

中国消除绝对贫困的经验解释 与 2020 年后相对贫困治理取向*

王小林 张晓颖

摘要：中国在 2020 年消除了绝对贫困，解释中国绝对贫困治理的经验对于 2020 年后相对贫困治理具有重要价值。本文构建了一个贫困治理分析框架，试图从贫困问题、减贫战略、扶贫行动者、治理过程和治理结构五个方面来分析和解释中国减贫实践。本文重点从“水平治理”与“垂直治理”两个方面来分析中国在绝对贫困治理过程中所形成的治理结构。在水平治理层面，1978—2020 年，中国形成了政府、市场和社会协同治理贫困的理念以及包括行业扶贫、专项扶贫和社会扶贫等在内的综合治理格局，还形成了东西部扶贫协作的政治制度安排。“一中心与多部门协同治理”的模式，既覆盖了“贫”“困”的主要维度和问题，也保证了部门政策与国家战略的目标一致性和行动有效性。在垂直治理层面，“自上而下”的扶贫责任制与财政支持保证了减贫战略的落实；“自下而上”的扶贫创新推广机制以及贫困群体需求和意愿的传导机制也起到了较好的纠偏作用；扶贫成效考核评估与问责机制则具有“上下互动”的特征。2020 年后，相对贫困治理需在国内国际双循环相互促进的新发展格局下加强水平治理，在产业、消费、要素市场等领域形成东西部大循环，发挥东西部各自优势；相对贫困的垂直治理则需更加鼓励基层创新并激励群众自力更生，以解决内生动力不足问题。

关键词：贫困治理 垂直治理 水平治理 相对贫困

中图分类号：F328 **文献标识码：**A

一、引言

联合国《2030 年可持续发展目标》提出，到 2030 年在全世界消除一切形式的贫困。它包括两个减贫子目标：第一，到 2030 年时，在全世界所有人口中消除极端贫困，即消除每人每天生活费不到 1.9 美元的绝对贫困；第二，“到 2030 年时，各国按其标准界定的陷入各种形式贫困的不同年龄段男女和儿童人数至少减半”（United Nations, 2015），即到 2030 年各国按照自己设定的多维贫困标准，实现贫困人口数量比 2016 年至少减半。

*本文研究受国家社会科学基金重大项目“基于多维视角的 2020 年以后我国相对贫困问题研究”（项目号：19ZDA051）资助。本文通讯作者：张晓颖。

中国目前执行的农村贫困标准是农村居民收入 2300 元（2010 年不变价），按照 2011 年国际购买力平价折算，相当于每人每天 2.29 美元（王小林、张晓颖，2017）。这个标准高于世界银行 1.9 美元的极端贫困标准。党的十八大以来，中国的脱贫攻坚取得了显著成就。根据国家统计局公布的数据，截至 2019 年末，全国农村贫困人口从 2012 年末的 9899 万人减少至 551 万人；贫困发生率从 2012 年末的 10.2% 下降至 0.6%^①。据笔者测算，到 2018 年底，中国已经实现了消除极端贫困的目标^②。这标志着，中国提前十多年实现了联合国第一个减贫子目标。

针对联合国第二个减贫子目标，中国制定的多维脱贫目标是“到 2020 年，稳定实现农村贫困人口不愁吃、不愁穿，义务教育、基本医疗和住房安全有保障”^③，即“两不愁、三保障”的脱贫目标。也就是说，除了收入脱贫外，还要保障“义务教育、基本医疗和住房安全”。为了实现这一目标，中国从 2014 年起对农村贫困人口进行精准识别、建档立卡，并进行了史无前例的逐户精准帮扶。按照建档立卡信息所确认的致贫原因，逐户采取帮扶措施，在产业、就业、教育、健康、社会保障、生态保护扶贫等多个方面因贫施策。到 2020 年底，现行标准下农村贫困人口如期实现“两不愁、三保障”脱贫目标。中国提前 10 年实现了联合国设定的第二个减贫子目标。

中国经济发展推动贫困人口数量以史无前例的速度和规模减少（World Bank, 2018），有关经验值得其他发展中国家学习（张桦，2017）。总结中国消除绝对贫困的经验，既对于 2020 年后相对贫困治理相关制度和政策的制定具有重要价值，也对于其他国家学习和借鉴中国扶贫经验具有现实意义。一些学者从不同学科视角解释了中国消除绝对贫困的经验，主要形成了以下四类观点：其一，经济学视角的观点是：经济体制改革带动了收入增长和农村减贫（Ward, 2016; Dollar, 2007; Montalvo and Ravallion, 2010; Ravallion and Chen, 2007; 姚树洁等，2019; 朱玲、何伟，2018），中国实施了有利于穷人的经济发展政策（张磊，2007; Bert, 2016）。其二，政治学视角的观点是：坚持党的领导和政府主导是中国扶贫的基本经验（姚树洁等，2019; 黄承伟，2017; 2018; 吴国宝，2018; 李小云等，2018）。其三，发展学视角的观点是：坚持开发式扶贫，促进贫困人口全面发展（World Bank, 2009; 范小建，2008; 汪三贵，2008; 孙久文等，2018），坚持经济发展与阶段性国家扶贫战略相结合、扶贫开发与社会保障相结合（杨骅骝等，2018）是基本经验。其四，跨学科视角的研究则认为，在有中国特色的国家、市场和社会交织互动模式的驱动下，贫困人口把握发展机会，摆脱贫困（李小云等，2018; 2019）；中国在经济、社会发展和扶贫开发中形成了贫困治理的基本框架（王小林，2018; 王小林、冯贺霞，2020; 檀学文，2020）。

^① 数据来源：陆娅楠，2020：《全国农村贫困人口去年减少 1109 万人》，《人民日报》1 月 25 日 01 版。

^② 2013 年，世界银行执行董事会通过了终结全球极端贫困的宏伟目标——将全球贫困人口比例从 2013 年的 10.7% 降低到 2030 年的 3.0%。资料来源：World Bank, 2016, “Poverty and Shared Prosperity 2016: Taking on Inequality”, Washington, D. C.: World Bank, doi:10.1596/978-1-4648-0958-3。

^③ 中共中央国务院，2015：《中共中央 国务院关于打赢脱贫攻坚战的决定》，http://www.gov.cn/zhengce/2015-12/07/content_5020963.htm。

已有相关成果从不同学科角度为解释中国减贫成就和经验提供了丰富的观点，经济学视角的观点突出自由市场经济的作用，但不能回答许多已经建立了自由市场经济模式的发展中国家为什么不能实现减贫目标的问题；政治学视角的研究突出中国特色社会主义政治制度在减贫中的制度优势，但如果不能给出一些具有普遍适用性的解释，其他国家就无法学习中国的减贫经验；发展学视角的观点过度突出了开发式扶贫中“专项扶贫计划”的重要性，而忽视了经济和社会发展政策的减贫作用；跨学科视角的研究最具全面性，但还缺乏更加系统的理论框架和学界共识。贫困治理是国家治理的重要组成部分，影响着国家治理体系和治理能力现代化水平。中国过去 40 多年在消除绝对贫困的过程中，特别是脱贫攻坚以来形成了什么样的贫困治理结构？这是本文研究的基本问题。本文试图构建一个贫困治理分析框架，对中国消除绝对贫困的经验做出新的解释。

二、贫困治理分析框架

（一）治理与贫困

20 世纪 80 年代以来，“治理”一词被广泛用于各类学术研究及政策报告中，在社会科学的各类分支学科中都有应用（Mark, 2015）。虽然治理在定义和应用方式上存在许多差异，但其共同要素是：强调制度的规则和质量，重视加强制度的合法性和有效性，以及关注治理过程与公私关系安排（Kooiman, 1999）。治理是指由政府但不限于政府的一系列机构和行动者为社会秩序与集体行动创造条件的过程（Stoker, 2018），是个人和机构（公共和私人机构）管理公共事务的多种方式的总和。这是一个持续的过程，个人和机构可以采取合作行动，包括执行合规的正式制度，同意认为符合其利益的非正式制度安排（The Commission on Global Governance, 1995）。治理是决策及其实施（或未实施）的过程（UNESCAP, 2009）。世界银行把“治理”定义为一个国家的权威机构行使权力的传统和制度。它包括选择、监督和替换政府的过程，政府有效制定和执行健全政策的能力，以及尊重公民与国家围绕经济和社会事务管理而互动的制度（Kaufmann et al., 2010）。

从上述定义来看，治理强调的核心要素主要有以下 3 个：一是治理过程，这个过程主要涉及公共事务的集体行动；二是公私安排，突出私人部门、非政府组织在公共服务供给中的作用^①；三是治理结构，强调由政府单一治理向政府与市场和网络（社会组织）合作治理转变。在 20 世纪末，国家与社会的关系发生了重大变化，各国和各国际组织越来越多地鼓励社会行动者参与公共事务管理活动。这些社会行动者包括私营公司、非政府组织和非营利服务提供者（Mark, 2015）。因此，治理通常将行政系统与市场主体和社会组织结合起来共同处理公共事务的混合行动。这就涉及治理过程中政府、市场和社会三者之间关系的变革。

20 世纪 90 年代以前，治理与贫困间的关系并不密切。在 1990 年联合国《人类发展报告》首次发布人类发展指数后，贫困的定义逐渐从“基本需要”不足拓展到“基本能力”不足，对贫困人口的定义也从单纯的收入不足扩展到教育、医疗等多维度的福利和权利被剥夺（Sen, 1999）。相应地，经济

^①20 世纪 80 年代以来，“公私伙伴关系”已经发展成为世界上广泛使用的一种新治理工具（Hodge and Greve, 2007）。

合作与发展组织、世界银行、国际货币基金组织也因向发展中国家推荐“结构调整计划”失败而转向寻求“良治”或“善政”。“良治”广泛地出现在这些国际组织的报告以及给低收入国家所制定的《减贫战略文件》中，并被作为解决发展中国家贫困问题的一个“良方”。因此，治理与贫困间的关系越来越紧密。

国际货币基金组织认为，良治对处于各个发展阶段的国家都很重要……。良治的方法是集中精力提升政府账户的透明度、公共资源管理的有效性，支持发展和维护有利于私营部门有效开展活动的经济环境（IMF, 1997）。亚洲开发银行把“良治”与“益贫、可持续经济增长”和“社会保护”作为推动亚洲减贫的战略支柱。亚洲开发银行认为，治理质量对于减贫至关重要；良治能够促进全社会参与国家事务，出台有利于穷人的政策并健全宏观经济管理制度（ADB, 1999）。治理质量特别是良治也被世界银行、经济合作与发展组织等国际发展机构作为分配国际发展援助的一个附加条件（王小林、张晓颖，2017）。不过，从实践来看，即使经历了长达 20 多年的良治体系建设，治理改革对减贫的作用仍十分有限（Sundaram and Chowdhury, 2016）。

（二）治理分析框架

治理分析框架是一种旨在展示治理概念在分析集体行动方面潜力的实用方法。它的基本假设有两点：第一，在任何社会中都可以找到治理过程。治理是针对具体的社会事实或研究主题，参与解决集体问题的行动者之间相互作用的过程，这些过程引致了有关决策和社会规范的制定。第二，治理过程作为可观察的现象，也可以从非规范的角度进行分析（Hufty, 2011a），即非规范性分析，或称个案分析。

治理分析框架不是一个规范或约定俗成的概念，它是一种分析治理过程的实用方法，它包括以下五种分析工具：问题、行动者、社会规范、过程和节点（Hufty, 2011b）。其中，行动者主要是公共问题的利益相关者，可以是团队，也可以是个人。行动者针对问题采取集体行动（协议或决定），形成规范。过程是一系列状态下利益相关者、社会规范和节点之间的相互关系。过程、社会规范可能是正式的，也可能是非正式的。治理分析框架以问题为导向，从行动者、节点、社会规范和过程方面对治理进行研究，能使对治理的研究更具约束性和科学性。

治理至少有结构、过程、机制和战略四个方面的含义。作为一种结构，治理意味着正式制度和非正式制度的架构；作为一个过程，治理旨在捕获比作为结构的治理更动态和交互的方面，尤其指决策中所涉及的持续的指导过程；作为一种机制，治理意味着决策、遵守和控制（或工具）的制度程序；作为一种战略，它意味着行动者努力参与制度和机制的设计，以塑造社会选择和社会偏好（David, 2012）。

贫困治理是国家或地方政府对贫困的全过程管理，其宏观方面涉及政府、市场、社会三者在解决贫困问题中的关系和责任，为消除贫困所采取的战略和政策工具以及贫困治理过程中的责任和问责；其微观方面涉及对贫困的识别、分析、监测和评估等（王小林，2018）。也就是说，贫困治理包括了贫困问题、治理过程、治理战略（包括政策工具），以及在治理贫困过程中形成的诸如政府、市场和社会三者之间的关系结构。

（三）贫困治理分析框架

基于上述分析，本文提出贫困治理的五个基本要素，即贫困问题、减贫战略、行动者、治理过程和治理结构，并在此基础上构建贫困治理分析框架（见表 1），以便对一个国家的贫困治理集体行动进行过程和结构分析。

表 1 本文所构建的贫困治理分析框架

要素	特征	工具
贫困问题	贫困认知，例如基本需要不足、基本能力不足，“贫”与“困”相互交织 贫困识别，例如以贫困区域、社区、个体或家庭作为贫困识别对象 致贫原因分析，涉及经济维度、社会维度、生态环境维度等	给穷人赋权 改善教育、健康等公共服务，提升能力 增加市场准入 保障经济政治安全（避免经济动荡，防治灾害，减少腐败等）
减贫战略	贫困治理的顶层设计，包括目标、任务、行动等 正式和非正式的制度安排	单一目标治理 多目标治理 综合治理
行动者	宏观行为体 微观行动者	政府主导 基于市场的益贫性增长 社会组织 社区主导型发展 帮扶责任人
治理过程	分阶段配置减贫资源、实施减贫政策和项目的一系列活动 包括水平治理和垂直治理措施	政府、社会与市场间的关系 横向财政转移支付 集权与分权 自上而下和自下而上两种方式
治理结构	强垂直、弱水平 强水平、弱垂直 垂直与水平协同治理	目标一致性 行动协同性 行为有效性

（1）贫困问题。任何一个国家都存在贫困问题，且因对贫困问题的定义和认知不同，不同国家形成了不同的减贫战略。如果把贫困问题定义为收入不足以满足基本需要，则减贫战略可能集中以增加收入为目标或以收入支持政策为主；若把贫困问题定义为能力不足，则相应的减贫战略可能包括教育、健康等基本能力的提升。习近平总书记关于扶贫扶志、扶贫扶智的重要论述，既包括提升贫困群众自力更生能力的内涵，也包括通过教育、健康扶贫提升贫困人口人力资本的意涵。如果把贫困问题认为既有“贫”也有“困”，贫困治理措施则可能包括诸如增加收入、赋权、改善公共服务、保障安全等。此外，从技术或操作的角度看，贫困治理还涉及贫困监测、识别、瞄准、评估、扶贫（干预）等诸多具体问题。

（2）减贫战略。作为战略，治理是对治理系统的设计、创建和调整。因此，治理指的是行动中的治理和行动者的制度化设计（David, 2012）。针对贫困问题，国家需要制定减贫战略，确定减贫的战略目标、任务、责任主体、制度和政策，动员资金、人员等，并对贫困的监测、识别、评估等技术性

问题做出顶层制度设计。战略在国际组织、各国政府以及各类非政府组织的贫困治理中几乎无处不在。例如，世界银行和国际货币基金组织帮助低收入国家制定为期 3 年的《减贫战略规划文件》，中国则制定了为期 10 年的《中国农村扶贫开发纲要》。一个国家的减贫战略体现了该国针对贫困问题所形成的集体智慧和社会共识。

(3) 行动者。在任何一个国家，都存在贫困治理的行动者。行动者通常可以划分为两类：宏观行为体（责任主体）和微观行动者。政府机构通常为主要的宏观行为体，但市场力量和社会组织也是重要的宏观行为体。宏观行为体主要解决“怎么治”的问题，它处理的是政府、市场和社会三者之间的责任分工及其相互联系，它决定贫困治理的顶层设计和制度框架。在中国，政府作为宏观行为体的特征突出，特别是党的十八届三中全会以来，习近平总书记明确要求“五级书记一起抓扶贫”，中国共产党作为执政党坚决承担了贫困治理的责任。在撒哈拉以南非洲国家，世界银行、经济合作与发展组织等国际发展组织通过国际发展援助帮助非洲国家减贫，这些国际发展组织作为贫困治理宏观行为体的特征比较明显。国际发展援助资金主要来源于赠予国的财政预算，主要用于提供公共产品和公共服务。在印度和孟加拉国，非政府组织在贫困治理中扮演着重要角色。但是，仅靠公共产品和公共服务不足以支撑一个国家的经济增长和减贫，任何非政府组织无法对一个国家的减贫战略进行顶层设计，并持续开展贫困治理，培育有利于穷人发展的经济增长模式才是市场提供减贫的最佳方式。因此，参与贫困治理的宏观行为体不仅需要国家机构、国际发展组织，还需要市场主体和社会组织。贫困治理的微观行动者主要解决“谁来扶”的问题，他们主要在贫困社区、家庭和个体等微观层面发挥干预作用。

(4) 治理过程。贫困治理过程是一个国家或地区针对贫困问题，实施减贫战略，配置减贫资源，推行减贫政策和项目的一系列活动。贫困治理过程涵盖两方面关键活动，即贫困水平治理和贫困垂直治理。从贫困水平治理的内涵看，首先涉及“谁来治”，指政府、市场和社会在贫困治理中形成的协调方式；其次还包括“如何治”，即治理的维度，可以是单一的经济、社会或环境维度，也可以是三者之间的组合，还有的包括政治维度。贫困垂直治理有“自上而下”和“自下而上”两种方式。其中，“自上而下”的垂直治理主要指一个国家的减贫战略和政策如何自上而下地实施和执行；“自下而上”的垂直治理主要体现为贫困人口的需求表达和治理参与。

(5) 治理结构。在贫困治理过程中，通过水平治理和垂直治理的相互组合和相互间作用，可以形成特定的贫困治理结构。不同国家的贫困水平治理和垂直治理过程不同，因而，会形成不同的贫困治理结构。通过分析贫困治理结构，可以观察到不同行为体在贫困治理过程中的角色及其行动的有效性，进而可以洞察和解释一个国家贫困治理的特征。这也使得对不同国家的贫困治理特征进行比较研究成为可能。虽然研究者无法给定什么样的贫困治理结构是“好的”或“坏的”，但至少可以从结构上分析贫困治理的维度完整性、目标一致性、行动有效性，从而可以判断一个国家的贫困治理能力。

按照上述分析框架，本文对改革开放以来 40 多年中国贫困治理过程的历史演进及其主要特征进行了归纳（见表 2），并在下文第三部分和第四部分分别从贫困水平治理结构和垂直治理结构两个方面，对中国贫困治理演进的主要特征展开详细论述。

表 2 中国贫困治理过程的历史演进及主要特征（1978—2020 年）

各减贫战略实施阶段	贫困问题	行动者	
		宏观行为体	微观行动者
改革开放初期 (1978—1985 年)	1978 年 2.5 亿农村贫困人口（按农民人均纯收入 206 元/年的贫困标准）	政府+市场	农村人口
“三西”农业建设 (1982—1992 年)	“三西” ^a 地区（共 47 个县）赤贫，干旱、水土流失严重，人畜饮水困难，灾害频繁，植被破坏严重，粮食产量低而不稳	政府部门：国务院“三西”地区农业建设领导小组（14 个成员单位）及办公室、地方政府 国际组织：世界银行、亚洲开发银行等	“三西”地区农村人口
国家八七扶贫攻坚计划 (1994—2000 年)	8000 万贫困人口（按农民人均纯收入 327 元/年的贫困标准）多位于中西部地区的深山区、石山区、荒漠区，生产生活条件极为恶劣，贫困人口食不果腹、衣不蔽体、住不避风雨 592 个贫困县	政府部门：领导小组 ^b （26 个成员单位）及办公室、地方政府 市场主体：银行 社会扶贫：东部发达地区，定点挂钩扶贫单位，大专院校、科研机构，民主党派、工商联、工会、共青团、妇联、残联、扶贫基金会和民间组织	592 个贫困县的贫困户、新办企业、扶贫经济实体
中国农村扶贫开发纲要 (2001—2010 年)	9422 万农村贫困人口（按农民人均纯收入 1196 元/年的贫困标准） 592 个贫困县	政府部门：领导小组（32 个成员单位）及办公室、地方政府 市场主体：国有企业、大中型农产品加工企业 社会扶贫：在八七扶贫攻坚时期四种社会扶贫力量的基础上，增加了社区主导型发展项目试点	592 个贫困县的贫困户、扶贫开发龙头企业、合作社
中国农村扶贫开发纲要 (2011—2020 年)、 脱贫攻坚战（2015— 2020 年）	2011 年 1.22 亿农村贫困人口（按农民人均纯收入 2300 元/年的贫困标准） 14 个集中连片特困地区，832 个贫困县 贫困人口吃、穿、义务教育、基本医疗、 住房安全无保障	政府部门：领导小组（49 个成员单位 ^d ）及办公室、地方政府 市场主体：国有企业、民营企业、跨国公司 社会扶贫：东西部扶贫协作和对口支援，定点扶贫对贫困县全覆盖，社会组织，互联网+扶贫	全部建档立卡贫困户、新型农业经营主体、帮扶责任人

注：a “三西”地区指甘肃省河西地区、定西地区和宁夏回族自治区的西海固地区。b “领导小组”是国务院扶贫开发领导小组的简称。c 根据国办发〔2003〕24 号文件，2003 年为 27 个成员单位。2008 年提出“大扶贫”和全面建立农村最低生活保障制度后，2009 年两次增补成员单位：一次是增补全国工商联（国办发〔2009〕37 号文件）；另一次是增补民政部为副组长单位，增补外交部、住建部、原旅游局为成员单位（国办发〔2009〕62 号文件）。d 根据国办发〔2013〕63 号文件，当时是 37 个成员单位；2015 年出台《打赢脱贫攻坚战的决定》后，经历两次增补，先增至 46 个成员单位（国办发〔2015〕76 号文件），后增至 49 个成员单位（国办发〔2018〕34 号文件）。

三、中国的贫困水平治理结构分析

1978 年以来，中国在丰富的减贫实践中逐渐形成了较为完整的贫困治理结构，其中，贫困水平治理结构包括三个方面：一是政府、市场和社会的关系；二是中央统筹多部门合作的“一中心多部门协同治理”；三是针对多维贫困问题所形成的行业扶贫、专项扶贫和社会扶贫“三位一体”的大扶贫格局。

（一）政府、市场和社会的关系

市场在中国贫困治理过程中发挥着配置资源的基础性作用。经济增长是减贫的先决条件（Dollar, 2007），中国四十年的减贫经验证明了这一点（Bert, 2016）。1978 年实行改革开放以来，通过推进土地制度改革、农产品价格市场化和人口流动等，中国循序渐进地建立了有利于穷人的市场经济制度，让多数有能力的人先摆脱了贫困。表 2 表明，1978—1985 年，中国并没有设立专门的扶贫开发机构，那一时期的大规模减贫基本靠市场机制发挥作用。即使在 1982 年设立了国务院“三西”地区农业建设领导小组及办公室，也仅对“三西”地区 47 个县实施区域性扶贫开发，全国层面的减贫主要靠土地制度改革和市场取向的改革发挥作用。

政府在中国贫困治理过程中发挥着主导减贫战略和政策的作用。已有相关研究表明，尽管运行良好的市场机制是经济增长和减贫的核心，但市场机制本身也存在失灵，这使得经济学的“涓滴效应”无法自动惠及贫困人口，因此，需要有为政府来弥补市场失灵（王小林、张晓颖，2017）。中国政府主导扶贫开发，采取了加强贫困地区的基础设施建设、提升公共产品和服务供给能力、实施大规模农业综合开发等措施，取得了较好的减贫成就（吴国宝，2018；李小云等，2018）。国务院在作出“三西”地区农业建设重大决策之后，相继制定和发布了《国家八七扶贫攻坚计划（1994—2000 年）》《中国农村扶贫开发纲要（2001—2010 年）》《中国农村扶贫开发纲要（2011—2020 年）》，中共中央、国务院于 2015 年又制定和发布了《关于打赢脱贫攻坚战的决定》，体现了政府在贫困治理中的作用。

社会是中国贫困治理中的重要补充力量。当政府和市场同时失灵时，就需要社会组织发挥扶贫的作用。自实施《国家八七扶贫攻坚计划（1994—2000 年）》以来，中国广泛调动社会各界参与扶贫开发的制度安排越来越清晰。八七扶贫攻坚计划虽然强调社会动员机制，但在具体工作中，主要把社会扶贫定义为政府主导的东西部扶贫协作，党政机关对贫困县的“定点扶贫”，以及民主党派、工商联、工会、共青团、妇联、残联等民间组织的扶贫。因此，这个阶段不具有真正意义上的社会扶贫，还是以政府及其相关职能部门扶贫为主。在实施《中国农村扶贫开发纲要（2001—2010 年）》和《中国农村扶贫开发纲要（2011—2020 年）》的 20 年中，真正意义上的社会组织参与贫困治理的制度才得以建立起来。特别是 2015 年中共中央、国务院作出“打赢脱贫攻坚战”的决定以来，通过电商扶贫、消费扶贫和“互联网+扶贫”等社会动员体系，全社会参与贫困治理的制度框架基本形成，社会组织、志愿者、公民个人等社会力量在脱贫攻坚中发挥了重要作用。

东西部扶贫协作和对口支援制度充分发挥了中国特色社会主义制度的优越性，通过采取东部地区向西部地区的横向财政转移支付、干部交流、公共服务人才援助、投资和贸易促进等措施，逐步形成了东西部扶贫协作和对口支援从单向援助向双向合作共赢转变的局面。东西部互助互学、协同发展成

为中国贫困治理的一条独特经验。

（二）中央统筹多部门合作的“一中心多部门协同治理”

在中国，贫困水平治理的一个典型特征是设置跨部门的扶贫开发领导小组，政府、市场和社会相关力量形成合力。改革开放初，通过开展农村土地制度和粮食购销体制改革，中国取得了农村人口大规模脱贫的成就，按照当时的贫困标准，农村贫困人口从 1978 年的 2.5 亿人减少到 1982 年的 1.45 亿，但仍有一些贫困地区无法依靠市场和自身的力量脱贫。因此，1982 年设立国务院“三西”地区农业建设领导小组，成员单位由原农牧渔业部、原水利电力部、原国家经委、原国家计委、原林业部、原商业部、原民政部等十多个部委以及中国科学院构成，下设“三西”办公室。“三西”农业建设针对“三西”地区 47 个干旱缺水的县，实施农业综合开发。经过十年的努力，“三西”地区农业建设成效显著（王小林、张晓颖，2017）。这是中国开展“一中心多部门协同治理”贫困的初步尝试。1986 年，国务院贫困地区经济开发领导小组成立，下设办公室，与“三西”办公室合署办公；1993 年更名为国务院扶贫开发领导小组。截至 2020 年，这一领导小组的成员单位达 49 个（详见表 2）。

国务院扶贫开发领导小组是中国开展跨部门、跨区域协作，制定跨领域减贫政策的核心机构。国务院扶贫开发领导小组虽然成员单位构成随着各阶段工作重点的调整而有所不同，但组长始终由国务院副总理担任，小组成员始终由各相关部委副部级以上领导构成，通过定期召开会议，共同协调解决贫困治理中的各类主要问题。国务院扶贫开发领导小组向党中央、国务院负责，这就保证了相关部委的扶贫政策与国家发展目标、扶贫纲要目标的一致性。从成立之初，该领导小组的成员单位就涵盖了治理“贫”和“困”的相关政府部门和单位。从表 2“宏观行为体”一列中可以看出，国务院扶贫开发领导小组的成员单位不断增多，这体现出 40 年来中国政府不断强化在持续治理贫困过程中的责任。虽然各成员单位是水平合作，但具有目标一致性，必须服从“一中心”——国务院扶贫开发领导小组的统一领导。扶贫开发领导小组的成员单位在制定相关政策时，应围绕贫困治理问题向贫困地区和贫困人口倾斜。例如，国家发展和改革委员会、交通部、财政部要统筹考虑贫困地区的交通基础设施建设；教育部、卫健委要针对贫困地区和贫困人口制定专门的帮扶政策。

此外，除实施专项减贫战略外，全国性的经济社会发展战略，例如国民经济和社会发展五年规划、中央“一号文件”、乡村振兴战略等都将扶贫议题纳入其中。2015 年以来，党中央把脱贫攻坚战作为“三大攻坚战”之一，更加强调“一中心多部门协同治理”结构。

（三）“三位一体”大扶贫格局

中国在多维度扶贫过程中，逐步形成了行业扶贫、专项扶贫和社会扶贫“三位一体”大扶贫格局。贫困水平治理覆盖了贫困治理中的区域贫困、家庭贫困、个体贫困等问题，针对这些问题形成了较为稳定的治理结构。从 1982 年“三西”农业建设的开展到 2015 年《关于打赢脱贫攻坚战的决定》等阶段性贫困治理战略文件的发布，在党中央的领导下，政府、市场和社会协同治理贫困的公共政策方向以及行业扶贫、专项扶贫和社会扶贫“三位一体”大扶贫格局逐步形成。

行业扶贫既包括制定本行业向贫困地区和贫困人口倾斜的政策，又体现为组织实施具体的定点扶贫项目。这些政策或项目涉及发展特色产业、开展科技扶贫、完善基础设施、发展教育文化事业、改

善公共卫生和人口服务管理、完善社会保障制度、重视资源和生态环境建设等多个方面。专项扶贫是针对贫困地区和贫困人口、主要由地方扶贫办实施的扶贫项目，各减贫战略实施阶段的专项扶贫内容虽有所增减，但贯穿各阶段的专项扶贫都包括“易地扶贫搬迁”“产业扶贫”等，而具有阶段性的专项扶贫包括“整村推进”“以工代赈”“就业促进”“旅游扶贫”“电商扶贫”等。社会扶贫涵盖中央和国家机关各部门、企业和事业单位等对贫困地区开展的定点扶贫，东部发达地区对西部贫困地区的发展援助、经济合作和人才交流等，军队和武警部队的扶贫，企业和社会组织参与扶贫以及志愿者扶贫，工会、共青团、妇联、科协、侨联等群团组织以及海外华人华侨参与扶贫。

四、中国的贫困垂直治理结构分析

中国具有十分鲜明的贫困垂直治理特征。“自上而下”的贫困治理能够保证减贫目标和行动的一致性；“自下而上”的贫困治理有助于底层行动者的意愿向上传递，并在各行动者间建立激励相容的合作机制。中国从实施《国家八七扶贫攻坚计划（1994—2000 年）》开始逐步形成“自上而下”为主、“自下而上”为辅的双轨制的贫困垂直治理结构。

（一）“自上而下”：扶贫责任制

中国在贫困治理过程中，逐渐形成了“自上而下”的扶贫责任制。从实施《国家八七扶贫攻坚计划（1994—2000 年）》开始，到实施《中国农村扶贫开发纲要（2011—2020 年）》和《关于打赢脱贫攻坚战的决定》，中央统筹、省（区、市）负总责、市（地）县抓落实的工作机制逐渐形成。这种垂直治理通过各级扶贫开发领导小组、扶贫责任状和中央对贫困地区的财政转移支付得到贯彻落实。

第一，从国务院到市（地）县四级设立扶贫开发领导小组和办公室。国务院扶贫开发领导小组制定全国的减贫战略和政策，对省级扶贫开发领导小组进行指导和协调，每级扶贫开发领导小组向本级党委和政府负责，并协调本级扶贫开发领导小组成员单位。市（地）县级扶贫开发领导小组和办公室负责扶贫工作的具体落实。2015 年《关于打赢脱贫攻坚战的决定》发布以来，习近平总书记提出“五级书记一起抓扶贫”后，“自上而下”的贫困治理结构进一步得到强化。乡镇设有扶贫专干。为了解决村一级扶贫干部严重不足问题，2015 年开始向贫困村派遣第一书记，并加强对贫困村“驻村工作队”和“帮扶责任人”的选派管理工作。第一书记重点从各级机关、国有企事业单位的干部中选拔，协助那些发展能力弱的贫困村解决脱贫攻坚中的突出困难。2015—2018 年，全国累计选派第一书记 45.9 万人，中央单位 2017 年新轮换的第一书记平均年龄为 37 岁，有研究生学历的第一书记占 47.4%，副处级以上的第一书记占 23.3%（赵兵，2018）。

第二，22 个省份层层签订脱贫攻坚责任状。2015 年《关于打赢脱贫攻坚战的决定》发布以来，中西部地区有扶贫开发任务的 22 个省份的党委和政府与中央签订了脱贫攻坚责任状。而且，这种责任状层层签订到了每一个贫困县。通过层层签订脱贫攻坚责任状的形式，中央统筹、省负总责、市（地）县抓落实的管理体制“自上而下”地进一步得到夯实。

第三，中央加大对贫困地区“自上而下”的财政转移支付。一个循序渐进的扶贫过程需要有稳定的资金支持。国际发展援助不仅资金数量有限还附加了使用条件，不可能满足中国作为一个世界人口

大国的脱贫需求，本国的财政预算向贫困地区和贫困人口持续倾斜支出对实现贫困治理目标尤为重要。中国不断增加扶贫财政支出，体现了国家在贫困治理中的重要责任。“自上而下”的财政支持体系包括：中央对贫困地区的一般性转移支付、专项转移支付（专项扶贫资金）^①以及涉农资金统筹整合。这些来自中央财政的资金，是贫困地区扶贫开发资金的主要来源。以专项扶贫资金为例，中央财政安排的专项扶贫资金从 2013 年的 394 亿元增加到 2019 年的 1260.95 亿元^②。2016 年以来，为提高农村各项财政资金的使用效率，财政部会同国务院扶贫开发领导小组办公室（简称“扶贫办”）等部门开展涉农资金整合，保证了脱贫攻坚资金来源的稳定。例如，仅 2017 年一年就整合了 2300 亿元资金用于脱贫攻坚^③。

（二）“自下而上”：正式与非正式的信息反馈机制

与“自上而下”的垂直治理互为补充的是“自下而上”的垂直治理，它强调的是贫困人口的需求导向和他们对扶贫工作的评价、来自社会对扶贫工作的监督以及鼓励和尊重基层的扶贫实践创新。

2014 年之前，“自下而上”的信息反馈主要表现为地方政府对中央的扶贫诉求，例如争取贫困县“帽子”，争取行业扶贫、专项扶贫和社会扶贫项目。2014 年开始实施扶贫对象建档立卡政策以来，“自下而上”的渠道更加多元化了。在贫困识别过程中，除了按照建档立卡的指标体系对贫困户进行摸底外，还有村民小组评议这一重要环节。村民小组评议有利于规避村干部在扶贫对象建档立卡、扶贫项目与资金受益对象选择中的优亲厚友行为。在建档立卡过程中，村干部（包括扶贫干部）和贫困户共同识别和确认帮扶需求，以便精准施策。这都体现了“自下而上”的特征。

“自下而上”的信息反馈对扶贫工作产生了重要的纠偏作用，其途径有正式和非正式两种。其中，正式途径包括全国“12317”扶贫监督举报电话、国务院“互联网+督查”平台等，广大基层群众可以通过电话、网页、微信小程序等途径向国家相关部门反映问题、提供线索。对于反映强烈、带有普遍性的重要问题线索，相关部门会督查并处理。非正式渠道主要指群众通过社交媒体表达诉求，形成舆论压力。一个典型的案例是：在实施精准脱贫政策之初，各地设计了大量的统计表格和形式多样的考核，耗费了基层干部的主要精力，大量社交媒体反映“扶贫干部忙于填表、无力扶贫的形式主义严重”^④。因此，国务院扶贫办于 2016 年、2017 年先后印发《关于解决扶贫工作中形式主义等问题的通知》和《关于进一步克服形式主义减轻基层负担的通知》，2019 年中共中央办公厅印发《关于解决形式主义突出问题为基层减负的通知》。正是这种“自下而上”的扶贫信息反馈纠正了贫困治理中的形式

^①一般性转移支付主要是中央对地方的财政补助，不指定用途，地方可自主安排支出；而专项转移支付主要服务于中央的特定政策目标，地方政府应当按照中央政府规定的用途使用资金。

^②数据来源：《2019 年中央财政补助地方专项扶贫资金 1260.95 亿元已全部下达》，http://www.gov.cn/shuju/2019-05/17/content_5392632.htm。

^③数据来源：《刘永富：去年整合财政涉农资金 2300 亿用于脱贫攻坚》，http://www.china.com.cn/lianghui/news/2017-03/07/content_40425538.htm。

^④王思铁：《扶贫工作中存在的形式主义问题，让基层干部大伤脑筋》，http://blog.sina.com.cn/s/blog_599a3d490102xut9.html。

主义问题。

此外，“自下而上”还体现为鼓励和尊重基层在扶贫实践中的创新试验。例如，贵州省六盘水市开展的扶贫“三变”改革实践，即资源变资产、资金变股金、农民变股东，就在贫困地区得到了推广；山东省菏泽市的“扶贫车间”，起初只是当地的一种就业扶贫创新，经实践有效后，在全国推行。再如，电子商务扶贫最初也是来自基层的创新，最后发展为全国的一项重要扶贫政策。

（三）“上下互动”：考核、激励与问责

“上下互动”是提升扶贫绩效、避免扶贫政策出现较大失误的一个重要机制。“上下互动”除了表现为上述克服形式主义的诉求、基层的扶贫实践创新等“自下而上”的信息反馈得到“自上而下”的政策校正外，还表现为：在扶贫工作成效考核和问责过程中，贫困人口反映的问题经过考核评估组确认后，通过中央对地方的问责和问题整改得以纠正。

从扶贫工作成效考核看，以往以考核贫困县的地区生产总值为主，缺少对扶贫政策成效的专门考核。2016 年以来，中国正式开展对中西部 22 个省份省级党委和政府扶贫开发工作成效的考核。其考核方式有第三方独立评估和省际交叉考核，民主党派开展脱贫攻坚民主监督，另外还结合采用各种督查巡查、审计和社会监督等方式。它是中国开展有组织的开发式扶贫以来最为严格的考核，是一种典型的“上下互动”过程，不过，其“自上而下”的特征更为明显，“自下而上”只是补充。同时，扶贫工作成效考核设置了举报制度，在制度上提供了民意反映渠道。

从第三方评估看，针对脱贫目标，2016—2020 年，每年由国务院扶贫开发领导小组对中西部 22 个省份的省级党委和政府的扶贫开发工作成效进行一次第三方评估，该评估结果成为扶贫工作成效考核的重要依据。评估的内容主要包括年度减贫计划的完成情况、财政扶贫资金的增长情况、贫困地区农民人均纯收入的增长情况、贫困识别准确率、贫困退出准确率、贫困人口对帮扶工作的满意度。第三方评估中，评估组开展随机抽样、入户核查，并由抽样贫困户对扶贫工作成效进行满意度评价，因此，它具有“自下而上”的特征。

从扶贫工作成效问责机制看，依据扶贫工作成效考核结果，由国务院扶贫开发领导小组对省级党委和政府主要负责人进行约谈，提出限期整改要求；情节严重、造成不良影响的，实行责任追究。扶贫工作成效考核结果是对省级党委和政府主要负责人与领导班子综合考核评价的重要依据。这种问责机制，也层层传导到基层。自开展脱贫攻坚工作以来，中国逐渐建立了严格的扶贫工作成效问责机制，对不担当、不作为的领导干部给予公开通报批评或处分，对表现优秀的干部予以提拔。这一问责机制的建立，保证了贫困治理的目标一致性和行动有效性。

五、2020 年后相对贫困治理取向

本文构建了一个贫困治理分析框架，重点从水平治理和垂直治理两个方面解释了中国 1978—2020 年消除绝对贫困的经验。党的十九届四中全会提出，建立解决相对贫困的长效机制。党的十九届五中全会进一步明确提出，实现巩固拓展脱贫攻坚成果同乡村振兴有效衔接。基于中国消除绝对贫困的经验，本文就 2020 年后相对贫困治理提出以下取向性观点。

（一）消除绝对贫困的水平治理和垂直治理结构仍适应 2020 年后相对贫困治理

政府、市场和社会协同治理贫困仍适用于相对贫困治理。改革开放初期，中国通过政府主导的土地制度改革和市场化取向改革，实现了经济增长，带动了大规模减贫。几年的改革实践表明，仅靠广泛的放活经济权利不能完全改变农村落后的面貌。因此，1982 年，国务院作出对最贫困的“三西”地区进行有计划的扶贫的决定。这在水平治理上实现了由市场主导减贫向市场和政府相结合减贫的转型。从实施《国家八七扶贫攻坚计划（1994—2000 年）》到实施《中国农村扶贫开发纲要（2011—2020 年）》，随着中国市场经济制度的不断完善，在政府主导的扶贫战略下，市场和社会的角色更加明确，在贫困水平治理上更加强调政府、市场和社会协同治理。相对贫困是告别维持生存的绝对贫困后的贫困现象，其治理仍需政府主导减贫战略和政策，建立有利于低收入人口增收和就业的市场机制，以及有利于低收入人口获得教育、健康和社会保障服务的社会发展机制。

中央统筹多部门合作的“一中心多部门协同治理”仍适应相对贫困治理的需要。这一机制是实现跨部门贫困治理以及具体减贫目标和行动相一致的核心，也是中国特色政治制度的优势体现以及政府主导贫困治理的制度核心。人民日益增长的美好生活需要和不平衡不充分的发展之间的矛盾是多方面的，这就客观上要求多部门协同治理相对贫困。因此，在全面推进乡村振兴的过程中，对欠发达地区的帮扶仍可采取“一个中心多部门协同治理”方式，在增收就业、基本公共服务供给等方面协同治理。

“自上而下”与“自下而上”相结合的垂直治理需进一步完善。“自上而下”强调的是从中央到省、市（地）县的责任分工体系，这一机制保证了政策的垂直落地。2021—2035 年中国将实施乡村振兴战略，在该战略下统筹解决农村相对贫困问题，需持续关注乡村振兴仍是欠发达地区的短板这一客观问题。因而，“自上而下”的制度和政策设计需始终体现“补好短板”的使命，把巩固拓展脱贫攻坚成果同乡村振兴有效衔接。“自下而上”则侧重的是低收入人口的需求、意愿、自力更生的能力以及尊重基层的扶贫实践创新。不同于锁定并瞄准绝对贫困人口采取前所未有的精准帮扶，相对贫困治理需更注重激发低收入人口谋求发展的内生动力。

（二）东西部扶贫协作制度在“双循环”格局下治理相对贫困可大有作为

经过多年经验积累，特别是经过脱贫攻坚阶段的强化推进和大量实践，东西部协作关系已经远远超越扶贫协作的范畴，它为更大范围内构建区域协调、协同发展新机制奠定了制度基础。东西部扶贫协作形成了双方政府部门、市场主体和社会力量多方联动的机制，探索了在市场经济条件下土地、资本、劳动力、科技、数据等各类要素在地区间进行优化配置的协同发展方式。2020 年后，中国将在构建以国内大循环为主体、国内国际双循环相互促进的新发展格局中做出更大作为。相对贫困治理需在新发展格局下，聚焦发展不平衡不充分问题，以优化发展格局为切入点，提高治理成效。东西部扶贫协作恰恰是相对贫困治理可采取的一项关键制度安排。

2020 年后，要充分发挥东部地区“科技”和“数据”新要素^①的作用，在数字技术和智能科技的

^① 见《中共中央 国务院关于构建更加完善的要素市场化配置体制机制的意见》，http://www.gov.cn/zhengce/2020-04/09/content_5500622.htm。

支持下提升相对贫困治理水平。同时，要利用东部地区新要素优势，盘活西部地区的土地、劳动力优势，推动东西部要素充分流动，谋求东西部协同、协调发展，构建利贫性经济增长、包容性社会发展和多维度缓解相对贫困的治理格局。在脱贫攻坚期内，中国在产业扶贫、电商扶贫、消费扶贫方面已经形成了一些利贫性经济制度安排。在相对贫困治理阶段，需在新要素的驱动和电商平台的支持下，推动产业扶贫、电商扶贫、消费扶贫融合发展，带动乡村产业兴旺。特别是要引导大型龙头企业与贫困地区开展合作，既满足企业延伸产业链的布局需要，又实现贫困地区“稳就业”的目标。要鼓励大学生创业、农民工返乡创业，通过市场化机制将脱贫农民与新型经营主体联结起来，逐步缩小发展差距，实现共同富裕。

要实现“精准到人”的帮扶政策与“双循环”区域协同发展格局相契合，优化 2020 年后相对贫困治理结构。“六个精准”“五个一批”的精准扶贫政策，在中国消除绝对贫困的过程中发挥了攻坚作用。相对贫困治理是一个长期的过程，不仅需强调治理成效，还需统筹考虑治理成本。因此，要将“精准到人”的帮扶政策和与“双循环”格局相适应的区域协同发展政策结合起来，既精准促进低收入人口受益，又在区域协同发展方面形成带贫益贫格局。

（三）优化市场和社会扶贫治理能解决内生动力和服务能力不足问题

在绝对贫困治理过程中，中国对贫困问题的阶段性识别和诊断、所采取的阶段性扶贫战略以及宏观行为体在贫困水平治理和垂直治理中的角色都十分明确，这是保证贫困治理得到有效开展的重要条件。从微观行动者来看，政府、市场和社会协同治理贫困的模式可以在制度上优化激励机制，增强低收入人口作为减贫主体的内生动力。至少在产业、就业扶贫政策和项目安排上，政府可以总结脱贫攻坚经验，出台一些激励低收入人口自力更生的有效政策。尽管各级政府不断强调“扶贫先扶志”，但是，在脱贫攻坚过程中，贫困户仍出现了“内生动力不足”问题。这体现出贫困治理结构还存在一定问题，需要在乡村振兴制度设计中进一步完善。

充分发挥社会组织参与扶贫的制度优势，提升欠发达地区的乡村治理水平。在消除绝对贫困的过程中，社会组织发挥了不可替代的作用。当前，脱贫摘帽的贫困地区的乡村治理体系和治理能力还不高，在全面推进乡村振兴阶段，欠发达地区需要破解的难题还不少，例如村庄空心化、农民老龄化问题，农村“三留守”问题，妇幼保健、健康管理、移民搬迁社区治理问题等等。这些问题，依靠政府和市场的力量都无法完全得到解决，需要充分发挥社会组织的优势，对低收入人口和家庭开展更加细致的社区服务工作。因此，相对贫困治理更应强化社会力量的参与。特别是，在数字服务蓬勃发展的信息时代，利用大数据平台的“双边”撮合能力，动员更加广泛的社会资源参与相对贫困治理，社会扶贫必将是一种有效的贫困治理方式。

总之，中国消除绝对贫困不仅是全面建成小康社会、实现第一个百年奋斗目标的标志性指标，也对建立解决相对贫困的长效机制具有重要理论价值。中国在消除绝对贫困中形成的贫困治理，是国家治理体系的重要组成部分，影响着国家治理能力现代化水平。在新发展理念和新发展格局下，对贫困的水平治理和垂直治理结构进行优化，建立解决相对贫困问题的长效机制，将是 2020 年后相对贫困治理的政策取向。优化后的贫困治理结构，需有利于低收入人口的收入增长，有利于欠发达地区实现

基本公共服务均等化，有利于畅通国内大循环，有利于区域协调发展。东西部扶贫协作制度，可以升级为“双循环”格局下的东西部协作制度，在更大范围内发挥东西部协作的制度优势。2020 年后，在相对贫困治理中，需更充分发挥市场在资源配置中的决定性作用，利用科技和数据等新要素全面激活欠发达地区和低收入人口的内生活力和动力；更加充分地发挥社会组织在弥补政府失灵和市场失灵方面的优势，使其在相对贫困的长期治理过程中发挥作用。最终，在贫困治理上形成独具特色的相对贫困治理长效机制，为实现第二个百年奋斗目标奠定贫困治理制度基石。

参考文献

- 1.范小建，2008:《坚持开发式扶贫 努力完成既定目标》，《老区建设》第 19 期。
- 2.黄承伟，2017:《党的十八大以来脱贫攻坚理论创新和实践创新总结》，《中国农业大学学报（社会科学版）》第 5 期。
- 3.黄承伟，2018:《中国特色扶贫开发道路不断拓展》，《人民日报》8 月 26 日第 5 版。
- 4.李小云、徐进、于乐荣，2018:《中国减贫四十年：基于历史与社会学的尝试性解释》，《社会学研究》第 6 期。
- 5.李小云、于乐荣、唐丽霞，2019:《新中国成立后 70 年的反贫困历程及减贫机制》，《中国农村经济》第 10 期。
- 6.孙久文、李坚未、唐泽地、闫昊生，2018:《我国扶贫开发进程的战略演变与当前政策》，载孙久文、林万龙（编）《中国扶贫开发的战略与政策研究》，北京：科学出版社，第 1-16 页。
- 7.檀学文，2020:《走向共同富裕的解决相对贫困思路研究》，《中国农村经济》第 6 期。
- 8.汪三贵，2008:《在发展中战胜贫困——对中国 30 年大规模减贫经验的总结与评价》，《管理世界》第 11 期。
- 9.王小林，2018:《改革开放 40 年：全球贫困治理视角下的中国实践》，《社会科学战线》第 5 期。
- 10.王小林、张晓颖，2017:《迈向 2030：中国减贫与全球贫困治理》，北京：社会科学文献出版社。
- 11.王小林、冯贺霞，2020:《2020 年后中国多维相对贫困标准：国际经验与政策取向》，《中国农村经济》第 3 期。
- 12.吴国宝，2018:《改革开放 40 年中国农村扶贫开发的成就及经验》，《南京农业大学学报（社会科学版）》第 6 期。
- 13.杨骅骝、周绍杰、胡鞍钢，2018:《中国式扶贫：实践、成就、经验与展望》，《国家行政学院学报》第 6 期。
- 14.姚树洁、王洁菲、汪峰，2019:《新时代习近平关于扶贫工作重要论述的学理机制及文献分析》，《当代经济科学》第 1 期。
- 15.张桦，2017:《“中国反贫困之战取得显著成功”——专访世界银行亚太区贫困与公平局副局长翟思曼》，《今日中国》第 6 期。
- 16.张磊，2007:《中国扶贫开发政策演变》，北京：中国财政经济出版社。
- 17.赵兵，2018:《第一书记助力乡村振兴》，《人民日报》12 月 04 日第 17 版。
- 18.朱玲、何伟，2018:《工业化城市化进程中的乡村减贫 40 年》，《劳动经济研究》第 4 期。
- 19.ADB, 1999, “Fighting Poverty in Asia and the Pacific: The Poverty Reduction Strategy”, Asian Development Bank, <https://www.adb.org/bn/publications/poverty-reduction-strategy-asian-development-bank>.
- 20.Bert, H., 2016, “China’s Role in Efforts to Eradicate Poverty”, *China Daily*, http://www.chinadaily.com.cn/opinion/2016-10/17/content_27078271.htm, 2016-10/17.

- 21.David, L., 2012, “From ‘Big Government’ to ‘Big Governance’? ”, in Levi-Haur D.(eds.) *The Oxford Handbook of Governance*, Oxford: Oxford University Press, pp. 3-18.
- 22.Dollar, D., 2007, “Poverty, Inequality, and Social Disparities During China’s Economic Reform”, World Bank Policy Research Working Paper Series, 28: 1-28.
- 23.Hodge, G. A., and Greve, C., 2007, “Public-private Partnerships: An International Performance Review”, *Public Administration Review*, 67(3): 545-558.
- 24.Hufty, M., 2011a, “Investigating Policy Processes: The Governance Analytical Framework (GAF)”, in Urs Martin Wiesmann, and Hans, Hurni (eds.) *Research for Sustainable Development: Foundations, Experiences, and Perspectives*, Switzerland: Geographica Bernensia, pp. 403-424.
- 25.Hufty, M., 2011b, “Governance: Exploring Four Approaches and their Relevance to Research”, in Urs Martin Wiesmann, and Hans, Hurni (eds.) *Research for Sustainable Development: Foundations, Experiences, and Perspectives*, Switzerland: Geographica Bernensia, pp. 165-183.
- 26.IMF, 1997, “Good Governance: The IMF’s Role”, www.imf.org/external/pubs/ft/exrp/govern/govindex.htm.
- 27.Kaufmann, D., Kraay, A., and Mastruzzi, M., 2010, “The Worldwide Governance Indicators: Methodology and Analytical Issues”, World Bank Policy Research Working Paper 5430, <https://elibrary.worldbank.org/doi/abs/10.1596/1813-9450-5430>.
- 28.Kooiman, J., 1999, “Social-political Governance”, *Public Management: An International Journal of Research and Theory*, 1(1): 67-92.
- 29.Mark, B., 2015, *Governance: A Very Short Introduction*, Oxford: Oxford University Press.
- 30.Montalvo, J. G. and Ravallion, M., 2010, “The Pattern of Growth and Poverty Reduction in China”, *Journal of Comparative Economics*, 1(38): 2-16.
- 31.Ravallion, M. and Chen, S., 2007, “China’s (Uneven) Progress Against Poverty”, *Journal of Development Economics*, 82(1): 1-42.
- 32.Sen, A., 1999, *Development as Freedom*, Oxford: Oxford University Press.
- 33.Stoker, G., 2018, “Governance as Theory: Five Propositions”, *International Social Science Journal*, 68(227-228): 15-24.
- 34.Sundaram, J. K. and Chowdhury, A., 2016, “Is Good Governance Key to Eliminating Poverty”, Inter Press Service(IPS), www.ipsnews.net/2016/06/is-good-governance-key-to-eliminating-poverty.
- 35.The Commission on Global Governance, 1995, *Our Global Neighborhood*, Oxford: Oxford University Press.
- 36.UNESCAP, 2009, “What is Good Governance?”, United Nations Economic and Social Commission for Asia and the Pacific, www.unescap.org/resources/what-good-governance.
- 37.United Nations, 2015, “Transforming Our World: The 2030 Agenda for Sustainable Development”, www.jinsustainable-development.un.org/post2015/transformingourworld.
- 38.Ward, P. S., 2016, “Transient Poverty, Poverty Dynamics, and Vulnerability to Poverty: An Empirical Analysis Using a Balanced Panel from Rural China”, *World Development*, 78: 541-553.
- 39.World Bank, 2009, “China - From Poor Areas to Poor People: China’s Evolving Poverty Reduction Agenda - An

Assessment of Poverty and Inequality”, <https://documents.worldbank.org/en/publication/documents-reports/documentdetail/816851468219918783/china-from-poor-areas-to-poor-people-chinas-evolving-poverty-reduction-agenda-an-assessment-of-poverty-and-inequality>.

40. World Bank, 2018, “China Systematic Country Diagnostic: Towards a More Inclusive and Sustainable Development”, <https://openknowledge.worldbank.org/handle/10986/29422>.

(作者单位：复旦大学六次产业研究院)

(责任编辑：陈秋红)

An Explanation of China’s Experience in Eliminating Absolute Poverty and the Orientation of Relative Poverty Governance in the Post-2020 Era

WANG Xiaolin ZHANG Xiaoying

Abstract: China’s experience in eliminating absolute poverty by 2020 is of great theoretical value for relative poverty governance after 2020. This article constructs an analytical framework of poverty governance, which attempts to analyze and explain China’s poverty reduction practices from the following five elements: poverty issues, poverty reduction strategies, poverty reduction actors, governance processes and governance structures. This article focuses on the analysis of the governance structure of China’s absolute poverty governance from the aspects of “horizontal governance” and “vertical governance”. At the horizontal level of governance, from 1978 to 2020, China formed the concept of coordinated poverty governance between government, market and society. It also formed a comprehensive governance pattern, including industry poverty alleviation, special poverty alleviation and social poverty alleviation, as well as a political system arrangement for poverty alleviation cooperation between eastern China and western China. The model of “one-centre and multi-sectoral collaborative governance” not only covers the main dimensions and problems of “pin” and “kun”, but also ensures the goal consistency and effectiveness of action of sectoral policies and national strategies. At the vertical governance level, the “top-down” poverty reduction responsibility system and financial support ensure the implementation of poverty reduction strategies. The “bottom-up” mechanism of innovation and promotion of poverty alleviation and the transmission mechanism of the needs and wishes of the poor groups have also played a good role in rectifying the deviation. The mechanism of assessment and accountability of poverty alleviation effectiveness has the characteristics of “interaction from top to bottom”. After 2020, relative poverty governance needs to strengthen the horizontal governance under the new development pattern of domestic and international double-cycle mutual promotion, form a large eastern-western cycle in the fields of industry, consumption, factor market, etc., and give full play to the respective advantages of eastern and western regions of China. The vertical governance of relative poverty requires greater respect for grassroots innovation and the motivation of the masses to be self-reliant, in order to solve the problem of insufficient endogenous power.

Keywords: Poverty Governance; Vertical Governance; Horizontal Governance; Relative Poverty

集体地权制度下农地合约选择 与经营体制变迁*

——松江集体村社型家庭农场的案例分析

刘守英¹ 颜嘉楠¹ 冀县卿²

摘要：集体所有制与地方性制度约束影响农地合约的可选择性和不同主体之间的权利配置，导致新古典意义的“农地市场化流转—规模经营—农业绩效提高”路径难以实现，因此，“三权分置”改革后，不同农地合约结构对制度绩效的影响备受关注。在集体地权可分割、乡村治理体系转型的前提下，本文构建了一个农地合约结构与制度绩效的分析框架，并对松江集体村社型家庭农场进行了案例分析。研究发现，在“地方政府—村社集体—农户”阶梯型农地合约结构下，若相关利益主体围绕集体共有农地资源达成一致协定并能实现共同收益，集体共有产权下的农地合约可以提高制度绩效。案例分析也表明，集体村社型家庭农场合约结构使集体所有权和代理权更加明晰，农户承包权利益置换得以实现，农地经营权得到保障，从而提升了农业绩效。

关键词：三权分置 经营体制 集体村社型家庭农场 制度绩效

中图分类号：F321.1 **文献标识码：**A

一、问题的提出

中国农地集体所有制自建立以来，农地权利经历了不断分割与合约再议定，直至农地所有权、承包权和经营权的“三权分置”被确立为下一阶段农地改革的基本方向。主流经济理论认为，在完全市场条件下，土地要素会从土地净收益率低的农业经营主体流向土地净收益率高的农业经营主体，直到不同主体的土地净收益率相等时，土地资源配置达到最优。此时，农业经营主体内部土地经营的边际

*本文研究获得国家自然科学基金项目“农地经营权流转、新型农业经营主体发展及其对中国农业生产效率的影响研究”（编号：71673234）、教育部哲学社会科学研究重大课题攻关项目“农地三权分置的实践研究”（编号：16JZD024）及江苏省“六大人才高峰”项目“新型农业经营主体农业生产效率比较研究”（编号：NY-069）的资助。数据的搜集得到上海市松江区农委的帮助，匿名审稿人对文章提出了宝贵的意见和建议，特此致谢！当然，文责自负。本文通讯作者：冀县卿。

成本等于预期的贴现边际收益，投资收益达到最大（杨小东，2009）。随着经济结构变迁，农业劳动力逐渐转移至非农部门，由此产生的个人间、部门间的收入不平等可以通过高度灵活、有效的要素市场，特别是土地要素市场来解决（Deininger and Jin, 2005）。姚洋（2000）、Deininger（2003）的分析表明，当其他要素市场完全时，运行良好的土地租赁市场相较于行政性土地调整更能实现资源配置的优化，从而提高农业生产效率和社会公平性。中国自20世纪80年代初实行农地改革以来，一直在按照农地市场化逻辑推进农地制度变迁，其背后的理论依据是，明晰产权、放松管制、鼓励土地承包经营权流转将有利于实现农地资源的优化配置与提高农地制度的绩效。

但是，市场化交易实现经济绩效的提高需以有效产权论为前提，土地市场配置的效率取决于土地产权的明晰性、完整性和可转让性。若不具备相应的产权条件，农业经营主体将因制度成本过高而降低预期收益，最终减少农业投资（刘守英，1993）。中国农村土地集体所有制条件下，特殊的农地产权结构制约加上其他政策安排的障碍导致农户层面的土地市场效率无法实现。农民集体组织、承包农户以及新型农业经营主体围绕农地资源进行合约议定的成本过高，影响农业经济活动安排和要素投入水平，导致土地经营细碎化、农户普遍兼业化和农业生产要素有效组合难以实现（钱忠好，2008；Ji et al., 2016）。如果制度改革不能解决共有土地上的集体行动困境，无论是提高产权个人化程度的改革，还是依赖政府强干预为导向来提高农地绩效的努力，都将事与愿违。

中国集体地权制度下相关利益方能否通过合约形成集体农地资源配置的合理制度安排和合意的农业经营体制，是实现农地绩效的关键。伴随改革开放进程，中国已实现从乡土中国向城乡中国的转型（周其仁，2017；刘守英、王一鸽，2018）。随着工业化、城市化的推进，农民与土地及乡村的黏度下降，国家以强制力量直接抵达农民的制度安排效力下降，政府从强制者向合约者的角色转变使农地制度变迁与合约安排出现多样化选择。在中国不同类型地区，已经出现地方政府通过制度供给，改革集体地权结构和农业经营体制，从而提高农地绩效的努力。

本文分析的上海松江区，就是政府利用农地的集体共有属性进行制度供给，通过集体内部的权利再安排与合约再议定，形成适度规模经营的家庭农场，以此促进农业转型和农地绩效提高的典型案例。松江创设的家庭农场，其经营权主体不同于土地市场化流转后形成的家庭农场经营者，他们仍然作为集体经济组织成员，其农地资源的利用资格、农业规模经营策略和接受的社会化服务均与“集体”密切相关。但是，这个“集体”已经是一个集体制度与村社制度的混合体，前者依赖法定代理权力承担行政和经济功能，后者利用非正式规则约束集体成员行为。因此，本文将之界定为“集体村社^①型家

^①村社制是以村社集体为本位的组织形态，“村社”既是生产组织和社会组织，更是农民的精神共同体。参见：徐勇（2013）。在中国，村社是农户之间发生经济和社会关系的载体。集体化时期，村社制度的非正式约束减低，政府自上而下的强制力增强，但村社从形态和约束力方面来说都依然存在。农村人民公社制度废除及土地承包到户后，集体行政功能减弱，乡村自治性提高，村级治理成为村民委员会、集体经济组织与村社非正式制度共同作用的集合，本文把这种治理形态称为“集体村社型”。依照这一界定，本文“集体村社型”中的集体指承担行政和经济功能的集体制度安排，包含法定代理行使农村土地所有权的各级村民自治组织与各级集体经济组织，村社指约束与规范集体成员行为的村庄制度安排。

庭农场”制度。本文从合约视角分析特定体制框架下地方政府、农民集体组织及农户合约背后的行动逻辑，以及这一合约结构对农业绩效的影响。这一案例也提供了农地“三权分置”与合约结构重构的可能选择。

二、文献综述与理论分析

（一）文献回顾

产权经济理论被广泛运用于农地制度研究中。在一个体制中，产权是经济交易的基础，帮助经济主体形成与他人交易时的合理预期（Demsetz, 1967）。提高产权个人化程度的制度通过将外部性内在化，实现对经济主体的激励，从而对经济绩效产生正的影响（Demsetz, 1967; Cheung, 1970; Alchian and Demsetz, 1973）。在具备相应经济条件的情况下，个人化程度越高的农地产权结构具有越强的产权稳定性，有利于提升信贷需求水平、增加土地市场交易、减少土地纠纷与改善农业投资（Feder et al., 1988）。但是，一些基于实例的研究指出，产权理论的上述应用可能存在简单化的情形。首先，农地产权制度实施效果取决于经济先决条件的满足程度。如果现实中存在对产权的强约束，如人地关系、市场准入、信贷供给等条件不成熟，对经营者赋权就难以产生预期的激励效果，政府通过土地确权改变经营者行为的效果有限。基于非洲多国的调查显示，以确权替代习俗土地制度并未获得显著的农业投资增长（Barrows and Roth, 1989; Bruce et al., 1994）。再有，当共有产权有明确的进入与退出规则，能够排除集体成员以外的潜在资源使用者（Ciriacy-Wantrup and Bishop, 1975; Agrawal, 2001），并且提供风险共担机制（Bromley and Chavas, 1989; Wilson and Thompson, 1993）、规模经济（Quiggin, 1993）、收益分配公平性（Quiggin, 1993）、降低资源所有者执行规则相关的交易成本（Bromley, 1989）等保障时，共有产权可以产生合意的经济绩效。如果共有产权下权利配置的合约使各主体能够应对搭便车、解决承诺问题、安排新的制度、督促遵守规则，它也可能带来良好的经济产出（Ostrom, 1990）。这意味着，当理论上的最优条件无法达成时，非个人化的农地产权框架下存在各主体以合约方式改进经济绩效的可能性。

中国农地集体所有制经历了农地权利的不断分割与再配置过程，通过合约结构的完善来影响农户行为与改善农业绩效。改进集体所有制绩效的合约与国家的乡村治理制度密切相关，作为合约议定方的地方政府、农民集体组织与集体农户之间的关系既由集体地权配置决定，又进一步影响地权合约的议定方式。

人民公社体制时期，国家对乡村的目标在传统税赋的基础之上额外施加了为社会主义工业化提供资本形成的功能（Bai and Kung, 2014）。国家透过政社合一的集体组织对农村要素所有权进行完全控制，以攫取乡村剩余，农户家庭作为乡村经济活动基本单位的地位被集体组织取代（徐勇, 2013）。在“三级所有、队为基础”体制下，乡村被正式制度所主导，行政化的公社、大队与小队等各层级集体组织代表国家权力进入乡村，全面制约乡村的非正式制度（刘守英、熊雪锋, 2018）。这一时期，乡村是国家行政指令的被动接受者，农民只是国家控制的集体组织的成员，不存在非强制合约议定的条件，导致农业经营低效、农民贫困日益凸显（周其仁, 1995）。

自 20 世纪 80 年代起，农地制度从“三级所有、队为基础”体制变迁到“集体所有、家庭承包”体制，国家将生产队集体所有权变为成员集体所有权；集体成员平等地拥有集体土地等份占有、使用、收益、转让权；每个分到土地的农户享有完成国家任务和集体义务后的剩余索取权；家庭代替生产队成为农业经营的微观基础（刘守英等，2019）。国家通过农地承包合约以更低成本获得农产品的需求直接动摇了政社合一体制。为此，国家变革控制乡村的行政组织，原有的人民公社、生产大队与生产队分别被乡（镇）、行政村与村民小组的行政单位取代（何·皮特，2014）。乡镇政府成为乡村治理的主体，职能行使与资金来源高度依赖于集体组织；作为村级自治组织的村民委员会虽然剥离了基层政权性质，但仍然作为国家权力的代理人完成行政任务（刘守英、熊雪锋，2018）。

2003 年起，城乡关系进入“以工补农、以城带乡”的城乡统筹阶段，乡村治理体系进一步转型。一是国家逐步取消对农村收取的各类税费，减轻农村居民负担，加大对农村的财政投入和基本公共服务供给（孔祥智、何安华，2011）；二是税费改革使得乡镇政府在乡村治理中的地位被不断削弱（周飞舟，2006），正式制度越发强调村级自治的作用（党国英，2008）；三是非正式制度对乡村秩序的影响复归（刘守英、熊雪锋，2018）。与乡村治理制度变革和结构变革相伴的是农地权利的再分割与再配置，农地承包权与经营权发生自发分离，经营权流入大户、专业合作社和企业等多种主体，自下而上地对国家与集体之间农地资源配置的新合约提出新需求。顺应农地承包权与经营权的自发分割，中共十八届三中全会将农地“三权分置”作为一项顶层制度设计，从正式制度层面明确农地所有权、保障农户承包权与放活土地经营权，旨在为中国的城乡融合和农业现代化提供基础性农地权利体系（刘守英等，2017）。

政府是中国农地制度变迁中不可或缺的行动者。乡村治理体系变革后，地方政府在农地制度变革中的目的、功能和方式也发生了重大变化。地方政府和集体组织既是农村土地集体所有制下的第二行动集团，又是次生农地使用制度安排的创新者（张红宇，2002）。地方政府会为了改善制度的成本—收益结构参与合约议定，影响集体地权制度变迁合约。为了降低制度运行成本，政府会选择能够降低合约议定前、中、后期交易费用的制度（汪丁丁，1992）。为了获取更高的制度租金，政府会供给对经营者产生更大激励的制度（黄少安，2000）。一旦地方政府明确了“三权分置”的预期成本—收益结构，就会成为推动农地制度变迁和制度绩效实现的关键行动者。

综上所述，已有文献对农地合约选择的分析基本遵循 Cheung (1969) 的合约理论逻辑，即在市场化条件的交易费用约束下，所有权主体的合约选择将基于交易费用和风险分散实现利益最大化。但是，在中国当前的情形下，乡村治理体系已经发生正式制度与非正式制度的融合，地权分割受到集体制度的制约，农地合约结构和经营体制安排出现多样化选择。

（二）集体地权制度下的农地合约选择理论

产权制度本质上是一种约束性安排，对相关经济主体在资源使用中的竞争进行限制（Alchian, 1965）。产权在各主体间的分割通过合约来实现，由此形成多样化的合约结构。对产权使用与转让的各种限制，对权利主体从资源中获益的各类约束，都会影响产权分割的合约安排。中国的农地产权分割合约选择首先受到农地集体所有制的约束，即农地使用权的分离必须在集体所有权与农户承包经营权

的限制下进行，并且正式制度的变革要求政府与集体组织参与合约议定。

此外，包含乡俗民约的村社制度作为非正式的竞争约束机制也会影响合约的议定与实施。在不完全市场和非完整产权条件下，政府与集体组织、集体成员及家庭农场经营者通过合约安排实现如下目标：①集体成员得到合意的权利置换；②农业经营组织的选择有利于促进农业规模化经营与提高农业生产活动复杂度；③合约内含的激励机制使经营主体的付出与收益相一致、物质与人力资本更多地配置于生产性活动，从而降低产权界定不清带来的租值耗散；④集体内延续家户传统、规模适度的家庭农场的经营者成为合约议定方，其经营权受到合约条款的保护。

在集体地权制度下，地方政府发现集体村社型家庭农场体制有利于打破现行制度与农业发展的均衡，于是作为制度供给者推动了农地合约的再议定。合约相关方包括：地方政府、集体组织、农民集体成员、转出土地农户与家庭农场经营者。不同主体及主体以不同身份参与的合约结构形塑了合约各方的权利和义务，构成集体农地“三权分置”下的产权结构与利益实现形式，由此影响农业绩效。

1. “地方政府—村社集体—农户”阶梯型合约结构。地方政府作为集体村社型家庭农场制度的供给者，通过集体组织与农户进行合约议定，在政府、村社集体与农户三个层级之间达成阶梯型合约。在乡村治理体系已经发生转变后，虽然政府仍然利用行政力量影响村庄制度安排，但政府并非传统意义上的“利维坦”，而更像一个为了达成制度变革的“协调者”（Wallis, 2015），为了改变现行制度的成本—收益结构，将所选定和意欲实施的制度提供给集体组织。集体组织作为地方政府制度变革的代理人，在村社集体层面与农民集体成员，以及在村庄内部与集体里的两类农户（承包农户以及家庭农场经营者）达成合约。

在阶梯型合约当中，首先，集体村社型家庭农场合约依赖于地方政府与集体组织达成的基础性合约（图1中的合约①），地方政府是主要的制度设计、供给与服务主体，服从于既有农地产权结构与特定政策目标。合约①制定了改变集体村社型家庭农场合约的规则，也就是说合约②、合约③与合约④的议定原则，包括参与议定的主体、议定程序等，必须以合约①的规则为基础。其次，在村社集体层面，形成农民集体成员与集体组织的“委托—代理”合约（合约②），明确农地所有权主体与其代理人之间的合约，成为新合约结构建构的前提。最后，集体组织与承包农户达成实现承包权权益、完成农地利用重组的协定（合约③），以及与集体内所选择农户达成家庭农场规模经营合约（合约④）。在初始合约建立后，根据经济条件变化与合约实施情况，各合约相关方将不断进行合约再议定，促进农业绩效的改进。

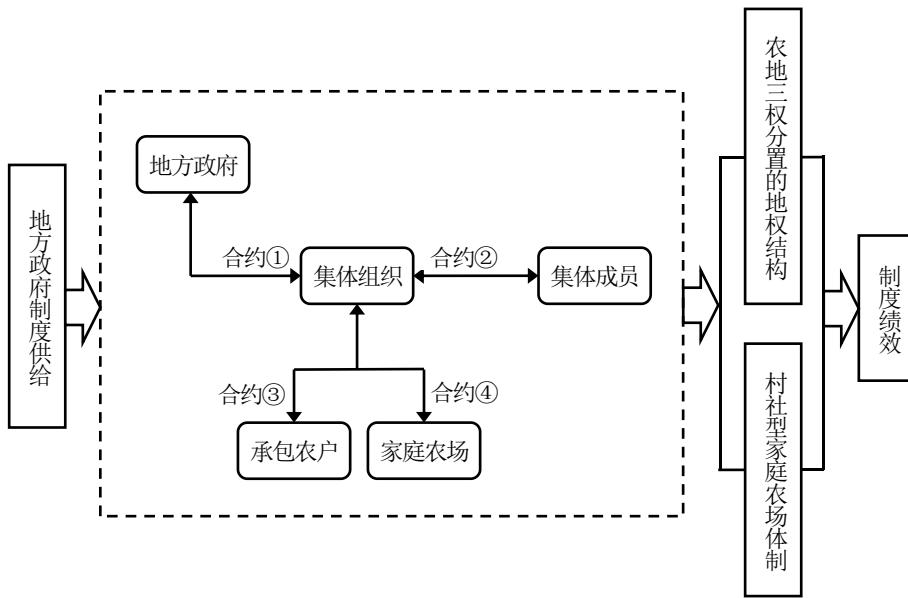


图1 集体村社型家庭农场合约结构理论分析框架

(1) 地方政府与集体组织的合约（合约①）。地方政府为了进行制度供给，依靠其在村庄一级的代理人（通常是村民委员会与村党支部，简称村“两委”）与农民集体成员达成合约。在法律上，集体经济组织或村民自治组织作为农民集体所有权的代理者，拥有发包、管理集体土地等权力^①。据此，地方政府利用集体组织落实农民集体成员在集体经济组织的成员权利，通过可信承诺使集体成员将集体农地资源的管理委托给村“两委”，利用村“两委”作为中介达成政府与村庄之间的合约议定。在制度供给中，地方政府也通过村“两委”对农地流转与利用合约施加影响。在要素市场不完全的约束下，地方政府为了达成制度变迁目标，可能会进行如下制度供给：一是限制农地流转范围，以降低农地市场化配置的外部性；二是限定新经营主体的选择来源；三是提供相关的政府服务，包括可承受的财政支持和农业服务等。政府与集体组织达成的合约为集体内部的合约议定提供了基础。

(2) 村社集体层面的合约（合约②），即农民集体成员与集体组织之间的“委托—代理”合约。土地集体所有制的本质是农民集体作为集体所有权人对集体土地依法享有占有、使用、收益和处分的权利。由于农民集体缺乏人格化的所有者，集体组织充当了这一角色（陈剑波，2006）。但是，集体组

^① 参见：①《中华人民共和国农村土地承包法》（第十三届全国人大常委会第七次会议修订）第一节第十三条：“国家所有依法由农民集体使用的农村土地，由使用该土地的农村集体经济组织、村民委员会或者村民小组发包。”<http://www.npc.gov.cn/npc/c30834/201901/cd063e4c0f19465e9d41946001fe839c.shtml>。②《中华人民共和国土地管理法》（第十三届全国人大常委会第十二次会议修订）第二章第十一条：“农民集体所有的土地依法属于村农民集体所有的，由村集体经济组织或者村民委员会经营、管理；已经分别属于村内两个以上农村集体经济组织的农民集体所有的，由村内各该农村集体经济组织或者村民小组经营、管理；已经属于乡（镇）农民集体所有的，由乡（镇）农村集体经济组织经营、管理。”<http://www.npc.gov.cn/npc/c30834/201909/d1e6c1a1eec345eba23796c6e8473347.shtml>。

织并不是集体资源的拥有、控制和支配者，只是接受集体成员委托作为农地管理与处置的代理人，其权力与行为必须受到委托人的监督。集体经济组织作为集体所有权的代理人，与农民集体成员达成“委托—代理”合约。集体经济组织与农民集体成员之间的合约包括界定农民集体成员权的内涵，明晰集体土地产权归属，确保集体成员享有平等的土地权利和资产收益，减少集体名义下少数人的机会主义行为，防止个人侵犯集体财产或利益。当然，由于村“两委”在乡村的领导地位，它会通过民主议事机制保障集体成员的知情权、决策权、监督权，以使村社集体层面的合约得到实施。

(3) 集体组织与转出土地农户的合约(合约③)。随着经济结构变迁，集体成员的就业和收入来源发生变化，影响集体成员的土地权利观念与处置方式。在集体所有制情形下，集体成员有权将承包经营的土地转出，集体组织也可以通过合约安排将愿意流转经营权的农户的土地转入。对于转出土地的农户而言，只要转出土地的承包权权益得到保障，这些农户也会愿意将土地转给集体组织处置。集体组织与转出土地农户的合约选择有两类：一类是与愿意保留承包权、但同意转出经营权的农户的合约。在村“两委”的指导下，承包农户流转出土地的经营权交由集体组织管理，并以集体成员的身份从集体经济组织处获取承包权收益，它既可能表现为货币形式的地租，也可能表现为股份合作经济下的股权收益。这一合约中承包农户的承包权并没有丧失，只是改变了承包权益的实现形式(洪银兴、王荣，2019)。另一类是与退出承包经营权的农户的合约。这类合约可能通过权益置换方式来保障农民的土地利益。在工业化、城镇化进程中，部分进城实现非农就业的农民已长期脱离农业生产，他们有将土地承包经营权有偿退出的意愿，只要合约条件得到满足，这类合约议定即可达成(李荣耀、叶兴庆，2019)。

(4) 集体组织与家庭农场经营者(图1中简称为“家庭农场”)的合约(合约④)。集体地权下农地合约再议定的宗旨是，在保护利益相关者权益的前提下提高农业资源配置效率。为了达此目的，作为政府委托者的集体组织一方面会寻求更有效的农业经营主体，另一方面将建构使经营主体有效利用资源的合约。为了保证农业经营者选择有效，集体组织可能采取如下行动：一是将小农户经营单位变为家庭农场，既保住家庭经营在农业中的有效性，又克服小农户在经济活动中存在的不足。二是利用村社制度的优势从集体内部选取专业的务农经营者，因为村社制度包含的熟人规则会对村内的农业经营者施加更有效的约束，使之更重视土地的可持续利用，减少农业经营中的短期行为。

为了保证农业经营者的经营效率，集体组织一方面赋予家庭农场经营者对特定规模地块一定期限内的占有、耕作并取得相应收益的权利，另一方面与家庭农场经营者达成相关合约安排。与纯土地市场化流转情形下的农业经营合约不同，集体组织与家庭农场经营者的合约安排包含了对主要农业生产要素初始配置和后续使用的具体内容。第一，为防止经营者能力与耕种土地不匹配造成规模不经济，采取框定家庭农场土地经营规模的制度安排。集体组织会综合考虑地区资源禀赋状况与经济社会发展水平，特别是考虑农户经营能力以及非农产业收入水平与农业专业经营收入的对比，以确定适度的土地经营规模。第二，集体组织作为地方政府与家庭农场的中介，向家庭农场提供资金及其他农业支持。包括：①通过适度补贴调动家庭农场经营者专业化从事农业经营的积极性。一定量的补贴旨在提高农业经营主体的边际收益(McCloud and Kumbhakar, 2008)，促使其从事专业化的农业经营而非靠兼业

来弥补农业经营收入的不足，从而提高农业生产绩效，并逐步降低经营主体对补贴的依赖度。②进行村庄范围内的农业基础设施投资。适度规模经营要求土地的连片成方和田、水、路、林的综合整治，单个经营主体无力实施（刘守英，2015）。在集体土地权利重构后，政府与集体组织有可能对土地进行集中连片的整理和“区域专业化”生产布局，从而避免地块过于分散情况下机械不可分性带来的不经济和要素作业转移成本产生的效率耗散（罗必良，2017）。③提供农业配套服务。小农户经营向家庭农场的转变，有利于农业服务的规模化，提高农业服务者和农业经营者的规模报酬。

2. 集体村社型家庭农场合约结构与制度绩效。在不突破既有制度约束的条件下，地方政府通过集体村社型家庭农场体制建构，形成满足地方政府、集体组织与农户各方目标的合约结构。在集体内部，集体组织作为农民集体所有权的代理人，分别与承包权主体（转出土地农户）和经营权主体（家庭农场经营者）签订可置信的正式合约，保证了集体经济组织成员的成员权和土地财产权，并确保了转出土地农户的承包权权益的实现，在此基础上利用政府正式制度与村社非正式制度界定与保护分离出的经营权。政府由此也达成制度供给的目标，形成有利于地方农业现代化的制度结构。合约的制度绩效主要表现在如下两方面：

(1) 农业经营组织重构，促进规模经营与产业分工。家庭农场作为独立的市场主体，从事规模化、专业化的生产（高强等，2013），化解了小农户经营中整体收益低下的问题。同时，保留家庭经营的组织形式有利于解决组织内部对农业生产的监督与计量难题（刘守英，1993）与实现剩余控制权和剩余索取权的对称配置（韩朝华，2017），相较于雇工企业具有更明显的成本优势（江元、田军华，2018）。更重要的是，在地方政府所提供的服务基础上，家庭农场以各种中介组织为依托形成农业产前、产中、产后的社会化联结机制，能进一步促进农业产业分工（蔡海龙，2013），提高农业经济组织的多样性和农业经济活动的复杂度，进而提高农业生产效率和农民收入。

(2) 经营权稳定性提升与农业生产要素组合优化。对作为规模经营主体的家庭农场而言，经营权内含的权利是经过合约议定形成的可预期的制度安排，其农业经营目标函数与其他集体成员是可分的，他们可以独立做出最大化自身收益的决策，将显著增强家庭农场的长期投资意愿，进一步优化农业资源配置。在土地适度规模的基础上，农业生产要素的配比优化与协调一致将有助于消除资源禀赋的制约，改善资源组合（刘凤芹，2006）。特别是组织联结有助于实现服务规模化，降低生产和组织成本，提高农业生产效率（刘守英、王瑞民，2019）。

由此，这一合约结构直接改变了农业经营基本单位的特征，引发农业经济组织的系统改变，有助于实现农业规模经营与社会化合作。在合约期内，规模经营主体获得稳定的经营预期，有利于促进土地、劳动、机械与服务等要素组合的优化升级，形成高回报农业与吸引新主体进入的良性循环。集体村社型家庭农场合约结构不仅实现了地权重构和土地整合，改变了一家一户小规模的经营方式，而且有利于激励家庭农场采用增加人力资本投入、以机械和技术替代劳动等方式配置农业生产要素，进行

培肥地力等长期投资，农业生产要素组合方式的不断升级促进了农业工业化^①进程。利用家庭农场的优势、通过合约再议定实现农业生产要素组合的优化，有助于增进农业经营绩效、提高农业生产效率和增加农民收入，使农业成为有竞争力和高回报的产业，吸引专业化、年轻化的经营者进入，进一步促进农业产业升级。

三、案例分析

（一）松江集体村社型家庭农场形成背景

松江区位于长江三角洲内上海市西南部，拥有优越的自然条件和丰富的农业资源，是上海市重要的“米袋子”和“菜篮子”。自改革开放以来，随着松江区工业化、城市化进程加快，大量农业劳动力进入非农产业，农业在国民经济中的份额大幅下降，到2007年，松江区第一产业增加值份额就已下降至1.11%，第一产业就业份额下降至7.60%，趋近于发达国家水平，但农业绩效仍与发达国家有明显差距（参见表1）。2007年松江区农民收入构成中，工资性收入已占73.94%，财产性收入和转移性收入分别占10.44%和9.83%，经营性收入仅占5.79%（参见表2），已经出现“无人种地”状况。在国民经济结构不断变化的背景下，松江区作为上海市粮食主产区，负担保障粮食安全的任务未减。为此，松江区不得不在农业劳动力大量转移的情况下通过地权体制、经营模式的变革，优化农业生产要素配置，实现农业绩效的提高。

表1 松江区第一产业增加值份额、就业份额与劳均增加值的国际比较 单位：%、美元/人

年份	松江区（第一产业） ^a			美国（农业） ^b			日本（农业） ^c		
	增加值 份额	就业 份额	劳均 增加值	增加值 份额	就业 份额	劳均 增加值	增加值 份额	就业 份额	劳均 增加值
1978	47.68	81.06	493.22	2.25	3.50	13778.14	4.20	11.70	12314.55
1998	8.47	25.99	2254.31	1.10	2.60	26217.93	1.63	5.30	20212.57
2007	1.11	7.60	5234.62	0.98	1.30	61206.58	1.06	4.20	22156.15

注：表中价值量以2005年不变价计算。a松江区第一产业增加值与农村劳动力就业数据来源于松江区统计局与松江区农委，汇率指标与平减指数来源于联合国粮食及农业组织(<http://www.fao.org/faostat/en/#data>)；就业份额与劳均增加值由笔者计算得出（计算公式：农村劳动力第一产业就业份额=农村劳动力第一产业就业人数/农村劳动力就业人数；劳均增加值=第一产业增加值/农村劳动力第一产业就业人数）。b、c数据来源于联合国粮食及农业组织。

表2 松江区农村居民家庭人均可支配收入构成 单位：元

年份	总收入	工资性收入	经营性收入	财产性收入	转移性收入
1998	5790	4196	1374	63	157
2003	6790	5412.6	680.9	408.3	288.2

^①张培刚指出，工业化不仅包括工业本身的机械化和现代化，也包括农业的机械化和现代化。农业工业化的本质在于人口、资源或物力、社会制度、生产技术、企业家的创新管理才能等各种生产要素的有效组合，以及生产要素组合方式连续发生由低级到高级的突破性变化，由此带来农业生产效率提高，实现规模报酬递增。参见：张培刚（2014）。

(续表2)

2007	10367	7665.4	599.6	1082.6	1019.4
------	-------	--------	-------	--------	--------

注：数据来源为松江区统计局与松江区农委。

改革以来，面对人地关系的变动，松江区的农业经营体制历经了三次主要变迁。第一次是自 20 世纪 80 年代末至 21 世纪初，外来经营主体租赁松江农户承包土地进行农业经营。短期、非正式的租约加上村庄封闭性造成外来经营主体的机会主义行为，经营中出现过量施肥破坏土壤结构、改种高收益经济作物等行为，对粮食安全造成冲击。第二次是自 20 世纪 90 年代至 21 世纪初，村集体经济组织利用农民退包土地发展集体农场，由集体安排当地农民从事粮食生产。集体农场体制的缺陷加上农业对农民的吸引力本来已经下降，集体农场的农业生产效率不高。为了保障粮食安全，提高农业生产要素配置效率，松江区政府逐步停止外来农民续租本地农户的承包土地，规范土地流转，并于 2007 年起，利用承包户流转至集体组织的土地（包括但不限于原外来农民租种的土地）与原集体农场用地发展集体村社型家庭农场，开启了第三次农业经营体制变革。

（二）松江集体村社型家庭农场制度安排

2007 年，松江区开始探索 100~150 亩适度规模经营的粮食家庭农场。2008 年，松江区粮食家庭农场达到 708 户，经营面积 11.5 万亩，占该区粮田总面积的比例为 70%。起初，家庭农场经营者多为村干部或原农机服务队的农机手。随着制度试验的推进，经营家庭农场对其余农户的吸引力增大，家庭农场经营者的制度服务需求提高，促使松江区持续优化土地流转机制与改善农业服务水平，并在粮食家庭农场的基础上发展种养结合型家庭农场、机农一体型家庭农场与“三位一体”型家庭农场^①，不断扩充与完善相关制度。截止到 2019 年，松江的家庭农场已发展至 906 户，经营面积达到 13.78 万亩^②。松江区基本形成了稳定的集体村社型家庭农场体制。

1.农地权利再配置。①土地转出。通过农户自愿与村委会签订《土地流转委托书》，村委会获得统一流转或转包的权利。土地流转费以 250 公斤稻谷为基数，按当年粮食收购价格结算，允许镇或街道自行适当调整。此外，对老年农民实行退地养老保障政策。自愿选择“退养”并退出承包土地的老年农民，其退养补助金提高至当年度上海市小城镇社会养老待遇水平，其家人的土地流转收入不受影响。②土地转入。村集体经济组织成员拥有土地流转后优先成为家庭农场经营者的权利。村委会与家庭农场签订统一的《上海市农村土地承包经营权流转合同》与《家庭农场承包经营协议》，家庭农场须向原承包农户或集体经济组织交付土地流转费。流转完成后，家庭农场没有土地处置权利，不能将土地再

^①种养结合型家庭农场为同时从事种植与生猪养殖的家庭农场的简称；机农一体型家庭农场为同时从事种植与农机服务的家庭农场的简称；“三位一体”型家庭农场为同时从事种植、生猪养殖与农机服务的家庭农场的简称。

^②参见：《2019 年上海市松江区国民经济和社会发展统计公报》，<http://www.songjiang.gov.cn/BigFileUpLoadStorage/temp/2020-03-25/b98f5f2c-f25c-4703-8968-a5c9661197cf/2019%E5%B9%B4%E4%B8%8A%E6%B5%B7%E5%B8%82%E6%9D%BE%E6%B1%9F%E5%8C%BA%E5%9B%BD%E6%B0%91%E7%BB%8F%E6%B5%8E%E5%92%8C%E7%A4%BE%E4%BC%9A%E5%8F%91%E5%B1%95%E7%BB%9F%E8%AE%A1%E5%85%AC%E6%8A%A5.pdf>。

转包、转租给第三方经营。

2. 经营者再选择。①准入机制与申报程序。家庭农场经营者原则上是集体内部的农户家庭，常年务农人员在2人及以上，主要依靠家庭成员来完成农田的耕、种、管、收等主要农业生产活动，除季节性、临时性聘用短期用工外，不得常年雇用家庭以外的劳动力从事家庭农场生产经营活动；家庭农场经营者须是适龄人员（男性25~60周岁、女性25~55周岁），家庭务农人员不足时，经村民代表大会讨论决定可适当放宽条件；具备相应的生产经营能力和一定的农业生产经验，掌握必要的农业生产技术，能熟练使用农用机具。松江区政府以当地农户的种粮收入高于当地农户务工收入为前提，测算出经营规模以100~150亩为宜。村委会根据本村、本镇粮食播种面积，制定本村的农业发展规划，决定家庭农场的数量、户均规模、经营年限等条件。村集体内部满足条件的农户根据村委会制定的标准提出申请，由村委会审核、村内民主择优确定，经公示无异议后成为家庭农场经营者。②续约或退出机制。新进家庭农场经营者有一年试用期，年度考核合格才可转为正式经营者。优先续约的家庭农场需要满足的条件是经营管理好、生产水平高、考核结果优秀，或积极探索并开展“种养结合”、“机农一体”和“三位一体”，或获得农民培训资格证书与农机驾驶证。在规模经营基础上，续约家庭农场的经营期限至少为3年，种养结合型、机农一体型与“三位一体”型家庭农场的经营期限可延长至5年及以上。违反村集体关于家庭农场的规定的主体将被取消资格。

3. 政府政策性服务再供给。①补贴与优惠。家庭农场获得的补贴包括各级政府的种粮补贴及奖励性的浮动补贴。松江区最初实行土地流转费补贴，旨在解决土地流转费过高导致的农户种粮积极性不高问题。随着家庭农场效益的改善，地方性补贴被改为生产经营考核奖励型补贴，以考核结果为依据，最高标准为每亩200元，考核不合格者不予补贴。机农一体型与“三位一体”型家庭农场还享受农机具购置补贴。此外，松江区给予家庭农场农业贷款与农业保险的政策优惠，包括给予粮食生产家庭农场贴息贷款扶持，提高农业保险保费补贴，提高出险后的理赔额，减少农民因受自然灾害而产生的损失。②基础设施建设。政府主导建设高标准农田，完善粮田沟、路、渠等设施配套，以及其他生产辅助设施，加强农田设施的日常维护和管理。③社会化服务体系。由政府提供部分综合服务，包含农资服务、技术服务、农机服务、信息服务、产品销售服务与其他服务，降低家庭农场的服务购买成本。政府还对农机服务提出最高限价，防止家庭农场的机械使用成本过高；通过设置“种养结合”、“机农一体”与“三位一体”的家庭农场推动集体内部的服务合作，包括推动种养结合型家庭农场参与当地养殖专业合作社的产中环节，由合作社提供产前（仔猪培育、饲料购买和技术指导）与产后（加工和销售）服务；机农一体型和“三位一体”型家庭农场参与服务提供环节，获取额外收入。

（三）松江集体村社型家庭农场合约结构

1. 松江区政府与集体组织的合约保障新体制的实施。作为集体村社型家庭农场体制的制度设计者和供给者，松江区政府需要利用既有制度框架为新型农业经营主体的产生创造条件。一方面利用农地集体所有制的基础性地位发挥集体组织的作用，另一方面利用集体地权的可分割性实现新经营者的农地经营权。自2007年起，制度变迁的目标与实施体现在松江区政府与松江各集体组织达成的合约之中。合约的达成成为集体内部实现地权重构与改变农业经营体制提供了前提。

其一，为了促成粮食种植土地的适度规模，松江区政府鼓励农户委托村委会转让土地经营权，再由村委会将整理好的土地流转给村内民主选择的家庭农场经营者。自2008年起，松江区推进集体产权制度改革，明确集体成员的所有权主体地位，村集体经济组织成为集体成员实现土地财产权的代理人，代为接收土地流转费并交付给转出土地的集体成员。其二，为了保证农业经营主体选择的合理性，松江区政府设计了一套家庭农场经营者的准入、退出和续约机制，由村委会负责与家庭农场经营者就农业生产、经营活动进行合约议定，并由村委会负责合约执行与履约监督，充分发挥村规民约的治理作用。其三，形成对家庭农场的资金与农业服务安排，以确保家庭农场经营者获得稳定收益、愿意长期种粮，最终实现合意的农业生产绩效。松江区政府给予的补贴、贷款和保险优惠与各项基础设施和服务，与家庭农场的要素投入水平、生产经营水平激励相容，为松江区政府推行集体村社型家庭农场制度减少了阻力。

2. 集体组织与两类农户的合约既保障了转出土地农户的权益，也稳定了家庭农场经营者的经营预期。（1）集体组织与承包农户的合约。松江区农地权利的分割与经营体制变革并非简单的行政过程，而是通过集体组织与集体成员的合约，在保障集体成员基本权利的基础上，从成员的土地流转意愿入手，由部分集体成员释放土地承包经营权，进行农地权利再配置。村委会通过与转出土地农户签订合约，在保障农户土地承包权的前提下，获得土地处置权，以便于统筹规划家庭农场土地；村集体经济组织则通过与转出或退出土地农户达成合约，保证农户获得土地承包权流转的货币化收益或土地承包权退出的保障性补偿，实现有条件转出土地农民的经营权对价。随着结构变革带来的农民—土地关系和利益结构的变化，松江拥有退出承包权需求的农民不断增加，合约给予这类农民合理的土地利益补偿，特别是建立权益保障机制，使之成为农地承包权价值实现的有效形式。

（2）集体组织与家庭农场经营者的合约。对集体土地资源进行整合与合理配置，以此提高农业生产绩效，是松江区集体村社型家庭农场制度安排的核心内容，需要村委会统筹承包户转出的土地，完成土地整理，与家庭农场经营者达成土地流转与土地经营的合约。通过准入机制，村委会保证家庭农场经营者的基本资质；申报成功的家庭农场转入适度规模的地块，在村委会的引导下将土地流转费用交予集体经济组织；以正式规定与村社规范为基础的续约与退出机制推动集体内部现有与潜在家庭农场经营者的竞争，激励经营者不断提高人力资本水平、增强生产经营能力。虽然村委会规定了土地用途、经营规模和经营年限，但家庭农场经营者仍拥有土地用途和规模限定下的生产经营权、收益权和较稳定的预期。家庭农场经营者的收益包括利用土地进行生产经营或服务活动所获得的收益以及各种补贴。家庭农场经营者不仅面临村委会绩效考核的外部激励，还有追求利润的内部动力，对生产经营活动的安排具有独立的决策权。

（四）松江集体村社型家庭农场的制度绩效

经过十多年的实践探索，松江区政府与集体组织以及集体内部达成合约，探索出农地“三权分置”的有效实现形式，既保证了集体所有权的进一步明晰、承包权的权益置换与经营权的稳定性，又改善了农业经营模式与服务供给效果，为提高农业绩效提供了制度保障。

为了分析松江集体村社型家庭农场的农业绩效，中国人民大学、南京审计大学等高校相关课题组

于2017年4月至2018年3月期间对上海市松江区家庭农场经营者进行了面对面问卷调查。调查覆盖松江区2017年4月在册的全部家庭农场，共945户。问卷内容涉及家庭农场2007—2017年的基本信息，包括家庭农场经营者的基本情况，家庭农场土地经营面积及粮食（水稻和二麦^①）种植面积，家庭农场粮食生产过程中农药、化肥、农业机械、劳动力等要素投入以及粮食产出，种养结合型家庭农场生猪养殖情况，机农一体型与“三位一体”型家庭农场农机服务提供情况，家庭农场获得的各种政府补贴，家庭农场的收入，等等。问卷调查数据中缺失了两户家庭农场2017年的部分数据，为保证调查样本数据的完整性，本文分析时保留了这两户家庭农场2007—2016年间的数据。

1.以家庭农场为核心的农业经济组织得以形成。首先，松江的家庭农场分为四种类型，即纯粮食型、种养结合型、机农一体型与“三位一体”型。由调查数据可知（见表3），纯粮食型家庭农场2007年为81户，占全部家庭农场的86.17%，2017年为723户，占比下降到76.67%；相应地，其他类型家庭农场占比从2007年的13.83%上升到2017年的23.33%。可见，松江家庭农场产业类型多样化程度得到提高。其次，2007—2017年家庭农场的平均土地经营规模已经超过联合国粮农组织划定的2公顷（约合30亩）小规模经营的阈值，实现了规模化经营。2007年，全部家庭农场的平均经营面积为115.73亩，2011年下降至109.26亩，2017年又上升至143.75亩。其中，纯粮食型家庭农场和种养结合型家庭农场的平均经营面积基本呈现先下降后上升的变化趋势，机农一体型家庭农场的平均经营面积近年来也呈现上升趋势。总体看来，机农一体型家庭农场与“三位一体”型家庭农场的平均经营面积明显大于纯粮食型家庭农场与种养结合型家庭农场。

表3 松江家庭农场土地经营规模 单位：户、亩

年份	全部样本		纯粮食型		种养结合型		机农一体型		“三位一体”型	
	户数	经营面积	户数	经营面积	户数	经营面积	户数	经营面积	户数	经营面积
2007	94	115.73	81	112.35	—	—	13	136.77	—	—
2008	137	117.76	120	115.73	—	—	17	132.12	—	—
2009	190	116.45	165	112.35	4	124.25	21	147.14	—	—
2010	282	110.00	248	105.54	6	108.50	28	149.89	—	—
2011	351	109.26	311	106.16	7	89.86	32	140.81	1	200.00
2012	429	110.58	377	107.50	11	99.64	39	139.62	2	184.50
2013	516	111.42	436	107.54	15	107.73	62	137.39	3	156.33
2014	656	114.67	529	109.77	23	107.52	100	140.17	4	166.75
2015	789	121.09	619	115.66	31	106.45	133	148.88	6	141.83
2016	871	129.26	669	123.03	36	108.58	158	159.66	8	142.38
2017	943	143.75	723	137.12	43	121.67	165	176.37	12	173.33

2.家庭农场经营权得到制度保障。松江集体村社型家庭农场制度下，85.26%的家庭农场主^②认为所经营土地属于村集体经济组织（见表4）。村集体经济组织与家庭农场的合约对经营权的界定清晰，大

^①指小麦与大麦。

^②松江区以“家庭农场主”指代家庭农场的主要负责人。

部分家庭农场主具有投资意愿，且对经营权稳定性与生产经营权利基本形成共识。就经营权稳定性而言，70.41%的家庭农场主认为家庭农场经营权到期可以续期或经营期长久不变，可见大部分家庭农场主对家庭农场经营权稳定性的预期较强；就投资意愿而言，87.70%的家庭农场主愿意在经营期内对家庭农场投资，可见家庭农场主整体投资意愿较强；就生产经营自主权而言，85.90%的家庭农场主认为在家庭农场中应主要从事农业生产活动，仅有14.10%的家庭农场主认为除了家庭农场正在从事的农业生产外，还可以进入一二三产融合的行业。可见，家庭农场主就经营权合约与村集体经济组织基本达成一致同意。

表4 松江家庭农场主对合约结构的认知与经营意愿 单位：人、%

合约内容		认知	人数	占比
所有权	归属	认为土地是村集体经济组织的	804	85.26
		认为土地是自己的或承包农户的	139	14.74
经营权	稳定性	认为家庭农场经营期满之前都归经营者使用	279	29.59
		认为经营权到期可以续期或长久不变	664	70.41
	投资意愿	愿意投资	827	87.70
经营内容	会担心经营权没有保障而不敢投资	116	12.30	
	家庭农场只能从事农业生产	810	85.90	
	家庭农场除了农业生产还能做一二三产融合的行业	133	14.10	

3. 现代农业生产要素投入与要素组合实现升级。第一，松江区建有完备的“引、繁、供”良种繁育体系，由政府负责引进、繁育，并于每年4月底前免费供给家庭农场，良种覆盖率达100%。第二，松江区家庭农场采用先进适用的生产技术。各乡镇农技中心与农机服务中心不断强化对家庭农场的技术服务。比如，向家庭农场推介高产、优质水稻新品种，介绍品种特性及其栽培方式；向家庭农场提供病虫草害情报，并指导防治；向家庭农场推广更先进的栽培技术及其农机农艺配套技术。第三，松江家庭农场农业机械投入水平提升。目前，松江家庭农场粮食生产实现全程机械化，农业生产的物质技术装备改善。表5数据显示，样本中的松江家庭农场2007年直播机、拖拉机、收割机和筑埂机的拥有量分别为2台、10台、12台和0台，2017年这四种主要农业机械拥有量分别达到102台、245台、156台和35台。第四，随着经营收入提高、经营权稳定和经营者专业化，家庭农场逐渐重视培肥地力及环境保护，这有利于土地资源的可持续利用及粮食生产效率的提高。由表5可知，松江家庭农场水稻种植的亩均有机肥用量2017年已达到667.88公斤。有机肥的使用不仅解决了养殖面源污染问题，而且有效地改善了土壤结构，土壤的蓄水蓄肥能力得到提高。表5还报告了家庭农场的土地深翻和绿肥种植情况。2007年，进行土地深翻的家庭农场为68户，深翻土地平均面积为57.59亩，而2017年家庭农场深翻土地平均面积则高达120.11亩。土地深翻亩均成本2007年为38.31元，而2017年则下降至29.05元。2007年，种植绿肥的家庭农场为57户，绿肥种植平均面积为51.89亩，2017年绿肥种植平均面积则高达70.73亩。绿肥种植亩均成本2007年为49.99元，2017年下降至38.27元。绿肥种植和土地深翻，不但减少了种植二麦所用的农药和化肥，而且通过春季早上水、早耕翻、早除草和杀死虫卵，减少杂草和虫卵基数，从而减少水稻种植中化肥和农药使用量，在农产品质量提高的同

时，减少了农业面源污染，也改善了农田生态环境。

表5 松江家庭农场现代生产要素投入情况

年份	户数	主要农业机械拥有量				水稻生产有机肥使用		土地深翻			绿肥种植		
		直 播 机	拖 拉 机	收 割 机	筑 埂 机	户数	(公 斤/亩)	户数	面积 (亩)	成本 (元/ 亩)	户数	面积 (亩)	成本 (元/ 亩)
2007	94	2	10	12	0	6	186.67	68	57.59	38.31	57	51.89	49.99
2008	137	2	17	16	0	9	131.39	104	58.44	36.13	88	51.65	47.59
2009	190	2	21	21	0	12	173.71	149	56.84	36.92	137	50.70	45.40
2010	282	3	31	29	0	18	264.83	239	54.09	36.58	209	52.15	44.99
2011	351	3	49	36	0	28	329.71	291	52.78	34.71	271	49.70	43.72
2012	429	5	64	38	0	42	324.69	365	56.45	34.08	333	50.14	43.86
2013	516	17	88	54	0	47	303.06	465	57.70	33.25	398	49.85	44.19
2014	656	49	122	74	1	61	258.29	596	63.71	32.46	485	51.60	44.71
2015	789	78	162	102	17	79	272.57	719	70.24	31.90	564	55.30	42.97
2016	871	94	212	135	31	86	291.84	780	82.75	31.02	575	61.74	41.94
2017	943	102	245	156	35	26	667.88	895	120.11	29.05	401	70.73	38.27

注：表中价值量以2007年不变价计算。

4.家庭农场农业经营者发生蜕变。一批年轻、有文化、懂技术、会经营的劳动者不断加入家庭农场的经营。从性别结构来看，2017年，全部家庭农场劳动者中男性占57.69%，女性占42.31%（见表6）；从职业背景来看，39.22%的家庭农场劳动者以前从事非农行业，这意味着其余60.78%的家庭农场劳动者具有务农经验；从文化程度来看，全部家庭农场劳动者的平均受教育年限为7.88年。值得注意的是，家庭农场经营后继乏人的问题已有所改善，有12.73%的家庭农场主的父亲也经营家庭农场，而在30岁以下的家庭农场主中，有52.17%的家庭农场主的父亲也经营家庭农场；在30岁以下和30~35岁的家庭农场劳动者中，分别有72.94%、77.94%的人是从非农行业转向农业的；45岁以下家庭农场劳动者的平均受教育年限都超过9年，30岁以下家庭农场劳动者的平均受教育年限达到12.95年。此外，松江家庭农场劳动者通过“干中学”，人力资本水平得到不断提升，有利于家庭农场取得良好的农业绩效。松江区政府非常重视对家庭农场劳动者的培训，积极做好家庭农场分级资格培训、职业技能培训并开展现场培训指导，不断强化家庭农场劳动者生产管理知识和解决实际问题的技能，提升家庭农场劳动者整体经营能力。例如，针对水稻种植，松江区农技部门每年统一对松江家庭农场劳动者进行种植制度、品种搭配、土壤肥料、植物保护等方面实用技术培训。

表6 2017年松江家庭农场劳动者基本特征

年龄	家庭农场主				全部家庭农场劳动者						
	人数	占比 (%)	子承父业		人数	占比 (%)	性别		非农职业背景 人数	占比 (%)	平均受教育 年限(年)
			人数	占比 (%)			男 (%)	女 (%)			
≤ 30	23	2.44	12	52.17	85	4.38	57.65	42.35	62	72.94	12.95
(30,35]	30	3.18	13	43.33	68	3.50	54.41	45.59	53	77.94	11.10
(35,40]	108	11.45	35	32.41	172	8.85	59.88	40.12	110	63.95	9.92
(40,45]	132	14.00	30	22.73	210	10.81	60.48	39.52	110	52.38	9.30
(45,50]	160	16.97	11	6.88	269	13.84	56.88	43.12	126	46.84	8.07
(50,55]	304	32.24	15	4.93	554	28.51	53.61	46.39	179	32.31	7.70
(55,60]	186	19.72	4	2.15	335	17.24	64.48	35.52	95	28.36	6.94
>60	—	—	—	—	250	12.87	55.60	44.40	27	10.80	4.12
总体	943	100.00	120	12.73	1943	100.00	57.69	42.31	762	39.22	7.88

注：全部家庭农场劳动者代表包括家庭农场主在内的家庭农场主要劳动力。

5.家庭农场农业绩效得到有效提升。(1)松江区家庭农场稳定了粮食生产。由调查数据可知,第一,松江家庭农场水稻单产水平有所提高。松江家庭农场水稻亩产量2007年为557.50公斤,2017年为516.76公斤,2016年为最高值,达到588.90公斤,比2007年增加31.40公斤(见表7)。2007—2017年松江家庭农场的水稻亩产量大部分已达到550公斤(含)以上,且大多数年份80%以上的家庭农场保持在这个水平;2007—2017年有一部分家庭农场水稻亩产量已达600公斤(含)以上,2016年这一比例高达59.24%。第二,松江家庭农场二麦亩产量明显增加。由表8可知,松江家庭农场二麦亩产量2007年为302.20公斤,2017年为305.09公斤,2009年为最高值,达到312.97公斤,比2007年增产10.77公斤。2007—2017年松江家庭农场二麦亩产量大部分在300公斤(含)以上,且大多数年份70%以上的家庭农场保持在这个水平。2007—2017年有一部分家庭农场二麦亩产量已达350公斤(含)以上,2009年这一比例达到37.23%。第三,综合水稻和二麦的生产情况,以不变价表示的粮食亩产值有所提升。由表9可知,全部家庭农场的平均粮食亩产值2007年为1309.58元,2017年为1308.38元,2014年为最高值,达到1607.26元。纯粮食型家庭农场的平均粮食亩产值2007年为1309.08元,2017年为1283.09元,2011年为最高值,达到1590.39元。种养结合型家庭农场的平均粮食亩产值2009年为1228.45元,2017年为1265.39元,2014年为最高值,达到1638.14元。机农一体型家庭农场的平均粮食亩产值2007年为1312.68元,2017年为1431.60元,2013年为最高值,达到1826.05元。“三位一体”型家庭农场的平均粮食亩产值2011年为1747.05元,2017年为1292.05元。并且,机农一体型家庭农场的平均粮食亩产值明显高于其余三类家庭农场。

表 7 松江家庭农场水稻亩产量

年份	户数	全部样本 (公斤)	500 公斤以下		500 (含) ~550 公斤		550 (含) ~600 公斤		600 公斤 (含) 以上	
			户数	占比 (%)	户数	占比 (%)	户数	占比 (%)	户数	占比 (%)
2007	94	557.50	3	3.19	15	15.96	57	60.64	19	20.21
2008	137	561.16	4	2.92	17	12.41	86	62.77	30	21.90
2009	190	568.62	2	1.05	20	10.53	111	58.42	57	30.00
2010	282	572.62	2	0.71	27	9.58	146	51.77	107	37.94
2011	351	577.50	2	0.57	27	7.69	175	49.86	147	41.88
2012	429	579.15	3	0.70	33	7.69	209	48.72	184	42.89
2013	516	581.31	3	0.58	33	6.40	243	47.09	237	45.93
2014	656	583.79	2	0.31	37	5.64	279	42.53	338	51.52
2015	789	586.57	2	0.25	40	5.07	300	38.02	447	56.66
2016	871	588.90	4	0.46	36	4.13	315	36.17	516	59.24
2017	943	516.76	206	21.84	486	51.54	218	23.12	33	3.50

表 8 松江家庭农场二麦亩产量

年份	户数	全部样本 (公斤)	300 公斤以下		300 (含) ~350 公斤		350 (含) ~400 公斤		400 公斤 (含) 以上	
			户数	占比 (%)	户数	占比 (%)	户数	占比 (%)	户数	占比 (%)
2007	50	302.20	15	30.00	22	44.00	10	20.00	3	6.00
2008	77	305.57	24	31.17	30	38.96	18	23.38	5	6.49
2009	94	312.97	23	24.47	36	38.30	28	29.79	7	7.44
2010	123	312.86	31	25.20	51	41.47	34	27.64	7	5.69
2011	178	307.97	47	26.40	83	46.63	42	23.60	6	3.37
2012	209	307.13	54	25.84	100	47.84	48	22.97	7	3.35
2013	236	309.70	64	27.12	100	42.37	64	27.12	8	3.39
2014	283	306.72	74	26.15	133	47.00	66	23.32	10	3.53
2015	284	301.82	91	32.04	133	46.83	52	18.31	8	2.82
2016	120	292.11	49	40.83	44	36.67	25	20.83	2	1.67
2017	53	305.09	15	28.30	23	43.40	15	28.30	0	0.00

表 9 松江家庭农场粮食亩产值 单位: 户、元/亩

年份	全部样本		纯粮食型		种养结合型		机农一体型		“三位一体”型	
	户数	粮食 亩产值	户数	粮食 亩产值	户数	粮食 亩产值	户数	粮食 亩产值	户数	粮食 亩产值
2007	94	1309.58	81	1309.08	—	—	13	1312.68	—	—
2008	137	1170.55	120	1163.32	—	—	17	1221.55	—	—
2009	190	1273.98	165	1246.95	4	1228.45	21	1495.07	—	—
2010	282	1512.28	248	1489.43	6	1420.04	28	1734.41	—	—

(续表9)

2011	351	1605.75	311	1590.39	7	1569.55	32	1758.49	1	1747.05
2012	429	1567.38	377	1550.56	11	1585.01	39	1726.00	2	1547.66
2013	516	1598.28	436	1566.65	15	1582.76	62	1826.05	3	1566.55
2014	656	1607.26	529	1588.27	23	1638.14	100	1702.29	4	1563.92
2015	789	1564.93	619	1546.55	31	1580.66	133	1650.63	6	1479.89
2016	871	1466.45	669	1442.83	36	1526.33	158	1555.18	8	1420.66
2017	943	1308.38	723	1283.09	43	1265.39	165	1431.60	12	1292.05

注：表中价值量以 2007 年不变价计算。

(2) 松江区家庭农场收入明显提高。在 2007—2017 年间，松江家庭农场户均收入（包含补贴^①）明显提升，说明松江家庭农场经营者生活有望得到改善。表 10 和表 11 中的数据显示，全部家庭农场户均收入 2007 年为 20.55 万元，2017 年上升至 28.92 万元；纯粮食型家庭农场户均收入 2007 年为 16.56 万元，2017 年上升至 22.53 万元；种养结合型家庭农场户均收入 2009 年为 24.51 万元，2017 年为 28.91 万元，2016 年为最高值，达到 29.86 万元；机农一体型家庭农场户均收入 2007 年为 45.45 万元，2017 年上升至 55.07 万元；“三位一体”型家庭农场户均收入 2011 年为 59.12 万元，2017 年为 54.22 万元，2014 年为最高值，达到 62.97 万元。值得强调的是，家庭农场收入的增加中来自补贴的份额呈下降趋势。纯粮食型家庭农场补贴收入占总收入的份额从 2008 年的 27.40% 降至 2013 年的 17.57%，2017 年为 22.55%；种养结合型家庭农场补贴收入占总收入的份额从 2009 年的 21.21% 降至 2013 年的 12.60%，2017 年为 15.43%。除机农一体型家庭农场补贴收入占总收入的比重变化趋势不明显外，“三位一体”型家庭农场补贴收入占总收入的比重近年来也呈现下降趋势。机农一体型家庭农场与“三位一体”型家庭农场补贴收入较高主要来源于农机补贴额较大，而农机具购置补贴已成为覆盖全国农牧业县的普惠政策（曹光乔等，2010）。特别是机农一体型家庭农场，农机具购置补贴占总补贴的比重在 53.79%～63.20% 之间。

表 10 松江家庭农场补贴与收入（一）

年份	全部样本			纯粮食型			种养结合型			
	户数	总收入 (万元)	户数	总收入 (万元)	补贴收 入(万 元)	补贴收 入占比 (%)	户数	总收入 (万元)	补贴收 入(万 元)	补贴收 入占比 (%)
2007	94	20.55	81	16.56	2.81	17.46	—	—	—	—
2008	137	21.68	120	18.51	4.93	27.40	—	—	—	—
2009	190	23.04	165	19.04	4.80	25.85	4	24.51	5.29	21.21
2010	282	24.36	248	20.28	4.36	22.00	6	28.20	4.43	15.47

^① 补贴包含土地流转费补贴（2013 年起改为考核奖励性补贴）、国家三项补贴（良种补贴、粮食直补和农资综合补贴）与农机具购置补贴（仅对机农一体型与“三位一体”型家庭农场）。

(续表 10)

2011	351	24.85	311	21.26	4.21	20.19	7	25.14	3.55	14.31
2012	429	24.76	377	21.01	4.29	20.74	11	27.88	3.95	14.22
2013	516	25.06	436	20.44	3.55	17.57	15	28.91	3.62	12.60
2014	656	26.63	529	21.40	3.85	18.27	23	29.53	3.74	13.08
2015	789	28.12	619	22.12	4.06	18.63	31	28.95	3.77	13.15
2016	871	29.00	669	22.37	4.46	20.28	36	29.86	4.04	13.66
2017	943	28.92	723	22.53	4.97	22.55	43	28.91	4.43	15.43

注：表中价值量以 2007 年不变价计算。总收入为包含补贴的收入。

表 11 松江家庭农场补贴与收入（二）

年份	机农一体型					“三位一体”型				
	户数	总收入 (万元)	补贴收 入(万 元)	补贴收 入占比 (%)	农机补 贴占补 贴比重 (%)	户数	总收入 (万元)	补贴收 入(万 元)	补贴收 入占比 (%)	农机补 贴占补 贴比重 (%)
2007	13	45.45	14.48	31.21	60.64	—	—	—	—	—
2008	17	44.03	16.96	38.09	57.75	—	—	—	—	—
2009	21	54.26	16.46	33.94	53.79	—	—	—	—	—
2010	28	59.63	15.15	31.13	56.11	—	—	—	—	—
2011	32	58.61	15.12	29.10	58.01	1	59.12	10.42	17.62	22.69
2012	39	58.61	17.33	31.13	59.26	2	55.77	14.62	29.22	53.14
2013	62	55.28	16.06	29.80	62.24	3	52.73	13.63	27.71	61.94
2014	100	52.22	16.64	32.92	63.20	4	62.97	15.23	24.40	59.14
2015	133	54.53	18.34	34.12	63.15	6	56.42	16.59	30.19	65.34
2016	158	55.42	19.14	34.58	60.70	8	57.38	16.51	28.20	60.90
2017	165	55.07	19.14	34.55	56.80	12	54.22	15.42	26.81	49.75

注：表中价值量以 2007 年不变价计算。总收入为包含补贴的收入。

四、研究结论与政策含义

Bromley (1982) 曾指出，比较不同制度下资源配置方式优劣的科学依据并不存在，地区性方案的可行性比地区间政策的一致性更重要。集体所有制与地方性制度障碍对集体地权的演化存在约束，深刻影响着地权变迁的可选择性和不同主体之间的权利配置。中国已经进入农地制度改革与农业现代化的关键阶段，当新古典意义上的农地使用权最优配置路径无法实现时，如何通过非经典的路径设计达成帕累托改进的效果，是地方实践需要关注的重点，也是本文研究的意义所在。

本文研究发现，改革以来，在国家乡村治理制度发生全面转型的背景下，由地方政府和集体组织参与合约议定的集体村社型家庭农场合约作为集体地权分割合约的特殊实现形式，为提高农业经营绩效提供了可选择的制度安排和路径。合约议定方不仅围绕各自目标形成了合意的合约结构，降低了制

度运行成本，保障了承包农户的权益，还形成了经营者稳定的预期。基于松江案例的研究发现，当依赖于农地市场化流转的农业发展路径与地方经济发展目标相悖时，地方政府可能作为合约的发起者参与合约议定，并达成各方合意的农地流转与农业经营合约，进而改善农地制度绩效。在集体村社型家庭农场体制下，农地权利结构呈现出集体所有权和代理权更加明晰、农户承包权实现利益置换和经营权有效性提高的特征，不仅使农地流转顺利发生，而且增强了对家庭农场进行规模化、专业化自主生产的激励，实现了农业组织和农业生产要素组合的基础性变革，从而提高了农业生产效率和农民收入水平。松江案例也表明，在农地承包权与经营权分离的背景下，地方政府与村庄的合约还处于建构的过程之中，且各地存在与地方特征相适应的多样化农业发展可能性。未来的研究重点应当是继续对不同发展程度的地区在农地合约方面进行比较，从而归纳出更合意和多元化的制度变迁路径。

松江集体村社型家庭农场制度试验具有丰富的政策含义：一是以坚持农地“三权分置”的产权结构为前提，尊重地方经济社会发展条件与约束，实现农地各权利主体之间有效的合约议定，是农地制度改革的基本方向。松江的实践表明，要实现农业适度规模经营，首先需要保障原土地承包农户的利益，完善土地承包权与经营权分离的政策。同时，需要通过保障土地经营者权利，有效稳定经营者预期，促使适度规模经营主体主动进行长期投资。

二是坚持家庭农场在推进农业现代化中的主体地位。在城乡中国背景下，适度规模家庭农场既保留了家庭经营的内核，又实现了规模化经营，成为有利于维持乡村秩序与实现农业现代化的经营组织形式。松江区集体村社型家庭农场有别于均分制下的小规模农户，其经营行为和生产函数均已发生本质变化。家庭农场经营者以利润最大化为目标，能够在土地适度规模的基础上主动利用农业机械等现代要素、提高人力资本水平、寻求合作，进行要素组合的优化升级，农业现代化的主要特征已经呈现。

三是完善农业支持与社会化服务政策。适度规模的家庭农场对土地、机械、劳动与服务等要素在质与量方面的要求均已显著提高，但单个主体往往无力承担所有成本，国家应当给予扶持。首先，保证农村基础设施投入，进行高标准农田、水利、公路等项目建设，为农业规模经营提供条件；其次，通过改善财政补贴机制，激励家庭农场购置农机设备，促进专业化生产经营；再有，提供农业技术服务，以农研机构与农资服务站为依托，针对种子、农技、防疫、生产资料供应等方面提供全程高效服务；最后，推动形成社会化服务体系，促进家庭农场之间或家庭农场与其他市场主体之间的合作。

参考文献

- 1.蔡海龙, 2013: 《农业产业化经营组织形式及其创新路径》，《中国农村经济》第11期。
- 2.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。
- 3.陈剑波, 2006: 《农地制度：所有权问题还是委托—代理问题？》，《经济研究》第7期。
- 4.党国英, 2008: 《我国乡村治理改革回顾与展望》，《社会科学战线》第12期。
- 5.高强、刘同山、孔祥智, 2013: 《家庭农场的制度解析：特征、发生机制与效应》，《经济学家》第6期。
- 6.韩朝华, 2017: 《个体农户和农业规模化经营：家庭农场理论评述》，《经济研究》第7期。

- 7.何·皮特, 2014: 《谁是中国土地的拥有者: 制度变迁、产权和社会冲突》, 林韵然译, 北京: 社会科学文献出版社。
- 8.洪银兴、王荣, 2019: 《农地“三权分置”背景下的土地流转研究》, 《管理世界》第10期。
- 9.黄少安, 2000: 《关于制度变迁的三个假说及其验证》, 《中国社会科学》第4期。
- 10.江元、田军华, 2018: 《谁是更有效率的农业生产经营组织: 家庭农场还是农民专业合作社?》, 《现代财经(天津财经大学学报)》第6期。
- 11.孔祥智、何安华, 2011: 《城乡统筹与农业增长方式转变: 2001—2010年的中国农业政策》, 《教学与研究》第2期。
- 12.李荣耀、叶兴庆, 2019: 《农户分化、土地流转与承包权退出》, 《改革》第2期。
- 13.刘凤芹, 2006: 《农业土地规模经营的条件与效果研究: 以东北农村为例》, 《管理世界》第9期。
- 14.刘守英, 1993: 《中国农地制度的合约结构与产权残缺》, 《中国农村经济》第2期。
- 15.刘守英, 2015: 《上海市松江区家庭农场调查》, 载上海市农村经济学会、上海市松江区农业委员会(主编)《田野的希望——上海市松江区家庭农场的实践与创新》, 上海: 上海社会科学院出版社。
- 16.刘守英、高圣平、王瑞民, 2017: 《农地三权分置下的土地权利体系重构》, 《北京大学学报(哲学社会科学版)》第5期。
- 17.刘守英、王瑞民, 2019: 《农业工业化与服务规模化: 理论与经验》, 《国际经济评论》第6期。
- 18.刘守英、王一鸽, 2018: 《从乡土中国到城乡中国——中国转型的乡村变迁视角》, 《管理世界》第10期。
- 19.刘守英、熊雪锋, 2018: 《中国乡村治理的制度与秩序演变——一个国家治理视角的回顾与评论》, 《农业经济问题》第9期。
- 20.刘守英、熊雪锋、龙婷玉, 2019: 《集体所有制下的农地权利分割与演变》, 《中国人民大学学报》第1期。
- 21.罗必良, 2017: 《论服务规模经营——从纵向分工到横向分工及连片专业化》, 《中国农村经济》第11期。
- 22.钱忠好, 2008: 《非农就业是否必然导致农地流转——基于家庭内部分工的理论分析及其对中国农户兼业化的解释》, 《中国农村经济》第10期。
- 23.汪丁丁, 1992: 《制度创新的一般理论》, 《经济研究》第5期。
- 24.徐勇, 2013: 《中国家户制传统与农村发展道路——以俄国、印度的村社传统为参照》, 《中国社会科学》第8期。
- 25.杨小东, 2009: 《农地承包制下农业经营组织的演进与绩效分析——一个制度经济学的视角》, 《农业经济问题》第8期。
- 26.姚洋, 2000: 《集体决策下的诱导性制度变迁——中国农村地权稳定性演化的实证分析》, 《中国农村观察》第2期。
- 27.张红宇, 2002: 《中国农地制度变迁的制度绩效: 从实证到理论的分析》, 《中国农村观察》第2期。
- 28.周飞舟, 2006: 《从汲取型政权到“悬浮型”政权——税费改革对国家与农民关系之影响》, 《社会学研究》第3期。
- 29.张培刚, 2014: 《农业与工业化》, 北京: 中国人民大学出版社。
- 30.周其仁, 1995: 《中国农村改革: 国家和所有权关系的变化(上)——一个经济制度变迁史的回顾》, 《管理世

界》第3期。

- 31.周其仁, 2017: 《城乡中国(修订版)》, 北京: 中信出版社。
- 32.Agrawal, A., 2001, "Common Property Institutions and Sustainable Governance of Resources", *World Development*, 29(10): 1649-1672.
- 33.Alchian, A. A., 1965, "Some Economics of Property Rights", *Il Politico*, 30(4): 816-829.
- 34.Alchian, A. A. and H. Demsetz, 1973, "The Property Rights Paradigm", *Journal of Economic History*, 33(1): 16-27.
- 35.Bai, Y. and J. K. Kung, 2014, "The Shaping of an Institutional Choice: Weather shocks, the Great Leap Famine, and Agricultural Decollectivization in China", *Explorations in Economic History*, 54: 1-26.
- 36.Barrows, R. and M. Roth, 1989, "Land Tenure and Investment in African Agriculture: Theory and Evidence", *LTC Paper 136*, Madison: Land Tenure Center, University of Wisconsin-Madison.
- 37.Bromley, D. W., 1982, "Land and Water Problems: An Institutional Perspective", *American Journal of Agricultural Economics*, 64(5): 834-844.
- 38.Bromley, D. W., 1989, "Property Relations and Economic Development: The Other Land Reform", *World Development*, 17(6):867-877.
- 39.Bromley, D. W. and J. Chavas, 1989, "On Risk, Transactions, and Economic Development in the Semiarid Tropics", *Economic Development and Cultural Change*, 37(4): 719-736.
- 40.Bruce, J. W., S. E. Migot-Adholla and J. Atherton, 1994, "The Findings and Their Policy Implications: Institutional Adaptation or Replacement", Bruce, J. W. and S. E. Migot-Adholla, *Searching For Land Tenure Security in Africa*, Washington: The World Bank.
- 41.Cheung, S. N. S., 1969, "Transaction Costs, Risk Aversion, and the Choice of Contractual Arrangements", *The Journal of Law & Economics*, 12(1): 23-42.
- 42.Cheung, S. N. S., 1970, "The Structure of a Contract and the Theory of a Non-exclusive Resource", *Journal of Law and Economics*, 13(1): 49-70.
- 43.Ciriacy-Wantrup, S. V. and R. C. Bishop, 1975, "Common Property' As a Concept in Natural Resource Policy", *Natural resources journal*, 15(4): 713-727.
- 44.Deininger, K., 2003, "Land Markets in Developing and Transition Economies: Impact of Liberalization and Implications for Future Reform", *American Journal of Agricultural Economics*, 85(5): 1217-1222.
- 45.Deininger, K. and S. Jin, 2005, "The Potential of Land Rental Markets in the Process of Economic Development: Evidence from China", *Journal of Development Economics*, 78(1):241-270.
- 46.Demsetz, H., 1967, "Toward a Theory of Property Rights." *American Economic Review*, 57 (2): 347-359.
- 47.Feder, G., T. Onchan, Y. Chalamwong and C. Hongladarom, 1988, *Land Policies and Farm Productivity in Thailand*, Baltimore: The Johns Hopkins University Press.
- 48.Ji, X., S. Rozelle, J. Huang, L. Zhang and T. Zhang, 2016, "Are China's Farms Growing?", *China & World Economy*, 24(1):41-62.

49. McCloud, N. and S. C. Kumbhakar, 2008, "Do Subsidies Drive Productivity? A Cross-Country Analysis of Nordic Dairy Farms", *Advances in Econometrics*, 23: 245-274.
50. Ostrom, E., 1990, *Governing the Commons: The Evolution of Institutions for Collective Action*. Cambridge: Cambridge University Press.
51. Quiggin, J., 1993, "Common Property, Equality, and Development", *World Development*, 21(7):1123-1138.
52. Wallis, J. J., 2015, "Rules, Organizations, and Governments", *Atlantic Economic Journal*, 43: 69-86.
53. Wilson, P. N. and G. D. Thompson, 1993, "Common Property and Uncertainty: Compensating Coalitions by Mexico's Pastoral Ejidatarios", *Economic Development and Cultural Change*, 41(2):299-318.

(作者单位: ¹ 中国人民大学经济学院;
² 南京审计大学公共管理学院)
(责任编辑: 陈静怡)

The Choice of Farmland Contract and the Change of Management System under Collective Farmland Ownership: A Case Study Based on Songjiang Communal Family Farms

LIU Shouying YAN Jia'nan JI Xianqing

Abstract: The collective ownership and local system constraints affect the selectivity of Farmland contracts and the allocation of land rights between different agencies, resulting in the difficulty in realizing the path of "marketization of farmland transfer, scale operation and agricultural production efficiency improvement" in the neoclassical sense. As a result, the impacts of different Farmland contracts on system performance have received much attention since the reform of "three rights separation". Under the separation of collective land rights and the transformation of rural governance system, this article puts forward a theoretical framework of the communal family farm system based on Farmland contract and its system performance and conducts a case study of Songjiang communal family farms. It finds that if the government and the collective, as well as those belonging to the collective, can reach a three-level agreement around the use of communal farmland resources and achieve common benefits, the farmland system reform under the common property rights can improve the system performance. The case of Songjiang proves that the communal family farm system formed by the interested parties' contracts can make the collective ownership and agency rights clearer, realize the interests of farmers' contractual rights and guarantee the management rights, thus improving the agricultural performance.

Keywords: Three Rights Separation; Management System; Communal Family Farm; System Performance

中国农民公共就业服务政策演变的逻辑、趋势与展望*

谢秋山¹ 陈世香²

摘要: 本文构建“政策目标—目标群体—权利授予和意义—价值取向”的四维政策学习观察框架,系统梳理了新中国成立以来国家农民公共就业服务政策。研究发现:与基于社会学习的注意力分配理论逻辑相契合,也与城乡二元分立到城乡一体化发展的城乡关系演变趋势相适应,国家农民公共就业服务政策实现了“从无到有”,再“从有到优”的转变。其具体演变历程包括农民公共就业服务缺失、城镇公共就业服务体系吸纳和覆盖城乡公共就业服务体系构建等三个阶段,并呈现出政策目标日趋科学化、政策确立的服务价值取向日趋合理化、政策确立的服务理念日趋成熟和政策构建的服务体系日臻完善等特征。适应农民高质量充分就业之需要,未来农民公共就业服务政策设计要进一步引导优化服务目标、重塑服务价值取向、创新服务理念、扩展服务功能,实现政策供给“从优到精”的转变。

关键词: 公共就业服务 就业质量 农民工 失地农民 社会学习 注意力分配

中图分类号: F249 F323.6 **文献标识码:** A

一、引言

近年来,伴随着就业优先战略的实施,作为公共就业政策核心组成部分的公共就业服务成为了党中央和国务院关注的重点领域。从理论应然层面,作为“实施积极就业政策的主要载体”和“促进就业的主要手段”(刘海莺、林木西,2010),公共就业服务可以通过其本身的公平性和均等性,很好弥补劳动力市场分割的负面影响(蒲晓红等,2015),进而成为解决弱势群体就业的关键。数量庞大且在竞争性就业市场中处于相对劣势地位的农村劳动力自然也就成为了理论上最重要的公共就业服务对象之一。截至2019年年底,中国有33224万人在乡村就业^①,13500万进城农民工在城镇就业^②,他们主要分布在制造、建筑、批发零售、交通运输、仓储和邮政、住宿餐饮、居民服务等流动性较高且稳定

* 本文是教育部人文社科青年基金项目“共生理论视阈下农村就业创业服务体系优化研究”(项目编号:19YJCZH196)的阶段性研究成果。

^① 数据来源于统计局网站,参见网址: http://www.stats.gov.cn/tjsj/zxfb/202001/t20200119_1723773.html。

^② 数据来源于《2019年农民工监测调查报告》,参见网址: http://www.stats.gov.cn/tjsj/zxfb/202004/t20200430_1742724.html。

性较差的行业，甚至很多还处于非正规就业状态，就业质量偏低。因此，政府需要通过公共就业服务支持农民实现更高质量的充分就业，促进其社会融入，让农民共享改革开放和市场经济发展成果。

那么，农民公共就业服务政策的现实图景如何？中国公共就业服务政策是否真的把农村劳动人口作为主要服务对象？服务政策的重点和价值取向指向何方？只有厘清这些问题，明确现有政策的进展和存在的不足，才能进一步优化政策设计，推动农村劳动力实现高质量充分就业，增强农民的获得感和幸福感。基于上述思考，本文分析了新中国成立以来国家农民公共就业服务政策及其演变趋势，明确其中的进展和不足，并进一步预测未来发展趋势，以期为未来农民公共就业服务政策优化提供借鉴。

二、农民公共就业服务政策演变的逻辑

公共政策演变的背后必然隐含着特定的理论逻辑。对于农民公共就业服务政策演变而言，基于社会学习的注意力分配理论提供了一个可能的理解政策变迁的逻辑框架。

基于社会学习的注意力分配理论是社会学习（social learning）和注意力分配（attention allocation）理论的结合，其关键机制在于人类个体通过社会学习，总结成败经验，不断进行注意力的重新分配或再固定。

社会学习是行动者学习过去或他人经验，不断调整自身的过程。在公共政策研究领域，Hall（1993）较早注意到社会学习对政策演变的影响，认为政策演变过程是一个政策制定者进行社会学习的过程。Heclo（1974）发现，即使个人观点没有发生变化，仅仅是客观环境的改变就足以使得通过公共政策所展现的集体行动发生变化，而政策演变则是此种社会学习基础上的集体行动结果。King and Hansen（1999）则把政策变迁中的社会学习过程概括为智力谋划、对以前政策成败得失经验的借鉴和对领域专家知识的吸纳等三个方面。但无论是何种形式的政策学习，社会学习能否作用于政策变迁实践都取决于决策者们的注意力分配。如果决策者过度自信或受思想信念影响，漠视专家知识和政策实践的经验教训，或者政策资源有限和受个体有限理性约束，决策者极有可能无法把注意力转移到新的政策议程上来或无力对现有政策进行帕累托改进。可见，社会学习机制对政策演变的影响最终要通过决策者注意力分配来实现。

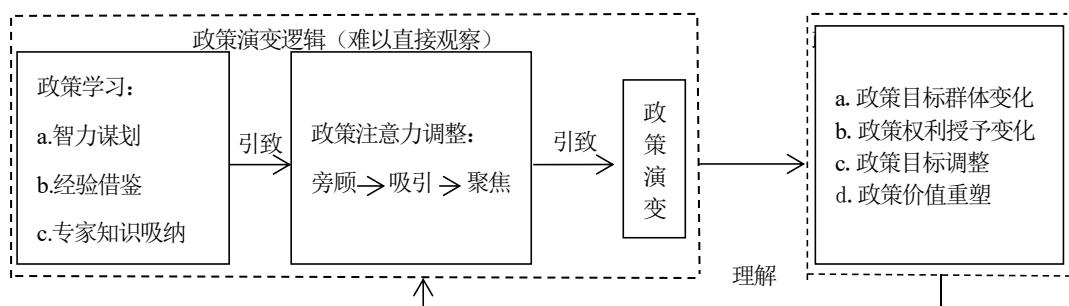
注意力分配是一个跨学科研究主题，不同学科从不同的角度界定和阐释注意力分配，而管理学倾向于把注意力分配看作是一个计划统筹过程（练宏，2020）。这与中央层面的宏观决策情境更为契合，即强调决策者审时度势的计划统筹过程。但中央决策者的计划统筹并非“随心所欲”，会受到诸多限制性条件约束，尤其是要考虑投入的时间、精力和资源约束（Ocasio，1997）。这意味着决策者的计划统筹过程具有一定程度的被动性，政治决策机构的政策注意力分配往往是被动性回应的（reactive），而非主动性回应的（proactive）（Häge，2016）。如此，中央决策者就不得不在社会学习和其他限制性条件约束的共同影响下进行政策注意力分配，进而推动政策演进。

国家农民公共就业服务政策的演变也不例外，其是中央决策者在政策学习基础之上不断调整政策注意力分配的结果。但要深入理解国家农民公共就业服务政策演变背后的政策学习行为及建立在其基础上的政策注意力分配过程尚存在两个难点：一是作为有限理性的个体，研究者无法直接观察到政策

演变背后的政策学习行为和决策者注意力分配过程，也无法直接观察持续渐进的政策演进过程，而只能借助于政策文本内容所体现的政策输出变化来理解政策学习基础上的决策者注意力分配过程和政策演进状态；二是具体通过哪些维度来观察和理解这些行为或过程。因为，无论是政策学习行为、政策注意力分配过程，还是政策演变过程都是难以直接观察的。幸运的是，May (1992) 提供了一个可能的观察政策领域社会学习行为推动政策演化的三维框架：一是政策目标群体的改变，指的是因政策受益或受到限制的人群的改变；二是政策权利授予的改变 (a change in rights bestowed by a policy)，指的是政策授予某一群体新的权利或者限制先前授予的权利；三是政策目标的重新调整，指的是政策预期实现的主要目标变化。为了更全面地展现公共就业服务政策的阶段性特征，本文在分析农民就业服务政策权利授予的改变的同时，会兼顾阐述相关政策文件首次提出新论述的重要意义，即把“政策权利授予”维度调整为“政策权利授予和意义”维度。

考虑到政策价值取向对政策目标群体选择和政策注意力的潜在影响，本文在 May 的三维框架基础之上加入第四个维度——政策价值取向维度，形成“政策目标—目标群体—权利授予和意义—价值取向”的四维公共就业服务政策演变观察框架。所谓政策价值取向，指的是公共政策文本规定所体现的社会价值目标或社会价值期望，即由政策确立的社会价值目标。Dunn (2018) 认为政策问题就是尚未实现的需要、价值，或者是有待改进的机会。这里所谓的“尚未实现的价值”指的就是政策的价值取向，是政策希望实现的价值目标。琼斯 (2020) 则进一步指出，当注意力转变时，决策所依赖的那些价值观也会发生转变。农民公共就业服务政策的演变也不例外。中央决策者们必须在多重价值之间进行权衡，在不同时期或不同阶段，决策者们必须根据国家整体形势变化和问题的轻重缓急，确立不同的主导价值取向。

透过上述四个维度，研究者可以直接观察与识别农民公共就业服务政策演变所处的阶段，并反过来通过这些政策演变阶段特征来理解决策者政策注意力的调整过程，进而理解政策注意力调整背后的政策学习行为（参见图 1）。



三、农民公共就业服务政策演变的阶段特征及趋势

（一）农民公共就业服务政策演变的阶段特征

改革开放以来，中央政府对公共就业的政策注意力强度呈不断上升的趋势（朱侃等，2020）。相应

地，农民公共就业服务政策也经历了“从无到有”，再“从有到优”的演进历程。依据中央决策者对农民公共就业服务问题的态度变化，或者说依据中央对农民公共就业服务的认知转换，可以把中国农民公共就业服务政策演进过程划分为政策注意力旁顾（1949~2002年）、政策注意力吸引（2003~2007年）和政策注意力聚焦（2008年至今）等三个发展阶段。当然，在2003年以前，国家农民就业政策曾发生过多次转换，先后经历了控制流动（1988年以前）、允许流动但控制盲目流动（1989~1991年）、规范流动（1992~2002年）等多个发展阶段（赖德胜等，2019），但这一时期国家政策仅仅关注了农民工就业问题，关于农民公共就业服务的表述却是缺乏的。也正因为如此，本文把2003年以前的时期统称为政策注意力旁顾阶段，也即农民公共就业服务缺失阶段。

从根本上看，中央决策者关于农民公共就业服务的政策注意力变化与国家整体发展战略调整息息相关。新中国成立之初，中央确立的“城市偏向、重工业优先”发展战略和“农业支持工业”机制是农民公共就业服务被暂时忽略的宏观背景。早在新中国诞生筹备阶段召开的中国共产党第七届中央委员会第二次全体会议上，毛泽东同志就对许多城市没采取措施迅速恢复城市生产，甚至出现“工业陷于停顿状态，引起工人失业，工人生活降低，不满意共产党”的情况进行了批评，指出“这种状态是完全不允许的”。很显然，此时中央决策者的注意力已经转移到城市生产建设和城市人民生活上，相对忽视了农民公共就业服务问题。

直到2002年11月，党中央在中国共产党第十六次全国代表大会上提出“统筹城乡经济社会发展”战略目标并初步确立“以工促农、以城带乡”的政策导向之后，作为最有可能进城落户的进城农民工和被征地农民的就业服务问题才吸引了中央决策者的政策注意力，进而使得为进城农民工和被征地农民提供公共就业服务成为了城镇公共就业服务体系建设的重要组成部分。而2007年10月，党中央在中国共产党第十七次全国代表大会上提出城乡经济社会发展一体化战略目标以后，建立健全乡村就业服务体系，在农村为农民提供就业服务才正式进入中央决策者的注意力范畴。

1.农业支持工业时期的政策注意力旁顾阶段（1949~2002年）

政策注意力旁顾阶段也即农民公共就业服务缺失阶段。承前所述，决策者的注意力分配往往是被动回应式的，国家农民公共就业服务政策的演变也不例外。新中国成立初期，中国城镇化水平和重工业发展水平都非常低。1949年中国的城镇化率仅为10.64%^①，重工业总产值占工农业总产值的比例仅为7.9%^②。为此，国家急需采取“城市偏向、重工业优先”的发展战略来巩固政权和恢复国民经济。1949年，党中央在中国共产党第七届中央委员会第二次全体会议上提出了党的工作重心由乡村转移到城市、恢复和发展城市生产建设和实现从落后农业国到先进工业国转变的建设方向。1953年制定的“一五”计划则进一步指出，为了巩固国防、满足人民需要和对国民经济进行社会主义改造，必须实行“优先发展重工业政策”。在此种背景下，确保城市粮食和生产资料供应以及维护社会稳定是第一要务，农业农村实质被看作是“蓄水池”——主要定位于“解决城市失业问题”（折晓叶、艾云，2014）和解决

^① 参见：国家统计局国民经济综合统计司，2010：《新中国六十年统计资料汇编》，北京：中国统计出版社。

^② 参见：国家统计局工业交通物资统计司，1985：《中国工业经济统计资料1949~1984》，北京：中国统计出版社。

几亿人“吃饱”问题。为此，国家通过土地改革让农民获得土地安心从事农业生产，并出台政策禁止农民向城市流动，甚至把农民进城务工看作是“盲流”加以禁止。比如，1953年印发的《中共中央关于劝阻农民盲目流入城市的指示》、1956年印发的《关于防止农村人口盲目外流的指示》、1957年印发的《关于制止农村人口盲目外流的指示》、1958年印发的《中华人民共和国户口登记条例》、1979年印发的《关于严格控制农业人口转为非农业人口的意见的报告》等中央文件都明确禁止农民工进城。

同时，国家还在农村解决城市居民失业问题，即让部分城市劳动人口“上山下乡”，参加农林牧渔业生产。据相关研究测算，1962~1978年间共有1792万人先后“上山下乡”（蔡昉等，2019）。如此，在中央决策者看来，也就不存在促进农民再就业和为农民提供公共就业服务的需要。当然，这一时期仍然存在零星的农民就业服务意识。比如，1956年中共中央批转广东省委的《关于退社问题的报告》就指出，“对缺乏劳动力的困难户，主要采取帮助其发展力能胜任的家庭副业”，强调帮助缺乏劳动力的农户从事其力所能及的工作。

改革开放以后，伴随着家庭联产承包责任制的推行，农民获得了一定的就业自主权。这一阶段的农民就业具有兼业的特点，农民或者就近就地在乡镇企业就业，或者到本市辖区内务工经商，农忙时依然会参与农业生产。由于不存在明显的农民失业问题，农民就业服务自然也就很难吸引中央决策者的注意力。比如，1984年中央“一号文件”《中共中央关于一九八四年农村工作的通知》就指出，各省、自治区、直辖市可选若干集镇进行试点，允许务工、经商、办服务业的农民自理口粮到集镇落户。其政策立足点是促进农村工业发展，尚未把农民就业看作是一个重大的社会问题，更不可能从公共就业服务的高度去审视农民就业问题。

直到20世纪80年代末90年代初，伴随着农村富余劳动力的大规模跨区流动，形成“民工潮”后，农民就业问题才逐渐引起中央决策者的注意，进而成为一个显性的社会问题。1990年印发的《中共中央关于制定国民经济和社会发展十年规划和“八五”计划的建议》、1991年印发的《中共中央关于进一步加强农业和农村工作的决定》等政策文件均意识到了农村剩余劳动力问题的存在，并允许农村劳动力有序向城市转移（见表1）。但这一阶段的农民就业服务问题同样未能进入国家政策视野。比如，1995年印发的《国务院办公厅转发劳动部关于实施再就业工程报告的通知》就仅针对城市企业失业员工，而不涉及农民就业。解决农民就业依然依靠“离土不离乡，进厂不进城”的农村就地转移模式（王郁昭、邓鸿勋，1999）。1990年6月19日，江泽民在《在农村工作座谈会上的讲话》中明确指出，“我们这么多的农业人口，农业发展滞后，剩余劳动力不是涌入大城市，而是就地消化。”1991年印发的《中华人民共和国国民经济和社会发展十年规划和第八个五年计划纲要》也明确实行农村剩余劳动力“离土不离乡、就地转移为主”的方针。

综合来看，这一时期中央关于农民公共就业服务政策具有如下特征：第一，就政策目标来看，中央在禁止农民进城与有限度、有计划地利用农村劳动力资源支持城市工业化建设之间进行权衡，农民就业服务问题并未引起中央决策者的关注。第二，就政策目标群体来看，前期禁止农民进城就业的对象是全体农村居民，后期允许部分农村劳动力到城镇务工经商，但也严格控制数量和规模，受益的仅仅是小部分农民工。第三，就权利授予和意义来看，从早期通过出台《中共中央关于劝阻农民盲目流

入城市的指示》《中华人民共和国户口登记条例》等文件否决和限制农民自由流动,到后期《中共中央关于一九八四年农村工作的通知》《中共中央关于进一步加强农业和农村工作的决定》等文件赋予农村劳动力进城务工经商的合法权利,中央决策者已经注意到了农民就业问题。但这一时期的国家政策设计缺乏服务意识,让农民进城“自谋生路”,没有给予他们与城市居民同等的公共就业服务权利。第四,就政策价值取向来看,国家政策设计更多的是一种政治价值考量。无论是改革开放以前禁止农民进城求职,还是改革开放后要求加强农村工业和集镇建设,致力于在农村解决农民就业问题,其核心都是为了维护社会稳定,尤其是维护城镇工业化建设的秩序稳定,而非公共服务所应关注的效率、平等、包容性等公共价值。1991年发布的《中共中央关于进一步加强农业和农村工作的决定》明确表明“妥善安排农村富余劳动力,是保持社会稳定的重大问题。”而1984年印发的《中共中央关于一九八四年农村工作的通知》允许农民到集镇务工经商和办理服务业,也是为了促进“农村工业适当向集镇集中”,并期望最终能“使集镇逐步建设成为农村区域性的经济文化中心”,强调其促进农村集镇经济发展的作用(参见表1)。从事后反思来看,集体化末期,农村经济极为落后,国家和农民之间的关系陷入僵局(折晓叶、艾云,2014)。推动农村经济改革,促进农村经济发展是中央的主要调整思路,也正在此种背景下,国家开始推动乡镇企业发展,逐步放开农民进入小城镇。

表1 农业支持工业时期关于农民就业服务的主要政策表述(1949~2002年)

政策	主要政策论述	政策目标	目标群体	权利授予和意义	价值取向
1953年《中共中央关于劝阻农民盲目流入城市的指示》	县、区、乡政府对于自由进城找职业的农民,均不得开给介绍信件……盲目地自由进入城市的村干部、党团员及民兵,亦均应一律还乡……	禁止农民进城就业	所有农民	否决农民的自由流动权	社会稳定
1958年《中华人民共和国户口登记条例》	公民由农村迁往城市,必须持有城市劳动部门的录用证明,学校的录取证明,或者城市户口登记机关的准予迁入的证明,向常住地户口登记机关申请办理迁出手续。	禁止农民进城就业	所有农民	进一步限制农民自由流动权	社会稳定
1984年《中共中央关于一九八四年农村工作的通知》	农村工业适当集中于集镇……使集镇逐步建设成为农村区域性的经济文化中心。一九八四年,各省、自治区、直辖市可选若干集镇进行试点,允许务工、经商、办服务业的农民自理口粮到集镇落户。	促进农村工业发展	农村富余劳动力	集镇就业权	经济发展
1990年《中共中央关于制定国民经济和社会发展十年规划和“八五”计划的建议》	积极解决城乡劳动就业问题。合理开发利用我国丰富的人力资源,是发展国民经济和保障社会安定的必要条件。农村劳动力向城镇逐步转移的规模和速度,应当与经济发展和城镇的承受能力相适应。	利用农村劳动力资源	农村富余劳动力	城镇就业权	社会稳定以及资源配置效率

(续表1)

1991年《中共中央关于进一步加强农业和农村工作的决定》	妥善安排农村富余劳动力，是保持社会稳定的重大问题。	促进农村富余劳动力工作	部分农村劳动力	首次明确提出存在农村富余劳动力就业问题	社会稳定
------------------------------	---------------------------	-------------	---------	---------------------	------

2. 统筹城乡建设时期的政策注意力吸引阶段（2003~2007年）

政策注意力吸引阶段也即城镇公共就业服务体系吸纳阶段。当时出于缓解城市就业压力和维护城市社会稳定的需要，农业支持工业时期的国家政策禁止或限制农民向城镇非农产业转移，妨碍了农村劳动力资源的优化配置，阻碍了农民收入的增长和农村的发展。后期国家虽然允许部分农村富余劳动力进城务工经商，但更多是把农村劳动力看作是可开发利用的劳动力资源，未能从农民全面发展的高度来审视农民工就业问题。缺乏相应的政策设计和制度安排，使得进城农民工在劳动就业权益遭受损害时无法得到有效保护，出现农民工工资水平低、讨薪难、就业环境差等诸多新的社会问题。比如，根据王美艳（2005）在2001年开展的调查，在城镇就业的农村劳动力工资水平远低于城市劳动力，且有43%的差异是由歧视等不可解释的因素造成的（详见表2）。根据中国农民工与社会保护课题组2004~2005年的调查，27.4%的进城农民工从事危险、有毒、有害的工作岗位，22.8%的进城农民工受过工伤或有职业病；21%的进城农民工有被拖欠工资的经历（郑功成、黄黎若莲，2007）。2003年发布的《国务院办公厅关于做好农民进城务工就业管理和服务工作的通知》也指出，农民工的合法权益得不到有效保护，拖欠克扣工资、乱收费等现象严重。

可见，正是基于对前期农民工进城务工政策的反思，国家开始关注农民公共就业服务问题。以党中央在中国共产党第十六次全国代表大会上提出统筹城乡经济社会发展为契机，为进城农民工和失地农民提供公共就业服务逐渐进入了国家政策视野。但国家在这一阶段为农民提供的公共就业服务仅限于进城农民工和失地农民，其本质是完善城镇公共就业服务体系。比如成文于2004年年底、发布于2008年的《国务院办公厅关于进一步做好改善农民进城就业环境工作的通知》就指出，要“健全和完善公共就业服务体系，对包括进城就业农民在内的所有求职者提供就业服务”，却并未提及在乡村为农民提供就业服务问题。

表2 2001~2002年外来劳动力与城市本地劳动力的就业岗位分布和小时工资差距 单位：元

就业岗位	进城农村劳动力	城市劳动力	差额
自我雇佣者	4.66	5.68	1.02
公有单位职工	3.86	5.77	1.91
非公有单位职工	2.85	3.91	1.06
非公有单位行政管理及专业技术人员	5.46	8.27	2.81
合计	4.05	5.7	1.65

数据来源：王美艳（2005）。

中国共产党第十六次全国代表大会报告指出，统筹城乡经济社会发展是全面建设小康社会的重大任务，这是党中央对新中国成立以来长期累积形成的城乡二元结构的首次重大调整，标志着中国正式

进入统筹城乡建设阶段。这其中，统筹是手段，重心在城，其核心在于采取“以工促农、以城带乡”的策略推动农业农村发展（折晓叶、艾云，2014）。这反映出中央决策者的政策注意力初步由“农业支持工业”转变为“以工促农、以城带乡”。统筹城乡建设阶段的主要目标是增加农民收入，避免城乡收入差距进一步扩大，其主要措施则是促进农村劳动力向城镇转移就业。中国共产党第十六次全国代表大会报告将其表述为“农村富余劳动力向非农产业和城镇转移，是工业化和现代化的必然趋势”。

农民公共就业服务真正进入国家政策视野始于2003年。2003年，《国务院关于进一步加强农村教育工作的决定》《国务院办公厅关于做好农民进城务工就业管理和服务工作的通知》《国务院关于克服非典型肺炎疫情影响促进农民增加收入的意见》《中共中央关于完善社会主义市场经济体制若干问题的决定》等文件先后印发，这些中央文件都关注了农民就业服务问题，正式把农民公共就业服务体系建设提上了政策日程，从而使得农民公共就业服务政策实现了“从无到有”的转变。其中，《国务院办公厅关于做好农民进城务工就业管理和服务工作的通知》指出，要“全面做好农民进城务工就业管理和服务的各项工作”，首次明确提出了农民工就业服务问题，让农民工得以有机会享受城镇公共就业服务。

表3 统筹城乡建设时期关于农民就业服务的主要政策表述（2003~2007年）

政策	主要政策论述	政策目标	目标群体	权利授予和意义	价值取向
2003年《国务院办公厅关于做好农民进城务工就业管理和服务工作的通知》	按照公平对待、合理引导、完善管理、搞好服务的原则，采取有效措施，全面做好农民进城务工就业管理和服务的各项工作。	促进农民工进城就业	进城农民工	进城农民工就业服务权	公平
2003年《中共中央关于完善社会主义市场经济体制若干问题的决定》	逐步统一城乡劳动力市场，加强引导和管理，形成城乡劳动者平等就业的制度。	破除农民工进城务工就业的制度障碍	进城农民工	城乡劳动者平等就业权	平等
2005年《国务院关于进一步加强就业再就业工作的通知》	对持《再就业优惠证》人员、城镇其他登记失业人员，以及进城登记求职的农村劳动者，公共就业服务机构要提供免费的职业介绍服务。	完善城镇公共就业服务体系	进城农民工	进城农民工免费享受城市公共就业服务权	平等
2006年《国务院关于解决农民工问题的若干意见》	各级人民政府要把促进农村富余劳动力转移就业作为重要任务。要建立健全县乡公共就业服务网络，为农民转移就业提供服务。	初步建立农村就业服务体系	进城农民工	在乡村的转移就业服务权	平等
2006年《关于做好被征地农民就业培训和社会保障工作指导意见的通知》	在城市规划区内，要将被征地农民纳入统一的失业登记制度和城镇就业服务体系。	把失地农民纳入城镇就业服务体系	失地农民	赋予失地农民城镇公共就业服务权	包容性

综合来看，在这一时期，为农民提供公共就业服务不仅吸引了中央决策者的政策注意力，还表现出一些农业支持工业时期所不具备的新特征。一是政策价值取向日趋多元化，更多地开始关注公平、平等、包容性等公共价值。比如，2003年1月印发的《国务院办公厅关于做好农民进城务工就业管理和服务工作的通知》指出，要按照公平对待原则做好农民进城务工就业管理和服务工作；2003年10

月发布的《中共中央关于完善社会主义市场经济体制若干问题的决定》提出要形成城乡劳动者平等就业的制度。二是在权利授予方面，中央政策不仅赋予了农民在城乡自由流动的权利，还进一步明确了进城农民工和失地农民免费享受城镇公共就业服务的权利。比如，2005年11月印发的《国务院关于进一步加强就业再就业工作的通知》就指出，进城登记求职的农村劳动者，公共就业服务机构要提供免费的职业介绍服务，首次明确农民工免费享受城市公共就业服务的权利。中央决策者开始超越改革初期的工具理性思维，不再简单地把农村劳动力看作是可开发利用的人力资源，而是站在价值理性的高度，从农民权利和农民发展的角度来看待农民工（赖胜德等，2019）。三是政策目标不再局限于维护社会稳定，而是有序引导农民进城就业，促进农民工“城市化”，注重对进城农民工权益的保护。比如，2003年的中国共产党第十六届中央委员会第三次全体会议公报指出，在城市有稳定职业和住所的农业人口，可按当地规定在就业地或居住地登记户籍，并依法享有当地居民应有的权利；2006年印发的《国务院关于解决农民工问题的若干意见》强调“维护农民工权益是需要解决的突出问题”，并对健全维护农民工权益的保障机制进行了重点论述。四是政策目标群体仅限于进城农民工和失地农民，而未考虑在农村就业的农民，即暂时忽略了乡村公共就业服务体系构建问题。表3所列政策文件均强调要把进城农民工和被征地农民作为服务目标。在此种意义上，本文将这一阶段称之为城镇公共就业服务体系吸纳阶段，即城镇公共就业服务体系吸纳进城农民工和被征地农民阶段。

3. 城乡一体化建设时期的政策注意力聚焦阶段（2008年至今）

政策注意力聚焦阶段也即覆盖城乡公共就业服务体系构建阶段。这一阶段，中央政策注意力进一步聚焦于农民公共就业服务问题，不仅把在乡村为农民提供公共就业服务纳入政策体系，还在城乡一体化框架下逐步完善农民公共就业服务体系。与基于社会学习的政策注意力分配理论观点相契合，在乡村为农民提供公共就业服务也是党中央基于前期政策实践效果而作出的政策改进。由于当时乡村公共就业服务工作十分薄弱（《中国农民工战略问题研究》课题组等，2009）、乡村产业基础较为薄弱和农业转移劳动力不能适应农村工业发展需要等原因，统筹城乡建设时期以促进农业生产发展和允许农民工进城务工经商为核心的政策举措并不能从根本上解决城乡收入差距扩大问题（见图2）。

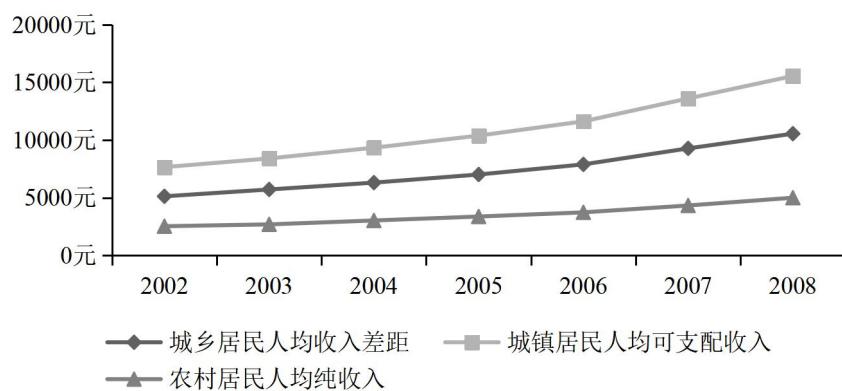


图2 2002~2008年城乡居民人均收入及收入差距

数据来源：统计局网站，参见网址：<https://data.stats.gov.cn/easyquery.htm?cn=C01>。

基于此，中央决策者在反思学习的基础上把公共就业服务引入乡村，加大公共就业服务体系对农民就业创业的支持力度，寄希望于通过高质量公共就业服务体系促进农民实现充分就业，进而达到缩小城乡收入差距之目标。2007年，中国共产党第十七次全国代表大会报告就明确指出，农业基础薄弱、农村发展滞后的局面尚未改变，缩小城乡、区域发展差距和促进经济社会协调发展任务艰巨，并进一步指出要“建立以工促农、以城带乡长效机制，形成城乡经济社会发展一体化新格局”，明确提出了城乡一体化建设的新发展思路。2018年中央“一号文件”进一步指出，农村生产要素外流加剧，缩小城乡差距难度加大，要求加大统筹城乡发展力度。很显然，中央决策者已经充分意识到统筹城乡发展时期相关政策的局限性，致力于寻找支持“三农”发展的更有效途径，而公共就业服务就是其中的政策创新之一。

2009年印发的《中共中央国务院关于加大统筹城乡发展力度进一步夯实农业农村发展基础的若干意见》标志着建立健全城乡统一的公共就业服务体系真正引起了中央决策者的政策注意力。该政策文件明确提出了建立覆盖城乡的公共就业服务体系和把农民工返乡创业与农民就地就近就业纳入服务体系的主张。此前的文件，2008年中央“一号文件”和中国共产党第十七届中央委员会第三次全体会议报告虽然分别提出要“改善农民工返乡创业环境”和“鼓励农民就近转移就业，扶持农民工返乡创业”，却未明确提出建立和健全乡村公共就业服务体系的主张（参见表4）。

总体来看，进入城乡一体化发展时期，中央决策者对农民公共就业服务的政策注意力不断聚焦，有更多的相关政策文件聚焦于农民公共就业服务体系构建。相应地，农民公共就业服务政策构建也在多个方面取得了明显的进展。

一是政策目标上升为构建覆盖城乡的公共就业服务体系，不再局限于完善城镇公共就业服务体系。在纵向服务体系建构方面，强调构建“纵贯到底”的服务体系。2008年印发的《国务院关于做好促进就业工作的通知》强调“县级以上人民政府要建立健全公共就业服务体系”，2012年印发的《国务院关于批转促进就业规划（2011—2015年）的通知》要求“全部街道、乡镇和城市95%以上的社区设立基层劳动就业服务平台”，致力于打通农民公共就业服务的“最后一公里”，推动构建中央、省、市、县、乡纵贯到底的一体化公共就业服务体系。在横向服务体系建构方面，通过服务内容和服务范围的扩展，推动形成“横向到底”服务体系。在服务内容方面，就业创业援助、劳动关系协调、企业用工指导等均纳入到服务体系之内。2012年印发的《促进就业规划（2011—2015年）》强调要健全劳动关系协调机制，提高农民工劳动合同签订率。2020年印发的《关于进一步推动返乡入乡创业工作的意见》强调要“建立返乡入乡创业企业用工需求信息采集制度，提供信息发布、用工指导等服务”。在服务范围方面，这一时期的公共就业服务覆盖范围进一步扩大，农民在家乡创业和妇女闲暇时在家庭从事手工业等灵活就业形态均被纳入了公共就业服务体系支持范围。2016年中央“一号文件”提出要“设立农村妇女就业创业基金，加大妇女小额担保贷款实施力度，加强妇女技能培训，支持农村妇女发展家庭手工业”，“开展农村贫困家庭子女免费接受职业培训行动”。2019年印发的《关于促进小农户和现代农业发展有机衔接的意见》提出“支持小农户结合自身优势和特长在农村创业创新”。二是政策目标群体进一步扩大，从最初的服务进城农民工逐渐转变为服务全体农村人口。在这一阶段，伴随着相关

政策体系的完善，政策目标群体也迅速扩大，农村劳动力人口、不在劳动力人口范围之内的家庭妇女以及未升学的初高中毕业生均被纳入进公共就业服务体系的支持范围。政策目标群体的扩大在很大程度上为每个人都拥有广泛平等的机会奠定了基础，代表着社会的进步。三是在政策构建理念方面，更加注重引导服务质量建设。均等化、标准化、专业化、终身化、精细化等现代公共服务建设理念均在相关政策文本中有所体现。比如，2013年印发的《中共中央关于全面深化改革若干重大问题的决定》提出了就业培训“终身”服务理念；2015年印发的《国务院关于进一步做好新形势下就业创业工作的意见》则提出“提高服务均等化、标准化和专业化水平”的建设目标；2017年印发的《国务院关于做好当前和今后一段时期就业创业工作的意见》提出就业“精细服务”概念。这些文件标志着农民公共就业服务政策的关注焦点已经开始从“量”转变为“质”，更加注重服务质量建设。四是政策价值取向更加注重公共性，公平、包容性、精准性和有效性等公共价值理念成为了新阶段农民公共就业服务政策的主导价值取向。比如，2019年印发的《国务院关于进一步做好稳就业工作的意见》就明确规定“劳动年龄内、有劳动能力、有就业要求、处于失业状态的城乡劳动者可在常住地进行失业登记，申请享受基本公共就业服务”，很好地体现了公平、包容性等公共价值取向。公平、包容性、精准性和有效性等公共价值理念超越了简单的城乡平等思想，国家更加注重从服务效果的角度和农民全面发展的高度来理解公共就业服务的功能和作用。公共就业服务的普惠性增强，提升公共就业服务质量正式成为国家政策关注的焦点。

表4 城乡一体化建设时期关于农民公共就业服务的主要政策表述（2008年以后）

政策	主要政策表述	政策目标	目标群体	权利授予和意义	价值取向
2008年中央“一号文件”	要通过非农就业增收，提高乡镇企业、家庭工业和乡村旅游发展水平，增强县域经济发展活力，改善农民工进城就业和返乡创业环境。	通过非农就业增加农民收入	全体农民	首次提出服务于农民工返乡创业	包容性
2008年《国务院关于做好促进就业工作的通知》	县级以上人民政府要建立健全公共就业服务体系，规范公共就业服务机构，明确服务职责和范围……	健全公共就业服务体系	全体劳动	明确强调县级以上政府的公共就业服务责任。	有效性
2010年中央“一号文件”	建立覆盖城乡的公共就业服务体系……完善促进创业带动就业的政策措施，将农民工返乡创业和农民就地就近创业纳入政策扶持范围。	建立覆盖城乡的公共就业服务体系	全体农村劳动	首次提出建立覆盖城乡的公共就业服务体系和把农民就地就近就业纳入服务体系。	包容性
2012年《国务院关于批转促进就业规划（2011—2015年）的通知》	覆盖城乡的公共就业和人才服务体系进一步健全，全部街道、乡镇和城市95%以上的社区设立基层劳动就业服务平台。	推动公共就业服务下沉	全体劳动	推进基层公共就业服务平台建设	有效性

(续表 4)

2013 年《中共中央关于全面深化改革若干重大问题的决定》	完善城乡均等的公共就业创业服务体系, 构建劳动者终身职业培训体系。	完善公共就业服务体系	城乡劳动者	首次明确城乡均等的价值取向和终身培训理念	平等
2016 年中央“一号文件”	加大对农村灵活就业、新就业形态的支持。鼓励各地设立农村妇女就业创业基金, 加大妇女小额担保贷款实施力度, 加强妇女技能培训, 支持农村妇女发展家庭手工业。实施新生代农民工职业技能提升计划, 开展农村贫困家庭子女、未升学初高中毕业生、农民工、退役军人免费接受职业培训行动。	完善公共就业服务体系	城乡劳动者	首次提出支持农村灵活就业、新就业形态和农村妇女就业	包容性、精准性
2015 年《国务院关于进一步做好新形势下就业创业工作的意见》	健全覆盖城乡的公共就业创业服务体系, 提高服务均等化、标准化和专业化水平。	完善公共就业服务体系	城乡劳动者	提出服务均等化、标准化和专业化水平的建设目标	效率以及平等
2017 年《国务院关于做好当前和今后一段时期就业创业工作的意见》	着力推进公共就业创业服务专业化, 合理布局服务网点, 完善服务功能, 细化服务标准和流程, 增强主动服务、精细服务意识。	完善公共就业服务体系	城乡劳动者	首次明确提出在就业领域实施“精细服务”理念	精准性、效率
2018 年中央一“号文件”	健全覆盖城乡的公共就业服务体系, 大规模开展职业技能培训, 促进农民工多渠道转移就业, 提高就业质量。	提高农民就业质量	城乡劳动者	首次提出提高农民工就业质量问题	有效性
2019 年《关于促进小农户和现代农业发展有机衔接的意见》	鼓励有条件的地方……支持小农户结合自身优势和特长在农村创业创新。	扩大公共就业服务范围	小农户	明确提出“鼓励小农户创业就业”	包容性

(二) 新中国成立以来农民公共就业服务政策演变的总体趋势变化

从农民公共就业服务政策演变历程来看, 与基于社会学习的注意力分配理论逻辑相契合, 也与从城乡二元分化到城乡一体化发展的城乡关系演变趋势相适应, 中央决策者关于农民就业服务的政策注意力分配发生了明显的转移, 使得农民公共就业服务政策供给实现了“从无到有”, 再“从有到优”的转变, 并呈现出政策目标日趋科学化、政策确立的服务价值取向日趋合理化、政策确立的服务理念日趋成熟和政策构建的服务体系日趋完善等趋势变化。

1. 政策目标日趋科学化

政策制定者对政策活动结果的意图、设想都凝结在政策目标指向之中(朱侃、郭小聪, 2019), 政策目标在很大程度上决定了政策成败。所以, 评价政策好坏的标准之一就是政策目标的科学化水平, 尤其是体现为作为公共政策直接作用对象的公共政策目标群体的受益范围(王春城, 2018)。也正因为如此, Bovens and Hart (1995) 认为实质性政策失败(Substantive failure)往往发生在政策设计“厚此薄彼”, 不能很好地兼顾不同合法利益相关者(legitimate stakeholders)的价值、利益和诉求的情况下。国家农民公共就业服务政策的目标从初始禁止或限制农民进城就业, 逐步转变为有序引导农民进城务

工经商，再到通过城镇公共就业服务体系吸纳以进城农民工和被征地农民为代表的部分农村劳动力，到最后致力于建立健全覆盖城乡公共就业服务体系，为全体农民提供就业服务。这一演变过程中，越来越多的群体从中受益，政策目标的普惠性和政策科学化水平都日益提高。

2. 政策确立的服务价值取向日趋合理化

政策的价值取向在公共服务领域主要体现为政策所确立的公共服务价值取向。从国家农民就业服务政策来看，相关政策规定体现的价值取向从最初的维护社会稳定，逐步转变为对以平等为核心的民主价值的追求，最后又转变为对平等、正义、包容性和有效性等多元公共价值的追求。相应地，国家政策文本中的农村劳动力定位也发生了明显的转变，从最初定位于“盲流”转变为“可开发的劳动力资源”，最后转变为“与城市居民享有平等权利的服务对象”。

3. 政策确立的服务理念日趋成熟

政策确立的服务理念指的是政策文本所确立的公共就业服务体系完善的重点内容和主要发展方向。综合前述分析，相关中央政策文件不仅强调增加农民公共就业服务供给的规模和数量，就业服务质量建设也日益引起中央决策者的关注。标准化、专业化、均等化和精细化等有助于提高农民公共就业服务质量的改革创新理念在中央政策文本中出现的频率不断提高，标志着政策确立的服务理念日趋成熟。

4. 政策构建的服务体系日臻完善

通过公共政策构建完善的公共就业服务体系，是在公共行政实践中不断完善和优化公共就业服务体系的“行动指南”和“规划蓝图”，进而直接决定着公共就业服务供给质量和服务接受者的获得感和满意度。相关政策构建的农民公共就业服务体系日臻完善，具体表现在三个方面：第一，在纵向服务供给维度上，服务责任主体逐渐向基层倾斜，形成了自上而下、贯通基层的就业服务体系；第二，在横向服务供给维度上，农民公共就业服务功能不断扩展，从最初的职业培训、职业介绍，扩展到包含劳动者权益保障、弱势群体就业援助、创业服务等的全面服务供给；第三，服务目标群体逐步扩大，从最初服务进城农民工逐步扩展为服务全体农村劳动者，失地农民、返乡农民工、农村妇女、小农户、灵活就业者等群体均逐步被纳入到农民公共就业服务政策支持体系范围之内。

四、未来农村就业服务政策演变的趋势展望

与信息相比，注意力才是政策制定中更为关键的稀缺资源（Simon, 1997）。从1984年中央“一号文件”允许试点地区农民到集镇就业和落户，到2003年印发的《国务院办公厅关于做好农民进城务工就业管理和服务工作的通知》提出做好进城农民工就业服务与管理，再到2008年以后农民公共就业服务政策密集出台的历时演进过程充分说明：作为解决“三农”问题的关键抓手，农民就业服务问题已经成功地吸引和唤起了中央决策者的注意力，并持续地固定了中央决策者的注意力。政策注意力的固定是进行持久政策行动的前提和基础。也正因为如此，新中国成立以来农民公共就业服务政策演变经历了“从无到有”，再到“从有到优”的积极演进过程。但受到资源约束、中央决策者个体有限理性等条件限制，现有农民公共就业服务政策尚不能完全适应新时代农民对美好生活之向往，尤其是不能完全适应农民高质量充分就业之需要。

公共就业服务政策既要在就业优先战略下考虑农民高质量充分就业之需求，关注效率、有效性、精准性等商业服务价值，也要从民生和人的全面发展高度出发，关注社会包容、公平、正义等公共价值取向，兼顾不同类型就业群体的多样化需要，致力于构建一个更加包容、更加平等、更加精准和更加有效的公共就业服务体系，以满足农民对“找到一份好工作”的向往和期待。

（一）引导优化服务目标，兼顾高质量就业与充分就业需求

每个劳动者的就业需求都是动态发展的，他们对高质量就业的追求始终如一。公共就业服务供给和国家相关政策设计必须回应这些动态需求。20世纪80年代以来，农民逐渐改变了“以土为业”的传统观念，要求实现更为充分的就业（李沛瑶，1997）。而伴随着经济社会的发展和个人生活水平的提高，农民对就业有了更高的期望，尤其是新生代农民工。他们成长于改革开放以后的市场经济环境下，生活起点更高，对自身生活和就业均有着不同于其父辈的新期望——他们不仅期望获得充分的就业机会，还对高质量就业有着更高的期盼。但由于多种复杂因素影响，这些更高的期盼尚未得到很好的满足。纵观以往农民公共就业服务政策规定，已有公共就业服务政策目标主要在于扩大服务覆盖面，促进农民充分就业，而对农民就业质量提升问题的关注相对不足。有鉴于此，未来的公共就业服务政策及其服务实践要立足于满足农民美好生活之向往，着力提高农民素质，创造良好的制度、人文和发展环境，从整体上提高农民就业质量。

（二）引导重塑服务价值取向，满足农民全面发展需要

当前，国家政策早已不再简单地把农村劳动力看作是可供开发利用的劳动力资源，而是将其定位于享有广泛权利的公共就业服务对象，并开始从人的全面发展高度来认识为农民提供公共就业服务的意义。但总体来看，当前农民公共就业服务政策设计尚不能完全满足农民全面发展的需要，需要进一步完善相关政策设计。人的全面发展包括劳动活动、需要和能力、社会关系、社会交往、素质和个性等多方面的自由全面发展（吴向东，2005），其要求公共就业服务机构要以满足服务对象的多层次需要为根本，提供人性化的就业服务。

一方面，公共就业服务政策要引导就业服务机构全面协调处理好农村就业人口的社会保障、劳动关系协调、劳动权益保护工作，推动农民全面发展，帮助农民尽可能“找到一份好工作”，而不能满足于“找一份工作”。另一方面，公共就业服务政策要更加关注公平、正义、包容性等公共价值，强化对就业特殊困难群体的就业支持。作为弥补市场私营服务不足和体现政府责任担当的公共事业，公共就业服务理应秉承公平、正义、包容性等公共价值理念，重点关注就业特殊困难群体的发展，而无需过多地关注在劳动力市场上有竞争力的群体。就业困难群体的困境往往与大龄、残疾、性别歧视等生理因素相关，也与贫困问题纠缠在一起，难以通过一般的人力资本开发途径或通过提供就业信息服务加以解决。正如福利经济学创始人庇古（2014）所言，“那些已经过了壮年很久的年老男人或女人是不能教一个新产业的。许多伤残人士和遭受到意外事故或患有慢性脑力或体力疾病的人们亦是如此。……对他们或多或少的持续性帮助，或是任何情况下经常性的帮助都是完全有必要的”。基于此，农民公共就业服务政策要引导公共就业服务机构更加关注残疾人、妇女、大龄农村劳动人口的就业，为其提供人性化的就业服务，尤其是要立足于这些就业困难群体的特殊处境，引导公共就业服务机构为其提供

力所能及的就业岗位，让他们在工作中感觉到自身存在的社会价值，更好地融入社会，而不能简单地进行标准化的人力资源开发，避免损害服务接受者的尊严。

（三）引导创新服务理念，主动提供前瞻性、精准化的有效服务

现有公共就业服务政策更多是一种被动回应式的政策革新。与之相对应，实践中的公共就业服务也多为程序化的、被动式的服务供给，缺乏主动性、前瞻性和精准化的服务供给，其有效性令人生疑。如有研究者就指出，政府无论在帮助失业者实现再就业方面，还是为他们提供社会救助方面都面临着瞄准困难、救助效率低的难题（吴要武、陈梦孜，2018）。有鉴于此，公共就业服务机构要充分利用以大数据、人工智能为代表的智能化技术，精准识别服务对象及其特殊需求，针对不同来源、不同性别、不同年龄段、不同人生规划的农民采取差异化的精准服务措施，以提高公共就业服务的有效性，切实满足农民高质量充分就业之需要。同时，国家产业结构调整升级对就业技能属性提出了更高的要求，技术进步也促使就业形态向智能化方向发展（赖德胜等，2019），这对就业技能和就业质量偏低的农村劳动人口的就业和农民公共就业服务的有效供给带来了新的挑战。以职业技能培训为代表的公共就业服务供给要谨防服务内容老化，充分考虑产业结构升级和就业环境变化带来的挑战，提供前瞻性的就业服务。

（四）引导扩展服务功能，重点强化对灵活就业群体的支持

相较于城市就业人口，灵活就业人员在农村就业人口中占据着更高的比例。当前，中央决策者已经注意到了形式多样的灵活就业形态对农民就业的重要意义。国务院在2019年发布了《关于进一步做好稳就业工作的意见》，明确提出要“研究完善支持灵活就业的政策措施”。但政策构建领域和绝大部分地区的公共就业服务实践都缺乏明确的、完善的法律法规和系统性政策措施，支持农民灵活就业。未来的农民公共就业服务政策设计，既要进一步强化相关法律法规设计，重点加强对灵活就业群体的就业权益保障，又要明确公共就业服务机构的服务职责，督促其积极主动出击，精准服务灵活就业群体。同时，“互联网+”新经济新业态带来灵活就业形式的新变化，进而对劳动者权益、劳动关系协调、就业服务和管理等方面提出新挑战。国家政策构建要及时识别、确认新灵活就业形态，引导公共就业服务机构加强对灵活就业新形态的支持。

参考文献

- 1.阿瑟·塞西尔·庇古，2014:《论失业问题》，包玉香译，北京：商务印书馆。
- 2.布赖恩·琼斯，2010:《再思民主政治中的决策制定：注意力、选择与公共政策》，李丹阳译，北京：北京大学出版社。
- 3.蔡昉、都阳、杨开忠，2019:《新中国城镇化发展70年》，北京：人民出版社。
- 4.赖德胜、李长安、张琪，2019:《中国就业70年：1949—2019》，北京：中国社会保障出版社。
- 5.王美艳，2005:《城市劳动力市场上的就业机会与工资差异——外来劳动力就业与报酬研究》，《中国社会科学》第5期。
- 6.李沛瑶，1997:《正确分析中国农村就业形势，加强对农村就业工作的指导》，载劳动部、农业部、国务院发展研

- 究中心中国农村劳动力开发就业试点项目工作小组（编）《中国农村劳动力开发就业启示录》，北京：中国劳动出版社。
- 7.练宏，2020：“专栏导语：中国政府行为的注意力分配研究何以有特色？”，《公共行政评论》第1期。
- 8.刘海莺、林木西，2010：“公共就业服务述评：由2010年诺贝尔经济学奖生发”，《改革》第12期。
- 9.孔祥智、张效榕，2018：“从城乡一体化到乡村振兴——十八大以来中国城乡关系演变的路径及发展趋势”，《教学与研究》第8期。
- 10.蒲晓红、鲁宁宁、李军，2015：“提升我国农业转移人口就业质量的途径——基于公共就业服务视角”，《上海行政学院学报》第5期。
- 11.王春城，2018：“政策精准性与精准性政策——‘精准时代’的一个重要公共政策走向”，《中国行政管理》第1期。
- 12.吴向东，2005：“论马克思人的全面发展理论”，《马克思主义研究》第1期。
- 13.吴要武、陈梦孜，2018：“当经济下行碰头就业压力——对中国城乡劳动力市场状况的分析”，《劳动经济研究》第3期。
- 14.折晓叶、艾云，2014：“城乡关系演变的制度逻辑和实践过程”，北京：中国社会科学出版社。
- 15.王郁昭、邓鸿勋，1999：“农民就业与中国现代化：中国农村劳动力资源开发研究的十年”，成都：四川人民出版社。
- 16.郑功成、黄黎若莲，2007：“中国农民工与社会保护”，北京：人民出版社。
- 17.《中国农民工战略问题研究》课题组、韩俊、汪志洪、崔传义、金三林、秦中春、李青，2009：“中国农民工现状及其发展趋势总报告”，《改革》第2期。
- 18.朱侃、郭小聪，2019：“公共就业政策范式变迁及其逻辑研究”，《求实》第5期。
- 19.朱侃、郭小聪、孙枭坤，2020：“公共就业政策的变革与驱动机制”，《上海行政学院学报》第1期。
- 20.Bovens, M., and P. Hart, 1995, "Frame Multiplicity and Policy Fiascoes: Limits to Explanation", *Knowledge and Policy*, 8(4): 61–82.
- 21.Dunn, W. N., 2018, *Public Policy Analysis : An Integrated Approach*(6th ed.), New York : Routledge.
- 22..Hall, P. A., 1993, "Policy Paradigms, Social Learning, and the State: The Case of Economic Policymaking in Britain", *Comparative Politics*, 25(3): 275-296.
- 23.Heclo, H., 1974, *Modern Social Politics in Britain and Sweden: From Relief to Income Maintenance*, New Haven and London: Yale University Press.
- 24.Häge, F. M., 2016, "Political Attention in the Council of the EuropeanUnion: A New Dataset of Working Party Meetings, 1995–2014", *European Union Politics*, 17(4):683–703.
25. King, D., and R. Hansen, 1999, "Experts at Work: State Autonomy, Social Learning and Eugenic Sterilization in 1930s Britain", *British Journal of Political Science*, 29(1):77-107.
26. May, P.J., 1992, "Policy Learning and Failure", *Journal of Public Policy*, 12(4):331-354.
- 27.Ocasio ,W., 1997, "Towards an Attention-Based View of the Firm", *Strategic Management Journal*, 18(S1):187-206.
- 28.Simon,H.A., 1997, *Administrative Behavior: A Study of Decision -Making Processes in Administrative Organizations*(4th

Ed.), New York : The Free Press.

(作者单位: ¹湘潭大学公共管理学院;
²武汉大学政治与公共管理学院)
(责任编辑: 光 明)

The Evolution Logic, Trends and Prospects of Chinese Farmers' Public Employment Services Policies Since 1949

XIE Qiushan CHEN Shixiang

Abstract: Based on a four-dimensional analysis framework of “objective”, “target group”, “rights granting and significance” as well as “value orientation”, this article systematically analyzes the evolution of public employment services policies in rural China since 1949. The findings suggest that, farmers’ public employment services policies have gradually improved along with the transformation process starting from scratch, which seems in line with the theoretical logic of attention allocation on the basis of social learning, and also in line with the evolution trend of urban-rural relationship from separation to integration. Specifically, the evolution process of public employment services policies includes three stages, namely, a stage without public employment services for farmers, a stage of services provision in urban areas, and a stage of construction of services provision system covering both urban and rural areas. Meanwhile, the evolution process shows that the characteristics of policy objectives have become increasingly scientific, the service value orientation of policy establishment has become increasingly rational, the service concept of policy establishment has become gradually mature, and the service system of policy construction has been increasingly improved. To satisfy the need of farmers’ high-quality and full employment, the design of public employment services policies should further guide the employment services objectives, reshape the service value orientation, innovate the service concepts, expand the service functions, and strive to further promote the transformation of public employment services policies for farmers in China.

Keywords: Public Employment Service; Quality of Employment; Rural Migrant Worker; Displaced Farmer; Social Learning; Attention Allocation

工程确权能否推动小型农田水利设施的善治* ——基于河南省调查数据的多期双重差分检验

秦国庆¹ 杜宝瑞² 贾小虎³ 马恒运³

摘要：产权制度改革是破解小型农田水利设施“组织难、投入难、管理难”的可行理论方案，但其实践效果仍有待检验。本文使用河南省219宗小型农田水利设施的4期非平衡面板数据，基于多期双重差分法分析了工程确权对小型农田水利设施治理绩效的影响。研究结果表明：工程确权对小型农田水利设施治理绩效具有显著而稳健的促进作用，即使排除了“试点效应”的干扰，这一实证结果依旧显著成立；工程确权对小型农田水利设施治理绩效的促进作用依设施类型、产权配置形式、管护责任归属、制裁机制、激励传导机制的差异而存在异质性；“工程确权-要素投入水平-治理绩效”的作用路径未通过显著性检验，但“工程确权-要素配置效率-治理绩效”的作用路径通过了显著性检验。

关键词：小型农田水利设施 工程确权 治理绩效 多期双重差分

中图分类号：F323 文献标识码：A

一、问题的提出

中国是世界上遭受农业灾害冲击最严重的国家之一。2015—2019年，平均每年约有13%的农作物播种面积受到各类灾害的影响^①。其中，干旱和洪涝是冲击程度最大的两类灾害，两者不仅降低了农户收入，还威胁着农村秩序稳定与国家粮食安全。作为农村地区最重要的生产性公共池塘资源之一，小型农田水利设施（下文简称“小农水”）具有抗旱排涝的基础功能，在抵御旱涝灾害方面发挥着极其重要的作用，是提升村庄社区韧性与灾害应急能力的重要物质基础，是实现乡村振兴的重要物质保障（柴盈、曾云敏，2020）。然而，公共池塘资源“弱排他性”和“竞用性”的特征使其容易面临“公地悲剧”困境。在某种程度上，中国的小农水治理现状印证了以上论断。“两工制”^②取消后，田间地头的末级

* 本文系2020—2021年度“清华农村研究博士论文奖学金”项目（项目编号：202012）与国家自然科学基金青年科学基金项目“农户分化、规则变迁与农田灌溉系统管护绩效研究”（项目编号：72003056）的阶段性成果。本文通讯作者：贾小虎。

^① 国家统计局农村社会经济调查司（编）：《中国农村统计年鉴》（2016—2020年，历年），北京：中国统计出版社。

^② “两工制”是一种要求村民无偿为村庄公益事业提供劳务的用工制度，具体分为“义务工”和“劳动积累工”。

渠井工程处于治理真空地带，长期面临运行低效问题，骨干农田水利工程向斗渠农渠输水的“最后一公里”问题普遍存在（王亚华等，2016）。与此同时，农户在基层自治过程中缺乏主体意识，对农田灌溉等公共事务往往采取观望态度。这导致下沉的国家资源无法得到有效承接，乡村社会形成了“项目持续输入，治理持续低效”的内卷化格局（陈锋，2015）。

为推动小农水良性运行，国家先后推行了用水户协会改革和农田水利设施产权制度改革。然而，用水户协会改革在实际运行中出现了“水土不服”现象，改革效果低于预期（王亚华，2013）。学界对这一结果进行了深刻反思，认为多数用水户协会并不具备与其组织架构相契合的经济基础，其从建立开始便缺乏激励机制，既不能培育自主治理力量，也无法有效增进农户福祉（王金霞等，2005；贾俊雪、秦聪，2019）。那么，能够孕育善治的改革措施究竟该遵循怎样的底层逻辑？农田水利设施产权制度改革正是对此问题的探索性回应。从公共事物治理的八项原则来看，“清晰的边界”是首要原则。界定公共池塘资源的边界和用户范围是集体行动产生的初始条件，模糊的边界使个体无法确定“治理什么”和“为谁治理”两个最基本的问题。当资源随时可被身份不明的“外来者”占用时，就不会有用户为资源的存续治理付诸长期努力，故所有人都会看低资源在未来时期的贴现价值，选择在当下进行耗竭式的提取。在此意义上，明晰的工程产权是小农水实现善治的基本条件，多数用水户协会失败的根源在于其治理成果可随时被村内非协会成员提取。从契约理论来看，小农水的所有权往往默认属于集体经济组织或地方水管单位，但剩余控制权缺乏明确配置，各种或然状态下的权责归属也因此模糊不清。税费改革前，“三提五统”实际上将小农水的剩余控制权赋予了村集体或乡镇政府，故农村集体经济组织和地方水管单位具有履行治理责任的激励性动机。税费改革后，小农水的剩余控制权逐渐下沉至分散的村民小组成员，但并没有法律表述对其所有权做出明确规定。在公有制思想的指导下，集体经济组织和地方水管单位仍被默认为多数设施的所有者，村民小组成员则在设施的占有、处分、使用方面获得默示授权。然而，在劳动力外流、成员分化等因素的冲击下，村民小组的缔约能力日渐式微，无力对下沉的剩余控制权进行内部再分配，这使得小组成员间无法形成跨期互惠承诺，导致了集体无作为的局面。在此意义上，明晰的产权制度安排是重要性不亚于实体工程设施的制度资源，用水户协会能否超越村民小组成为更优的治理组织，关键在于其制定和执行契约的能力是否更强。

尽管产权明晰的重要性已被诸多理论反复强调，但批评的声音也从未间断。再精确的抽象模型也无法刻画现实世界的全貌，没有哪种特定的产权制度安排能够成为驱动公共事务善治的“万灵药”（Ostrom，2007）。首先，一项由外部权威设计的产权制度能否被当事人理解是无法回避的基本问题（Kassa，2018）。其次，权责清晰是产权发挥激励作用的必要条件而非充分条件，如果侵占违约行为缺乏制裁，那么实质性的产权激励将无法形成。再次，小农水的盈利能力十分有限，产权改革的激励效应可能并不具备充足的吸引力（宋洪远、吴仲斌，2009）。最后，对于公益性较强的一类小农水而言，法定所有权的最小承接单元只能是组织而非个人，这是公有制经济不可动摇的基本原则。然而，现实中最基本的治理单元是农户而非组织，这要求产权激励必须经组织传导至个人。因此，缺乏激励传导机制的产权安排将无法释放权能，也无法推动合作秩序的自发拓展。综上而言，产权制度改革是破解小农水治理困境的可行理论方案，但其实施需解决诸多现实问题。20世纪90年代以来，中国多

省份围绕《水利产业政策》进行了小农水产权改革探索，在一定程度上促进了部分工程的良性运行，积累了一定的宝贵经验，但权责边界不清晰的问题并没有得到普遍解决。2014年，水利部、财政部、国家发展和改革委员会联合印发的《关于开展农田水利设施产权制度改革和创新运行管护机制试点工作的通知》再度将明晰产权的任务列入日程，并将鼓励创新作为首要原则，相关确权工作以“以点带面”的方式在全国范围内陆续推进。那么，以工程确权为代表的产权制度改革是否推动了小农水的善治？本文试图基于河南省219宗小农水的治理历程调查数据回答以上问题。

二、文献回顾与研究假说

（一）小农水的概念演化

小农水指以农业增产为目的的小型水利工程设施，包括小型蓄水工程、渠首工程、小型输水配水工程和田间灌溉工程。它通过灌排设施的协同运作对农田墒情进行干预，为农作物创造良好的生长条件，增强作物种植者抵御水旱灾害的能力，平抑农业产出的波动性，为国民经济的稳定运行创造基础条件。小农水是一类小规模公共池塘资源（common pool resources），因同时面临设施供给和制度供给的双重困境，而被认为是公共池塘资源的“标本”（Ostrom, 1990），其地位类似于生物学研究中的“果蝇”（柴盈、曾云敏，2020）。在以往的认知视角下，小农水属于封闭性公共池塘资源，其一般在互动频率较高的熟人社会中进行分配，且资源本身的重要作用能够唤起使用者强烈的情感共鸣（袁方成、靳永广，2020）。换言之，乡村社会在小农水治理方面达成了心理契约，并就其权责边界形成了隐性共识。然而，当前农村正由熟人社会向半熟人社会转变，农户生计策略愈发多元，小农水在维持生计方面的作用难以再引发情感共鸣（贺雪峰，2000；秦国庆等，2019）。在某种程度上，小农水正在由封闭性向开放性公共池塘资源演化，这种演化使产权模糊的弊端日益显现。在封闭情形下，用户占有、使用资源的合法性来源于“劳动原则”和“公有制原则”。前者认为用户的劳动构成了资源系统的一部分，用户有权支配自己的劳动成果；后者强调资源系统理应为用户群体提供共同发展的机会，用户有权使用资源发展自我。两类原则在一定程度上构成了一种模糊性产权，且这种模糊性产权的清晰运作高度依赖于集体重复博弈所形成的关系契约。在开放情形下，集体原本在同质化农业生产基础上形成的互动博弈场域逐渐瓦解，成员利益异化使集体关系产生张力，并带来诸多不确定性，产权明晰的重要性日益凸显。

（二）小农水善治的内涵

善治（good governance）是使社会利益最大化的治理过程，它旨在凝聚多元主体的力量，推动个体与组织的合作，最终实现公共事务的长效治理（俞可平，2001）。从理念落脚点来看，善治强调“长效”治理，即有效性和可持续性两大目标。其中，有效性目标意在整合多元主体的优势资源，以较低的成本实现高效的治理；可持续性目标意在推动多元主体形成良性互动格局，实现治理成果的自我巩固。那么，何种治理绩效才能表征小农水的善治？学界对此问题的认识经历了一个不断修正和完善的过程。最早的农田水利工程治理绩效研究强调设施功能，多关注灌溉利用率、水资源配置均匀度、设施应用效率等工程技术指标。随后的研究开始关注作物产出，即灌溉系统是否为农作物生长创造了足

够适宜的条件，集中表现为输水、排水的及时性与可靠性（Burt et al., 1997）。受现代治理观点影响，越来越多的研究将“人本”型指标纳入灌溉系统治理绩效的测度考量之中，比如水资源分配、设施占用的公平性（Bos et al., 2005）。更确切地说，学界愈发认识到，提高灌溉系统治理绩效不仅是工程技术问题，更是公共管理问题。不仅要考虑设施本身的功能与作物生长的需求，更需要考虑使用者的整体福利以及系统可持续运营所依赖的制度规则。在此层面上，小农水的定义已超越实体设施的范畴，运行制度等非实体要素也被囊括其中。正如 Ostrom (1990) 指出的那样，设施供给的缺失是一阶困境，制度供给的缺失是二阶困境。在一定程度上，制度供给是更为棘手的难题，是制约公共池塘资源长效治理的根本症结。针对已有研究的不足，王亚华（2013）从小农水的产品属性出发，引入了更符合善治目标的绩效评价方案。这一方案延承了 Lam (1998) 的思路，从“供给”和“占用”两大维度评价小农水的治理绩效，其核心理念在于：治理手段对资源系统固有缺陷的克服程度就是治理绩效的体现。基于此理解，供给绩效实际上衡量了治理手段对小农水弱排他性缺陷的克服程度，占用绩效则衡量了治理手段对小农水竟用性缺陷的克服程度。前者反映了小农水的供给有效性，后者反映了小农水的运行存续性，两者分别对应善治的有效性和可持续性目标。与已有研究相比，王亚华（2013）的测度方案不仅具备更成熟的理论框架，还与中国小农水治理面临的“合作供给缺失”、“占用提取无序”等问题深度契合，目前已在国内得到广泛应用（柴盈、曾云敏，2020）。

（三）工程确权对小农水治理绩效的影响

相当多的理论研究认为“公地悲剧”是公共池塘资源难以规避的结果。从现实来看，地下水、公共渔场、小农水等公共池塘资源或多或少面临着过度使用的危机。学界对此类危机进行了大量理论演绎，提出了“国家”和“市场”两类解决方案。但实际上，两类思路的实践都未能达到预期效果（张克中，2009）。Ostrom (1990) 通过大量案例研究发现，小农水等小规模公共池塘资源通过“自组织”实现了长效治理，并由此提出了公共事务长期存续治理的八项原则，打破了“国家”和“市场”的二分法，证明了自主治理（self-governance）的有效性。虽然“国家”、“市场”和“自组织”方案最大的分野在于产权配置思路的不同，但三者实际上均承认了产权明晰的重要性，均认为明确的所有制关系是资源可持续产出的前提。因此，在产权激励的原理层面，三类方案遵循相同的底层逻辑，厘清此逻辑是分析三类方案产权激励异质性的基础。理论上，小农水治理绩效的变化可认为是一种要素投入水平和要素配置效率的变动过程。其中，供给绩效强调这一过程的演进方向，主要表征要素存量聚散及配置效率升降所带来的直接后果，旨在衡量善治理念中有效性目标的实现程度；占用绩效强调这一过程的持续性，主要表征要素存量及配置效率变化的惯性，旨在衡量善治理念中可持续性目标的实现程度。因此，工程确权通过影响当事主体行为进而影响小农水治理绩效的“激励-反应-绩效”逻辑可以从“要素投入水平”和“要素配置效率”两个视角梳理。

依据社会生态系统框架（social-ecological system, SES）的构件特征，小农水治理所需的要素可分为制度、物质和人力（Ostrom, 2009）。对于制度要素而言，小农水治理系统包含 7 类具体的运行规则，分别为边界规则、位置规则、选择规则、信息规则、范围规则、聚合规则和偿付规则，7 类规则相互啮合而非独立运行，其分别从使用边界、监督制裁、用水分配、信息披露、提取限度、冲突解决、

费用摊派等方面规定了用户的行为 (Ostrom and Basurto, 2011)。其中, 清晰的边界规则被认为是其他规则制定和运行的基础, 它减小了其他 6 类规则在制定与实施过程中所面临的资源界定成本和用户识别成本, 既为其他规则的供给创造了先决条件, 也提高了已有规则的实施效率, 促进了制度生态的完善与高效运转, 推动了资源系统的长效运行 (Crawford and Ostrom, 1995)。以上分析表明, 工程确权通过提升当事主体的制度供给水平与实施效率, 提升了小农水的治理绩效。

对于物质要素而言, 小农水的实体工程是资金和设施有序叠加的结果。明晰的产权能够将外部经济内在化, 它为“搭便车”行为的识别与排除提供了依据和凭证, 抑制了投资回报和设施功能的外溢, 减少了当事主体的无效成本, 稳定了当事主体的利润预期, 形成了一种可信的跨期承诺, 进而激励了当事主体的资金设施投入行为 (Ostrom, 1990)。此外, 明晰的产权减少了物质要素流动的不确定性, 提升了工程资产的可流转性, 降低了当事主体参与治理的交易成本, 为物质要素的优化配置提供了保障, 减小了资金设施闲置的可能性 (德姆塞茨, 1994)。以上分析表明, 工程确权通过提升当事主体的资金设施投入水平与利用效率, 提升了小农水的治理绩效。

对于人力要素而言, 小农水治理的计划、组织、监督、协调、建设等环节均需要配置一定的劳动力资源, 其既包括单纯意义上的体力支出, 也包含决策力、执行力、注意力、知识才能、企业家精神等的付出 (Tang, 1992)。劳动是人格的产物, 每个人都有支配和发展自身人格的天然动机, 明晰的产权实际是对当事主体人格的尊重和劳动的肯定, 它保护了当事主体发展自我的动机, 提高了当事主体付出劳动的努力程度 (洛克, 1996), 即有恒产者有恒心。此外, 合作治理是一个当事主体互相委托代理的过程, 明晰的产权降低了“委托-代理”过程中潜在的权责模糊性 (刘铁军, 2007), 减少了由此引起的决策负担, 提高了不同主体间人力资源的配合效率, 以及同一主体各类人力资源的衔接效率。以上分析表明, 工程确权通过提升当事主体的人力资源投入水平与配置效率, 提升了小农水的治理绩效。基于以上分析, 本文提出以下研究假说:

假说 1: 工程确权通过提升当事主体的要素投入水平, 进而提升小农水治理绩效。

假说 2: 工程确权通过提高当事主体的要素配置效率, 进而提升小农水治理绩效。

三、数据说明与典型事实分析

(一) 数据说明

本文研究数据来源于课题组 2017 年 6 月和 2019 年 10 月在河南省滑县、中牟县、内乡县、固始县开展的追踪调查, 两次调查不仅对当年的相关信息进行记录, 还分别追溯记录了 2016 年和 2018 年的对应信息。选取河南省作为调查省份主要有三方面原因。第一, 河南省既是产粮大省, 也是小农水建设大省, 还是小农水老化毁损的重灾区。2018 年河南省在小型水利建设方面的投资总额高达 273.7226 亿元, 位居全国第六。与此同时, 2018 年河南省因工程老化折损而减少的灌溉面积高达 14080 公顷, 位居全国第一^①。第二, 河南省既包含豫中、豫北小麦种植区, 也包含豫南水稻种植区, 既有丘陵山

^① 中华人民共和国水利部 (编): 《中国水利统计年鉴》(2019 年), 北京: 中国水利水电出版社。

地，也有平原地区，多元的作物种植体系与多样化的地形条件使其小农水类型十分丰富。第三，课题组长期在河南省进行小农水专项调查，具备良好的前期调查基础，便于追踪调查的开展。调查抽样的基本思路如下：首先，在综合考虑农业经济结构和发展水平的基础上，从豫中、豫北小麦种植区和豫南水稻种植区共选取4个农业大县；其次，从各地灌区沿线选取2~3个小农水分布密集的乡镇，从每个乡镇选取20~30个小农水工程点；最后，在每宗小农水所在行政村选取一名村干部进行面对面的问卷访谈。问卷内容除了包含小农水的确权年份、基本类型、产权配置、管护责任划分、制裁机制、激励传导机制、治理绩效等信息，还包含工程所在村庄的耕地面积、自然村个数、户数、外出务工人员比例、经济发展水平、和睦程度等基本信息。调查共涵盖261宗小农水，在排除异常值和缺失值之后，最终形成了219宗小农水的4期非平衡面板数据，样本有效率为83.91%。

表1 小农水调查样本的基本特征

分类依据	类别	比例	分类依据	类别	比例
工程类型	水库塘坝	9.58%	功能定位	抗旱灌溉为主	93.61%
	机井与提灌站	49.32%		防洪除涝为主	3.65%
	水渠	41.10%		综合型	2.74%
主体工程 修建时间	家庭联产承包责任制实施之前	52.97%	有效灌溉 面积覆盖 范围	0.1万亩以下	13.70%
	家庭联产承包责任制实施之后至 农村税费改革前	18.72%		0.1~0.5万亩	77.17%
	农村税费改革后	28.31%		0.5~1万亩	6.39%
				1万亩以上	2.74%

表1显示了219宗小农水调查样本的基本特征。从工程类型来看，水库塘坝、机井及提灌站、水渠三大类工程所占比例分别为9.58%、49.32%和41.10%；从修建时间来看，52.97%的小农水主体工程修建于家庭联产承包责任制实施之前，18.72%的主体工程修建于家庭联产承包责任制实施之后至农村税费改革前，28.31%的主体工程修建于农村税费改革后；在功能定位方面，93.61%的工程以抗旱灌溉为主，3.65%的工程以防洪除涝为主，2.74%的工程发挥了抗旱除涝的综合功能；就灌溉面积而言，有效灌溉面积在0.1万亩以下的工程占比13.70%，有效灌溉面积在0.1~0.5万亩的工程占比77.17%，有效灌溉面积在0.5~1万亩的工程占比6.39%，有效灌溉面积在1万亩以上的工程占比2.74%。

（二）典型事实分析

依据调查数据，本文进一步归纳出小农水工程确权的一些典型事实。

1. 确权工程数量与类型。2016至2019年，被追踪调查的219宗小农水中共有71宗进行了工程确权，有148宗未进行工程确权。确权工作形式多样，既有以专项改革形式开展的，也有被并入农业水价综合改革、集体产权制度改革协同开展的。从时间上看，确权工程数量在2016至2018年呈现明显的上升趋势，2019年稍有回落。此外，在处理组中，水库塘坝、机井及提灌站、水渠三大类工程所占比例分别为7.04%、46.48%、46.48%。

2. 产权配置形式与管护责任归属。在完成确权的工程中，76.06%的工程被界定为集体所有，且所有权和经营权未分离；9.86%的工程被界定为地方水管单位所有，村集体负责经营；5.63%的工程被界

定为集体所有，且两权分离，私人可承包经营；此外，还有 5.63% 的工程被界定为混合所有，集体和私人混合经营，比如机井被界定为私人所有，但机井房、提灌设备、计量控制设备为集体或联户所有，只有私人和集体配合经营，设施才能发挥功能；也有 2.82% 的工程被界定为集体所有，但工程系统的一部分可由私人承包经营，比如水库的水面经营权可承包给私人从事农家乐、承包给企业开发旅游业等。此外，85.92% 的工程由农村集体经济组织作为管护责任主体，7.04% 的工程由私人经营者作为管护主体，5.63% 的工程由地方政府委托专人管护，1.41% 的工程由集体和私人合作管护。

3. 制裁机制与激励传导机制。在完成确权的工程中，67.61% 的工程依靠村庄内部的非正式规范对侵权占用行为进行制裁，主要形式为道德谴责、文明公约等；32.39% 的工程依靠地方政府或村集体制定的正式规章制度对侵权占用行为进行制裁。此外，78.87% 的工程依靠村庄内部的非正式规范将集体产权激励传导至个体农户，主要形式为集体分配惯例；21.13% 的工程通过股权量化实现产权激励传导。

表 2 小农水工程确权的典型特征

分类依据	类别	比例
确权年份分布	2016 年	7.04%
	2017 年	23.94%
	2018 年	36.62%
	2019 年	32.39%
确权工程类型分布	水库塘坝	7.04%
	机井与提灌站	46.48%
	水渠	46.48%
产权配置形式分布	集体所有并经营	76.06%
	水管单位所有+集体经营	9.86%
	集体所有+私人经营	5.63%
	集体所有+部分私人经营	2.82%
	混合所有经营	5.63%
管护责任归属分布	政府委托专人管护	5.63%
	私人经营者管护	7.04%
	村集体管护	85.92%
	村集体和私人经营者合作管护	1.41%
制裁机制类型分布	非正式规范	67.61%
	正式规章制度	32.39%
激励传导机制类型分布	非正式规范	78.87%
	股权量化	21.13%

4. 确权前后的治理绩效变动特征。图 1 显示了确权工程与未确权工程的治理绩效差异，以及确权工程在确权前后的治理绩效变化（指标描述及测度见下文），可以发现以下特征：在确权前，确权工程与未确权工程的供给绩效和占用绩效差异并不明显。在确权后，确权工程的 6 项具体指标得分均有所提升。其中，设施完好程度、新增设施规模、用水纠纷事件、私自偷水事件 4 项得分的提升最为明显。

整体而言，确权工程的供给绩效和占用绩效在确权后明显改善。

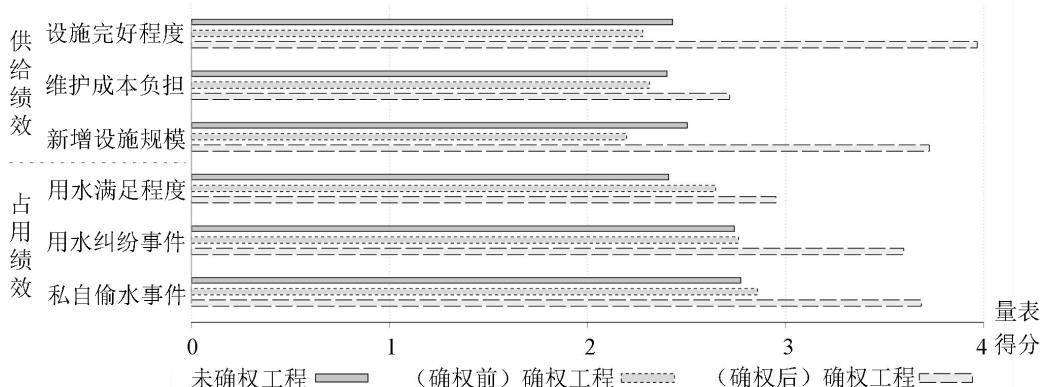


图1 处理组与对照组的治理绩效差异

四、变量说明与模型设定

（一）变量说明

1. 因变量：治理绩效。本文根据公共池塘资源“弱排他性”和“竟用性”的特征，结合善治的有效性和可持续性目标对小农水治理绩效进行维度界定。小农水的“弱排他性”特征容易催生“搭便车”行为，并带来成本外溢，降低当事主体进行供给的收益预期，进而导致低效供给，故本文选取设施完好程度 ($integrity_{it}$)、维护成本负担 ($burden_{it}$)、新增设施规模 ($newfaci_{it}$) 3个指标衡量小农水的供给绩效。三者分别从质量、成本和数量层面表征了小农水的供给特征，反映了治理主体对小农水供给困境的克服程度，以及善治有效性目标的实现程度。小农水的“竟用性”特征容易催生“公地悲剧”现象，造成耗竭式的“占用竞赛”，降低设施资源在未来时期的贴现价值，进而导致当下时期的过度占用，故本文选取用水满足程度 ($satisfy_{it}$)、用水纠纷事件 ($dispute_{it}$)、私自偷水事件 ($steal_{it}$) 衡量小农水的占用绩效。三者分别从可使用量、使用矛盾和非法侵占层面表征了小农水的占用特征，反映了治理主体对小农水占用困境的克服程度，以及善治可持续性目标的实现程度。为便于实证分析，本文通过因子分析法对以上 6 个具体指标进行降维，采用方差最大正交旋转法提取“供给因子”和“占用因子”^①，并使用两个因子的 Bartlett 标准化得分来度量整体层面的供给绩效 ($supply_{it}$) 和占用绩效 ($occupy_{it}$)^②。最后，按照方差贡献率对供给绩效和占用绩效进行加权平均，以计算总体治理绩效 ($performance_{it}$)。

2. 核心自变量：工程确权。本文将符合以下任一条件的小农水归为处理组 ($treat_i$)：第一，在调查年间，小农水具有政府部门颁发的工程产权证书，包括所有权证书（比如所有权登记证、不动产权

^① 将前 3 个指标载荷度较高的因子命名为“供给因子”，将后 3 个指标载荷度较高的因子命名为“占用因子”。

^② 两个因子的累计方差贡献率为 96.36%。其中，“供给因子”的方差贡献率为 41.44%，“占用因子”的方差贡献率为 54.92%，6 个指标的 KMO 均值为 0.7738。

证书等)、经营权证书或具有类似性质的工程移交协议书、使用协议书;第二,在调查年间,小农水虽然没有对应的工程产权证书,但其产权归属已由政府部门进行登记造册和备案。除此之外,本文还设置了小农水进入处理组的时间虚拟变量 $post_{it}$,其取值为 1 意味着第 i 宗小农水在第 t 年处于已确权状态, $treat_i \times post_{it}$ 即为本文的核心自变量。

3.控制变量。借鉴已有研究(王亚华、汪训佑,2014;何凌霄等,2017;苏毅清等,2020),本文控制了小农水所在村庄耕地面积($landarea_i$)、地形($landform_i$)、自然村个数($villagenum_i$)、是否为试点($pilot_i$)4个非时变性控制变量(X_i)。借鉴已有研究(高瑞等,2016;舒全峰等,2018;张志原等,2019),本文还控制了小农水所在村庄农户户数($popu_{it}$)、受灾情况($disa_{it}$)、经济发展水平(eco_{it})、年度灌溉次数($irritime_{it}$)、外出务工人员占比($worker_{it}$)、和睦程度($harmony_{it}$)、是否有专业协会($asso_{it}$)、是否被派驻“第一书记”($firsecre_{it}$)8个时变性控制变量(X_{it})。

4.用于异质性分析的变量。已有研究表明,小农水的管护效果可能依设施类型、产权配置、管护责任归属、制裁机制、激励传导机制的不同而存在差异(宋洪远、吴仲斌,2009;刘辉、周长艳,2018),因此本文进一步引入设施类型($facitpe_i$)、产权配置形式($righttype_{it}$)、管护责任归属($mantype_{it}$)、制裁机制($santype_{it}$)、激励传导机制($incentype_{it}$)5个变量用于异质性分析。其中, $facitpe_i$ 将同时作为控制变量加入基准模型,其余4个变量刻画了工程确权的异质性特征,在本质上均为核心自变量 $treat_i \times post_{it}$ 的线性组合,作为控制变量加入基准模型将导致完全共线性问题。

5.用于机制检验的变量。为了检验假说1,分别选取工程管护制度($institution_{it}$)、工程年度投资总额($investment_{it}$)、工程投劳参与比例($labor_{it}$)3个变量衡量小农水对应的制度要素、物质要素与人力要素投入水平,三者将同时作为控制变量加入基准模型。为了检验假说2,必须先计算出制度、物质与人力要素的配置效率,现有研究常用边际产出价值或要素配置扭曲指数来反映要素配置效率。但在现实中,当事主体对小农水的要素投入选择并非是一个孤立理性决策过程,而同时涉及到小农水与其他项目的权衡。这意味着只有获知不同项目间的产出替代弹性,才能从一般均衡视角计算边际产出价值或要素配置扭曲指数。然而,现阶段尚未有研究结合中国情境对小农水与其他项目间的产出替代弹性进行定量测度。为此,本文参照张宁等(2012)的测度方法,使用技术效率反映3类要素的总体配置效率,构建随机前沿生产模型如下所示^①:

^① 对随机前沿生产模型进行设定检验,检验结果在 1% 的统计水平上拒绝了 $\beta_{11} = \beta_{22} = \beta_{33} = \beta_{12} = \beta_{13} = \beta_{23} = 0$ 的原假说,这意味着(1)式是比 C-D 生产函数更优的模型设定;对随机前沿生产模型进行希克斯中性检验,检验结果在 5% 的统计水平上拒绝了 $\beta_{14} = \beta_{24} = \beta_{34} = 0$ 的原假说,这意味着 3 类要素配置效率随时间 t 的变化幅度并不相同。

$$\begin{aligned}
\ln(performance_{it} + c) = & \alpha_0 + \alpha_1 \ln(institution_{it} + 1) + \alpha_2 \ln investment_{it} + \alpha_3 \ln labor_{it} \\
& + \alpha_4 t + 0.5\beta_{11} \ln(institution_{it} + 1)^2 + 0.5\beta_{22} \ln investment_{it}^2 \\
& + 0.5\beta_{33} \ln labor_{it}^2 + 0.5\beta_{44} t^2 + \beta_{12} \ln(institution_{it} + 1) \ln investment_{it} \\
& + \beta_{13} \ln(institution_{it} + 1) \ln labor_{it} + \beta_{23} \ln investment_{it} \ln labor_{it} \\
& + \beta_{14} \ln(institution_{it} + 1)t + \beta_{24} \ln investment_{it} t \\
& + \beta_{34} \ln labor_{it} t + \nu_i + (\nu_{it} - \mu_{it})
\end{aligned} \quad (1)$$

(1) 式中, 由于总体治理绩效 $performance_{it}$ 存在小于 0 的取值, 故使用常数值 c 对其进行修正^①; 同理, 由于 $institution_{it}$ 的最小值为 0, 故加上常数值 1 对其进行修正; ν_i 为设施固定效应, 以 LSDV 方式加入, 当观测值属于第 i 宗小农水时, 其取值为 1; $\nu_{it} - \mu_{it}$ 为混合误差项, 其中, ν_{it} 为统计误差项, 服从正态分布, μ_{it} 为技术无效率造成的绩效损失, 服从非负截断正态分布。制度要素、物质要素与人力要素的总体配置效率 (te_{it}) 测算公式如下:

$$te_{it} = \frac{E(performance_{it} + c | \mu_{it}, institution_{it}, investment_{it}, labor_{it}, t, \nu_i)}{E(performance_{it} + c | \mu_{it} = 0, institution_{it}, investment_{it}, labor_{it}, t, \nu_i)} = \exp(-\mu_{it}) \quad (2)$$

(2) 式中, te_{it} 表示实际治理绩效与前沿面绩效的比例, 取值介于 0 到 1 之间。由 (2) 式可知, te_{it} 是 μ_{it} 的非线性变换, 而 μ_{it} 在本质上是 $performance_{it}$ 的一部分, 所以 te_{it} 虽然间接地衡量了总体要素配置效率, 但其本身在某种程度上是 $performance_{it}$ 的直接构成部分, 而非影响因素, 且 te_{it} 有较大可能性为内生变量, 故 te_{it} 并不适合作为控制变量加入基准模型。

以上所有变量的具体说明及描述性统计见表 3。

表 3 变量说明与描述性统计

变量	变量说明	均值	标准差
原始绩效指标			
<i>integrity</i>	小农水的设施完好程度: 毁损极为严重=1; 毁损较为严重=2; 正常折旧破损=3; 设施比较完好=4; 设施几近完好=5	2.6967	1.1998
<i>burden</i>	小农水的维护成本负担: 维护负担很重=1; 维护负担较重=2; 维护收支平衡=3; 维护负担较轻=4; 维护负担很轻=5	2.4439	1.1420
<i>newfaci</i>	小农水新增设施规模: 没有任何新建或翻新=1; 新建或翻新数量小于毁损废弃量=2; 新建或翻新数量与毁损废弃量相当=3; 新建或翻新数量略多于毁损废弃量=4; 新建或翻新数量远多于毁损废弃量=5	2.6730	1.2848
<i>satisfy</i>	小农水的输水和排涝能力: 从未满足生产需求=1; 经常无法满足生产需求=2; 偶尔无法满足生产需求=3; 日常使用基本满足生产需求=4; 旺季使用基本满足生产需求=5	2.5719	1.0636
<i>burden</i>	用水纠纷事件的发生频率: 非常频繁=1; 经常发生=2; 偶尔发生=3; 极少发生=4; 从未发生=5	2.9147	1.2282

^① $c = 1 - \min(performance_{it})$ 。

(续表3)

<i>steal</i>	私自扒渠引水、放泵抽水事件的发生频率: 非常频繁=1; 经常发生=2; 偶尔发生=3; 极少发生=4; 从未发生=5	2.9731	1.1723
因变量			
<i>supply</i>	“供给因子”的 Bartlett 标准化得分	0.0000	1.1116
<i>occupy</i>	“占用因子”的 Bartlett 标准化得分	0.0000	1.1092
<i>performance</i>	“供给因子”和“占用因子”按方差贡献率进行加权平均的取值	0.0000	0.7598
控制变量			
<i>landarea</i>	小农水所在村庄的耕地面积 (千亩)	3.6188	3.1152
<i>landform</i>	小农水所在村庄的地形: 低山丘陵=1; 平原=0	0.0379	0.1911
<i>villagenum</i>	小农水所在村庄的自然村个数 (个)	4.4755	4.3563
<i>pilot</i>	小农水所在村镇是否为地方政府认定的工程确权试点地区: 是=1; 否=0	0.1991	0.3996
<i>popu</i>	小农水所在村庄农户数 (千户)	0.8234	0.4579
<i>disa</i>	小农水所在村庄近一年发生旱涝灾害的次数 (次)	1.6919	0.5722
<i>eco</i>	小农水所在村庄相较周边地区的经济发展水平: 差很多=1; 相对较差=2; 一般水平=3; 相对较好=4; 好很多=5	3.3649	1.2608
<i>irritime</i>	小农水近一年进行大规模排灌的次数 (次)	1.6066	1.0607
<i>worker</i>	小农水所在村庄外出务工人员比例 (%)	37.3697	19.6811
<i>harmony</i>	小农水所在村庄农户间的和睦程度: 非常紧张=1; 比较紧张=2; 一般水平=3; 比较和谐=4; 非常和谐=5	3.1374	1.3716
<i>asso</i>	小农水所在村庄是否有专业协会或合作社组织: 是=1; 否=0	0.0506	0.2193
<i>firsecre</i>	小农水所在村庄是否被派驻“第一书记”: 是=1; 否=0	0.3981	0.4899
异质性分析变量			
<i>facitype</i>	小农水类型: 水库塘坝=I; 机井与提灌站=II; 水渠=III	—	—
<i>righttype</i>	小农水产权配置形式: 集体所有并经营=I; 地方水管单位所有+集体经营=II; 集体所有+私人经营=III; 集体所有+部分私人经营=IV; 部分集体所有+部分私人所有+混合经营=V	—	—
<i>mantype</i>	小农水确权后的管护责任主体: 政府委托专人管护=I; 私人经营者管护=II; 农村集体经济组织或村委会管护=III; 集体和私人合作管护=IV	—	—
<i>santype</i>	小农水确权后的制裁机制: 主要依据道德谴责、文明公约等非正式规范=I; 主要依据地方政府或村集体制定的正式规章制度=II	—	—
<i>incentype</i>	小农水确权后的激励传导机制: 集体分配习惯等非正式规范=I; 股权量化=II	—	—
机制检验变量			
<i>institution</i>	小农水所在村庄近一年确立边界、位置、选择、信息、范围、聚合、偿付等相关治水规定的项数 (项)	0.4313	0.7305
<i>investment</i>	近一年小农水的建管筹资总额 (万元)	1.1597	0.4752
<i>labor</i>	村庄近一年参与小农水建管投劳的农户比例: 一成左右=1; 两成左右=2; 三成左右=3; 四成左右=4; 五成左右=5; 六成左右=6; 七成左右=7; 八成左右=8; 九成左右=9; 几乎全员=10	2.7852	1.9780

(续表3)

te	随机前沿生产模型估计出的制度、物质、人力要素总体配置效率 (%)	90.3327	1.2077
----	----------------------------------	---------	--------

注：为节省篇幅，此处未展示处理组与对照组，以及处理组在工程确权前后各变量的差异。包含组间差异与处理组确权前后差异的描述性统计结果可在 https://github.com/QGQ931001/cn_rural_eco 下载。

(二) 多期 DID 模型设定

由表 2 可知，处理组的工程确权年份并不一致，因此，本文将采用多期双重差分法 (time-varying difference-in-differences, TV-DID)，将工程确权视为准自然实验，构建如下基准模型：

$$performance_{it} = \alpha + \beta treat_i \times post_{it} + X_i \gamma + X_{it} \rho + \nu_i + \nu_t + \varepsilon_{it} \quad (3)$$

(3) 式为考虑了设施固定效应 ν_i ^① 和年份固定效应 ν_t 的 TV-DID 模型。其中， i 为设施编号， t 为年份编号； $performance_{it}$ 为总体治理绩效； $treat_i$ 为标记处理组的虚拟变量，若第 i 宗小农水进行了确权，则取值为 1； $post_{it}$ 为标记处理效应时期的虚拟变量，若 t 大于等于第 i 宗小农水的确权年份，则取值为 1； X_i ^② 和 X_{it} 分别为不随时间和随时间变化的控制变量向量组；系数 β 代表工程确权的治理绩效改进效应。通常情况下，TV-DID 模型还应单独控制 $treat_i$ 和 $post_{it}$ ，但本文采用 LSDV 法控制 ν_i 和 ν_t ，而 $treat_i$ 是部分 ν_i 的线性组合， $post_{it}$ 是部分 ν_t 的线性组合，加入 $treat_i$ 和 $post_{it}$ 将导致共线性问题。

五、实证结果分析

(一) 多期 DID 的估计结果

根据公式 (3) 进行估计，回归结果如表 4 所示。表 4 的 (1) 列、(3) 列、(5) 列分别汇报了以供给绩效、占用绩效、总体绩效为因变量的估计结果。结果显示，工程确权显著提升了小农水的治理绩效。从表 4 的 (2) 列、(4) 列、(6) 列可知，在加入控制变量之后，工程确权的治理绩效促进效应依然显著，这意味着基准模型估计结果比较稳健。以上结果表明，工程确权确实能够形成充分的产权激励，进而提高小农水治理绩效。这再次印证了“清晰的边界”原则对于小农水等公共池塘资源长期存续治理的重要性 (Ostrom, 1990)，其潜在作用机制正如前文所言：明晰的产权制度安排能够提升当事主体制度、物质、人力要素的投入水平与配置效率，促进治理资源的吸纳，推动治理工具的高效运转，进而优化小农水的供给水平与占用秩序。

表 4

多期 DID 的估计结果

	多期 DID 的估计结果					
	供给绩效		占用绩效		总体绩效	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
$treat \times post$	1.5225*** (0.1699)	1.3923*** (0.1960)	0.7118*** (0.1294)	0.6229*** (0.1398)	1.0218*** (0.0862)	0.9191*** (0.0955)
X_i 、 X_{it}	否	是	否	是	否	是
ν_i 、 ν_t	是	是	是	是	是	是

^① 由于不同的“小农水”可能同属一个村庄，所以“小农水”的设施固定效应比村庄固定效应包含更多信息。

^② 采用组内估计量将无法估计非时变性控制变量 X_i 的回归系数，故本文采取 LSDV 法估计基准回归模型。

(续表 4)

样本数	633	633	633	633	633	633
adj-R ²	0.32	0.38	0.65	0.69	0.73	0.75

注：模型估计采用 LSDV 法控制设施固定效应 ν_i 和年份固定效应 ν_t ，下同；括号内为稳健标准误，下同；*、** 和***分别代表在 10%、5%、1% 的水平显著，下同；为节省篇幅，此处未展示控制变量回归结果，完整回归结果可在 https://github.com/QGQ931001/cn_rural_eco 下载，下同。

(二) 多期 DID 估计的有效性分析

1. 平行趋势检验。使用多期 DID 的一个重要前提是，在干预事件发生前，处理组与对照组的变化趋势应基本一致。由图 1 可知，在工程确权前，处理组与对照组的治理绩效较为接近，但其时间变动趋势并未在图 1 中体现。为此，本文借鉴 Beck et al. (2010) 的做法，对工程确权的动态效应进行分析，进而检验处理组和对照组在工程确权之前是否满足平行趋势。具体而言，构建如下动态回归方程：

$$performance_{it} = \alpha + \sum_{k=-2}^3 \delta_k dright_{i,t+k} + X_i \gamma + X_{it} \rho + \nu_i + \nu_t + \varepsilon_{it} \quad (4)$$

(4) 式中， $dright_{i,t+k}$ 是一个虚拟变量，若第 i 宗小农水在 $t+k$ 时期进行了工程确权，则取值为 1。由表 2 可知，2016 至 2019 年间均有小农水进行工程确权，因此 k 可以取 $[-3, 3]$ 之间的所有整数， $dright_{i,t+k}$ 共对应 7 个虚拟变量，但所有 $dright_{i,t+k}$ 变量的线性组合与设施固定效应 ν_i 具有较强的共线性，故删除 $k = -3$ 情形下的虚拟变量 $dright_{i,t+k}$ 以避免共线性问题^①。由图 2 (a)、(b)、(c) 可知，无论基于供给绩效、占用绩效视角，还是基于总体绩效视角，工程确权前 $dright_{i,t+k}$ 的回归系数值均不显著，而工程确权后 $dright_{i,t+k}$ 的回归系数显著上升。也就是说，处理组和对照组治理绩效在工程确权前具备平行趋势，而工程确权后处理组治理绩效获得了显著增长。这表明，TV-DID 模型可以较好地对工程确权与小农水治理绩效之间的因果关系进行推断识别。

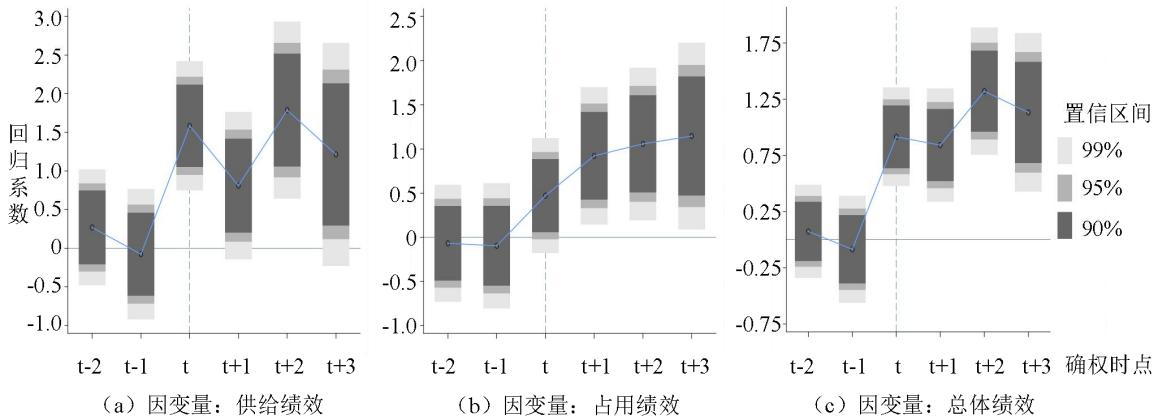


图 2 平行趋势检验

2. 安慰剂检验。导致基准模型回归结果产生偏误的另一潜在原因是遗漏了“设施-时间”层面的变

^① 仅需删除 7 个虚拟变量中的任意一个即可。

量, 这些变量无法作为固定效应控制, 且可能与核心自变量 $treat_i \times post_{it}$ 存在相关性。因此本文参照沈坤荣、金刚 (2018) 的做法, 采用 bootstrap 法从 219 宗小农水中随机抽取 71 宗作为 “伪处理组”, 将剩余样本作为 “伪对照组”, 并重复以上过程形成 500 组随机样本。由于 “伪处理组” 是随机产生的, 所以基于随机样本进行 TV-DID 估计所得到的 $treat_i \times post_{it}$ 系数应分布于 0 附近, 且真实样本系数估计值应偏离于随机样本系数估计值的主要分布范围, 否则可认为基准模型设定存在遗漏变量偏误。图 3 汇报了 500 组随机样本的 $treat_i \times post_{it}$ 系数估计值概率密度分布。由图 3 (a)、(b)、(c) 可知, 无论以供给绩效和占用绩效为因变量, 还是以总体治理绩效为因变量, 随机样本回归系数均分布于 0 附近, 且竖虚线所代表的真实样本系数估计值偏离于随机样本系数估计值的主要分布范围。这表明, 基准模型的估计结果并未因遗漏变量而产生严重的偏误。

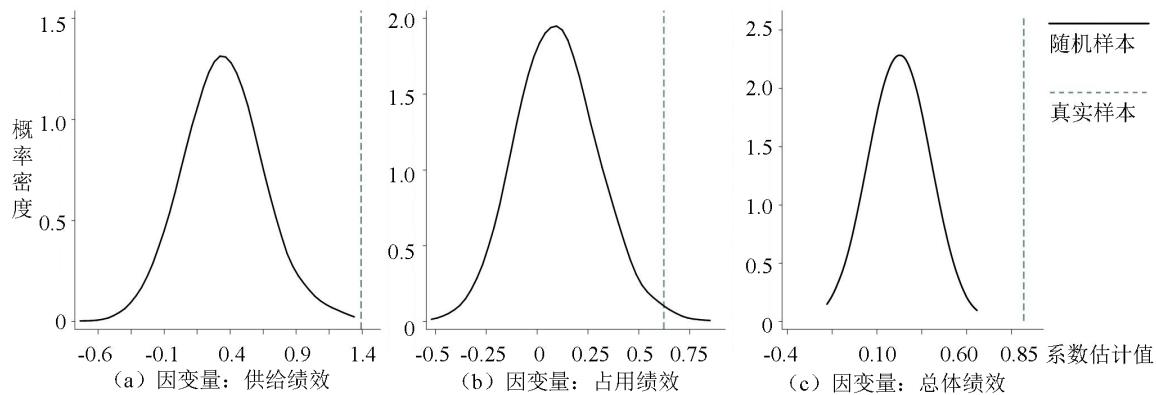


图 3 安慰剂检验

3. 稳健性检验。由图 1 可知, 工程确权前, 处理组与对照组的 6 项治理绩效指标得分虽然接近, 但处理组的供给绩效在整体上略低于对照组, 而占用绩效则略高于对照组。与此同时, 由图 3 (b) 可知, $treat_i \times post_{it}$ 对占用绩效的真实回归系数虽然偏离于随机样本系数估计值的主要分布范围, 但偏离幅度较小。这表明, 处理组可能本身就具有更高的占用绩效, 即小农水进入处理组的过程可能是非随机的, 比如相关部门在小农水运行相对有序的地区率先开展了确权工作。为此, 本文将采用倾向得分匹配法 (propensity score matching, PSM) 消除非随机确权造成的估计偏误, 并在此基础上再次使用 TV-DID 模型对工程确权的治理绩效促进效应进行因果识别, 回归结果如表 5 所示。由表 5 可知, 使用 PSM 法删除共同支撑域之外的样本后, $treat_i \times post_{it}$ 的系数估计值依然显著为正。这表明, 工程确权对小农水治理绩效的促进效应是相当稳健的。

表 5

PSM+TV-DID 的估计结果

	供给绩效	占用绩效	总体绩效
	(1)	(2)	(3)
$treat \times post$	1.4033*** (0.1998)	0.6396*** (0.1411)	0.9328*** (0.0967)
X_i 、 X_{it} 、 v_i 、 v_t	是	是	是

(续表 5)

样本数	623	623	623
adj-R ²	0.38	0.69	0.75

注：PSM 采用一对一近邻匹配。

4.排除“试点效应”干扰。“政策试点”是中国公共政策实践过程中所特有的一种创新机制。但有研究表明，在压力体制下，地方政府倾向于选取容易成功的“点”进行试验，这意味着试点地区的成功经验实际上是“政策效应”和“试点效应”的总和 (Yackee and Palus, 2010)。在本文处理组中，有 36 宗小农水所在村镇为工程确权试点地区，其他 35 宗小农水的确权工作则是在政策扩散过程中开展的。因此，工程确权对小农水治理绩效的促进效应极有可能混淆了“试点效应”。为此，本文进一步采用多期三重差分法 (time-varying difference-in-difference-in-differences, TV-DDD) 排除“试点效应”造成的混淆，构建如下三重差分模型：

$$performance_{it} = \alpha + \beta treat_i \times post_{it} + \beta_1 treat_i \times post_{it} \times pilot_i + X_i \gamma + X_{it} \rho + \nu_i + \nu_t + \varepsilon_{it} \quad (5)$$

(5) 式中， $pilot_i$ 为标记“试点”的虚拟变量，若第 i 宗小农水所在村镇为工程确权试点地区，则取值为 1； β 为处理组对应的工程确权效应， β_1 为试点地区小农水对应的工程确权效应。通常情况下，TV-DDD 模型还应控制交互项 $treat_i \times pilot_i$ 和 $post_{it} \times pilot_i$ ，但在本文情形中， $treat_i \times pilot_i$ 和 $pilot_i$ 是等价的， $post_{it} \times pilot_i$ 和 $treat_i \times post_{it} \times pilot_i$ 是等价的，为避免完全共线性，忽略两项交互项。由表 6 可知，即使排除了“试点效应”的干扰，工程确权依旧显著提升了小农水的供给绩效、占用绩效与总体治理绩效，但那些处于试点地区的小农水在工程确权后获得了更多的供给绩效提升。

表 6 控制“试点效应”的 TV-DDD 检验

	供给绩效	占用绩效	总体绩效
	(1)	(2)	(3)
$treat \times post$	1.0382*** (0.2312)	0.6289*** (0.1674)	0.7756*** (0.1127)
$treat \times post \times pilot$	0.6691** (0.3275)	-0.0162 (0.2561)	0.2684 (0.1691)
X_i 、 X_{it} 、 ν_i 、 ν_t	是	是	是
样本数	633	633	633
adj-R ²	0.38	0.68	0.75

(三) 异质性分析

1.对不同类型设施作用的异质性。已有研究认为不同类型小农水具有不同的产权成本结构^①，而产权成本结构的差异性影响着工程确权的激励作用 (宋洪远、吴仲斌, 2009)。因此，本部分进一步分析工程确权对不同设施治理绩效的作用异质性，回归结果如表 7 所示。由表 7 可知，工程确权对机井与提灌站供给绩效的促进作用较强，对水渠占用绩效的促进作用较强，对水库塘坝总体治理绩效的促进效应相对较弱。其主要原因可能在于，机井与提灌站的核心设备为水泵，不仅维护购入成本相对较小，也更容易通过设置井房围墙、上锁配电箱等手段实现“排他”，故工程确权形成更多的设施供给激励。

^① “小农水”的产权成本可划分为购入成本、建设成本、或有成本、交易成本、机会成本 5 类。

水渠设施在整体上不易快速折旧，常见毁损多为局部塌方淤塞、土方流失、渠道断裂，其带来的不利影响通常在上下游、左右岸、不同村民小组之间分布不均，而这一特征极易产生纠纷事件，增加治理交易成本^①。因此，水渠毁损修缮的最大掣肘往往在于权责纠纷以及由此引起的消极互惠，而工程确权厘清了权责归属，在一定程度上减少了纠纷事件，降低了治理交易成本，在更大程度上改善了水渠的占用绩效。综合来看，水库塘坝的产权成本较为高昂，这使其工程确权的激励作用不及其他两类设施。

表 7 对不同类型设施作用的异质性分析

	供给绩效	占用绩效	总体绩效
	(1)	(2)	(3)
$treat \times post \times facilityI$	1.3156*** (0.4029)	0.4495 (0.2849)	0.7921*** (0.2009)
$treat \times post \times facilityII$	1.4666*** (0.2254)	0.5460*** (0.1720)	0.9076*** (0.1072)
$treat \times post \times facilityIII$	1.3204** (0.2513)	0.7536*** (0.1549)	0.9610*** (0.1220)
X_i 、 X_{it} 、 v_i 、 v_t	是	是	是
样本数	633	633	633
adj-R ²	0.38	0.69	0.75

注： $facilityI$ 为标记水库塘坝的哑变量， $facilityII$ 为标记机井与提灌站的哑变量， $facilityIII$ 为标记水渠的哑变量。

2. 不同产权配置的异质性分析。如何对公共池塘资源的产权进行最优配置历来是一个极具争议的学术问题。Ostrom (1990; 2009) 认为这一问题并没有标准答案，但存在八项基本原则。如果将公共事务治理过程中的合作行为看作一种关联交易，那么八项原则可认为是科斯第二定理在公共事务治理领域的推论。这一推论所要表达的核心理念在于，复杂社会生态系统的治理面临结构各异的交易成本，不同产权配置方案在特定情形下均可能是有效的。因此，本部分进一步分析不同产权配置的作用异质性，回归结果如表 8 所示。由表 8 可知，若小农水的产权配置形式为“地方水管单位所有+集体经营”、“集体所有+私人经营”、“集体所有+部分私人经营”或“部分集体所有+部分私人所有+混合经营”，则工程确权对其供给绩效、占用绩效以及总体治理绩效均具有较强的促进作用；若小农水的产权配置形式为“集体所有并经营”，则工程确权对其各类治理绩效的促进作用较弱。以上结果表明，对于小农水而言，“两权分离”的产权配置形式优于“两权合一”。一般而言，所有权和经营权分离能够推动治理活动的专业化分工，实现治理资源的优化配置，但也会造成“代理成本”问题，即经营者为了一己之私而损害所有者的利益。那么，为何“两权分离”更倾向于提升小农水治理绩效？关键原因在于小农水的所有者往往能够以一个较低的成本对经营者进行约束和监督。小农水是一种回报周期较长、资产专用性较强的不动产，这种产品特征自带监督功能：无论集体之于个人，还是政府之于集体，两类主体间的“委托-代理”关系都不是一次性的，而是长期的，这意味着经营者会为了远期利益进行自我规范；与此同时，小农水用于其他用途的机会成本以及空间移动成本较大，这增加了经营者谋取私利

^① 水渠实体设施全天候暴露，末级水闸开放权限相对自由，覆盖用户众多，这进一步增加了归责难度。

的难度。综上，“两权分离”是“趋利避害”型的产权配置选择，故对应更高的治理绩效。

表8

不同产权配置的异质性分析

	供给绩效	占用绩效	总体绩效
	(1)	(2)	(3)
$treat \times post \times righttypeI$	0.6673 (0.6144)	0.4923* (0.2978)	0.5373*** (0.1561)
$treat \times post \times righttypeII$	1.4853*** (0.2220)	0.5927*** (0.1556)	0.9594*** (0.1093)
$treat \times post \times righttypeIII$	1.0790*** (0.2872)	0.6092*** (0.2167)	0.7907*** (0.1456)
$treat \times post \times righttypeIV$	1.5630*** (0.5737)	0.6547* (0.3492)	1.0716*** (0.2827)
$treat \times post \times righttypeV$	1.3763*** (0.3196)	0.6229** (0.2785)	0.9203*** (0.1743)
X_i 、 X_{it} 、 v_i 、 v_t	是	是	是
样本数	633	633	633
adj-R ²	0.38	0.68	0.75

注： $righttypeI$ 为标记“集体所有并经营”的哑变量； $righttypeII$ 为标记“地方水管单位所有+集体经营”的哑变量； $righttypeIII$ 为标记“集体所有+私人经营”的哑变量； $righttypeIV$ 为标记“集体所有+部分私人经营”的哑变量； $righttypeV$ 为标记“部分集体所有+部分私人所有+混合经营”的哑变量；仅 $treat \times post=1$ 时， $righttype$ 取 $righttypeI \sim righttypeV$ ，即 $treat \times post \times righttype=righttype$ ，故 $treat \times post \times righttype$ 的作用异质性实际就是 $righttype$ 的作用异质性。

3. 不同管护责任归属的异质性分析。相较于产权归属，小农水的管护责任归属可能是更具争议的现实问题。尽管“谁受益、谁管护”已经成为小农水管护责任归属的一项重要原则，但这一模糊原则的具体实施颇具难度。首先，小农水产权改革既存在直接受益者，也存在间接受益者。从远期贴现视角来看，间接受益者的获益空间可能不亚于直接受益者，在理论上更适合成为管护责任主体，但现实中的管护责任主体多为直接受益者（刘小勇等，2015）。其次，大部分小农水的管护责任主体是组织而非个人，即便工程产权明晰，管护责任在组织内部的落实仍是不清晰的，甚至是不可预见的。也就是说，管护契约大概率是一种不完全契约，多数情形下需经过事后谈判才能准确归责。因此，仅靠理论演绎无法判断不同类型管护责任归属孰优孰劣，有必要通过实证研究对不同管护责任归属的作用异质性加以分析。由表9可知，若小农水的管护模式为“私人经营者管护”、“农村集体经济组织或村委会管护”或“集体和私人合作管护”，则工程确权对其供给绩效具有较强的促进作用；若小农水的管护模式为“政府委托专人管护”，则工程确权对其占用绩效具有较强的促进作用；综合来看，若小农水的管护模式为“集体和私人合作管护”，则工程确权对其总体治理绩效的促进作用最强。以上结果表明，对于小农水而言，多元主体合作管护优于单一主体管护，这在一定程度上佐证了多中心治理（*polycentric governance*）的有效性。同时意味着，工程确权对小农水治理绩效的促进作用依赖于产权归属和责任归属的有机衔接，前者侧重分配激励，后者侧重释放激励。多中心型的责任归属方案不仅降低了全局性的激励失效风险，吸纳了各类主体的优势资源，还为不同主体提供了策略互动平台，有利于公私部门间的价值整合。

表9

不同管护责任归属的异质性分析

	供给绩效	占用绩效	总体绩效
	(1)	(2)	(3)
$treat \times post \times mantypeI$	0.9520*** (0.2928)	0.8977*** (0.1912)	0.8876*** (0.1387)
$treat \times post \times mantypeII$	1.6018*** (0.3139)	0.4796** (0.2328)	0.9272*** (0.1513)
$treat \times post \times mantypeIII$	1.5354*** (0.2316)	0.5080*** (0.1776)	0.9152*** (0.1209)
$treat \times post \times mantypeIV$	1.6158*** (0.3802)	0.5760 (0.3556)	0.9859*** (0.2185)
X_i 、 X_{it} 、 v_i 、 v_t	是	是	是
样本数	633	633	633
adj-R ²	0.39	0.69	0.75

注: $mantypeI$ 为标记“政府委托专人管护”的哑变量; $mantypeII$ 为标记“私人经营者管护”的哑变量; $mantypeIII$ 为标记“农村集体经济组织或村委会管护”的哑变量; $mantypeIV$ 为标记“集体和私人合作管护”的哑变量; 仅 $treat \times post=1$ 时, $mantype$ 取 $mantypeI \sim mantypeIV$, 即 $treat \times post \times mantype = mantype$, 故 $treat \times post \times mantype$ 的作用异质性实际就是 $mantype$ 的作用异质性。

4. 不同制裁机制的异质性分析。正如前文所言, 边界清晰是产权发挥激励作用的必要条件而非充分条件, 若侵权行为缺乏制裁, 那么实质性的产权激励将无法形成, 再明晰的产权制度安排也仅仅是名义上的边界划分。因此, 本部分进一步分析不同制裁机制的作用异质性, 回归结果如表 10 所示。由表 10 可知, 若小农水配套非正式制裁机制, 则工程确权对其供给绩效具有较强的促进作用; 若小农水配套正式制裁机制, 则工程确权对其占用绩效具有较强的促进作用; 综合而言, 无论配套非正式制裁机制, 还是正式制裁机制, 工程确权对小农水总体治理绩效的促进作用相近。以上结果意味着, 小农水产权保护应注重正式规则与非正式规范的协调融合, 诸如“训诉霸水坏渠者”、“私浇者公同议罚”的古代乡规民约根植于多数农户内心, 其不仅能够规范个体行为, 还为正式规则提供了合法性基础, 降低了正式规则的执行成本。

表10

不同制裁机制的异质性分析

	供给绩效	占用绩效	总体绩效
	(1)	(2)	(3)
$treat \times post \times santypeI$	1.4211*** (0.2076)	0.6027*** (0.1432)	0.9199*** (0.1071)
$treat \times post \times santypeII$	1.3223** (0.2851)	0.6719*** (0.2517)	0.9170*** (0.1277)
X_i 、 X_{it} 、 v_i 、 v_t	是	是	是
样本数	633	633	633
adj-R ²	0.38	0.69	0.75

注: $santypeI$ 为标记“非正式规范”的哑变量; $santypeII$ 为标记“正式规章制度”的哑变量; 仅 $treat \times post=1$ 时, $santype$ 取 $santypeI$ 或 $santypeII$, 即 $treat \times post \times santype = santype$, 故 $treat \times post \times santype$ 的作用异质性实际就是 $santype$ 的作用异质性。

5. 不同激励传导机制的异质性分析。无论在理念层面, 还是实施层面, 公有制均是小农水产权制

度改革不可逾越的红线。因此,如何将集体产权激励传导至个体成员可谓是小农水产权制度安排层面的“最后一公里”问题。在缺乏激励传导的情形下,即便小农水产权为集体所有,个体成员也更倾向于从“代理人”的角度参与治理,而有效的激励传导能够增强成员的产权获得感,实现其“委托人”和“代理人”身份统一,进而减少“委托-代理”过程中的监督成本与约束成本。基于以上分析,本部分进一步识别不同激励传导机制的作用异质性,回归结果如表 11 所示。由表 11 可知,相较于集体分配习惯等非正式规范,股权量化形式的激励传导机制能够进一步扩大工程确权的治理绩效促进效应。这意味着,将股权激励等现代公司治理手段引入小农水治理具备一定的合理性与有效性。

表 11 不同激励传导机制的异质性分析

	供给绩效	占用绩效	总体绩效
	(1)	(2)	(3)
$treat \times post \times incentypeI$	1.2400*** (0.2051)	0.5152*** (0.1491)	0.7968*** (0.0976)
$treat \times post \times incentypeII$	1.6278*** (0.2834)	0.7893*** (0.2033)	1.1080*** (0.1323)
X_i 、 X_{it} 、 v_i 、 v_t	是	是	是
样本数	633	633	633
adj-R ²	0.38	0.69	0.76

注: $incentypeI$ 为标记“非正式规范”的哑变量; $incentypeII$ 为标记“股权量化”的哑变量; 仅 $treat \times post = 1$ 时, $incentype$ 取 $incentypeI$ 或 $incentypeII$, 即 $treat \times post \times incentype = incentype$, 故 $treat \times post \times incentype$ 的作用异质性实际就是 $incentype$ 的作用异质性。

(四) 机制检验:“要素投入水平的增加”抑或“要素配置效率的提升”

由前文实证结果可知,工程确权对小农水治理绩效具有显著的促进作用,本部分将进一步揭示这一实证结果背后的作用机制。具体而言,本文将采用 Preacher and Hayes (2004) 提出的 bootstrap 法检验“工程确权-要素投入水平-治理绩效”、“工程确权-要素配置效率-治理绩效”两条作用路径。与传统的中介效应检验三步法相比,bootstrap 法能够有效避免“遮蔽效应”^①,在检验多重中介渠道方面具备更强的统计功效。由表 12 可知,“工程确权-要素投入水平-治理绩效”的作用渠道并未通过显著性检验,而“工程确权-要素配置效率-治理绩效”的作用渠道通过了显著性检验。具体而言,工程确权提高了当事主体在治理过程中的制度、物质、人力要素配置效率,进而提升了小农水的供给绩效、占用绩效与总体治理绩效。至此,本文假说 2 得到证实,而假说 1 未通过证实。可以想到的是,工程确权对小农水治理绩效的促进作用可能随时间推移而逐渐收敛,因为要素配置效率存在一定的增长极限。长期来看,工程确权并不能完全替代“项目制”与各类非正式规范,小农水资源存量的提升仍有赖于政府项目的持续输入与村庄集体行动的持续开展。同时这也意味着,小农水的善治离不开政府、集体、农户等多元主体的有效合作。

^① 即存在多条中介效应相反的作用渠道,不同中介变量对因变量的影响被相互遮蔽。

表 12

机制检验结果

作用路径	中介效应		90%置信区间		显著性
	系数	标准差	下限	上限	
工程确权-要素投入水平-治理绩效					
<i>treat</i> × <i>post</i> — <i>institution</i> — <i>supply</i>	0.0016	0.0040	-0.0039	0.0092	不显著
<i>treat</i> × <i>post</i> — <i>investment</i> — <i>supply</i>	0.0064	0.0096	-0.0068	0.0238	不显著
<i>treat</i> × <i>post</i> — <i>labor</i> — <i>supply</i>	0.0007	0.0043	-0.0052	0.0083	不显著
<i>treat</i> × <i>post</i> — <i>institution</i> — <i>occupy</i>	0.0122	0.0204	-0.0213	0.0466	不显著
<i>treat</i> × <i>post</i> — <i>investment</i> — <i>occupy</i>	0.0136	0.0168	-0.0142	0.0414	不显著
<i>treat</i> × <i>post</i> — <i>labor</i> — <i>occupy</i>	0.0058	0.0102	-0.0105	0.0234	不显著
<i>treat</i> × <i>post</i> — <i>institution</i> — <i>performance</i>	0.0107	0.0175	-0.0188	0.0394	不显著
<i>treat</i> × <i>post</i> — <i>investment</i> — <i>performance</i>	0.0148	0.0183	-0.0148	0.0454	不显著
<i>treat</i> × <i>post</i> — <i>labor</i> — <i>performance</i>	0.0051	0.0085	-0.0081	0.0202	不显著
工程确权-要素配置效率-治理绩效					
<i>treat</i> × <i>post</i> — <i>te</i> — <i>supply</i>	1.1185	0.0820	0.9901	1.2614	显著
<i>treat</i> × <i>post</i> — <i>te</i> — <i>occupy</i>	0.7917	0.0652	0.6893	0.9036	显著
<i>treat</i> × <i>post</i> — <i>te</i> — <i>performance</i>	1.3129	0.0665	1.2054	1.4260	显著

注：中介效应系数为部分标准化系数 (partially standardized indirect effect)，采用偏差校正的非参数 bootstrap 法估计，重复 5000 次。

六、结论与政策启示

本文基于河南省 219 宗小农水的 4 期非平衡面板数据，视工程确权为准自然实验，运用多期双重差分法对工程确权与小农水治理绩效间的关系进行了因果识别，并得到以下主要结论：第一，工程确权对小农水治理绩效具有显著的促进作用；第二，即便排除了“试点效应”的干扰，工程确权依旧显著提升了小农水治理绩效，但试点地区小农水的供给绩效在工程确权后获得了更大幅度的提升；第三，工程确权对小农水治理绩效的促进作用依设施类型、产权配置、管护责任归属、制裁机制、激励传导机制的差异而存在异质性；第四，工程确权主要通过提高当事主体的制度、物质、人力要素配置效率，进而提升小农水治理绩效。

本文结论具有以下政策启示：第一，工程确权能够有效推动小农水善治目标的实现，应进一步推进农田水利设施产权制度改革的全面落实，加快小农水清产核资、确权颁证与登记造册工作的开展，实现农田水利设施产权制度改革、农业水价综合改革、农田水利投融资机制改革、基层水利服务机制改革、集体产权制度改革等一揽子改革的高效统筹，理顺各项改革的衔接点与侧重点，形成完善的产权政策支撑体系，促进小农水高质量发展，为农业农村现代化提供坚实稳定的基础支撑。第二，小农水工程确权既要注重试点经验的积累，又要切忌“一刀切”，应根据改革目标、治理基础与设施类型的不同，制定差异化的产权配置方案与责任划分方案，促进正式制裁机制与非正式制裁规范的融合，探索公平互惠的股权量化方案，形成一批可复制、可推广、可扩散的典型经验。第三，工程确权虽然提

升了小农水要素配置效率，但并未提升对应要素投入水平，政府项目输送与村庄集体行动仍是小农水吸纳制度、物质、人力要素的关键机制。长期来看，小农水善治目标的实现应遵循多中心治理原则，充分凝聚政府、集体、私人等多元主体的治理优势。

参考文献

1. 柴盈、曾云敏，2020:《应对劳动力转移冲击的“小农水”适应性治理研究——基于广东的调查》，《公共管理学报》第2期。
2. 陈锋，2015:《分利秩序与基层治理内卷化 资源输入背景下的乡村治理逻辑》，《社会》第3期。
3. 高瑞、王亚华、陈春良，2016:《劳动力外流与农村公共事务治理》，《中国人口·资源与环境》第2期。
4. 哈罗德·德姆塞茨，1994:《关于产权的理论》，刘守英等译，载陈昕（编）《财产权利与制度变迁：产权学派与新制度学派译文集》，上海：上海三联书店。
5. 何凌霄、张忠根、南永清、林俊瑛，2017:《制度规则与干群关系：破解农村基础设施管护行动的困境——基于 IAD 框架的农户管护意愿研究》，《农业经济问题》第1期。
6. 贺雪峰，2000:《论半熟人社会——理解村委会选举的一个视角》，《政治学研究》第3期。
7. 贾俊雪、秦聪，2019:《农村基层治理、专业协会与农户增收》，《经济研究》第9期。
8. 刘辉、周长艳，2018:《小型农田水利治理：禀赋特征、产权结构与契约选择》，《农业经济问题》第8期。
9. 刘小勇、王冠军、王健宇、柳长顺、余艳欢，2015:《小型农田水利工程产权制度改革研究——进展情况及问题诊断》，《中国水利》第2期。
10. 刘铁军，2007:《产权理论与小型农田水利设施治理模式研究》，《节水灌溉》第3期。
11. 洛克，1996:《政府论（下篇）》，瞿菊农、叶启芳译，北京：商务印书馆。
12. 秦国庆、杜宝瑞、刘天军、朱玉春，2019:《农民分化、规则变迁与小型农田水利集体治理参与度》，《中国农村经济》第3期。
13. 沈坤荣、金刚，2018:《中国地方政府环境治理的政策效应——基于“河长制”演进的研究》，《中国社会科学》第5期。
14. 舒全峰、苏毅清、张明慧、王亚华，2018:《第一书记、公共领导力与村庄集体行动——基于 CIRS“百村调查”数据的实证分析》，《公共管理学报》第3期。
15. 宋洪远、吴仲斌，2009:《盈利能力、社会资源介入与产权制度改革——基于小型农田水利设施建设与管理问题的研究》，《中国农村经济》第3期。
16. 苏毅清、秦明、王亚华，2020:《劳动力外流背景下土地流转对农村集体行动能力的影响——基于社会生态系统（SES）框架的研究》，《管理世界》第7期。
17. 王金霞、徐志刚、黄季焜、Scott Rozelle，2005:《水资源管理制度改革、农业生产与反贫困》，《经济学（季刊）》第4期。
18. 王亚华，2013:《中国用水户协会改革：政策执行视角的审视》，《管理世界》第6期。

- 19.王亚华、汪训佑, 2014: 《中国渠系灌溉管理绩效及其影响因素》,《公共管理评论》第1期。
- 20.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。
- 21.俞可平, 2001: 《治理和善治:一种新的政治分析框架》,《南京社会科学》第9期。
- 22.袁方成、靳永广, 2020: 《封闭性公共池塘资源的多层次治理——一个情景化拓展的IAD框架》,《公共行政评论》第1期。
- 23.张克中, 2009: 《公共治理之道: 埃莉诺·奥斯特罗姆理论述评》,《政治学研究》第6期。
- 24.张宁、陆文聪、董宏纪, 2012: 《中国农田水利管理效率及其农户参与性机制研究——基于随机前沿面的实证分析》,《自然资源学报》第3期。
- 25.张志原、刘贤春、王亚华, 2019: 《富人治村、制度约束与公共物品供给——以农田水利灌溉为例》,《中国农村观察》第1期。
26. Beck, T., R. Levine, and A. Levkov, 2010, "Big Bad Banks? The Winners and Losers from Bank Deregulation in the United States", *Journal of Finance*, 65(5): 1637-1667.
27. Bos, M. G., M. A. Burton, and D. J. Molden, 2005, *Irrigation and Drainage Performance Assessment: Practical Guidelines*, CABI Publishing.
28. Burt, C. M., A. J. Clemmens, T. S. Strelkoff, K. H. Solomon, R. D. Bliesner, L. A. Hardy, T. A. Howell, and D. E. Eisenhauer, 1997, "Irrigation Performance Measures: Efficiency and Uniformity", *Journal of Irrigation and Drainage Engineering*, 123(6): 423-442.
29. Crawford, S. E. S., and E. Ostrom, 1995, "Grammar of Institutions", *American Political Science Review*, 89(3), 582-600.
30. Kassa, W., 2018, "Land Titling, Local Governance and Investment: An Empirical Investigation in Tanzania", *Journal of Sustainable Development*, 11(1):56.
31. Lam, W. F., 1998, *Governing Irrigation Systems in Nepal: Institutions, Infrastructure, and Collective Action*, ICS Press.
32. Ostrom, E., 1990, *Governing the Commons: The Evolution of Institutions for Collective Action: Political Economy of Institutions and Decision*, New York: Cambridge University Press.
33. Ostrom, E., 2007, "A Diagnostic Approach for Going Beyond Panaceas", *Proceedings of the National Academy of Sciences*, 104(39): 15181-15187.
34. Ostrom, E., 2009, "A General Framework for Analyzing Sustainability of Social-Ecological Systems", *Science*, 325(5939): 419-422.
35. Ostrom, E., and X. Basurto, 2011, "Crafting Analytical Tools to Study Institutional Change", *Journal of Institutional Economics*, 7(3): 317-343.
36. Preacher, K. J., and A. F. Hayes, 2004, "SPSS and SAS Procedures for Estimating Indirect Effects in Simple Mediation Models", *Behavior Research Methods, Instruments, & Computers*, 36(4): 717-731.
37. Tang, S. Y., 1992, *Institutions and Collective Action: Self-Governance in Irrigation*, ICS Press.

38.Yackee, S. W., and C. K. Palus, 2010, "Learning from Experience? Second-Order Policy Devolution and Government Responsiveness", *Lex Localis Journal of Local Self Government*, 8(1): 65-92.

(作者单位: ¹西北农林科技大学经济管理学院;

² 中国人民大学财政金融学院;

³ 河南农业大学经济与管理学院)

(责任编辑: 胡 祎)

Can the Confirmation of Project Rights Promote the Good Governance of Small-scale Farmland and Water Conservancy Facilities? A Time-varying Difference-In-Differences Test Based on Evidence from Henan Province

QIN Guoqing DU Baorui JIA Xiaohu MA Hengyun

Abstract: The reform of project rights system is a good theoretical solution to solve the difficulties in the organization, investment, and management of small-scale farmland and water conservancy facilities, but its practical effects remain to be tested. Using the four-period unbalanced panel data from Henan Province, this article examines the impact of the confirmation of project rights on governance performance of small-scale farmland and water conservancy facilities. The results show that the project rights confirmation has a significant and stable promotion effect on the governance performance of small-scale farmland and water conservancy facilities. The policy effect of project rights confirmation is heterogeneous, depending on the type of facilities, the form of property rights allocation, the ownership of management and protection responsibilities, the form of sanction mechanisms, and the form of incentive transmission mechanisms. The effect path of "project rights confirmation - factors input level - governance performance" failed the significance test, but the effect path of "project rights confirmation - factors allocation efficiency - governance performance" passed the significance test.

Keywords: Small-scale Farmland and Water Conservancy Facility; Project Rights Confirmation; Governance Performance; Time-varying Difference-in-differences

灌溉机井所有权与凿井管制政策的节水效应 *

——基于马铃薯种植户调查数据的分析

崔 怡¹ 马九杰¹ 孔祥智¹ 董 翊²

摘要: 本文基于 2007 年、2012 年和 2017 年对河北、内蒙古两省（区）502 户马铃薯种植户的追踪调查数据，采用三重差分法，实证分析了中国凿井管制政策试点对农户节水行为的影响。研究发现：①凿井管制政策促进了农户节水行为，具体表现为节水技术得到采纳、灌溉水使用量减少和用水效率提高；②农户是否享有灌溉机井所有权将影响凿井管制政策的效果，与不享有井权（即使用村集体公有产权灌溉机井）的农户相比，享有私有或共有井权的农户受到的政策影响更为显著，更倾向于采取节水行为；③灌溉水交易市场培育以及政府向农户普及节水技术和农业生产知识，有助于增强凿井管制政策的节水效应。本文认为，应进一步深化凿井管制政策，根据各试点地区的灌溉机井所有权结构制定水资源取用规制政策；同时，完善水资源交易市场，加强节水技术与农业生产培训，提升农户节水素养与意识。

关键词: 取水许可制度 凿井管制政策 所有权结构 节水技术采纳 三重差分模型

中图分类号: F062.6 **文献标识码:** A

一、引言

中国华北粮食主产区长期面临严重的地下水超采压力。为治理地下水超采，各级政府制定了多项水资源管理制度与政策，取水许可制度是其中的一项重要内容。早在 1993 年，国务院就发布了《取水许可证制度实施办法》，要求取用水资源的单位和个人提出取水许可申请。2006 年，国务院发布《取水许可和水资源费征收管理条例》，细化了取水许可的审查与决定程序，同时规定取水主体应当缴纳水资源费，以促进水资源的节约与合理利用。

自 2013 年起，多地政府基于原有的取水许可制度，进一步增加了对开凿新灌溉机井进行管制的规定，以期更有效地控制地下水开采和压减地下水超采量。灌溉机井（下文简称为“机井”）是地下水灌

*本文研究受到中国人民大学科学研究基金（中央高校基本科研业务费专项资金资助）项目“社会网络中的内外部激励、节水技术采纳与农产品产业链发展——以马铃薯产销为例”（20XNH083）的资助。感谢匿名审稿人的宝贵意见，文责自负。本文通讯作者：马九杰。

溉工程设施^①的核心组成部分，是华北地区农户获取生产用水的重要资产。在省级层面，2013年内蒙古自治区人民政府颁布了《内蒙古自治区地下水管理办法》，首次规定了凿井管制政策，明确提出开采地下水需要履行凿井审批手续^②。随后，2015年内蒙古自治区人民政府发布了《关于公布自治区地下水超采区及禁采区和限采范围的通知》，强调“做好禁采区封闭地下水源井和限采区限采及地下水管理和保护工作”^③。2015年起，河北省政府实施《河北省地下水管理条例》，规定县级以上人民政府强化机井关停并严控地下水开采，“在地下水禁止开采区，不得开凿新的取水井”^④。在地级市层面，自2014年起，内蒙古自治区呼和浩特市、乌兰察布市以及河北省石家庄市、张家口市等多地水务局相继出台了关于严禁擅自凿井取用地下水的通告^⑤。本文通过在内蒙古与河北的实地调查发现，在基层治理实践中，凿井管制政策已经在部分村庄展开试点，政策试点限制了这些村庄机井数量的新增，并对农户层面的用水行为产生了影响。

有观点认为，凿井管制政策会增加水资源的稀缺性，从而促进农户采纳节水技术，以维持农业产量与长期灌溉成本的稳定 (Li et al., 2018)。然而，这一逻辑能否在现实中发挥作用，还会受灌溉机井所有权（下文简称“井权”）的影响。实践中常见的井权设置主要体现为私有产权、共有产权^⑥和村集体公有产权这三种形式。井权结构不同，对农户节水行为的激励约束机制也不同。私有产权的机井因所有权清晰，具有更强的节水激励作用。公有产权的机井，因其覆盖群体过大而产生公共物品属性，易出现“搭便车”现象（参见 Olson, 1977）。共有产权对地下水资源节约利用的激励作用介于私有产权和村集体公有产权之间。如果共有产权的所有者清晰，同时农村“熟人社会”所具有的非正式制度使得共有者之间可以形成相互监督的长期互动机制，将有效避免“搭便车”，产生与私有产权相似的政策效果 (Ostrom et al., 1993)。更进一步地，在既定的井权结构下，当地是否存在水资源交易市场也将影响凿井管制政策的效果。水资源交易市场能够激励农户节水，井权人^⑦可以在该市场售卖灌溉水

^① “地下水灌溉工程设施”是政策文本中常见的统称概念，“灌溉机井”是其在华北地区最主要的实现形式。本文因研究凿井管制政策，故在行文中使用“灌溉机井”的概念。

^② 资料来源：《内蒙古自治区地下水管理办法（自2013年10月1日起施行）》，http://www.jsgg.com.cn/Index/Display.asp?NewsID=17792#Info_Head。

^③ 资料来源：《内蒙古自治区人民政府关于公布自治区地下水超采区及禁采区和限采范围的通知》，http://www.nmg.gov.cn/zwgk/zfgb/2015n_4820/201503/201501/t20150112_301615.html。

^④ 资料来源：《河北省地下水管理条例》，<http://slt.hebei.gov.cn/a/2017/11/17/2017111721477.html>。

^⑤ 资料来源：《石家庄市水务局详解凿井审批手续》，http://tousu.hebnews.cn/2015-04/28/content_4734015.htm；《关于保护地下水资源严禁擅自凿井取用地下水的通告》，<http://www.nmgnews.com.cn/yuquanqu/system/2014/09/05/011530637.shtml>；《张家口大力实施地下水超采综合治理》，http://hbrb.hebnews.cn/pc/paper/c/201912/04/content_17950.html。

^⑥ 即由几户小农户共同投资打井、安装水泵并共同使用和管理水井的所有权结构。

^⑦ 本文将享有私有或共有井权的农户统称为“井权人”，将不享有井权（即使用村集体公有产权机井）的农户称为“非井权人”。

并从中获益。如果当地未建立水资源交易市场，即农业生产用水定价体系未能对农户节水行为产生足够激励，那么简单地限制开凿新机井反而有可能带来公有机井的过度使用，而不会带来水资源的节约。此外，政府在推出凿井管制政策的同时，是否辅以相关的宣传推广和技术培训等措施，也会关系到凿井管制政策的效果。

上述复杂的逻辑促使本文寻找经验证据，以澄清如下问题：不同的井权结构是否会带来凿井管制政策对农户节水行为的异质性影响？进一步地，凿井管制政策对节水效应的增进还需要哪些条件？例如，水资源交易市场的建立能否增强凿井管制的政策效果？针对农户的节水技术信息宣传如何在凿井管制政策试点中发挥作用？对于这些问题的探索，一方面将为完善取水许可制度和推广凿井管制政策以及制定相关配套政策提供参考依据，另一方面将有助于加深关于农户节水决策行为、水权制度创新以及地下水治理中政府管制与市场关系的理论认知。

二、文献综述

本文研究的试点地区针对农户所采取的主要政策是：在存量机井确权政策的基础上进一步采取新机井开凿管制。该政策组合与现有文献中“总量控制+交易”（cap and trade）政策类似，是一种政府规制与市场化结合的政策手段^①。该政策组合也具有水资源管理的一些独特性，包括：①总量控制不直接锚定水资源总量，而是锚定机井总量；②初始井权分配不采取拍卖，而是早期打井农户对其井权的确认；③可交易的对象并非资源产权或许可证，而是资源流量（即售卖灌溉水）。本文通过对异质性井权结构下凿井管制政策效果的理论分析和实证分析，理解政府管制与市场机制对农户节水行为的促进作用，并阐释该促进作用发挥所依赖的关键机制。文献综述将根据本文研究所涉及的主题来展开。

（一）资源规制的政策设计

学界对于资源规制的研究主要集中于设计最优规制政策以及分析规制政策的社会经济后果。规制政策主要分为公共管理介入（public intervention）和分散化治理（decentralized governance）两大类（Gruber, 2016）。其中，前者主要是各级政府或公共部门主体采取数量或价格干预手段（即直接规定资源利用指标，或对资源的使用课征一定税金），以期实现自然资源在全社会层面的优化利用（Weitzman, 1974）；后者通过私人部门（private sector）的资源所有者之间的市场化交易或协商，消除资源滥用的负外部性，进而达到优化资源配置的目的（Coase, 1960）。

长期以来，中国地下水治理主要依靠单一的行政手段，例如以计划配水为主要模式的用水总量控制以及取水许可制度（窦明等，2014）。尽管行政配给与政府管制对防止中国水资源危机的进一步恶化起到了积极作用，但仅依靠发证审查与事后监管制度未从根本上解决地下水超采问题（Colin Scott、石肖雪，2014）。灌溉系统的行政规制有可能带来资源错配，即使在最优解下，配给制度也可能导致权利和水资源分配不当（Ryan and Sudarshan, 2020）。因此，近年来中国开始重视以机井确权、建立水资

^① 目前对于“总量控制+交易”政策的讨论，主要集中在与碳排放和污染管制相关的文献中，较少涉及与水资源管理相关的文献。一个相关的综述参见 Schmalensee and Stavins (2019)。

源交易市场为代表的市场化节水机制（田贵良、周慧，2016）。但在实践中，在严格管制的约束条件和运行环境下，取水许可制度与市场交易制度的衔接尚不到位（裴丽萍、王军权，2016）。针对水资源管理的文献中，对于政府干预与市场机制组合效果的探讨也并不充分，或集中于研究政府干预下的取水许可及用水配额制度的机制和福利后果（Banerji et al., 2012），或仅关注市场机制，如水资源拍卖、匹配与定价（Raffensperger, 2011）。

（二）资源规制政策对于生产者技术采纳行为的影响

从理论上分析各类资源规制政策对生产者技术采纳、技术创新和其他技术变革行为的影响（Acemoglu et al., 2012），并设计适当的识别策略对各类政策的影响进行量化评估，这是农业经济学、资源环境经济学和公共经济学的重要研究领域（Popp, 2019）。

资源规制直接影响被规制资源（在本文中即指水资源）的使用成本，进而影响生产者未来各时期的收益。在短期内，生产成本的增加有可能会减少生产者对新技术的投资（Jaffe et al., 1995）；但在长期内，如果新技术可以减少对受规制资源的消耗，则可能带来未来生产成本的减少和未来收益的增加，从而促使生产者采纳新技术，或者投资技术创新（Porter and van der Linde, 1995; Goulder and Mathai, 2009）。针对此，理论研究的重点是通过对最优政策方案设计的模拟和校准，探索各种规制政策的动态后果（Perino and Requate, 2012; Krysiak, 2011）。实证研究则侧重于评估特定政策或组合政策对生产者的资源消耗或技术创新的影响（Calel and Dechezlepretre, 2016）。这些研究揭示出，同一项政策在不同的国家或地区，对技术创新的影响也往往具有较大的异质性（Popp et al., 2010）。

作为一项重要的规制手段，政府对被规制资源的产权设置与分配会影响生产者的技术决策（Place and Swallow, 2000; Stavins, 2011）。清晰的资源或资产所有权（ownership）会激励所有权人进行投资，也会促进相关的技术采纳以及技术创新（Grossman and Oliver, 1986）。目前针对产权和技术选择之间关系的研究，更多地是关注土地所有权对农业技术采纳与扩散的作用（Nguyen, 2020）；针对水权与节水技术的关系，则缺乏系统的实证评估。

除经济激励外，信息渠道等非经济性因素也会影响生产者的技术采纳行为（Smith and Desvouges, 1990; Foster and Rosenzweig, 2010）。仅依靠政策干预或经济诱导，生产者采纳环保技术的比例通常低于政策预期（Jaffe et al., 2005）。其背后的一个重要原因是，市场上存在信息摩擦（information friction），从而造成技术采纳或技术创新的低水平均衡（Jaffe et al., 2002）。缓解信息摩擦的行为助推（behavioral nudges）方式包括对农户进行教育（Espinosa-Goded et al., 2010），提供信息以降低农户对技术认知的不确定性（Lal and Israel, 2006），以及由政府来组织关于新技术的展示、宣传和培训（Genius et al., 2014）等。此外，开展节水培训和宣传也会在村庄社区层面塑造认同节水的社会规范（social norms），进而对农户节水行为产生正面作用（Farrow et al., 2017）。

三、理论分析与研究假说

地下水开采具有外部效应。同一含水层的地下水相互连通，难以清晰界定产权，属于典型的公共池塘资源。某一农户对地下水的使用会影响其他农户可使用的地下水资源总量，并改变其他农户的取

水成本 (Provencher and Burt, 1993)。在上述外部效应的作用下, 农户具有增加地下水资源开采的强度 (Pfeiffer and Lin, 2012; Huang et al., 2013) 和竞争使用地下水的动机 (Ostrom et al., 1994), 其用水量将高于理论上的最优用水量 (Saak and Peterson, 2007)。本节将在理论上阐明: 在地下水资源具有前述属性的情况下, 通过对机井 (决定农户获取地下水的关键设施) 进行开凿管制, 增加地下水获取的稀缺性, 进而促进农户的节水行为, 缓解地下水超采问题; 而井权结构会影响凿井管制政策效果, 明晰井权归属可以增进对农户有效利用水资源的激励, 从而与凿井管制政策共同促进节水效果的实现。此外, 灌溉水资源交易以及政府推行节水技术培训和农业生产培训则是凿井管制政策对农户节水行为产生有效影响的两个重要条件。

(一) 凿井管制政策对农户节水行为的影响

利用机井抽取地下水是中国北方开采地下水进行农业灌溉的最主要方式。作为地下水农业灌溉的供水系统, 机井数量的增长将带来采水总量的上升 (龚亚珍等, 2019) 以及浅层地下水位的下降 (连煜阳等, 2017)。理论上, 当某一特定区域内的机井密度越大时, 农户之间竞争用水的动机也越强 (龚亚珍等, 2019), 从而加剧了对地下水的超采 (Huang et al., 2013)。凿井管制政策是取水许可制度下的一项新增措施, 以对申请人凿井权利的限制与审批为主要内容, 是一种强化政府对地下水资源管理的行政手段。该政策对农户节水行为最直接的作用是阻断农户通过开凿新机井获取水资源的途径。对机井进行数量管制, 意味着对农户灌溉水可得性与取水权利进行直接限制。可见, 凿井管制政策对农户节水行为的影响可能表现为: 通过限制灌溉水的可得性来迫使农户进行节水灌溉。

但是, 凿井管制政策仅限制新机井的开凿, 并未限制原有机井的使用。当凿井管制政策加剧了机井的稀缺性时, 乡村地区的井权结构将构成影响凿井管制政策节水效果的重要因素。例如, 村集体公有产权的机井仍可能面临“公地悲剧”问题, 存在过度取水现象; 私有产权的机井则因井权价值提升而受井权人保护; 共有产权对于节水的激励则可能介于前两者之间。综上, 凿井管制政策对农户节水行为可能存在双向影响: 一方面, 对机井数量与灌溉水供给总量的限制将促进农户节水; 另一方面, 在井权不清晰时, 农户对地下水的取用可能仍未获得足够的节水激励。

(二) 井权在凿井管制政策节水效应中的作用

与流动的地下水相比, 机井的所有权更易于界定。地下水资源虽然具有公共物品属性, 但也具有只能通过机井获取的特殊性。井权不仅意味着机井这项具体资产的所有权, 还附加了地下水资源获取的权利 (Ribot and Peluso, 2003)。明晰井权归属, 有助于弱化地下水的公共物品属性, 促使井权人对机井进行维护以及对地下水资源的开采进行监督, 从而降低地下水使用中的负外部性 (Coward, 1986), 防止过度取水。

本文认为, 凿井管制政策的节水效果在不同井权结构之间存在差异。对于享有私有井权的农户, 明晰的井权降低了灌溉水资源与机井的公共物品属性, 这将激励井权人主动节水, 对机井进行维护, 避免水资源过度开采导致机井枯竭。进一步地, 井权人对产权价值与取水“安全性”的正向预期还会激励其对机井进行投资 (例如安装配套的节水灌溉设施), 使之进一步增值, 以取得机井长期使用所带来的收益 (Grossman and Oliver, 1986)。相反, 对于非井权人而言, 其获取灌溉水的渠道要么是村集

体公有产权的机井，要么是向井权人购买灌溉水。凿井管制政策带来的井权价值提升并未惠及这部分农户，由此难以对其节水设备投资和节水行为形成有效激励。对于共有井权的情况，从产权理论的角度看，每个农户对机井享有的产权弱于私有产权的情形。但是，村庄社区的“熟人社会”和同侪监督机制使得个人用水行为容易观察、权责容易界定，用水利益相关者之间有相互监督激励，可形成类似于私有产权情形下的激励约束。可以认为，共有产权对农户节水行为的激励效果接近于私有产权^①。

前述分析已经阐明，凿井管制政策的推行将增进机井的产权价值。政策的节水效果在异质性井权结构下存在差异，即享有私有井权的农户受政策的影响最大，不享有井权的农户受政策的影响最小。因此，本文提出假说 I：凿井管制政策能够促进农户的节水行为，但政策的影响效果与井权结构有关。与非井权人相比，井权人的节水行为受政策的影响较显著。

（三）水资源交易和水价值实现机制的作用

除受到对地下水进行总量限制的直接影响外，凿井管制政策节水效应还受到水资源稀缺性与交易价值提升所带来的间接影响。在水资源交易市场中，农户可将水价值转化为现实收益。因此，水资源交易市场的存在将促进农户从总量控制下的被动节水转向以获取水资源交易收益为目的的主动节水。

本文认为，市场化的灌溉水交易制度构建有助于激励农户节水，促进农户减少灌溉用水量并提高灌溉水使用效率。凿井管制政策试点前，在灌溉水资源交易市场中，新凿机井的农户会与原有机井的井权人发生竞争，从而减少后者所具有的灌溉水售卖和定价的垄断势力，进一步减少原有机井的收益。而在凿井管制政策试点后，机井具有了稀缺性，未来水资源所产生的收益将在原有机井的井权人之间分配，避免了新机井开凿导致整个区域机井平均价值下降的情况。因此，井权人将对它们所享有的机井价值产生一个更加稳定的正向预期。

可以看出，在市场机制作用下，凿井管制所引发的水资源稀缺性将表现为水资源交易价值的提高。当水资源交易市场完善时，井权人在未来每一时期节约的水资源都可能形成稳定的市场交易价值并贴现到当期，从而具有较强的节水意愿。而非井权人只能降低用水成本，并不具备增加井权资产未来收益的条件。可见，凿井管制与市场机制对非井权人节水的激励弱于井权人。由此，本文提出假说 II：市场化的灌溉水交易制度构建有助于提高井权人采纳节水技术的收益，从而激励井权人的节水行为。

（四）节水信息传播与节水素养教育的助推作用

以上分析表明，地下水治理中政府作用与市场机制协同效应的发挥有助于促进农户节水。然而，除政府管制与经济激励外，农户的节水行为还受其自身节水素养、节水技术能力和节水观念等因素的影响。此时，为农户提供与节水相关的信息，有助于促进农户提高节水能力和形成节水观念，从而构成凿井管制政策节水效应实现的助推机制。首先，对节水知识与节水技术信息的获取能够提升农户的节水能力，从而增强凿井管制政策的节水效应。技术创新投资回报的不确定性较大，而不完备信息（incomplete information）与不完美信息（imperfect information）将加剧农户收益的不确定性，这是技

^①在已有研究中，一般也将共有产权和私有产权机井归为产权属性类似的一个范畴之内，统称为“非集体产权的机井”，而与“村集体公有产权的机井”加以区分（王金霞等，2000）。

术扩散与效率改进的重要制约因素 (Jaffe et al., 2005; Emerick and Dar, 2020)。当农户对节水技术及其长期内降低生产成本的作用缺乏了解时, 缺乏的信息可能导致政府管制失效与市场机制失灵。其次, 价值观与亲环境动机 (pro-environmental intentions) 的助推作用也是影响凿井管制政策节水效应的重要因素。当农户的环境保护意识较低时, 无论是政府的管制政策, 还是市场的经济激励, 可能均不足以促进农户的节水行为。

本文认为, 凿井管制政策节水效果实现的另一类重要机制是依靠政府的培训服务与宣传活动改变农户的信息结构与社会规范, 对节水效果进行助推。一方面, 政府为农户提供与节水技术及农业生产相关的信息或培训活动, 有助于缓解技术扩散中的信息摩擦, 并提高农户的生产效率 (Emerick and Dar, 2020)。以生产成本最小化为目标的农户, 将会寻求投资节水技术、提高灌溉效率等降低长期成本的生产优化途径。另一方面, 政府组织的节水技术培训不仅有助于技术扩散、让农户掌握节水技术, 还有可能在农户社区塑造一个节水的社会规范, 提高农户的节水意识。这种非经济激励且基于规范的信息传递将构成社会规范干预, 助推农户的节水行为。由此, 本文提出假说III: 政府的节水政策宣传、节水知识和技术培训有助于加强凿井管制政策的节水效果。政府为农户提供适当的农业生产技术培训和节水技术信息, 提升农户节水素养和意识, 将会激励农户采纳节水技术、提高灌溉用水效率。

四、数据来源、模型设定与样本描述

(一) 数据来源

本研究使用了河北、内蒙古两省(区)马铃薯种植户的追踪调查数据。具体调查地点为河北省张家口市的涿鹿县和康保县, 内蒙古自治区呼和浩特市的武川县以及乌兰察布市的察哈尔右翼中旗和四子王旗。河北和内蒙古均为中国粮食主产区, 农业灌溉主要来源于地下水, 以2015年为例, 河北和内蒙古的地下水供水量共221.9亿立方米, 约占两省(区)供水总量的60.7%^①。农业灌溉对地下水的长期超采导致两省(区)形成多处地下水漏斗区。事实上, 自2007年开始, 样本区农户将大面积的旱地改造为水浇地, 发展地下水灌溉农业, 以支持马铃薯生产。马铃薯产业需水量大, 农业地下水灌溉虽然显著增加了马铃薯的亩均产量, 但也加剧了地下水超采问题。因此, 本文选择的样本区能够反映中国北方农业地下水灌区(尤其是地下水超采区)农户生产条件与用水行为的基本情况; 考察凿井管制政策对马铃薯种植户节水行为的影响, 在一定程度上能够代表该政策在华北地区的节水成效。

追踪调查的抽样过程为: 首先, 在河北和内蒙古选取马铃薯经济总量较大的三个地级市; 其次, 在这三个地级市马铃薯种植规模较大的县(旗)中随机抽取5个县(旗); 再次, 在每个样本县(旗)随机抽取2个乡镇; 最后, 在每个样本乡(镇)随机抽取5个行政村, 在每个样本村的马铃薯种植户中随机抽取10~15户农户, 并详细统计每个样本农户的家庭承包地中两个面积最大地块的种植信息。本调查共获取了2007年、2012年和2017年三期微观数据, 对应的有效问卷数量分别为502份、502份和499份, 灌溉地块的有效样本为1483个。与本文相关的调查内容包括: 农户家庭基本信息、

^①数据来源: 中国水利数据库(由eps数据平台整理), <https://www.epsnet.com.cn/index.html#/Home>。

耕地资源情况、马铃薯生产及灌溉信息、农户的灌溉水资源交易行为、农户获得的政策支持（包括补贴、农业培训）等。首次调查的 502 户农户样本分布情况如表 1 所示。

表 1 样本分布情况

省（区）	地级市	县（旗）	乡（镇）	有效样本数	样本比例（%）	政策试点村数量	行政村总数
河北	张家口	康保县	闫油坊镇	56	11.16	3	3
			张纪镇	55	10.96	3	5
		涿鹿县	大堡镇	59	11.75	2	4
			辉耀乡	40	7.97	5	5
内蒙古	呼和浩特	武川县	上秃亥乡	47	9.36	2	5
			可镇	52	10.36	2	4
	乌兰察布	四子王旗	大黑河乡	48	9.56	2	2
			东八号乡	48	9.56	2	5
		察右中旗	巴音乡	51	10.16	2	4
			铁沙盖镇	46	9.16	0	3

本文使用的村庄降水量数据来源于中国地面气象站逐小时观测资料^①中的降水量数据（1997—2017 年）。本文根据逐小时降水量数据计算了每日累积降水量，通过将各样本村的经纬度与气象站经纬度进行匹配，共得到每个样本村过去 10 年的年均降水量数据。

（二）模型设定

为了准确评估凿井管制政策的效果，并研究不同井权结构带来的异质性处理效应，本文以中国北方地下水灌区试点的凿井管制政策为准自然实验，利用三重差分（DDD）模型进行分析。该方法能够克服双重差分（DID）模型中试点村与非试点村平行趋势假设可能被违背的问题（参见林毅夫等，2020；任胜钢等，2019）。例如，试点村和非试点村之间的井权结构差异可能随着时间推移而改变；此外，在相距较远的两个试点村，农户节水行为变化的时间趋势也可能存在差异，即试点村并非随机选择。这会导致传统 DID 方法的前提条件（即平行趋势假设）无法得到满足，从而使 DID 模型的估计结果产生偏误（参见 Angrist and Pischke，2008）。

为此，本文采用 DDD 模型，引入了两对“处理组”与“对照组”：①将位于试点村的样本地块作为处理组，将位于非试点村的样本地块作为对照组；②将 2012 年由非集体产权的机井灌溉的样本地块作为处理组，将由村集体公有产权的机井灌溉的样本地块作为对照组。由于 2012 年尚未实施凿井管制政策试点，故初始井权结构不受该政策影响，即第二对处理组和对照组的差异仅来源于除凿井管制政策以外的其他因素（参见 Autor et al., 2013），而第一对处理组和对照组的差异包含了凿井管制政策和其他因素所导致的差异。将第一对处理组和对照组的差异减去第二对处理组和对照组的差异，能够控制除凿井管制政策以外的其他因素差异对处理效应识别的干扰，从而得到政策效果的净效应（刘

^①数据来源：美国国家气候数据中心（NCDC），<https://gis.ncdc.noaa.gov/maps/ncei/cdo/hourly>。该数据最初由中国地面气象站实际观测数据共享至国际共享站，再由 NCDC 网站发布。

眸、张训常, 2017)^①。为了克服一些未观测到的事件和特征对农户节水行为的影响, 本文在 DDD 识别策略的基础上同时加入双向固定效应进行估计 (参见 Xu, 2017), 模型设定如下:

$$\begin{aligned} y_{ivt} = & \alpha_0 + \alpha_1 T_{iv} + \alpha_2 D_t + \alpha_3 P_{iv}^k + \alpha_4 T_{iv} D_t + \alpha_5 T_{iv} P_{iv}^k + \alpha_6 D_t P_{iv}^k + \alpha_7 T_{iv} D_t P_{iv}^k \\ & + \alpha_8 M_{iv}^j + \alpha_9 M_{iv}^j T_{iv} D_t P_{iv}^k + \alpha_{10} X_{ivt} + \gamma_t + \delta_i + C t^a Y r^b + \varepsilon_{ivt} \end{aligned} \quad (1)$$

(1) 式中, 下标 i 、 v 、 t 分别表示地块、村庄和年份。 y_{ivt} 为被解释变量, 表示村庄 v 中的地块 i 在 t 年的政策效果 (即灌溉水使用情况), 本文分别用样本农户对样本地块采用的节水技术、亩均灌溉用水量及用水效率来度量。 T_{iv} 为村庄 v 中地块 i 是否为政策试点样本的虚拟变量, 即当村庄为凿井管制政策试点村时, 村庄中的地块为试点样本。 D_t 为是否政策试点期间的虚拟变量。 P_{iv}^k 表示 2012 年用于灌溉地块 i 的机井的产权归属。 $T_{iv} D_t P_{iv}^k$ 是 T_{iv} 、 D_t 与 P_{iv}^k 的交互项, 其估计系数 α_7 衡量凿井管制政策在异质性井权结构下的平均处理效应。

M_{iv}^j 代表可能增强凿井管制政策节水效果的机制变量。本文检验了两类影响机制: ①市场机制, 用耕种村庄 v 中地块 i 的农户是否进行灌溉水资源交易来度量; ②信息机制, 用耕种村庄 v 中地块 i 的农户是否接受过节水技术培训与农业生产培训来度量。三重差分交互项 $T_{iv} D_t P_{iv}^k$ 和 M_{iv}^j 的交互项的估计系数 α_9 , 衡量机制变量对凿井管制政策节水效果的影响。

在实证分析的过程中, 为了控制其他因素对因变量的影响, 本文还选取了一系列可能影响农户节水行为的因素作为控制变量 (X_{ivt}), 包括灌溉相关变量、地块特征、农户特征和村庄特征等。 γ_t 为时间固定效应, δ_i 为个体固定效应, $C t^a$ 为本文 5 个样本县 (旗) 的虚拟变量, $Y r^b$ 为 3 个样本年份的虚拟变量, $C t^a Y r^b$ 为县 (旗) 与年份虚拟变量的交互项 (在本文中, 该项共产生 14 个虚拟变量)。 ε_{ivt} 为与解释变量无关的随机扰动项。

(三) 变量选取

1. 被解释变量。被解释变量为农户节水行为方面的变量。①节水技术采纳, 为一组虚拟变量, 衡量在 t 年用于村庄 v 中地块 i 的灌溉方式, 包括漫灌 ($Tech_{ivt}^1$)、大型喷灌 ($Tech_{ivt}^2$)、微型喷灌 ($Tech_{ivt}^3$) 和滴灌 ($Tech_{ivt}^4$), 以未采取节水技术的漫灌为参照组。在同等灌溉用水量下, 上述灌溉方式的水分蒸发量排序为: 漫灌>大型喷灌>微型喷灌>滴灌, 故漫灌是最浪费水的灌溉方式, 而滴灌是最节水的灌溉方式。②亩均灌溉用水量 ($Consum_{ivt}$), 为连续变量, 衡量村庄 v 中地块 i 在 t 年马铃薯生产周期中的平均灌溉用水量。该变量是农户节水效果的直接体现, 其数值越小, 表示农户的灌溉用水量越少。③用水效率 ($Effi_{ivt}$), 为连续变量, 衡量村庄 v 中地块 i 在 t 年的单位灌溉用水下的马铃薯产量, 其数值越大, 表示在村庄 v 中地块 i 上消耗等量灌溉水获得的马铃薯产量越高, 即灌溉水使用效率越高。

2. 核心解释变量。①政策试点样本虚拟变量 (T_{iv})。本文将试点年份发生在 2013~2017 年期间 (即 2012 年调查之后, 2017 年调查之前) 的样本村中的样本地块定义为试点样本, 将截至课题组 2017 年

^① 本文暂不考虑政策试点村庄的外溢效应。

调查之前仍未推行凿井管制政策的样本村中的样本地块定义为非试点样本^①。②政策试点期间虚拟变量(D_t)。由于河北和内蒙古均在2013年后才开始推行凿井管制政策试点,故文中将2007年和2012年定义为非试点期间,将2017年定义为试点期间。③井权结构(P_{iv}^k)。为了进一步衡量井权对凿井管制试点政策效果的影响,本文关注试点前(2012年)用于灌溉村庄 v 中地块*i*的机井的产权。 P_{iv}^k ($k=1\sim 3$)为一组虚拟变量, P_{iv}^1 、 P_{iv}^2 、 P_{iv}^3 分别代表村集体公有产权、共有产权和私有产权虚拟变量,以村集体公有产权为参照组。

3.机制变量。 M_{iv}^j ($j=1\sim 3$)代表3个机制变量。① M_{iv}^1 为市场机制变量,代表灌溉水资源交易虚拟变量。② M_{iv}^2 和 M_{iv}^3 为信息机制变量,分别代表节水技术培训虚拟变量和农业生产培训虚拟变量。文中同样使用凿井管制政策试点前(2012年)的外生信息来识别这些机制变量。

4.控制变量。①灌溉相关变量(参见 Olen et al., 2016; Caswell and Zilberman, 1985、1986; Shrestha and Gopalakrishnan, 1993),包括平均灌溉水价($Price_{ivt}$)、平均打井成本($Wcost_{ivt}$)、平均打井补贴($Wsub_{ivt}$)、亩均灌溉设备投资成本($Ecost_{ivt}$)、亩均灌溉设备投资补贴($Esub_{ivt}$)。②地块特征变量(参见 Koundouri et al., 2006; Shrestha and Gopalakrishnan, 1993),包括地块土壤类型($Soil_{ivt}^1\sim Soil_{ivt}^6$)、地块地形特征($Topo_{ivt}^1\sim Topo_{ivt}^3$)、地块面积($Acre_{ivt}$)、地块承包年限($Tenu_{ivt}$)。③农户个体及家庭特征变量(参见 Koundouri, 2006; Genius, 2014),包括户主年龄(Age_{ivt})、受教育程度($Educ_{ivt}$)、技术推广活动参与($Exten_{ivt}$)、信息获取能力($Info_{ivt}$)和人均家庭财富($Weal_{ivt}$)。④村庄特征变量(参见 Koundouri, 2006; Genius, 2014),包括农户对水利设施的满意程度($Sati_{vt}$)、村庄惩罚水平($Puni_{vt}$)、村庄社会信任($Trust_{vt}$)、平均降水量($Preci_{vt}$)。

(四) 变量描述

主要变量的含义及特征如表2所示。

表2 变量含义及描述性统计

	变量代码	变量含义及赋值	均值	标准差	最小值	最大值
因变量						
节水技术采纳 (参照组:漫灌)	$Tech_{ivt}^1$	漫灌=1; 其他=0	0.54	0.50	0	1
	$Tech_{ivt}^2$	大型喷灌=1; 其他=0	0.13	0.33	0	1
	$Tech_{ivt}^3$	微型喷灌=1; 其他=0	0.17	0.37	0	1
	$Tech_{ivt}^4$	滴灌=1; 其他=0	0.16	0.37	0	1
亩均灌溉用水量	$Water_{ivt}$	地块灌溉用水量/该地块面积,单位:立方米/亩	144.48	82.63	1.32	305.56
用水效率	$Effi_{ivt}$	地块马铃薯产量/该地块灌溉用水量,单位:千克/立方米	27.10	35.47	2.08	534.09
核心解释变量						

^①各试点村开始进行凿井管制政策试点的年份不完全一致。在本文样本中,试点村的试点年份集中在2015年和2016年(样本中未观察到试点年份为2017年的村庄)。考虑到样本村中试点发生时间较为接近,且试点村均要求本村所有农户参与,因此本文未进一步区分试点年份不同所带来的异质性处理效应。

(续表2)

政策试点样本	T_{iv}	是=1; 否=0	0.50	0.50	0	1
政策试点期间	D_t	非试点期间（2007年和2012年）=0; 试点期间（2017年）=1	0.39	0.49	0	1
2012年的初始 井权（参照组： 公有产权）	P_{iv}^1	公有产权=1; 其他=0	0.57	0.50	0	1
	P_{iv}^2	共有产权=1; 其他=0	0.28	0.45	0	1
	P_{iv}^3	私有产权=1; 其他=0	0.15	0.36	0	1
机制检验变量						
灌溉水资源交 易	M_{iv}^1	2012年农户是否为他人提供有偿灌溉服 务：是=1; 否=0	0.73	0.45	0	1
节水技术培训	M_{iv}^2	2012年农户是否参加过节水技术培训活 动：是=1; 否=0	0.35	0.48	0	1
农业生产培训	M_{iv}^3	2012年农户是否参与农业生产培训活动： 是=1; 否=0	0.14	0.35	0	1
控制变量						
平均灌溉水价	$Price_{ivt}$	实践中灌溉水费收取方式各异。本文统一 将水价计量单位折算为：元/亩	0.86	0.76	0.01	4.29
平均打井成本	$Wcost_{ivt}$	农户凿井总支出/机井井深，单位：元/米	67.65	193.72	0	1666
平均打井补贴	$Wsub_{ivt}$	凿井获得的政府总补贴/机井井深，单位： 元/米	19.17	114.89	0	1666
亩均灌溉设备 投资成本	$Ecost_{ivt}$	地块灌溉设备投资成本/该地块面积，单 位：元/亩	73.08	278	0	6000
亩均灌溉设备 投资补贴	$Esub_{ivt}$	地块灌溉设备政府补贴/该地块面积，单 位：元/亩	58.50	209	0	3433
地块土壤类型 (参照组：盐 碱土)	$Soil_{ivt}^1$	盐碱土=1; 其他=0	0.35	0.48	0	1
	$Soil_{ivt}^2$	黏土=1; 其他=0	0.33	0.47	0	1
	$Soil_{ivt}^3$	沙土=1; 其他=0	0.09	0.29	0	1
	$Soil_{ivt}^4$	壤土=1; 其他=0	0.03	0.16	0	1
	$Soil_{ivt}^5$	黄土=1; 其他=0	0.17	0.37	0	1
	$Soil_{ivt}^6$	黑土=1; 其他=0	0.04	0.19	0	1
地块地形特征 (参照组：平 原)	$Topo_{ivt}^1$	平原=1; 其他=0	0.55	0.50	0	1
	$Topo_{ivt}^2$	丘陵=1; 其他=0	0.33	0.47	0	1
	$Topo_{ivt}^3$	山地=1; 其他=0	0.12	0.32	0	1
地块面积	$Acre_{ivt}$	单位：亩	8.37	7.25	0.4	81
地块承包年限	$Tenu_{ivt}$	单位：年	15.50	4.92	0	30
年龄	Age_{ivt}	户主年龄，单位：岁	53.74	9.13	25	84
受教育程度	$Educ_{ivt}$	户主受教育年限，单位：年	6.82	2.96	0	21
技术推广活动 参与	$Exten_{ivt}$	户主是否参与政府的技术推广活动： 是=1; 否=0	0.38	0.48	0	1

(续表2)

信息获取能力	$Info_{vt}$	户主自主获取外界信息的能力: 弱=1; 较弱=2; 一般=3; 较强=4; 强=5	1.90	1.29	1	5
人均家庭财富	$Weal_{vt}$	人均家庭财富(元)的对数值。家庭财富为现有房产、车辆、大型农机、存栏牲畜等资产折算的金额	8.97	1.40	2.30	13.84
水利设施满意程度	$Sati_{vt}$	农户对村级水利设施的满意程度: 非常不满意=1; 比较不满意=2; 一般=3; 比较满意=4; 非常满意=5	3.50	1.24	1	5
村庄惩罚水平	$Puni_{vt}$	村庄对不参加集体活动者的惩罚水平: 弱=1; 较弱=2; 一般=3; 较强=4; 强=5	2.65	1.48	1	5
村庄社会信任	$Trust_{vt}$	村民之间的社会信任程度: 弱=1; 较弱=2; 一般=3; 较强=4; 强=5	3.58	1	1	5
降水量	$Preci_{vt}$	该村过去10年的年均降水量(单位: 毫米)	287.44	54.36	210.20	543.25

注: 水利设施满意程度、村庄惩罚水平、村庄社会信任变量来源于本文调查。具体而言, 由调查者记录农户对以下问题的主观回答: “您对村里的水利设施满意吗? 按照1~5的标准选择, 1为完全不满意, 5为非常满意”; “那些不参加村里集体活动的人, 是否会遭到谴责或惩罚? 按照1~5的标准选择, 1为肯定不会, 5为肯定会”; “一般说来, 您认为您周围的大多数人是可信任的吗? 按照1~5的标准选择, 1为非常不信任, 5为完全可以信任”。对同一村庄农户的回答取平均值, 得到村庄层面的数据。

(五) 样本描述

图1和图2显示了样本农户节水技术采纳与井权结构随时间变化的趋势。2007~2017年, 采用漫灌方式的农户比例从83.7%下降到30%, 采用滴灌技术的农户比例从1.8%上升到29.8%(见图1)。这说明, 采用漫灌方式的农户显著减少, 采用滴灌技术的农户显著增多, 而采用大型喷灌与微型喷灌技术的农户比例变化不大。可见, 凿井管制政策试点之后, 采纳节水技术的农户比例显著提升。

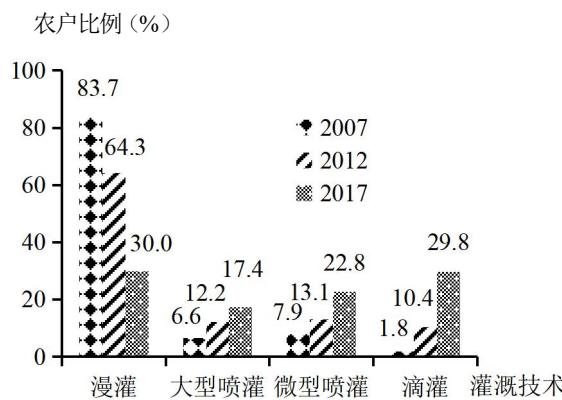


图1 农户节水技术采纳的变化趋势

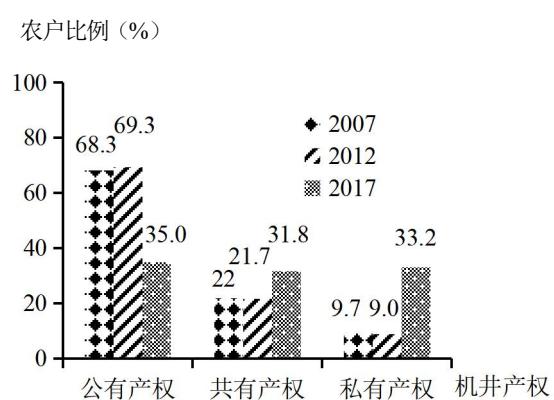


图2 井权结构的变化趋势

在井权结构方面, 2007年和2012年, 享有井权(包括共有产权和私有产权)的农户约占30%;

2017年,这一比例大幅提升至65% (见图2)。这说明,凿井管制政策同样可能对井权结构产生影响。

表3显示了不同井权结构下未采用节水技术(即漫灌)的农户比例和采用节水技术(即采用了任一种节水技术)的农户比例。总体而言,享有井权的农户采用节水技术的比例高于不享有井权的农户;而在享有井权的农户中,享有私有井权的农户采用节水技术的比例高于享有共有井权的农户。这说明,农户享有的井权越完整,其采取节水技术的可能性越大。具体而言,2017年,仍有近半数的非井权人未采用任何节水技术;享有共有井权的农户采用节水技术的比例平均约为63%;享有私有井权的农户采用节水技术的比例则超过了90%。综上,凿井管制政策试点在一定程度上有助于明晰井权和取水权,政策试点可能对井权人节水行为的影响更大。此外,政策效应也与井权的完整性相关,与享有共有井权的农户相比,凿井管制政策对享有私有井权农户的节水行为影响较大。

表3 井权结构与农户灌溉方式 单位: %

	2007年		2012年		2017年	
	未采用节水技术的农户比例	采用节水技术的农户比例	未采用节水技术的农户比例	采用节水技术的农户比例	未采用节水技术的农户比例	采用节水技术的农户比例
公有产权	87.39	12.61	66.59	33.41	45.3	54.7
共有产权	77.87	22.13	54.68	45.32	36.79	63.21
私有产权	81.08	18.92	70.18	29.82	7.66	92.34

注:本文将使用漫灌方式定义为未采用节水技术,将使用大型喷灌、微型喷灌或滴灌技术定义为采用节水技术。

(六) 平行趋势的经验观察

图3、图4分别为非试点村和试点村农户关于用水效率的三重差分平行趋势^①。图中的虚垂线为2013年凿井管制政策试点出台的年份,以此为分界点,本文的研究年份可分为非试点期(2007~2012年)和试点期(2017年)。

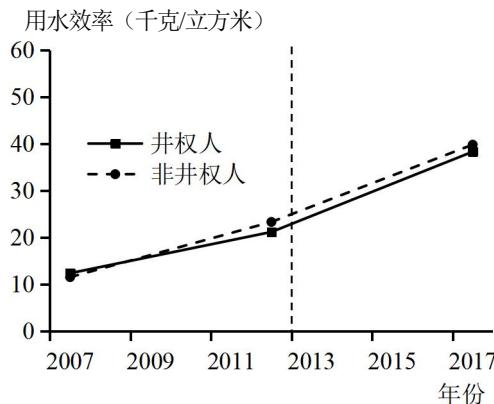


图3 非试点村农户的用水效率

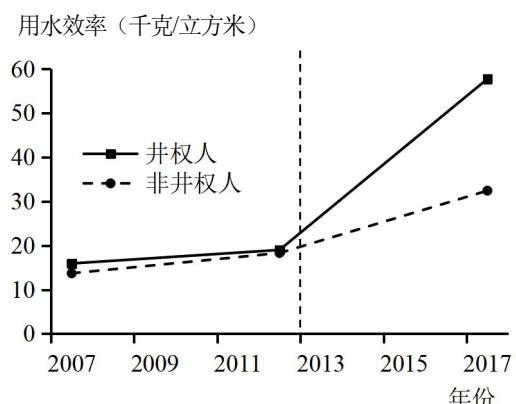


图4 试点村农户的用水效率

图3显示,在非试点村,井权人与非井权人的用水效率随时间变化呈现平行趋势,即在2013年政策试点前后,非试点村井权人与非井权人的用水效率变化相近。而图4显示,在试点村,井权人与

^①节水技术采纳与灌溉用水量的平行趋势图所呈现的结论与用水效率相似,为节约篇幅,不逐一汇报。

非井权人的用水效率在试点政策出台之前保持平行趋势；在试点政策出台之后，与非井权人相比，凿井管制政策对井权人用水效率提高的作用较为明显。

五、实证结果

（一）基准回归结果

为了检验在控制平均灌溉水价、灌溉设备投资成本、户主受教育程度以及地块特征等一系列因素的情况下凿井管制政策是否促进了农户的节水行为，并研究异质性井权结构对凿井管制政策节水效果产生的影响，本文采用三重差分模型对样本数据进行回归，具体结果如表 4 所示。表 4 列（1）和列（2）显示，三重差分交互项均为负，但不显著。这意味着：首先，凿井管制政策试点在一定程度上抑制了农户采用最浪费水的漫灌方式，这与本文的预期相符；其次，凿井管制政策也未能促进农户采用大型喷灌技术，考虑到大型喷灌技术的水分蒸发量仅次于漫灌，该结果同样不违背预期。列（3）显示，三重差分交互项 $T_{iv} D_t P_{iv}^1$ 在 5% 的显著性水平下显著且系数为正，表明政策试点后，在享有共有井权的农户中采用微型喷灌技术的比例显著提升。根据列（4）结果，三重差分交互项 $T_{iv} D_t P_{iv}^2$ 在 5% 的显著性水平下显著且系数为正，意味着凿井管制政策促进了享有私有井权的农户采用滴灌技术。列（5）～（6）结果显示，凿井管制政策试点后，相对于其他农户而言，享有私有井权的农户其亩均灌溉用水量约降低了 38 立方米，且在消耗同等灌溉水的情况下，亩均马铃薯产量约提高了 36 千克。

表 4 三重差分模型基准回归结果 (n=1483)

	$Tech_{ivt}^1$	$Tech_{ivt}^2$	$Tech_{ivt}^3$	$Tech_{ivt}^4$	$Water_{ivt}$	$Effi_{ivt}$
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
$T_{iv} D_t P_{iv}^1$	-0.3904 (0.3571)	-0.0165 (0.4400)	0.3588 (0.2234)	0.0481 (0.0950)	32.5162* (18.9400)	-20.3684 (15.5127)
$T_{iv} D_t P_{iv}^2$	-0.4120 (0.3597)	-0.1207 (0.4368)	0.5571** (0.2217)	-0.0243 (0.1017)	-18.7039 (15.0092)	2.6589 (15.0610)
$T_{iv} D_t P_{iv}^3$	-0.3177 (0.3457)	-0.2217 (0.3635)	0.2395 (0.2493)	0.3000** (0.1270)	-38.0713** (18.5370)	36.5314** (16.4587)
常数项	0.2978 (0.4416)	1.2899*** (0.3993)	-0.2801 (0.4784)	-0.3076 (0.3125)	-95.6056 (80.3044)	55.1536 (40.9567)
R ²	0.6858	0.4683	0.5644	0.6758	0.6329	0.4729

注：①***、**、*分别表示 1%、5% 和 10% 的显著性水平；②括号里是村级层面的聚类稳健标准误差；③所有回归结果均加入了控制变量、农户个体固定效应、时间固定效应、县（旗）与年份虚拟变量的交互项，估计结果略。

表 4 表明，在考虑到井权结构异质性的情况下，凿井管制政策对农户节水行为具有显著的正向作用。具体而言，享有私有井权的农户更倾向于采用滴灌技术，且灌溉用水量显著下降，用水效率显著提升；而享有共有井权的农户，尽管在政策试点后更倾向于采用微型喷灌技术，但灌溉用水量与用水效率未有显著改进；凿井管制政策并未显著促进不享有井权农户的节水行为。该结论验证了假说 I。所以，从长远来看，取水许可制度下的凿井管制政策与明晰的井权将有利于农户通过采取节水技术降

低农业灌溉用水消耗，符合中国“节水优先、空间均衡、系统治理、两手发力”的治水方针。

（二）安慰剂检验

接下来，本文将进行一系列安慰剂检验来排除其他政策或者随机性因素的影响。在本研究中，政府对凿井管制试点村的选取可能并不是随机的，是否为凿井管制政策试点村也可能与村庄特征相关。为此，本文将利用安慰剂检验来证明：在首次进行凿井管制政策试点之前，试点村中的井权人不存在比非井权人更节水的趋势；同时，与非试点村农户相比，试点村农户也不存在更节水的趋势。

1. 通过虚构试点年份进行证伪实验。参考已有文献（刘晔、张训常，2017），本文将试点村开始进行凿井管制政策试点的年份统一提前到2012年，设置新的试点期间虚拟变量 D_t^* （在2007年， $D_t^* = 0$ ；在2012年和2017年， $D_t^* = 1$ ），然后重新进行估计，以检验在假定的政策试点年份下，试点村农户的节水灌溉程度是否仍然显著高于非试点村农户。如果三重差分交互项显著且估计系数为正则说明，试点村与非试点村农户在节水行为上的差异可能是来自于其他政策或随机因素的影响，前文平行趋势检验的结论则不成立；如果该估计系数不显著则说明，除了凿井管制政策的冲击外，试点村和非试点村农户的节水行为确实不存在系统差异，可以认为凿井管制政策试点的选择具备随机性。

表5汇报了虚构政策试点年份后的三重差分估计结果。从列（2）～（6）中可以看出，无论何种井权结构，凿井管制政策均未促进试点村农户采纳大型喷灌、微型喷灌或滴灌技术；且与非试点村相比，试点村农户的灌溉用水量未有显著降低，用水效率未有显著提升。而列（1）结果显示，更改了政策试点年份后，试点村采纳漫灌方式的农户多于非试点村，而漫灌是最不利于节水的灌溉方式。由此，当假定试点年份提前到2012年时，凿井管制政策试点村农户的节水灌溉程度并未显著高于非试点村农户。

表5 虚构试点年份的安慰剂检验（n=1483）

	$Tech_{ivt}^1$	$Tech_{ivt}^2$	$Tech_{ivt}^3$	$Tech_{ivt}^4$	$Water_{ivt}$	$Effi_{ivt}$
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
$T_{iv}D_t^*P_{iv}^1$	0.4955 (0.3062)	-0.0340 (0.4375)	-0.0397 (0.1743)	-0.1423 (0.2710)	14.5261 (35.1038)	-28.7512 (19.0864)
$T_{iv}D_t^*P_{iv}^2$	0.4779* (0.2619)	-0.2101* (0.1110)	-0.0147 (0.1595)	-0.2530 (0.2662)	32.4723 (38.2829)	-25.8150 (21.3037)
$T_{iv}D_t^*P_{iv}^3$	0.0209 (0.2073)	-0.1556** (0.0721)	-0.0180 (0.0744)	0.1526 (0.2368)	27.7907 (30.1517)	9.0285 (15.8112)
常数项	0.2256 (0.4487)	1.2605*** (0.3637)	-0.1652 (0.4812)	-0.3209 (0.3220)	43.2113 (64.7963)	39.6265 (33.3017)
R ²	0.6863	0.4634	0.5532	0.6701	0.6218	0.4653

注：①***、**、*分别表示1%、5%和10%的显著性水平；②括号里是村级层面的聚类稳健标准误差；③所有回归结果均加入了控制变量、农户个体固定效应、时间固定效应、县（旗）与年份虚拟变量的交互项，估计结果略。

2. 通过虚构试点样本进行反事实检验。为了确保试点村选取的随机性，并排除可能的混淆因素的干扰，借鉴已有研究（章莉等，2016），本文改变了原来的试点样本并重新估计。具体而言，将试点村中2012年由非集体产权机井灌溉的样本地块设置为新的试点样本（ $T_{iv}^* = 1$ ），将试点村2012年由村

集体公有产权机井灌溉的样本地块与非试点村的样本地块合并, 设置为新的非试点样本 ($T_{iv}^* = 0$)。在上文的反事实检验中, 三重差分模型的第二对处理组 (即 2012 年由非集体产权机井灌溉的样本地块) 与对照组 (即 2012 年由村集体公有产权机井灌溉的样本地块) 不再单独成立, 而是分别被纳入了原来的试点样本与非试点样本中, 形成了一对新的处理组与对照组, 故采用双重差分模型进行估计。如果双重差分交互项显著且估计系数为正则说明, 除凿井管制政策外, 异质性井权结构也可能显著促进农户的节水行为, 从而构成政策效应的混淆因素。构造新处理组的目的是为了证明, 在凿井管制政策试点开始之前不存在预先的影响试点村非井权人节水行为的因素, 从而混淆平均处理效应的估计结果。如果平均处理效应不显著或估计系数为负, 即当本文依据异质性井权结构虚构凿井管制政策的试点样本时, 凿井管制政策对农户节水行为的促进作用便不存在了。这说明, 节水效果主要来自凿井管制政策, 而不源于异质性井权结构。

表 6 显示, 各列的平均处理效应 $T_{iv}^* D_t$ 均不显著, 即新处理组并未比新对照组更节水。这说明, 若不考虑凿井管制政策, 享有井权并未构成促进农户节水行为的因素, 从而并未混淆政策试点的节水效果。由此可以认为, 前文凿井管制政策对农户节水行为具有促进作用的结论较为可信。

表 6 虚构试点样本的安慰剂检验 (n=1483)

	$Tech_{ivt}^1$	$Tech_{ivt}^2$	$Tech_{ivt}^3$	$Tech_{ivt}^4$	$Water_{ivt}$	$Effi_{ivt}$
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
$T_{iv}^* D_t$	0.0101 (0.0657)	0.0038 (0.0594)	-0.0072 (0.0498)	-0.0068 (0.0381)	4.4547 (10.0536)	2.1518 (7.3077)
	0.1232 (0.1024)	0.0461 (0.0795)	-0.0769 (0.0723)	-0.0923 (0.0693)	-14.6171 (10.1933)	11.4349 (8.1576)
D_t	-0.0527 (0.0559)	-0.0059 (0.0523)	-0.0134 (0.0518)	0.0720* (0.0388)	-17.1637** (8.2199)	17.3427*** (4.3010)
	-0.0243 (0.4472)	1.5210*** (0.3658)	-0.1783 (0.4853)	-0.3183 (0.2970)	-18.3716 (55.2756)	7.0708 (39.9873)
R^2	0.6728	0.4603	0.5508	0.6455	0.6161	0.4503

注: ①***、**、*分别表示 1%、5% 和 10% 的显著性水平; ②括号里是村级层面的聚类稳健标准误差; ③所有回归结果均加入了控制变量、农户个体固定效应、时间固定效应、县(旗)与年份虚拟变量的交互项, 估计结果略。

3. 利用蒙特卡洛模拟随机生成 1000 次试点样本进行安慰剂检验。为验证基准回归结果是否由某些偶然因素所驱动, 本文采用随机生成的虚拟的凿井管制政策试点样本进行安慰剂检验。参考 Ferrara et al. (2012) 的做法, 本文随机选择 20 个村庄作为凿井管制政策的试点村, 将试点村中的地块定义为试点样本, 利用随机生成的关键解释变量, 重新估计表 4 的列 (1) ~ (6)。利用蒙特卡洛模拟重复上述步骤 1000 次, 并计算每次的 t 值。图 5 汇报了当因变量为用水效率时, 三重差分交互项的 t 值的核密度分布^①。在大样本条件下进行区间估计时, 95% 的置信水平对应的 t 临界值为 1.96。由此, 当 $t > 2$

^①当因变量为节水技术采纳和灌溉用水量时, 三重差分交互项的 t 值的核密度分布均与图 5 相似, 故不逐一汇报。

时，意味着估计结果至少有 95% 的可能性落在原假设的拒绝域。当凿井管制政策试点村为随机选择的村庄时， t 分布集中在 0 附近，且 $t > 2$ 出现的概率非常小（见图 5）。可见，凿井管制政策对农户节水行为的处理效应不存在。由此可以认为，本文的实证结果并不是由偶然因素引起的。

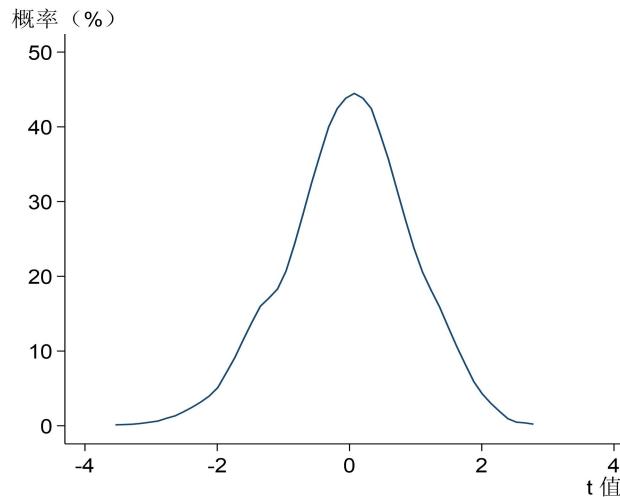


图 5 三重差分交互项的 t 值的核密度分布

注：核密度估计的带宽为 0.2015。

此外，为验证实证结果的稳健性，本文采用缩小时间窗口的方法进行了稳健性检验。具体而言，在估计中删除了 2007 年的样本，仅保留 2012 年（非试点期）和 2017 年（试点期）作为研究期间，重新进行三重差分回归，以排除试点政策出台前其他事件对基准回归结果的干扰。稳健性检验的结果及结论与表 4 的基准回归结果相似，为节约篇幅，不再进行汇报。

（三）机制分析

本节对可能影响凿井管制政策节水效果的信息机制与市场机制进行检验。首先，如前文所述，市场机制可能影响凿井管制的政策效果。本文将农户在 2012 年（政策试点前）是否进行灌溉水资源交易 (M_{iv}^1) 作为市场机制变量，以衡量井权人有无通过灌溉水资源交易获得了额外收益。表 7 汇报了市场机制对凿井管制政策效应影响的估计结果。列（1）～（4）显示，市场机制显著促进了试点区农户的节水技术采纳行为。具体而言，市场机制抑制了试点区享有共有井权的农户使用漫灌方式，促进了不享有井权的农户采用大型喷灌技术，促进了享有共有井权的农户采用微型喷灌技术，也促进了享有私有井权的农户采用滴灌技术。根据列（5）～（6）的结果，水资源交易显著降低了试点区享有私有井权的农户的灌溉用水量，提高了其用水效率。这表明，水资源交易构成了促进农户节水行为的机制，即在凿井管制政策试点后，通过水资源交易获取收益的农户具有明显的节水行为，具体表现为对节水技术的采纳、灌溉用水量的减少与用水效率的提高。表 7 的估计结果验证了假说 II，即水资源交易有助于激励农户的节水行为，因为农户可以通过出售剩余灌溉水资源而获得额外收益。

表 7

灌溉水资源交易的机制分析 (n=1483)

	$Tech_{ivt}^1$	$Tech_{ivt}^2$	$Tech_{ivt}^3$	$Tech_{ivt}^4$	$Water_{ivt}$	$Effi_{ivt}$
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
$M_{iv}^3 T_{iv} D_{it} P_{iv}^1$	-0.2453 (0.1491)	0.4165* (0.2281)	-0.0615 (0.1210)	-0.1233 (0.0750)	-42.5594*** (6.4445)	12.2725** (4.7004)
$M_{iv}^3 T_{iv} D_{it} P_{iv}^2$	-0.3104*** (0.0890)	-0.0133 (0.0823)	0.3116** (0.1200)	0.0205 (0.0888)	-12.1230 (8.2050)	6.1803 (8.0407)
$M_{iv}^3 T_{iv} D_{it} P_{iv}^3$	-0.1699 (0.1262)	-0.0616 (0.0764)	-0.1417 (0.1866)	0.3838** (0.1500)	-35.1130*** (11.1252)	26.3568* (15.5700)
M_{iv}^3	-0.0160 (0.0367)	0.0369 (0.0314)	-0.0264 (0.0346)	0.0024 (0.0333)	-2.0421 (4.8195)	-1.4362 (2.4446)
$T_{iv} D_{it} P_{iv}^1$	-0.1161 (0.4569)	-0.4348 (0.5736)	0.4443 (0.2730)	0.1569 (0.1204)	80.5556*** (19.7912)	-34.9982* (17.4559)
$T_{iv} D_{it} P_{iv}^2$	-0.1179 (0.3861)	-0.1231 (0.4463)	0.3087 (0.2284)	-0.0974 (0.1610)	-7.0883 (17.4758)	-4.1715 (18.0507)
$T_{iv} D_{it} P_{iv}^3$	-0.1351 (0.3795)	-0.1854 (0.3817)	0.3345 (0.3551)	0.0331 (0.2461)	-12.8228 (23.5017)	10.5975 (22.6973)
常数项	0.0772 (0.4525)	1.2265*** (0.4172)	-0.1932 (0.4573)	0.0030 (0.3278)	22.0844 (83.1863)	70.4928 (43.3406)
R ²	0.6922	0.4767	0.5748	0.6796	0.6396	0.4773

注: ①***、**、*分别表示1%、5%和10%的显著性水平; ②括号里是村级层面的聚类稳健标准误差; ③所有回归结果均加入了控制变量、农户个体固定效应、时间固定效应、县(旗)与年份虚拟变量的交互项, 估计结果略。

接下来, 本文分别检验两个信息机制对凿井管制政策节水效果的影响。具体而言, 采用农户在2012年是否参与过政府组织的节水技术培训(M_{iv}^2)以及农户在2012年是否参加过政府组织的农业生产培训(M_{iv}^3)作为度量信息机制的变量。表8和表9分别汇报了两种信息机制的估计结果。

节水技术培训衡量农户是否获取过足够的节水技术信息, 从而更倾向于采纳节水技术。表8列(4)显示, 节水技术培训有助于促进试点区享有共有或私有井权的农户采纳滴灌技术。通常, 与喷灌相比, 滴灌技术的节水效果较好。本文发现, 参加过节水培训的农户更倾向于采纳最先进的滴灌技术。列(5)~(6)显示, 尽管节水技术培训并未显著降低试点区农户的灌溉用水量, 但显著提高了享有共有或私有井权农户的用水效率。以上结果说明, 节水技术培训是凿井管制政策影响农户节水行为的一个机制, 即在凿井管制政策试点后, 接受过技术培训的试点村农户更倾向于采纳滴灌技术, 用水效率也更高。可见, 节水技术信息能够增加农户的节水技术能力和节水观念, 从而对农户节水行为产生正面影响。

表8

节水技术培训的机制分析 (n=1483)

	$Tech_{ivt}^1$	$Tech_{ivt}^2$	$Tech_{ivt}^3$	$Tech_{ivt}^4$	$Water_{ivt}$	$Effi_{ivt}$
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
$M_{iv}^3 T_{iv} D_{it} P_{iv}^1$	-0.2192	0.1776	0.0967	-0.0585	18.7524	-19.3701

(续表8)

	(0.1478)	(0.1394)	(0.1212)	(0.0682)	(26.9000)	(22.7298)
$M_{iv}^3 T_{iv} D_t P_{iv}^2$	0.0096	-0.0657	-0.0492	0.1045*	-7.6519	14.8849*
	(0.0632)	(0.0608)	(0.0709)	(0.0617)	(11.0706)	(8.5308)
$M_{iv}^3 T_{iv} D_t P_{iv}^3$	-0.0134	-0.0758	-0.0826	0.1811**	-14.8422	22.1920**
	(0.0579)	(0.0515)	(0.0655)	(0.0695)	(9.9662)	(9.9110)
M_{iv}^3	-0.0822	-0.0242	-0.0510	0.1482**	-10.5975	13.0444**
	(0.0915)	(0.0690)	(0.0897)	(0.0577)	(8.4357)	(5.3111)
$T_{iv} D_t P_{iv}^1$	-0.3809	-0.0516	0.3279	0.1484*	26.8822	-11.7209
	(0.3421)	(0.4411)	(0.2296)	(0.0841)	(22.8855)	(13.1216)
$T_{iv} D_t P_{iv}^2$	-0.4621	-0.0841	0.5717**	-0.0474	-20.1846	0.4820
	(0.3391)	(0.4380)	(0.2286)	(0.0905)	(19.0166)	(12.2946)
$T_{iv} D_t P_{iv}^3$	-0.3466	-0.1343	0.3162	0.2146*	-31.1209	14.4779
	(0.3276)	(0.3602)	(0.2663)	(0.1156)	(22.1620)	(13.5330)
常数项	0.4210	1.2235***	-0.2933	-0.2415	41.5455	56.7075
	(0.4556)	(0.4083)	(0.4623)	(0.3258)	(87.2729)	(52.7094)
R ²	0.6871	0.4722	0.5670	0.6843	0.6381	0.4937

注: ①***、**、*分别表示1%、5%和10%的显著性水平; ②括号里是村级层面的聚类稳健标准误差; ③所有回归结果均加入了控制变量、农户个体固定效应、时间固定效应、县(旗)与年份虚拟变量的交互项, 估计结果略。

农业生产培训衡量农户是否获取足够的农业生产信息, 从而具有较高的节水能力。表9列(4)~(6)显示, 农业生产培训(M_{iv}^3)是凿井管制政策影响农户节水行为的机制, 接受过生产培训并享有井权的试点村农户在政策试点后更倾向于采纳节水技术, 且灌溉用水量显著降低, 用水效率显著提高。这说明政府提供的农业生产培训有助于提高农户的节水技术能力, 并实现灌溉水资源的高效利用。

表9 农业生产培训的机制分析 (n=1483)

	$Tech_{ivt}^1$	$Tech_{ivt}^2$	$Tech_{ivt}^3$	$Tech_{ivt}^4$	$Water_{ivt}$	$Effi_{ivt}$
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
$M_{iv}^3 T_{iv} D_t P_{iv}^1$	0.0792	-0.0941	-0.1261*	0.1409	-9.7819	2.9951
	(0.1079)	(0.0875)	(0.0683)	(0.0887)	(18.5878)	(8.7683)
$M_{iv}^3 T_{iv} D_t P_{iv}^2$	0.0091	-0.1256	-0.0055	0.1221	-22.1772	20.2628**
	(0.1050)	(0.1117)	(0.0965)	(0.0925)	(15.0708)	(8.3794)
$M_{iv}^3 T_{iv} D_t P_{iv}^3$	-0.0519	-0.0273	-0.0905	0.1696*	-25.3724**	42.3631**
	(0.0846)	(0.0885)	(0.0736)	(0.0943)	(10.7403)	(17.6297)
M_{iv}^3	-0.0294	0.0764	-0.0072	-0.0399	-13.3952	2.1245
	(0.0450)	(0.0561)	(0.0506)	(0.0679)	(11.7731)	(7.1187)
$T_{iv} D_t P_{iv}^1$	-0.3938	-0.0176	0.3511	0.0603	27.5209	-17.4912
	(0.3590)	(0.4462)	(0.2269)	(0.0921)	(21.4607)	(14.0865)
$T_{iv} D_t P_{iv}^2$	-0.4073	-0.1220	0.5440**	-0.0148	-19.9244	2.6823

(续表9)

	(0.3616)	(0.4421)	(0.2264)	(0.1012)	(17.7403)	(12.9935)
$T_{iv}D_tP_{iv}^3$	-0.3002	-0.2261	0.2512	0.2751**	-39.8833*	27.4071*
	(0.3464)	(0.3680)	(0.2578)	(0.1329)	(21.7081)	(15.6351)
常数项	0.2731	1.3693***	-0.2874	-0.3550	16.5365	55.4903
	(0.4532)	(0.4202)	(0.4896)	(0.3465)	(83.3262)	(47.2286)
R ²	0.6862	0.4701	0.5662	0.6791	0.6425	0.4919

注: ①***、**、*分别表示1%、5%和10%的显著性水平; ②括号里是村级层面的聚类稳健标准误差; ③所有回归结果均加入了控制变量、农户个体固定效应、时间固定效应、县(旗)与年份虚拟变量的交互项, 估计结果略。

综上, 节水技术培训与农业生产培训的机制分析结论验证了假说III, 即政府的培训活动有助于增加农户的节水知识, 提高农户的节水观念与节水能力, 从而加强凿井管制政策的节水效果。

六、研究结论与启示

本文基于2007年、2012年和2017年内蒙古自治区与河北省5县的马铃薯种植户微观调查数据, 采用三重差分法评估了凿井管制政策的节水效应, 识别了井权结构带来的异质性影响, 并进行了稳健性检验和机制分析。基于上述实证分析的结果, 本文得到以下结论。首先, 凿井管制政策有助于促进农户采用节水技术、降低灌溉用水量并提高用水效率。其次, 井权结构影响凿井管制政策的节水效果。即农户对机井所享有的产权越清晰、权能越完整时, 其节水倾向也越强; 而对于不享有井权的农户而言, 政策带来的影响并不显著。最后, 机制分析表明, 农户间水资源交易制度构建、政府对农户的节水技术培训和农业生产培训有助于促进凿井管制政策节水效应的实现, 说明地下水资源管制政策和市场化的水权交易制度两种手段需要有效结合。而对农户节水技术的培训、引导和助推, 有利于增强凿井管制政策的农业灌溉节水效果。

根据上述研究结论, 为引导和激励农户采取节水技术、提高灌溉水使用效率并积极维护地下水灌溉设备, 政策上应关注以下三个方面。第一, 将凿井管制政策与水权制度及灌溉工程设施产权制度创新协同推进。进一步扩大凿井管制政策的试点范围, 严格控制农村机井数量, 提高灌溉工程设施建设主体的准入门槛、统一灌溉工程设施建设的技术标准。同时, 积极引导水权与灌溉工程设施产权制度创新, 加速和完善私人灌溉工程设施产权的确权和登记, 促成水权和灌溉水交易, 从而实现村集体成员对灌溉工程设施及灌溉水资源积极治理和维护的良性机制, 提升农户参与农村公共资源治理的意识及行为贡献, 形成更有效的共同管理模式。加快建立和完善农业灌溉水资源交易市场。第二, 凿井管制政策实施中要针对井权结构和村庄条件差异, 因地施策。为进一步提高取水许可制度的资源配置效率, 在制定具体政策时, 应充分考虑灌溉工程设施权属结构和村庄社会经济的异质性, 结合各村实际情况(如村集体公有产权的机井比例)来制定对应的凿井管制与机井确权政策, 以提升政策试点的整体效果。第三, 政府应加强关于取水许可制度的宣传、节水技能素养教育和社会规范引导。积极推广节水技术, 提高农户对政策的理解以及对凿井限制的预期, 提升农户的主观节水意识和对先进灌溉技

术的认知及使用技能水平，塑造良好的节水社会规范，引导、助推农户正确地使用节水灌溉设备，以实现农业用水的总量控制和灌溉效率提升。

参考文献

- 1.Colin Scott、石肖雪, 2014: 《作为规制与治理工具的行政许可》,《法学研究》第 2 期。
- 2.窦明、王艳艳、李胚, 2014: 《最严格水资源管理制度下的水权理论框架探析》,《中国人口·资源与环境》第 12 期。
- 3.龚亚珍、关宝珠、代喆、张惠, 2019: 《基于外部效应分析机井密度对地下水位的影响》,《自然资源学报》第 3 期。
- 4.连煜阳、刘静、张天才, 2017: 《农业种植结构等因素对河北省地下水超采的影响》,《中国食物与营养》第 5 期。
- 5.林毅夫、沈艳、孙昂, 2020: 《中国政府消费券政策的经济效应》,《经济研究》第 7 期。
- 6.刘晔、张训常, 2017: 《碳排放交易制度与企业研发创新——基于三重差分模型的实证研究》,《经济科学》第 3 期。
- 7.裴丽萍、王军权, 2016: 《水资源配置管理的行政许可与行政合同模式比较》,《郑州大学学报(哲学社会科学版)》第 3 期。
- 8.任胜钢、郑晶晶、刘东华、陈晓红, 2019: 《排污权交易机制是否提高了企业全要素生产率——来自中国上市公司的证据》, 《中国工业经济》第 5 期。
- 9.田贵良、周慧, 2016: 《我国水资源市场化配置环境下水权交易监管制度研究》,《价格理论与实践》第 7 期。
- 10.王金霞、黄季焜、Scott Rozelle, 2000: 《地下水灌溉系统产权制度的创新与理论解释——小型水利工程的实证研究》,《经济研究》第 4 期。
- 11.章莉、吴彬彬、李实、Sylvie Démurger, 2016: 《部门进入的户籍壁垒对收入户籍歧视的影响——基于微观模拟方法的收入差距分解》, 《中国农村经济》第 2 期。
- 12.Acemoglu, D., P. Aghion, L. Bursztyn, and D. Hemous, 2012, “The Environment and Directed Technical Change”, *American Economic Review*, 102(1): 131-66.
- 13.Angrist, J. D., and J.-S. Pischke, 2008, *Mostly Harmless Econometrics: An Empiricist's Companion*, Princeton, NJ: Princeton University Press.
- 14.Autor, D. H., D. Dorn, and G. H. Hanson, 2013, “The China Syndrome: Local Labor Market Effects of Import Competition in the United States”, *American Economic Review*, 103(6): 2121-2168.
- 15.Banerji, A., J. V. Meenakshi, and G. Khanna, 2012, “Social Contacts, Markets and Efficiency: Groundwater Irrigation in North India”, *Journal of Development Economics*, 98(2): 228-237.
- 16.Calel, R., and A. Dechezlepretre, 2016, “Environmental Policy and Directed Technological Change: Evidence from the European Carbon Market”, *Review of Economics and Statistics*, 98(1): 173-191.
- 17.Caswell, M. F., and D. Zilberman, 1985, “The Choices of Irrigation Technologies in California”, *American Journal of Agricultural Economics*, 67(2): 224-234.
- 18.Caswell, M. F., and D. Zilberman, 1986, “The Effects of Well Depth and Land Quality on the Choice of Irrigation Technology”, *American Journal of Agricultural Economics*, 68(4): 798-811.
- 19.Coase, R. H., 1960, “The Problem of Social Cost”, *Journal of Law and Economics*, 3: 1-44.

- 20.Emerick, K., and M. H. Dar, 2020, “Farmer Field Days and Demonstrator Selection for Increasing Technology Adoption”, *Review of Economics and Statistics*, DOI: 10.1162/rest_a_00917.
- 21.Espinosa-Goded, M., J. Barreiro-Hurlé, and E. Ruto, 2010, “What do Farmers Want from Agrienvironmental Scheme Design? A Choice Experiment Approach”, *Journal of Agricultural Economics*, 61(2): 259-273.
- 22.Farrow, K., G. Gilles, and I. Lisette, 2017, “Social Norms and Pro-environmental Behavior: A Review of the Evidence”, *Ecological Economics*, 140: 1-13.
- 23.Foster, A. D., and M. R. Rosenzweig, 2010, “Microeconomics of Technology Adoption”, *Annual Review of Economics*, 2(1): 395-424.
- 24.Genius, M., P. Koundouri, C. Nauges, and V. Tzouvelekas, 2014, “Information Transmission in Irrigation Technology Adoption and Diffusion: Social Learning, Extension Services, and Spatial Effects”, *American Journal of Agricultural Economics*, 96(1): 328-344.
- 25.Goulder, L., and H. K. Mathai, 2009, “Optical CO₂ Abatement in the Presence of Induced Technological Change”, *Journal of Environmental Economics and Management*, 39 (1): 1-38.
- 26.Grossman, S. J., and D. H. Oliver, 1986, “The Costs and Benefits of Ownership: A Theory of Vertical and Lateral Integration”, *Journal of Political Economy*, 94(4): 691-719.
- 27.Gruber, J., 2016, “Public Finance and Public Policy (5th edition)”, New York: Worth Publishers.
- 28.Huang, Q., J. X. Wang, S. Rozelle, S. Polasky, and Y. Liu, 2013, “The Effects of Well Management and the Nature of the Aquifer on Groundwater Resources”, *American Journal of Agricultural Economics*, 95(1): 94-116.
- 29.Jaffe, A. B., R. G. Newell, and R.N. Stavins, 2002, “Environmental Policy and Technological Change”, *Environmental and Resource Economics*, 22(1-2): 41-70.
- 30.Jaffe, A. B., R. G. Newell, and R. N. Stavins, 2005, “A Tale of Two Market Failures: Technology and Environmental Policy”, *Ecological Economics*, 54(2-3): 164-174.
- 31.Jaffe, A. B., S. R. Peterson, P. R. Portney, and R. N. Stavins, 1995, “Environmental Regulation and the Competitiveness of U.S. Manufacturing: What does the Evidence Tell Us”, *Journal of Economics Literature*, 33(1): 132-163.
- 32.Koundouri, P., C. Nauges, and V. Tzouvelekas, 2006, “Technology Adoption Under Production Uncertainty: Theory and Application to Irrigation Technology”, *American Journal of Agricultural Economics*, 88(3): 657-670.
- 33.Krysiak, F. C., 2011, “Environmental Regulation, Technological Diversity, and the Dynamics of Technological Change”, *Journal of Economic Dynamics and Control*, 35(4): 528-544.
- 34.La Ferrara, E., A. Chong, and S. Duryea, 2012, “Soap Operas and Fertility: Evidence from Brazil”, *American Economic Journal: Applied Economics*, 4(4): 1-31.
- 35.Lal, A., and E. Israel, 2006, “An Overview of Microfinance and the Environmental Sustainability of Smallholder Agriculture”, *International Journal of Agricultural Resources Governance and Ecology*, 5(4): 356-376.
- 36.Li, M., W. Xu, and T. Zhu, 2018, “Agricultural Water Allocation under Uncertainty: Redistribution of Water Shortage Risk”, *American Journal of Agricultural Economics*, 101(1): 134-153.

- 37.Nguyen, L., 2020, "Land Rights and Technology Adoption: Improved Rice Varieties in Vietnam", *The Journal of Development Studies*, 56(8): 1489-1507.
- 38.Olen, B., J. Wu, and C. Langpap, 2016, "Irrigation Decisions for Major West Coast Crops: Water Scarcity and Climatic Determinants", *American Journal of Agricultural Economics*, 98(1): 254-275.
- 39.Olson, M., 1977, *The Logic of Collective Action: Public Goods and the Theory of Groups*, Cambridge: Harvard University Press.
- 40.Ostrom, E., R. Calvert, and T. Eggertsson, 1993, "Governing the Commons: The Evolution of Institutions for Collective Action", *American Political Science Review*, 86(1): 279-249.
- 41.Ostrom, E., R. Gardner, and J. Walker, 1994, *Rules, Games, and Common-Pool Resources*, Michigan: University of Michigan Press.
- 42.Perino, G., and T. Requate, 2012, "Does More Stringent Environmental Regulation Induce or Reduce Technology Adoption? When the Rate of Technology Adoption is Inverted U-shaped", *Journal of Environmental Economics and Management*, 64(3): 456-467.
- 43.Pfeiffer, L., and C. Y. C. Lin, 2012, "Groundwater Pumping and Spatial Externalities in Agriculture", *Journal of Environmental Economics and management*, 64(1): 16-30.
- 44.Place, F., and B. M. Swallow, 2000, "Assessing the Relationships Between Property Rights and Technology Adoption in Smallholder Agriculture: A Review of Issues and Empirical Methods", CAPRI Working Papers 2, International Food Policy Research Institute (IFPRI), <https://capri.cgiar.org/files/pdf/capriwp02.pdf>.
- 45.Popp, D., 2019, "Environmental Policy and Innovation: A Decade of Research", NBER Working Paper 25631, <http://www.nber.org/papers/w25631>.
- 46.Popp, D., R. G. Newell, and A. B. Jaffe, 2010, "Energy, the Environment, and Technological Change", in Hall, B. H., and N. Rosenberg (eds.) *Handbook of the Economics of Innovation*, pp.873-937.
- 47.Porter, M. E., and C. van der Linde, 1995, "Toward a New Conception of the Environment-Competitiveness Relationship", *Journal of Economic Perspectives*, 9(4): 97-118.
- 48.Provencher, B., and O. Burt, 1993, "The Externalities Associated with the Common Property Exploitation of Groundwater", *Journal of Environmental Economics and Management*, 24(2): 139-158.
- 49.Raffensperger, J. F., 2011, "Matching Users' Rights to Available Groundwater", *Ecological Economics*, 70(6): 1041-1050.
- 50.Ribot, J. C., and N. L. Peluso, 2003, "A Theory of Access", *Rural Sociology*, 68(2):153-181.
- 51.Ryan, N., and A. Sudarshan, 2020, "Rationing the Commons", NBER Working Paper 27473, <http://www.nber.org/papers/w27473>.
- 52.Saak, A. E., and J. M. Peterson, 2007, "Groundwater Use under Incomplete Information", *Journal of Environmental Economics and Management*, 54(2): 214-228.
- 53.Schmalensee, R., and R. Stavins, 2019, "Learning from Thirty Years Cap and Trade", <https://www.resourcesmag.org/archives/learning-thirty-years-cap-trade>.

- 54.Shrestha, R. B., and C. Gopalakrishnan, 1993, "Adoption and Diffusion of Drip Irrigation Technology: An Econometric Analysis", *Economic Development and Cultural Change*, 41(2): 407-418.
- 55.Smith, V. K., and W. H. Desvouges, 1990, "Risk Communication and the Value of Information: Radon as a Case Study", *The Review of Economics and Statistics*, 72 (1): 137-142.
- 56.Stavins, R. N., 2011, "The Problem of the Commons: Still Unsettled after 100 Years", *American Economic Review*, 101(1): 81-108.
- 57.Weitzman, M. L., 1974, "Prices vs. Quantities", *The Review of Economic Studies*, 41(4): 477-491.
- 58.Xu, Y., 2017, "Generalized Synthetic Control Method: Causal Inference with Interactive Fixed Effects Models", *Political Analysis*, 25(1): 57-76.

(作者单位: ¹中国人民大学农业与农村发展学院;

²中国社会科学院农村发展研究所)

(责任编辑: 黄易)

Ownership Structure of Groundwater Irrigation System and the Water-saving Effects of Borewell Ban: An Analysis Based on Survey Data of Potato Growers

CUI Yi MA Juijie KONG Xiangzhi DONG Chong

Abstract: Based on the micro survey data of 502 potato growers in Inner Mongolia and Hebei Province in 2007, 2012 and 2017, this article examines the impact of the borewell ban policy on farmers' water-saving behavior. The results show that, firstly, the implementation of the pilot project has promoted farmers' water-saving behavior, which is embodied in the adoption of water-saving technology, the reduction of irrigation water consumption and the improvement of water use efficiency. Secondly, the heterogeneous ownership structure of borewell strongly affects the policy outcomes, specifically, the farmers who have the private or common well rights will be affected to a greater extent than those who do not have the well rights (i.e. using the irrigation wells with village collective property rights). Thirdly, the cultivation of irrigation water trading market and government's popularization of water-saving technology and agricultural production knowledge to farmers are mechanisms that are beneficial to improving the achievement of borewell ban policy. The policy implications of the empirical results are as follows. It is necessary to further strengthen the regulation of borewells and formulate specific policies for borewell ban according to the ownership structure of the irrigation system in each pilot area. Moreover, the water resources trading market should be improved, the training of water-saving technology and agricultural production should be strengthened, and the water-saving willingness and awareness of farmers should be improved.

Keywords: Water Permit System; Borewell Ban Policy; Ownership Structure; Adoption of Water-saving Technology; Difference-in-Difference-in-Differences Approach

绿色农业补贴政策的环境效应和经济效应*

——基于世行贷款农业面源污染治理项目的断点回归设计

左喆瑜 付志虎

摘要: 针对高强度的化肥施用和面源污染问题, 广东省实施了世行贷款农业面源污染治理项目。本文以此为契机, 选取受项目干预的村庄进行拟随机实验设计, 考察绿色农业补贴政策的环境效应和经济效应。本文利用地块调查微观数据, 通过模糊断点回归设计估算了绿色农业补贴政策对肥料投入环境效率和肥料生产率的局部平均处理效应。与政策制定者预期以及前人研究观点不同的是, 本文研究发现绿色农业补贴政策降低了肥料投入环境效率和肥料生产率。在加入协变量、采用三角核函数、选择最优带宽的情况下, 绿色农业补贴政策对肥料投入环境效率和肥料生产率的局部平均处理效应显著为负。但不能依此否定该政策, 因为在绿色农业技术推广早期阶段, 利用补贴政策可以引导要素投入和优化要素配置, 提高要素使用水平。可取的政策选择是使绿色农业补贴政策和市场化机制有机衔接, 即在绿色农业技术推广早期阶段, 通过绿色农业补贴政策提高技术采纳率, 随后逐步淡化绿色农业补贴政策, 增强市场机制的引导作用。

关键词: 绿色农业补贴政策 肥料投入环境效率 肥料生产率 断点回归设计

中图分类号: F014.4 **文献标识码:** A

一、引言

20世纪80年代, 中国化肥施用量超过了美国, 成为世界最大的化肥消费国(Heisey and Norton, 2007)。1998—2015年, 中国化肥施用强度连年增长, 从262.4公斤/公顷上升至362.4公斤/公顷, 超过发达国家公认的225公斤/公顷的环境安全上限^①。化肥过量施用以及化肥低利用率是导致中国农业

*本文研究得到国家自然科学基金青年项目“农业绿色发展的政策干预与农户行为——基于拟随机实验的经验研究”(编号: 71803030)的资助。感谢匿名审稿专家提出中肯、宝贵的修改建议, 使本文得以改进。感谢广东省农业科学院农业经济与信息研究所黄修杰副研究员对调查工作的协助。感谢广东省农业农村厅世行农业面源污染治理项目办对调查工作的支持。感谢华南农业大学经济管理学院朱芷晴、李嘉豪、欧阳乔峰三位学生在问卷调查过程中的辛勤付出。文责自负。本文通讯作者: 付志虎。

^①数据来源: 国家统计局(编): 《中国统计年鉴》, 1999—2016年历年, 北京: 中国统计出版社。

面源污染的主要原因之一。为促进粮食生产、提高农民收入,中国政府对农业实施了多种补贴。至2006年,中国农业补贴政策形成了以“四项补贴”(即四项农业直接补贴政策,包括良种补贴、农机具购置补贴、粮食直接补贴和农业生产资料综合补贴)为主的农业补贴政策体系^①。这些补贴大多没有和环境保护挂钩,对环境造成了负外部性,主要体现在三方面:第一,补贴政策产生的收入效应有可能导致农户过度施用化肥和农药,造成农业面源污染;第二,补贴政策导致更多不适宜耕种的土地投入生产,存在破坏生态平衡的可能;第三,补贴政策(尤其是粮食直接补贴政策)鼓励农户长期种植粮食作物,导致种植结构单一和地力下降。

在资源趋紧、生态环境日趋脆弱的背景下,中国农业补贴政策的目标从以“保供给”与“保增收”为主转变为以绿色发展为主的新导向,相应的政策工具从“四项补贴”转变为农业支持保护补贴(杨芷晴、孙东民,2020)。为推进农业绿色发展,2016年中央出台《建立以绿色生态为导向的农业补贴制度改革方案》。中国共产党第十九次全国代表大会和2017—2020年历年中央“一号文件”都明确提出,要着力解决农业突出环境问题,加强农业面源污染防治,通过农业绿色发展实现投入品的减量化。面对耕地面积减少、土壤质量下降、地下水过度开采等农业资源与环境问题,中国在农业绿色发展方面进行了系统实践,初步探索形成了重在转变农业发展方式、增强农业可持续发展能力的绿色农业补贴政策体系,体现在以下方面:①在农业清洁生产方面,探索实施化肥农药零增长行动补助和农业废弃物资源化利用补助;②在农业节水工程方面,探索实施农户与政府对高效节水灌溉技术的成本共担机制;③在治理农业突出环境问题方面,探索实施耕地轮作休耕试点与种植业结构调整支持补助、耕地保护与质量提升补助、退耕还林还草与草原生态保护补助等。

对农业补贴政策的环境效应与经济效应进行评估,可以检验政策实施效果,为完善政策实施提供依据。现有文献主要对四项农业直接补贴政策进行政策效应评估,较少涉及绿色农业补贴政策。在经济效应方面,学者们对于农业直接补贴政策对播种面积、产出、农民收入等的影响方面持不同观点。一种观点认为,农业直接补贴政策虽然可以提高农民生产积极性,但受农业生产成本上升和农业比较收益较低等的影响,农业直接补贴政策的产出效应不显著(肖琴,2011;番绍立,2016)。另一种观点认为,农业直接补贴政策虽然不与生产直接挂钩,但仍具有增加粮食产量、保障粮食安全、提高农民收入和提升农业生产效率的作用(吴海涛等,2015;吕炜等,2015;汪小勤等,2016;汤敏,2017;江朦朦,2018)。在环境效应方面,现有文献主要研究农业直接补贴政策对化肥施用强度的影响,也存在两种观点。一种观点认为,农业直接补贴政策与环境负外部性无关,例如农资综合补贴政策与化肥施用量之间没有直接关系(黄季焜等,2011)。另一种观点认为,农业直接补贴政策与环境负外部性有关,导致化肥农药过度施用(汪小勤等,2016;于伟咏等,2017)。

地处中国南方的广东省是化肥面源污染最严重的省份之一,化肥施用强度逐年上升,由1998年的305.9公斤/公顷上升至2015年的536.1公斤/公顷^②,既高于同期中国化肥施用强度的平均值,也大大

^①资料来源:《中央财政今年3917亿用于三农 继续加大投入力度》, http://www.gov.cn/jrzq/2007-10/06/content_769411.htm。

^②数据来源:国家统计局(编):《中国统计年鉴》,1999—2016年历年,北京:中国统计出版社。

超出了环境安全上限。为探索农业可持续发展路径,广东省于2014—2018年实施了世界银行贷款农业面源污染治理项目(下文简称“世行项目”),目的是借鉴世界银行和发达国家在治理农业面源污染方面的技术、机制与经验,通过在项目区推广环境友好型种植方式和牲畜废弃物管理方式以减少种植业和养殖业对水体和土壤的污染。2014年,广东省首次在江门市和惠州市的6个县30个镇开展环境友好型种植业示范项目,2016年推广至15个试点县,2017—2018年推广至28个试点县。世行项目推广的环境友好型种植技术主要有测土配方施肥技术、缓(控)释肥技术、水肥一体化技术、水稻实地养分管理技术、高效低毒农药等,实施的补贴政策有配方肥补贴、缓(控)释肥补贴、高效低毒农药补贴。本文以其中的配方肥补贴政策为例,研究绿色农业补贴政策的环境效应和经济效应。配方肥补贴对象为项目村内实际种植面积不超过50亩的散户;补贴方式为对推广的配方肥补贴其零售价的25%,补贴只能通过IC卡系统以打折的形式在农户购买肥料时扣除。世行项目推广的配方肥属于实地技术范畴(site-specific technology),包含测土技术,依据农作物类别和测土结果进行配方,有利于提高作物对养分的吸收率,达到化肥减量化的目的。传统化肥的应用未考虑不同区域土壤养分含量的差异和不同作物对养分需求的差异,需要农户购买不同养分含量的肥料进行配比。而农户因缺乏相应的知识和技术,在施用传统化肥时未依据土壤养分含量进行配比,导致作物对肥料的吸收率低,剩余养分以径流的形式进入土壤和水体,造成环境污染(Fuglie and Bosch, 1995; Khanna, 2001)。

本研究以配方肥为例研究绿色农业补贴政策的环境效应和经济效应。市场化是促进绿色农业技术采纳的有效机制,但农户了解和学习新技术需要付出较高的时间成本和精力成本,使得农户对绿色农业技术的实际采用率低于社会最优水平,存在市场失灵。政府希望通过补贴政策纠正市场失灵,但同时导致了环境友好型肥料的过度施用,降低了农业面源污染治理的效果,导致政策失灵。政策失灵主要源于以下两方面。第一,当由使用传统肥料转向使用配方肥时,农户需要付出较多的时间和精力学习配方肥的使用方法。如果农户没有完全掌握配方肥施用技术规程,肥料施用量会偏离最优配比,导致氮磷钾纯量的实际施用量可能大于最小施用值,从而降低了环境效率。第二,绿色农业补贴降低了投入成本,提高了农户实际购买力,放松了农户购买肥料的资金约束,导致其多施化肥。本文尝试对政府项目与政策干预进行拟随机实验设计,通过断点回归方法识别绿色农业补贴政策的环境效应和经济效应,为检验政策实施效果、修改和完善政策实施方案提供经验证据。

本文其余部分安排如下:第二部分介绍拟随机实验设计与模型设定;第三部分为变量选取和数据说明;第四部分汇报估计结果,并进行稳健性和有效性检验;第五部分为结论。

二、拟随机实验设计与模型设定

(一) 实验设计

世行项目为本文使用断点回归设计评估绿色农业补贴政策的环境效应和经济效应提供了契机,受政策干预的村庄是进行拟随机实验的天然实验场。农业政策效应评估为“处理效应问题”,个体通常根据政策预期收益而自我选择参与,使得对平均处理效应(average treatment effect, ATE)的估计存在“选择难题”。解决上述“选择难题”的方法之一是进行随机分组,即随机实验或自然实验。而经济学研究

一般只能获得观测数据，无法满足随机实验的假设条件。解决的办法之一是“依可观测变量选择”（selection on observables），但其假定条件很强，要求回归方程包括所有的相关变量，通常无法满足。因此，一般采用“依不可观测变量选择”（selection on unobservables），以控制不可观测因素的影响，常用的估计方法有敏感性分析（sensitivity analysis）、边界分析（bounds analysis）、工具变量法、差分法、断点回归设计（regression of discontinuity design, RDD）等（参见 Imbens and Wooldridge, 2009）。其中，断点回归设计最接近于随机实验，被认为是拟随机实验设计，可以克服参数估计中的内生性问题。断点回归设计由 Thistlethwaite and Campbell (1960) 首次提出，用于评估社会计划备选方案。但直到 20 世纪 90 年代末，该方法才引起经济学家的重视和广泛兴趣（例如 Van Der Klaauw, 2008; Lee and Lemieux, 2010）。断点回归设计已被应用于不同领域，例如人口与劳动经济学（例如 Angrist and Lavy, 1999; Lemieux and Milligan, 2008; 张川川等, 2014; 邹红、喻开志, 2015; 刘生龙等, 2016; 刘生龙等, 2020; 秦雪征等, 2018）、政治经济学（例如 Lee et al., 2004）、环境经济学（例如 Chay and Greenstone, 2005）等。

世行项目基于种植面积对农户获取补贴资格设置了门槛。只有种植面积不超过 50 亩的散户才能获得配方肥零售价 25% 的补贴。因此，本文将“种植面积”看作分组变量，“种植面积等于 50 亩”为农户是否受到政策干预的“断点”。由于是否参与项目为自愿行为，有些种植面积不超过 50 亩的农户因个体原因未参与试点项目，因此没有获得补贴。与此同时，有部分农户的种植面积虽然大于 50 亩，但土地为流转所得，原土地承包者参与了补贴项目并将抵扣配方肥补贴的 IC 卡“赠予”实际经营者。也即“50 亩”是对农户“是否获得补贴”的非精确分组，该特点决定了应该采用模糊断点回归设计（fuzzy regression of discontinuity design, FRDD）。

绿色农业补贴政策同时产生替代效应和收入效应，使得该政策的环境效应和经济效应具有不确定性。传统化肥与配方肥存在替代性，假设最初农户按一定比例施用两种肥料，实施补贴政策后，配方肥的价格相对于传统化肥有所下降，此时会产生两种效应：替代效应和收入效应。相比传统化肥，配方肥能提高作物对养分的吸收率，因此替代效应使得绿色农业补贴政策产生正的环境效应和经济效应。与此同时，补贴政策放松了农户资金约束，在收入效应作用下，农户传统的施肥习惯会促使其用“多出的收入”购买更多的传统化肥以进行“补施”，导致过量施肥，产生负的环境效应和经济效应。当替代效应大于收入效应时，绿色农业补贴政策产生正的环境效应和经济效应；当替代效应小于收入效应时，该政策产生负的环境效应和经济效应。

（二）断点回归设计

本文选择能够体现环境效应与经济效应的两个变量：肥料投入环境效率和肥料生产率。世行项目主要对水稻、蔬菜和薯类提供相应的配方肥，由于肥料投入环境效率和肥料生产率的测算与农作物种类没有关系，因而本文没有对作物类别进行区分。为了使用模糊断点回归方法评估绿色农业补贴政策的环境效应和经济效应，需要估计绿色农业补贴政策在断点处的局部平均处理效应（local average treatment effect, LATE）。LATE 的表达式如（1）式所示：

$$LATE = \frac{\lim_{area \uparrow c} E[Y|area] - \lim_{area \downarrow c} E[Y|area]}{\lim_{area \uparrow c} E[subsidy|area] - \lim_{area \downarrow c} E[subsidy|area]} \quad (1)$$

(1) 式中, Y 为被解释变量, 分别代表肥料投入环境效率和肥料生产率。当 Y 为肥料投入环境效率时, LATE 代表绿色农业补贴政策对肥料投入环境效率的局部平均处理效应; 当 Y 为肥料生产率时, LATE 代表绿色农业补贴政策对肥料生产率的局部平均处理效应。 $subsidy$ 代表处理变量, 定义为是否获得补贴。 $area$ 代表分组变量, 定义为种植面积。“ $area \uparrow c$ ” 代表种植面积在断点的左侧, “ $area \downarrow c$ ” 代表种植面积在断点的右侧, c 为断点。LATE 的分子为被解释变量在断点左侧的值减去其在断点右侧的值, 也即被解释变量在断点 c 处发生的“跳跃”; LATE 的分母为处理变量在断点左侧发生的概率减去其在断点右侧发生的概率, 也即处理变量在断点 c 处发生的“跳跃”。LATE 的分子大于 0, 表示绿色农业补贴政策会使肥料投入环境效率或肥料生产率产生向上的“跳跃”; 分子小于 0, 表示绿色农业补贴政策会使肥料投入环境效率或肥料生产率产生向下的“跳跃”。LATE 的值大于 0, 表示绿色农业补贴政策产生了正的环境效应或经济效应; 反之, 则表示绿色农业补贴政策产生了负的环境效应或经济效应。接下来, 本文分别通过非参数估计方法和参数估计方法估计 (1) 式的 LATE。

(1) 非参数估计方法。非参数方法不需设定函数形式, 采用核密度估计分别得到 (1) 式中的 4 个极限形式:

$$\lim_{area \uparrow c} E[Y|area] = \frac{\sum_{area \leq c} Y \times K\left\{ \frac{(area - c)}{h} \right\}}{\sum_{area \leq c} K\left\{ \frac{(area - c)}{h} \right\}} \quad (2)$$

$$\lim_{area \downarrow c} E[Y|area] = \frac{\sum_{area > c} Y \times K\left\{ \frac{(area - c)}{h} \right\}}{\sum_{area > c} K\left\{ \frac{(area - c)}{h} \right\}} \quad (3)$$

$$\lim_{area \uparrow c} E[subsidy|area] = \frac{\sum_{area \leq c} subsidy \times K\left\{ \frac{(area - c)}{h} \right\}}{\sum_{area \leq c} K\left\{ \frac{(area - c)}{h} \right\}} \quad (4)$$

$$\lim_{area \downarrow c} E[subsidy|area] = \frac{\sum_{area > c} subsidy \times K\left\{ \frac{(area - c)}{h} \right\}}{\sum_{area > c} K\left\{ \frac{(area - c)}{h} \right\}} \quad (5)$$

(2) ~ (5) 式中, $K(\cdot)$ 为核函数, h 为带宽, 其他变量定义同 (1) 式。(2) 式和 (3) 式分别为被解释变量在断点左侧和右侧的核密度估计量, (4) 式和 (5) 式分别为处理变量在断点左侧和右

侧的核密度估计量。(2) 式减去(3)式得到 LATE 的分子, (4) 式减去(5)式得到 LATE 的分母。

国外文献对断点回归估计的最优带宽进行了讨论。其中, Imbens and Kalyanaraman (2012) 提出的最优带宽选择方法仅适用于精确断点回归, 而 Calonico et al. (2014) 提出的方法同时适用于精确断点回归和模糊断点回归。本文为模糊断点回归设计, 因此采用 Calonico et al. (2014) 的方法。本文采用三角核 (triangle kernel) 函数进行基准估计, 在稳健性检验中选用矩形核 (rectangular kernel) 函数进行估计。断点回归为局部随机实验, 是否包含协变量并不影响估计量的一致性, 但加入协变量有助于提升对被解释变量的解释力, 降低扰动项方差, 使估计更为准确。

(2) 参数估计方法。基于断点回归设计的分组变量, 本文构造了分组指代变量, 记为 T , 用示性函数表示为: $T = 1\{area \leq 50\}$ 。若种植面积小于或等于 50 亩, 则 $T = 1$; 否则, $T = 0$ 。将 T 作为处理变量的工具变量, 利用广义矩估计法 (GMM) 来估计绿色农业补贴政策对肥料投入环境效率和肥料生产率的 LATE。为减弱分组变量与 $subsidy$ 、 T 之间的多重共线性, 本文采用二次型设定, 利用 $(area - c)$ 、 $(area - c)^2$ 、 $(area - c)$ 与 T 的交互项以及 $(area - c)^2$ 与 T 的交互项, 将分组变量控制在断点两侧。参考 Asher and Novosad (2020) 的方法, 本文将断点回归设定为:

$$subsidy = \gamma_0 + \gamma_1 \times T + \gamma_2 \times (area - c) + \gamma_3 \times (area - c)^2 + \gamma_4 \times (area - c) \times T + \gamma_5 \times (area - c)^2 \times T + \gamma \times X + u \quad (6)$$

$$Y = \beta_0 + \beta_1 \times subsidy + \beta_2 \times (area - c) + \beta_3 \times (area - c)^2 + \beta_4 \times (area - c) \times T + \beta_5 \times (area - c)^2 \times T + \xi \times X + \varepsilon \quad (7)$$

(6)、(7) 式中, X 为协变量, u 和 ε 为随机误差, 其他变量的定义同(1)式。

(三) 处理效应模型

为了验证断点回归估计结果的可信性, 本文同时提供了处理效应模型 (treatment effects model) 的回归结果。与断点回归设计有所不同, 处理效应模型遵循 Heckman 样本选择模型传统, 直接对处理变量进行结构建模, 模型设定为:

$$Y = \beta \times X + \gamma \times subsidy + \eta \quad (8)$$

$$subsidy = 1\{\delta \times T + \beta \times X + \mu\} \quad (9)$$

(8)、(9) 式中, X 为协变量; $subsidy$ 为处理变量; T 为上文中的分组指代变量, 视为处理变量的工具变量。为避免 Heckman 两步估计法中将第一步估计误差带入第二步而导致的效率损失, 本文使用最大似然估计法 (MLE) 同时估计所有模型参数。通过处理效应模型得到绿色农业补贴政策的平均处理效应, 然后再与断点回归设计的局部平均处理效应进行比较。

三、变量选取、数据来源和样本描述

(一) 变量选取

1. 被解释变量。为衡量绿色农业补贴政策的环境效应与经济效应, 本文选取肥料生产率和肥料投

入环境效率作为被解释变量。(1) 肥料生产率。即单位氮(N)、磷(P₂O₅)、钾(K₂O)纯量投入的产出, 计算方法为亩产与亩均氮磷钾纯量投入之和的比值。

(2) 肥料投入环境效率。即一定产出下亩均氮磷钾纯量投入之和的最小可能值与观测值之比。当该比值等于1时, 不存在环境效率损失; 当该比值小于1时, 存在环境效率损失。计算肥料投入环境效率可以使用随机前沿分析(SFA)或数据包络分析(DEA)方法, 为区别非效率效应与噪声效应, 本文采用SFA方法。为避免多种要素投入情况下的多重共线性, 本文采用柯布一道格拉斯生产函数形式, 表达式如下:

$$\ln Q_i = \beta_0 + \beta_1 \times \ln P_{1i} + \beta_2 \times \ln P_{2i} + \beta_3 \times \ln P_{3i} + \beta_4 \times \ln Z_i + V_i - U_i \quad (10)$$

(10)式中, Q_i 为地块*i*的亩均产值; P_1 为地块面积; P_2 为劳动成本, 定义为雇工成本与机械服务成本之和; P_3 为可变物质投入成本; Z_i 为亩均氮磷钾纯量投入之和; V_i 是不可控因素, U_i 是技术效率损失。借鉴Reinhard et al. (1999)的方法, 以 Z^F 表示生产一定产出的有害投入(environmentally detrimental input)的最小可能值, 并令: $U_i = 0$, 意味着不存在效率损失, 由此可以得出当氮磷钾纯量投入得到有效使用时的产出 $\ln Q_i^F$ 。则(10)式可以表示为:

$$\ln Q_i^F = \beta_0 + \beta_1 \times \ln P_{1i} + \beta_2 \times \ln P_{2i} + \beta_3 \times \ln P_{3i} + \beta_4 \times \ln Z_i^F + V_i \quad (11)$$

令(10)式与(11)式相等, 则地块*i*的肥料投入环境效率的估计式为:

$$EE_i = \exp\left(-\frac{U_i}{\beta_4}\right) \quad (12)$$

2.核心解释变量。本文核心解释变量为“是否获得补贴”(获得补贴, 取值为1; 未获得补贴, 取值为0)。“种植面积”为对核心解释变量进行分组的分组变量。由于补贴政策同时产生替代效应和收入效应, 核心解释变量对被解释变量的影响具有不确定性。当替代效应大于收入效应, 说明绿色农业补贴政策有正向的环境效应和经济效应; 当替代效应小于收入效应, 说明绿色农业补贴政策有负向的环境效应和经济效应。

3.协变量。本文对协变量的选取遵循外生性原则。(1)受教育年限。受教育水平反映了个体的人力资本水平, 会影响技术采纳效果。户主的受教育水平越高, 对配方肥施用技术规程掌握得越好, 则肥料投入环境效率就越高。(2)是否村干部。为改善技术推广效果, 世行项目选择有威信、具有一定技术基础的村干部担任技术助理, 负责开展项目实施。因此, 是否为村干部对补贴政策的实施具有影响。(3)年龄。户主年龄对肥料生产率和肥料投入环境效率的影响具有不确定性: 一方面, 户主年龄越大的农户越有可能采取精耕细作的生产方式, 则年龄对肥料生产率和肥料投入环境效率的影响可能为正; 另一方面, 户主年龄越大的农户越难以达到新技术的预期效果, 则年龄对肥料生产率和肥料投入环境效率的影响可能为负。

(二) 数据来源

本文使用的数据来自课题组于2019年10月至2020年1月在广东省4个市、8个县、25个镇、67个村开展的问卷调查。本文研究用到的问卷内容主要有家庭基本情况、农业生产投入产出情况、典

型地块肥料施用情况。课题研究以世行项目为背景,首先,问卷调查按广东省的地理位置和项目实施情况,选取4个试点市作为样本市:粤东北地区的梅州市、粤东地区的汕尾市、珠三角地区的江门市和惠州市。其次,依据试点作物类别与试点面积,选取8个样本县(包括县级市和区):梅州市的兴宁县和蕉岭县,汕尾市的海丰县,江门市的恩平市、台山市和开平市,惠州市的惠阳区和博罗县。再次,在样本县选取项目村和非项目村作为样本村,在海丰县选取11个样本村,其余的每个县均选取8个样本村。最后,在每个样本村选取8~12户农户,统计每户面积最大的两个地块。问卷调查获得2018年和2019年两期面板数据,农户总样本为720户,由于部分农户只耕种了一块地,获得的地块总样本为2632个。

根据断点回归的识别策略和研究目的,本文对总样本进行了如下处理。第一,分组变量针对的是项目村,在项目村内,按种植面积确定农户是否可以获得补贴。第二,实施补贴政策的截止时间为2018年,有小部分项目村在2019年仍能获得补贴,但额度较之前有所下降。为保证研究数据的完整性,本文研究仅保留项目村2018年的样本数据。第三,由于农户在不同地块上的施肥行为存在差异,因此本文采用地块数据,同时包含地块所属的农户特征。第四,在测算肥料投入环境效率时将生产函数设定为柯布一道格拉斯形式,该生产函数的对数形式要求投入和产出不能为0,因此去掉未种植的地块样本。经上述处理后,本文研究所用数据包含814个地块样本。

(三) 样本描述

表1分为全样本、获得补贴样本和未获得补贴样本对变量进行描述性统计。表1显示,获得补贴的地块样本量为748个,占比91.89%;未获得补贴的地块样本量为65个,占比8.11%。未获得补贴的地块样本占比较少,这是由补贴政策实施特征决定的。对配方肥零售价进行补贴的政策可以降低农户投入成本,所以大部分项目农户都采纳了配方肥,从而获得补贴。而农户是否采纳该技术遵循自愿原则,有部分农户受个体特征影响,未采纳配方肥,从而未获得补贴。获得补贴的样本其肥料投入环境效率和肥料生产率均值比未获得补贴的样本分别低0.0197和2.9322,且该差别表现出统计显著性^①。这表明,绿色农业补贴政策的环境效应和经济效应可能为负。相比于未获得补贴样本,获得补贴样本的种植面积较大、户主担任村干部的农户比例较高、户主年龄较低。

表1 主要变量的描述性统计

	变量定义	全样本 (n=814)		获得补贴样本 (n=748)		未获得补贴样本 (n=66)	
		均值	标准差	均值	标准差	均值	标准差
肥料投入环境效率	亩均氮磷钾纯量投入之和的最小可能值与观测值之比	0.3300	0.1370	0.3380	0.1340	0.3577	0.1663
肥料生产率	单位氮磷钾纯量投入的产出	21.3207	15.3986	21.0834	14.9788	24.0156	19.4756

^①未获得补贴样本与获得补贴样本的肥料投入环境效率均值、肥料生产率均值、种植面积均值、年龄均值在10%的置信水平上有显著区别,检验结果略。

(续表1)

是否获得补贴	是否获得肥料零售价 25% 的 补贴: 是=1, 否=0	0.9189	0.2731	1.0000	—	0.0000	—
种植面积	实际种植面积 (亩)	11.3681	17.8280	11.6498	18.1452	8.1758	13.4289
受教育年限	户主受教育年限 (年)	7.8624	2.9066	7.8690	2.8357	7.7879	3.6396
年龄	户主年龄 (岁)	55.5012	9.1568	55.3088	8.9550	57.6818	11.0400
是否村干部	户主是否为村干部: 是=1, 否=0	0.2666	0.4425	0.2727	0.4457	0.1970	0.4008

四、估计结果与稳健性检验

(一) 绿色农业补贴政策的环境效应和经济效应

在实施断点回归之前, 先用图形展示种植面积分别与获得补贴的概率、肥料投入环境效率、肥料生产率的关系。图1显示, 在“0”点左侧, 获得补贴的概率产生明显的向上跳跃。图2和图3显示, 在“0”点左侧, 肥料投入环境效率和肥料生产率产生了向下跳跃, 存在明显的断点。这意味着补贴政策对肥料投入环境效率和肥料生产率产生了影响。

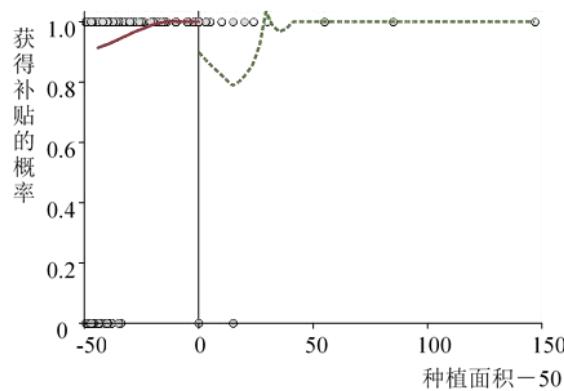


图1 获得补贴的概率在断点前后的变化

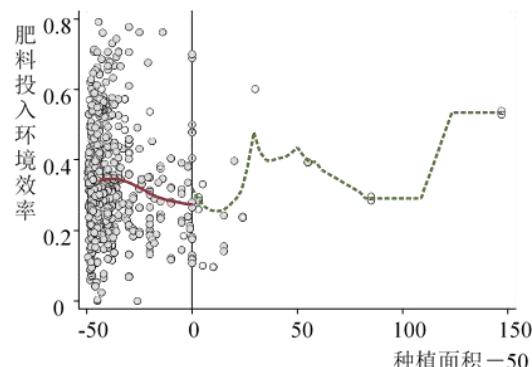


图2 肥料投入环境效率在断点前后的变化

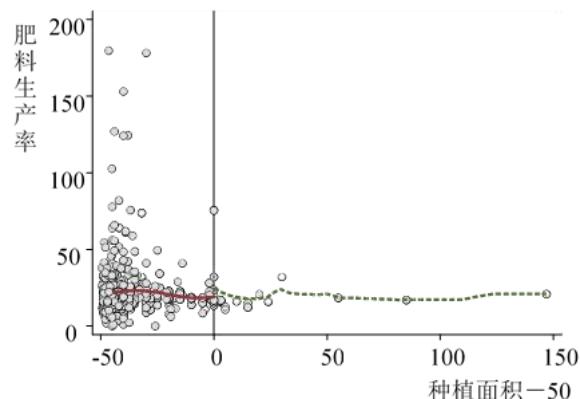


图3 肥料生产率在断点前后的变化

(1) 非参数估计结果。标准的断点回归设计不需要加入协变量 (Lee and Lemieux, 2010), 直接根据 (2) ~ (5) 式可得到 LATE 估计值。未加入协变量、采用三角核函数以及选择最优带宽^①的估计结果如表 2 列 (1) 所示。为检验稳健性, 本文同时报告了未加入协变量、采用三角核函数的情况下选择 0.5 倍带宽和 2 倍带宽的估计结果。列 (2) 和列 (3) 显示, 改变带宽后, 估计结果较为稳健。本文还使用了不同的核函数来检验非参数估计结果的稳健性。列 (4) 至列 (6) 显示, 使用矩形核函数进行非参数估计的结果较为稳健。为了控制其他因素的影响, 列 (7) 至列 (12) 提供了加入协变量后的断点回归估计结果。

表 2 绿色农业补贴政策的 RDD 估计结果 (非参数估计)

	三角核			矩形核		
	最优带宽	0.5 倍带宽	2 倍带宽	最优带宽	0.5 倍带宽	2 倍带宽
未加入协变量:	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
肥料投入环境效率的变化	-0.2293*** (0.0629)	-0.1220** (0.0560)	-0.0605 (0.0697)	-0.2293*** (0.0632)	-0.1220** (0.0560)	-0.0528 (0.0736)
补贴政策对肥料投入环境效率的 LATE	-1.6706* (0.8941)	-0.8543** (0.3951)	-0.4283 (0.4047)	-1.6057* (0.8620)	-0.8543** (0.3951)	-0.3796 (0.5362)
肥料生产率的变化	-8.8478 (6.9934)	-3.8782 (6.3183)	-6.1980 (4.9003)	-5.5959 (5.3489)	-3.0128 (6.5465)	-5.0146 (4.8507)
补贴政策对肥料生产率的变化的 LATE	-53.6871*** (16.5753)	-32.2633 (36.5211)	-47.9491** (21.9081)	-44.2979** (21.0664)	-21.6504 (46.2192)	-53.7304 (37.4182)
加入协变量:	(7)	(8)	(9)	(10)	(11)	(12)
肥料投入环境效率的变化	-0.2098* (0.1270)	-0.0991 (0.0865)	-0.0054 (0.0761)	-0.1623 (0.1232)	-0.0991 (0.0865)	-0.0108 (0.0726)
补贴政策对肥料投入环境效率的 LATE	-0.5775*** (0.2325)	-0.5920** (0.3112)	-0.0747 (0.9953)	-0.5173** (0.2557)	-0.5920** (0.3113)	-0.1190 (0.7334)
肥料生产率的变化	-5.6230 (5.4518)	1.3751 (6.9766)	-7.2808 (4.4968)	-7.0015 (5.7684)	1.2069 (6.3011)	-6.1861 (4.3907)
补贴政策对肥料生产率的变化的 LATE	-58.3115* (34.9706)	19.2502 (118.4699)	-56.8088** (27.3238)	-79.5134** (37.0631)	13.3018 (79.1285)	-39.3470 (26.3620)

注: ①***、**、*分别代表 1%、5% 和 10% 的显著性水平; ②括号内为标准误差。

表 2 中, 肥料投入环境效率的变化和肥料生产率的变化分别表示各自在断点 c 处发生的“跳跃”, 即 (1) 式中 LATE 的分子。在未加入协变量、采用三角核函数和选择最优带宽的情况下, 肥料投入环境效率的变化和肥料生产率的变化均为负, 也即绿色农业补贴政策使肥料投入环境效率和肥料生产率产生向下的“跳跃”; 绿色农业补贴政策对肥料投入环境效率和肥料生产率的 LATE 分别为 -1.6706 和

^① 最优带宽的选择依据 Calonico et al. (2014) 的方法。当核函数为三角核时, 估计肥料投入环境效率 LATE 时选择的最优带宽为 3.5, 估计肥料生产率 LATE 时选择的最优带宽为 13; 当核函数为矩形核时, 估计肥料投入环境效率 LATE 时选择的最优带宽为 2.74, 估计肥料生产率的 LATE 时选择的最优带宽为 10。

-53.6871, 且均具有统计显著性, 表明绿色农业补贴政策产生了负的环境效应和经济效应。在加入协变量、采用三角核函数和选择最优带宽的情况下, 肥料投入环境效率的变化和肥料生产率的变化均为负, 绿色农业补贴政策对肥料投入环境效率和肥料生产率的 LATE 分别为-0.5775 和-58.3115, 且均具有统计显著性, 表明估计结果具有稳健性。

绿色农业补贴政策降低了肥料投入环境效率和肥料生产率。由表 2 可知, 在未加入协变量和加入协变量的情况下, 绿色农业补贴政策对肥料投入环境效率和肥料生产率的 LATE 均为负, 且在采用三角核函数和矩形核函数以及选择最优带宽的情形下均具有统计显著性。本文认为, 导致该结果原因有两个。第一, 世行项目的实施期限为 2014—2018 年, 采取分批次的方式选择试点村庄, 有部分村庄直到 2018 年才初次获得补贴, 短期内较高的学习成本使得部分农户对配方肥施用技术积累不足, 减弱了配方肥在化肥减量方面的效果。第二, 绿色农业补贴政策的收入效应大于替代效应, 产生了负的环境效应和经济效应。一方面, 绿色农业补贴政策使得配方肥价格不高于传统化肥, 降低了农户新技术采纳成本, 促使其以配方肥替代传统化肥。相比传统化肥, 配方肥能提高作物对养分的吸收率, 在替代效应作用下, 绿色农业补贴政策产生正的环境效应和经济效应。另一方面, 绿色农业补贴政策放松了农户资金约束, 在收入效应下, 农户可能会在施用配方肥的同时增施传统化肥, 降低了肥料投入环境效率和肥料生产率。由断点回归结果得到绿色农业补贴政策对肥料投入环境效率和肥料生产率的 LATE 均为负, 表明收入效应大于替代效应, 绿色农业补贴政策产生了负的环境效应和经济效应。

(2) 参数估计结果。本文使用 IV 法进行断点回归估计, 用参数估计方法来检验非参数估计结果的稳健性, 估计结果如表 3 所示。

表 3 绿色农业补贴政策的 RDD 估计结果 (IV 估计)

	被解释变量: 肥料投入环境效率		被解释变量: 肥料生产率	
	不加入协变量	加入协变量	不加入协变量	加入协变量
是否获得补贴	-0.4890 (0.3606)	-0.5231 (0.4555)	-19.9285 (20.5339)	-5.2086 (25.4951)
受教育年限	—	0.0048* (0.0027)	—	0.4079** (0.1969)
年龄	—	-0.0020* (0.0011)	—	-0.0202 (0.0777)
是否村干部	—	0.0305* (0.0184)	—	-0.2035 (1.3831)

注: **、*分别表示 5% 和 10% 的显著性水平。

表 3 中, 当不加入协变量时, 绿色农业补贴政策对肥料投入环境效率和肥料生产率的 LATE 分别为-0.4890 和-19.9285; 当加入协变量时, 绿色农业补贴政策对肥料投入环境效率和肥料生产率的 LATE 分别为-0.5231 和-5.2086。使用参数估计方法与使用非参数估计方法得到的 LATE 值在影响方向上一致, 同样产生了负的环境效应与经济效应, 但显著性水平存在差别, 这可能与参数估计中函数形式设定问题所导致的偏差有关。在加入协变量的断点回归中, 受教育年限和是否村干部对肥料投入环境效率的

影响系数虽然较小，但有显著的正向影响。这说明，当人力资本水平较高时，农户对配方肥施用技术规程掌握得较好，从而使得绿色农业补贴政策的实施效果较好。

（二）有效性检验

上节检验了断点回归估计在选择矩形核函数、采用不同带宽、加入协变量以及参数估计情形下的稳健性。断点回归估计结果有效需满足两个假设条件：一是个体不能精确操控分组变量；二是协变量在断点两侧不存在明显的跳跃。接下来，本文对这两个假设条件进行检验。

1.对假设个体不能精确操控分组变量的检验。如果分组变量的密度分布不连续，则可能存在对分组的精确操控；否则认为不存在精确操控（McCrary, 2008; Imbens and Lemieux, 2008）。为了检验分组变量的连续性，本文对种植面积的密度分布进行了 McCrary 检验，其原假设是：当存在精确操控时，种植面积在临界点处存在断点。图 4 给出了分组变量的 McCrary 检验结果，可以看出，种植面积在断点附近没有出现明显的跳跃，分组变量服从随机分布。因此，可以接受密度分布连续的原假设。对于个体能否精确操控分组变量，也可从理论方面做出解释。种植面积由承包地面积和流转面积决定，很难在短期内变动。当种植面积大于 50 亩时，如果为了获得补贴，农户必须放弃超出 50 亩部分的土地，但是放弃种植导致的损失反而超过了肥料补贴的收益。因此，较高的机会成本（包括种植收益损失和违约成本等）使得农户缺乏激励控制分组变量，即满足个体不能精确操控分组变量的假设条件。

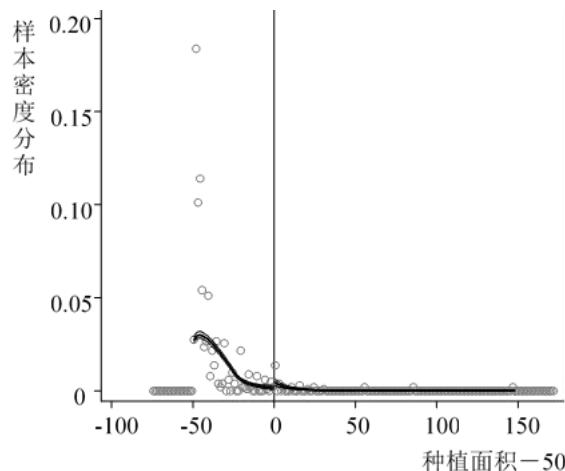


图 4 样本密度分布在断点前后的变化

注：图 4 基于 McCrary (2008) 建议的 DCdensity 程序绘制，箱宽 (bin width) 为 1.25 亩。

2.对协变量在断点两侧是否存在明显跳跃的检验。如果协变量在断点处也发生了“跳跃”，则被解释变量的跳跃不能完全由处理变量的“跳跃”解释，因果推断将失去有效性。本文将被解释变量替换为协变量，得到协变量在断点两侧的变化值，结果如表 4 所示。表 4 显示，只有变量“是否村干部”在 0.5 倍带宽和 2 倍带宽的情况下为非连续，其他协变量的密度分布在断点处都是连续的，基本满足协变量在断点处不发生明显跳跃的假设条件。

表4 对协变量的连续性检验

	被解释变量: 肥料投入环境效率			被解释变量: 肥料生产率		
	最优带宽	0.5倍带宽	2倍带宽	最优带宽	0.5倍带宽	2倍带宽
受教育年限	27.4667 (27.4216)	11.0000 (15.3014)	-0.2969 (12.6977)	5.6979 (13.4104)	-0.2318 (14.8629)	6.9800 (12.5312)
年龄	-150.8587 (116.8733)	-54.0000 (52.2831)	-27.8926 (44.8478)	1.1819 (28.0449)	-33.2113 (53.1453)	24.8522 (24.3967)
是否村干部	-0.4171 (0.8597)	-1.5000*** (0.6325)	-2.4772** (1.3045)	-0.6855 (0.7619)	-2.8875* (1.5285)	-1.6463* (0.9700)

注: ①***、**、*分别表示1%、5%和10%的显著性水平; ②括号内数值为标准误差; ③核函数形式采用基准估计中的三角核函数, 最优带宽的选择参照Calonico et al. (2014)。

(三) 处理效应模型的思路

本文接下来用处理效应模型估计绿色农业补贴政策的环境效应和经济效应, 以验证断点回归结果的稳健性。在处理效应模型中, 处理变量的估计系数是平均处理效应(ATE), 而不是局部平均处理效应(LATE)。表5提供了基于(8)式和(9)式的处理效应模型回归结果, 绿色农业补贴政策对肥料投入环境效率和肥料生产率的平均处理效应分别为-0.0235和-26.1961。这意味着, 若将局部影响扩大到全体样本, 绿色农业补贴政策效果的估计值大幅度下降, 但影响方向不变。由此可见, 绿色农业补贴政策确实产生了负的环境效应与经济效应。

表5 绿色补贴政策影响的平均处理效应(ATE)

	被解释变量: 肥料投入环境效率	被解释变量: 肥料生产率
是否获得补贴	-0.0235 (0.0780)	-26.1961*** (2.1226)
受教育年限	0.0059*** (0.0018)	0.3850* (0.1935)
年龄	-0.0010** (0.0005)	-0.0840 (0.0598)
是否村干部	0.0183 (0.0113)	1.0306 (1.2595)

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

五、结论

为促进农户对绿色农业技术的采纳行为, 实施与化肥减量行为挂钩的绿色农业补贴政策, 本文以广东省实施的世行贷款农业面源污染治理项目为背景, 将受政策影响的项目村作为进行拟随机实验的“天然实验场”, 结合农户和地块调查数据, 利用模糊断点回归设计, 估算了绿色农业补贴政策对肥料投入环境效率和肥料生产率的影响。本文研究发现: 与政策制定者预期和前人研究观点不同的是, 绿色农业补贴政策对肥料投入环境效率和肥料生产率的局部平均处理效应显著为负, 该政策产生了负的环境效应与经济效应。

绿色农业补贴政策负的环境效应和经济效应源于技术推广和政策实施早期阶段的学习成本和收入效应。但不能依此否定该政策, 因为在绿色农业技术推广早期阶段, 利用补贴政策可以引导要素投入

和优化要素配置。可取的政策选择是实施与补贴政策相配套的技术推广服务。针对该问题本文提出两点启示。第一，发展非正式的技术推广服务组织。技术推广服务可以降低农户新技术采用的学习成本，非正式推广组织是正式渠道的补充。可在村一级以竞争方式选择责任心强、威信高、具有一定技术基础、亲自耕作的农民，发展为技术助理，为村内农户提供绿色农业技术指导、示范和推广。技术推广效率的关键是联系和信任，从农村社区内部成长起来的技术推广人员同本地农户有着同质的技术特征和技术需求，双方更易于建立联系和信任。第二，使绿色农业补贴政策和市场化机制实现有机衔接，激励农户采纳新技术并改善技术使用效果。在技术推广的早期阶段，以绿色农业补贴政策提高技术采纳率，随后逐步淡化补贴政策，增强市场机制的引导作用，让农户根据成本收益分析做出技术选择并达到环境保护的目标。

但是，本文对绿色农业补贴政策环境效应与经济效应的估计存在一定局限性。本文的 LATE 估计量没有反映出绿色农业补贴政策的长期效应。随着学习成本的下降和市场激励机制的完善，绿色农业补贴政策的影响有可能从负向转为正向，但是本文无法对其进行验证。与绿色农业补贴政策相配套的技术推广服务有可能产生技术溢出效应，该效应不局限于本社区，还可能扩散至周边邻近社区，农户通过向左邻右舍学习而获得该技术。对上述潜在影响的研究具有学术和现实价值，有待在长期进行持续观察和研究以弥补本文不足。

参考文献

- 1.黄季焜、王晓兵、智华勇、黄珠容、Scott Rozelle, 2011: 《粮食直补和农资综合补贴对农业生产的影响》，《农业技术经济》第1期。
- 2.江朦朦, 2018: 《农业补贴政策经济效应评估研究》，华中师范大学博士学位论文。
- 3.刘生龙、胡鞍钢、张晓明, 2020: 《多子多福？子女数量对农村老年人精神状况的影响》，《中国农村经济》第8期。
- 4.刘生龙、周绍杰、胡鞍钢, 2016: 《义务教育法与中国城镇教育回报率：基于断点回归设计》，《经济研究》第2期。
- 5.番绍立, 2016: 《中国农业补贴政策效应：理论解析、实证检验与政策优化》，东北财经大学博士学位论文。
- 6.吕炜、张晓颖、王伟同, 2015: 《农机具购置补贴、农业生产效率与农村劳动力转移》，《中国农村经济》第8期。
- 7.秦雪征、庄晨、杨汝岱, 2018: 《计划生育对子女教育水平的影响——来自中国的微观证据》，《经济学（季刊）》第4期。
- 8.汤敏, 2017: 《中国农业补贴政策调整优化问题研究》，《农业经济问题》第12期。
- 9.汪小勤、曾瑜、王俊杰, 2016: 《农业直接补贴政策：文献综述与国别研究》，《河南社会科学》第3期。
- 10.吴海涛、霍增辉、臧凯波, 2015: 《农业补贴对农户农业生产行为的影响分析》，《华中农业大学学报（社会科学版）》第5期。
- 11.肖琴, 2011: 《粮食补贴政策效应研究》，华中科技大学博士学位论文。

- 12.杨芷晴、孙东民, 2020: 《我国农业补贴政策变迁、效应评估与制度优化》, 《改革》第4期。
- 13.于伟咏、漆雁斌、余华, 2017: 《农资补贴对化肥面源污染效应的实证研究——基于省级面板数据》, 《农村经济》第2期。
- 14.张川川、John Giles、赵耀辉, 2014: 《新型农村社会养老保险政策效果评估——收入、贫困、消费、主观福利和劳动供给》, 《经济学(季刊)》第10期。
- 15.邹红、喻开志, 2015: 《新退休与城镇家庭消费: 基于断点回归设计的经验证据》, 《经济研究》第1期。
- 16.Angrist, J. D., and V. Lavy, 1999, "Using Maimonides' Rule to Estimate the Effect of Class Size on Scholastic Achievement", *Quarterly Journal of Economics*, 114(2): 533-575.
- 17.Asher, S. E., and P. Novosad, 2020, "Rural Roads and Local Economic Development", *American Economic Review*, 110(3): 797-823.
- 18.Calonico, S., M. D. Cattaneo, and R. Titiunik, 2014, "Robust Nonparametric Confidence Intervals for Regression-Discontinuity Designs", *Econometrica*, 82(6): 2295-2326.
- 19.Chay, K. Y., and M. Greenstone, 2005, "Does Air Quality Matter? Evidence from the Housing Market", *Journal of Political Economy*, 113(2): 376-424.
- 20.Fuglie, K. O., and D. J. Bosch, 1995, "Economic and Environmental Implications of Soil Nitrogen Testing: A Switching-Regression Analysis", *American Journal of Agricultural Economics*, 77(4): 891-900.
- 21.Heisey, P. W., and G. W. Norton, 2007, "Fertilizers and Other Farm Chemicals", in Evenson, R., and P. Pingali (eds.) *Handbook of Agricultural Economics*, pp.2741-2777.
- 22.Implens, G. W. and J. M. Wooldridge, 2009, "Recent Development in the Economics of Program Evaluation", *Journal of Economic Literature*, 47(1): 5-86.
- 23.Implens, G. W., and K. Kalyanaraman, 2012, "Optimal Bandwidth Choice for the Regression Discontinuity Estimator", *Review of Economic Studies*, 79(3): 933-959.
- 24.Implens, G., and T. Lemieux, 2008, "Regression Discontinuity Designs: A Guide to Practice", *Journal of Econometrics*, 142(2): 615-635.
- 25.Khanna, M., 2001, "Sequential Adoption of Site-Specific Technologies and its Implications for Nitrogen Productivity: A Double Selectivity Model", *American Journal of Agricultural Economics*, 83(1): 35-51.
- 26.Lee, D. S., and T. Lemieux, 2010, "Regression Discontinuity Designs in Economics", *Journal of Economic Literature*, 48(2): 281-355.
- 27.Lee, D. S., E. Moretti, and M. J. Butler, 2004, "Do Voters Affect or Elect Policies? Evidence from the U.S. House", *Quarterly Journal of Economics*, 119(3): 807-859.
- 28.Lemieux, T., and K. Milligan, 2008, "Incentive Effects of Social Assistance: A Regression Discontinuity Approach", *Journal of Econometrics*, 142(2): 807-828.
- 29.McCrory, J., 2008, "Manipulation of the Running Variable in the Regression Discontinuity Design: A Density Test", *Journal of Econometrics*, 142(2): 698-714.

30. Reinhard, S., C. A. Lovell, and G. J. Thijssen., 1999, "Econometric Estimation of Technical and Environmental Efficiency: an Application to Dutch Dairy Farms", *American Journal of Agricultural Economics*, 81(1): 44-66.
31. Thistlethwaite, D. L., and D. T. Campbell, 1960, "Regression-Discontinuity Analysis: An Alternative to the Ex Post Facto Experiment", *Journal of Educational Psychology*, 51(6): 309-317.
32. Van Der Klaauw, W., 2008, "Regression-Discontinuity Analysis: A Survey of Recent Developments in Economics", *Labour*, 22(2): 219-245.

(作者单位: 新疆大学经济与管理学院)

(责任编辑: 黄易)

The Environmental and Economic Effects of Green Agricultural Subsidy Policies: A Regression of Discontinuity Design Based on Agricultural Non-point Source Pollution Control Programs with the World Bank's Loan in Guangdong Province

ZUO Zheyu FU Zhihu

Abstract: To solve the problem of high intensity chemical fertilizer application and non-point source pollution, Guangdong Province has implemented the agricultural non-point source pollution control programs with the World Bank's loan. Taking this as an opportunity, this article investigates the environmental and economic effects of formula fertilizer subsidy policies. The villages which are intervened by the projects are selected and a "quasi random experiment" is designed. In the experiment, the farmers joining in the projects and farmers without joining in the projects are selected as "treatment group" and "control group", respectively. The study estimates the local average treatment effect of green agricultural subsidy policies on environmental efficiency and fertilizer productivity by using the micro data of land survey and a fuzzy regression discontinuity design. Contrary to the expectation of policymakers and previous studies, this study finds that green agriculture subsidy policies have reduced the environmental efficiency of fertilizer input and fertilizer productivity. In the case of adding covariates in the model, using the trigonometric kernel function and selecting the optimal bandwidth, the local average treatment effect of green agricultural subsidy policies on environmental efficiency and fertilizer productivity is significantly negative. But the policies should not be denied, because in the early stage of green agricultural technology extension, using subsidy policies has optimized factor inputs and improved the utility level of the factors. In the early stage of technology extension, green subsidy policies should be used to improve the technology adoption rate, and then be weakened gradually to enhance the role of the market mechanism. In this way green subsidy policies and the market mechanism can be linked organically, which is a desirable policy choice.

Keywords: Green Subsidy Policy; Environmental Efficiency; Fertilizer Productivity; Regression of Discontinuity Design

自由贸易区建立的农产品贸易及福利效应： 理论与来自中国的证据*

曾华盛 谭砚文

摘要：自由贸易区的建立与发展对推动形成中国农业对外开放新格局、拓展农产品多元化进口渠道以及扩大优势农产品出口都具有重要战略意义。本文首先通过构建理论模型，阐释了自由贸易区建立的农产品贸易及福利效应的内在机理，然后运用 PSM-渐进 DID 以及 DDD 等方法对中国自由贸易区建立后的农产品贸易效应进行了估计，并通过分解农产品贸易效应进一步分析自由贸易区的成员国福利效应。结果发现，自由贸易区的建立有效促进了中国与自由贸易区伙伴国农产品贸易的增长，其中进口的增长幅度大于出口。由于贸易创造效应发挥了主要作用，所以自由贸易区建立改善了中国和贸易伙伴国的福利。

关键词：自由贸易区 农产品贸易效应 贸易创造效应 贸易转移效应 福利效应

中图分类号：F744 F752 **文献标识码：**A

一、引言

随着经济全球化的不断深入，WTO “多哈回合”在农业问题上举步维艰，世界范围内掀起了一股自由贸易区（以下简称“自贸区”）的建立热潮。出于粮食安全等国家战略的考虑，无论是发达国家还是发展中国家，农业都具有高度的敏感性和重要性，是各国自贸区谈判中的关键领域。然而，国际金融危机之后，全球贸易摩擦不断加剧，贸易保护主义抬头，部分发达国家试图“遏制”中国的发展。在贸易保护主义和“单边主义”日益盛行的大背景下，研究中国自贸区建立带来的农产品贸易效应及其相应的福利效应^①，对于更好利用自贸区手段保障中国农产品有效供给、有效应对以美国为首的发达

*本项研究得到国家自然科学基金国际合作项目“东盟与中国的经济转型和区域农产品价值链发展研究”（项目编号：71961147002）的资助。本文通讯作者为：谭砚文。

^①本文中的贸易效应指的是自贸区建立之后，成员国间贸易流量的变化。按照 Viner (1950) 提出的理论分析框架，贸易效应主要来自于贸易创造效应和贸易转移效应两个渠道。而本文中的福利效应为 Viner (1950) 提出的静态福利效应，主要指的是成员国间贸易规模变化导致的福利效应，由贸易创造效应和贸易转移效应的相对大小所决定。若贸易创造效应大于贸易转移效应，则自贸区建立后成员国间贸易流量的增加会带来成员国福利的改进；反之，则带来成员国福利的损失。

国家的“围堵”以及推动农业稳妥有序对外开放都具有十分重要的意义。

自党的十七大报告将自贸区建立上升到国家战略之后，中国逐步把自贸区建立作为其农业对外开放水平进一步提升的重要手段^①。随着自贸区建立和发展步伐的加快，中国自贸区的“朋友圈”不断扩展。截至 2018 年 6 月底，中国已与 24 个国家（或地区）签订了 16 个自贸区协定，自贸区伙伴国遍及亚洲、大洋洲、南美洲和欧洲。中国与贸易伙伴国建立自贸区意味着中国农业对外贸易政策由 WTO 关税配额制逐渐转变为自贸区零关税制。例如，中国—东盟自贸区建立后，除个别敏感产品外，其他农产品都已经实施了零关税；中国与澳大利亚 99.4% 的农产品贸易在自贸区协定生效后，实行零关税。在中国加速推进自贸区建立的同时，中国与自贸区伙伴国之间的农产品贸易快速增长。自 2004 年中国与东盟率先实施主要针对农产品的“早期收获计划”以来，中国与自贸区伙伴国农产品贸易额不断增长，从 2004 年的 139.42 亿美元增长到 2017 年的 648.25 亿美元，增长了 3.65 倍；同期，中国与非自贸区伙伴国之间的农产品贸易额仅增长了 2.50 倍。那么，自贸区的建立与中国对贸易伙伴国农产品贸易的快速增长是否有必然联系？如果是，自贸区建立和发展对中国与贸易伙伴国的农产品贸易产生了哪些影响？除了农产品贸易规模变化之外，福利改进既是自贸区协定达成的重要基础，也是自贸区建立的首要目标。那么，自贸区建立对中国与自贸区伙伴国的福利产生了怎样的效应？其内在机制是什么？为解决上述问题，本文将聚焦于中国自贸区建立带来的农产品贸易和福利效应，以为中国农业谈判、自贸区相关政策的调整提供理论和事实依据。

作为贸易自由化的重要手段，自贸区的建立通过取消或削减贸易壁垒可以促进成员国间的贸易增长，这已是学术界的共识。例如，Jayasinghe and Sarker (2008)、Herath (2014) 和 Mujahid (2016) 分别研究了北美自贸区、东盟自贸区和世界主要自贸区对农产品贸易的影响，发现自贸区的建立显著促进了成员国间农产品贸易的发展。原瑞玲 (2014)、谭丹 (2018) 和徐芬 (2018) 分别对中国—东盟自贸区、中国—秘鲁自贸区和中国—新西兰自贸区的农产品贸易效应进行考察，也得到了类似的研究结论。贸易效应来源和福利效应方面，Jin et al. (2006) 发现自贸区成员国与世界其他国家之间存在很强的贸易转移效应，对成员国福利产生了不利的影响。Okabe and Urata (2014) 关于东盟自贸区的研究发现，自贸区对农产品贸易产生了显著的贸易创造效应，从而带来成员国福利的改进。Pfaermayr (2020) 和 Darma and Hastiadi (2019) 却研究发现，贸易创造效应和转移效应同时存在于多个自贸区之间。总的来说，现有研究主要就自贸区对贸易流量的影响进行了分析，但未能有效解决内生性问题（钱进，2017）。少有研究分析自贸区农产品贸易和福利效应的生成机制（李荣林、于明言，2014；周曙东、崔奇峰，2010），而且相关文献未达成一致结论。为此，本文通过构建自贸区建立与实际贸易和福利之间的内在机制模型，从理论上阐释自贸区建立对自贸区成员国农产品贸易及福利的影响，并以中国与相关国家自贸区协定生效作为“准自然”实验，使用 1995~2017 年中国与各国农产品贸易数据，利用 PSM-渐进 DID 以及 DDD 等方法对中国自贸区建立产生的农产品贸易和福利效应进行评估。

本文的主要贡献在于：第一，区别于以往几何模型演绎自贸区贸易与福利效应，本文构建数理模

^① 资料来源：<http://sannong.cctv.com/2018/11/12/ARTIRz9fQ5znjtbakRqD11m9181112.shtml>。

型分析了自贸区贸易和福利效应的生成机制，探讨了自贸区建立与农产品贸易和福利效应之间的内在机理；第二，本文将中国与相关国家生效的多个自贸区协定放在一个框架下进行研究，同时考察自贸区的建立和发展对农产品进口和出口的异质性影响；第三，在识别策略上，考虑到中国与不同国家自贸区协定生效的时点不同，本文先是使用 PSM 方法解决选择性偏差问题，然后采用渐进 DID 方法予以因果推断，最后利用安慰剂检验和 DDD 估计进行稳健性分析，有效解决了自贸区建立与实际贸易变化之间的内生性问题。

本文之后的结构安排如下：第二部分通过理论模型推演，分析自贸区建立产生农产品贸易和福利效应的内在机理，并提出理论假说；第三部分是计量模型的设定和数据说明；第四部分与第五部分对中国自贸区建立产生的农产品贸易效应进行估计，并通过贸易效应分解探讨贸易效应来源机制和福利效应，从而对理论假说进行验证；第六部分是结论和政策启示。

二、理论模型与研究假说

经济一体化理论认为，自贸区作为区域经济一体化的重要形式，通过关税削减和非关税壁垒的取消，将有效促进成员国间的产品贸易，即产生显著的贸易促进效应。Viner (1950) 最先将贸易促进效应拆分为贸易创造效应和贸易转移效应，并从这两个维度来解释自贸区成员国间贸易增长的内在机制，进而分析自贸区成员国的福利效应。从理论上来说，贸易创造效应使一国的福利增加，而贸易转移效应使一国的福利降低 (Suranovic, 2010)。

(一) 理论模型

为简化分析，本文构建一个三国模型来考察自贸区带来的农产品贸易促进效应（包括贸易创造效应和贸易转移效应）以及福利效应。参考 Brander and Krugman (1983) 和 Krishna and Mitra (1998) 的分析范式，本文假设有三个国家，分别为 A 、 B 和 C ，每个国家使用固定的规模报酬技术生产同一种农产品 q 。假设每个国家都只有一家公司在生产同质农产品，因此，可以把每个国家看作一家公司；再假设各国（或各公司）在细分市场上以古诺方式竞争。为了简化模型，假定国家 j ($j = A, B, C$) 公司平均生产成本 c_j 与产出水平无关，并忽略生产的固定成本和国家间的运输成本。通过上述设定，消费者对农产品的需求可以用反需求函数的形式表示：

$$P_j = M - \alpha Q_j \quad (1)$$

(1) 式中， P_j 是 j 国的均衡市场价格， Q_j 为 j 国的农产品销售量， α 衡量的是价格对销售量变化的反应程度。假设需求函数是线性的，则 M 和 α 是常数。定义 q_j^i 为国家 j 公司在 i 市场上的供给，且 $i, j = A, B, C$ 。在均衡状态下，可以得到 $Q_j = \sum_i q_j^i$ 。假设国家 j 从国家 i 进口农产品的关税为 t_j^i ，当 $i \neq j$ 时， $t_j^i = 0$ ；反之， $t_j^i = t$ 。定义 π_j^i 为国家 j 公司在 i 市场上的利润， π_j 为国家 j 公司在所有市场上的利润，从而可以得到 $\pi_j = \sum_i \pi_j^i$ 。 π_j^i 可以进一步表示为：

$$\pi_j^i = q_j^i [M - \alpha Q_i - (c_j + t_j^i)] \quad (2)$$

(2) 式中, c_j 为企业的平均生产成本。为了模型的简化, 假设国家间市场是完全分割的, 国家 j 公司在不同市场上遵循古诺数量竞争模式进行产量的选择。在考虑给定的固定关税税率和其他国家的产量的情况下, 对 (2) 式求极值, 得出国家 j 公司利润最大化 ($\text{Max}\pi_j^i$) 时, 国家 j 公司在 i 市场上分配的最优产量 q_j^i , 即相当于国家 i 对国家 j 的进口量, 其值为:

$$q_j^i = \frac{1}{4\alpha} (M - 3c_j + \sum_{k \neq j} c_k + \sum_k t_k^i) - \frac{t_j^i}{\alpha} \quad (3)$$

(3) 式中, $k = A, B, C$ 。假定最初每个国家都对来自其他国家的进口产品征收相同的非歧视性最惠国关税 (MFN), 即当 $i \neq j$ 时, $t_j^i = t_A > 0$; 随后, A 国和 B 国自贸区协定生效, 将彼此的关税降低为零, 同时保持对 C 国的关税, 即 $t_B^A = 0$, 而 $t_C^A = t_A > 0$ 。

以 FTA_{AB} 表示 A 国和 B 国自贸区协定生效, 定义 q_{AB}^1 和 q_{AB}^2 分别为 FTA_{AB} 前后 A 国从 B 国进口量。基于公式 (3), q_{AB}^1 可以表示为:

$$q_{AB}^1 = \frac{M - 3c_B + c_A + c_C - 2t_A}{4\alpha} \quad (4)$$

由于 A 国与 B 国之前就产生了农产品贸易, 所以 $q_{AB}^1 > 0$, 即 $M - 3c_B + c_A + c_C - 2t_A > 0$ 。在 FTA_{AB} 实施之后, 从公式 (3) 可以得出 q_{AB}^2 为:

$$q_{AB}^2 = \frac{M - 3c_B + c_A + c_C + t_A}{4\alpha} \quad (5)$$

同样, 定义 q_{AC}^1 和 q_{AC}^2 分别为 FTA_{AB} 前后 A 国从 C 国的进口量。基于公式 (3), q_{AC}^1 和 q_{AC}^2 分别表示为:

$$q_{AC}^1 = \frac{M - 3c_C + c_A + c_B - 2t_A}{4\alpha} \quad (6)$$

$$q_{AC}^2 = \frac{M - 3c_C + c_A + c_B - 3t_A}{4\alpha} \quad (7)$$

本文定义: ①贸易促进效应 (TP) 为自贸区协定生效后成员国 (A 国与 B 国) 间的贸易变化, 用自贸区建立前后成员国间贸易规模的百分比变化衡量; ②贸易转移效应 (TD) 为自贸区建立后, 一国降低从生产成本较低的非成员国进口, 转而向生产成本较高的成员国进口, 即来自非成员国的低成本产品被来自成员国的高成本产品所取代 (Viner, 1950)^①。该变量用自贸区建立后成员国与非成员国间的贸易规模相对于自贸区建立前相同国家间农产品贸易规模的百分比变化衡量; ③贸易创造效应 (TC) 为自贸区建立后, 由于贸易壁垒削减而在原有从成员国进口的基础上增加的进口, 用贸易促进效应与贸易转移效应绝对值之差衡量。

^①贸易转移效应生效的前提是成员国的生产成本要高于非成员国的生产成本加贸易成本。当成员国的生产成本低于非成员国的生产成本加贸易成本时, 无论自贸区是否建立, 自贸区成员国自己生产该类农产品, 而不会从非成员国进口。

从公式 (4) ~ (7) 以及 $M - 3c_B + c_A + c_C - 2t_A > 0$ 的条件，可以得出 TP 、 TD 和 TC 分别为：

$$TP = \frac{q_{AB}^2 - q_{AB}^1}{q_{AB}^1} = \frac{3t_A}{M - 3c_B + c_A + c_C - 2t_A} > 0 \quad (8)$$

$$TD = \frac{q_{AC}^2 - q_{AC}^1}{q_{AC}^1} = \frac{-t_A}{M - 3c_B + c_A + c_C - 2t_A} < 0 \quad (9)$$

$$TC = |TP| - |TD| = \frac{2t_A}{M - 3c_B + c_A + c_C - 2t_A} > 0 \quad (10)$$

本文定义 W 为自贸区建立后某国的福利效应。从 A 国的角度来说， W 可以表示为：

$$W = TC + TD = \frac{t_A}{M - 3c_B + c_A + c_C - 2t_A} > 0 \quad (11)$$

从公式 (8) ~ (10) 来看， TP 和 TC 都大于 0，而 TD 小于 0。因此，自贸区建立后，成员国间贸易的增长，来源于贸易创造效应和贸易转移效应。从 (11) 式来看，贸易创造效应会导致 A 国的福利上涨，而贸易转移效应会导致 A 国的福利下降。从长期来看，自贸区建立后，最终成员国的福利会上升，否则自贸区就失去了存在的基础。

（二）分析框架与研究假说

上述理论推导，是建立在三国模型的基础上，主要考察的是静态贸易效应。从公式 (8) ~ (11) 可以看出，自贸区建立的贸易促进效应（包括贸易转移效应和贸易创造效应）和福利效应取决于成员国间贸易壁垒的水平以及各国农产品的生产成本，与国家数量无关，因此，在多国模型下，本文的推导结论仍然成立。若放宽规模报酬不变和产品同质的假设，按照新贸易理论，自贸区建立后，成员国的农产品种类总和将超过贸易前任何单个国家的农产品种类数，消费者可以消费到更多差异化产品，因此，将进一步提升成员国的贸易和福利效应 (Krugman, 1980)。若放宽国家间市场是完全分割的假设，自贸区的建立能通过改善成员国的贸易条件而产生以邻为壑效应^①，从而获得更大的贸易效应和福利效应 (Goto and Hamada, 1999)。总的来说，在动态贸易效应框架下，在规模经济等渠道作用下，自贸区成员国的贸易和福利效应将进一步增加。

基于此，本文提出自贸区建立的农产品贸易和福利效应理论分析框架，见图 1。

^①以邻为壑效应指一国采取的政策行动尽管对本国有利，却会损害别国。

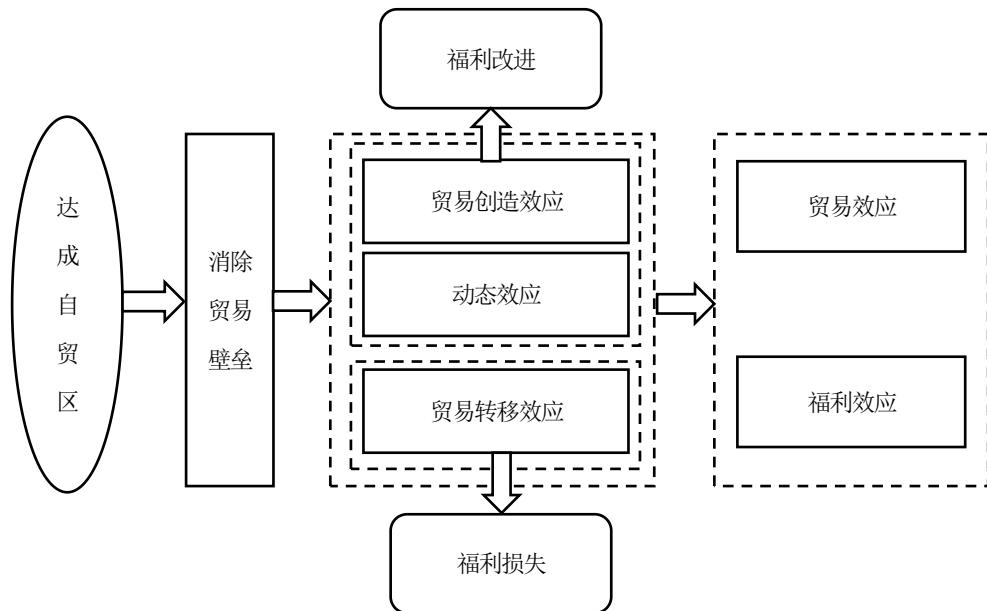


图1 自贸区建立的农产品贸易和福利效应的理论分析框架

综合上述分析，本文提出如下假说：

假说1：中国与自贸区伙伴国在贸易创造效应和贸易转移效应等机制作用下，彼此间的农产品贸易将增长。

假说2：中国与自贸区伙伴国由于农产品贸易扩张而产生福利改进。

三、计量模型设定与数据说明

（一）研究方法的选择

1. 内生性问题的考虑。学者们普遍对自贸区的贸易效应存在内生性问题达成了共识（Baier and Bergstrand, 2002; Baier and Bergstrand, 2007; Magee, 2008; Magee, 2003; Mansfield and Pevehouse, 2000），即国与国之间建立自贸区并非偶然事件。例如，Krugman (1989) 和 Krugman (1991) 认为初始贸易量较大、地理位置接近和贸易互补性较强的国家之间更易达成自贸区协定，而且更容易产生贸易创造效应，更有可能改善彼此之间的经济福利。在进行政策评估之前，若不解决由于处理组和对照组的初始条件不完全相同而导致的内生性问题，模型估计结果将不仅包括贸易效应，还混杂着自贸区的“自选择效应”^①，从而导致模型估计产生较大的偏差。在现有研究中，工具变量估计、Heckman 两阶段估计、固定效应模型和匹配方法是解决内生性问题主要的方法（Baier and Bergstrand, 2002; Baier and Bergstrand, 2004; Magee, 2003）。然而，由于工具变量估计难以确定理想的工具变量，Heckman 两阶段估计难以正确指定选择方程和结果方程，固定效应模型只能控制时间、产品和地区层面的固定效应而难以处理选择性偏误带来的内生性问题，所以匹配方法逐步受到学者们关注，其中应用最为广

^①贸易伙伴国间的贸易量决定了自贸区建立的概率，而自贸区建立又决定了贸易伙伴国间的贸易量。

泛的是倾向得分匹配 (PSM) 方法 (Foster et al., 2011; Lee and Lim, 2015)。

运用倾向得分匹配方法最为关键的是选择合适的协变量作为处理组以找到最相近的对照组。由于中国自贸区建立的主要方针是立足周边、辐射“一带一路”，所以“地理距离”是中国与其他国家建立自贸区的重要影响因素。另外，经济规模、要素禀赋等因素也是两国之间建立自贸区的关键 (Baier and Bergstrand, 2007; Baier and Bergstrand, 2004; Cole and Guillen, 2015)。因此，本文将地理距离、经济规模、要素禀赋等指标作为重要的协变量进行匹配处理。

2. 多时点冲击的处理。传统 DID 模型与渐进 DID 模型的主要区别在于政策实施的时点是否统一，若是统一时点实施的政策，则传统 DID 模型就可以估计出政策效果；若不同地区政策实施的时点不一致，则需要使用渐进 DID 模型才能进行准确估计，因此，渐进 DID 模型被誉为渐进性政策的“良药”^①。由于中国与贸易伙伴国自贸区协定的生效时点不同，而且采取的是逐步削减贸易壁垒的方式，所以本文按照 Bertrand et al. (2004) 和 Hansen (2007) 的 DID 模型一般分析框架，采用扩展后的渐进 DID 模型 (Almond et al., 2019; Li et al., 2019; 任胜钢等, 2019) 评估中国自贸区建立产生的农产品贸易效应，即将所有不同时点下中国与相关国家生效的自贸区协定纳入同一个模型当中，将中国与某国自贸协定生效之前作为对照组，协定生效之后作为处理组。

3. “零贸易流量”问题的解决。在既有自贸区贸易创造效应和贸易转移效应的实证文献中，一般采用传统的 OLS 方法估计参数，但该方法无法有效解决“零贸易流量”问题。在现实中，由于贸易成本过大，“零贸易流量”问题普遍存在。OLS 方法往往会将“零贸易流量”数据从模型估计中剔除，从而产生较为严重的估计偏误 (Eichengreen and Irwin, 1998)，特别是当“零贸易流量”数据是非随机分布的情形 (Burger et al., 2009)。为此，Silva and Tenreyro (2006) 提出了泊松伪最大似然估计方法以有效处理上述问题。由于本文的农产品贸易创造效应和贸易转移效应识别模型中包含了国家、产品以及年份层面的固定效应，为具有多个高维固定效应 (HDFE) 的泊松伪回归模型，所以本文使用 Correia et al. (2020) 提出的 Stata 估计方法来提高模型的精度。

（二）计量模型的设定

为研究自贸区建立对中国农产品贸易是否有影响，可以比较自贸区协定生效前后的中国农产品贸易额。由于中国与自贸区成员国和非成员国的不同特征会导致内生性问题，所以在进行因果推断之前，需要利用倾向得分匹配方法进行数据处理，再利用渐进 DID 方法进行政策评估。

1. 对样本进行倾向得分匹配处理。为克服样本选择问题，本文使用 PSM 方法来对原始样本进行筛选和匹配，以使样本满足“平行趋势”假设。该方法实际上利用样本的特征变量进行降维处理，用倾向得分来匹配对照组和处理组中相似的样本 (Rosenbaum and Rubin, 1983)，具体处理方法为：

$$p(X) = Pr[FTZ_u = 1 | X] = E[FTZ_u | X] = F\{f(X_i)\} \quad (12)$$

^①如果只针对 2004 年中国实施农产品贸易壁垒的削减进行标准的 DID 模型估计，“一刀切”的做法可能会造成估计偏差；而渐进 DID 模型能体现中国自由贸易区建立的现状，较为准确地估计出中国自贸区建立的贸易效应。

(12) 式中, X 是协变量集, 由于地理位置、要素禀赋和经济规模等因素是中国与相关国家建立自贸区的主要条件, 本文将中国与各国的经济规模之和 ($RGDP$)、中国与各国的要素禀赋差异 (DKL)、中国与各国最大城市之间的距离的倒数 ($NATURAL$)、中国与各国距世界其他国家的平均距离 ($REMOTE$) 等作为协变量^①。 $Pr[FTZ_{it} = 1 | X]$ 是倾向匹配得分, 反映的是中国与具有特征变量 X 的国家建立自贸区的可能性。 $f(X_i)$ 为线性函数, $F(\cdot)$ 为 Probit 函数。在具体计算过程中, 本文先根据协变量利用 Probit 模型估计中国与各国建立自贸区的概率, 其次根据 Probit 模型的结果计算每个样本的倾向得分, 最后根据倾向得分采用最邻近匹配法逐年对处理组和对照组进行一对一匹配^②。

2. 运用渐进 DID 方法估计农产品贸易效应。在解决样本选择性偏误问题之后, 本文进一步运用渐进 DID 方法进行因果推断, 评估自贸区建立产生的贸易效应。使用国家层面样本和产品层面样本时, 渐进 DID 模型可以分别设定为:

$$Ari_Trade_{it} = \beta_0 + \beta_1 FTZ_i \times time_{it} + \lambda X + \gamma_t + \mu_i + \varepsilon_{it} \quad (13)$$

$$Ari_Trade_{ijt} = \beta_0 + \beta_1 FTZ_i \times time_{it} + \lambda X + \gamma_t + \mu_i + \eta_j + \varepsilon_{ijt} \quad (14)$$

其中, Ari_Trade_{it} 和 Ari_Trade_{ijt} 是本文感兴趣的结果变量, Ari_Trade_{it} 表示中国与 i 国在 t 年的农产品贸易额; Ari_Trade_{ijt} 表示中国与 i 国在 t 年的 j 类农产品贸易额。 $time_{it}$ 和 FTZ_i 为虚拟变量, 当 i 国与中国的自贸区协定生效, 则协定生效前 $time_{it}$ 取值为 0, 协定生效后 $time_{it}$ 取值为 1; 若 i 国与中国自贸区协定始终未生效, 则 $time_{it}$ 取值始终为 0。若 i 国是自贸区伙伴国, 则 FTZ_i 取值为 1; 反之, 则 FTZ_i 取值为 0。 β_1 为本文研究的自贸区的农产品贸易效应。 X 为控制变量, 主要包括 $RGDP$ 、 DKL 、 $SQDKL$ 、 $NATURAL$ 、 $REMOTE$ 和 $BORDER$ 等 (变量含义见表 1)。另外, μ_i 、 η_j 和 γ_t 分别为国家层面固定效应、产品层面固定效应和年份层面固定效应, ε 为随机误差项。为减弱模型中的异方差问题, 除虚拟变量之外, 所有变量皆采用对数形式。

3. 农产品贸易效应的分解与福利效应的识别。由于本文研究对象为中国与相关国家建立的所有自贸区, 所以采用 1 (中国) \times N (世界各国) 的非对称单国模式, 借鉴 Urata and Okabe (2014)、Yang and Martinez-Zarzoso (2014) 和 Jagdambe (2020) 的做法, 按照自贸区区域内外农产品贸易的变化, 对贸易创造效应和贸易转移效应进行分解, 计量模型设定如下:

$$Ari_Import_{ijt} = \alpha_0 + \alpha_1 FTZ_{it}^1 + \alpha_2 FTZ_{it}^2 + \lambda X + \gamma_t + \mu_i + \eta_j + \varepsilon_{ijt} \quad (15)$$

$$Ari_Export_{ijt} = \beta_0 + \beta_1 FTZ_{it}^1 + \beta_2 FTZ_{it}^2 + \lambda X + \gamma_t + \mu_i + \eta_j + \varepsilon_{ijt} \quad (16)$$

^①两国贸易额对其建立自贸区会产生较大的影响, 即贸易规模变化与自由贸易区建立之间存在着内生性问题。然而, 在 PSM 处理中, 贸易额是结果变量, 不能同时引入到协变量中, 现有重要文献也都未将其纳入匹配的协变量 (Baier and Bergstrand, 2009; Cole and Guillen, 2015)。

^②最邻近匹配法是最常用的一种匹配方法, 主要有一对一匹配和一对多匹配两种方式, 一对一匹配优势在于每个干预组个体寻找到的匹配都是最近的, 因而偏差比较小。匹配方式的有效性检验可以通过平衡性和共同趋势检验来完成, 下文的检验结果也充分证明了一对一匹配有效性。

其中， Ari_Import_{it} 和 Ari_Export_{it} 为结果变量，分别代表中国与 i 国在 t 年的 j 类农产品的进口额和出口额。 FTZ_{it}^1 表示自贸区建立后中国与伙伴国之间农产品贸易变动，即自贸区建立的农产品贸易促进效应。若出口国（进口国）为中国，进口国（出口国）是自贸区伙伴国，在自贸区协定生效后， FTZ_{it}^1 取值为 1；反之，则取值为 0。 FTZ_{it}^2 表示的是自贸区建立后中国与非伙伴国之间农产品贸易变动。由于 2004 年中国开始实施自贸区相关政策，如中国与东盟的“早期收获计划”，所以若在 2004 年及之后，出口国（进口国）为中国，进口国（出口国）是非自贸区伙伴国，则 FTZ_{it}^2 取值为 1，其他情况取值为 0。据 FTZ_{it}^1 和 FTZ_{it}^2 的系数，可以判断贸易创造效应和贸易转移效应的大小，详细判断标准见表 10。

（三）变量说明与描述性统计

1. 变量选取与测量。由于本文研究的是自贸区建立的农产品贸易和福利效应，所以因变量为中国与各国的农产品贸易额、出口额和进口额。其中，估计模型（13）使用的是中国与各国总体的农产品贸易数据（将分产品数据按照国别和年份进行加总），估计模型（14）~（16）使用的是中国与各国 HS1992 六位代码的分产品数据^①。本文的农产品范围参考 Regmi et al. (2005) 的标准，除此之外还涵盖了水产品^②。按照“自然贸易伙伴国”假说，本文将经济规模、要素禀赋、地理距离等控制变量纳入到模型中（Baier and Bergstrand, 2007; Baier and Bergstrand, 2004; Cole and Guillen, 2015）。其中，经济规模用中国与各国的经济规模之和测量；要素禀赋用人均 GDP 来衡量，并将其平方项同时引入模型，以体现贸易随要素禀赋差异呈现 U 型变化的特征；地理距离用中国与各国最大城市之间的距离的倒数、中国与各国距世界其他国家的平均距离、中国与各国是否相互接壤虚拟变量来综合度量。

2. 变量来源及其说明。本文中使用数据主要包括 1995~2017 年中国与各国农产品贸易规模、经济规模、要素禀赋以及地理距离等数据，其主要来自于 CEpii-BACI、Penn World Tables 和 CEpii 等数据库。由于各个指标来自于不同的数据库，本文按照国家和年份对数据进行合并，并去掉缺失数据较为严重的样本，最终保留了中国与 162 个国家的农产品贸易数据和国家特征变量，其中包含了 19 个自贸区伙伴国。由于本文考察期为 1995~2017 年，所以并未纳入中国与格鲁吉亚（2018 年 1 月 1 日生效）

^① 本文使用的是 CEpii-BACI 数据库（1995~2017 年），数据源是联合国商品贸易统计数据库（UN Comtrade）。考虑到不同年份的代码损失部分产品数据，CEpii-BACI 数据库对 UN Comtrade 数据库不同年份 HS 代码统计的差异进行了相应处理，处理后的数据在不同年份代码下贸易总额和产品数几乎一致。http://www.cepii.fr/DATA_DOWNLOAD/baci/doc/DescriptionBACI.html。

^② 主要包括初级农产品、半加工农产品、园艺农产品和加工农产品。其中，初级产品包括咖啡原料、茶叶、小麦、黑麦、大麦等，其对应 HS 四位（或五位）编码范围是：09011、0902-0903、1001-1008、1201-1202 等；半加工产品包括活体动物、猪油、水产品、动物毛发、动物产品、干豆壳等，其对应 HS 四位（或五位）编码范围是：0101-0106、0209、0301-0304、0306-0307、0501-0511 等；园艺产品包括栽植材料、插花、蔬菜、块茎、椰子等，其对应 HS 四位（或五位）编码范围是：0601-0604、0701-0709、0714、08011-08013；加工产品包括冷冻肉、加工肉、水产品制品、禽蛋和奶制品等，其对应 HS 四位（或五位）编码范围是：0201-0208、0210、0305、0401-0410、0710-0712 等。

和毛里求斯（2021年1月1日生效）自贸区。各变量含义及说明见表1。

表1 变量含义及数据来源

变量类型	变量	变量含义	数据来源	说明
被解释变量	<i>Ari_Trade</i>	中国与各国农产品贸易额	CEPII-BACI数据库	模型（1）中为农产品总体贸易额，模型（2）中为HS1992六位代码数据
	<i>Ari_Export</i>	中国与各国农产品出口额	CEPII-BACI数据库	模型（1）中为农产品总体出口额，模型（2）中为HS1992六位代码数据
	<i>Ari_Import</i>	中国与各国农产品进口额	CEPII-BACI数据库	模型（1）中为农产品总体进口额，模型（2）中为HS1992六位代码数据
政策变量	<i>FTZ</i>	中国与其自贸区协定是否生效	中国自由贸易服务网	当中国与该国自贸区协定生效时及之后年份取值为1，其他年份取值为0
控制变量	<i>RGDP</i>	中国与各国的经济规模之和	Penn World Tables 9.1	指标选取参考Cao（2015），用购买力平价进行调整。
	<i>DKL</i>	中国与各国要素禀赋差异	Penn World Tables 9.1	参考曹吉云和佟家栋（2011）、王开和靳玉英（2013）与Cao（2015）的做法，使用人均GDP来衡量 ^① ，用购买力平价进行调整。
	<i>SQDKL</i>	<i>DKL</i> 的平方项	Penn World Tables 9.1	参考Cao（2015）的做法，体现中国与各国农产品贸易随要素禀赋差异呈现U型特征 ^②
	<i>NATURAL</i>	中国与各国最大城市之间的距离的倒数	CEPII数据库	该数值越大，表示中国与该国距离越近
	<i>REMOTE</i> ^③	中国与各国距世界其他国家的平均距离	CEPII数据库	具体计算方法参考Baier and Bergstrand（2004）
	<i>BORDER</i>	中国与各国是否相互接壤	CEPII数据库	相互接壤时 <i>BORDER</i> 取值为1，反之则为0。

注：除虚拟变量外，全部变量都做取对数处理。

3. 描述性统计。表2给出了自贸区成员国和非成员国国家层面控制变量以及结果变量的描述性统计，表3为成员国和非成员国主要变量之间差异的显著性程度。从表2和表3可以看出，无论是结果变量（*Ari_Trade*、*Ari_Export* 和 *Ari_Import*），还是控制变量（*RGDP*、*DKL*、*SQDKL*、*NATURAL*、*REMOTE* 和 *BORDER*），在自贸区成员国和非成员国的样本中都存在显著差异，而且这种差异在5%的显著性水平上都通过了统计检验。数据显示，与非成员国相比，中国与自贸区成员

^① Jayathilaka and Keembiyahetti（2009）认为，更高的人均GDP，表示少数人口有着更大的产出，从而说明该国主要以资本密集型生产为主；反之，则是以劳动密集型生产为主。

^② Márquez-Ramos and Martínez-Zarzoso（2009）和曹吉云、佟家栋（2011）认为，两经济体要素禀赋差异越小，自贸区协定生效的可能性就越大。

^③ $Remote_{ij} = dcont_{ij} \times \left\{ \left[\log \left(\sum_{k=1, k \neq j}^N d_{ik} / (N-1) \right) + \log \left(\sum_{k=1, k \neq j}^N d_{jk} / (N-1) \right) \right] / 2 \right\}$

国的农产品贸易总额、进口额和出口额普遍较高。同时，自贸区成员国在经济规模 (*RGDP*)、地理距离 (*NATURAL*、*REMOTE* 和 *BORDER*) 等方面都不同程度地低于非成员国，而在要素禀赋 (*DKL* 和 *SQDKL*) 方面高于非成员国。由此说明，自贸区成员国具有一定区别于非成员国的特征，在回归之前需要进行匹配处理，从而降低样本的选择性偏误问题。

表 2 主要变量描述性统计

	变量	样本量	均值	标准差	最大值	最小值
非成员国样本	<i>Ari_Trade</i>	3256	21.178	2.072	24.986	13.520
	<i>Ari_Export</i>	3256	20.021	2.927	24.139	11.032
	<i>Ari_Import</i>	3255	19.404	2.821	24.579	9.493
	<i>FTZ</i>	3256	0.000	0.000	0.000	0.000
	<i>RGDP</i>	3256	26.815	2.117	32.673	20.258
	<i>DKL</i>	3256	1.065	0.695	3.121	0.002
	<i>SQDKL</i>	3256	1.618	1.734	9.742	0.000
	<i>NATURAL</i>	3256	-9.025	0.529	-6.862	-9.868
	<i>REMOTE</i>	3256	2.280	3.931	9.199	0.000
	<i>BORDER</i>	3256	0.080	0.271	1.000	0.000
自贸区成员国样本	<i>Ari_Trade</i>	225	20.826	1.322	23.375	17.278
	<i>Ari_Export</i>	225	19.223	2.277	22.977	11.380
	<i>Ari_Import</i>	225	20.128	1.967	22.963	9.623
	<i>FTZ</i>	225	1.000	0.000	1.000	1.000
	<i>RGDP</i>	225	28.489	1.639	31.595	24.710
	<i>DKL</i>	225	0.858	0.578	2.439	0.012
	<i>SQDKL</i>	225	1.069	1.320	5.948	0.000
	<i>NATURAL</i>	225	-8.480	0.616	-6.862	-9.856
	<i>REMOTE</i>	225	7.184	3.750	9.199	0.000
	<i>BORDER</i>	225	0.236	0.425	1.000	0.000

表 3 成员国和非成员国主要变量之间差异的显著性程度

变量	<i>Ari_Trade</i>	<i>Ari_Export</i>	<i>Ari_Import</i>	<i>RGDP</i>	<i>DKL</i>
均值t检验	2.510**	4.011***	-3.789***	-11.619***	4.383***
变量	<i>SQDKL</i>	<i>NATURAL</i>	<i>REMOTE</i>	<i>BORDER</i>	—
均值t检验	4.659***	-14.781***	-18.154***	-7.966***	—

四、中国自贸区农产品贸易效应的估计

(一) 倾向得分匹配结果与分析

由于中国与相关国家自贸区协定生效的时点不同，本文借鉴 Blundell and Dias (2009) 和 Heyman et al. (2007) 的相关研究，采用逐年匹配方式为处理组找到合适的对照组。本文使用的一对一不重

复最邻近匹配法，即先计算出中国与各国自贸区协定生效的预测概率值，然后为每个自贸区成员国找到唯一一个对照组中的非成员国。为了验证匹配结果的可靠性，本文对匹配前后的样本进行了平衡性检验。从表4可以看出，对样本实施最邻近匹配之后，绝大多数协变量标准偏差有较大幅度的缩小，协变量匹配后的不平稳性均显著降低，符合预期。根据 Rosenbaum and Rubin (1985) 的研究，若匹配后的样本标准偏差的绝对值小于 20%，则匹配处理为有效处理。由于此次匹配后样本标准偏差的绝对值都小于 20%，可以认为匹配有效。另外，从 P 值可以看出，经过倾向得分匹配处理之后，处理组和对照组样本在经济规模、要素禀赋和地理距离等方面均无显著差异，即中国与该国自贸区协定是否生效独立于匹配变量，从而满足了因果推断中“平行趋势”的假设。

图2为匹配前后处理组和对照组倾向得分的核密度函数分布图，左侧为未匹配时的结果，右侧为匹配后的结果。可以看出，与匹配前相比，匹配后处理组和对照组倾向得分值的核密度函数较为接近，说明倾向得分匹配有效降低了样本的选择性偏误问题。

表4 平衡性检验

协变量	样本	处理组	控制组	偏差	t值	P值
RGDP	匹配前	27.860	26.815	58.900	3.680	0.000
	匹配后	27.860	27.745	6.900	0.370	0.715
DKL	匹配前	1.031	1.066	-5.000	-0.370	0.711
	匹配后	1.031	0.942	12.700	0.670	0.505
SQDKL	匹配前	-8.803	-9.025	36.800	3.100	0.002
	匹配后	-8.803	-8.818	2.300	0.120	0.902
NATURAL	匹配前	5.218	2.280	69.000	5.530	0.000
	匹配后	5.218	5.166	1.100	0.060	0.952

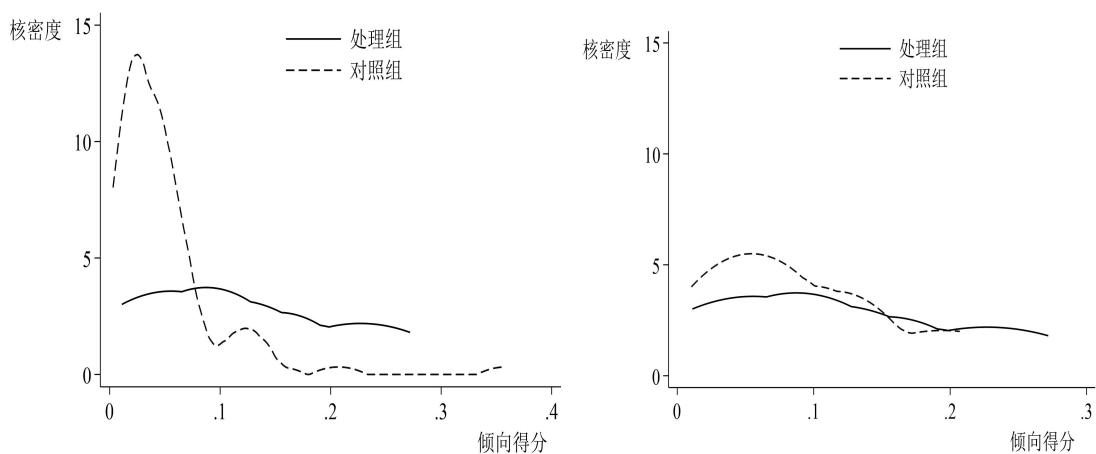


图2 匹配前后样本倾向得分的核密度

(二) 演进 DID 模型回归结果与分析

表5报告了使用国家层面数据对(13)式进行回归所得结果。第(1)列、第(2)列和第(3)列

分别表示中国自贸区建立对农产品贸易总额、农产品出口总额和农产品进口总额的影响，回归中都已控制了国家和年份层面的固定效应。交乘项（ $FTZ \times time$ ）为本文关心的政策效果变量。从回归结果可以看出，第（1）列和第（3）列回归，交乘项（ $FTZ \times time$ ）在1%的显著性水平上通过了统计检验，且系数为正；第（2）列回归，交乘项（ $FTZ \times time$ ）在10%的显著性水平上也通过了统计检验，系数为正。从估计结果来看，自贸区协定生效后，中国与自贸区伙伴国之间的农产品贸易总额、出口总额和进口总额分别平均增长了52.5%、42.2%和65.8%。

与出口相比，自贸区协定生效更加有利于中国扩大对自贸区伙伴国农产品的进口，这主要是因为近年来中国农业劳动力、土地等生产成本不断上涨，使得农业比较优势不断下降。从对（5）式的分析也可以看出，如果 A 国自身生产成本 c_A 上涨，那么 A 国从 B 国进口农产品的规模将进一步扩大。

表5 中国自贸区建立对农产品贸易影响的回归结果（国家层面）

变量	(1)	(2)	(3)
	<i>Trade</i>	<i>Export</i>	<i>Import</i>
$FTZ \times time$	0.525*** (0.16)	0.422* (0.23)	0.658*** (0.24)
常数项	17.757 (14.03)	10.793 (18.04)	-2.951 (19.28)
控制变量	是	是	是
国家固定效应	是	是	是
年份固定效应	是	是	是
样本量	1605	1605	1605
R^2	0.261	0.451	0.111

注：括号内为稳健性标准误；*、** 和*** 分别表示在10%、5%和1%的显著性水平上通过了统计检验。

本文进一步使用产品层面数据，在控制产品层面固定效应的基础上进行检验。表6报告了对（14）式进行回归分析的结果。第（1）列、第（2）列和第（3）列分别表示中国自贸区建立对农产品贸易总额、农产品出口总额和农产品进口总额的影响，回归中都控制了国家和年份层面的固定效应；第（4）列、第（5）列和第（6）列则在上述回归的基础上进一步控制了产品层面的固定效应。从回归结果来看，第（1）~（6）列回归中，交乘项（ $FTZ \times time$ ）的系数在1%的显著性水平上通过了统计检验，且系数都为正。表6中， $FTZ \times time$ 的系数普遍低于其在表5中的回归系数，而且在控制产品层面固定效应之后， $FTZ \times time$ 的系数进一步降低。这表明使用国家层面的数据以及未控制产品固定效应都会高估自贸区建立带来的政策效应。平均来看，中国与相关国家自贸区协定的生效，使得中国与自贸区伙伴国之间的农产品贸易总额、出口总额和进口总额分别增长了28.3%、19.0%和24.9%。

表6 中国自贸区建立对农产品贸易影响的回归结果（产品层面）

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	<i>Trade</i>	<i>Export</i>	<i>Import</i>	<i>Trade</i>	<i>Export</i>	<i>Import</i>
$FTZ \times time$	0.321***	0.163***	0.390***	0.283***	0.190***	0.249***

(续表 6)

	(0.03)	(0.03)	(0.04)	(0.02)	(0.02)	(0.04)
常数项	6.495*** (2.33)	4.183* (2.45)	24.764*** (6.09)	2.621 (2.12)	-1.162 (2.27)	27.668*** (5.05)
控制变量	是	是	是	是	是	是
国家固定效应	是	是	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是	是	是
产品固定效应	否	否	否	是	是	是
样本量	230708	182577	97458	230708	182577	97458
R ²	0.115	0.138	0.066	0.337	0.401	0.291

注：括号内为稳健性标准误；*、** 和*** 分别表示在 10%、5% 和 1% 的显著性水平上通过了统计检验。

上述实证结果表明，自贸区作为一种提升贸易自由化的重要手段，农产品贸易成本的降低有效促进了中国与自贸区伙伴国间的农产品贸易。当然，由于中国农产品比较优势的下降，自贸区建立和发展更有利于中国扩大对自贸区伙伴国农产品的进口。

(三) 稳健性检验

1. 改变 PSM 匹配方法。在使用 PSM 解决样本选择问题时，为避免匹配方法选择对模型估计造成影响，本文进一步分别采用卡尺内最近邻匹配和核匹配方法对样本进行处理，进而使用处理后的数据分别对模型进行重新估计，结果见表 7。无论使用卡尺内最近邻匹配方法还是使用核匹配方法处理数据， $FTZ \times time$ 的估计系数在大小、符号和显著性上与上文回归结果均无较大变化，进一步验证了上文回归结果的稳健性。

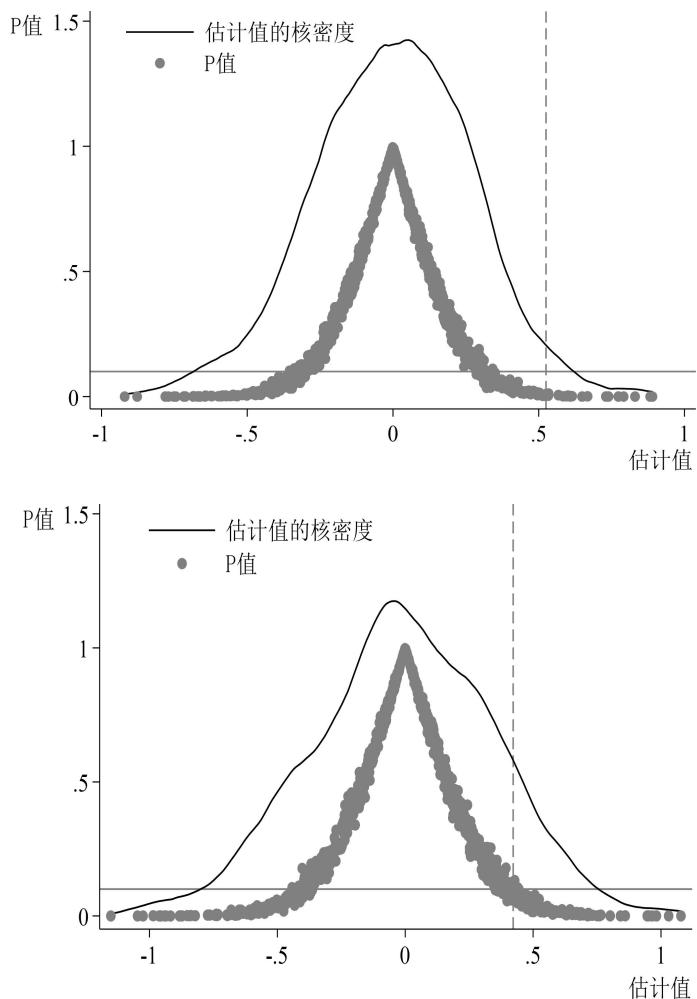
表 7 更换匹配方法后模型的估计结果

变量	卡尺内最近邻匹配			核匹配		
	Trade	Export	Import	Trade	Export	Import
$FTZ \times time$	0.290*** (0.02)	0.216*** (0.02)	0.220*** (0.04)	0.290*** (0.02)	0.206*** (0.02)	0.238*** (0.04)
常数项	30.415*** (3.71)	44.590*** (3.59)	-55.752*** (10.21)	-4.146** (1.64)	-2.545 (1.59)	-14.498*** (5.36)
控制变量	是	是	是	是	是	是
国家固定效应	是	是	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是	是	是
产品固定效应	是	是	是	是	是	是
样本量	348951	269215	147048	240726	192518	95208
R ²	0.329	0.391	0.282	0.332	0.393	0.287

注：括号内为稳健性标准误；*、** 和*** 分别表示在 10%、5% 和 1% 的显著性水平上通过了统计检验。

2. 安慰剂检验。为了进一步检验上文得出的政策效应是否是由国家—产品—年份层面不可观测因素的驱动，本文采用随机分配试点国家的方式进行安慰剂测试 (Cai et al., 2016)。具体而言，随机从

162个国家中选取19个国家作为处理组，假设中国与这些国家建立了自贸区，其他国家则为非成员国，以此构造“伪”处理组和对照组。本文分别将中国与各国的农产品贸易总额、出口额和进口额作为被解释变量进行1000次回归。图3报告的是随机制造处理组和对照组产生的安慰剂效应的概率密度分布情况。从结果可以看出，安慰剂效应的概率密度都集中在零点附近，而且系数的均值几乎为零，大多数估计值的P值都大于0.1（见表8）。另外，虚线为表5中 $FTZ \times time$ 的估计系数，在安慰剂检验中是明显的异常值，为极小概率事件。由此可以看出，本文得出的结论不太可能受到遗漏变量的干扰，回归结果非常稳健。



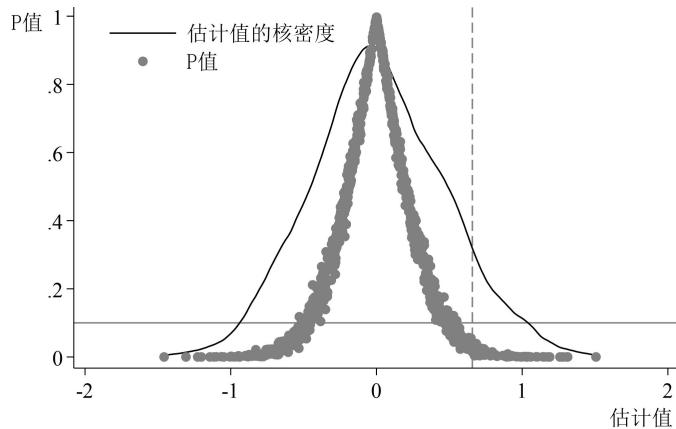


图3 安慰剂检验结果

注：曲线为估计系数的核密度分布，点是估计系数的 P 值，虚线为表 5 相对应的估计结果。

表8 安慰剂效应的统计分布情况

被解释变量	系数或P值	均值	25%分位	50%分位	75%分位	标准差	回归次数
<i>Trade</i>	系数	-0.0012	-0.1857	0.0068	0.1873	0.2724	1000
	P值	0.3901	0.1107	0.3367	0.6374	0.3057	1000
<i>Export</i>	系数	-0.0114	-0.2327	-0.0082	0.2354	0.3557	1000
	P值	0.3904	0.0985	0.3450	0.6779	0.3135	1000
<i>Import</i>	系数	0.0138	-0.2845	0.0027	0.3232	0.4563	1000
	P值	0.3701	0.0694	0.2973	0.6330	0.3151	1000

注：表中 *Trade*、*Export* 和 *Import* 分别代表的是农产品贸易总额、农产品出口额和农产品进口额。

3. 三重差分方法估计。双重差分估计策略并没有将中国自贸区建立之外其他政策的影响剔除干净，比如中国加入 WTO 这一“事件”可能会对中国农产品贸易造成一定影响，估计结果就会存在一定的误差^①。本文进一步使用三重差分方法来解决上述问题，并对上文研究结论进行稳健性分析。具体而言，用中国 HS92 六位代码各类农产品的最惠国适用关税历年平均值数据^②，按照产品关税大小将农产品分为两大类，即高关税农产品和低关税农产品。由于中国与伙伴国自贸区协定的生效实际上是在 WTO 框架下最惠国待遇基础上的进一步贸易自由化，所以相对于高关税农产品而言，原本低关税农产品在协定生效之后，关税降低幅度较小。若自贸区农产品贸易效应显著，则相对于低关税农产品而言，高关税农产品受自贸区建立影响应该更大。为验证上述想法，本文构建如下计量模型：

$$Ari_Trade_{ijt} = \beta_0 + \beta_1 FTZ_i \times time_{it} + \beta_2 FTZ_i \times time_{it} \times Tariffc_j + \beta_3 Tariffc_j + \lambda X + \gamma_t + \mu_i + \eta_j + \varepsilon_{ijt} \quad (17)$$

^①由于本文使用的是 1995~2017 年跨国面板数据，而且 2001 年中国加入 WTO，DID 模型差分时处理组和对照组存在是否加入 WTO 的差异，可能会使自贸区农产品贸易效应估计产生一定的误差。

^②数据来源：WTO 综合数据库（IDB），该数据库汇总了 2010~2017 年中国各类产品的具体关税水平。

(17) 式^①中, $Tariffc_j$ 为虚拟变量, 当 j 类农产品为最惠国待遇下高关税农产品时, 取值为 1; 当 j 类农产品为最惠国待遇下低关税农产品时, 取值为 0。

表 9 报告了三重差分估计的平均处理效应, $FTZ \times time \times Tariffc$ 的估计系数是本文关注的重点。从回归结果来看, 第 (1) 列、第 (2) 列和第 (3) 列中, $FTZ \times time \times Tariffc$ 的估计系数在 1% 的显著性水平上通过了统计检验, 且都为正, 说明无论是农产品贸易总额、农产品进口额还是农产品出口额, 中国与伙伴国自贸区协定的生效对最惠国待遇下高关税农产品的影响更大, 说明中国自贸区建立对农产品贸易影响回归结果较为稳健, 并未受到其他政策干扰。

表 9

三重差分估计结果

变量	(1)	(2)	(3)
	<i>Trade</i>	<i>Export</i>	<i>Import</i>
$FTZ \times time \times Tariffc$	0.304*** (0.05)	0.330*** (0.05)	0.477*** (0.09)
$FTZ \times time$	0.049 (0.05)	-0.077 (0.06)	-0.114 (0.10)
$Tariffc$	-0.085 (0.24)	-0.131 (0.27)	-0.260 (0.39)
常数项	2.717 (3.57)	0.408 (3.83)	21.007*** (7.44)
控制变量	是	是	是
国家固定效应	是	是	是
年份固定效应	是	是	是
产品固定效应	是	是	是
样本量	80458	63497	36100
R^2	0.361	0.437	0.295

注: 括号内为稳健性标准误; *、** 和*** 分别表示在 10%、5% 和 1% 的显著性水平上通过了统计检验。

五、农产品贸易效应来源机制与福利效应的识别

贸易创造效应和贸易转移效应是自贸区成员国间贸易扩张和福利效应的两个渠道(Carrere, 2006), 那么, 中国自贸区建立带来的成员国间农产品贸易增长, 是来自于农产品贸易创造效应还是贸易转移效应? 成员国福利又如何变化? 为此, 需要进一步分析并对上文提出的研究假说进行验证。

(一) 农产品贸易效应分解与福利效应判断

传统理论基本上都是从进口角度分析福利效应, 由于中国对自贸区伙伴国出口农产品相当于伙伴国从中国进口农产品, 所以进口角度可以识别出自自贸区协定生效之后中国福利的变化, 出口角度则可以识别出自自贸区协定生效之后贸易伙伴国福利的变化。研究自贸区农产品贸易效应, 不仅要关注自贸

^① (17) 式中, 因变量使用的是中国与各国 HS1992 六位代码的分产品数据, 与 (14) ~ (16) 式相同。

区成员国间农产品贸易规模和方向的变化，更要考察自贸区成员国与非成员国间农产品贸易规模和方向的变化。根据(15)式和(16)式， FTZ_{it}^2 的系数若为正且显著，说明中国与伙伴国自贸区协定生效之后，并未导致成员国与非成员国农产品贸易的下降，成员国间农产品贸易的增长主要是贸易创造效应的作用；若 FTZ_{it}^2 的系数显著为负，说明贸易转移效应显著，成员国间农产品贸易的增长以与非成员国农产品贸易的下降为代价，贸易转移效应会导致成员国福利的损失，最终成员国福利增长还是下降取决于贸易创造效应和贸易转移效应的相对大小。表10为自贸区对农产品贸易影响来源和福利效应的识别方法。

表10 自贸区对农产品贸易影响渠道和福利效应识别方法

回归系数	进口		回归系数	出口	
	效应分解	福利效应		效应分解	福利效应
$\alpha_1 > 0, \alpha_2 > 0$	TC	$W_m > 0$	$\beta_1 > 0, \beta_2 > 0$	TC	$W_h > 0$
$\alpha_1 > 0, \alpha_2 < 0$ $ \alpha_1 > \alpha_2 $	TC 和 TD	$W_m > 0$	$\beta_1 > 0, \beta_2 < 0$ $ \beta_1 > \beta_2 $	TC 和 TD	$W_h > 0$
$\alpha_1 > 0, \alpha_2 < 0$ $ \alpha_1 < \alpha_2 $	TD	$W_m < 0$	$\beta_1 > 0, \beta_2 < 0$ $ \beta_1 < \beta_2 $	TD	$W_h < 0$

注：表中 α_1 、 α_2 、 β_1 和 β_2 为(15)式和(16)式中对应变量的系数。TC和TD分别表示农产品贸易创造效应和农产品贸易转移效应； W_m 和 W_h 分别代表自贸区协定生效之后，母国和贸易伙伴国福利的变化。

(二) 中国农产品贸易增长来源分解及福利的变化

本文使用PPML估计方法对(15)式和(16)式进行回归，估计结果见表11和表12。 FTZ_{it}^1 和 FTZ_{it}^2 的估计系数在1%的显著性水平上通过了统计检验。从估计系数的方向来看，在第(1)列和第(3)列的估计结果中， FTZ_{it}^1 的系数 α_1 大于0，在第(2)列和第(3)列的估计结果中， FTZ_{it}^2 的系数 α_2 小于0，并且 $|\alpha_1| > |\alpha_2|$ 。从进口角度来看，当 $\alpha_1 > 0, \alpha_2 < 0$ 且 $|\alpha_1| > |\alpha_2|$ 时，自贸区农产品贸易促进效应等同于农产品贸易创造效应和农产品贸易转移效应之和，而且由于 $|\alpha_1| > |\alpha_2|$ ，农产品贸易创造效应要大于农产品贸易转移效应(见表10和表11)。这说明，对于中国来说，农产品贸易创造效应和贸易转移效应同时存在于自贸区建立对中国农产品贸易的影响中，但从影响程度来看，贸易创造效应的影响更大。中国与伙伴国自贸区协定的生效，主要是自身低效率的农产品生产被高效率的贸易伙伴国生产所替代，因此，自贸区建立带来了中国福利的改进。

表11 中国农产品贸易增长来源分解及福利效应

	(1)	(2)	(3)
FTZ^1	0.0651*** (0.0025)	—	0.0604*** (0.0028)
	—	-0.0305*** (0.0020)	-0.0082*** (0.0022)
FTZ^2	—	1.5250*** (0.0286)	1.6312*** (0.0292)
	1.6538*** (0.0285)	—	—
常数项			

(续表 11)

控制变量	是	是	是
国家固定效应	是	是	是
年份固定效应	是	是	是
产品固定效应	是	是	是
样本量	148161	148161	148161

注：括号内为稳健性标准误；*、** 和*** 分别表示在 10%、5% 和 1% 的显著性水平下通过检验。

(三) 自贸区伙伴国农产品贸易增长来源分解及福利效应

表 12 为自贸区伙伴国农产品贸易增长来源分解及福利效应。 FTZ_u^1 和 FTZ_u^2 的估计系数在 1% 的显著性水平上都通过了统计检验。从估计系数的方向来看，在第(1)列和第(3)列的估计结果中， FTZ_u^1 的系数 β_1 大于 0；在第(2)列和第(3)列的估计结果中， FTZ_u^2 的系数 β_2 大于 0。从出口角度来看，当 $\beta_1 > 0$ 且 $\beta_2 > 0$ 时，成员国间农产品贸易的增长主要是贸易创造效应的作用，成员国间农产品贸易的增长并未导致成员国与非成员国间农产品贸易的下降（见表 10 和表 12）。这说明，自贸区建立带来的中国自贸区伙伴国农产品贸易的变化是通过贸易创造效应渠道产生的，同时其福利也得到有效提升。

表 12 自贸区伙伴国农产品贸易增长来源分解及福利的影响变化

	(1)	(2)	(3)
FTZ^1	0.0184*** (0.0014)	— —	0.0390*** (0.0016)
FTZ^2	— —	0.0167*** (0.0010)	0.0303*** (0.0012)
常数项	1.7183*** (0.0138)	1.7316*** (0.0138)	1.7885*** (0.0140)
控制变量	是	是	是
国家固定效应	是	是	是
年份固定效应	是	是	是
产品固定效应	是	是	是
样本量	279891	279891	279891

注：括号内为稳健性标准误；*、** 和*** 分别表示在 10%、5% 和 1% 的显著性水平上通过了统计检验。

以上分析表明，无论是中国还是自贸区伙伴国，自贸区协定的生效带来的农产品贸易增长主要是来源于贸易创造效应，而并非对成员国与非成员国之间的贸易替代，因此，中国与自贸区伙伴国都会获得福利改进，从而验证了本文提出的假说 1 和假说 2。

六、结论和启示

本文通过构建理论模型探讨了自贸区农产品贸易效应和福利效应的生成机理。理论推导表明，自贸区建立之后，成员国间农产品贸易壁垒的削减，产生了显著的农产品贸易促进效应。由于农产品贸易创造效应大于农产品贸易转移效应，使得成员国福利增加。在理论分析的基础上，本文将中国与贸

易伙伴国自贸区协定的生效视为一次“准自然”实验，使用1995~2017年中国与各国农产品贸易数据，利用PSM-渐进DID，并结合安慰剂检验和三重差分估计等方法，考察自贸区建立对农产品贸易与福利的影响及其内在影响机制。实证结果表明：中国自贸区建立有效促进了中国与自贸区伙伴国农产品贸易的增长。由于中国农业比较优势在不断下降，相对于出口，中国从伙伴国进口的农产品增长更快。从农产品贸易效应来源来看，对于中国来说，贸易创造效应和贸易转移效应同时存在于自贸区对中国农产品贸易的影响中，且贸易创造效应的影响更大；对自贸区伙伴国而言，自贸区协定生效之后，农产品贸易促进效应的产生主要来自于贸易创造效应。因此，中国与友好国家自贸区的建立有力促进了中国与该国福利的改进。

本文研究对推动农业高质量对外开放和自贸区相关政策的落实具有启示意义。中国与相关国家自贸区的建立，不仅促进了中国和其农产品贸易的发展，而且显著提升了双方的福利。因此，在贸易保护主义不断抬头、以美国为首的发达国家贸易保护措施频频出台的国际大背景下，继续推动自贸区建立，既是中国有效应对逆全球化潮流、主动应对少数发达国家对中国对外贸易采取不公平政策的路径选择，也是中国积极参与全球农产品贸易规则制定，重构农产品公平贸易规则的重要战略手段。

参考文献

- 1.曹吉云、佟家栋，2011: 《两经济体建立自由贸易区的影响因素研究》，《经济管理》第11期。
- 2.李荣林、于明言，2014: 《亚洲区域贸易协定的贸易效应——基于PSM方法的研究》，《国际经贸探索》第12期。
- 3.钱进，2017: 《中国签订多重自由贸易协定有利于提升双边贸易额吗？——基于2SLS的实证分析》，《经济体制改革》第6期。
- 4.任胜钢、郑晶晶、刘东华、陈晓红，2019: 《排污权交易机制是否提高了企业全要素生产率——来自中国上市公司的证据》，《中国工业经济》第5期。
- 5.谭丹，2018: 《中国和东盟双视角下CAFTA的农产品贸易效应研究》，《统计与决策》第16期。
- 6.徐芬，2018: 《中国农产品进口的三元分解与自贸区贸易效应研究》，中国农业大学博士学位论文, <https://cdmd.cnki.com.cn/Article/CDMD-10019-1018065356.htm>。
- 7.原瑞玲，2014: 《自由贸易区农产品贸易效应及其测度研究》，中国农业大学博士学位论文, <https://cdmd.cnki.com.cn/Article/CDMD-10019-1014221391.htm>。
- 8.周曙光、崔奇峰，2010: 《中国—东盟自由贸易区的建立对中国进出口贸易的影响——基于GTAP模型的模拟分析》，《国际贸易问题》第3期。
- 9.Almond, D., Li H. and Zhang S., 2019, "Land Reform and Sex Selection in China", *Journal of Political Economy*, 127(2): 560-585.
- 10.Baier, S. L. and Bergstrand J. H., 2002, "On the Endogeneity of International Trade Flows and Free Trade Agreements", The American Economic Association Annual Meeting Working Paper, <http://citeseerx.ist.psu.edu/viewdoc/download?doi=10.1.1.196.3401&rep=rep1&type=pdf>.

- 11.Baier, S. L. and Bergstrand J. H., 2007, “Do Free Trade Agreements Actually Increase Members' International Trade?”, *Journal of International Economics*, 71(1): 72-95.
- 12.Baier, S. L. and Bergstrand J. H., 2004, “Economic Determinants of Free Trade Agreements”, *Journal of International Economics*, 64(1): 29-63.
- 13.Bertrand, M., Duflo E. and Mullainathan S., 2004, “How Much Should We Trust Differences-In-Differences Estimates?”, *The Quarterly Journal of Economics*, 119(1): 249-275.
- 14.Blundell, R. and Dias M. C., 2009, “Alternative Approaches to Evaluation in Empirical Microeconomics”, *Journal of Human Resources*, 44(3): 565-640.
- 15.Brander, J. and Krugman P., 1983, “A 'Reciprocal Dumping' Model of International Trade”, *Journal of International Economics*, 15(3-4): 313-321.
- 16.Burger, M., Van Oort F. and Linders G., 2009, “On the Specification of the Gravity Model of Trade: Zeros, Excess Zeros and Zero-Inflated Estimation”, *Spatial Economic Analysis*, 4(2): 167-190.
- 17.Cai, X., Lu Y., Wu M. and Yu L., 2016, “Does Environmental Regulation Drive Away Inbound Foreign Direct Investment? Evidence from a Quasi-Natural Experiment in China”, *Journal of Development Economics*, 123(6): 73-85.
- 18.Cao, J., 2015, “The Consideration of Hub - and - Spoke Status in FTA Formation”, *Bulletin of Economic Research*, 67(4): 382-392.
- 19.Carrere, C., 2006, “Revisiting the Effects of Regional Trade Agreements on Trade Flows with Proper Specification of the Gravity Model”, *European Economic Review*, 50(2): 223-247.
- 20.Cole, M. T. and Guillen A., 2015, “The Determinants of Trade Agreements in Services VS. Goods”, *International Economics*, 144(4): 66-82.
- 21.Correia, S., Guimaraes P. and Zylkin T. Z., 2020, “Fast Poisson Estimation with High-Dimensional Fixed Effects”, *The Stata Journal*, 20(1): 95-115.
- 22.Darma, W. S. and Hastiadi F. F., 2019, “Trade Creation and Trade Diversion Effects of the ASEAN-China FTA, ASEAN-Korea FTA, and ASEAN-India FTA Implementation on the Export of Indonesia's Food and Beverages Industry Products, in Hastiadi F. (eds.) *Globalization, Productivity and Production Networks in ASEAN*, Berlin: Springer, pp. 147-168.
- 23.Eichengreen, B. and Irwin D. A., 1998, “The Role of History in Bilateral Trade Flows”, in Frankel, J. A.(eds.) *The Regionalization of the World Economy*, Chicago: University of Chicago Press, pp. 33-62.
- 24.Foster, N., Poeschl J. and Stehrer R., 2011, “The Impact of Preferential Trade Agreements on the Margins of International Trade”, *Economic Systems*, 35(1): 84-97.
- 25.Goto, J. and Hamada K., 1999, “Regional Economic Integration and Article XXIV of the GATT”, *Review of International Economics*, 7(4): 555-570.
- 26.Hansen, C. B., 2007, “Generalized Least Squares Inference in Panel and Multilevel Models with Serial Correlation and Fixed Effects”, *Journal of Econometrics*, 140(2): 670-694.
- 27.Herath, H., 2014, “Impacts of ASEAN Free Trade Agreement (AFTA) on Agrifood Trade Creation and Trade Diversion”,

- SSRN Working Paper, <https://ssrn.com/abstract=2463710>.
- 28.Heyman, F., Sjoholm F. and Tingvall P. G., 2007, “Is There Really a Foreign Ownership Wage Premium? Evidence from Matched Employer-Employee Data”, *Journal of International Economics*, 73(2): 355-376.
- 29.Jagdambe, S. and Kannan E., 2020, “Effects of ASEAN-India Free Trade Agreement on Agricultural Trade: The Gravity Model Approach”, *World Development Perspectives*, <https://www.sciencedirect.com/science/article/abs/pii/S2452292918301668> .
- 30.Jayasinghe, S. and Sarker R., 2008, “Effects of Regional Trade Agreements on Trade in Agri-food Products: Evidence from Gravity Modeling Using Disaggregated Data”, *Review of Agricultural Economics*, 30(1): 61-81.
- 31.Jayathilaka, R. and Keembiyahetti N., 2009, “Adverse Selection Effect for South Asian Countries in FTA Formation: An Empirical Study on the Determinants of FTA among the Bilateral Trading Partners”, *South Asia Economic Journal*, 10(1): 1-30.
- 32.Jin, H. J., Koo W. W. and Sul B., 2006, “The Effects of the Free Trade Agreement among China, Japan and South Korea”, *Journal of Economic Development*, 31(2): 55.
- 33.Krishna, P. and Mitra D., 1998, “Trade Liberalization, Market Discipline and Productivity Growth: New Evidence from India”, *Journal of Development Economics*, 56(2): 447-462.
- 34.Krugman, P., 1980, “Scale Economies, Product Differentiation, and the Pattern of Trade”, *The American Economic Review*, 70(5): 950-959.
- 35.Krugman, P., 1989, “Is Bilateralism Bad?”, NBER Working Papers, <http://www.nber.org/papers/w2972>.
- 36.Krugman, P., 1991, “The Move Toward Free Trade Zones”, *Economic Review*, 76(6): 5-25.
- 37.Lee, G. and Lim S. S., 2015, “FTA Effects on Agricultural Trade with Matching Approaches”, *Economics: The Open-Access, Open-Assessment E-Journal*, 9 (2015-43): 1-26.
- 38.Li, S., Liu Y., Purevjav A., and Yang L., 2019, “Does Subway Expansion Improve Air Quality?”, *Journal of Environmental Economics and Management*, 96(4): 213-235.
- 39.Magee, C. S., 2008, “New Measures of Trade Creation and Trade Diversion”, *Journal of International Economics*, 75(2): 349-362.
- 40.Magee, C. S., 2003, “Endogenous Preferential Trade Agreements: An Empirical Analysis”, *Contributions in Economic Analysis & Policy*, 2(1): 1-19.
- 41.Mansfield, E. D. and Pevehouse, J. C., 2000, “Trade Blocs, Trade Flows, and International Conflict”, *International Organization*, 54(4): 775-808.
- 42.Marquez-Ramos, L. and Martinez-Zarzoso, I., 2009, “The Effect of Technological Innovation on International Trade: A Nonlinear Approach”, *Economics: The Open-Access, Open-Assessment E-Journal*, 4 (2010-11): 1-37.
- 43.Mujahid, I., and Kalkuhl M., 2016, “Do Trade Agreements Increase Food Trade?”, *The World Economy*, 39(11): 1812-1833.
- 44.Okabe, M. and Urata S., 2014, “The Impact of AFTA on Intra-AFTA Trade”, *Journal of Asian Economics*, 35(6): 12-31.
- 45.Pfaermayr, M., 2020, “Trade Creation and Trade Diversion of Regional Trade Agreements Revisited: A Constrained Panel Pseudo-Maximum Likelihood Approach”, *Review of World Economics*, 156(4):985-1024.

46. Regmi, A., Gehlhar M. J., Wainio J., Vollrath T. L., Johnston P. V. and Kathuria, N., 2005, "Market Access for High-Value Foods", *Agricultural Economics Reports*, <https://ideas.repec.org/p/ags/uerser/33999.html>.
47. Rosenbaum, P. R. and Rubin D. B., 1985, "Constructing a Control Group Using Multivariate Matched Sampling Methods that Incorporate the Propensity Score", *The American Statistician*, 39(1): 33-38.
48. Silva, J. S. and Tenreyro S., 2006, "The Log of Gravity", *The Review of Economics and Statistics*, 88(4): 641-658.
49. Suranovic, S., 2010, *International Trade: Theory and Policy*, Berlin: Springer Science & Business Media.
50. Urata, S. and Okabe M., 2014, "Trade Creation and Diversion Effects of Regional Trade Agreements: A Product-Level Analysis", *The World Economy*, 37(2): 267-289.
51. Viner, J., 1950, *The Customs Union Issue*, London: Oxford University Press.
52. Yang, S. and Martinez-Zarzoso I., 2014, "A Panel Data Analysis of Trade Creation and Trade Diversion Effects: The Case of ASEAN-China Free Trade Area", *China Economic Review*, 29(2): 138-151.

(作者单位：华南农业大学经济管理学院)

(责任编辑：云 音)

Agricultural Trade and Welfare Effects of Free Trade Zones: Theory and Evidence from China

ZENG Huasheng TAN Yanwen

Abstract: The construction and development of free trade zones (FTZ) has important strategic significance for promoting the formation of a new pattern of China's agricultural opening up, expanding diversified import channels of agricultural products, and expanding the export of advantageous agricultural products. This article establishes a theoretical model to analyze the internal mechanism of the impact of FTZ on agricultural trade and welfare, uses the PSM-progressive DID and DDD methods to estimate the agricultural product trade effect of China's FTZ strategy, and further analyzes the impact of FTZ on the social welfare of member states by decomposing the agricultural trade effect. The study finds that the implementation of China's FTZ strategy has effectively promoted the growth of agricultural trade between China and its partners, and the growth rate of imports is greater than that of exports. Among them, the trade creation effect plays a major role, thus improving the social welfare of China and its trading partners.

Keywords: Free Trade Zone; Agricultural Trade Effect; Trade Creation Effect; Trade Diversion Effect; Welfare Effect