

土地整治与化肥减量*

——来自中国高标准基本农田建设政策的准自然实验证据

梁志会^{1,2} 张露^{1,2} 张俊飏^{1,3}

摘要：本文利用中国2005—2017年省级面板数据，运用双重差分法分析了高标准基本农田建设政策对单位面积化肥用量的影响。基准回归结果表明，高标准基本农田建设政策具有显著的化肥减量效应。异质性分析发现，在化肥用量分布维度，对于化肥用量位于低分位点的省份，高标准基本农田建设政策实施带来的化肥减量效应更为明显；在农业功能区定位维度，高标准基本农田建设政策在粮食主产区实施具有显著的化肥减量效应，在非粮食主产区不显著；在自然地理区位维度，高标准基本农田建设政策在中部和西部地区实施具有显著的化肥减量效应，但在东部地区不显著。进一步的影响机制分析发现，高标准基本农田建设政策通过增加地块规模及提高农业横向分工水平与纵向分工水平从而促进化肥减量施用。更为重要的是，由于地块规模增加对农业横向分工水平与纵向分工水平的提高具有促进作用，以及农业横向分工与纵向分工之间存在相互依存、相互促进的关系，高标准基本农田建设政策具备了化肥减量的自我实现机制。

关键词：土地整治 化肥减量 高标准基本农田 双重差分法

中图分类号：F323 **文献标识码：**A

一、引言

化肥要素的广泛采用被认为是中国农业经济增长的重要驱动力之一。在改革开放初期，仅化肥要素投入就贡献了将近1/3的农业产出增长（Lin, 1992）。甚至有观点认为，中国农业经济增长主要得益于化肥等化学品的密集投入，而农业制度变革发挥的作用相对有限（王剑锋、邓宏图，2014）。虽然化肥要素对农业经济增长的贡献毋庸置疑，但必须正视的是，受边际报酬递减规律的支配，单纯依赖

*本文研究得到国家自然科学基金项目“时空规律、形成机理与减量策略：长江经济带水稻种植化肥施用的空间经济学研究（项目编号：42071157）”、国家社会科学基金重点项目“基于经济高质量发展的农业自然资源高效利用研究（项目编号：20AZD091）”、中国博士后科学基金特别资助项目“长江经济带农业绿色发展模式仿真、结构优化与主体博弈（项目编号：2019T120736）”的资助。感谢《中国农村经济》《中国农村观察》第四届“三农论坛”上曹建民、宋玉兰和宁满秀三位教授及匿名审稿专家的宝贵意见，文责自负。本文通讯作者：张露。

要素投入难以获得持续的增长 (Krugman, 1994)。更令人担忧的是, 中国农业化肥要素投入量已大幅超过兼顾经济与环境效率的最优用量区间 (高晶晶等, 2019), 这不仅降低了农产品的国际竞争力, 而且加剧了资源消耗和环境污染问题, 不利于农业产业乃至整个经济体的可持续发展。中国经济正处于由高速增长阶段向高质量发展阶段转变的关键时期, 作为国民经济的基础性产业, 农业亟需推进化肥减量, 助力经济高质量发展。

一个国家 (或地区) 的农业发展模式在很大程度上取决于其资源禀赋条件。诱致性技术变迁理论认为, 在人多地少的农耕国度, 依赖化肥等生物化学技术来提高土地产出是合乎理性的 (Hayami and Ruttan, 1985)。中国不仅人均耕地数量少, 而且耕地总体质量和基础地力偏低, 诱致了农业生产中的化肥高量投入现象 (魏后凯, 2017), 而围绕土地资源禀赋讨论化肥减量也由此得到了广泛的重视。既有研究认为, 土地经营规模狭小且分散难以达到大中型农业机械或先进农业技术的投资门槛, 并且面临高昂的农产品质量监督与信息追溯成本, 这既无助于改进施肥技术、降低施用损耗, 也不利于从消费终端倒逼农户化肥减量 (倪国华等, 2014; 梁志会等, 2020)。近期的研究则指出, 依赖于土地经营权的流转, 土地经营规模的扩张若无法降低耕地细碎化程度、实现耕地连片化经营, 不仅会加剧生产效率的损失 (郭阳等, 2019), 而且会削弱土地规模经营的化肥减量效果 (高晶晶等, 2019)。与此同时, 农业分工深化带动服务规模经营快速发展, 扩大土地经营规模^①的意义也逐渐被削减 (纪月清等, 2017), 学者们开始关注地块规模扩张^②与农业分工深化的化肥减量效应。部分研究已经指出, 地块规模越大, 越有利于机械施用技术与装备的采纳, 从而有助于提高肥料的施用效率 (张露、罗必良, 2020)。而在土地规模经营受限的情况下, 通过农业横向分工和纵向分工深化改善化肥施用效率, 是可供选择的化肥减量方案 (梁志会等, 2020)。但仍未被充分重视的是, 地块规模扩张与农业分工深化之间相互关联 (胡凌啸, 2018), 二者的有机结合将是一个极具潜力的化肥减量实践策略。

事实上, 有关地块规模扩张与农业分工深化的协同推进, 在中国高标准基本农田 (下文简称“高标准农田”) 建设政策中早有体现。一方面, 高标准农田建设政策采取“小田并大田”的农田工程措施, 实现田块集中连片经营, 显著改善了地块层面的规模经济^③, 从而减少了土地分散经营与规模狭小对化肥减量的阻碍。另一方面, 政策通过田间道路建设与“改地适机”等措施, 为提高农业机械化及纵向分工水平创造了有利条件。从逻辑上讲, 如果地块规模增加与农业分工深化具有化肥减量效应, 那么高标准农田建设政策的实施也将有利于化肥减量。早在 2015 年, 农业部 (现农业农村部) 在《到 2020 年化肥使用量零增长行动方案》中就明确指出, 加快高标准农田建设, 改善农业生产条件与耕地

^①这里的土地经营规模是指农业生产经营单位 (如农户) 实际耕作的总耕地面积 (参见张露、罗必良, 2020)。

^②区别于前文的土地经营规模, 这里的地块规模指的是农业生产经营单位 (如农户) 实际耕作地块的面积 (参见纪月清等, 2017; 郭阳等, 2019)。

^③有学者认为, 在农业种植领域, 规模经济的基础是耕地连片化经营 (纪月清等, 2017; 郭阳等, 2019)。地块规模的增加有助于形成耕地连片化经营格局, 可以提高生产效率和降低单位产品的生产成本。因此, 扩大地块规模能够获得规模经济, 即地块层面的规模经济。

质量,减少农业生产对化肥要素的依赖^①。然而,既有关于高标准基本农田建设政策的探讨,主要聚焦于重点建设区域划定(王新盼等,2013)、建设潜力评价(杨伟等,2013)和建设模式构建(韩帅等,2015)等方面。少数关注该政策绩效评价的研究,也集中于粮食安全保障能力提升和农业生产条件改善等维度(熊冰瑶等,2016),政策的化肥减量效应并未得到充分讨论。据此,本文致力于厘清高标准农田建设政策能否有效促进化肥减量施用及其作用机理。有关上述问题的探索,不仅有助于加深对高标准农田建设政策环境效应的理解,而且能够为后续的化肥减量政策的制定与实施提供参考。

本文尝试从以下方面对既有研究进行拓展。首先,本文将地块层面的规模经济与农业分工理论进行整合,揭示高标准农田建设政策影响化肥用量的内在机制。其次,本研究利用2005—2017年中国省级面板数据,运用双重差分法(difference-in-difference, DID)进行计量分析来识别高标准农田建设政策对化肥用量的影响,消除不随时间变化的不可观测因素的混淆影响,提高研究结论的准确性。再次,本文对影响机制进行实证检验,为理论逻辑的推演提供现实数据支撑,从而能够为未来依托高标准农田建设推进化肥减量提供科学合理的政策参考。

文章的余下部分安排如下:第二部分阐述高标准农田建设政策制定与实施的背景、化肥减量逻辑与特征性事实;第三部分介绍本文的实证模型、变量选择与研究数据;第四部分是实证估计结果与分析;第五部分对理论机制进行验证;第六部分总结本文主要研究结论,并得出相应的政策启示。

二、高标准农田建设:政策回顾与化肥减量逻辑

(一) 高标准农田建设政策回顾

《高标准基本农田建设标准(TD/T1033-2012)》中对高标准农田的定义是:“一定时期内,通过农村土地整治形成的集中连片、设施配套、高产稳产、生态良好、抗灾能力强、与现代农业生产和经营方式相适应的基本农田。”^②高标准农田建设政策呈现明显的阶段性特征,可分为探索阶段(1988—2010年)和规范实施阶段(2011年至今)。

以1998年国务院决定设立土地开发建设基金为标志事件,中国开始了探索改造中低产田、建设高标准农田的路径与模式。但在2011年之前,相关政府部门并未形成专门的文件,明确高标准农田的措施标准、建设内容与任务目标。这一时期土地综合开发的主要目标是增加有效耕地面积,弥补因城镇化和工业建设占用而大幅减少的耕地面积。随着农业生态破坏和环境污染问题日益突出,土地综合开发的内涵逐渐由稳定耕地数量为主向稳定耕地数量、提高耕地质量与改善生态环境并重转变,这为后续的高标准农田建设奠定了坚实的基础。

2011年至今,高标准农田建设政策进入规范实施阶段。国土资源部会同有关部门编制的《全国土地整治规划(2011—2015)》(下文简称“《规划》”)经国务院批准于2011年正式颁布实施。《规划》明

^①资料来源:《农业部关于印发<到2020年化肥使用量零增长行动方案>和<到2020年农药使用量零增长行动方案>的通知》, http://www.zzys.moa.gov.cn/gzdt/201505/t20150525_6309954.htm。

^②资料来源:《高标准基本农田建设标准 TD/T1033-2012》, <http://www.jianbiaoku.com/wcbarbs/book/55235/997897.shtml>。

确提出，到2015年新建4亿亩旱涝保收高标准基本农田^①。《国家农业综合开发高标准农田建设规划（2011—2020）》首次明确涵盖水利、农业、田间道路建设、林业和科技共计五方面的高标准农田建设措施（见表1），力争完成到2020年新建8亿亩高标准农田的目标任务^②。2012年的中央“一号文件”再次强调，要“制定全国高标准农田建设总体规划和相关专项规划”。《乡村振兴战略规划（2018—2022）》提出了到2022年建成10亿亩高标准农田的任务目标^③。

表1 高标准农田建设政策的主要措施、内容及目的

建设措施	主要内容	目的
水利措施	灌溉工程	提高农业灌溉用水利用效率，增强农田抗旱能力
	排水工程	改造盐碱地和增强农田抗涝能力
农业措施	农田工程	实现土地平整与集中连片经营，降低耕地细碎化程度
	土壤改良	提高耕地质量和基础地力
	良种繁育与推广	提高优良品种的覆盖率
	农业机械化	提高农业机械化水平
田间道路建设	田间道路铺设与硬化	满足农业机械田间作业和农产品运输对道路交通的要求
林业措施	农田防护林网建设	调节农田小气候，维护农田生态平衡
科技措施	推广优良品种和先进适用技术	提高农业科技进步贡献率
	建立健全农业社会化服务体系	为农户提供专业化的技术培训等服务

（二）实施高标准农田建设政策的化肥减量逻辑

1. 高标准农田建设政策、地块规模经营与化肥减量。高标准农田建设政策实施的一个主要内容，即农田工程，主要针对中国长期存在的耕地细碎化问题展开。在实践中，高标准农田建设政策通过“小田并大田”“化零为整”等土地整合措施，实现土地平整与集中连片经营，有效降低耕地细碎程度，形成地块规模和经营规模同步扩张的有利局面；或经由地块互换，保持总经营规模不变，实现地块经营规模增加。例如，胡新艳等（2018）研究发现，先进行地块互换与合并再将土地经营权发放给农户的创新高标准农田建设模式，显著增加了地块规模。郜亮亮（2020）针对中国家庭农场的研究也发现，地块平整与合并整理不仅显著增加了农场的经营规模，而且有助于降低耕地细碎程度，促进地块规模扩张及连片化经营。地块层面的规模经营所具有的化肥减量潜力体现在：第一，地块规整为机械施肥创造了有利条件，由此可以提高化肥施用的标准化、规范化与可追溯性（梁志会等，2020）；第二，地块连片化经营，减少了生产资料在地块之间的转换成本，有效降低服务外包费用，使通过专业服务主体推进化肥减量成为可能（张露、罗必良，2020）。

^①资料来源：《全国土地整治规划（2011—2015年）》，<http://law168.com.cn/doc/view?id=163986>。

^②资料来源：《抓好〈国家农业综合开发高标准农田建设规划〉实施工作 大力推进高标准农田建设》，http://nfb.mof.gov.cn/zhengwuxinxi/gongzuotongzhi/201304/t20130410_816024.html。

^③资料来源：《中共中央 国务院印发〈乡村振兴战略规划（2018—2022年）〉》，http://www.gov.cn/zhengce/2018-09/26/content_5325534.htm。

2. 高标准农田建设政策、农业横向分工拓展与化肥减量。农业专业化生产所表征的横向分工是高标准农田建设政策绩效评价的重要指标之一^①。区域空间尺度上的横向专业化生产实质上是产业集聚在农业种植领域的具体表现，有助于农业生产通过共享技术和基础设施等获得外部规模经济。更为重要的是，专业化集聚具有人力资本积累与外溢效应，是规模报酬递增与经济增长的重要来源（Rosen, 1983）。从人力资本积累效应来看，专业化生产不仅有利于节约工作转换时间，并且有助于知识的积累与技术的创新，提高个体的技术获取能力（亚当·斯密，1997）。由于专用性人力资本具有规模报酬递增的趋势，专业化导致禀赋相同的个体同样有动力对专用性技能进行投资（西奥多·W·舒尔茨，2001）。从人力资本外溢效应来看，知识与技能所表征的人力资本具有外溢效应。生产者之间的技术模仿、扩散（学习效应），使得任何技能水平的主体在人力资本丰富的环境中都更具生产力（Rosen, 1983）。此外，同一行业内的厂商在地理空间上的集聚将有利于信息、技能和新技术等在厂商之间的传播和扩散（Marshall, 2004）。而农业种植领域的专业化集聚是农业横向分工拓展的重要体现（张露、罗必良，2018）。应当强调的是，高标准农田建设政策通过土地利用的空间布局优化，形成多区域、多中心作物连片化种植的农业横向分工格局，有利于促进农户人力资本积累以及化肥减量技术扩散，最终提高化肥要素利用效率，减少化肥用量（梁志会等，2020）。

3. 高标准农田建设政策、农业纵向分工深化与化肥减量。化肥减量既依赖于农业技术进步，也依赖于微观经营主体的减量技术采纳行为。古典经济增长理论将农业技术进步视为外生变量，认为农户是一个被动采纳新技术的经济主体（胡祎、张正河，2018）。例如，经由机械施肥实现化肥减量具有多重优势（例如作业质量均匀、节省劳动力成本等），但农业机械较高的投资门槛与资产专用性导致农户投资动力普遍不足（梁志会等，2020）。然而，在要素市场开放的条件下，一旦农业家庭经营选择生产环节外包（即参与农业纵向分工），农业技术进步具有内生性（张露、罗必良，2018），化肥减量也具有了内在动力。具体地，农业纵向分工主要通过两条路径促进化肥减量：一是减量装备的迂回投资效应，即农户通过购买专业化施肥服务组织提供的机械化喷施（深施）服务，能够有效克服机械装备投资门槛较高与资产专用性较强的问题；二是减量技术的迂回引进效应，即具有技术密集型特征的生产性服务组织，能够充当新技术的载体与传导器，将新技术直接输入到生产环节中（顾乃华等，2006；胡祎、张正河，2018）。然而，农户无论是直接购买机械，还是购买机械等生产性服务，均需要满足农机对道路通畅、地面平整和作业区域集中等方面的要求。而高标准农田建设政策通过田间道路建设、地块合并与“改地适机”等措施，优化了农机作业环境，促进了农业生产环节服务市场的发展与纵向分工深化（胡新艳等，2018）。

4. 高标准农田建设政策下地块规模与农业分工的关联性及其减量影响。地块规模扩张、农业横向分工与纵向分工深化之间并非是独立事件。首先，高标准农田建设政策实施带来的地块规模扩张能够促使农户将多地块、差异化的作物种植模式转变为单地块、专业化的种植模式（胡新艳等，2018），从

^①资料来源：《抓好〈国家农业综合开发高标准农田建设规划〉实施工作 大力推进高标准农田建设》，http://nfb.mof.gov.cn/zhengwuxinxi/gongzuotongzhi/201304/t20130410_816024.html。

而提高农业横向分工水平。其次，机械替代劳动不仅受到要素相对价格的影响，而且受到替代难度的影响（郑旭媛、徐志刚，2017）。农机需要在一定的空间范围内进行往复循环与转向运动，地块面积狭小与地块位置分散增加了机械替代劳动的难度（郭阳等，2019）。高标准农田建设政策实施促进了地块规模扩张及连片经营，有效降低机械替代劳动的难度，进而鼓励农户购买农业机械等生产性服务项目，实现农业纵向分工深化（胡新艳等，2018）。最后，农业纵向分工市场发育隐含着横向分工要求，即农户需要开展连片化种植，以形成充分规模的服务市场容量，因为只有当服务市场容量达到既定规模时，才能够吸引服务供应商进入市场提供服务（张露、罗必良，2018）。所以，区域内多个经营主体参与横向分工、开展连片种植，可以实现服务需求聚合，由此扩大了农业生产性服务市场的容量，并促进了服务市场的发育。而生产性服务市场的发育既受限于市场容量，亦会反向增进市场容量（张露、罗必良，2018）。其原因在于，经营主体会根据服务要素市场的发育状况调整作物种植结构，通过参与农业横向分工，促成连片专业化生产格局，以便获得专业化集聚的外部规模经济效益。

基于上述，本文提出如下研究假说。

H1：高标准农田建设政策的实施能够降低农业化肥用量。

H2：高标准农田建设政策通过增加地块规模以及提高农业横向分工与纵向分工水平降低农业化肥用量。

H3：由于地块规模增加对农业横向分工与纵向分工水平的提高具有促进作用，以及农业横向分工与纵向分工之间相互促进，高标准农田建设政策具备了化肥减量的自我实现机制。

三、模型、变量与数据

（一）模型设置

高标准农田建设政策于2011年开始在全国范围内规范实施，具有“以粮食主产区为重点，适当兼顾非粮食主产区”的分区域逐步推进特点^①。因而在政策实施的不同时期，各省份通过土地整治建成的高标准农田数量是连续变化的，每个省份高标准农田建设政策的目标任务和建设进度也存在较大差异。这意味着政策的实施，一方面制造了同一省份土地整治面积在政策实施前后的差异，另一方面又制造了在同一时点上不同省份之间土地整治面积差异，这为本文运用 DID 模型来估计高标准农田建设政策对农业化肥用量的影响提供了基础。需要说明的是，区别于一般的 DID 模型利用虚拟变量来区分实验组和控制组，本文则是利用“土地整治面积占比”这个连续型变量来区分实验组和控制组。这样，政策实施将样本分为实验组（土地整治面积占比高的样本）和控制组（土地整治面积占比低的样本）。这种连续型 DID 模型不仅不会改变 DID 模型的基本性质，反而能捕捉到更多的数据变异性，并避免了人为设定实验组和控制组可能带来的偏差（参见 Nunn and Qian, 2011；汪伟等，2013）。

1. 基准回归模型。为识别实施高标准农田建设政策对化肥用量的影响，本文构建如下连续型 DID

^①资料来源：《抓好〈国家农业综合开发高标准农田建设规划〉实施工作 大力推进高标准农田建设》，http://nfb.mof.gov.cn/zhengwuxinxi/gongzuotongzhi/201304/t20130410_816024.html。

模型:

$$\ln F_{it} = \alpha + \beta Hrate_i \times I_t^{post} + \delta X_{it} + \mu_i + \gamma_t + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

(1) 式中, $\ln F_{it}$ 表示第 i 个省份 t 时期的单位面积化肥用量 (折纯量), 并取自然对数; $Hrate_i$ 表示土地整治面积占比; I_t^{post} 表示政策实施时点的虚拟变量; X_{it} 表示随时间变化的控制变量; μ_i 表示省份固定效应, γ_t 表示年份固定效应, ε_{it} 为随机误差项; α 为常数项, β 和 δ 为待估计参数。(1) 式控制了双向固定效应, 估计参数 β 即为实施高标准农田建设政策对化肥用量的净影响效应。基于前文的理论分析, 本文预期 β 的符号为负。

2. 平行趋势检验与政策的动态影响分析。DID 模型估计的有效性依赖于平行趋势假设的成立, 即在政策干预时点之前, 实验组和对照组的化肥用量在时间上的变动趋势是一致的。参考 Nunn and Qian (2011), 本文构建如下模型以检验平行趋势假设:

$$\ln F_{it} = \alpha + \sum_{t=2005}^{2017} \beta_t Hrate_i \times D_t + \delta X_{it} + \mu_i + \gamma_t + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

(2) 式中, D_t 表示年份虚拟变量, 其他变量与系数设定与 (1) 式保持一致。若实施高标准农田建设政策能够显著降低化肥施用量, 那么在高标准农田建设政策实施前, 土地整治面积占比与年份虚拟变量的交互项对化肥用量的影响系数 β_t 的变动应趋于平稳 (即 $\hat{\beta}_{2005} \approx \hat{\beta}_{2006} \approx \dots \approx \hat{\beta}_{2010}$); 在高标准农田建设政策实施时点之后, β_t 将显著下降 (即 $\hat{\beta}_{2010} \approx \hat{\beta}_{2011} \geq \hat{\beta}_{2012} \geq \dots$)。通过 (2) 式, 本文还可以估计得到高标准农田建设政策实施对化肥用量的动态影响。

3. 机制验证模型设置。本文利用两阶段法 (参见石大千等, 2018) 来验证高标准农田建设政策影响农业化肥用量的内在机制。第一阶段验证高标准农田建设政策对地块规模、农业横向分工和纵向分工的影响。具体做法是将高标准农田建设政策变量与地块规模、农业横向分工和纵向分工变量分别进行回归。若高标准农田建设政策变量显著且系数为正, 说明高标准农田建设政策显著促进了地块规模的扩张以及农业横向分工和纵向分工水平的提高。第二阶段验证地块规模、农业横向分工和纵向分工对化肥用量的影响。将高标准农田建设政策变量、地块规模、横向分工、纵向分工变量分别与化肥用量进行回归, 若高标准农田建设政策变量不显著, 或者显著但系数的绝对值较 (1) 式估计得到的结果有所下降, 则表明高标准农田建设政策通过增加地块规模、提高农业横向分工与纵向分工水平降低了化肥用量。按照上述步骤, 本文机制验证模型设定如下:

第一阶段, 验证高标准农田建设政策实施对地块规模、农业横向分工和纵向分工的影响:

$$M_{it} = \alpha + \beta Hrate_i \times I_t^{post} + \delta X_{it} + \mu_i + \gamma_t + \varepsilon_{it} \quad (3)$$

(3) 式中, M_{it} 为本文关注的机制变量, 包括地块规模、农业横向分工和纵向分工变量。其余变量与系数设定与 (1) 式保持一致。

第二阶段, 验证地块规模、农业横向分工和纵向分工对单位面积化肥用量的影响:

$$\ln F_{it} = \alpha + \beta Hrate_i \times I_t^{post} + \eta M_{it} + \delta X_{it} + \mu_i + \gamma_t + \varepsilon_{it} \quad (4)$$

为进一步检验地块规模对农业横向分工、纵向分工的影响, 本文设置如下模型:

$$Hd_{it} = \alpha + \varphi \ln Plot_{it} + \delta X_{it} + \mu_i + \gamma_t + \varepsilon_{it} \quad (5)$$

$$\ln Vd_{it} = \alpha + \varphi \ln Plot_{it} + \delta X_{it} + \mu_i + \gamma_t + \varepsilon_{it} \quad (6)$$

为检验农业横向分工与纵向分工之间的互动关系，本文设置如下模型：

$$\ln Vd_{it} = \alpha + \theta Hd_{it} + \delta X_{it} + \mu_i + \gamma_t + \varepsilon_{it} \quad (7)$$

$$Hd_{it} = \alpha + \theta \ln Vd_{it} + \delta X_{it} + \mu_i + \gamma_t + \varepsilon_{it} \quad (8)$$

(5)~(8)式中， $Plot_{it}$ 、 Hd_{it} 和 Vd_{it} 分别表示地块规模、农业横向分工和纵向分工变量； φ 、 θ 为待估计参数；其余变量与系数设定与(1)式保持一致。

(二) 变量选择

1.被解释变量。化肥用量(F)，用单位面积化肥用量(折纯量)表征，根据化肥用量(折纯量)总量除以农作物总播种面积计算得出。

2.核心解释变量。高标准农田建设政策，利用土地整治面积占比与高标准农田建设政策实施时点的虚拟变量的交互项($Hrate_i \times I_t^{post}$)表征。土地整治面积占比($Hrate_i$)为改造中低产田与高标准农田面积占耕地总面积的百分比。 I_t^{post} 表示高标准农田建设政策实施时点的虚拟变量，当 $t \geq 2011$ 时， I_t^{post} 取值为1，反之取0。为检验估计结果的稳健性，本文利用单位农作物播种面积的农业综合开发投入($Ainve$)作为土地整治面积占比的替代变量，并将其与政策实施时点的虚拟变量的交互项作为高标准农田建设政策变量。农业综合开发投入的一个主要用途是开展农村土地治理项目，包括中低产田改造、高标准农田建设等内容，涵盖土壤改良、农田水利和生态林建设等主要措施。据此，本文利用农业综合开发投入作为土地整治面积占比的替代变量具备合理性。

3.控制变量。①城镇化率($Urban$)，即城镇人口占总人口的百分比，用于反映一个地区所处的发展阶段。②人均地区生产总值(GDP)，用于表征区域的经济水平^①。考虑到化肥面源污染与经济增长的关系可能遵循环境库兹涅茨理论，本文将人均地区生产总值的二次项($GDPsq$)纳入模型。③滞后一期的粮食单产($LYield$)，用滞后一期的粮食总产量与滞后一期的粮食总播种面积的比值来测度，从而控制上一期的农业产出水平对当期化肥用量的影响。④粮食作物占比($Frate$)，本文利用粮食作物播种面积占农作物总播种面积的比重表征，用以控制作物种植结构对化肥用量的影响。⑤农业劳动力数量($Labor$)，该指标利用农林牧渔业从业人口表征，用于反映农业劳动力资源禀赋状况。⑥农村劳动力平均受教育年限(Edu)。参考胡祎、张正河(2018)，本文对不识字、小学、初中、高中、中专、大专及以上6个层级分别赋予0年、6年、9年、12年、12年和15年的受教育年限，加权计算得出农村劳动力的平均受教育年限。⑦化学肥料价格指数($Frice$) (以2005年为基期)，用以控制化肥价格变动对化肥用量的影响。⑧气候因素，包括年平均气温(Tem)、年均降雨量($Rain$)和年日照时长(Sun)变量，用以考察气候因素的冲击。⑨土壤质量($Soil$)和农田灌溉

^①以2005年为基期根据CPI(消费者价格指数)进行平减。

条件 (*Irri*)，考虑到这两个变量会因为高标准农田建设政策的实施得到改善，最终影响到农业化肥用量，本文在机制分析中利用水土流失治理面积作为区域土壤质量的代理变量，利用有效灌溉面积表征农田灌溉条件。

4. 机制变量。根据前文的理论分析，本文选取地块规模、农业横向分工与纵向分工水平作为机制变量。受限于数据的可获得性，难以直接测度地块规模，本文将土地整治新增耕地面积作为地块规模 (*Plot*) 的代理变量，其理由在于：第一，土地整治增加的耕地面积主要源于田块平埂与合并整理，这将直接表现为地块规模的扩张^①；第二，土地整治增加的地块规模不一定带来总耕地面积的增加，因为总耕地面积的增减还受到生态退耕、农业产业结构调整和建设用地等方面的影响，所以与耕地总面积相关的指标无法准确反映出高标准农田建设政策实施对地块规模的影响。据此，本文采用与高标准农田建设紧密相关的土地综合开发新增耕地面积表征地块规模。考虑到机械化水平在中国不仅反映农业资本配比状况，而且是衡量农业纵向分工深化的重要指标 (张露、罗必良, 2018)，本文利用土地综合开发新增机耕面积表征农业纵向分工 (*Vd*) 的变化。对于农业横向分工 (*Hd*)，本文利用赫芬达尔指数 (Herfindahl-Hirschman Index, HHI) 进行测度，计算公式如下 (参见 Hirschman, 1964)：

$$Hd_{it} = \sum_{n=1}^N (a_{in})^2 \quad (9)$$

(9) 式中， Hd_{it} 表示农业横向分工， N 表示农作物种类总数。 a_{in} 表示第 i 个省份第 t 期第 n 种农作物 (本文主要包括粮食、棉花、油料、糖料、烟叶、蔬菜与瓜果类) 播种面积占农作物总播种面积的比重。HHI 指数介于 0~1 之间，数值越大表示农业横向分工水平越高。

(三) 数据来源与描述性证据

1. 数据来源。本文采用 2005—2017 年，除港、澳、台地区以外的中国 31 省 (区、市) 面板数据。其中，化肥用量、滞后一期的粮食单产、粮食作物占比、农业劳动力数量、农村劳动力平均受教育年限、横向分工、土壤质量和农田灌溉条件数据来源于历年《中国农村统计年鉴》^②；土地整治面积占比、农业综合开发投入、地块规模和纵向分工数据来源于历年《中国财政年鉴》^③；城镇化率、人均地区生产总值和化学肥料价格指数数据来源于历年《中国统计年鉴》^④；年均气温、年均降雨量和年日照时长数据来源于中国气象科学数据共享网^⑤。表 2 给出了变量的描述性统计特征。

^①中国耕地细碎化问题突出，全国现有耕地中，田坎、沟渠与田间道路占用的耕地面积占耕地总面积的比重高达 13% (参见《全国土地整治规划》(2011—2015))。可以预见，田块平埂和合并整理将会带来可观的新增耕地面积。显然，这部分新增耕地面积更多体现在地块规模的扩张上面。

^②国家统计局农村社会经济调查司 (编)：《中国农村统计年鉴》(2006—2018 年，历年)，北京：中国统计出版社。

^③中国财政年鉴编辑委员会 (编)：《中国财政年鉴》(2006—2018 年，历年)，北京：中国财政杂志社。

^④国家统计局 (编)：《中国统计年鉴》(2006—2018 年，历年)，北京：中国统计出版社。

^⑤中国气象数据网：<https://data.cma.cn/>。

表2 变量描述性统计结果

变量名称	变量代码	单位	均值	标准差
化肥用量	<i>F</i>	千克/公顷	352.80	119.80
土地整治面积占比	<i>Hrate</i>	%	36.45	19.84
农业综合开发投入	<i>Ainve</i>	元/公顷	3372.19	3815.20
城镇化率	<i>Urban</i>	%	52.12	14.55
人均地区生产总值	<i>GDP</i>	元/人	19350.00	13046.00
滞后一期的粮食单产	<i>Lyield</i>	千克/公顷	5034.00	1004.00
粮食作物占比	<i>Frate</i>	%	65.36	12.47
农业劳动力数量	<i>Labor</i>	万人	888.60	680.40
农村劳动力平均受教育年限	<i>Edu</i>	年	7.36	0.88
化学肥料价格指数	<i>Fprice</i>	—	127.73	20.46
年均气温	<i>Tem</i>	摄氏度	13.55	5.66
年均降雨量	<i>Rain</i>	毫米	934.80	590.90
年日照时长	<i>Sun</i>	小时	2416.00	1947.00
土壤质量	<i>Soil</i>	万公顷	198.00	154.00
农田灌溉条件	<i>Irri</i>	万公顷	340.00	285.00
地块规模	<i>Plot</i>	公顷	727.30	807.00
横向分工	<i>Hd</i>	—	0.49	0.14
纵向分工	<i>Vd</i>	公顷	18673.00	37773.00

2.描述性证据。根据前文的理论探讨，本文首先对核心变量之间的关系进行初步的统计分析。图1显示，2005—2017年，中国的土地整治面积总体呈逐年上升态势，但2011年之前的增速较为平缓，之后呈现快速增长趋势；单位面积化肥用量的增长率总体呈下降趋势，尤其是在高标准农田建设政策实施后，单位面积化肥用量的增长率持续快速下降，在2014年之后甚至出现了负增长。从图2可以发现，土地整治面积占总耕地面积的比重在高标准农田建设政策实施后呈快速上升趋势，而单位面积化肥用量在2014年之后呈不断下降趋势。那么，高标准农田建设政策实施与农业化肥用量下降之间是否存在因果关系？本文将就此展开实证分析。

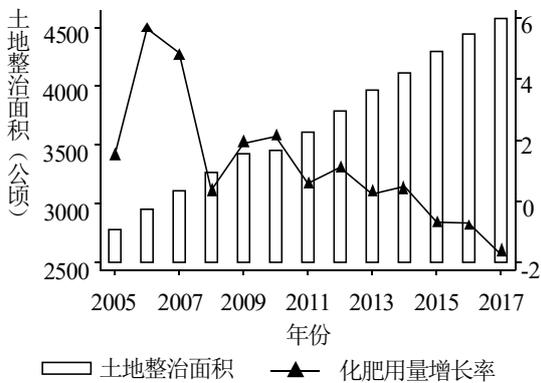


图1 土地整治面积与化肥用量增长率

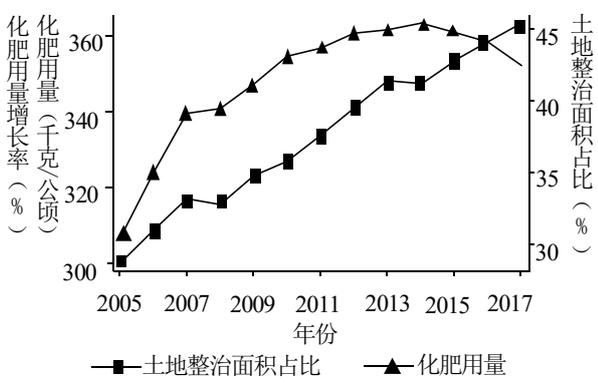


图2 土地整治面积占比与化肥用量

四、实证结果与分析

(一) 基准回归模型估计结果

表 3 报告了基准回归模型 (1) 式的估计结果。(1) ~ (4) 列分别为采用普通标准误、稳健标准误、省级层面的聚类稳健标准误和利用 Bootstrap 自助法随机抽样 1000 次获得的标准误的估计结果。不难发现, 无论采用何种标准误, 高标准农田建设政策对单位面积化肥用量的影响均在 1% 的显著性水平上显著, 说明模型估计结果具有良好的稳健性。同时, 高标准农田建设政策变量的系数为负, 说明高标准农田建设政策能够显著降低单位面积化肥用量。平均而言, 在其他条件不变的情况下, 高标准农田建设政策的实施显著减少了 13.2% 的单位面积化肥用量, 具有显著的经济意义。据此, 研究假说 H1 得到验证。

表 3 基准回归模型估计结果

	(1)	(2)	(3)	(4)
$Hrate \times I^{post}$	-0.132*** (0.035)	-0.132*** (0.033)	-0.132*** (0.039)	-0.132*** (0.034)
<i>Urban</i>	-0.001 (0.002)	-0.001 (0.003)	-0.001 (0.003)	-0.001 (0.003)
$\ln GDP$	0.775*** (0.112)	0.775*** (0.139)	0.775*** (0.096)	0.775*** (0.149)
$\ln GDPsq$	-6.63E-11** (2.72E-11)	-6.63E-11* (3.95E-11)	-6.63E-11* (3.12E-11)	-6.63E-11 (4.32E-11)
$\ln Lyield$	0.101** (0.046)	0.101* (0.056)	0.101 (0.075)	0.101* (0.060)
$\ln Frate$	-0.208*** (0.071)	-0.208** (0.099)	-0.208* (0.112)	-0.208** (0.102)
$\ln labor$	0.153*** (0.050)	0.153** (0.060)	0.153*** (0.048)	0.153** (0.064)
<i>Edu</i>	-0.004 (0.018)	-0.004 (0.023)	-0.004 (0.022)	-0.004 (0.023)
$\ln Fprice$	0.017 (0.052)	0.017 (0.056)	0.017 (0.059)	0.017 (0.059)
<i>Tem</i>	0.001 (0.001)	0.001 (0.001)	0.001 (0.001)	0.001 (0.001)
$\ln Rain$	-0.005 (0.010)	-0.005 (0.009)	-0.005 (0.008)	-0.005 (0.010)
<i>Sun</i>	1.16E-06 (2.06E-06)	1.16E-06 (2.85E-06)	1.16E-06 (1.60E-06)	1.16E-06 (2.83E-06)
常数项	-2.568**	-2.568	-2.568*	-2.568

(续表 3)

	(1.239)	(1.577)	(1.367)	(1.715)
样本量	403	403	403	403
R ²	0.971	0.971	0.971	0.971

注：①***、**、*分别表示 1%、5%和 10%的显著性水平；②（1）～（4）列括号内数字分别为普通标准误、稳健标准误、省级层面的聚类稳健标准误、Bootstrap 自助随机抽样 1000 次获得的标准误；③省份固定效应和年份固定效应已控制，估计结果略。

(二) 平行趋势检验与政策的动态影响

1. 平行趋势检验。本文首先根据 (2) 式估计土地整治面积占比与年份虚拟变量的交互项的系数 β_t ，进而对政策实施前（2005—2010 年）的系数 β_t 进行联合假设检验，以验证平行趋势假设。表 4（1）、（2）列分别为未纳入和纳入控制变量的估计系数联合假设检验结果。（2）列的估计结果显示，高标准农田政策实施前的影响系数 β_t 的联合分布检验 p 值为 0.273，故接受在高标准农田建设政策实施前影响系数 β_t 不存在显著差异的原假设。在政策实施后，影响系数 β_t 的联合分布检验的 p 值为 0.000，故拒绝影响系数 β_t 不存在显著差异的原假设。这说明，平行趋势假设在很大程度上得到验证，至少没有发现违背平行趋势假设的证据。图 3（a）、（b）更为直观地描绘影响系数 β_t 的变动趋势^①。可以发现，在高标准农田建设政策实施前，影响系数 β_t 总体呈下降趋势，但影响系数的置信区间基本上包含了 0 值。由此可以判断，在政策实施前，影响系数 β_t 在各年份之间不存在显著差异。

表 4 平行趋势检验结果

时间范围及原假设	(1) 未纳入控制变量		(2) 纳入控制变量	
	F 统计量	p 值	F 统计量	p 值
政策实施前：2005—2010 年 $H_0: \beta_{2005} = \dots = \beta_{2010} = 0$	1.080	0.370	1.280	0.273
政策实施后：2012—2017 年 $H_0: \beta_{2012} = \dots = \beta_{2017} = 0$	4.940	0.000	5.660	0.000

注：①以政策实施时点即 2011 年为基准组；②控制变量同表 3，估计结果略。

^①图 3（a）、（b）分别根据表 5（1）、（2）列的估计系数绘制。

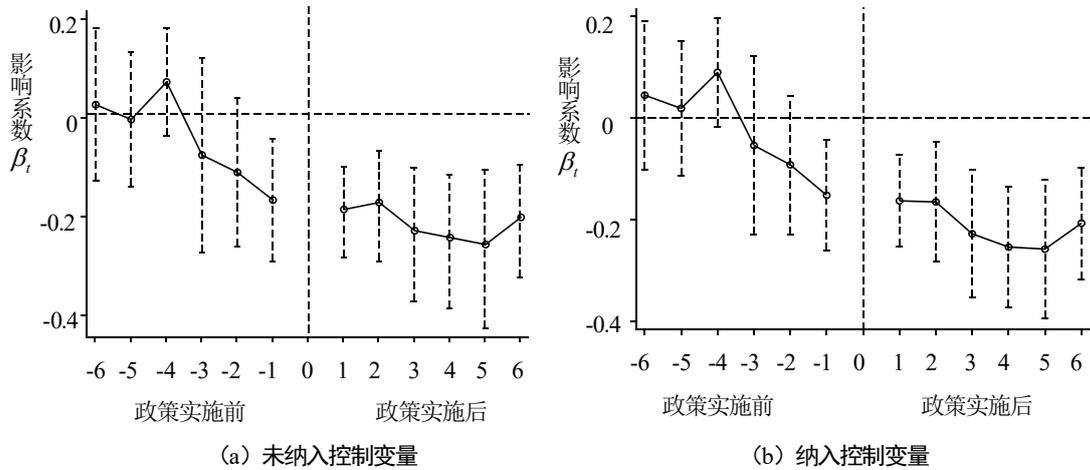


图3 高标准农田建设政策对化肥用量的动态影响

注：①图中过原点竖线为相应估计参数的95%置信区间；②横坐标轴上的负数表示政策实施前的年份，如数值-6表示政策实施前的第6年，0值为政策实施的起始年份，即2011年；③横坐标轴上的正数表示政策实施后的年份，如数值6表示政策实施后的第6个年份。

2.政策的动态影响。高标准农田建设政策对化肥用量的动态影响如表5和图3所示。表5(2)列的估计结果和图3(b)显示，政策实施前的第1年的影响系数 β_1 显著为负，说明高标准农田建设政策对化肥用量的影响存在预期效应。这是因为，高标准农田建设政策的实施不是毫无征兆的，2008年《政府工作报告》就提出了要“建设一批高标准农田”，2009年和2010年的中央“一号文件”相继提出要“大力建设高标准农田”。根据理性预期理论，各地政府预期高标准农田建设政策在某一时刻将会推行，相关部门将会提前做出反应（推进高标准农田建设），由此不难理解为何在政策实施前一年能观测到高标准农田建设政策的化肥减量效应。

政策实施后第1年和第2年的影响系数 β_1 分别为-0.163和-0.165，与政策实施前第1年的影响系数(-0.152)相比，降幅较小；在政策实施后第3年(2014年)，影响系数 β_1 大幅度减小(-0.228)，在政策实施后第5年(2016年)达到最低值(-0.258)，但在政策实施后第6年影响系数有所增加(-0.207)。这说明，随着高标准农田建设政策的推进，政策的化肥减量效应呈现先增大后减小的趋势。

表5 高标准农田建设政策对化肥用量的动态影响估计结果

	(1)	(2)
$Hrate \times 2005$	0.018 (0.078)	0.045 (0.074)
$Hrate \times 2006$	-0.011 (0.069)	0.019 (0.067)
$Hrate \times 2007$	0.064 (0.056)	0.090 (0.064)
$Hrate \times 2008$	-0.084 (0.100)	-0.054 (0.089)
$Hrate \times 2009$	-0.119 (0.076)	-0.092 (0.070)
$Hrate \times 2010$	-0.175*** (0.063)	-0.152*** (0.056)
$Hrate \times 2012$	-0.194*** (0.049)	-0.163*** (0.045)

$Hrate \times 2013$	-0.180*** (0.059)	-0.165*** (0.060)
$Hrate \times 2014$	-0.237*** (0.068)	-0.228*** (0.064)
$Hrate \times 2015$	-0.251*** (0.069)	-0.254*** (0.060)
$Hrate \times 2016$	-0.265*** (0.082)	-0.258*** (0.069)
$Hrate \times 2017$	-0.210*** (0.058)	-0.207*** (0.056)
控制变量	未控制	控制
常数项	6.132*** (0.046)	2.941*** (0.790)
样本量	403	403
R ²	0.968	0.969

注：①***、**、*分别表示 1%、5%和 10%的显著性水平；②括号内数字为省级层面的聚类稳健标准误；③省份固定效应和年份固定效应已控制，估计结果略；④控制变量与表 3 相同，估计结果略。

(三) 稳健性检验

1. 改变政策实施时点。尽管上文的估计结果表明，政策实施存在 1 年的预期效应，但是影响系数在政策实施前的各个时期并不存在显著差异。为进一步验证估计结果的稳健性，本文选择政策实施前（即 2005—2010 年）的样本数据，并分别将 2007 年和 2008 年作为政策实施时点进行安慰剂检验，检验结果如表 6 所示。

表 6 稳健性检验：改变政策干预时点、替换变量与缓解序列相关问题

	以 2007 年为政策实施时点		以 2008 年为政策实施时点		替换变量		Block bootstrap	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
$Hrate \times I^{post2007}$	-0.115 (0.074)	-0.041 (0.058)						
$Hrate \times I^{post2008}$			-0.029 (0.032)	-0.037 (0.052)				
$Ainve \times I^{post}$					-0.049*** (0.012)	-0.037*** (0.011)		
$Hrate \times I^{post}$							-0.107*** (0.017)	-0.101*** (0.028)
控制变量	未控制	控制	未控制	控制	未控制	控制	未控制	控制
常数项	6.071*** (0.025)	0.032 (2.505)	12.621 (11.386)	34.171 (29.108)	6.120*** (0.035)	-0.746 (1.419)	5.789*** (0.016)	-2.436* (1.311)
样本量	186	186	186	186	403	403	403	403
R ²	0.983	0.987	0.993	0.995	0.965	0.969	0.101	0.481

注：①***、**、*分别表示 1%、5%和 10%的显著性水平；②括号内数字为省级层面的聚类稳健标准误；③省份固定效应和年份固定效应已控制，估计结果略；④控制变量同表 3，估计结果略；⑤（1）～（4）列为 2005—2010 年的样本数据的估计结果。

表 6（1）～（4）列的回归结果显示，交互项 $Hrate \times I^{post2007}$ 和 $Hrate \times I^{post2008}$ 对单位面积化

肥用量的影响为负，但均不显著。这说明，在高标准农田建设政策实施之前并不存在政策效应，由此可以认为前文的估计结果具备稳健性。

2. 替换变量。高标准农田建设程度既可以利用包括高标准农田面积在内的土地整治面积比重表征，也可以利用农业综合开发投入反映。若高标准农田建设政策的实施与农业化肥用量的减少存在因果关系，那么，无论是土地整治面积比重，还是农业综合开发投入与政策实施时点的虚拟变量交互，均不会改变本文的基本结论。表 6（5）、（6）列的估计结果显示，交互项 $Ainve \times I^{post}$ 对单位面积化肥用量的影响显著，且系数为负，模型估计结果与理论预期一致。

3. 考虑序列自相关问题。若模型存在序列自相关，DID 模型估计的标准误可能会偏低，导致对原假设的过度拒绝（参见 Bertrand et al., 2004）。据此，本文利用 Block bootstrap 重复随机抽样 1000 次，缓解序列相关导致估计系数的标准误不一致问题（参见 Bertrand et al., 2004）。表 6（7）、（8）列为利用 Block bootstrap 方法估计得到的结果，在纳入控制变量前后，高标准农田建设政策对单位面积化肥用量仍具有显著影响，且系数为负，前文的基本结论仍然成立。

4. 考虑其他相关政策的干扰。①土地确权政策。明晰土地产权能够提高农户对土地经营的稳定性预期，有助于减少他们的短期生产行为（姚洋，1998）。②土地流转政策。推动土地经营权流转与集中，实现适度规模经营是样本期内中国农村土地制度变革的主线。土地经营权流转可能会通过交易效应、资源配置效应促进农户长期投资（姚洋，1998）。③化肥零增长政策。农业部（现农业农村部）2015 年出台了《到 2020 年化肥使用量零增长行动方案》，引导各地区农业生产减量施用化肥，这无疑对农业化肥用量产生了更为直接的影响。

基于上述考虑，为了控制土地确权、土地流转及经营权稳定性对农户化肥用量的影响^①，本文在（1）式的基础上纳入如下变量：一是土地确权（*Lright*），利用颁发的土地承包经营权证份数占家庭承包经营的户数的百分比表征；二是土地流转率（*Ltrans*），用家庭承包流转耕地面积占家庭承包的耕地面积的百分比表征；三是土地流转合同份数（*Contra*）。此外，本文通过剔除 2015 年及之后的样本数据以消除化肥零增长政策的混淆影响。

表 7（1）～（3）列为纳入土地确权、土地流转率和土地流转合同份数变量后的估计结果，（4）、（5）列为剔除了 2015 年及之后的样本的估计结果。可以发现，考虑土地确权、土地流转和化肥零增长政策的干扰后，高标准农田建设政策对单位面积化肥用量仍具有显著的负向影响。

表 7 稳健性检验：考虑其他相关政策的干扰

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
$Hrate \times I^{post}$	-0.117*** (0.033)	-0.086** (0.033)	-0.085*** (0.030)	-0.172*** (0.040)	-0.094** (0.036)

^①土地承包经营权证份数、家庭承包经营农户数、家庭承包流转耕地面积、家庭承包的耕地面积和土地流转合同份数的数据来源于农业农村部农村合作经济指导司、农业农村部政策与改革司（编）：《中国农村经营管理统计年报》（2006—2017 年，历年），北京：中国农业出版社。

土地整治与化肥减量

<i>Lright</i>	0.006 (0.039)		0.030 (0.020)		0.015 (0.054)
<i>Ltrans</i>		-0.241*** (0.083)	-0.240*** (0.083)		-0.314*** (0.095)
<i>ln Contra</i>		0.035*** (0.008)	0.035*** (0.008)		0.038*** (0.011)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制
常数项	-2.915** (1.699)	-2.652 (1.681)	-2.676 (1.679)	6.087*** (0.032)	1.710 (1.177)
样本量	360	360	360	310	270
R ²	0.973	0.975	0.975	0.972	0.977

注：①***、**、*分别表示 1%、5%和 10%的显著性水平；②括号内数字为省级层面的聚类稳健标准误；③省份固定效应和年份固定效应已控制，估计结果略；④控制变量同表 3，估计结果略；⑤限于数据的可获得性，本文仅收集得到 2006—2017 年有关土地确权、土地流转率和土地流转合同份数的数据，且西藏数据未统计在内，因此，包含上述三个变量后，(1)～(3)列的样本量为 360 (30 个省份、12 年)，(4)、(5)列为剔除 2015 年及之后的样本数据，在控制土地确权、土地流转率和土地流转合同份数变量前后，样本量分别为 310 (31 个省份、10 年)、270 (30 个省份、9 年)。

(四) 异质性分析

1. 异质性分析结果。表 8 报告了在单位面积化肥用量的主要分位点下高标准农田建设政策对化肥用量的影响。表 9 分别报告了非粮食主产区、粮食主产区以及东部、中部和西部地区高标准农田建设政策对化肥用量的影响。

表 8 异质性分析：分布效应

	0.1 分位点	0.25 分位点	0.5 分位点	0.75 分位点	0.9 分位点
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
<i>Hrate</i> × <i>I</i> ^{post}	-0.126** (0.058)	-0.118*** (0.032)	-0.099*** (0.025)	-0.062 (0.048)	-0.065 (0.047)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制
常数项	-5.206*** (1.531)	-4.011 (2.628)	-2.454 (2.419)	-0.859 (3.019)	-0.097 (2.899)
样本量	360	360	360	360	360
Pseudo R ²	0.895	0.883	0.876	0.869	0.867

注：①***、**、*分别表示 1%、5%和 10%的显著性水平；②括号内数字为省级层面的聚类稳健标准误；③省份固定效应和年份固定效应已控制，估计结果略；④控制变量除包含表 3 中的控制变量外，还包括表 7 中的土地确权、土地流转率和土地流转合同份数变量，估计结果略。

表9 异质性分析：地区差异

	非粮食主产区	粮食主产区	东部	中部	西部
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
$Hrate \times I^{post}$	-0.024 (0.034)	-0.114** (0.047)	0.073 (0.049)	-0.225** (0.112)	-0.176** (0.086)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制
常数项	-44.174 (71.690)	-10.293*** (2.128)	5.562*** (0.151)	5.326*** (0.285)	6.080*** (0.252)
样本量	204	156	132	108	120
R ²	0.989	0.968	0.939	0.975	0.975

注：①***、**、*分别表示1%、5%和10%的显著性水平；②括号内数字为省级层面的聚类稳健标准误；③省份固定效应和年份固定效应已控制，估计结果略；④控制变量除包含表3中的控制变量外，还包括表7中的土地确权、土地流转率和土地流转合同份数变量，估计结果略；⑤粮食主产区包括黑龙江、吉林、辽宁、内蒙古、河北、河南、山东、江苏、安徽、江西、湖北、湖南和四川，共得到156个样本（13个省份、12年）；⑥（1）列与（2）列的样本量之和为360，（3）～（5）列的样本量之和为360。

2.化肥用量分布维度。总体上，高标准农田建设政策对单位面积化肥用量的负向影响随着分位点的增加而减弱，在0.75和0.9分位点上，高标准农田建设政策的影响系数不再显著（见表8）。这表明，在化肥施用相对“高量”的省份，高标准农田建设政策发挥的化肥减量效应呈趋弱态势。可能的解释是，对于化肥用量相对“高量”的省份而言，农户高量施肥的行为惯性较强，农业生产模式的路径依赖问题导致高标准农田建设政策产生的化肥减量效应相对有限。这意味着，在化肥用量相对“高量”的省份，化肥减量施用还将依赖高标准农田建设以外的协同政策。

3.农业功能区定位维度。表9（1）、（2）列结果显示，在非粮食主产区，高标准农田建设政策对单位面积化肥用量的影响系数为负，但不显著；在粮食主产区，高标准农田建设政策对单位面积化肥用量具有显著的负向影响。这表明，与非粮食主产区相比，粮食主产区高标准农田建设政策的化肥减量效应显著增强。一方面，粮食主产区承载着保障中国粮食供给的压力，主产区内部的专业化与规模化经营水平较高。高标准农田建设政策与粮食主产区政策的叠加，由此带来了化肥减量的协同效应。另一方面，《国家农业综合开发高标准农田建设规划（2011—2020）》提出了“突出以粮食主产区为重点，适当兼顾非粮食主产区”的原则，将高标准农田建设区域布局划分为粮食主产区和非粮食主产区两类^①，粮食主产区的高标准农田建设可能因此获得更多的政策支持，并取得较好的政策实施效果。

4.自然地理区位维度。表9（3）～（5）列分别报告了东部、中部和西部地区高标准农田建设政策对单位面积化肥用量的影响。结果显示，在东部地区，高标准农田建设政策对单位面积化肥用量的影响为负，但不显著；在中部和西部地区，高标准农田建设政策对单位面积化肥用量均具有显著的负向

^①资料来源：《抓好〈国家农业综合开发高标准农田建设规划〉实施工作 大力推进高标准农田建设》，http://nfb.mof.gov.cn/zhengwuxinxi/gongzuotongzhi/201304/t20130410_816024.html。

影响。可能的原因在于，相较于东部地区，中部和西部地区农业技术装备水平较低，耕地质量总体偏低，因而高标准农田建设政策带来的化肥减量的边际贡献较高。

五、进一步分析：作用机制

前文的实证结果表明，高标准农田建设政策具有显著的化肥减量效应。理论分析认为，高标准农田建设政策具有通过增加地块规模以及提高农业横向分工和纵向分工水平促进化肥减量的传导机制。据此，下文进一步验证高标准农田建设政策促进化肥减量的内在机制。

表 10 中 (1) ~ (3) 列结果显示，高标准农田建设政策对地块规模、农业横向分工和纵向分工均具有显著的正向影响。这表明，高标准农田建设政策对地块规模的增加、农业横向分工和纵向分工水平的提高均具有显著的促进作用。(4) ~ (6) 列在控制土壤质量和农田灌溉条件的情况下，地块规模、农业横向分工和纵向分工对单位面积化肥用量具有显著的负向影响。(7) 列纳入全部机制变量的估计结果显示，地块规模、横向分工和纵向分工变量均显著且系数为负，同时高标准农田建设政策变量的系数的绝对值由表 3 (1) ~ (4) 列的 0.132 减少至表 10 (7) 列的 0.073。这一结果证实了高标准农田建设政策具有通过增加地块规模，提高农业横向分工水平与纵向分工水平促进化肥减量的作用机制。据此，研究假说 H2 得到验证。

表 10 影响机制分析回归结果

	ln Plot	Hd	ln Vd	ln F			
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
$Hrate \times I^{post}$	1.166** (0.462)	0.021* (0.011)	0.125* (0.068)	-0.093*** (0.033)	-0.110*** (0.033)	-0.106*** (0.033)	-0.073*** (0.024)
ln Plot				-0.008** (0.004)			-0.038** (0.016)
Hd					-0.246** (0.116)		-0.308* (0.183)
ln Vd						-0.075** (0.030)	-0.066** (0.030)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
常数项	64.672*** (21.107)	-2.783*** (0.546)	17.062*** (2.985)	5.031*** (1.242)	1.572 (1.748)	-0.767 (1.617)	-0.767 (1.617)
样本量	360	360	360	360	360	360	360
R ²	0.734	0.997	0.934	0.975	0.977	0.977	0.977

注：①***、**、*分别表示 1%、5%和 10%的显著性水平；②括号内数字为省级层面的聚类稳健标准误；③省份固定效应和年份固定效应已控制，估计结果略；④ (1) ~ (3) 列的控制变量除包含表 3 中的控制变量外，还包括表 7 中的土地确权、土地流转率和土地流转合同份数变量；⑤ (4) ~ (7) 列的控制变量是在 (1) 列的基础上，纳入了土壤质量和农田灌溉条件变量，估计结果略。

进一步地，本文考察了地块规模对农业横向分工与纵向分工的影响，以及农业横向分工与纵向分工之间的互动关系。表 11 中 (1)、(2) 列的估计结果显示，地块规模对农业纵向分工的影响显著，且系数为正。这说明，地块规模增加将会显著提高农业纵向分工水平。(5)、(6) 列结果显示，地块规模对农业横向分工的影响显著，且系数为正。这说明，地块规模的增加能够显著提高农业横向分工水平。表 11 中 (3)、(4) 列结果显示，农业横向分工对纵向分工作具有显著的正向影响；(7)、(8) 列结果显示，农业纵向分工对横向分工的影响显著，且系数为正。这表明，农业横向分工与纵向分工之间相互关联、相互促进，使得高标准农田建设政策具有促进化肥减量的自我实现机制。综上，本文的研究假说 H3 得到验证。

表 11 机制变量之间的影响关系回归结果

	lnVd				Hd			
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
ln Plot	0.028*** (0.008)	0.022*** (0.007)			0.027*** (0.007)	0.024*** (0.007)		
Hd			6.630*** (1.257)	6.946*** (1.331)				
lnVd							0.013*** (0.002)	0.012*** (0.002)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
常数项	18.686*** (2.898)	21.149*** (2.707)	-1.771 (5.906)	-1.402 (6.336)	1.319** (0.514)	1.765*** (0.521)	-2.213*** (0.166)	-2.092*** (0.172)
样本量	403	403	403	403	403	403	403	403
R ²	0.996	0.997	0.650	0.679	0.133	0.173	0.912	0.933

注：①***、**、*分别表示 1%、5%和 10%的显著性水平；②括号内数字为省级层面的聚类稳健标准误；③省份固定效应和年份固定效应已控制，估计结果略；④控制变量同表 3，估计结果略。

综上，高标准农田建设政策具有通过增加地块规模，提高农业横向分工与纵向分工水平实现化肥减量的传导机制。在控制土壤质量和农田灌溉条件后，估计结果依然稳健。进一步地，地块规模增加有助于提高农业横向分工与纵向分工水平，同时，农业横向分工与纵向分工之间存在相互促进的关系。因此，高标准农田建设政策具备化肥减量的自我实现机制。

六、结论与政策启示

本文基于 2005—2017 年中国省级面板数据和准自然实验思路，利用 DID 模型估计高标准农田建设政策对单位面积化肥用量的影响效应。本文的主要研究结论包括以下三个方面。

第一，基准回归结果表明，高标准农田建设政策具有显著的化肥减量效应，平均而言可以降低 13.2% 的单位面积化肥用量。在考虑农地确权、土地流转和化肥零增长等相关政策的干扰后，高标准农田建设政策具有化肥减量效应的基本结论仍然成立。

第二，异质性分析表明，在化肥用量分布维度，对于化肥用量处于低分位点的省份，高标准农田政策实施带来的化肥减量效应更为明显；在农业功能区定位维度，高标准农田建设政策在粮食主产区实施具有显著的化肥减量效应，而在非粮食主产区不显著；在自然地理区位维度，高标准农田建设政策在中部和西部地区实施具有显著的化肥减量效应，但在东部地区不显著。

第三，影响机制分析表明，高标准农田建设通过增加地块规模、提高农业横向分工与纵向分工水平促进化肥减量，这一结论在控制土壤质量和农田灌溉条件后仍然稳健存在。进一步分析发现，由于地块规模增加有助于提高农业横向分工与纵向分工水平，加之农业横向分工与纵向分工之间存在相互促进的关系，高标准农田建设政策具备化肥减量的自我实现机制。

上述研究结论揭示了实施高标准农田建设政策有助于实现农业化肥减量。因此，建议政府部门加快推进高标准农田建设，改善耕地基础条件，降低农业生产对化肥要素的依赖性。具体来说，第一，加大非粮食主产区的高标准农田建设力度。高标准农田建设政策在粮食主产区已取得积极成效，能够显著降低粮食主产区的化肥用量。未来应当在非粮食主产区加大高标准农田建设政策的实施力度，扩大政策对农业减量化、高质量发展的积极影响。

第二，各区域结合各自经济和地理区位特征，因地制宜探索高标准农田建设模式。例如，在农业机械化、集约化和专业化生产水平较高的东部地区，高标准农田建设应重视农业科技的推广与应用，进而拓宽高标准农田建设促进化肥减量的效用空间。

第三，扩张地块规模，同时提升农业横向分工与纵向分工水平，应是未来高标准农田建设政策的重点内容。相关政府部门应继续采取田块平埂、合并与集中连片经营等措施，促进农业横向分工拓展与纵向分工深化。这样，既可以通过农业横向分工的人力资本积累效应，也可以利用农业纵向分工的迂回投资与技术引进效应促进化肥减量。

参考文献

- 1.高晶晶、彭超、史清华，2019：《中国化肥高用量与小农户的施肥行为研究——基于1995—2016年全国农村固定观察点数据的发现》，《管理世界》第10期。
- 2.郜亮亮，2020：《中国种植类家庭农场的土地形成及使用特征——基于全国31省（自治区、直辖市）2014—2018年监测数据》，《管理世界》第4期。
- 3.顾乃华、毕斗斗、任旺兵，2006：《生产性服务业与制造业互动发展：文献综述》，《经济学家》第6期。
- 4.郭阳、钟甫宁、纪月清，2019：《规模经济与规模户耕地流转偏好——基于地块层面的分析》，《中国农村经济》第4期。
- 5.韩帅、李颖、李双异、苏里、任家强、汪景宽，2015：《辽北旱作区高标准基本农田建设选址与建设模式研究》，《中国人口·资源与环境》第1期。
- 6.胡凌啸，2018：《中国农业规模经营的现实图谱：“土地+服务”的二元规模化》，《农业经济问题》第11期。
- 7.胡新艳、陈小知、米运生，2018：《土地整合确权政策对农业规模经营发展的影响评估——来自准自然实验的证据》，《中国农村经济》第12期。

- 8.胡祎、张正河, 2018:《农机服务对小麦生产技术效率有影响吗?》,《中国农村经济》第5期。
- 9.纪月清、顾天竹、陈奕山、徐志刚、钟甫宁, 2017:《从地块层面看农业规模经营——基于流转租金与地块规模关系的讨论》,《管理世界》第7期。
- 10.梁志会、张露、刘勇、张俊飏, 2020:《农业分工有利于化肥减量施用吗?——基于江汉平原水稻种植户的实证》,《中国人口·资源与环境》第1期。
- 11.倪国华、郑风田、喻志军, 2014:《通过“纵向整合”解决“一家两制”的理论及实证》,《中国人口·资源与环境》第3期。
- 12.石大千、丁海、卫平、刘建江, 2018:《智慧城市建设能否降低环境污染》,《中国工业经济》第6期。
- 13.汪伟、艾春荣、曹晖, 2013:《税费改革对农村居民消费的影响研究》,《管理世界》第1期。
- 14.王剑锋、邓宏图, 2014:《家庭联产承包责任制:绩效、影响与变迁机制辨析》,《探索与争鸣》第1期。
- 15.王新盼、姜广辉、张瑞娟、赵婷婷、曲衍波, 2013:《高标准基本农田建设区域划定方法》,《农业工程学报》第10期。
- 16.魏后凯, 2017:《中国农业发展的结构性矛盾及其政策转型》,《中国农村经济》第5期。
- 17.西奥多·W·舒尔茨, 2001:《报酬递增的源泉》,北京:北京大学出版社。
- 18.熊冰瑶、夏建国、林婉嫔、晏蔚楠, 2016:《四川省高标准农田建设绩效评价》,《中国人口·资源与环境》第2期。
- 19.亚当·斯密, 1997:《国民财富的性质和原因的研究(1997年译本)》,北京:商务印书馆。
- 20.杨伟、谢德体、廖和平、潘卓、朱琳、李涛, 2013:《基于高标准基本农田建设模式的农用地整治潜力分析》,《农业工程学报》第7期。
- 21.姚洋, 1998:《农地制度与农业绩效的实证研究》,《中国农村观察》第6期。
- 22.张露、罗必良, 2018:《小农生产如何融入现代农业发展轨道?——来自中国小麦主产区的经验证据》,《经济研究》第12期。
- 23.张露、罗必良, 2020:《农业减量化:农户经营的规模逻辑及其证据》,《中国农村经济》第2期。
- 24.郑旭媛、徐志刚, 2017:《资源禀赋约束、要素替代与诱致性技术变迁——以中国粮食生产的机械化为例》,《经济学(季刊)》第1期。
25. Bertrand, M., E. Duflo, and S. Mullainathan, 2004, “How Much Should We Trust Differences-in-Differences Estimates?”, *The Quarterly Journal of Economics*, 119(1): 249-275.
26. Hayami Y., and V. W. Ruttan, 1985, “Agricultural Development: An International Perspective”, *Economic Development & Cultural Change*, 82(2):123-141.
27. Hirschman, A. O., 1964, “The Paternity of an Index”, *The American Economic Review*, 54(5):761-762.
28. Krugman, P., 1994, “The Myth of Asia’s Miracle”, *Foreign Affairs*, 73(6): 62-78.
29. Lin, J. Y., 1992, “Rural Reforms and Agricultural Growth in China”, *American Economic Review*, 82(1): 34-51.
30. Marshall, A. A., 2004, “The Principles of Economics”, *Political Science Quarterly*, 77(2):519-524.
31. Nunn, N., and N. Qian, 2011, “The Potato’s Contribution to Population and Urbanization: Evidence from a Historical

Experiment”, *The Quarterly Journal of Economics*, 126(2): 593-650.

32. Rosen, S., 1983, “Specialization and Human Capital”, *Journal of Labor Economics*, 1(1): 43-49.

(作者单位: ¹华中农业大学经济管理学院;

²湖北农村发展研究中心;

³湖北生态文明建设研究院)

(责任编辑: 黄 易)

Land Consolidation and Fertilizer Reduction: Quasi-natural Experimental Evidence from China’s Well-facilitated Capital Farmland Construction

LIANG Zhihui ZHANG Lu ZHANG Junbiao

Abstract: Based on the Chinese province-level panel data from 2005 to 2017, this article analyzes the impact of well-facilitated capital farmland construction programs on fertilizer consumption (kilograms per hectare of arable land) by applying the difference-in-difference method. The results of a benchmark regression show that well-facilitated capital farmland construction programs have significantly reduced fertilizer consumption. The heterogeneity analysis shows that, from the perspective of the distribution dimension of chemical fertilizer use, for the provinces with low quantile of chemical fertilizer use, the effect of chemical fertilizer reduction brought by the implementation of well-facilitated capital farmland construction programs is more obvious; from the perspective of the orientation dimension of agricultural functional areas, the implementation of well-facilitated capital farmland construction programs has significant chemical fertilizer reduction effect in main grain-producing areas, but not in the non-grain-producing areas; from the geographical location perspective, the implementation of well-facilitated capital farmland construction programs significantly reduces fertilizer consumption in the central and western regions, but the impact is not significant in the eastern region. Further analysis on the impact mechanism shows that the implementation of well-facilitated capital farmland construction programs can reduce fertilizer consumption by improving the economies of scale at the farmland plot level, as well as improving division of labor in agricultural departments both horizontally and vertically. Additionally, considering the positive effect of enlarging plot scale on promoting the horizontal and vertical division of labor in agriculture, and the positive interactions between the horizontal and vertical division of labor, the policy of the implementation of well-facilitated capital farmland construction programs can form the self-realization mechanism of fertilizer reduction.

Keywords: Land Consolidation; Fertilizer Reduction; Well-facilitated Capital Farmland Construction Program; Difference-in-Difference