁60年》，北京：人民出版社。
- 2.陈义媛、甘颖，2009：《土地调整的政治逻辑：对土地集体所有权的再思考》，《南京农业大学学报（社会科学版）》第2期。
- 3.程令国、张晔，2011：《早年的饥荒经历影响了人们的储蓄行为吗？——对我国居民高储蓄率的一个新解释》，《经济研究》第8期。
- 4.仇童伟、罗必良，2017：《农地调整会抑制农村劳动力非农转移吗？》，《中国农村观察》第4期。

- 5.范子英、石慧, 2013:《为何大饥荒发生在粮食主产区?》,《经济学(季刊)》第2期。
- 6.丰雷、蒋妍、叶剑平、朱可亮, 2013:《中国农村土地调整制度变迁中的农户态度——基于1999~2010年17省份调查的实证分析》,《管理世界》第1期。
- 7.弗洛伊德, 1986:《弗洛伊德论创造力与无意识》,孙恺祥译,北京:中国展望出版社。
- 8.洪伟杰、罗必良, 2018:《地权稳定能激励农户对农地的长期投资吗》,《学术研究》第9期。
- 9.洪伟杰、罗必良, 2019:《制度约束、农地调整和劳动力非农转移》,《江海学刊》第2期。
- 10.黄季焜、冀县卿, 2012:《农地使用权确权与农户对农地的长期投资》,《管理世界》第9期。
- 11.李成瑞, 1998:《“大跃进”引起的人口变动》,《人口研究》第1期。
- 12.李尚蒲、罗必良, 2015:《农地调整的内在机理及其影响因素分析》,《中国农村经济》第3期。
- 13.廖洪乐, 2003:《农村承包地调整》,《中国农村观察》第1期。
- 14.刘愿, 2010:《“大跃进”运动与中国1958—1961年饥荒——集权体制下的国家、集体与农民》,《经济学(季刊)》第3期。
- 15.卢晖临, 2006:《集体化与农民平均主义心态的形成——关于房屋的故事》,《社会学研究》第6期。
- 16.罗爱林, 2005:《俄国农村公社与平均主义传统——“俄国村社与传统”系列研究之一》,《广西师范大学学报(哲学社会科学版)》第4期。
- 17.罗必良、洪伟杰, 2019:《农地调整、政治关联与地权分配不公》,《社会科学战线》第1期。
- 18.罗必良, 2005:《新制度经济学》,太原:山西经济出版社。
- 19.吕之望、辛贤, 2018:《中国农村改革40年图解》,北京:中国农业出版社。
- 20.汪险生、郭忠兴, 2018:《早年饥荒经历对农户土地租出行为的影响》,《南京农业大学学报(社会科学版)》第3期。
- 21.文贯中、刘愿, 2010:《从退堂权的失而复得看“大跃进”饥荒的成因和教训》,《经济学(季刊)》第3期。
- 22.阳义南、唐鸿鸣, 2018:《破解“新农保”象征性缴费陷阱——基于“大饥荒”经历的经验证据》,《科学决策》第7期。
- 23.杨涛, 2010:《探讨大饥荒的成因:集权、计划失误与政治行为的影响》,《经济学(季刊)》第3期。
- 24.姚洋, 2004:《土地、制度和农业发展》,北京:北京大学出版社。
- 25.叶剑平、丰雷、蒋妍、罗伊·普罗斯特曼、朱可亮, 2010:《2008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1期。
- 26.赵民伟, 2015:《管理者早年大饥荒经历与公司财务政策》,《南方经济》第10期。
- 27.郑志浩、高杨, 2017:《中央“不得调地”政策:农民的态度与村庄的土地调整决策——基于对黑龙江、安徽、山东、四川、陕西5省农户的调查》,《中国农村观察》第4期。
- 28.Arrow, K., 1972, “Essays in the theory of risk-bearing”, *Journal of Political Economy*, 80(6), 1328-1329.
- 29.Bai, Y., and K.S. Kung, 2014, “The Shaping of an Institutional Choice: Weather Shocks, the Great Leap Famine, and Agricultural De-collectivization in China”, *Explorations in Economic History*, 54 (C), 1-26.
- 30.Becker, G.S., 1992, “Habits, Addictions, and Traditions”, *Kyklos*, 45(3):327-345.
- 31.Besley, T., 1993, “Property Rights and Investment Incentives: Theory and Micro-Evidence from Ghana”, *Journal of*

Political Economy, 103(5), 903-937.

32.Chen, Q., 2011, "Excessive Investment, Compulsory Saving, and China's Great Famine of 1959-1961", *Journal of Contemporary China*, 20(72), 849-860.

33.Davis, L.E., and D.C. North, 1971, *Institutional change and American economic growth*, Chapter 1, Cambridge: Cambridge University Press.

34.Johnson, D.G., 1995, "Property rights in Rural China", Working Paper, Department of Economics, University of Chicago.

35.Kung, K.S., and J.Y. Lin, 2003, "The Causes of China's Great Leap Famine, 1959-1961", *Economic Development and Cultural Change*, 52(1), 51-73.

36.Lee, W., 1971, *Decision Theory and Human Behavior*, New York: John Wiley & Sons\ Inc.

37.Li. W., and D. Yang, 2005, "The Great Leap Forward: Anatomy of a Central Planning Disaster", *Journal of Political Economy*, 113(4), 840-877.

38.Liang, P.H., 2018, "Winter Is Coming: Early-life Experiences and Politicians' Decisions", Working Paper.

39.Lin, J.Y., 1989, "An Economic Theory of Institutional Change: Induced and Imposed Change", *Cato Journal*, 9(1):1-33.

40.North, D.C., 2005, "Understanding the Process of Economic Change", Princeton: Princeton University Press.

41.Pratt, J., 1964, "Risk Aversion in the Small and in the Large", *Econometrica*, 32, 122-136.

42.Rozelle, S., and G. Li, 1998, "Village Leaders and Land-Rights Formation in China", *American Economic Review*, 88(2), 433-438.

43.Weigelinsch-Wiedrzyk, S., 2003, "Trauma and Memory: The case of the Great Famine in the People's Republic of China (1959-1961)", *Historiography East & West*, 1(1), 39-67.

(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)

Great Famine Experience, Land Rights Preference and Land Reallocation

Hong Weijie Luo Biliang

Abstract: This article reveals the historical root of farmland reallocation from the perspective of China's Great Famine. Using the data collected from 2,704 households in nine provinces, together with the CLDS2014 and the CLDS2016, the study finds that, firstly, the experience of China's Great Famine significantly enhances households' willingness to reallocate their farmland. Secondly, especially for households whose families have new members but have not experienced any farmland reallocation in the past five years, the famine experience serves as a significant predictor of their farmland reallocation willingness. Thirdly, the probability of land reallocation is higher in the areas with severe famine from 1959 to 1961. Fourthly, with the increase of non-agricultural migration and the relaxation of the relationship between people and land, the impact of China's Great Famine experience would become less significant. Therefore, the adjustment of agricultural land turns out to be a historical matter.

Key Words: Great Famine Experience; Farmland Rights Preference; Land Reallocation

男内女外：农村“留守丈夫”的生成原因、 类型与后果*

——基于晋南符册村的调查

刘小峰 李 红

摘要：进入 21 世纪以来，农村“留守丈夫”的身影在学术界长期缺场。本文晋南符册村的案例研究试图呈现当前农村“留守丈夫”的留守类型和家庭处境，并揭示其背后的生成机制和社会结构变迁。研究发现：中国农村夫妻外出还是留守的问题，取决于农村市场化进程中家庭生计两性分工的比较优势及其家庭发展模式。农村“留守丈夫”家庭的主要特征是“夫守妇出”，这一家庭发展模式建立在“市场——家庭——个体”三个维度互动的基础上，由此可以将“留守丈夫”群体类型学分为城市市场挤压型、故乡生计吸纳型与家庭发展周期型。强势面具下的“留守丈夫”受到故土情怀、子女教育、家庭养老的慰藉和羁绊，而长期夫妇分离极易引发婚姻破裂和亲子关系失衡。随着中国第三产业的发展，将会出现一股农村“留守丈夫”家庭的亚文化，而对当前中国农村留守问题的学术审视需要回归到“家庭”的整体性视野，从中寻找中国社会活力的微观基础。

关键词：“留守丈夫” 留守人口 两性分工 男内女外 家庭发展

中图分类号：C915 **文献标识码：**A

两性差别是生物事实。可是我们要注意的是两性分工只是社会利用差别所安排出来的分工体系，并不完全是男女生理和心理上的差别而引起他们所能做的工作的不同（费孝通，1998）。

一、问题提出

进入 21 世纪以来，伴随着中国城市化和工业化进程的加快，农村人口向城市流动主要沿着两条轨迹发展：一是中上层农民纷纷买房进城，二是农村青壮年劳动力外出务工或经商。《2018 年农民工

*本文研究受到江西师范大学青年英才培育计划、2019 年江西师范大学第二批习近平中国特色社会主义思想研究课题“乡村振兴战略下自然村理事会的实践路径与自治能力研究”以及 2019 年江西省社会科学规划青年项目《自然村理事会的实践机制与自治能力研究》（编号：19SH15）的资助。感谢外审专家提出的修订意见，文责自负。本文通讯作者：李红。

监测调查报告》显示：农民工总量自2014年至2018年逐年增加，2018年农民工总量为28836万人，比上年增加184万人，增长0.6%。其中，在乡内就地就近就业的本地农民工11570万人，比上年增加103万人，增长0.9%^①。同时，自20世纪90年代以来中国农村女性离乡外出比例整体呈上升趋势。2018年，在全部农民工中，男性占65.2%，女性占34.8%，女性占比比上年提高0.4个百分点，报告将农民工分成两类：本地农民工和外出农民工。其中，外出农民工中女性占30.8%^②。已婚女性外出务工，于是，越来越多的农村丈夫可能驻扎在家乡这个大本营，作为家里顶梁柱的他们，照顾着家里的老人和孩子，如此，外出谋生“闯事业”不再仅仅是男性的专属^③。同时，大量妇女的外出，使得“男主外，女主内”的传统两性分工模式被打破。农村已婚男性开始留守家庭成为“留守丈夫”，这是急剧社会变迁过程中劳动力资源重新配置的结果，也是当前农村市场化进程中家庭两性社会分工变革的产物。

农村“留守丈夫”通常是指妻子外出（一般在半年以上）后单独或与其他家庭成员共同居住在农村户籍地的男性。例如，周福林（2006）认为由于人口流动造成夫妻在一定时期分开居住，独自留守在家的女性成员被称为“留守妻子”，独自留守在家的男性成员被称为“留守丈夫”。当前农民城市化和农村市场化浪潮不断改变乡村社会的基本面貌，农村里的“留守丈夫”也受到了少部分学者关注。他们阐述了农村“留守丈夫”面临的生存压力和生活艰辛，夫妻异地的性压抑，以及“男守女出”分工方式对农村女性地位、两性家庭关系的影响和男性留守对家庭经济收益可能产生的积极意义（黄行福、吴东俊，2003；仰和芝、张德乾，2006；马李娜，2011）。此外，部分新闻媒体片面报道渲染了农村“留守男人”或“留守丈夫”的生活处境和感情纠葛。例如，四川新闻网报道，妻子外出打工，多病的丈夫留守在家过了6年牛郎织女般的生活，难耐寂寞的他竟然和一名失足女发生感情，用6万字的出轨日记详细记录了这一让他忐忑矛盾却又不可自拔的情感历程^④。

总体而言，当前农村“留守丈夫”的关注呈现学术缺场的状态。究其原因，一是农村“留守丈夫”群体出现相对较晚，即使早期零星出现但并没有形成规模；同时，由于既往农村留守问题研究聚焦于传统“三留”人群：留守老人、留守妇女和留守儿童（叶敬忠，2019），这使得社会大众和当前学术界

^①资料来源：国家统计局，http://www.stats.gov.cn/tjsj/zxfb/201904/t20190429_1662268.html，2019年4月29日。

^②同上。

^③农村已婚女性外出的背后并非就是丈夫留守，还有一种可能是夫妻双方外出。笔者田野观察，今日中国农村夫妻共同外出仍然占据主要类型；其次，夫妻共同留守、“留守妇女”和“留守丈夫”三者类型并存。其共同的关键逻辑是，在全国范围内快速发展的城市化进程吸纳或抽走了农村社会的人力资源。因此，我们可以看到中西部农村如今广泛遍布的空心化村庄，留守儿童锐减，农民进城。一言以蔽之，目前农村“夫守妇出”的“留守丈夫”群体在全国的统计情况暂时并不明晰，尽管比例轻微，但是考虑到中国的庞大流动人口基数这一问题仍然不容小觑。此外，“留守丈夫”群体在南北中国经济社会非均衡发展中存在区域差异。

^④四川新闻网：“留守6年无性生活 达州丈夫恋上失足女写6万字<出轨日记>”，<http://scnews.newssc.org/system/2012/05/29/013535359.shtml>，2012年5月29日。另外，中国妇女报2014年10月28日报道“女主外，男主内”的家庭在西方初现曙光，而且还有渐成新潮之势；世界新闻报2010年1月28日提到美国有15.8万名当了父亲但不工作的“家庭主夫”。

对“留守丈夫”印象甚少。他们的权利发声、生活处境以及情感历程，相关的经验探索处于忽视状态——笔者在中国知网等数据库以“留守丈夫”为篇名或关键词搜索到的重要文献极少。二是受中国传统父权文化影响，作为“（大）丈夫”的男人，自古以来被冠以“铁汉子”“家庭的顶梁柱”“国家建设的主力军”等称谓，始终带着“强势群体”的面具。吊诡的是，在“男儿有泪不轻弹”的惯习中，这个“强势群体”获得的关注却更少了，甚至几乎被忽视。

一言以蔽之，传统中国社会的家庭作为一个“事业社群”，“男女有别”（费孝通，1998），由此家庭生计^①形成了“男人养家，女人持家”“男人以社会为主，女人以家庭为主”的性别分工格局，其社会基础是人们对于儒家“男外女内”文化的广泛认同和支持（刘爱玉，2019）。这种家庭生计模式是社会给定一成不变的吗？倘若家庭两性分工颠倒会给当前中国家庭发展产生何种后果呢？本文试图通过晋南村庄的案例研究呈现两性分工“夫守妇出”的生成原因和类型，洞察背后的社会机制，希望唤起社会公众和学术界对农村“留守丈夫”群体的积极关注；同时，通过农村“留守丈夫”的故事拓展当代中国家庭研究的整体性学术视野。村庄研究的旨趣在于见微知著，通过微观生活处境的“深描”借助理论的穿透力和时空拓展逐渐移步到宏观结构，从地方的民族志叙事中勾连民族国家和社会结构的历史转型。

二、外出还是留守：中国农村家庭生计的两性分工与留守身影

改革开放 40 年中，中国农村剩余劳动力的走向机警而审慎。机警是指在改革开放的春潮涌动中中国农村劳动力就开始了大规模的乡城流动，“孔雀东南飞”“一江春水向东流”。对农村留守人口问题主流的解释是，城市化建设对劳动力的大量需求和农村劳动力的大量剩余形成了推拉效应，使得广大农村地区普遍形成了一种家庭拆分型的劳动力迁移模式，这种劳动力的分离和流动是为了实现家庭收入最大化而做出的理性选择（“中国农村劳动力流动”课题组，1997；叶敬忠，2019）。审慎是由于当前农民的进城理想通常需要渐进性实现家庭整体迁移，很长一段时期只能将部分家庭成员（主要是妇女、孩子和老人）留在农村，从而造成一种分离家户的生计模式，并形成了中国农村典型的“386199”现象（杜鹏，2004）。同时，学术界对中国农村的留守人口观察也持相当审慎的态度。一是农村留守人口现象尽管萌生于 20 世纪 90 年代初，但是直到 21 世纪初才真正引起学术界的关注；二是事实上存在的农村“留守丈夫”故事长期学术缺场，这是本文的田野议题所在。

山西省临汾市翼城县南唐乡符册村（行政村）的留守人口故事与当代中国社会转型的历史进程紧密相连。符册村位于晋南地区，距离县城约 5 公里，全村总人口为 3318 人，798 户，分成九个生产小组，其中女性 1594 人，男性 1724 人，户均 4.2 人，共有耕地 5268 亩，户均 6.6 亩^②。该村经济收入的主要来源为打工和种植农田，20 世纪 90 年代初符册村青壮年劳动力就开始大规模外出打工，当前

^①本文中“家庭生计”有两层含义：一是生存之意，主要是指家庭成员生存的物质需要，侧重经济收入；二是发展之意，不仅包括规范家庭成员的人际互动和情感关系，还包括家庭成员的人生发展。

^②数据来源于符册村村主任告知，他曾任该村支部书记后改选为村委会主任，前后任职长达 15 年，对村情非常了解。下同。

外出务工人员约 1400 人，农田种植则以小麦和玉米为主。田野观察，当前符册村的农民家庭生计形态主要分为四类：丈夫单独外出务工的留守妇女型家庭（约占 60%）、夫妻双方都外出的打工型家庭（主要是年轻夫妇，约占 5%）、夫妻双方均留守农村型家庭（主要是年老夫妇，约占 10%）、妻子单独外出务工的留守丈夫型家庭（约占 20%）。符册村田野吸引笔者的地方在于，近年随着中国经济体制改革以及服务行业的兴起，该村外出务工人员发生变化，留守在家的已婚男性不断增多。笔者于 2018 年 9 月~2019 年 2 月在符册村进行了问卷调查和入户访谈，针对“留守丈夫”共发放问卷 120 份，回收 120 份，回收率为 100%；其中有效问卷为 112 份，有效率为 93.33%。同时本研究选取了 15 位农村“留守丈夫”代表进行深入访谈并做了记录，获取了详实的一手材料^①。

第一，农村“留守丈夫”的年龄结构。调查发现，符册村“留守丈夫”的年龄分布：25 周岁及以下为 0 人，26~35 周岁为 18 人，36~45 周岁为 27 人，46~55 周岁为 52 人，56 周岁及以上为 15 人，共计 112 人。由此可见，在符册村“留守丈夫”46~55 周岁最多，占比 46%，这一年龄段的农民将进入老年，身体素质的下降使其不再满足城市用工需求，同时，他们的儿女大多已成家立业，且父母年老需要照顾。因此，他们会选择留在家中种地或者就近打工。田野观察发现，36~45 周岁的“留守丈夫”占比 24%，其留守原因主要是自身健康问题不得不让妻子单独外出务工贴补家用；或孩子在为高考奋战，妻子选择在省城陪读，自己留在家打理一切；或为村里的养猪户，田野调查开展的前两年养猪行业不景气，丈夫也不愿出去打工，于是让妻子外出，这是符册村的特殊情况，本村有生猪交易市场，养殖户约 100 户。26~35 周岁的年轻“留守丈夫”占比 16%，主要是妻子受过高等教育或有技术之长，结婚后不愿意留在农村，跟随亲友等在外务工或经商。56 周岁及以上的“留守丈夫”占比 14%，主要是因为孩子在大城市安家落户，老伴跟随孩子到城市照看孙辈。

第二，农村“留守丈夫”的家庭结构特征。调查发现，符册村“留守丈夫”家庭中 17.9% 的家庭有 1 个孩子，73.2% 的家庭有 2 个孩子，7.1% 的家庭有 3 个孩子，1.8% 的家庭有 4 个及以上孩子。同时，符册村 50% 的“留守丈夫”家庭有两位老人，26.8% 的“留守丈夫”家庭有一位老人，家中已没有老人的家庭占 23.2%。由此可见，随着经济发展、卫生医疗水平提高和生活条件不断改善，人们的寿命大大提高^②，符册村“留守丈夫”家庭需要在家赡养照顾老人的占比 76.8%。简言之，农村“留守丈夫”家庭结构最显著的特点是家里下有儿女需要陪伴，上有老人可能需要照顾，这也是家庭中必须有人留守的主要原因。同时，调查发现，符册村“留守丈夫”的妻子外出时间都不是很长，“留守丈夫”留守的时间刚刚半年的占比 24.1%，留守时间集中在 1~2 年的占比 51.8%，2~3 年的占比 17%，而留守时间 3 年以上的仅为 7.1%。由此可见，该村“留守丈夫”现象是近两三年才集中出现的，而且增长速度很快。

^①笔者在符册村做了 120 份调查问卷，依据是该村村主任的经验判断抽样，即该村约有 120 户“留守丈夫”家庭。同时，该村的孤寡家庭、光棍家庭等约占 5%。遵循学术惯例，文中人名进行了技术处理。

^②国家卫生健康委员会发布《2017 年我国卫生健康事业发展统计公报》显示，2017 年中国居民人均预期寿命由 2016 年的 76.5 岁提高到 76.7 岁。

概言之，在当前农民城市化、农村市场化进程中，农村男性究竟是留守还是外出，取决于核心家庭生计基础上的两性分工合作策略。诚然，传统中国夫妇之间基于生理和社会分工差异，形成了通常人们所说的“男主外，女主内”。费孝通（1998）曾观察到，“男女分工虽则并不一定根据他们的生理上的特质，有时却可以分得很严，甚至于互不侵犯。我们乡下就有一种谚语说：‘男做女工，一世无功’。分工的用处并不只视为经济上的利益，而时常用以表示社会的尊卑，甚至还带一些宗教的意味。就是那些不必要特别训练的工作，好像扫地、生火、洗衣、煮菜，若是社会上认为是男人不该动手的，没有人替他们做时，他们甚至会认为挨饿倒可以，要他们操作却不成。”费孝通所谓“男外女内”的传统两性分工模式，不仅仅是依据男女在生理和心理上的差别，更重要的是社会秩序利用两性差别所安排出来的分工模式，以此维系和巩固传统中国父权文化和“男女有别”^①。事实上，这种基于生理和心理差异上两性分工的比较优势理论，对于今天家庭夫妇关系格局的变动仍然具有解释力。即：当代农村市场化进程中，夫妻双方的去留是根据家庭成员的劳动优势和生活机会进行比较做出家庭理性决策^②。

新家庭经济学常用比较优势理论将以性别为基础的家庭分工解释为个体理性选择的结果。在新家庭经济学的理论视野中，家庭是消费单位，也是生产单位，基于性别差异，女性通常在家务劳动和生活照顾方面具有比较优势，男性则在市场劳动方面具有比较优势。“男外女内”的家庭分工现实是个体理性选择的结果，以此实现家庭整体收益的最大化（郑加梅、卿石松，2014）。现代女权主义者则对此表示质疑和不满，她们强调两性的分工是社会性别建构的产物，特别是父（男）权文化的彰显，因为不平等的家务分工是形成性别收入差距的重要机制（王玮玲，2016）。

现代女权主义学说的解释力在于，随着女权运动的开展，女性崛起、两性关系日渐平等化，大量女性涌入劳动力市场。然而，农村打工经济并未彻底改变“男外女内”的传统家庭夫妇关系面貌，留守妇女仍要承担大部分甚至全部的家务劳动，甚至农村里的家务劳动被贴上了女性标签。以符册村为例，比较上看，“留守妇女”家庭比例约占60%。可是近年来符册村日渐萌生了一种“留守丈夫”的家庭形态，颠覆了传统两性分工模式，当前约占20%。由此可见，一方面，在当地乡村“留守丈夫”家庭并不占主流；另一方面，该地在农村市场化进程中自发涌现了一股“留守丈夫”家庭的亚文化。与此同时，相伴随的家庭劳动分工变动还有妻子逐渐外出务工或经商，越来越多的“留守丈夫”从事家庭照顾和家务劳动。这表明，家庭内部夫妇的劳动分工角色并非是社会秩序固化的，一直处于积极适应和变动之中，当家庭生计环境面临内外情境的剧烈挑战时，夫妇双方将会适时重新根据各自的比较优势和生活机会建立新的家庭两性合作模式。换言之，新家庭经济学两性分工的比较优势理论更能解释当前农村两性分工模式的变迁和适应。即：中国农村家庭的两性分工模式是自发或被动地适应打工经济转型和家庭生计发展模式的，这也是中国社会发展活力的微观基础。

^①比较上看，费孝通（1998）关于中国社会两性分工和家庭制度的建构，更偏重从社会秩序的角度出发和落脚。他认为，“种族需要延续”是发生生育制度的基础，“婚姻的意义是在确立双系抚育”。

^②中国农村家庭生计的两性分工不仅是劳动分工（工作机会），还包含生活机会的安排——如下文家庭发展周期型“留守丈夫”很多案例都体现了生活机会的安排。

三、夫守妇出：家庭生计视角下的农村“留守丈夫”类型

综上，中国农村家庭的丈夫到底是外出还是留守，取决于农村市场化进程中家庭生计两性分工的比较优势及其家庭发展模式。这一家庭发展模式建立在市场需要、家庭特质与个人能力三个维度互动之中。笔者发现，符册村丈夫独自留守的原因是多样的，因病、因残、因老，因子女教育羁绊，因劳动力市场排斥，因主动返乡创业等，其留守共性均在于变迁社会中“国——家——个体”三者之间的互动和选择。根据类型学，笔者按照农村“夫守妇出”的主要动因将“留守丈夫”群体划分为城市市场挤压型、故乡生计吸纳型与家庭发展周期型。

（一）城市市场挤压型“留守丈夫”

随着中国经济发展和社会不断进步，2013~2018年五年间中国第三产业就业人数增加了4573.8万人，而第一产业减少就业人数近2532万人^①。同时，2017年中国第一产业增加值占国内生产总值的比重下降为7.2%，第三产业增加值则上升至52.2%^②。由此可见，中国的产业分布和就业人员正逐步从第一产业向第三产业转移，第三产业的发展为女性提供了更多的就业机会，如旅游、社区服务等。近年来符册村邻近的京津冀大都市圈家政行业兴起，女性从事保姆、月嫂、医务护工和养老护工等工作有先天优势，并且工资待遇相对较高，许多农村家庭为了使家庭收入最大化，女性外出务工成为一种优先的选择。而男性留守家中耕田种地（家庭田亩面积较大时）比女性更适合，还能避免婆媳关系造成的家庭关系不畅等问题。调查发现，符册村女性大部分是去北京务工，因为同一工种北京薪酬水平较高。比如，“来太原一个保洁也就1800元的工资，北京却可以拿到3000元左右。太原一个保姆平均工资在2200元，北京则最低标准为3500元”。^③据了解，二队刘某的媳妇一个月可以挣到6000元，她在北京一户人家照料一个七旬“植物人”，顺便给家中另外一个身体健康的七旬老人做饭。

访谈三队李某（53岁）时，笔者问道：“为什么要让我姨出门打工您留在家里呀？是您不愿意出门吗？”他叹了口气：“不是我不愿意出门，这也是没办法的事情。现在工厂都愿意用年轻人，我这年龄大了，干活也没有年轻人利索，还没啥（没有）技术，没啥文化，到了城里也找不到一个好干的工作，娃他妈就不一样了！现在城里的人都很忙，每天要上班，都没时间照顾娃，稍微富裕点的只好找保姆了。在别人家里干保姆，也就是看看孩子、做做饭、打扫一下卫生，这些娃他妈在家里也都做过，也不要什么技术，主要是不累，又不用租房，吃住都管，一个月还能拿五六千的工资！纯落（挣）呀！”

（2018年10月1日访谈）

符册村男性村民外出务工主要从事重体力活，劳动强度大，工资也较低，他们集中在建筑业、煤矿业等劳动密集型行业。近年来中国加强对环境保护的监控，造成很多污染严重的工厂关闭，尤其是

^①国家统计局年度数据：<http://data.stats.gov.cn/easyquery.htm?cn=C01&zb=A0402&sj=2017>。

^②五年间中国第二产业增加值比重变化不大，参见国家统计局：《中华人民共和国2018年国民经济和社会发展统计公报》，http://www.stats.gov.cn/tjsj/zxfb/201902/t20190228_1651265.html，2019年2月28日。

^③来源于符册田野访谈，下同。

化工、煤矿、陶瓷等行业。“城市里的许多基建工地，因为受到环保的监管暂停开工；还有一些小工厂在产业升级过程当中没能跟上市场形势纷纷倒闭”。随着中国经济增长速度的下滑和这些企业的关闭，大量农民工被迫返乡。于是，当前农村可以看到大量闲散的“留守丈夫”，并不是他们不想出去，而是外出就业困难。

“我原来在洪洞县的煤矿上班，一直是干开采的活，对技能也没啥要求。前年国家开始严查环保，把我们的矿停了，到现在也没再开工，好在每个月矿上还给领点补贴。我也没啥其它技术，又是小学文化，年龄也大了，就没有再出去找工作。娃也都在省城上班了，娃他妈之前一直在老家呆的，没见过什么世面，孩子叫她去大城市转转，顺便在跟前酒店当服务员，一个月也能挣个三千多。”（四队的王某某，50岁，2018年10月2日访谈）

职业技能是影响农民工就业的主要因素。随着互联网的发展、智能机械化技术的成熟，中国劳动密集型行业在不断转型。为了降低成本，很多企业的流水线工人被智能机器人替代；另外一些工作则需要专业的技术人员，有学历与年龄的限制。于是，教育水平低、缺乏劳动技能的农村男性“就业无门”，只能守候在家。应该指出的是，进入21世纪，国家逐渐重视农民工的职业技能培训，实施了“求学圆梦行动”、农村免费技能培训等项目，在一定程度上提高了农民工的职业技能水平，调查显示，2017年中国有三分之一的农民工接受了农业或非农业技能培训^①。

同时，随着移动互联网的快速发展，人们的就业渠道不再只能依靠劳动就业市场、职业中介、老乡关系等传统路径，他们还通过互联网、智能手机随时随地关注就业信息。但对于农民工而言，他们获取外出就业机会的主要渠道仍然是熟人和亲戚等“强关系”链接（罗家德，2012），也有少部分依靠当地劳务市场寻找外出就业机会。因此，智能手机等现代互联网信息技术并没有对农民工的就业机会带来太多帮助，在农民工眼里智能手机只是更加方便联系、丰富精神生活，他们对利用互联网找工作则“不甚了解”。一些年轻农民工懂得使用互联网技术，却多用于娱乐游戏和人际联系，他们同样缺乏利用互联网寻找就业机会的意识。这表明中国农村剩余劳动力就业途径比较单一、落后，而当前市场用工信息平台的不健全，又造成了用人单位和农民工之间信息不畅通，容易出现“企业招工难，农民就业难”的两难局面。

“我之前一直在镇上的化工厂上班，每天朝九晚五按时上下班，后来查环保把厂子停了，我也就在家歇下了。本来想去省城找个工作，也不认识啥人，也没看到招工信息，就一直没有找到合适的。去年隔壁老王家孩子在深圳富士康是个小组长，说是让我去那工作，结果去了因为血糖高体检没过，听他们说就是去了厂里也会不停地加班，我身体也不行，怕是受不了呀。其它地方咱也不知道，没办法，只能跟娃他妈商量，让她跟村里的王婶去北京打工了。”（九队曹某，55岁，2018年10月3日访谈）

（二）故乡生计吸纳型“留守丈夫”

农村发展是中国经济的稳定器。从2005年的“社会主义新农村建设”到2014年的“精准扶贫战

^①国家统计局：《2017年农民工监测调查报告》，http://www.stats.gov.cn/tjsj/zxfb/201804/t20180427_1596389.html，2018年4月27日。

略”再到2017年的“乡村振兴战略”，国家不断加强对“三农”问题的资源倾斜力度，因地制宜地发展农业产业，拓展农民增收的途径。符册村在国家畜牧业发展政策和地方政府的产业振兴导向下，逐步形成了晋南最大的生猪宰杀市场。养猪创收需要规模经营，每天早晨五点钟就要起床准备喂料、清理、宰杀等，工作很辛苦，但比外出务工的收入高，于是很多男性选择留守家中养猪。但是，2016~2018年当地生猪市场不景气，养猪大户的经济收益下降，随之饲养规模下降，有些家庭会选择让妻子外出，丈夫在家照顾家庭^①。

“我一直在村里养猪，每天早上4点多就得起床去拉猪、送猪、杀猪，有时候一早上能杀四五头猪，等把杀好的猪都送出去忙完也就中午了。家里也不缺钱，去年村里开展了一个农民技能提升的培训班，媳妇高中毕业认识不少字，听人说去北京打工一个月七八千，她非要去，我每天忙完回来还得自己做饭，觉得好累啊。”（三队养猪大户宋某，42岁，2018年10月9日访谈）

同时，这几年国家倡导土地流转和农地规模经营，积极支持返乡农民创业致富，促使一批有见识的中青年农民工返乡自主创业。符册村的王某就是典型的例子。他在当地政府和银行借贷的帮助下返乡承包了符册村100余亩土地建设大棚种植蔬菜。每到农忙，他雇请符册村留守闲散人员去施肥、浇水、去苗等，待到蔬菜成熟季节，附近菜商前来收购，运往外地销售。2017年王某被县人民政府授予“农民创业致富先进个人”光荣称号。接受访谈时王某说：“媳妇在外面打工比我挣得多，我这也没啥本事，就想着回来承包点地种大棚，感觉比我出去挣得多，还能跟村里伙计们一起耍耍，挺好。”王某每年能收入十几万元，他不仅给自己家庭带来了收益，还解决了部分当地留守人员的就业问题，可谓是一举多得。

除了故乡的就业机会，最能扣动农村“留守丈夫”心弦的是故土的乡情。中老年农民工从小生长在农村环境，对城市生活会产生不适应感；受“落叶归根”等祖荫观念长期浸染，他们中许多人只有回到故乡才有“家”的感觉，因为无论异地风景多么漂亮，都是一种“漂泊”的生活。随着年龄的增长，他们的这种信念越来越浓——故乡的田园风光和左邻右舍的“熟人社会”是人生旅程中最好的归宿。中老年农民工的这种家乡观念决定了他们的打工需求具有现实性、阶段性。《2018年中国农民工监测调查报告》显示，农民工增量比上年减少297万人，总量增速比上年回落1.1个百分点；在外出农民工中，进城农民工13506万人，比上年减少204万人，下降1.5%。其中，外出农民工增量减少的原因之一是中老年农民工返乡。

“王大爷，我大娘去省城跟王哥享清福了，您怎么自己留在家啊？”笔者询问已过六旬的王大爷。王大爷笑着说：“去过了，孩子结婚头两年在他那住了几个月，总觉得心里不踏实，家里的地都快荒了，我得回家种地呢，你大娘喜欢城里，那就让她在那给孩子做做饭，没事还能出去逛逛公园。在孩子那住的时候看见他们买个啥都是贵的，那白面一小袋都上百了，我这一 year 在家随便种点就够他们吃两年的了，种的花生也给他们打（榨）成花生油带城里了。夏天我还种黄瓜、茄子、豆角给他们拿到城里

^①田野调查时间在2019年非洲猪瘟疫情发生之前。追踪调查反映，2019年春节符册村当地市场的猪肉售卖价格跌到了5元一斤，2020年春节的猪肉售卖价格则上涨到27元一斤，2019年当地长期坚持饲养家猪的农户年底经济效益非常好。

吃，可比在超市买的好多了。把地承包给别人吧，总是舍不得，总觉得没了土地就没了根。在城里，也没有这左邻右舍的天天可以唠嗑、走动。”（五队王某，62岁，2018年10月15日访谈）

诚然，在中国语境家庭始终为个体行为提供伦理支撑和价值支持，家庭成员相互依存，为了家庭更好的发展，成员之间往往会做出理性分工，通常是丈夫（男性）外出务工，妇女（女性）留守家中生活照顾。随着改革开放的深入和中国产业结构的转型，人们的思想逐步开放，许多农村家庭为追求收益最大化，在两性分工的劳动优势比较上逐步开始尝试妻子外出务工，丈夫留守家乡——一般留守男性会从事农忙务农、农闲短工的家庭生计。

“娃他妈外出打工主要是因为比我在外头挣得多。俺家五口人，7亩地给村里承包了修建大棚，平时农活几乎没有，就偶尔周围附近帮一下短工。孩子也大了，娶个媳妇彩礼就得十几万，还得买车，70岁的老人看病也得花钱，钱不够花啊。我去年出去找工作在北京市当了一年保安，一年才收入两万多点。今年村里好多女人都去北京打工了，一年下来能收入五六万，跟娃他妈商量了一下，为了赶紧挣钱给我娃娶媳妇，只好让她出去打工了。”（四队马某某，45岁，2018年10月5日访谈）

（三）家庭发展周期型“留守丈夫”

家庭发展周期是指一个家庭诞生、发展直至消亡的变化过程，它反映了家庭从形成到解体循环运动的周期规律。中国的家庭具有相当稳定、持久和连续性的生命发展周期。因为中国家庭的两性分工尽管发生在夫妇之间，可是家庭发展的主轴却不在夫妇之间，而在父子之间，“家是个绵续性的事业社群”，要完成社会的“新陈代谢”和祖荫之下的种族绵延（费孝通，1998）。也就是说，中国家庭的生命周期包含从结婚、生育、抚养未成年子女，直到衰老和死亡，家庭在不同发展阶段上有不同的任务和需求，也有因家庭变故导致的阶段性人生任务，家庭成员要尽力承担各阶段对应的责任。这个意义上，由家庭发展周期的阶段性任务导致的农村“留守丈夫”，主要是以下几种类型。

一是因“老”“病”“残”导致的农村“留守丈夫”。当前，老年男性农民工在外务工多从事重度体力劳动，长期超负荷劳动使他们的身体难以承受，常常还未到法定退休年龄就身缠疾病。绝大多数农民工是“临时工”，一旦生病他们在城市就很容易丧失经济来源，于是他们只能选择返乡看病、留守农村从事一些力所能及的农活。比较而言，农村中老年妇女一般勤俭、能干、心灵手巧，随着阅历不断丰富，她们在城市可以找到保姆、月嫂、饭店服务员等社会服务工作，因此“农村的妇女就是年龄稍微大点，在城里也还是可以挣到钱的”。符册村三队段某（42岁）是一名瓦工，手艺非常好，前些年一直外出在建筑工地工作，去年他的左腿在一次施工事故中被掉下来的石板砸伤，休养一段时间后，现在只能留在老家料理家务和种田，农闲时跟着农村施工队做一些低建筑的瓦工工作。而为了家庭生计，其妻不得不外出务工，她在北京一家养老院当护工，一个月能收入四五千元。

“让我们家那口子出去干活也是没有办法，我这年龄越来越大，出去也找不到什么活啊。原来我出去在包工队做工，现在身体不如从前了，我现在只能在家里干干农活，料理家务，庄稼地里没有活时，我可以在附近打零工。哎，这不都是为了生活嘛！”（九队李某，48岁，2018年10月9日访谈）

二是由于媳妇的家庭地位提高、婆媳关系矛盾导致的农村“留守丈夫”。家庭关系中最重要的是夫妻关系和亲子关系，并由此派生出其它亲属关系。随着现代女权主义的发展，现在的农村公婆不再像

原来一样具有家长权威，婆媳之间时常发生冲突和矛盾，此种情况下，媳妇外出，于是在家待的时间短、和公婆见面次数也少，时间长了矛盾慢慢淡化。

“媳妇是我高中同学，我们谈对象那会家里就不同意，最后父母拗不过才同意我俩的婚事，为此媳妇和老妈一开始便心里有了疙瘩。刚生孩子那会，因为过满月一点小事她们都能吵起来。刚开始我和媳妇一起外出打工，随着孩子上了小学，地里活也得干，我在镇上给人开车，收入不算多，好在能经常回家，周末还能辅导孩子作业。去年和媳妇商量让她一个人出去打工了。她们见面的次数少了，见了面也就不吵了。”（一队高某，30岁，2018年10月5日访谈）

三是为子女所牵挂和羁绊的农村“留守丈夫”。符册村由于照顾子女而成为“留守丈夫”的主要分布在36~45周岁和56周岁及以上两个年龄段。36~45周岁的“留守丈夫”，其孩子大部分处于高考奋战期，孩子的母亲通常在学校附近租房陪读，父亲则留在家中照顾老人、干农活、打短工等。

“娃今年高三了，在省城上学，学习成绩还行，两年前上高一的时候我们就在学校跟前租了个房子，娃他妈在那跟他陪读。刚开始半个月回来一次，今年基本上两三个月才回来一次，村里事多，我只有在县城找个工作，这样村里有啥事也知道，好给人家帮忙。不知道娃高考怎么样，我们也就是想让他现在能安心上学就好。”（五队刘某，38岁，2018年10月14日访谈）

56周岁及以上的“留守丈夫”，其孩子基本是80后、90后，很多上过大学、已经在城市安家立业。因为城市生活压力大，年轻夫妻共同打拼还房贷、车贷，孩子无人照顾，又请不起保姆或月嫂，而老母亲细心、会照顾家庭，所以跟随儿女进城照顾孙辈外孙辈；老父亲则留在家中精心种植，这样从整体上不仅能够增加家庭收入，还能减少家庭矛盾。

“我娃（儿）大学毕业在太原买了房娶了媳妇，两人都有正式工作，平时也很少回来，去年生下娃便把他妈接走照顾娃了。我脾气不好，又不太会做家务，和他们年轻人也说不到一块，居住在一起我有时吐痰，媳妇看见也不是很方便。家里还有点田地，我就每年种点麦子、葵花，丰收了也是钱。平时闲下来还能跟邻居打麻将，挺好的。”（张某，55岁，2018年11月2日访谈）

四、男内女外：丈夫独守农村的家庭后果与家庭关系

诚然，随着中国产业结构的转型和两性分工的变化，当前中国农村留守人员中日渐增加了一个新的群体——“留守丈夫”，这一群体的生成是社会结构转型、家庭生计和个人选择的多方互动结果。换言之，用动态的眼光去看中国家庭生计变迁，“市场——家庭——个体”之间并非简单的三元关系，而是复杂的相互嵌入关系。众所周知，中国传统家庭生计认为“男外女内”是金科玉律，然而，这并非是社会秩序给定一成不变的，于此变迁社会中传统家庭两性分工的颠倒，以及丈夫独守农村后会造成何种家庭后果和社会影响呢？

第一，家务男性化，性别关系趋向平等。20世纪90年代后期，随着中国农村大量青壮年男劳动力外出务工，农村地区曾普遍出现“农业女性化”（高小贤，1994）趋势。而近年来随着外出务工的市场需求变化，农村妇女外出务工人数倍增，相伴的“家务男性化”也日益被农民家庭所接受。2015年《中国性别平等与妇女发展白皮书》显示，中国家庭中的性别平等状况明显改善，夫妻共同决策家

庭事务成为趋势，男女共同分担家务的观念得到更多认同，两性家务劳动时间差距由 10 年前的 150 分钟缩短到 74 分钟^①。这表明，中国社会的家务分工发生了较大变化，男性分担家务现象不断增多，甚至在有些家庭男性成为家务主力，被调侃为“家庭煮夫”。

“我今年 32 岁了，按说应该出去打工养活我媳妇，但是我的文化程度没有媳妇高啊。人家本科毕业，在北京一家酒店当大堂经理，一个月八千多呢，我这出去最多也就五六千，还没她轻松。现在谁出去挣钱多谁就出去呗，又不是以前，男人要是在家看娃、照顾老人，村里人能笑死，出门都抬不起头。现在这社会，谁挣钱多谁在家说了算，我这每天做做家务也挺好，也能体会到我媳妇的不容易啊，我要好好待我媳妇。”（三队李某，2018 年 10 月 7 日访谈）

“我觉得男人就应该多做一点家务，家庭是需要两个人共同经营的。可我老妈从来不理解我，她认为做家务的男人没出息，小时候我总是帮她洗碗，她就老骂我，说我没出息，我老爸和弟弟从来不帮她干一点家务。不过，我还是觉得我做的是对的，平时媳妇不在家的时候家里所有的家务活我都做了。”（五队刘某，42 岁，2018 年 10 月 18 日访谈）

第二，农村“留守丈夫”劳动强度大，精神生活贫乏。符册村“留守丈夫”在家除了农活和生活照顾外，还要依靠当地的建筑业、养殖业等挣钱贴补家用。“挣下的钱主要是家庭开支和孩子上学用，自己几乎不怎么花钱”。“眼睛一睁，忙到熄灯”概括了农村“留守丈夫”的真实生活写照。长期的留守生活，导致他们的生理和心理产生了巨大的压力，严重损害他们的身心健康。

“媳妇出去打工 3 年了。之前一直是我在外面干活，这两年身体不太好在外边去个医院也不报销（住院治疗报销比例没有户籍地高——笔者注），索性回老家工作，也没啥文化，就在村里工地上干小工，一个月能收入三千多，不忙的时候还能把家里的地种种。孩子现在还在读初中，每周回来一次，回来还要给他洗衣服、做饭，每天躺到床上都觉得累得不行，生怕把他照顾不好影响学习。”（八队王某，36 岁，2018 年 10 月 8 日访谈）

同时，长期分居的婚姻模式让农村“留守丈夫”处于孤单、寂寞的状态，他们空闲时间一般喜好打牌、打麻将、看电视，公共文化生活的单调。

“我娃也上大学了，媳妇也不在家，没啥事的时候就喜欢到老王家打麻将，有时候玩到夜里一两点才回来（家）。回来早了连个说话的都没，我又不喜欢看电视，一个人在家感觉怪冷清的。”（二队王某，45 岁，2018 年 10 月 19 日访谈）

“娃他妈在城里照看孙子，平时没啥事也不回来，我隔两三个月去城里看看她，平时也就我和我老母亲在家，她身体不太好，没事的时候就喜欢坐门口晒太阳。我平时也没啥事，给她做了饭收拾完就去打麻将了，这日子感觉每天过得都一样。”（一队廖某，55 岁，2018 年 10 月 22 日访谈）

第三，令人担忧的农村“留守丈夫”夫妻关系。调查发现（见表 1），符册村“留守丈夫”家庭中妻子外出未曾回（老）家的占比 2.7%，一年回一次家的占比 7.1%，一年回两次家的占比 20.5%，一年回三次家的占比 47.4%，一年回家次数达到 4 次及以上的占比 22.3%，多数外出妻子在亲戚朋友婚

^①新华社：《中国性别平等与妇女发展白皮书》，<http://news.cntv.cn/2015/09/22/ARTI1442894404391724.shtml>，2015 年 9 月 22 日。

丧嫁娶或逢年过节等特殊情况时才回家。在联系方式上，年轻夫妇的沟通方式比较多元，而年龄较大的夫妇沟通方式比较单一，基本是电话联系；在沟通频率上，年轻夫妻几乎每天微信聊天，而年龄大的夫妻沟通较少，虽然老年“留守丈夫”也很担心在外的妻子，但是他们很少主动打电话，除非家里有“事”。聊天内容中，农村外出妻子最关心的是子女的情况，占43.8%；其次，是家人的健康，占31.3%；再次，是农作物的生产情况以及村里的婚丧嫁娶等。

表1 外出妻子与家人沟通情况(%)

回家次数	不回家	一年一次	一年两次	一年3次	一年4次以上
比例	2.7	7.1	20.5	47.4	22.3
联系次数	经常	每周一次	半个月一次	一到两个月	两个月以上
比例	50.9	22.3	16.1	8	2.7
通话相关内容	子女的情况	家人健康	农业生产	其他	
比例	43.8	31.3	16.9	8	

注：资料来源于问卷统计，下同。表中的“不回家”指妻子独自外出打工一年以上没有回过老家。

两地分居的婚姻让农村中青年“留守丈夫”时常缺少安全感，他们担心妻子在外被人欺负，担心妻子经受不了外面的诱惑“跟人跑了”等等。刚开始调查时，“留守丈夫”纷纷表示只担心妻子在外面的安全状况并不担心和妻子的感情问题，可是随着话题的深入，他们表露了自己的感情隐忧。例如，七队三十余岁的张某，结婚近10年，有两个儿子，妻子在北京做服务员，收入不高，却每次回家都是名牌包包。符册村传言张某的妻子在外面被“包养”了，跟别人已经同居生活，还有了孩子。2018年初张某的妻子回家与其办理了离婚手续，临走给两个孩子留下10万元抚养费。“他一个人实在是太难了，自己一个人还要带着两个娃，不容易”，这是访谈中一个村民的评价。

“她半年才回一次家，我平时在家干活时，总惦记她在外头吃穿怎么样，但我又不会主动关心人，总是她给我打电话。我也不知道她在城里都和什么人接触，总感觉时间长了她打电话的次数越来越少，打过来也只问问娃的情况，我想和她多说会话又不知道该说啥，要不就是刚张嘴她就说我‘啥也不懂’，不和我说了。”（三队张某某，45岁，2018年10月20日访谈）

此外，田野观察发现农村“留守丈夫”在与外出妻子沟通时，互相叮嘱替代了情感表达，他们不会主动倾诉自己的困难，“男儿有泪不轻弹”。“说啥啊，说了也解决不了问题啊，还给她添堵”，“她在外面也是……，咱也不是没在外面待过，说了也就是让她心里更难受，还不如说点好（听）的，让她安心挣钱”，对其追问，基本都是这样的回答。虽然智能手机和互联网技术给异地夫妇的沟通带来了方便，通过微信视频可以“见面”，但是对于长期两地分居的夫妇而言只是“隔靴搔痒”。因为，农村“留守丈夫”的性需求始终难以得到满足，不利于夫妇感情的延续，而外出的妻子，同样有所感触^①。这

^①农村“留守丈夫”与“留守妇女”在留守心理压力、繁重家务、夫妻离别的苦痛和难以启齿的性苦闷等方面存在共性，但也有差异。如农村“留守妇女”群体会遇到性骚扰、强奸、盗窃、抢劫等违法犯罪的威胁，也经常会在恶劣天气的长夜由于惊恐而彻夜难眠。然而，农村“留守丈夫”极少存在此困境，相反，“留守丈夫”长期的性压抑时常正是以上违法犯罪行为的施害者。

种长期沟通不畅、无性的生活极易使婚姻关系受到冲击和挑战，甚至造成婚姻破裂。对于一些新婚不久、情感薄弱的夫妇来说，空间的分割一旦形成，婚姻破裂的可能性倍增。近年来，农村“打工婚姻”的离婚率呈不断上升趋势（李永萍、杜鹏，2016）。

“我结婚比较晚，因为家里穷一直娶不上媳妇，后来亲戚介绍了隔壁村的王某，也就是我的前妻，我们谈了两个月觉得挺合适便结婚了。因为我妈的身体不太好需要有人照顾，前年她和我商量让我在家照顾我妈和5岁的孩子，她去省城打工。刚开始还挺好的，每周都要跟我视频看看孩子，今年7月份突然给我打电话说要离婚，说跟别人在外头过了，我当时都懵了。我娃怎么办呢？”（35岁的七队梁某言此不禁眼圈有点发红，妻子的离开让他们一家人的生活陷入困境，2018年10月21日访谈）

第四，失衡的农村“留守丈夫”亲子关系及家庭教育。夫妇不仅是男女两性的结合，还是抚育孩子的合作团体。费孝通（1998）认为，“在过去的历史中，人类似乎找到了一个比较上最有效的抚育方式，那就是双系抚育”，而一旦夫妇一方从家庭中分离出去，孩子得到的爱抚和教育便是不完整的，甚至畸形，这使孩子的教育和成长受到影响。表2可见，符册村“留守丈夫”家庭中27.7%的儿童是由祖父母督促学习，25%的儿童是由父亲督促学习，34.8%的儿童是由母亲远程督促学习，12.5%的儿童家庭无人督促学习。同时，调查发现，母亲外出打工，父亲在孩子教育方面疏于监督和辅导，孩子难以形成浓厚的学习兴趣，出现了迟到、逃课、不交作业等不良现象，影响了孩子的学习成绩，并且32.2%的“留守丈夫”家庭父子（父女）关系比之前冷淡。

表2 “留守丈夫”的亲子关系及家庭教育状况（单位：%）

父子（父女）关系	比之前加深	比之前冷淡	没啥变化	没感觉
比例	21.4	32.2	33	13.4
督促儿童学习	祖父母	父亲	母亲远程督促	无人督促
比例	27.7	25	34.8	12.5
对儿童教育影响	有很大影响	有一定影响，不严重	没有影响	不知道
比例	33	33.9	17.9	15.2

“我家二姑娘今年高二，每周回家一次换洗衣服休息一天，明年就要参加高考了，我也是花了好多钱让她参加补习班，希望她能考个好成绩。上周老师给我打电话让去学校聊一下孩子的情况，老师说她最近成绩直线下滑，问了问同学说是她每天晚上都想妈妈。哎，我这也是去年才留在家里，之前我都在新疆钢厂上班，去年厂里招工限制年龄大的，我也就被辞退了。过了年和娃她妈商量让她去北京一家养老院当护工‘伺候’人，一个月能挣六千多，我留下来在村里给人盖房子每周接送孩子。老师打完电话我就联系娃她妈赶紧离职回来，孩子现在也是关键期啊，钱少挣点无所谓，别让孩子以后怪我们。”（五队刘某，48岁，2018年12月21日访谈）

费孝通（1998）认为，“两性分工是形成双系抚育的一个重要条件”，缺少父母任何一方，“不但日常生活不易维持，而且男孩子不能在母亲那里获得他所需要的全部生活方式，女孩子单跟父亲同样得不到完全的教育。”调查发现，符册村“留守丈夫”和“留守妇女”面临着共同困境，即在一定程度上形成了“单亲家庭”。子女的教育成长需要父亲和母亲两种“爱”的陪伴和滋润，而对于“留守丈夫”，

在子女成长教育的某个阶段需要扮演“既当爹，又当妈”的两种角色，由于男女之间的角色差别，父亲很难像母亲那样爱护呵护子女。父亲对孩子的教育往往采取命令式口吻，且忽视与孩子的沟通；倘若“留守丈夫”自身生活的困苦无处诉说，有时候就会跟孩子倾诉或变相发泄。符册村绝大部分“留守丈夫”教育水平偏低，对子女教育通常有心无力，“恨铁不成钢”的心态也时常让他们对孩子怒吼甚至打骂，这极易造成子女的逆反心态，导致亲子关系僵化^①。

五、余论：将家庭带回中国留守故事的微观基础

时至今日，虽然中国外出农民工总量的增速已经开始变得缓慢甚至是下滑，但是外出务工经商和农民进城已成为当前农村社会普遍的现象。相较于农村社会曾经普遍出现的“留守妇女”家庭，当前何种社会机制和家庭条件下会产生“留守丈夫”家庭呢？研究发现，中国农村夫妻外出还是留守的问题，取决于农村市场化进程中家庭生计两性分工的比较优势及其家庭发展模式。近年来在中国产业结构调整 and 第三产业快速发展中，农村女性外出务工日渐成为许多家庭的理性选择。性别经济学表明，第三产业中的许多门类较之于以加工制造为主要特征的第二产业显然对农村女性就业更为友好，如批发和零售业、住宿和餐饮业、金融业、租赁和商务服务业、居民服务和其他服务业、教育以及文化、体育和娱乐业等^②。也就是说，第三产业发展过程中不仅会出现职业性别隔离的现象，即男女因性别不同而被分配、集中到不同的职业和工作中，某些产业还会呈现特殊性别偏好。例如，随着经济发展以及中国“全面二孩”政策的实施和老龄化社会的到来，大城市圈的月嫂、护工、保姆等家政服务产业用工需求量大增，这些职业对女性具有亲和性，于是，农村女性外出容易找到工作机会。另外，随着城市建筑行业萎缩，农村没有一技之长的男性体力劳动者已经很难找到满意工作，而且伴随着他们年龄的增长，老年农民工身体渐衰已经不能够承受较重的体力劳动，被迫返乡。此时，地方政府适时重视农业产业发展，倡导农村土地规模经营，支持农民工返乡创业，家庭生计的权衡使得越来越多的已婚中青年男性谋生故土并照看老人和孩子，成为“留守丈夫”。可以预见，随着中国第三产业的稳健发展以及两性关系的日趋平等，这种“男主内、女主外”的农村夫妇家庭生计模式将日益成为一股社会亚文化潮流。

简言之，本文符册村的案例研究试图通过呈现农村“留守丈夫”的生成类型和家庭处境，揭示两性关系新格局的生成原因及其背后的社会结构变迁。当然，当代中国农村是一个经济社会发展不均衡、具有显著地域差异的巨型社会，基于晋南村庄的案例研究结果在经验拓展方面的意义在于，它可以被

^①农村“留守丈夫”和“留守妇女”在子女教育问题上具有显著差异。母亲的细腻、温柔和善良有利于孩子“柔”性成长；父亲往往是一种高大严肃的形象，但父亲的果断、坚强和勇敢有利于孩子“刚”性形成。同时，在亲子关系上，“留守妇女”在留守生活中仍以“内”为主，与此相反，“留守丈夫”则大多仍以“外”为主。

^②国家统计局数据显示，2018年中国国内生产总值中，第一产业增加值占7%，第二产业增加值占39.7%，第三产业增加值占53.3%；第三产业对GDP的贡献率达到61.5%，资料来源：<http://data.stats.gov.cn/easyquery.htm?cn=C01&zb=A0402&sj=2017>。

用于理解类似处境的村庄社会（如西部产业化农村、城郊型村庄和大都市周边的农村）和家庭关系面貌^①。同时，强势面具下的农村“留守丈夫”现象不能简单视为传统两性分工角色的互换，是现代女权主义者的“胜利”，也不能仅仅从新家庭经济学或性别经济学来看待这个问题，“留守丈夫”作为一个家庭的主要成员，所特有的社会角色决定了他如果长期独守户籍地极易产生生活困扰。倘若这一群体长期处于一种“不满足”“不安全”“不被尊重”的环境下，容易引发心理自卑、性情扭曲、性压抑等问题，进一步诱发异地婚姻关系的破裂和亲子关系的失衡，这将对整个家庭和乡村社会发展造成风险。换言之，他们是中国经济社会发展和家庭和谐的重要支柱，不应该被边缘化和忽视；他们同样需要社会各界予以积极的关注。

农村“留守丈夫”（或留守人口）问题亟需社会各界积极的关注，这在本文中具有三层含义。首先，当前学术界和社会公众长期对中国农村“留守丈夫”的身影呈现话语缺场，“留守丈夫”群体迫切需要权利发声。事实上，中国社会大规模剩余劳动力的城乡流动始自20世纪90年代，而由此带来的农村留守问题直到21世纪初才真正引起学术界的关注。比如，“留守人口”概念最先出现在1994年，当时主要指“留守儿童”，但直到2002年才得到媒体、政府、学术界乃至社会各界的关注（叶敬忠，2019）。同时，对于当代中国农村的留守人口问题，社会公众常有的印象是“386199”现象，“城里人的生活是爱情，农村人的爱情是生活”“一个人就是一个家，一个人想，一个人笑，一个人哭”“出门一把锁，进门一盏灯”，它们分别代表中国社会转型过程中农村三大留守群体——留守妇女、留守儿童和留守老人。如此，在社会公众的视域中农村“留守丈夫”身影居然长期被男权社会标签的强势面具遮盖了。换言之，社会科学研究作为现实社会实践的一种观念上的反映，时常呈现一种“事后的解释”。虽然社会科学研究经常会“迟到”，但是当社会问题足够集聚形成质变之时，它也必闻风而动。倘若“聪者听于无声，明者见于未形”，甚好。

其次，对中国农村留守问题的学术关注应回到中国家庭的整体性研究视角，而不仅局限于农村“留守丈夫”群体。即：中国的家庭是一个生命共同体，包括夫妻关系、亲子关系等，不能只见家庭中的“部分”而忽视家庭整体。对于中国人而言，家庭不仅是一个生产和消费单位，还是一个价值单位，它是中国人安身立命的基础。费孝通（1998）认为，“家庭这个团体终究是人类基本的合作团体”“中国的家是一个事业组织”，它会根据“事业的大小”而做出适时的变化和应对。换言之，中国农民家庭的“事业”一直是能动地适应现代化进程的实践形态。这主要表现在：一是通过两性分工的比较优势形成夫妻合力积累家庭资源；二是通过“恩往下流”的方式实现家庭资源向子代集聚；三是在“祖荫之下”通过代际合力实现家庭的再生产。扼要而言，其家庭发展理想集中体现于在传宗接代基础上尽力实现家庭向上的社会流动，当前主要表现为农民进城的接力式家庭目标。这个意义上，当前中国农村中的留守身影以及城市中的“老漂族”背后都承载了一个共性——中国家庭是作为一个整体来渐进性应对城市化进程和农村市场化浪潮的。将田野回到家庭本身，正是数以亿计的基层农民微观家庭生计和家庭发展理想塑造了当代中国农村发展的基本格局以及形态多样的留守人群身影。家庭是当代农

^①例如，家庭发展周期型的农村“留守丈夫”家庭在全国范围都存在。

民对接现代性力量渗入农村的主要单元和精神载体。一旦研究视野转向中国家庭本身，就能看到当代农村留守故事背后所蕴含的家庭发展的巨大能量。

最后，将当代农村留守故事的视野转向中国家庭和乡村发展，就是要将“家庭”带回中国社会发展活力分析的微观基础（李永萍，2019）。家庭是社会的基本细胞。改革开放以来，面对当代农村留守问题，社会媒体常常呈现的是中国社会结构转型中农村家庭的幸福成为城市经济增长的牺牲品。因为倘若可能，每个孩子都希望父母能陪伴左右健康成长，每对夫妻也都喜欢长相厮守没有别离之苦，每个子女更向往能居家守候老父老母。农村家庭成员的分离之苦，是他（她）们做出的无奈选择，农村留守问题某种意义上是现代化发展之殇！但是，转型中的中国农村家庭并不仅仅是一个单纯被国家政策改造的对象，或是现代性力量入侵家庭而被裹挟的一个无奈客体，在当代农村市场化浪潮中，农民家庭还具有很强的能动性。中国农村家庭会根据自身在现代化进程中面临的新问题，对家庭成员和资源进行新的分工、整合，以应对家庭生计和家庭发展的需要，主动“挣得”自己的幸福。这个意义上，家庭的能动性不仅塑造和激活了家庭自身的发展能力，还成为中国社会活力的重要源泉^①。

一言以蔽之，当代中国社会活力的萌发开端于改革开放，现代化的脚步却先从家庭开始。正是“祖荫之下”绵延不息的农民家庭生计和家庭发展理想构成了中国社会发展活力的微观基础。因为无论是谋生在外“独在异乡为异客”，还是独守故乡仅能“凭君传语报平安”，中国农民心目中的那个“家”一直是他们最深牵挂的地方，也是毕生奋斗的动力之源。对于每一个留守身影而言，“家”是离别中的相聚，是相聚中的离别，是相濡以沫，也是风雨同舟。

参考文献

1. 杜鹏，2004：《聚焦“386199”现象 关注农村留守家庭》，《人口研究》第4期。
2. 费孝通，1998：《乡土中国 生育制度》，北京：北京大学出版社。
3. 高小贤，1994：《当代中国农村劳动力转移及农业女性化趋势》，《社会学研究》第2期。
4. 黄行福、吴东俊，2003：《农村留守丈夫的苦恼》，《百姓》第2期。
5. 李永萍、杜鹏，2016：《婚变：农村妇女婚姻主导权与家庭转型——关中J村离婚调查》，《中国青年研究》第5期。
6. 李永萍，2019：《找回家庭：理解中国社会活力的微观基础》，《文化纵横》第4期。
7. 刘爱玉，2019：《男人养家观念的变迁：1990—2010》，《妇女研究论丛》第3期。
8. 罗家德，2012：《关系与圈子——中国人工作场域中的圈子现象》，《管理学报》第2期。
9. 马李娜，2011：《两性关系的新格局——对贵州陡寨留守丈夫群体的人类学研究》，北京：中央民族大学硕士学位论文。

^①叶敬忠（2019）认为马克思主义的政治经济学视角可以呈现农村留守人口对改革开放以来国家发展战略的巨大贡献。笔者田野观察，中国农村的人口流动去向约在2010年前后有很大变化。以前，农民外出务工或经商的目的是回村建新房、供养子女教育等，“出去是为了更好的回来”。2010年前后，伴随中国城市化进程的突飞猛进，农民外出务工或经商的目的是进城买房，“一去不回头”。

- 10.王玮玲, 2016:《基于性别家庭内部分工研究》,《重庆大学学报(社会科学版)》第5期。
- 11.仰和芝、张德乾, 2006:《农村“留守丈夫”留守原因及生存状态的调查分析——以安徽农村为例》,《安徽农业科学》第7期。
- 12.叶敬忠, 2019:《农村留守人口研究:基本立场、认识误区与理论转向》,《人口研究》第2期。
- 13.“中国农村劳动力流动”课题组, 1997:《农村劳动力外出就业决策的多因素分析模型》,《社会学研究》第1期。
- 14.郑加梅、卿石松, 2014:《家务分工与性别收入差距:基于文献的研究》,《妇女研究论丛》第1期。
- 15.周福林, 2006:《我国留守家庭研究》,北京:中国农业大学出版社。

(作者单位:江西师范大学政法学院,
江西师范大学乡村治理与发展研究中心)
(责任编辑:小 秦)

“Left-behind Husband and Outgoing Wife”: An Analysis of the Causes, Types and Consequences of “Left-behind Husbands” in Rural Areas Based on the Investigation in Fuce Village in the South of Shanxi Province

Liu Xiaofeng Li Hong

Abstract: Since the beginning of the 21st century, the figure of “left behind husbands” in rural areas has been absent for a long time in academia. By conducting a case study of Fuce Village in the south of Shanxi Province, this article presents the types of “left behind husbands” and their family conditions, and reveals the generation mechanism and transformation of the social structure behind this phenomenon. The study indicates that the issue of whether Chinese rural couples go out or stay behind depends on the comparative advantage of gender division of labor in household livelihood and family development model during the process of rural marketization. The main feature of the rural “left behind husbands” families is that the husband manages domestic matters while the wife works outside. The family development mode is built based on the interaction among three dimensions of “market-family-individual”. Therefore the group credit of “left behind husbands” can be divided into three types, namely, an urban market squeeze type, a hometown livelihood absorption type and a family development cycle type. However, behind this superiority mask, the “left-behind husbands” receive comfort, and meanwhile are fettered by the homeland feelings, children’s education and elderly care pension, while the long-term separation of the couple is more likely to result into marriage breakdown and the imbalance of parent-child relationship. With the development of China’s tertiary industry, there will be a subculture of rural “left-behind husbands” families. The academic review of the current rural left-behind phenomena in China needs to return to the overall perspective of the “family” as a whole in order to find the micro basis of China’s social vitality.

Key Words: “Left-behind Husband”; Left-behind Population; Gender Division of Labor; “Left-behind Husband and Outgoing Wife”; Family Development

乡村政策动员中的“权力—技术”及其影响*

金江峰

摘要：在基层治理现代化背景下，乡镇政权对村干部的政策动员，开始由激励机制、压力机制转向责任机制。乡镇政府面对财权与事权不匹配现实，渐次倚重对制度性资源的技术化调配，塑造乡村“责任共同体”关系，推进政策落地。乡村政策动员中体制性吸纳、组织化协调、技术性约束和伦理化调适等权力—技术支配机制，虽可借助组织内责任关联纽带提高政策动员与执行效率，但该“权力的技术支配网络”同时也容易带来乡村治理的悬浮化、去政治化与泛政治化等“行政消解治理”问题。由此，乡村政策动员应警惕过于强化制度的工具性价值，重新发掘其治理内涵与社会价值，实现乡村治理“治术”与“治道”的平衡。

关键词：政策动员 制度性资源 权力的技术支配网络 行政消解治理

中图分类号：D668 **文献标识码：**A

一、问题提出与研究进路

国家治理重心下移，强化了乡镇一级政权的治理“接点”位置。对于乡镇政府而言，在财权与事权不匹配情况下，如何推进政策任务落实，化解责任压力，成为基层治理有效的关键。从乡村治理实践看，乡镇政府的治理对象主要是村庄，政策任务基本是关涉村民利益的“村务”，村庄的配合与执行程度关系着政策下乡是否会遭遇“最后一公里”难题。更具体地分析，在“乡政村治”体制下，村干部的配合力度与执行力度会直接影响乡村治理绩效。乡镇政府怎样有效动员村干部，特别是村主职干部（书记和主任），成为其化解政策压力的关键。

围绕基层政策动员主题，学界大体形成了权力—利益模式、权力—文化模式和权力—制度模式三种不同分析路径。其一，权力—利益模式在理解乡镇政府政策动员时强调利益分配对村干部治理行为的影响（吴毅，2007）。政策任务成为乡镇政府与村干部之间交换的“商品”（张静，2014），缺乏利益输送，村干部不仅难以被动员，甚至会成为政策下乡的阻碍（贺雪峰，2011）。特别是在国家土地确权（狄金华，2019）、惠农项目进村过程中（李祖佩，2015），利益分配模式直接影响到村干部政策执行

*本文是2014年度教育部哲学社会科学重大课题攻关项目“完善基层社会治理机制研究”（项目编号：14JZD030）和2019年度国家社科基金青年项目“党建引领下的农村‘三治’协同机制构建研究”（项目编号：19CDJ032）的阶段性研究成果。

的积极性。围绕政策动员，乡村社会形成了村干部主导的稳定“分利秩序”（陈锋，2015），并造成乡村治理的“内卷化”发展（贺雪峰，2011）。其二，权力—文化模式是杜赞奇国家政权建设理论的重要构成（杜赞奇，2018），因其蕴含的乡土底色，在乡村治理领域得到广泛运用（董磊明等，2008）。研究者认为利益激励只是基层政策动员的一个面向，村干部政策参与动力，很大程度上受到乡村社会文化影响，尤其是潜藏于乡村权力网络之下的人情、面子和习俗等日常生活原则与民间观念（孙立平、郭于华，2000），成为乡镇政府动员村干部的重要社会资本。乡村干部之间的关系“庇护”（艾云，2011）和面子竞争（金江峰，2019）等，构成基层政策动员的有效机制。其三，权力—制度模式强调制度设计在基层政权互动中的作用。研究者认为在“乡政村治”体制下，乡村政权之间存在党口与政口的制度性关联，乡镇政府能够通过组织和制度力量动员村干部参与政策执行（肖滨、方木欢，2016）。特别是在基层财政体制改革之后，村干部变成政府财政支薪的准官员（黄宗智，2008），对乡镇政权的依附性更强，乡镇政府能够通过“准行政化”的科层动员，调动村干部的治理积极性（王丽惠，2015）。

上述三种研究路径，从不同侧面分析了乡村政策动员的核心机制，及政策动员中基层政权的互动关系。但在国家治理体系与治理能力现代化建设背景下，乡村治理制度和规则建立变得尤为重要，“如何治理”成为基层治理现代化的核心命题（狄金华、钟涨宝，2014）。乡村治理重心从主体向规则转变，为当前基层政策动员机制研究提供了契机。即传统权力—利益、权力—文化和权力—制度路径下的政策动员，在新的基层治理环境中出现解释困境。譬如，在基层治理制度化、规范化、程序化与标准化等要求下，乡镇政府与村干部之间利益置换的空间被压缩、纽带被割裂，非正式人情互惠和关系互动需被动服从制度与规范要求，利益与关系激励难以发挥常效作用，村干部政策执行的动力却没有弱化（吕德文，2018）。而权力—制度路径构建的“准行政官员”分析，延续的是“压力型体制”下政府的行动逻辑（荣敬本等，1998），并未深入讨论政策压力在乡镇政府与村干部之间的传递机制，财政支薪虽可起到利益约束作用，但显然不足以动员村干部按照科层制技术化要求进行治理。

在激励机制和压力机制解释阙如情况下，对乡村政策动员体系和机制的反思成为有价值的理论与现实命题。从乡村治理实践看，乡镇政权正力图通过加强对村干部的政治或行政约束，减少政策动员的不稳定性和政策执行中的不确定性。乡镇政权政治或行政约束的核心是建立与村干部之间的“责任连带关系”（王诗宗、杨帆，2018），其方式是对既有制度、组织和治理资源进行技术化配置。由此，文章认为在基层治理现代化要求下，乡镇政权对村干部的政策动员，开始由激励机制、压力机制转向责任机制，政策动员模式研究也相应地转向了“权力—技术”路径。下文主要讨论乡村政策动员中“权力—技术”模式的内涵、运作机制与后果等，这也构成文章的基本创新。出于分析之便，文章将结合笔者近年来在陕西、江苏、浙江和上海等地的田野调查进行论述，呈现在特定制度规范和资源条件下，乡镇政府是如何通过权力—技术支配营造乡村“责任共同体”，并达成政策动员目的。

二、“权力—技术”：思想渊源与理论创新

西方理论界有关权力技术的讨论，基本遵循两条路径：一是韦伯的先赋性权力，即“权力意味着在一种社会关系里哪怕是遇到反对也能贯彻自己意志的任何机会，不管这种机会是建立在什么基础之

上”（韦伯，2006），科层制是这一权力关系的典型。同时，科层制又以制度化、规范化、程序化和标准化等技术治理手段，约束着权力主体的行政行为。二是福柯的实践性权力，即权力的支配效应不应被归于“占有”，而须归因于调度、计谋、策略、技术与运作等（福柯，1999）。权力主体的技术策略与运作，是其实现权力支配效应的关键。相较于韦伯的技术治理，乡村治理的“双轨”结构使得福柯的权力技术理论在该领域有着更为具象的实践基础。在福柯权力技术观影响下，国内学者多倾向于将乡村治理场域视作非正式权力运作的“跑马场”，如黄宗智的“简约治理”理论（黄宗智，2008），欧阳静的“策略主义”理论（欧阳静，2009）。但正如渠敬东等人的判断，国家治理现代化是一个科层制技术治理适配社会经济生活具体经验和问题的历程（渠敬东等，2009），也是科层组织再造国家治理体系的过程。在基层治理现代化要求下，乡村治理中“权力的技术支配网络”应区别于福柯意义上的调度、计谋与策略等权力技术，也应区别于科层制的技术治理，而是嵌入科层制制度化、规范化、程序化与标准化等要求的实践性权力—技术。

这里的权力—技术可以从三个方面理解：其一，权力源于国家制度建设，制度本身又是国家权力的技术性设置，由此技术化是国家制度的底色。从基层治理制度实践看，“双轨一体”运作的“乡政村治”体制，“条块”统合的党政体制等（杨华，2018），都体现了制度运作的技术性特点。其二，权力是在制度范围内运作，并受科层制规范与程序约束，具有技术性特点。项目制自上而下的分级运作和自下而上的申请、审核、分配与转化机制（渠敬东，2012），以及目标管理责任制的指标分解和量化考核等（王汉生、王一鸽，2009），是制度支配下权力实践的典型。其三，权力主体的支配性地位源于其对制度性资源的技术化配置，即福柯实践性权力范畴中的权力技术或治理技术。值得注意的是，福柯权力技术视角下的权力资源并非制度，而是各种规训手段和策略行为。权力—技术分析框架强调的则是存在于乡村治理场域的制度性资源，如政党或政府资源等。综上所述，权力—技术的内涵不同于韦伯的技术治理和福柯的权力技术，而是在制度分析基础上对二者的综合与深化。它体现着科层制的技术治理和调配与运作制度资源的治理技术，其运作过程是制度支配性与技术实践性的统一。即，权力—技术是指，权力主体在科层制制度规范与要求下，技术化调度、配置与运作制度性资源，达成支配目的的权力实践过程。

权力—技术概念的提出，首要得益于吉登斯结构二重性理论下的权力观（吉登斯，1998）。在他看来权力是制度支配性与主体实践性的统一，制度赋予权力以支配能力，实践则给予权力以转换能力（申端锋，2010）。权力主体对制度的实践性运作，产生了“权力的技术支配网络”，使得制度支配具有现实活力。结合乡村政策动员实践，乡镇政府对制度性资源的技术化配置过程，构成权力—技术模式下政策动员的具体机制。简言之，权力—技术概念的价值，不仅在于对韦伯技术治理和福柯权力技术的丰富，更主要的是为乡镇政府政策动员提供了一个新的分析视角、研究框架和理论假设。

其一，分析视角的转换。相较于权力—利益、权力—文化和权力—制度路径将外在因素视为政策动员的动力，权力—技术路径主要从政策动员的制度环境和组织基础方面，思考在基层治理现代化背景下，乡镇政府如何在不违背制度与规范要求情况下，通过对组织、制度和政治等结构化资源的实践性配置，达成政策动员目的。所以，文章是在组织动员视角下展开，而非以往的社会动员和政治动员。

其二，研究框架的丰富。在既有权力—利益、权力—文化或权力—制度视角下，研究者更多关注的是非正式关系和制度在基层政策动员中的作用，权力—技术视角则力图将科层制的正式制度引入乡村政策动员研究，并提出正式制度发挥动员作用的条件是乡镇党政领导对制度的技术化（实践性）配置。因此，权力—制度—技术构成文章的基本分析框架。

其三，理论假设的不同。传统权力—利益、权力—文化与权力—制度模式下的政策动员，往往将乡镇政府与村干部视为一个非正式的“利益共同体”或“关系共同体”。文章认为在基层治理现代化要求下，非正式的利益、关系与压力机制缺乏运作空间，乡镇政府的政策动员渐次倚重正式制度和组织资源，建立同村干部之间的责任连带关系，形成乡村“责任共同体”。

三、构建责任共同体：政策动员中“权力—技术”的基层实践

乡村治理中可供乡镇政权调配的制度性资源包括政党的政治、思想和组织等资源，以及政府的财政、岗位和规则等资源。乡镇政权如何对这些正式资源进行技术化配置，影响着其政策动员的效果。而制度性资源的正式化特点，决定乡镇政权政策动员中的技术运作是以责任为纽带，而非利益、关系或压力等。通过建立乡村责任共同体，实现政策动员的常态化与稳定性，是基层治理现代化的必然要求。从乡村政策动员中权力—技术运作实践看，乡镇政权主要是通过以下四个方面塑造与村干部之间的责任连带关系。

（一）体制性吸纳

在管理学科看来，组织管理的基本框架包括计划、组织、领导、控制和协调等环节。其中，组织是核心，决定着计划的实施和领导、控制与协调的效率。组织有静态和动态之分，静态组织是实体，动态组织是管理的过程。乡镇政权与村干部之间责任连带关系的确立，首要的是通过对制度性资源的技术化配置，将科层组织外的非体制干部，进行体制性吸纳（孙柏瑛、邓顺平，2015），建立实体化的乡村干部共同体。支撑乡镇政权体制吸纳的制度资源主要是党政部门的组织资源和岗位资源，体制吸纳的路径主要有以下三种：

一是组织吸纳，即将组织外个体吸纳进入组织，成为组织内部成员。这里的组织主要是指政党组织，亦即基层党组织。十八大以来，党和国家越发重视基层“带头人”队伍和“三农”工作队伍建设，各地方党委、政府也相继出台了遴选、扶植和培养乡村领导干部的政策，如浙江省和陕西省实施的“领头雁工程”和上海市推行的“班长工程”等，都旨在将“服务能力强、带富能力强”的社区青年通过公开选拔、群众推优和组织推荐等方式，培养成村干部，将优秀村干部发展为党员。特别是在经济分化、社会分层明显的东部发达地区农村，村主任多是村庄巨富阶层，他们生活面向对外，较少是党员，出于利益争夺才参与村庄竞选（印子，2018）。地方政府为弥合村主职干部间的竞争，通常采取将经济实力强的村主任培养成党员或实行书记、主任“一肩挑”，借助基层党组织纽带，强化乡镇政权对村级组织的全面领导。二是政治安排，即通过对政治权力、荣誉和职位等资源的配置，将村干部吸纳进入党政部门。政治安排是基层政权进行政策动员的重要方式，如将村干部提拔为党代表、人大代表或政协委员等。譬如，笔者在陕西省东白矾村调研了解到，村主任（副书记）因在项目建设中表现突出，

被提拔为龙门镇人大副主席，而该镇 19 个行政村中，有近一半的村书记或主任分别是省、市或全国人大代表。笔者在上海、浙江等地农村调研，也有类似发现。通过直接或间接选举方式赋予村主职干部政治身份，客观上夯实了乡镇政权政策动员的组织渠道。三是行政吸纳，即乡镇党政机关将村干部提拔为“准官员”，成为基层政府部门的虚职干部。这里虚职通常是乡镇政府“农口”或事业单位的副职，享受公务员或事业单位在编职工同等待遇，但不负责具体业务工作，更多是协调政策进村或参与基层矛盾纠纷调解等。行政吸纳在东部发达地区农村比较突出。这些地方村庄治理情况复杂、任务繁重、要求更高，乡镇政权要调动村干部积极性，需提高他们的职业预期和福利待遇。如上海市实行的村（社区）书记岗位事业编制政策，人走编留，满足连任要求，退休可享受事业单位职工待遇；南京市溧水区试行的村书记或主任可提拔为乡镇（街道）“农口”副职，享受事业编制退休待遇等。

乡镇政权通过调动科层制制度性资源，实现对村干部的组织吸纳、政治安排和行政吸纳，完成了村干部身份由非体制化或半体制化向体制化的转变。村干部身份体制化并非简单的财政支薪，更为重要的是附着在他们身上的政治荣誉和干部符号等，能够提高其组织认同感和归属感，从而增强组织责任分配的合法性，为乡村两级政权责任连带关系的建立提供组织基础。

（二）组织化协调

在“乡政村治”体制下，乡村两级政权间建立的是委托—代理关系，委托方虽对代理方有政治领导和行政指导的权力，但代理方同时具有参与选择权（周雪光，2015）。尤其是在政策压力大、目标考核严、激励设计不合理时，代理方的政策参与和执行意愿也会随之下降。乡镇政权以体制吸纳方式，将村干部“提拔”为具有体制身份的组织干部，一定程度上改变了政策传递的路径，即由委托—代理关系下的组织外“行政发包”转向身份约束下的组织内“责任共担”。这有利于从组织协调层面，克服组织外“行政发包”因委托方与代理方信息不对称和目标差异等，带来的选择性执行问题。

乡镇政权组织内的政策协调与责任分包，主要有以下三种类型：其一，分类协调，即根据政策任务的类型，进行组织内责任分包。基层治理任务一般可分为中心工作和常规工作，中心工作需要乡镇党委进行政治统合，调动党政资源、打破常规，集中力量办大事；常规工作只需在科层制规范、程序和专业分工逻辑下开展（杨华、袁松，2018）。通常政策任务是中心工作，需要依靠基层党政统合力量，其又包括部分常规工作，要求发挥政府部门专业作用。但无论中心工作抑或常规工作，最终都需落到具体治理单元，由村干部总体负责。组织内分类协调的重要作用是在组织内部明确责任分工，预防政府部门将治理任务全盘下压给村（主职）干部，带来其“有责无权”或“有权无能”问题。更具体地说，在组织内分类协调下，村主职干部往往只需负责政策宣讲、动员、协调和总体把控，常规工作多由各“条线”部门向下传递，落实到具体负责的村干部。“条线”化和专业分工是当前村庄治理的重要特点，如上海市村干部队伍中就分了领导干部（书记和主任）、主管干部（“两委”委员）和“条线”干部。其中，“条线”干部包括了乡镇（街道）劳动保障所聘任的就业指导员、残疾人联合会聘请的助残员、综治办招聘的网格管理员和派出所招录的外来人口管理员等。这些“条线”干部接受政府职能部门和村双重领导，是乡镇（街道）各办、所、中心在村庄的“腿”，承接其业务工作；同时，在村党（总）支部书记和村主任领导下，参与协助村其它工作，并对村书记、主任和“两委”分管委员

负责。其二，分层协调，即根据政策规划的层次，在组织内进行政策再规划与实施细则再讨论。这主要是基于政策统一性与政策落地环境复杂性之间的张力考虑，将原本统一的政策要求，通过党政联席会议、代表会议或扩大会议等，进行政策沟通、协商与信息交流，由组织内村主职干部参与决策，确定各村政策执行的方式、方法和进程等，保证政策要求与村执行能力的总体平衡。这在上海市的垃圾分类政策中表现尤为明显，乡镇（街道）采取分级要求和分层治理策略，区分城中村、近郊村、远郊村、农业村与非农业村等，在征询不同类型村庄村主职干部意见基础上，制定差异化政策实施细则。其三，分工协调，即根据政策属性和任务要求，在组织内进行责任分工与合作，推进政策落地。从基层政策动员实践看，组织内分工协调模式主要有两种：一是区分主协办，有的政策推进，是以村级组织为主体，但需政府部门协作，政策执行的主体就是村干部，乡镇各办、站干部只需协助处理，如征地拆迁中纠纷协调和利益分配等。但像“扫黑除恶”、“精准扶贫”等重大政策，责任压力大，信息牵涉广，技术要求高，则需乡镇党政干部主导，村干部往往是发挥带路认门、提供材料等作用。二是采取联合办，即不区分主办单位和协办单位，所有政策参与方都承担同等责任，是一个紧密责任和利益共同体，如“环境整治”、“控违拆违”等。质言之，村干部组织身份的转变，不仅方便了政策动员中乡镇政权利用组织纪律、政治荣誉和体制身份等约束村干部，也有利于在组织内进行政策沟通、协调与责任分包，提高政策动员与执行效率。

（三）技术性约束

组织内政策协调能够降低政策沟通成本和政策异化可能，提高干部间责任关联和政策执行效率。但政策目标的落实，还需乡镇党政部门运用一系列技术手段，约束村干部行为，实现组织责任、规范的内化。科层制技术治理手段在其中发挥着重要作用，能够利用制度化、规范化、程序化与标准化要求，保证村干部在执行政策时，不至于出现无底线的策略性“变通”。不过，政府技术化监控，往往也难以避免政策空转与形式主义问题，造成政策在村庄的“有动员，无治理”。为保证政策执行效度，乡镇党政部门在科层制技术治理之外，还具有一套技术化的组织规范体系，强化村干部责任共同体身份。这套组织动员系统是乡镇政权实现村主职干部责任内化的关键。根据运作特点，文章将其称作“技术性约束”，即在组织身份和目标明确情况下，以组织技术规范个体行为的过程。

乡镇党政部门对村干部行为的技术性约束，除各种智能监控、检查、巡查和遴选制度外，还有以下四种主要手段：一是坐班制，即按照乡镇政府工作人员的标准，要求村主职干部必须坐班。村党（总）支部书记和村主任的坐班时间与乡镇工作人员办公时间一致，若请假需向乡镇党委书记和镇长申请，批准后才能离岗，但对请假时限有着严格限制。乡镇政权对村主职干部的坐班要求，在科层制技术治理层面是为契合基层治理现代化需求，实则起到角色塑造作用，即将政府的工作制度、规范与程序等内化为村干部的自觉行动，使其更加符合科层官僚气质，能够自觉担当政策执行的角色。二是会议制度，开会乡村政策动员的有效方法，会议形式多种多样，有政策宣讲会、动员誓师会、现场观摩会和总结报告会等。不同会议发挥的作用有所差异，如政策宣讲会的规划作用强，有助于村干部明确政策目标；动员誓师会的政治性突出，能够强化村干部的责任压力；现场观摩会具有竞争性，有利于政策任务高标准执行。质言之，开会既是乡镇政权的政策动员技术，同时会议又作为一种政治仪式，是

对村干部进行政策责任与规范内化的有效方式。三是干部联系村制度，该制度的政治内涵体现在党的干部培养与群众路线当中，其治理价值则表现为通过干部包村、驻村，提高村庄治理能力与效率。但研究者常常会忽略干部联系村制度的政策价值。从基层治理实践看，包村或驻村干部在政策动员中往往发挥着重要作用，一方面，他们是政府在村庄的代表，是政策的委托方，监督村干部的政策执行行为，有助于预防政策执行的异化；另一方面，包村或驻村干部又需要依靠村干部提高政策执行效率，这强化了其通过非正式关系同村干部建立责任连带关系的冲动。四是目标管理责任制，即乡镇政权以构建目标体系、量化考核与考评奖惩形式，规范村干部政策执行方向与进程，约束其政策行为。

（四）伦理化调适

站在乡镇政权角度，通过对制度性资源的技术化运作，能够在身份、目标、责任和行为等方面提升村干部对基层党政部门的组织认同，进而提高其政策动员和执行效率。但依靠体制吸纳、组织协调和技术约束等机制建构起来的乡村责任共同体，于代理方而言，其责任压力变大了，自由裁量权行使的空间却被抑制。在权、责、利不匹配状态下，代理方如何接受非均衡的制度安排，考验着乡镇政权的动员技术。从基层政策动员实践看，乡村两级政权责任共同体关系的巩固，主要得益于政治伦理和社会伦理的润滑作用。

政治伦理是中国共产党执政的重要资源，是党政治领导和思想领导的综合体现。党执政的最大伦理是“全心全意为人民服务”，在此基本理念指导下，形成了执政为民、维护权威、服务大局、清正廉洁和大公无私等伦理体系。这些伦理观念通过党的宣传与教育实践活动，深深地嵌入到政府运作过程，内化为各级政权的行政伦理，赋予了压力型体制和技术治理以合理性与合法性。在乡村政策动员中，政治伦理的调适与润滑作用主要体现在三个方面：一是借助民本政治伦理，乡镇政权能够在一切为了群众、一切服务群众的群众话语与执政话语下，将“执政为民”观念嵌入乡村治理制度，赋予基层权、责、利非均衡制度安排以合理性，克服科层制压力体制和责任机制造成的村级组织消极治理行为。二是通过维护权威与服务大局观念的嵌入，乡镇政权能够凭借下级服从上级、个人服从组织、局部服从整体等政治话语，从政治觉悟、政治态度和政治站位等高度，对村干部的政策执行行为实现政治统合，弥合乡村两级政权间权、责失衡带来的政策动员张力，实现自上而下权力和技术支配的合法化。三是通过廉政观与公正观的输入，营造党员干部“不计私利、一心为公”、“为官一任、造福一方”的政策氛围，化解政策动员中责任压力与激励机制不匹配问题，保证乡镇政权政策动员的有效性。如果说“为人民服务”政治伦理在政策动员中发挥着自上而下的话语支配作用，那么在“乡政村治”体制下，村干部作为村庄的“当家人”，他们对群众负有社会责任，同时需接受群众的舆论监督和道德评价。实现和维护群众利益、满足群众诉求、增进群众福利等，成为乡村政策动员中可资利用的社会伦理资源。且这一道德话语，因契合了村庄熟人社会的人情、面子和关系实践等，其在权、责、利不对等的政策动员模式下，能够发挥更强的弥合与支配作用。

概言之，自上而下政治伦理与自下而上社会伦理的嵌入，在乡村政策动员中形塑了一套双向的话语弥合与支配机制。它虽在行政层面未能改变政策执行中村干部权、责、利不对等现状，却能够从伦理层面将其合理化，并赋予乡镇政权权力—技术实践正当性，为乡村两级政权间责任关联纽带提供了

韧性。

四、乡村政策动员中“权力—技术”实践的后果：行政消解治理

乡镇政权通过对制度性资源的技术化调配，形塑了乡村政策动员的体制吸纳、组织协调、技术约束和伦理调适机制，对提升村干部的组织、目标、责任和伦理等认同，巩固乡村两级政权间的责任连带关系有着重要意义。而乡村责任共同体建设实践，将乡村政策动员模式从传统体制外利益、关系和压力动员，变为体制内组织和责任动员。这不仅有利于密切乡村关系，完善基层政策动员的组织体系，同时能够提高乡村政策动员效率，保证基层政策压力传递的常态化与稳定性。但正如彭亚平的研究指出，国家治理中技术手段的运用，其结果是政府可能仅仅看到的是自己的影子（彭亚平，2018）。乡村政策动员中的权力—技术实践，也存在同样的“技术悖论”，即乡镇政权在对制度性资源进行技术化调配的同时，已将科层制技术治理的理性主义深深地嵌入到了政策动员的始终，其虽能凭借“权力的技术支配网络”实践提高政策动员效率，却难免避免权力—技术支配带来的意外后果。

尤为明显的是，乡镇政权权力—技术支配的目的是确保政策动员的常态化与稳定性，提高村干部政策执行的效率。其政策动员的实践机制，是以明确村干部的组织身份为前提，通过村干部身份的准官僚化，增强二者的责任连带关系。而乡村两级政权间责任连带关系越强，意味着乡镇政权对村干部的权力—技术支配就越彻底，乡村政策动员的过程也将越发“悬浮”于村庄社会。最终，权力—技术支配下的政策动员，演变成乡镇政权在体制内对村干部简单的组织动员，作为政策受众的村民，却成为政策动员与政策执行的“旁观者”，失去了参与的空间。组织动员对社会动员的挤压，造成乡村治理的链式反应：其一，乡镇党政部门自上而下单向度的组织动员，在政策执行过程中会异化为简单的行政动员。乡镇党委和政府虽能够借助制度性资源的技术化配置，提升对村干部的支配能力，压缩其自主选择的空间。但建立在组织和行政关系上的乡村责任共同体，固化了村干部对上负责的意识，且易激发乡镇党政部门权力调控的冲动，二者相互强化，客观带来基层权力结构的固化和乡村治理的路径依赖。村干部变成上级推选和坐班的“准官僚”，村级组织成为科层制的延伸，乡村治理越发行行政化与“悬浮化”。其二，乡村治理中行政动员的突出，主导着村级组织的运作逻辑，村干部的治理行为被繁杂的行政事务所裹挟，参加各种会议、制作文案和填写表格等，使其缺乏精力与能力参与村庄“小微”事务的治理，更无暇进行广泛的社会动员。自上而下社会动员的弱化，一方面造成村庄治理中群众性的缺失，普通村民难以参与政策协商，村级议事民主发育受限，乡村治理的“去政治化”倾向明显；另一方面，村干部在村庄治理中角色的缺位，以及工作方式和方法的改变，使得群众路线工具化为做群众工作，事本主义的行政—服务逻辑，造成“村务”向政务的溢出。基层治理剩余难以被行政与自治力量吸纳，带来乡村治理的“泛政治化”问题。乡镇政权权力—技术支配下，乡村治理的悬浮化、去政治化与泛政治化等，实质是“行政消解治理”的过程。

因此，要化解乡村政策动员中权力—技术支配带来的负效应，乡镇党政部门不能简单以治理技术凸显制度资源的工具性价值，还应当关注制度的治理内涵，在乡村治理具体场域中，发掘制度的社会价值。从政策动员过程中，乡镇政权对制度性资源的技术化调配产生的治理困境看，如何激发制度的

公共性,使得制度安排能够凸显基层治理的群众性与人民主体性,是乡镇政权权力—技术实践所要克服的首要难题。其关键应在于有效衔接行政动员与社会动员,实现村庄治理行政性、政治性与自治性的总体平衡。

五、结论与讨论

文章从乡村政策动员切入,分析在国家治理重心下移背景下,乡镇政权面对事权与财权不匹配问题,如何通过权力—技术支配机制,调动村干部政策执行的积极性。研究发现,乡镇政权在政策动员中,通过对制度性资源的技术化调配,既满足了基层治理现代化要求,又有效建立起了乡村两级政权间的责任连带关系,有利于提高政策动员效率。但基层政策动员由体制外社会动员转向体制内行政动员,会带来村级政权“悬浮化”和村庄治理“去政治化”与“泛政治化”等“行政消解治理”问题,需要基层政权警惕过于突出制度的工具性价值,重新发掘其治理内涵与社会价值。当然,文章既是一项政策研究,也有着真实的理论关怀。其一,文章将权力—技术视角引入乡村政策动员,在丰富韦伯技术治理和福柯权力技术理论的同时,为研究者提供了一个透视制度性权力与实践性权力相互衔接、有机融合的窗口,有利于研究者将视野从单向的技治主义(肖滨、费久浩,2017)或术治主义(应小丽、钱凌燕,2015)转向包括有制度技术、权力技术和智能技术的总体性视角。其二,乡村政策动员中“权力的技术支配网络”,为研究者展现出基层政策动员不仅存在科层动员和社会动员两轨,还包括衔接二者的“准科层动员”。这一动员路径考验着村干部的“调适”与转化能力,其运作机制直接关系到村级民主发展和乡村治理实践等。从目前来看,准科层动员机制在基层会滋生官僚主义,进而产生村庄政策执行的形式主义。如此,反形式主义首要是反官僚主义,其关键是弱化制度的工具性价值,实现基层“治术”与“治道”的平衡(陈锋,2017)。

值得注意的是,文章突出强调权力—技术支配在乡村政策动员中的作用,并非否认权力—利益和权力—文化等非正式动员机制的解释力。相反,在基层治理现代化转型过程中,各种非正式动员机制往往与正式动员机制并存,有时甚至会处于主导地位。由此,文章提出的责任机制不是对传统激励机制和压力机制的替代,而是补充。文章最大不足在于,其主要研究对象是村党(总)支部书记和村主任等主职干部,但乡村政策动员对象包括有村主职干部、一般干部、党员、社会组织和普通群众等;乡镇政权权力—技术支配对其他多元主体的治理行为会产生何种影响,以及在“权力的技术支配网络”中,村主职干部的“调适”与转化能力若何,都构成本研究今后可深化和拓展的方向。

参考文献

- 1.艾云,2011:《上下级政府间“考核检查”与“应对”过程的组织学分析——以A县“计划生育”年终考核为例》,《社会》第3期。
- 2.安东尼·吉登斯,1998:《社会的构成——结构化理论大纲》,李康、李猛译,北京:生活·读书·新知三联书店。
- 3.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。
- 4.陈锋,2017:《治术变革与治道重建:资源流变背景下乡村治理困境及出路》,《学海》第4期。

- 5.狄金华, 2019:《“权力—利益”与行动伦理:基层政府政策动员的多重逻辑——基于农地确权政策执行的案例分析》,《社会学研究》第4期。
- 6.狄金华、钟涨宝, 2014:《从主体到规则的转向——中国传统农村的基层治理研究》,《社会学研究》第5期。
- 7.杜赞奇, 2018:《文化、权力与国家:1900—1942年的华北农村》,王福明译,江苏:江苏人民出版社。
- 8.董磊明、陈柏峰、聂良波, 2008:《结构混乱与迎法下乡——河南宋村法律实践的解读》,《中国社会科学》第5期。
- 9.贺雪峰, 2011:《论乡村治理内卷化——以河南省K镇调查为例》,《开放时代》第2期。
- 10.黄宗智, 2008:《集权的简约治理——中国以准官员和纠纷解决为主的半正式基层行政》,《开放时代》第2期。
- 11.金江峰, 2019:《服务下乡背景下的基层“治理锦标赛”及其后果》,《中国农村观察》第2期。
- 12.李祖佩, 2015:《项目制基层实践困境及其解释——国家自主性的视角》,《政治学研究》第5期。
- 13.吕德文, 2018:《乡村治理空间再造及其有效性——基于W镇乡村治理实践的分析》,《中国农村观察》第5期。
- 14.马克斯·韦伯, 2006:《经济与社会》(上卷),林荣远译,北京:商务印书馆。
- 15.米歇尔·福柯, 1999:《规训与惩罚》,刘北成、杨元婴译,北京:三联书店。
- 16.欧阳静, 2009:《运作于压力型科层制与乡土社会之间的乡镇政权——以桔镇为研究对象》,《社会》第5期。
- 17.彭亚平, 2018:《技术治理的悖论:一项民意调查的政治过程及其结果》,《社会》第3期。
- 18.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。
- 19.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。
- 20.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。
- 21.孙立平、郭于华, 2000:《“软硬兼施”:正式权力非正式运作的过程分析——华北B镇订购粮收购的个案研究》,载《清华社会学评论》(特辑),厦门:鹭江出版社。
- 22.申端锋, 2010:《乡村治权与分类治理:农民上访研究的范式转换》,《开放时代》第6期。
- 23.孙柏瑛、邓顺平, 2015:《以执政党为核心的基层社会治理机制研究》,《教学与研究》第1期。
- 24.吴毅, 2007:《“权力—利益的结构之网”与农民群体性利益的表达困境——对一起石场纠纷案例的分析》,《社会学研究》第5期。
- 25.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。
- 26.王诗宗、杨帆, 2018:《基层政策执行中的调适性社会动员:行政控制与多元参与》,《中国社会科学》第11期。
- 27.王汉生、王一鸽, 2009:《目标管理责任制:农村基层政权的实践逻辑》,《社会学研究》第2期。
- 28.肖滨、方木欢, 2016:《寻求村民自治中的“三元统一”——基于广东省村民自治新形式的分析》,《政治学研究》第3期。
- 29.肖滨、费久浩, 2017:《政策过程中的技治主义:整体性危机及其发生机制》,《中国行政管理》第3期。
- 30.杨华, 2018:《县域治理中的党政体制:结构与功能》,《政治学研究》第5期。
- 31.杨华、袁松, 2018:《中心工作模式与县域党政体制的运行逻辑——基于江西省D县调查》,《公共管理学报》第

1 期。

32.印子, 2018:《村级治理的“寡头定律”及其解释》,《华中农业大学学报(社会科学版)》第2期。

33.应小丽、钱凌燕, 2015:《“项目进村”中的技术治理逻辑及困境分析》,《行政论坛》第3期。

34.张静, 2014:《行政包干制的组织基础》,《社会》第6期。

35.周雪光, 2015:《项目制:一个“控制权”理论视角》,《开放时代》第2期。

(作者单位: 华东师范大学政治学系)

(责任编辑: 光明)

“Power-Technology” in Rural Policy Mobilization and Its Influence

Jin Jiangfeng

Abstract: In the context of modernization of grass-roots governance, the policy mobilization of village cadres by township governments has begun to shift from incentive mechanism and pressure mechanism to responsibility mechanism. Facing the reality that the financial power and the administrative power do not match, township governments gradually rely on the technical allocation of institutional resources to shape “community of responsibility” relationship in rural areas and push forward policy implementation. Such power-technology control mechanisms, including institutional absorption, organizational coordination, technical restraint and ethical adjustment in rural policy mobilization, can improve the efficiency of policy mobilization and implementation by means of the link of responsibility within the organization, but the “technology domination network of power” also tends to generate the problem of “deconstruction of villagers’ self-governance by administrative governance” such as suspension, de-politicization and pan-politicization of rural governance. Therefore, the mobilization of rural policies should be on guard against over-strengthening the instrumental value of the system, rediscover its governance connotation and social value, and realize the balance between “governance technology” and “governance value”.

Key Words: Policy Mobilization; Institutional Resources; Technological Domination Network of Power; Deconstruction of Villagers’ Self-governance by Administrative Governance