

# 高标准基本农田建设政策对粮食产能的影响

龚燕玲<sup>1</sup>,张应良<sup>1,2\*</sup>

(1.西南大学经济管理学院,重庆400715;  
2.西南大学农村经济与管理研究中心,重庆400715)



**摘要** 高标准基本农田建设既是国家制度安排,也是一种技术革新,体现在要素上的技术进步是高标准基本农田建设的本质。构建“制度+技术——粮食产能”的理论分析框架,采用连续型DID模型分析高标准基本农田建设政策实施对粮食产能的影响及作用机制。研究发现:其一,实施高标准基本农田建设政策显著提升了粮食产能,并且通过一系列稳健性检验结果依然显著。其二,异质性分析表明,相对于粮食主产区和平原地区,高标准基本农田建设政策实施对非粮食主产区和山地地区的粮食产能提升具有更高的边际贡献;政策实施对粮食数量和粮食质量均有提升作用,对粮食质量促进效果更明显;政策实施促进粮食主产区的粮食数量增加和非粮食主产区的粮食质量提升以及促进平原地区的粮食数量增加和山地地区的粮食数量、粮食质量双提升。其三,机制分析表明,高标准基本农田建设政策实施通过优化生产要素配置和促进农业规模经营从而提升粮食产能。

**关键词** 粮食产能;高标准基本农田建设;生产要素配置;农业规模经营;连续型DID;纵横向拉开档次法

中图分类号:F301.0 文献标识码:A 文章编号:1008-3456(2023)04-0175-16

DOI编码:10.13300/j.cnki.hnwkxb.2023.04.018

自2003年初步确立粮食生产支持保护政策体系以来,我国粮食产量实现“十九连丰”,由2003年的4.31亿吨增长至2022年的6.86亿吨,人均粮食占有量大概480千克,高于国际公认的400千克粮食安全线,为国家粮食安全提供了基础保障<sup>①</sup>。然而从2015年粮食生产稳定在6.5亿吨以上的高产出水平后,到2022年粮食年均增长率仅为0.55%。长期来看,粮食产量的增长空间受到资源趋紧与要素流失并存的限制,人口规模不断扩张、环境条件和供需的新趋向也影响今后粮食安全<sup>[1-2]</sup>。重视粮食增产潜力的提升是保障粮食稳产保供的根本要求<sup>[3]</sup>。“十三五”规划提出:实施“藏粮于地、藏粮于技”战略,提高粮食产能。党的二十大报告指出,全方位夯实粮食安全根基,务必要稳固粮食产能基础,确保中国人的饭碗牢牢端在自己手中。高标准基本农田(以下简称“高标准农田”)建设相关政策的推进对粮食安全则显得至关重要。高标准农田是指通过科学规划建设能够满足现代农业发展需要并促进农业可持续发展的优良农田。按照时间线可将高标准农田建设相关政策划分为三个阶段,如图1。从建设成效来看,一方面,高标准农田建设政策涉及田、土、水、路等方面的整改,解决了耕地碎片化、质量下降、水利设施不配套等限制粮食产能提升的问题。另一方面,高标准农田建设扩大了农地经营规模,为农业机械化使用的提档升级和社会化服务的市场容量扩张创造有利条件<sup>[4]</sup>。统计数据显示,2021年我国农田灌溉水有效利用系数达到0.568<sup>②</sup>,耕地质量平均提升一个等级,全国农作物耕种收机械化率高达72.03%<sup>③</sup>。实践证明,高标准农田建设后提高水土资源利用效率和规模

收稿日期:2022-08-16

基金项目:国家社会科学基金重点项目“深入实施藏粮于地、藏粮于技战略的路径与政策研究”(21AZD032);国家社会科学基金重点项目“新形势下提升中国粮食产业战略竞争力的重点方略与路径选择研究”(20AGL023)。

① 数据分别来源于《2022中国粮食和物资储备年鉴》、2021年《中国水资源公报》和2021年《全国农业机械化发展统计公报》。

\*为通讯作者。

化经营服务效益,为粮食稳产保供提供支持。

学界关于提升粮食产能的研究,主要集中于粮食供给的全产业链分析<sup>[5]</sup>,粮食安全的内涵<sup>[6]</sup>、面临的挑战以及保障政策等<sup>[7-8]</sup>。当前普遍认为政策支持是提高粮食生产效率、确保粮食安全的有效路径之一<sup>[9]</sup>。研究发现对大豆生产者实施补贴政策、对农业进行支持保护补贴可以扩大播种面积<sup>[10-11]</sup>,粮食收储制度改革显著提高粮食产量和质量<sup>[12]</sup>。然而,既有文献对粮食产能的概念未形成统一,缺乏深入分析,将高标准农田建设与粮食产能放到同一个框架下进行研究的甚少,针对高标准农田建设政策实施与粮食产能之间的逻辑阐释缺乏实证探讨。基于此,本文主要从以下方面展开研究:一是采用2002—2017年省级面板数据,运用连续型DID模型验证高标准农田建设政策对粮食产能的实施效应。二是从粮食主产区和非粮食主产区、平原地形和山地地形、粮食数量和粮食质量多角度探究政策实施对粮食产能的异质性作用。三是利用中介模型对生产要素配置和农业规模经营的作用机制开展实证检验。

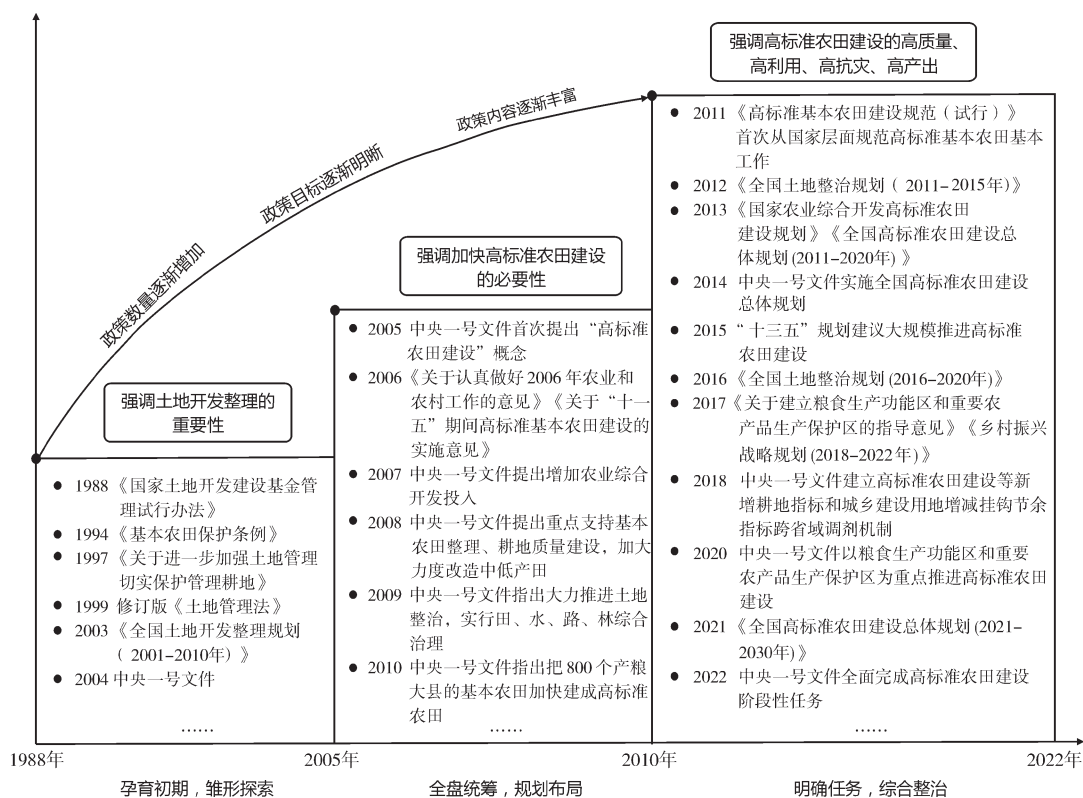


图1 1988—2022年高标准农田建设政策的演进脉络

## 一、高标准农田建设与粮食产能提升的理论逻辑

高标准农田建设既是国家制度安排,也是一种技术革新。1988年至今,我国高标准农田建设以确保国家粮食安全为政策导向,经历了“探索—规划—整治”三个阶段。高标准农田建设作为一种技术活动主要体现在技术进步作用下投入要素的配置和规模经营。一方面,高标准农田建设带来的技术进步附着在耕地、劳动力等生产要素上,即内嵌于特定生产要素才能发挥作用。如建成后的高标准农田带来的技术进步物化于劳动力要素之中,解决“谁来种粮”的难题,使劳动力要素质量在长期内获得显著提升,这种技术进步称为高标准农田建设的嵌入式技术进步<sup>[13]</sup>。另一方面,农业经营与规模经济存在天然矛盾<sup>[14]</sup>,高标准农田建设以“化零为整”的方式改变了地块面貌,解决了小规模分散经营特征下无法内生出的规模经济问题,进一步发育了机械替代劳动的委托代理市场,为扩大规模经营提供现实可能性,这种技术进步称为高标准农田建设的规模式技术进步<sup>[15]</sup>。因此,本文建立“制度+技术——粮食产能”的理论分析框架(见图2),剖析高标准农田建设影响粮食产能的逻辑机理。

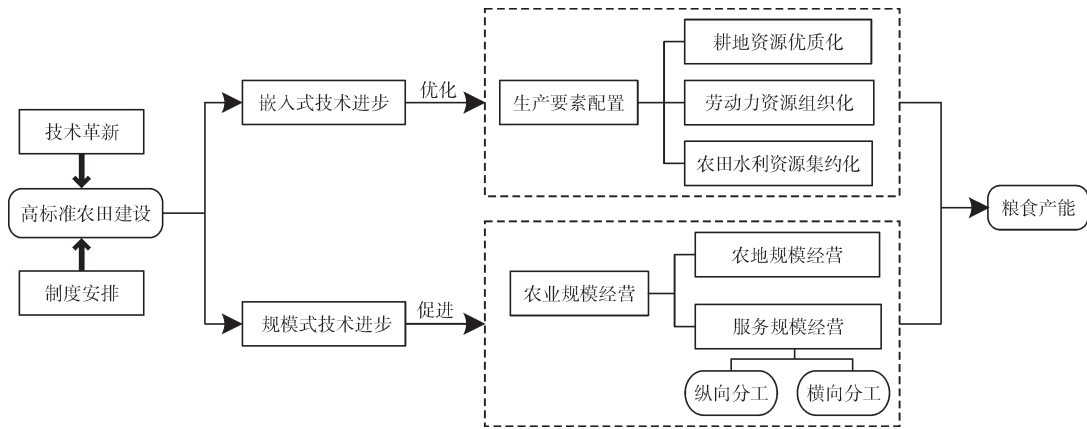


图2 高标准农田建设与粮食产能的理论分析框架

### 1. 高标准农田建设、生产要素配置与粮食产能

高标准农田建设是提升资源要素结构配置和农业土地生产率的必然选择<sup>[16]</sup>。高标准农田建设带来的嵌入式技术进步能够优化生产要素结构配置,主要体现为耕地资源优质化、劳动力资源组织化和农田水利资源集约化。具体来看,其一,高标准农田建设通过土壤改良等措施,增强了农田保土、保肥能力,为作物生长提供所需养分和水分,提高了土壤的保蓄性和缓冲性。其二,高标准农田建设在田、土、水、路等方面综合统筹,一定程度上拓展了粮食生产利润空间,促进农业劳动力供给主体多样化转变,吸引高素质劳动力精致化投入<sup>[17]</sup>。如外出务工的农民在学到技术和积累资本后回乡进行农业种植,大批乡贤、新型农业经营主体返乡创业发展特色种植业,进行适度规模经营等<sup>[18]</sup>。其三,高标准农田建设提高农田灌溉和防洪排涝标准,增加集约型高效节水灌溉面积,提升自然水和灌溉水利用效率。

高标准农田建设解决了耕地细碎化、土壤肥力衰退、分散的小农经营及田间配套设施不足等问题,通过促进生产要素的均衡流动和配置结构升级实现粮食产能提升<sup>[19]</sup>。其一,高标准农田建设以增加土壤有机质和改良土壤结构为主,增加粮食产量和提高粮食品质<sup>[20]</sup>。其二,种粮劳动力结构多元化和人力资本提升能够提高生产经营抉择、市场分析判断能力,从而提升粮食生产各环节的资源利用效率,增加粮食产能<sup>[21]</sup>。其三,灌排设施通过提高灌溉保证率和降低旱涝灾害对粮食生产的不利影响,提升粮食产出能力<sup>[22]</sup>。

### 2. 高标准农田建设、农业规模经营与粮食产能

农业规模经营是现代农业发展的基本趋势,包括农地规模经营和服务规模经营两类路径选择<sup>[23]</sup>。高标准农田建设通过土地连片整理、坡耕地田坎修筑等途径解决耕地分散化和细碎化问题,将农地经营规模扩大到适宜水平<sup>[24]</sup>。具体指高标准农田建设通过“小田并大田”“化零为整”的途径扩大农地规模化程度,为规模经营提供条件。农地规模经营改变狭小的分散经营方式、提高宜机化水平,是实现粮食增产提质的重要支撑。主要表现为:一是高标准农田建设扩大农地规模经营,使耕地要素连片经营,降低生产资料在地块间的转换成本,提升粮食种植的经济效益,优化资源要素分配效率,确保粮食数量安全<sup>[25]</sup>。二是高标准农田建设后形成的地块规模经营为机械“深松翻”和“少免耕”技术提供作业空间,不仅减轻土壤的压实,还能减少水分蒸发和水土流失,提高土壤蓄水和保墒能力,增加有机质含量,提升粮食质量<sup>[26]</sup>。因此,高标准农田建设能够通过提高农地规模经营促进粮食产能提升。

服务规模经营的本质在于分工<sup>[15]</sup>,分工程度取决于专业化生产环节和市场范围的大小。粮食生产专业化生产环节包括整地、播栽、植保、灌溉、收割等,具有典型的纵向分工特征。针对市场范围的大小,只有某一农户在某一作物的种植面积达到一定的规模或者是多个农户同时专业化种植某一作物,才可能产生横向分工,促进服务外包。如果土地细碎化程度高、农田规模化有限,就无法为农机作业提供充足空间,从而降低服务效率。因此服务规模经营产生的关键在于土地集中连片<sup>[27]</sup>。高标

准农田建设促进粮食产能提升主要表现为:一是高标准农田建设通过改善田间条件,建设机耕道,以“改地适机”的解决方案为农业纵向分工提供现实可能性<sup>[28]</sup>,实现机械化自我服务或外包服务对劳动力的替代<sup>[29]</sup>,提升农业生产各环节的平均生产率,确保我国粮食数量增长和质量提升<sup>[30-31]</sup>。另一方面,高标准农田建设促进了地块规模扩大,解决了经营分散化问题,在时间连续性和区域集中性方面满足农业横向分工的要求,为外包服务市场容量的生成提供了空间,有利于发挥服务规模经营的正外部性,增加粮食产能。基于上述分析,本文提出如下假说:

H<sub>1</sub>:高标准农田建设政策实施能够提升粮食产能。

H<sub>2</sub>:高标准农田建设政策实施通过优化生产要素配置(耕地资源、劳动力资源、农田水利资源)从而提升粮食产能。

H<sub>3</sub>:高标准农田建设政策实施通过促进农地规模经营和服务规模经营(农业纵向分工和横向分工)从而提升粮食产能。

## 二、粮食产能内涵及其测度

### 1. 粮食产能的内涵及外延

将粮食产能理解为粮食产出数量,通过粮食总产量或粮食单产进行测度,可能存在分析偏误。一是从实际内涵来看,粮食产能是基于生产要素投入遵循“严格假设—放宽假设”逻辑下的一种产出能力,在严格假设下达到粮食生产的最大可能性边界,在放宽假设下达到可实现产能<sup>[32]</sup>,粮食产能更注重增产潜能。二是从内涵外延来看,粮食产能相较于粮食产量仅一字之差,粮食产量体现一维性,而粮食产能具有多维性。基于我国庞大的人口体量以及人口增长带来粮食消费显著的规模化效应,保障粮食数量安全是基本要求。在经济社会快速发展、人民不断追求美好生活的现实背景下,粮食生产由“注重产量”向“优质高产”导向转变<sup>[33]</sup>。当前研究粮食产能重点突出粮食数量,忽视粮食质量,认为粮食数量增长与质量提升存在此消彼长的关系。然而农业技术进步以及生物技术的革新,能够实现粮食数量和质量并重提升。因此本研究将粮食产能表述为一定时期某一地域,在一定的经济、社会、技术条件下,各生产要素投入所形成的粮食综合产出能力,是现实产出能力和潜在增产能力的统称,既保证粮食数量满足供需平衡,又保证粮食营养且健康的质量要求。

### 2. 粮食产能的评价指标体系

关于粮食产能内涵及外延,主要涵盖两个层面内容,一是保证粮食现实生产能力的同时强调粮食未来增产潜力,二是粮食产能包括数量和质量两个维度。一般来讲,粮食现实生产能力指粮食单产,用土地产出率衡量。粮食增产潜力指粮食消费需求增加时可以产得出且供得上的能力。《中国财政年鉴》统计数据中“新增主要农产品生产能力”指标,指通过农业综合开发,项目区(高标准农田建设项目)主要农产品(粮食、棉花、油料、糖料)在正常年景下较开发前增加的产量。本文将新增单位面积粮食生产能力作为粮食增产潜力的代理变量,其理由为高标准农田建设后,如果投入生产可以新增粮食产量;如果不投入生产,该项目区也具有投入生产可以达到的增产潜力。粮食质量是指提供健康、营养结构全面且无污染、无毒害、农药残留量不超标的粮食,原粮优质品率高和绿色食品粮食类别获证产品个数多代表粮食营养安全,单位粮食产量农药残留量符合国家安全标准证明粮食食用健康。构建粮食产能的评价指标体系见表1。

### 3. 粮食产能的测算方法

现有研究关于评价指标的合成主要包括层次分析法、熵值法、模糊评价法或主成分分析法等,但层次分析法和模糊评价法在赋权方式上存在主观性,熵值法和主成分分析法多适用于截面数据,在评价面板数据时出现不同年份权重不一致问题,导致信息在合成中存在损失。为了最大限度保留各评价对象的整体差异、弱化人为因素,同时对计算过程中产生的可能误差进行修正,本文采用纵横向拉开档次法测算粮食产能。纵横向拉开档次法是一种客观赋权法,不仅从横向保证各指标在测算目标中的重要程度,而且从纵向上拉开被测算对象的整体差异,确保指标合成客观性和科学性<sup>[34]</sup>。

表1 粮食产能评价指标体系

评价维度	评价指标	指标解释	单位	指标方向
粮食数量	粮食单产	粮食总产量/粮食播种面积	千克/公顷	正向
	新增单位面积粮食生产能力	粮食增产潜力	千克/公顷	正向
粮食质量	原粮优质品率	稻谷(早籼稻、中晚籼稻、粳稻)、夏收小麦、玉米质量调查中等以上比例和大豆完整粒率中等以上比例平均	%	正向
	绿色食品粮食类别获证产品数	当年认证绿色食品标志产品数×绿色食品产品结构	个	正向
	单位粮食产量农药残留量	农药流失系数×农药施用量/粮食总产量	克/千克	负向

注:指标体系统计数据选取为2002—2017年。粮食单产来源于《中国农村统计年鉴》;新增单位面积粮食生产能力数据来源于《中国财政年鉴》;原粮优质品率2014年之前数据来源于《中国粮食年鉴》,2014—2017年数据来源于布瑞克农业数据库,个别缺失值用储备粮质量达标率补充替代;绿色食品粮食类别获证产品数的相关原始数据来自《绿色食品统计年鉴》;单位粮食产量农药残留量是根据《全国污染源普查农药流失系数手册》中的农药流失系数计算所得。

### 三、计量模型、变量说明与数据来源

#### 1. 模型设置

高标准农田建设政策作为一种外生的政策冲击,采用双重差分模型评估。在政策实施的不同时期,高标准农田的建设面积和中低产田的改造面积存在差异性,一是同一时间点不同省(市、区)之间存在差异;二是同一省(市、区)在政策实施前后的差异,异质性为政策评估提供研究基础。由于各省高标准农田建设政策随着实施年份的推进,建设数量是连续变化的,不同于标准DID采用虚拟变量区分实验组和控制组,本文采用连续变量“土地整治面积占比”替代传统的虚拟变量,以不同省份改造中低产田的面积和高标准农田建设面积之和占耕地面积之比的大小变化作为划分实验组和控制组的依据。其中,政策实施将样本分为实验组(土地整治面积占比大的样本)和控制组(土地整治面积占比小的样本)。连续型DID并没有改变标准DID的属性特征,反而表现出更为丰富的样本性质,有助于规避人为主观设定实验组和控制组而带来的潜在偏差<sup>[35]</sup>。

(1)基准回归模型。构建连续型DID模型来识别高标准农田建设政策实施对粮食产能的影响:

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

其中, $Grain_{it}$ 代表第*i*省份*t*时期的粮食产能;核心解释变量为 $Lconsolid_i \times I_t^{post}$ , $Lconsolid_i$ 表示土地整治面积占比, $I_t^{post}$ 代表政策时点虚拟变量; $X_{it}$ 为控制变量,在下文指标中具体说明; $\mu_i$ 和 $\gamma_t$ 分别表示省份固定效应和年份固定效应; $\varepsilon_{it}$ 为随机扰动项。 $\alpha$ 是常数项, $\beta$ 和 $\delta$ 为待估计参数。

(2)平行趋势检验与政策动态效应。DID模型估计的有效性关键在于满足平行趋势假定,如果不存在政策冲击,处理组和对照组的时间趋势应该是一致的,通过在标准回归中包含一系列虚拟变量来追踪高标准农田建设政策未实施时各省(市、区)粮食产能是否具有相同的变化趋势,构建如下模型:

$$Grain_{it} = \alpha + \sum_{t=2002}^{2017} \beta_t (Lconsolid_i \times year_t) + \delta X_{it} + \mu_i + \gamma_t + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

式(2)中, $year_t$ 为年度虚拟变量,分别取值2002,2003,⋯,2017,以政策实施的2011年作为基准年, $\beta_t$ 表示2002—2017年一系列估计值。

(3)中介机制检验。从优化生产要素配置和促进农业规模经营两个层面检验高标准农田建设政策实施对粮食产能提升的具体机制,构建中介效应模型:

$$M_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 Lconsolid_i \times I_t^{post} + \alpha_2 X_{it} + \mu_i + \gamma_t + \varepsilon_{it} \quad (3)$$

$$Grain_{it} = \beta_0 + \beta_1 Lconsolid_i \times I_t^{post} + \beta_2 M_{it} + \delta X_{it} + \mu_i + \gamma_t + \varepsilon_{it} \quad (4)$$

其中, $M_{it}$ 指生产要素配置的机制变量,包括耕地资源、劳动力资源和农田水利资源。式(3)验证高标准农田建设政策实施对上述资源要素结构优化的影响,式(4)验证高标准农田建设政策实施和生产要素配置对粮食产能的影响。

$$H_{it} = \theta_0 + \theta_1 Lconsolid_i \times I_t^{post} + \theta_2 X_{it} + \mu_i + \gamma_i + \varepsilon_{it} \quad (5)$$

$$Grain_{it} = \rho_0 + \rho_1 Lconsolid_i \times I_t^{post} + \rho_2 H_{it} + \delta X_{it} + \mu_i + \gamma_i + \varepsilon_{it} \quad (6)$$

其中,  $H_{it}$ 指农业规模经营的机制变量,分别为农地规模经营和服务规模经营(包括农业纵向分工和横向分工)。式(5)验证高标准农田建设政策实施对农地规模经营、农业纵向分工、农业横向分工的影响,式(6)验证高标准农田建设政策实施和农业规模经营对粮食产能的影响。

## 2. 变量选择及说明

(1)被解释变量。粮食产能( $Grain$ ),由粮食数量和粮食质量两个维度构成,采用纵横向拉开档次法进行测算,以粮食产能指数表征。

(2)核心解释变量。高标准农田建设政策,采用土地整治面积占比和政策时点虚拟变量的交互项( $Lconsolid_i \times I_t^{post}$ )作为核心解释变量。土地整治面积占比( $Lconsolid_i$ )包括改造中低产田的面积和高标准农田建设面积之和占耕地面积之比,  $I_t^{post}$ 表示政策实施时点虚拟变量,自2011年起各地有序推进高标准农田建设,因此当  $t \geq 2011$  时,  $I_t^{post} = 1$ ; 当  $t < 2011$  时,  $I_t^{post} = 0$ 。此外,土地治理项目是农业综合开发的重点项目,主要用于中低产田改造、高标准农田建设、生态综合治理等内容。随着土地整治面积的扩大与整治质量的提升,国家对每亩土地整治的投入也在不断变化,本文定义农业综合开发投入水平=农业综合开发投入/当年改造中低产田面积与建设高标准农田示范工程面积之和,以此采用农业综合开发投入水平( $Invest$ )与政策时点虚拟变量的交互项( $Invest_i \times I_t^{post}$ )替代核心解释变量进行稳健性检验。

(3)控制变量。①受灾率( $Disaster$ ),即农作物受灾面积占粮食播种面积的百分比。②农业种植结构( $Grate$ ),即农作物播种面积中粮食播种面积的占比。③粮食产业人均收入( $Income$ ),反映农村居民种粮的可支配收入,由于粮食产业属于农业的一部分,需从农业中剥离出来,参考王瑞峰等<sup>[36]</sup>设定权重系数  $A = \text{粮食产值} / \text{农业产值}$ ,故粮食产业人均收入=农民人均可支配收入  $\times A$ ,其中收入以2002年为基期根据消费者价格指数(CPI)进行平减。④财政支农水平( $Gfina$ ),即农林水支出占公共财政预算支出的比重。⑤气候变化用平均气温偏离度( $Tem$ )衡量<sup>[25]</sup>,即各省平均气温对其均值偏离的绝对值表示。⑥城镇化率( $Urban$ ),即城镇人口占总人口的比重。⑦粮食零售价格指数( $Price$ ),用于控制价格因素对粮食产能的影响。⑧耕地面积( $Land$ ),控制不同省份之间耕地规模差异对粮食产能的影响。⑨品种改良技术( $Tech$ ),参考陈龙江等<sup>[37]</sup>的研究,以3种粮食(稻谷、小麦及玉米)单位种子均价计算的定基指数来评估品种改进技术。种子均价上涨一是源于物价水平上升带来的种子生产资料成本增加,二是源于种业技术改进带来的均价提升。本文将单位种子均价转换为以2002年为基期的定基指数,并采用农用种子生产资料价格定基指数剔除物价水平上涨带来的种子均价增加,用于控制品种改进技术对粮食产能的影响。

(4)机制变量。生产要素配置包括耕地资源、劳动力资源和农田水利资源。将旱涝保收面积占比( $Lquality$ )=旱涝保收面积/粮食播种面积作为耕地资源的代理变量。将种粮劳动力( $Labor$ )作为劳动力资源的代理变量,为将粮食生产劳动投入从农业劳动投入中剥离,参考闵锐等<sup>[38]</sup>设定权重系数  $B = (\text{农业产值} / \text{农林牧渔业产值}) \times (\text{粮食播种面积} / \text{农作物播种面积})$ ,即种粮劳动力=第一产业就业人数  $\times B$ 。将节水灌溉面积占比( $Girri$ )=节水灌溉面积/实际耕地灌溉面积作为农田水利资源的代理变量。农业规模经营包括农地规模经营和服务规模经营,其中服务规模经营通常分为纵向分工和横向分工。农地规模化种植有一个适度范围,基于农户种植业利润最大化目标,不同地区适度经营规模差异明显,但全国整体上超过10亩。因此采用经营耕地10亩以上的农户数( $Scale$ )表征农地规模经营,即经营耕地10亩以上的农户数越多,表示农地规模经营程度越高。采用农业机械化综合作业水平( $Machine$ )度量纵向分工深化程度,参考薛超等<sup>[39]</sup>做法,农业机械化综合作业水平=耕整地机械化程度  $\times 0.22 +$  播栽机械化程度  $\times 0.20 +$  收获机械化程度  $\times 0.22 +$  植保机械化程度  $\times 0.18 +$  灌溉机械化程度  $\times 0.18$ ,表示同一种作物的机械化服务多样,即不同生产环节的机械化综合作业水平越高,纵向分工程度越深。采用赫芬达尔指数( $HHI$ )度量横向分工水平,其测度公式为:

$$HHI_{it} = \sum_{n=1}^N (S_{in})^2 = \sum_{n=1}^N \left( \frac{x_{in}}{x_{it}} \right)^2 \quad (7)$$

式(7)中, $N$ 表示粮食作物种类总数, $S_{in}$ 表示第*i*个省份第*t*期第*n*种粮食作物(本文包括稻谷、小麦、玉米、豆类与薯类)播种面积 $x_{in}$ 占粮食作物总播种面积 $x_{it}$ 的比例。 $HHI$ 指数介于0~1之间,数值越接近1,表示横向分工专业化程度越高。

### 3. 数据来源与描述性统计

本文利用2002—2017年31个省(市、区)的面板数据来评估高标准农田建设政策实施对粮食产能的影响。其中旱涝保收面积、节水灌溉面积、赫芬达尔指数相关原始数据、受灾率、农业种植结构、粮食产业人均收入、耕地面积数据来自《中国农村统计年鉴》;土地整治面积占比、农业综合开发投入水平数据来自《中国财政年鉴》;种粮劳动力数据来自《中国人口和就业统计年鉴》;农业机械化综合作业水平相关原始数据来自《中国农业机械工业年鉴》;经营耕地10亩以上农户数的相关原始数据来源于《中国农村经营管理统计年报》;气候变化数据来源于中国气象数据网;财政支农水平、城镇化率、粮食零售价格指数的数据来源于《中国统计年鉴》;品种改良技术相关原始数据来源于布瑞克农业数据库。变量的描述性统计结果如表2所示。

表2 变量描述性统计

变量名称	符号	单位	均值	标准差
粮食产能	Grain	—	0.551	0.135
土地整治面积占比	Lconsolid	—	0.337	0.201
农业综合开发投入水平	Invest	万元/亩	0.205	0.087
旱涝保收面积占比	Lquality	%	41.760	19.450
种粮劳动力	Labor	万人	334.733	260.126
节水灌溉面积占比	Girri	%	50.347	22.325
经营耕地10亩以上农户数	Scale	万户	120.988	94.487
农业机械化综合作业水平	Machine	%	48.400	15.453
赫芬达尔指数	HHI	—	0.395	0.171
受灾率	Disaster	%	34.871	21.430
农业种植结构	Grate	%	65.150	12.350
粮食产业人均收入	Income	万元	0.139	0.093
财政支农水平	Gfina	—	0.098	0.034
平均气温偏离度	Tem	摄氏度	0.470	0.405
城镇化率	Urban	%	50.622	15.296
粮食零售价格指数	Price	—	105.596	7.058
耕地面积	Land	亿亩	0.633	0.457
品种改良技术	Tech	—	1.439	0.443

## 四、实证结果与分析

### 1. 基准回归模型估计结果

表3估计高标准农田建设政策实施对粮食产能的影响。(1)、(2)列采用普通标准误进行估计,(3)、(4)列采用稳健标准误进行估计,均在1%的水平上显著。考虑数据为2002—2017年,时间跨度较大可能带来序列相关问题,将会导致模型估计有偏,本文采用Driscoll等<sup>[40]</sup>提出的“异方差—序列相关—截面相关”稳健型标准误进行估计,(5)、(6)列为该方法下的估计结果,稳健标准误有小幅调整,也均在1%的水平上显著。整体而言,高标准农田建设政策实施对粮食产能有提升效果。据此假说H<sub>1</sub>得到验证,未来需要进一步推进高标准农田建设,为粮食产能提升提供重要支撑。

### 2. 平行趋势检验与政策的动态影响

(1)平行趋势检验。DID估计结果有效性取决于是否通过平行趋势检验,要求在高标准农田建设政策实施前回归系数在各年份间不存在显著性差异,在政策实施后回归系数存在显著差异。本研究样本为政策推行前9年和推行后6年,图3描述了回归系数 $\beta_t$ 的变动趋势,图中过圆点竖线为相应估计参数的95%置信区间,如数值-9为政策实施前的第9年,即2002年,0值为政策实施的初始年份,即2011年,6值为政策实施后的第6年,即2017年。图3(a)未加入控制变量和图3(b)加入了控制变量均显示,政策实施前影响系数整体呈上升趋势,但影响系数的置信区间包含了0值,所以高标准农田建设政策对粮食产能的影响不显著;而在政策实施后,95%的置信区间均在0值以上,表明高标准农田建设政策实施对粮食产能有提升作用。

(2)政策动态效应。表4显示政策实施对粮食产能的动态效应估计结果,表4(1)未加入控制变量,表4(2)加入控制变量,重点分析表4(2)的结果。政策实施前的影响系数 $\beta_t$ 不显著,政策实施后第

表3 基准回归模型估计结果

N=496

变量	普通标准误		稳健标准误		“异方差—序列相关—截面相关” 稳健型标准误	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
$Lconsolid_i \times I_i^{post}$	0.0995*** (0.0144)	0.0887*** (0.0164)	0.0995*** (0.0361)	0.0887*** (0.0254)	0.0995*** (0.0211)	0.0887*** (0.0200)
<i>Disaster</i>		-0.0003*** (0.0001)		-0.0003** (0.0001)		-0.0003** (0.0001)
<i>Grate</i>		0.0011** (0.0005)		0.0011 (0.0012)		0.0011* (0.0005)
<i>Income</i>		0.1019** (0.0443)		0.1019 (0.0638)		0.1019*** (0.0318)
<i>Gfina</i>		0.0823 (0.1036)		0.0823 (0.1623)		0.0823 (0.0846)
<i>Tem</i>		-0.0013 (0.0047)		-0.0013 (0.0056)		-0.0013 (0.0071)
<i>Urban</i>		-0.0004 (0.0010)		-0.0004 (0.0024)		-0.0004 (0.0008)
<i>Price</i>		-0.0007* (0.0004)		-0.0007** (0.0003)		-0.0007*** (0.0002)
<i>Land</i>		-0.0875*** (0.0275)		-0.0875 (0.0562)		-0.0875*** (0.0179)
<i>Tech</i>		0.0307*** (0.0068)		0.0307** (0.0150)		0.0307*** (0.0055)
<i>Cons_</i>	0.5277*** (0.0064)	0.5687*** (0.0757)	0.5277*** (0.0066)	0.5687*** (0.1482)	0.5277*** (0.0000)	0.5687*** (0.0401)
年份效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
省份效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
$R^2$	0.3935	0.4673	0.3935	0.4673	0.3935	0.4673

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

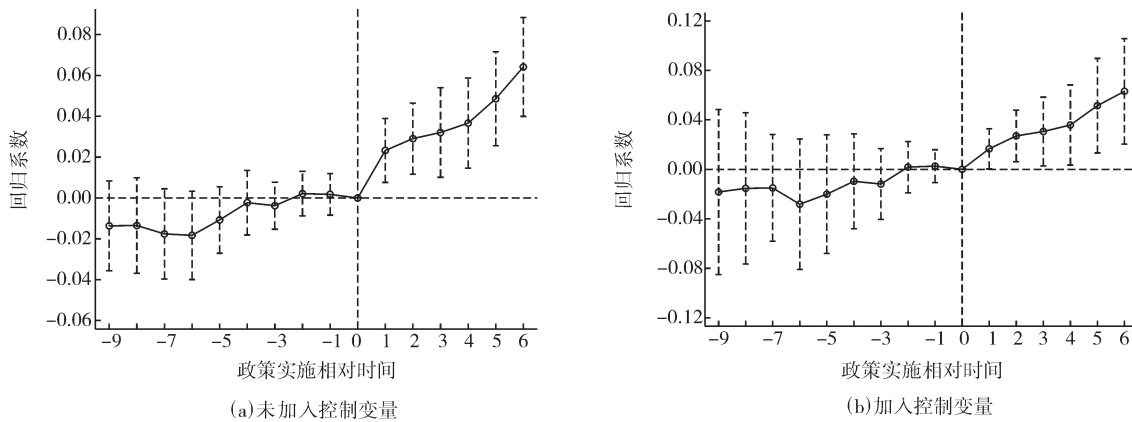


图3 高标准农田建设政策实施对粮食产能的动态影响

1~6年,影响系数 $\beta_t$ 的正向作用呈递增趋势,由0.0166(2012年)增加到0.0631(2017年),证明高标准农田政策实施对粮食产能具有提升效果。

### 3. 稳健性检验

(1)解释变量滞后一期。高标准农田建设政策与粮食产能可能存在反向因果关系,高标准农田建设需要一定的时间,政策实施对粮食产能影响具有时滞性,因此采用解释变量滞后一期进行估计,以弱化内生性问题。根据表5(1)、(2)列,在未纳入控制变量时政策实施对粮食产能具有正向促进作用。



用,加入控制变量同样通过1%的显著性水平,进一步证实高标准农田建设政策对粮食产能具有提升效果。

(2)替换变量。采用农业综合开发投入水平(*Invest*)和政策时点虚拟变量的交互项作为核心解释变量的替代变量进行估计。表5(3)、(4)列显示,无论是否加入控制变量,结果均显著为正,与基准回归结果一致。

(3)省份异质的时间趋势。考虑不同省份的解释变量和被解释变量可能存在增减趋势,以及尚未被其他控制变量和时间固定效应所覆盖,据此加入省份时间趋势项进行回归,即在回归时加入省份虚拟变量与时间趋势的交互项。表5(6)列加入控制变量后的影响系数显著为正,表明考虑时间趋势因素,高标准农田建设政策仍促进粮食产能提升。

(4)安慰剂检验。采用政策实施前的样本,依次选择2004—2009年作为政策时点进行安慰剂检验,表6结果显示,(1)—(6)列交互项  $Lconsolid_i \times I_i^{post 2004-2009}$  的影响系数为正,但均不显著,通过安慰剂检验,说明2011年之前不存在高标准农田建设的政策效应,证实表3结果具有稳健性。

(5)考虑其他相关政策干扰。土地流转政策(*Ltransfer*)和土地确权政策(*Lapproval*)能够影响粮食生产者决策行为和粮食生产综合能力。本文采取土地流转率=家庭承包耕地流转总面积/家庭承包经营耕地面积,土地确权率=颁发土地承包经营权证份数/家庭承包经营农户数<sup>①</sup>,用以控制土地流转和土地确权对粮食产能的影响。

表4 政策实施对粮食产能的动态效应估计结果

N=496

变量	(1) 未加入控制变量	(2) 加入控制变量
<i>Lconsolid</i> × 2002	-0.0136(0.0107)	-0.0183(0.0327)
<i>Lconsolid</i> × 2003	-0.0135(0.0115)	-0.0153(0.0299)
<i>Lconsolid</i> × 2004	-0.0176(0.0108)	-0.0150(0.0211)
<i>Lconsolid</i> × 2005	-0.0183*(0.0106)	-0.0282(0.0258)
<i>Lconsolid</i> × 2006	-0.0107(0.0080)	-0.0201(0.0235)
<i>Lconsolid</i> × 2007	-0.0023(0.0078)	-0.0096(0.0188)
<i>Lconsolid</i> × 2008	-0.0038(0.0056)	-0.0119(0.0141)
<i>Lconsolid</i> × 2009	0.0021(0.0054)	0.0018(0.0101)
<i>Lconsolid</i> × 2010	0.0018(0.0050)	0.0026(0.0065)
<i>Lconsolid</i> × 2012	0.0233*** (0.0077)	0.0166** (0.0080)
<i>Lconsolid</i> × 2013	0.0291*** (0.0085)	0.0270** (0.0102)
<i>Lconsolid</i> × 2014	0.0321*** (0.0107)	0.0306** (0.0136)
<i>Lconsolid</i> × 2015	0.0366*** (0.0108)	0.0358** (0.0159)
<i>Lconsolid</i> × 2016	0.0486*** (0.0113)	0.0515*** (0.0187)
<i>Lconsolid</i> × 2017	0.0642*** (0.0119)	0.0631*** (0.0209)
<i>Cons</i> <sub>-</sub>	0.5414*** (0.0063)	0.6791*** (0.1831)
控制变量	未控制	控制
年份效应	控制	控制
省份效应	控制	控制
R <sup>2</sup>	0.3289	0.4318

注:括号内为稳健标准误,\*\*\*、\*\*、\*分别表示1%、5%和10%的显著性水平,后表同;控制变量与表3相同。

表5 稳健性检验:解释变量滞后、替换变量和时间趋势

变量	解释变量滞后一期		替换变量		时间趋势	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
$Lconsolid_i \times I_i^{post}$	0.0997*** (0.0363)	0.0948*** (0.0253)			0.0253 (0.0334)	0.0506* (0.0290)
$Invest_i \times I_i^{post}$			0.2141** (0.0897)	0.1607** (0.0754)		
<i>Cons</i> <sub>-</sub>	0.5279*** (0.0079)	0.5802*** (0.1495)	0.5277*** (0.0068)	0.6668*** (0.1468)	0.4803*** (0.0271)	-0.1025 (0.1827)
控制变量	未控制	控制	未控制	控制	未控制	控制
年份效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
省份效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
N	465	465	496	496	496	496
R <sup>2</sup>	0.3967	0.4684	0.3609	0.4465	0.9601	0.9637

注:①替换变量的控制变量在表3基础上删除财政支农水平变量,其余的控制变量与表3相同;②解释变量滞后一期导致缺失1年数据,样本为496-31=465。

① 家庭承包耕地流转总面积、家庭承包经营耕地面积、颁发土地承包经营权证份数、家庭承包经营农户数的数据来源于《中国农村经营管理统计年报》(2005—2017年)。

表6 稳健性检验:安慰剂检验

N=279

变量	以2004年 (1)	以2005年 (2)	以2006年 (3)	以2007年 (4)	以2008年 (5)	以2009年 (6)
$Lconsolid_i \times I_i^{post2004}$	0.0764 (0.0815)					
$Lconsolid_i \times I_i^{post2005}$		0.0821 (0.0735)				
$Lconsolid_i \times I_i^{post2006}$			0.0874 (0.0731)			
$Lconsolid_i \times I_i^{post2007}$				0.0849 (0.0647)		
$Lconsolid_i \times I_i^{post2008}$					0.0700 (0.0592)	
$Lconsolid_i \times I_i^{post2009}$						0.0541 (0.0566)
Cons <sub>-</sub>	0.3199 (0.1963)	0.3323* (0.1944)	0.3126 (0.1930)	0.2816 (0.1990)	0.2935 (0.2017)	0.3120 (0.2047)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制
年份效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
省份效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
R <sup>2</sup>	0.2217	0.2338	0.2443	0.2445	0.2281	0.2124

注:①安慰剂检验选择政策实施之前的样本(2002—2010年),样本个数 $31 \times 9 = 279$ ;②控制变量与表3相同。

千亿粮工程(*Gproject*)是国家为提高粮食生产能力而实施的一项强农惠农政策,规划期限为2009—2020年,其政策实施对粮食产能起到直接促进作用。《全国新增1000亿斤粮食生产能力规划》文件将全国粮食生产区划分为核心区、非主产区产粮大县、后备区和其他地区四类地区,其中后备区为吉林西部等适宜地区。本文将后备区纳入粮食生产核心区,将31个省(市、区)划分为核心区、非主产区、其他地区3类地区<sup>①</sup>,并将2009—2017年的核心区赋值为3,非主产区赋值为2,其他地区赋值为1,2002—2008年全部赋值为0,以此控制千亿粮工程对粮食产能的影响。

粮食生产支持政策(*Subsidy*)有助于调动农民种粮积极性,影响粮食产能。2004年中央一号文件提出要深化粮食流通体制改革,建立对农民的直接补贴制度,同年在全国范围内实行对种粮农民的直接补贴。由此,本文选取单位面积种粮直接补贴=种粮直接补贴/种粮直接补贴面积,用于控制粮食生产支持政策对粮食产能的影响。

表7结果显示,考虑了相关政策干扰下,高标准农田建设政策实施对粮食产能仍具有显著的正向促进作用,证实表3基准回归估计结果具有稳健性。

#### 4. 异质性分析

(1)以生产功能区维度划分。根据表8(1)、(2)列,在粮食主产区和非粮食主产区,高标准农田建设政策实施对粮食产能均有显著提升作用,其中非粮食主产区的促进效果优于粮食主产区。可能原因为非粮食主产区建成后的高标准农田优化了资源禀赋的利用效率,提高了耕种收及灌溉、植保等环节的宜机化水平,推动农业规模经营。

(2)以“平原—山地”地形特征划分。本文将31个省份分为平原地形<sup>②</sup>和山地地形进行异质性讨论。表8(3)、(4)列显示平原和山地地形的高标准农田建设政策实施对粮食产能均起到提升作用,其中山地地形的促进效果更明显。可能原因一是丘陵山区耕地资源禀赋较差,高标准农田建设政策实

① 核心区(13):黑龙江、吉林、辽宁、内蒙古、河北、山东、河南、安徽、江苏、江西、湖北、湖南、四川;非主产区(11):浙江、福建、广东、广西、重庆、贵州、云南、山西、陕西、甘肃、宁夏;其他地区(7):北京、天津、上海、海南、青海、西藏、新疆。

② 东北平原、华北平原和长江中下游平原覆盖16个省份:北京、天津、河北、内蒙古、辽宁、吉林、黑龙江、上海、江苏、浙江、安徽、江西、山东、河南、湖北、湖南。

表7 稳健性检验:考虑相关政策干扰

变量	土地流转政策 (1)	土地确权政策 (2)	千亿粮工程 (3)	粮食生产支持政策 (4)	同时考虑 (5)
$Lconsolid_i \times I_i^{post}$	0.0821*** (0.0240)	0.0832*** (0.0258)	0.0898*** (0.0251)	0.0839*** (0.0252)	0.0819*** (0.0258)
$Ltransfer$	0.0002 (0.0005)				0.0002 (0.0005)
$Lapproval$		0.0002 (0.0004)			0.0002 (0.0004)
$Gproject$			0.0041 (0.0089)		-0.0010 (0.0078)
$Subsidy$				0.0002 (0.0002)	0.0001 (0.0002)
$Cons_{-}$	0.5954*** (0.1626)	0.5581*** (0.1691)	0.5892*** (0.1563)	0.5602*** (0.1615)	0.5384*** (0.1627)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制
年份效应	控制	控制	控制	控制	控制
省份效应	控制	控制	控制	控制	控制
$N$	390	390	496	390	390
$R^2$	0.4648	0.4653	0.4682	0.4660	0.4674

注:①基于数据可获得性,土地流转率、土地确权率和单位面积种粮直接补贴的数据为2005—2017年,西藏数据未纳入统计,样本为 $30 \times 13 = 390$ ;②控制变量与表3相同。

施一定程度上改善农地质量;二是山区建设后的高标准农田缓解了耕地细碎化问题,促进田块规整、提升道路通达性和硬化率,为农地规模经营创造条件。

(3)以粮食产能的“数量—质量”维度划分。表8(5)、(6)列显示政策实施促进粮食数量和粮食质量的提升,对粮食质量提升效果更大。表明高标准农田建设政策不仅发挥稳定粮食增产的作用,更重要的是促进粮食品质的提升,实现了“优质高产”双赢的政策目标,切实保障我国粮食安全。

表8 异质性分析:按区域维度和粮食产能构成维度划分

变量	粮食主产区(1)	非粮食主产区(2)	平原地形(3)	山地地形(4)	粮食数量(5)	粮食质量(6)
$Lconsolid_i \times I_i^{post}$	0.0787* (0.0472)	0.0996*** (0.0304)	0.0713** (0.0311)	0.1102*** (0.0300)	0.0551** (0.0244)	0.0692** (0.0262)
$Cons_{-}$	0.5895*** (0.1695)	0.3000* (0.1691)	0.3714* (0.1766)	0.5002*** (0.1201)	0.0901 (0.1360)	0.3938** (0.1546)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制
年份效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
省份效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
$N$	169	221	208	182	390	390
$R^2$	0.5066	0.5775	0.5664	0.5315	0.5431	0.5191

注:①控制变量在表3基础上加入土地流转率、土地确权率、千亿粮工程和单位面积种粮直接补贴;②列(1)样本13省 $\times$ 13年=169(2005—2017年);列(2)样本17省(西藏除外) $\times$ 13年=221;列(3)样本16省 $\times$ 13年=208;列(4)样本14省(西藏除外) $\times$ 13年=182;列(5)、(6)样本30省 $\times$ 13年=390。

进一步探究在不同区域维度划分下,政策实施对粮食数量和粮食质量的作用差异。表9(1)、(5)列显示在粮食主产区的高标准农田建设政策实施显著提升粮食数量,对粮食质量提升并不显著;表9(2)、(6)列显示在非粮食主产区的政策实施促进粮食质量提升,对粮食数量增加不显著。因此由生产功能区维度划分可发现,政策实施主要促进粮食主产区的粮食数量增加和非粮食主产区的粮食质量提升。表9(3)、(7)列显示在平原地区的高标准农田建设政策实施显著提升粮食数量,对粮食质量影响不显著;表9(4)、(8)列显示在山地地区的政策实施对粮食数量和粮食质量均

起到显著促进作用。因此由地形特征划分可发现,政策实施主要促进平原地区粮食数量增加,促进山地地区粮食数量、质量双提升。

表9 异质性分析:粮食数量与粮食质量的区域差异

变量	粮食数量				粮食质量			
	粮食主产区 (1)	非粮食主产区 (2)	平原地形 (3)	山地地形 (4)	粮食主产区 (5)	非粮食主产区 (6)	平原地形 (7)	山地地形 (8)
$Lconsolid_i \times I_i^{post}$	0.1694** (0.0782)	0.0288 (0.0259)	0.1209** (0.0550)	0.0645** (0.0266)	0.1408 (0.0886)	0.0540* (0.0274)	0.0343 (0.0371)	0.1146* (0.0625)
$Cons_i$	0.3230 (0.2534)	-0.0791 (0.1472)	-0.0556 (0.1363)	-0.0173 (0.2058)	0.4715 (0.2962)	0.1755 (0.1883)	0.6474*** (0.1682)	0.9301** (0.4410)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
年份效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
省份效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
N	169	221	208	182	169	221	208	182
R <sup>2</sup>	0.4963	0.6496	0.4917	0.6929	0.4728	0.5945	0.5309	0.4336

注:控制变量同表8。

## 五、进一步讨论:作用机制分析

### 1. 生产要素配置机制检验

首先考察耕地资源的影响。表10(1)、(4)列表明,高标准农田建设政策实施显著增加旱涝保收面积占比,旱涝保收面积占比增加对粮食产能具有显著的正向影响,即模型设置中式(3)的 $\alpha_1$ 和式(4)的 $\beta_2$ 均显著,说明中介效应的间接效应显著。由表10(4)列可知高标准农田建设政策对粮食产能有显著的正向影响,即模型设置中式(4)的 $\beta_1$ 显著且与 $\alpha_1\beta_2$ 的符号一致,说明耕地资源优质化具有部分中介效应。

其次考察劳动力资源的影响。表10(2)列显示,高标准农田建设政策对种粮劳动力具有负向影响,表明高标准农田建设面积占耕地面积比重越大,对种粮劳动力具有释放效应。原因可能为高标准农田建设为农业机械化提供基础条件,根据诱致性技术变迁理论,当劳动力供给缺乏弹性或劳动力价格相对昂贵时,诱导出节约劳动的机械技术进步,而粮食生产环节易于采用机械化替代人工劳动。表10(5)列显示,种粮劳动力对粮食产能具有显著负向影响,可能是农户考虑粮食种植的投入产出以及农业生产风险,一方面在配置生产要素时更倾向于选择在可支配劳动力范围内的小规模种植,另一方面在价格优势驱动下农户可能改变种植结构,不利于粮食产能的提升。目前新型农业经营主体逐渐涌现乡村,2014年中共中央审议通过的《关于引导农村土地经营权有序流转发展适度规模经营的意见》提出发挥家庭经营的基础作用,以家庭农场为抓手。为了将新型农业经营主体从全部种粮群体中剥离出来,同时检验新型农业经营主体对粮食产能的影响,本文选取具有代表性的粮食产业家庭农场数作为新型农业经营主体的代理变量,表10(6)列结果显示增加粮食产业家庭农场数有助于提升粮食产能,进一步表明新型农业经营主体对粮食产能提升发挥引领带动作用。

最后考察农田水利资源的影响。表10(3)、(7)列表明,高标准农田建设政策显著提升节水灌溉面积在实际耕地灌溉面积中的比重,节水灌溉面积占比的增加也提升了粮食产能,即 $\alpha_1$ 和 $\beta_2$ 均显著。由表10(7)列可知,高标准农田建设政策对粮食产能在1%的统计水平上正向显著,且 $\beta_1$ 与 $\alpha_1\beta_2$ 的符号一致,由此可见农田水利资源的集约化利用在高标准农田建设政策影响粮食产能中起到部分中介作用。

据此,高标准农田建设政策实施通过促进耕地资源和农田水利资源的提升从而增加了粮食产

能,假说H<sub>2</sub>得到验证。针对劳动力资源中介变量,本文进一步验证得到新型农业经营主体对粮食产能具有提升作用。

表10 机制分析:生产要素配置

变量	<i>Lquality</i>	<i>lnLabor</i>	<i>Girri</i>	<i>Grain</i>			
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
$Lconsolid_i \times I_i^{post}$	7.2621*** (1.6302)	-0.1807** (0.0711)	13.0779*** (2.5372)	0.0713*** (0.0186)	0.0768*** (0.0183)		0.0730*** (0.0189)
<i>Lquality</i>				0.0015** (0.0006)			
<i>lnLabor</i>					-0.0283** (0.0140)		
<i>Farm</i>						0.0197** (0.0095)	
<i>Girri</i>							0.0007* (0.0004)
<i>Cons</i>	46.4754*** (12.6605)	4.7160*** (0.5522)	-3.3486 (19.7053)	0.3910*** (0.1434)	0.5923*** (0.1555)	0.3397 (0.6375)	0.4610*** (0.1411)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
年份效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
省份效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
<i>N</i>	390	390	390	390	390	150	390
<i>R</i> <sup>2</sup>	0.9783	0.9880	0.9576	0.9450	0.9447	0.2540	0.9445

注:①控制变量同表8;②列(6)为了验证新型农业经营主体对粮食产能的影响,选取“粮食产业家庭农场数(*Farm*)”作为新型农业经营主体的代理变量,囿于数据可获得性,样本共计30省(西藏除外)×5年=90(2013—2017年);③除列(6)外其余列的样本共计30省(西藏除外)×13年=390(2005—2017年)。

## 2. 农业规模经营机制检验

首先考察农地规模经营的影响。表11(1)、(4)列表明,高标准农田建设政策对经营耕地10亩以上农户数具有显著的正向影响,经营耕地10亩以上农户数对粮食产能具有显著的正向影响,即模型设置中式(5)的 $\theta_1$ 和式(6)的 $\rho_2$ 均显著,说明中介效应的间接效应显著。同时表11(4)列表明,模型设置中式(6)的直接效应 $\rho_1$ 也正向显著,表示农地规模经营具有部分中介作用。

其次考察服务规模经营中农业纵向分工的影响。表11(2)、(5)列表明,高标准农田建设政策对农业机械化综合作业水平具有显著的正向影响,农业机械化综合作业水平在1%的统计水平上正向促进粮食产能的提升,即 $\theta_1$ 和 $\rho_2$ 均显著,间接效应 $\theta_1\rho_2$ 显著。表11(5)列显示,高标准农田建设政策实施对粮食产能具有显著促进效应,直接效应 $\rho_1$ 正向显著。由此可知,农业纵向分工起到部分中介作用。

最后考察服务规模经营中农业横向分工的影响。表11(3)、(6)列表明,高标准农田建设政策对赫芬达尔指数具有正向影响,赫芬达尔指数对粮食产能具有显著的正向影响,即 $\theta_1$ 和 $\rho_2$ 均显著。表11(6)列显示,高标准农田建设政策对粮食产能具有显著正向影响,即 $\rho_1$ 显著。由此可知,农业横向分工在高标准农田建设政策影响粮食产能中起到部分中介作用。

据此,假说H<sub>3</sub>得到验证。

## 六、结论与启示

粮食生产进入了以优质高产为特征的发展阶段,提高粮食产能是保障国家粮食安全的迫切需要。作为粮食生产的基础支撑,农田是影响粮食产能提升的重要因素,本文探究高标准农田建设政策实施对粮食产能的影响。研究发现:第一,高标准农田建设政策实施显著提升了粮食产能,采用平

表11 机制分析:农业规模经营

N=390

变量	<i>lnScale</i>	<i>Machine</i>	<i>HHI</i>	<i>Grain</i>		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
$Lconsolid_i \times I_t^{post}$	0.1080** (0.0488)	6.0002*** (2.2071)	0.0277* (0.0154)	0.0762*** (0.0182)	0.0673*** (0.0176)	0.0636*** (0.0152)
<i>lnScale</i>				0.0524*** (0.0203)		
<i>Machine</i>					0.0024*** (0.0004)	
<i>HHI</i>						0.6627*** (0.0536)
<i>Cons_</i>	0.9152** (0.3789)	62.2207*** (17.1410)	0.6013*** (0.1198)	0.4108*** (0.1416)	0.3077** (0.1382)	0.0602 (0.1217)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制
年份效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
省份效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
$R^2$	0.9960	0.9339	0.9716	0.9451	0.9488	0.9616

注:①控制变量同表8;②样本共计30省(西藏除外)×13年=390(2005—2017年)。

行趋势检验与政策动态效应评估的结果支持基准回归结论。第二,通过了解释变量滞后一期、替换变量、省份异质的时间趋势检验、安慰剂检验一系列稳健性检验,证明基准回归结果稳健。同时考虑研究期间相关政策如土地流转政策、土地确权政策、千亿粮工程、粮食生产支持政策对结果的干扰性,发现高标准农田政策实施增加了粮食产能。第三,异质性检验发现,在粮食主产区和非粮食主产区、平原地区和山地地区,政策实施对粮食产能均有显著提升作用,但是相比粮食主产区和平原地区,非粮食主产区和山地地区的政策实施对粮食产能提升的边际贡献更大;政策实施对粮食数量和粮食质量均有显著促进作用,对粮食质量的提升更明显。进一步分析发现政策实施主要促进粮食主产区的粮食数量增加和非粮食主产区的粮食质量提升,以及增加平原地区的粮食数量和促进山地地区粮食数量与粮食质量的提升。第四,机制检验发现,高标准农田建设政策实施通过提升耕地资源和农田水利资源从而提高粮食产能,进一步分析表明新型农业经营主体有助于提升粮食产能;同时政策实施通过扩大农地规模经营、促进农业纵向分工深化和农业横向分工卷入,从而提升粮食产能。

本研究结论为提升粮食产能提供了重要的政策启示。第一,要贯彻落实全国高标准农田建设规划,夯实粮食产能提升基础。按照建设总体要求,建改并举、注重质量和绿色生态,在重视粮食主产区高标准农田建设的基础上加大非粮食主产区的中低产田改造和高标准农田建设,促进粮食平衡区和主销区也承担保障国家粮食安全重任,协同推进三区的“饭碗一起端、责任一起扛”;多渠道增加丘陵山地高标准农田建设资金投入,确保农田改造提升和新建任务的保质保量完成,协同提升粮食数量与粮食质量。第二,要克服资源趋紧与要素流失并存制约。粮食生产是一项系统工程,高标准农田建设为要素优化配置提供基础,未来需要提高耕地、劳动力、水利、技术之间的有机整合,保持粮食生产补贴不减,加大农业保险支持力度,扩大资源利用效率。第三,要提高农业规模经营效率,适度扩大农地规模经营,拓展农业横向连片化、分工服务经营规模化,与此同时不断扩大市场容量,提升农业机械化综合作业水平,利用农业纵向分工对劳动力的替代、耕地质量的提高及绿色技术的采用等促进粮食产能提升。

## 参 考 文 献

- [1] 朱晶,李天祥,臧星月.高水平开放下我国粮食安全的非传统挑战及政策转型[J].农业经济问题,2021(1):27-40.
- [2] 王钢,钱龙.新中国成立70年来的粮食安全战略:演变路径和内在逻辑[J].中国农村经济,2019(9):15-29.
- [3] 韩杨.中国粮食安全战略的理论逻辑、历史逻辑与实践逻辑[J].改革,2022(1):43-56.

- [4] 梁志会,张露,张俊飏.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[J].中国农村经济,2021(4):123-144.
- [5] 尹成杰.后疫情时代粮食发展与粮食安全[J].农业经济问题,2021(1):4-13.
- [6] 何可,宋洪远.资源环境约束下的中国粮食安全:内涵、挑战与政策取向[J].南京农业大学学报(社会科学版),2021,21(3):45-57.
- [7] 崔宁波,董晋.主产区粮食生产安全:地位、挑战与保障路径[J].农业经济问题,2021(7):130-144.
- [8] 朱晶,臧星月,李天祥.新发展格局下中国粮食安全风险及其防范[J].中国农村经济,2021(9):2-21.
- [9] 许庆,陆钰凤,张恒春.农业支持保护补贴促进规模农户种粮了吗?——基于全国农村固定观察点调查数据的分析[J].中国农村经济,2020(4):15-33.
- [10] 王新刚,司伟.大豆补贴政策改革实现大豆扩种了吗?——基于大豆主产区124个地级市的实证[J].中国农村经济,2021(12):44-65.
- [11] YI F J, SUN D Q, ZHOU Y H. Grain subsidy, liquidity constraints and food security——Impact of the grain subsidy program on the grain-sown areas in China[J]. Food policy, 2015(50): 114-124.
- [12] 刘慧,秦富.粮食收储制度改革以来东北地区粮食质量提升情况与政策建议[J].经济纵横,2019(12):99-106.
- [13] GONG B L. New growth accounting[J]. American journal of agricultural economics, 2020, 102(2): 641-661.
- [14] 罗必良.论农业分工的有限性及其政策含义[J].贵州社会科学,2008(1):80-87.
- [15] 罗必良.论服务规模经营——从纵向分工到横向分工及连片专业化[J].中国农村经济,2017(11):2-16.
- [16] 徐志刚,谭鑫,郑旭媛,等.农地流转市场发育对粮食生产的影响与约束条件[J].中国农村经济,2017(9):26-43.
- [17] 卫龙宝,张艳虹,高叙文.我国农业劳动力转移对粮食安全的影响——基于面板数据的实证分析[J].经济问题探索,2017(2):160-167.
- [18] 高静,龚燕玲,武彤.新时代乡贤治村的嵌入逻辑与现实检验:双案例对照[J].农业经济问题,2021(4):110-120.
- [19] 苏岚岚,孔荣.农民金融素养与农村要素市场发育的互动关联机理研究[J].中国农村观察,2019(2):61-77.
- [20] 谢晓彤,朱嘉伟.耕地质量影响因素区域差异分析及提升途径研究——以河南省新郑市为例[J].中国土地科学,2017,31(6):70-78.
- [21] 戴思锐.中国农业发展:过往与未来[M].北京:中国农业出版社,2021.
- [22] 蔡保忠,曾福生.中国农业基础设施投资的粮食增产效应分析——基于省级面板数据的实证分析[J].农业技术经济,2017(7):31-40.
- [23] 张露,罗必良.规模经济抑或分工经济——来自农业家庭经营绩效的证据[J].农业技术经济,2021(2):4-17.
- [24] 魏后凯.“十四五”时期中国农村发展若干重大问题[J].中国农村经济,2020(1):2-16.
- [25] 胡新艳,戴明宏.高标准农田建设政策的粮食增产效应[J].华南农业大学学报(社会科学版),2022,21(5):71-85.
- [26] 周振,孔祥智.农业机械化对我国粮食产出的效果评价与政策方向[J].中国软科学,2019(4):20-32.
- [27] 冀名峰,李琳.农业生产托管:农业服务规模经营的主要形式[J].农业经济问题,2020(1):68-75.
- [28] 彭超,张琛.农业机械化对农户粮食生产效率的影响[J].华南农业大学学报(社会科学版),2020,19(5):93-102.
- [29] YANG J, HUANG Z H, ZHANG X B, et al. The rapid rise of cross-regional agricultural mechanization services in China[J]. American journal of agricultural economics, 2013, 95(5): 1245-1251.
- [30] 彭代彦.农业机械化与粮食增产[J].经济学家,2005(3):50-54.
- [31] 宦梅丽,侯云先.农机服务、农村劳动力结构变化与中国粮食生产技术效率[J].华中农业大学学报(社会科学版),2021(1):69-80,177.
- [32] 李晓亮,吴克宁,褚献献,等.耕地产能评价研究进展与展望[J].中国土地科学,2019,33(7):91-100.
- [33] 蒋和平,杨东群,郭超然.新冠肺炎疫情对我国农业发展的影响与应对举措[J].改革,2020(3):5-13.
- [34] 郭亚军.一种新的动态综合评价方法[J].管理科学学报,2002(2):49-54.
- [35] QIAN N. Missing women and the price of tea in China: the effect of sex-specific earnings on sex imbalance[J]. Quarterly journal of economics, 2008, 123(3): 1251-1285.
- [36] 王瑞峰,李爽,王红蕾,等.中国粮食产业高质量发展评价及实现路径[J].统计与决策,2020,36(14):93-97.
- [37] 陈龙江, MICHAEL R. 种子质量对中国玉米产出的影响[J].华南农业大学学报(社会科学版),2016,15(3):19-27.
- [38] 闵锐,李谷成.环境约束条件下的中国粮食全要素生产率增长与分解——基于省域面板数据与序列Malmquist-Luenberger指数的观察[J].经济评论,2012(5):34-42.
- [39] 闵薛超,史雪阳,周宏.农业机械化对种植业全要素生产率提升的影响路径研究[J].农业技术经济,2020(10):87-102.
- [40] DRISCOLL J C, KRAAY A C. Consistent covariance matrix estimation with spatially dependent panel data[J]. Review of economics and statistics, 1998, 80(4): 549-560.

## Influence of Well-facilitated Capital Farmland Construction Policy on Grain Productivity

GONG Yanling, ZHANG Yingliang

**Abstract** The construction of well-facilitated capital farmland is not only a national institutional arrangement but also a technological activity, and the technological progress in terms of factors is the essence of the well-facilitated capital farmland construction. This paper establishes a theoretical analysis framework of “institution+technology—grain productivity” and uses the continuous DID model to analyze the impact and mechanism of the implementation of well-facilitated capital farmland construction policy on grain productivity. The findings are as follows. Firstly, the implementation of well-facilitated capital farmland construction policy significantly improved the grain productivity, and the results remained significant through a series of robustness tests. Secondly, the heterogeneity analysis showed that the implementation of well-facilitated capital farmland construction policy has a higher marginal contribution to the improvement of grain productivity in non-major grain producing areas and mountainous areas compared with major grain producing areas and plain areas. The policy had a positive impact on both the quantity and quality of grain, with a more pronounced effect on promoting grain quality. The policy also promoted the increase of grain quantity in major grain producing areas and the improvement of grain quality in non-major grain producing areas, as well as the increase of grain quantity in plain areas and the double improvement of grain quantity and quality in mountainous areas. Thirdly, mechanism analysis showed that the implementation of well-facilitated capital farmland construction policy improved grain productivity by optimizing the allocation of production factors and promoting agricultural scale operation. This study provides a new perspective for understanding grain productivity, and also offers a new idea for promoting grain production capacity through the construction of well-facilitated capital farmland.

**Key words** grain productivity; well-facilitated capital farmland construction; allocation of production factors; agricultural scale operation; continuous DID; vertical and horizontal pull-off grade method

(责任编辑:陈万红)