

引用格式: 陈莉莉, 彭继权. 中国高标准农田建设政策对粮食生产能力的的影响及其机制[J]. 资源科学, 2024, 46(1): 145-159.  
[Chen L L, Peng J Q. Influence of high-standard farmland construction policy on grain production capacity and mechanism[J].  
Resources Science, 2024, 46(1): 145-159.] DOI: 10.18402/resci.2024.01.11

# 中国高标准农田建设政策对粮食生产能力的 影响及其机制

陈莉莉, 彭继权

(江西财经大学经济学院, 南昌 330013)

**摘要:**【目的】高标准基本农田建设是落实国家粮食安全战略的重要举措, 而如何提升粮食生产能力则是高标准农田建设政策实现“藏粮于地”的关键所在。【方法】本文基于2005—2020年的中国31个省份面板数据, 运用连续型双重差分法分析高标准农田建设政策对粮食生产能力的的影响及其作用机制。【结果】①高标准农田建设政策能够显著提升粮食生产能力, 对粮食单位面积产量有正向影响, 稳健性检验也证实了研究结果的可靠性。②异质性分析表明, 政策实施效果在粮食主产区更明显, 在南方地区也表现较强, 而在经济水平较高的东部地区却较弱。此外, 相比玉米而言, 政策对水稻和小麦生产能力提升作用更好。③作用机制检验表明, 高标准农田建设政策通过促进农业机械化、土地流转以及耕地复种来提升粮食生产能力。【结论】建议加大粮食主产区的高标准农田建设力度, 重视农田水利灌溉等配套设施的建设, 强化高标准农田的建后管护工作, 不断增强粮食综合生产能力, 强化粮食安全保障。

**关键词:** 高标准农田; 粮食安全; 粮食生产能力; 粮食单产; 连续型DID; 中国

DOI: 10.18402/resci.2024.01.11

## 1 引言

粮食安全是国家经济发展和社会稳定的重要基石, 中国一直奉行将“饭碗牢牢端在自己手中”的战略举措。随着“藏粮于地、藏粮于技”的实施, 中国粮食综合生产能力稳步提升, 2022年粮食产量达6.86亿t, 人均粮食占有量达483 kg, 粮食生产实现“十九连丰”。然而, 全球化贸易动荡、耕地非粮化和极端气候等因素正危及着粮食系统的稳定性和安全性, 使得粮食供给安全仍处于“紧平衡”状态<sup>[1]</sup>。中国人多地少的基本国情决定着耕地是稀缺农业资源, 保证耕地安全和利用效率是确保粮食安全的前提条件。长期以来, 虽然化肥和农药的大量使用极大提高了粮食单产, 但出现了土壤结构变差、土

壤板结、地力下降等土壤质量问题, 使得耕地基础地力对粮食生产的贡献率为50%~60%, 比40年前还要低10%左右<sup>①</sup>。与此同时, 耕地地形条件不优、水资源与耕地资源空间分布不匹配、耕地后备资源分布零散也制约着耕地质量提升, 以上这些问题导致中国的耕地资源利用率较低, 极大影响着粮食生产能力的提升。

高标准农田建设作为国家层面的公共产品, 是“藏粮于地”战略的主要抓手。1997年国务院提出要大力推进土地整治工作, 2005年中央一号文件强调要增加农业综合开发投入来加强高标准基本农田建设, 2011年国土资源部印发的《高标准基本农田建设规范(试行)》标志着高标准农田建设进入综

收稿日期: 2023-06-20, 修订日期: 2023-09-29

基金项目: 国家自然科学基金项目(72063012); 江西省社会科学基金项目(23YJ12; 20190419); 江西财经大学第十八届学生科研课题项目(20231015112507556)。

作者简介: 陈莉莉, 女, 湖北黄冈人, 博士研究生, 研究方向为农村经济。E-mail: 2202210042@stu.jxufe.edu.cn

通讯作者: 彭继权, 男, 湖北仙桃人, 副教授, 研究方向为农村经济。E-mail: pengjiqian@jxufe.edu.cn

① 数据来源于《2019年中国土壤环境质量报告》。

合整治阶段。2021年农业农村部计划到2030年要完成12亿亩的建设任务,用以保证1.2万亿斤以上的粮食产能。高标准农田建设作为提升土地要素质量的重要方式,理论上能有效解决耕地碎片化、质量下降、设施不配套等问题,以达到农业规模化、标准化、专业化经营的目的,并有效推动农业经营方式、生产方式、资源利用方式转变,使得农业综合效益和竞争力进一步增强。从长远来看,高标准农田建设能对农田抗灾能力、水土资源利用率和耕地产出率起到至关重要的作用<sup>[2]</sup>,能为促进粮食生产提质增量带来新的机遇。基于此,高标准农田建设对粮食生产能力的的作用机制如何?不同地区之间是否存在差异性?这些问题的回答对于优化高标准基本农田建设和保障粮食安全意义重大。

目前学界更多是从土地要素配置角度来分析粮食生产问题,研究主要集中在以下3个方面:①土地治理与粮食生产。大多数学者通过研究都肯定了土地整治在稳定粮食产出中的贡献,但其贡献率存在明显的区域差异,主产区的土地整治效果最明显、主销区和平衡区次之<sup>[3]</sup>。而且,在众多的土地整治工程中,高标准农田建设的粮食增产效果最明显,其他工程的粮食增产效果相对较弱<sup>[4]</sup>;②耕地保护与粮食生产。既有研究认为只有在保障耕地资源安全的前提下,充分发挥耕地资源的持续利用,才能不断提高粮食生产能力和产量<sup>[5]</sup>。其中,以耕地保护与空间布局优化为核心的耕地占补平衡制度在约束和遏制非农建设大量占用耕地、保障耕地资源安全和国家粮食安全方面发挥着积极作用<sup>[6]</sup>。此外,从确保耕地资源信息准确、耕地数量和质量安全、耕地土壤健康等方面采取措施来加强耕地保护,从而促进粮食生产<sup>[7]</sup>。③土地利用与粮食生产。粮食生产与土地利用息息相关,土地资源优化配置的资源承载力调控是保障粮食安全的重要政策工具<sup>[8]</sup>,一般能够通过调整土地利用结构来解决耕地保护、保障粮食安全和增加农民收入之间的矛盾<sup>[9]</sup>,也可以通过优化农用地布局重塑全球农田生态系统,建立可持续集约化农业以提高粮食生产能力<sup>[10]</sup>。

随着高标准农田建设的持续推进,学者们更多从质性层面探究高标准农田建设与粮食生产的关系,比较有代表性的是刘巧芹等<sup>[11]</sup>从理论上梳理了

高标准农田建设对粮食单产贡献率的影响机制。也有少部分学者运用实证方法进行分析,例如胡新艳等<sup>[2]</sup>运用计量模型分析了高标准农田建设对粮食增产的影响,但仅关注了粮食总产量问题。不少学者认为建设高标准农田对粮食生产有积极作用,主要是从以下几个方面进行论证:①高标准基本农田的基建效应。高标准基本农田建设能补齐农业基础设施短板、增强农田防灾抗灾减灾能力和聚集现代生产要素,进而提高耕地的粮食生产潜力<sup>[12]</sup>。②高标准基本农田的资源配置效应。高标准基本农田能够促进土地流转,降低耕地碎片化程度,提高农业机械化应用水平和推进农业生产专业化,从而对粮食生产产生积极作用<sup>[13,14]</sup>。③高标准基本农田的土地整治效应。高标准农田建设能改善耕地质量整体偏低、污染严重和占优补劣现象<sup>[15]</sup>,挖掘耕地资源生产潜力<sup>[16,17]</sup>,保障粮食安全。然而,也有学者认为高标准农田建设会破坏耕地原有生态系统,改变土地自然布局,不利于粮食生产<sup>[18]</sup>。

已有研究更多是关注高标准基本农田建设对粮食总产量或某一种主粮生产的影响,探讨政策实施的区域异质性效应还不够,在数据使用上也缺乏一定的时效性;此外,也未细致分析高标准基本农田建设对粮食生产能力的的影响机制。鉴于此,本文基于2005—2020年的中国31个省份面板数据,以高标准农田建设政策为评估对象,运用连续型双重差分模型分析高标准农田建设政策对粮食生产能力的的影响及作用机制,试图为持续保障中国粮食安全和优化高标准农田建设政策提供决策参考。

## 2 理论分析与研究假设

### 2.1 政策实施通过促进农业机械化来提高粮食生产能力

农业机械化在转变农业生产方式中发挥着重要的支撑作用,是中国实现农业现代化的必由之路<sup>[19]</sup>。但是,中国农业机械化水平并不高,这主要是由于家庭联产承包责任制造成了耕地细碎化的经营格局,严重制约着大规模机械化作业的可能。高标准农田建设的重要目标之一就是对农田进行宜机化改造,改变原有碎片化的土地经营格局,提高农业生产全程机械化和促进农业转型升级<sup>[20]</sup>。具体而言,一方面,高标准基本农田建设改变了耕地格局,为农业机械使用提供可能。通过减少田埂、沟渠等

2024年1月

土地平整工程,将零散地块归并,既增加了耕地面积,又减少了耕地碎片化和规模狭小对农业机械化操作的阻碍;另一方面,高标准基本农田建设改善耕地自然条件,为农业机械操作创造良好的农业生产条件。通过田块修筑等工程减小农用地坡度,增加田块表面覆土,从而改变耕地的有效土层厚度和有机质含量,提高耕作便利度,方便丘陵地区的农业机械操作。同时,农业机械使用能降低劳动成本与农药除草防虫等植保成本<sup>[21-24]</sup>,提高粮食生产的比较收益,也能为耕地复种提供可能,提高农业综合生产能力和土地产出率<sup>[25,26]</sup>,从而增加单位粮食产出。

## 2.2 政策实施通过促进土地流转来提高粮食生产能力

规模经营是粮食生产增效的有力途径<sup>[27]</sup>,土地细碎化不利于粮食生产实现规模经营<sup>[28,29]</sup>。比较收益是粮食生产经营决策的重要考量方面,通过扩大经济规模获取粮食收益最大化是理性经济人的基本逻辑。高标准农田建设能够整合零散的土地,将小田归并为大田,实现土地平整与集中连片经营<sup>[30]</sup>,形成土地流转促进规模经营的有利局面。具体体现在:一方面,高标准农田建设通过农田基础设施建设工程和农田地力提升工程改善耕地地力条件,提高土壤通透性和保水保肥能力,以达到提升耕地质量水平的目的。耕地质量的提升能有效降低要素投入的成本<sup>[31]</sup>,同时提高农业生产便利程度与土地产出率,从而吸引农业经营主体转入土地。另一方面,经过土地整治后的高标准农田更能被农地流转市场认可,方便进入农地流转市场进行交易,且耕地产出效率的提升也会抬高农地流转价格,增加农地承包户转出土地的意愿。同时,流转出去的土地会推进农业适度规模经营,能够起到优化农地资源配置和提升农业生产效率的作用,从而进一步提升粮食生产能力<sup>[32]</sup>。

## 2.3 政策实施通过促进耕地复种来提高粮食生产能力

复种指数是衡量耕地集约利用程度的主要指标<sup>[33]</sup>,保障粮食安全不仅要有足够的耕地面积,还需要提高耕地利用效率<sup>[34]</sup>。在有限的耕地资源上,通过科学复种挖掘耕地生产潜力,提升粮食生产能力。具体而言:①促使农户减少耕地抛荒,改善季

节性撂荒现象。城镇化使得农村劳动力大量外流,导致部分地区的粮食耕作由双季稻转变为单季稻,形成了季节性撂荒现象<sup>[33]</sup>。而耕地抛荒行为背后的原因就是粮食比较收益较低,农田基础设施的落后也加剧了种粮风险,使得农户难以通过种粮获利<sup>[35]</sup>。高标准基本农田建设通过水渠硬化可以完善田间排灌设施,不仅能提高灌溉效率,还能保障生长期内粮食作物的灌溉需求,减少水旱灾害对粮食生产的影响<sup>[31]</sup>,改变粮食生产“望天吃饭”的弱质性特征,增强农户风险抵抗能力和种粮比较收益,减少耕地抛荒行为。②为耕地复种提供更多可能。随着高标准农田建设项目的推进,农地耕作条件的改善能提升农业机械应用水平和降低农业劳动强度,从而缩短粮食生产时间,为“早稻抢收、晚稻抢种”提供保障,耕地复种指数的增加也就能提高粮食生产潜力。

基于上述分析,提出如下研究假设:

H1:高标准农田建设政策实施能够提升粮食生产能力。

H2:高标准农田建设政策实施通过促进农业机械化、土地流转以及耕地复种,从而提升粮食生产能力。

## 3 数据来源、变量说明与研究方法

### 3.1 数据来源

本文利用2005—2017年中国31个省份面板数据(不包括港澳台地区)来评估高标准农田建设政策对粮食生产能力的影响。其中,高标准农田建设面积、农业综合开发投资额和财政支农力度等数据来源于《中国财政统计年鉴》;农村劳动力受教育年限、农村劳动力数量、塑料薄膜使用量、农村人均发电量、耕地面积、灌溉面积占比、粮食单位面积产量、水稻单位面积产量、小麦单位面积产量、玉米单位面积产量和农业技术人员等数据来源于《中国农村统计年鉴》和《中国统计年鉴》;气候数据来源于中国气象科学数据网。另外,通过插值法和比例法补充2018—2020年的高标准农田建设相关数据。主要变量的描述性统计见表1。

### 3.2 变量说明

#### 3.2.1 被解释变量

被解释变量为粮食生产能力。参考陈帅等<sup>[36]</sup>的



表1 变量描述性统计

Table 1 Descriptive statistics of variables

变量名称	计算方法	均值	标准差
粮食单产	粮食产量/播种面积/(万 kg/hm <sup>2</sup> )	0.5025	0.1062
水稻单产	水稻产量/播种面积/(万 kg/hm <sup>2</sup> )	0.6796	0.1207
小麦单产	小麦产量/播种面积/(万 kg/hm <sup>2</sup> )	0.3754	0.1356
玉米单产	玉米产量/播种面积/(万 kg/hm <sup>2</sup> )	0.5306	0.1138
高标准农田面积占比	高标准农田面积/耕地面积	0.3684	0.2373
单位面积综合开发投资额	综合开发投资额/耕地面积/(万元/hm <sup>2</sup> )	0.6777	0.8011
教育水平	农村人均受教育年限	8.4989	1.2910
农村劳动力占比	农村劳动力/农村人口	0.6954	0.2451
灌溉面积占比	灌溉面积/耕地面积	0.5099	0.2408
单位面积塑料薄膜	(塑料薄膜使用量/耕地面积)×粮食播种面积占比/(kg/hm <sup>2</sup> )	2.1677	0.9627
单位面积化肥使用	(化肥施用量/耕地面积)×粮食播种面积占比/(万 kg/hm <sup>2</sup> )	0.0382	0.0492
农业技术人员	每千人农业技术人员数量/人	1.0641	0.7103
财政支农力度	农林水事务支出/一般公共预算支出	0.0512	0.1784
日均日照时间	年日照时长/365/(小时/天)	5.6919	1.3721
年均气温	全年各日的日平均气温的算术平均值/℃	13.1414	5.7232
日均降雨量	年降雨量/365/(mm/天)	11.1597	13.2484
粮食主产区	1=粮食主产区;0=非粮食主产区	0.4194	0.4938
地区类型	1=东部;2=中部;3=西部 <sup>(a)</sup>	2.0323	0.8614
地理特征	1=北方;0=南方	0.4839	0.5001
受灾率	受灾面积/播种面积	0.2245	0.1601
地均农机总动力	农机总动力/耕地面积/(万 kW/hm <sup>2</sup> )	0.7410	0.5387
土地流转占比	土地流转面积/承包面积	0.2034	0.1817
复种指数	播种面积/耕地面积	1.2305	0.4457

注:(a)东部地区包括北京、天津、河北、辽宁、上海、江苏、浙江、福建、山东、广东、海南等11个省份;中部地区包括山西、吉林、黑龙江、安徽、江西、河南、湖北、湖南等8个省份;其余12个省份为西部地区。

研究,以粮食单位面积产量表征,根据粮食总产量除以粮食总播种面积计算得出。

### 3.2.2 核心解释变量

核心解释变量为高标准农田建设政策。采用高标准农田建设面积占比与政策实施时点的交互项作为核心解释变量。考虑到农业综合开发投资主要是改造中低产田和整治土地,也能反映高标准农田建设政策的实施情况,据此采用单位面积农业综合开发投资额和政策实施时点变量的交互项作为核心解释变量的替代变量进行稳健性检验。

### 3.2.3 控制变量

除了高标准农田建设政策会影响粮食生产之外,其他因素也会对粮食生产产生影响,因此在模型中需要加以控制。本文选取以下控制变量:农村教育水平,采用农村人均受教育年限进行衡量;农村劳动力占比,采用农村劳动力与农村人口的比值

进行衡量;灌溉面积占比,采用灌溉面积与耕地面积的比值进行衡量;单位面积塑料薄膜,采用粮食生产单位面积塑料薄膜使用量进行衡量;单位面积化肥使用,采用粮食生产单位面积化肥施用量进行衡量;农业技术人员,采用每千人农业技术人员数量进行衡量;财政支农力度,采用农林水事务支出与一般公共预算支出的比值进行衡量;日均日照时间;年均气温;日均降雨量;受灾率,采用受灾面积和播种面积进行衡量。

### 3.2.4 机制变量

根据前文的理论假设,分别将地均农机总动力、土地流转占比、复种指数作为农业机械化、土地流转和耕地复种机制的代理变量。

### 3.2.5 描述性统计分析

图1刻画了2005—2017年高标准农田面积占比与粮食产量的变化趋势,对核心变量之间的关系

2024年1月

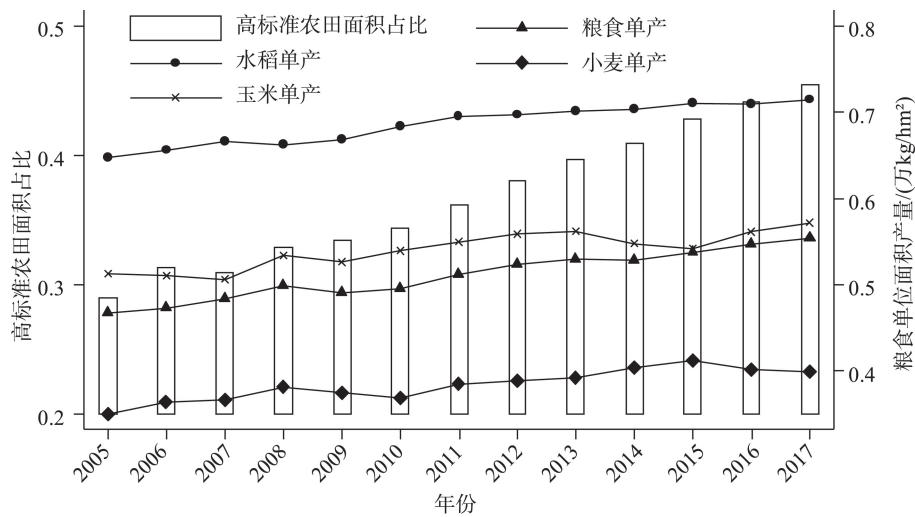


图1 2005—2017年高标准农田面积占比与粮食单产关系图

Figure 1 Relationship between the proportion of high-standard farmland area and grain yield per unit area, 2005-2017

进行描述性统计,初步展示了政策实施与粮食生产之间的动态关系。可以发现,自2011年高标准农田建设政策实施后,高标准农田建设面积与粮食单位面积产量都呈现增长态势,两者动态趋势基本一致,而三大粮食作物单位面积产量自2011年后总体也呈上升趋势,说明高标准农田建设政策实施对粮食单产提升具有促进作用。

### 3.3 研究方法

高标准农田建设政策2011年开始全国范围内实施,该政策强调在实施过程中应结合地方特点分区域推进,因此高标准农田在各省的建设面积与时点均存在较大差异,而普通双重差分模型无法剔除该政策实施年份和区域异质性,进而无法有效评估其政策效应,需要借助连续型双重差分模型进行评估。相较于普通双重差分模型,连续型双重差分模型在不改变原有性质的前提下,能准确评估政策实施的影响。另外,高标准农田建设并不仅仅是政策实施与否的问题,而是高标准农田建设面积占比高还是占比低的问题,需要使用“高标准农田面积占比”这一连续型变量来区分实验组(高标准农田面积占比高的样本)与控制组(高标准农田面积占比低的样本)。

#### 3.3.1 基准回归模型

为识别高标准农田政策实施对粮食生产能力的影响,构建以下实证模型:

$$food_{it} = \beta_0 + \beta_1 LH_i \times I_t^{post} + \beta_2 Control_{it} + \delta_i + \theta_t + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

式中:  $food_{it}$  是被解释变量,即为第  $i$  个省份  $t$  时期的粮食单位面积产量,以此代表粮食生产能力;  $LH_i \times I_t^{post}$  是核心解释变量,其中  $LH_i$  代表高标准农田建设面积占比,  $I_t^{post}$  代表政策实施时点的虚拟变量,即当  $t \geq 2011$  时,  $I_t^{post}$  取值为1,当  $t < 2011$  时,  $I_t^{post}$  取值为0;  $Control_{it}$  代表控制变量,包括教育水平、农村劳动力占比、灌溉面积占比和单位面积塑料薄膜等。此外,  $\beta_0$  为常数项;  $\beta_1$  表示政策效应,为本文重点关注的重点;  $\beta_2$  为各控制变量的系数;  $\delta_i$  表示省份固定效应;  $\theta_t$  表示年份固定效应;  $\varepsilon_{it}$  为随机误差项。

#### 3.3.2 平行趋势检验模型

连续型双重差分模型估计的前提需满足平行趋势假设,即政策实施前实验组和控制组的粮食生产能力不会随着时间的变化呈现出显著差异。将式(1)中的  $LH_i \times I_t^{post}$  替换为表示高标准农田政策实施前与实施后若干年份的虚拟变量,构建以下模型进行检验:

$$food_{it} = \beta_0 + \sum_{t=2005}^{2017} \beta_t LH_i \times D_t + \beta_2 Control_{it} + \delta_i + \theta_t + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

式中:  $D_t$  表示年份虚拟变量。将政策实施前7年作为基准实验,描述估计系数  $\beta_t$  的变动趋势及95%置

信区间。如果政策能够显著影响粮食生产能力,那么在政策实施前( $2005 \leq t < 2011$ ),估计系数  $\beta_t$  的变动趋势应该是相对平稳,在政策实施后( $2011 \leq t \leq 2017$ ),估计系数  $\beta_t$  将发生显著变化。

## 4 结果与分析

### 4.1 基准回归模型估计结果

表2报告了高标准农田建设对粮食生产的影响效应,列(1)为未纳入控制变量的省级层面聚类稳健标准误的估计结果,列(2)–(4)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 Bootstrap 自助法随机抽样 1000 次后获得标准误的估计结果。可以发现,在同时控制省份和年份效应的条件下,无论是否纳入控制变量,4种标准误的

估计结果都显示高标准农田建设政策对粮食生产存在显著正向影响,说明估计结果较为稳健。各模型纳入控制变量后的估计系数均为 0.3960,表明政策实施能显著增加粮食单位面积产量,假设 1 得到验证。

### 4.2 平行趋势检验与政策动态效应

#### 4.2.1 平行趋势检验

进一步运用式(2)对模型进行平行趋势检验,为避免模型估计中出现多重共线性问题,在做平行趋势检验时需要删掉一期作为基准组,出于分析年份连续性的考虑,将 2005 年作为基准组。图 2 为根据回归结果描绘的时间趋势图,直观展示了估计系数  $\beta_t$  的变动趋势及 95% 置信区间。由图 2 可知,在

表2 基准回归结果

Table 2 Results of benchmark regression

变量	(1) 省级聚类标准误	(2) 普通标准误	(3) 稳健标准误	(4) 省级聚类标准误	(5) Bootstrap1000次
$LH_t \times I_t^{post}$	0.4420*** (0.0748)	0.3960*** (0.0316)	0.3960*** (0.0178)	0.3960*** (0.0621)	0.3960*** (0.0806)
教育水平		0.0203** (0.0098)	0.0203** (0.0067)	0.0203** (0.0082)	0.0203 (0.0288)
农村劳动力占比		0.0633* (0.0360)	0.0633* (0.0311)	0.0633 (0.0377)	0.0633 (0.0465)
灌溉面积占比		0.1320*** (0.0430)	0.1320** (0.0597)	0.1320** (0.0576)	0.1320* (0.0767)
单位面积塑料薄膜		0.0734*** (0.0150)	0.0734*** (0.0141)	0.0734*** (0.0265)	0.0734** (0.0300)
单位面积化肥使用		0.5970*** (0.1190)	0.5970*** (0.1730)	0.5970** (0.2390)	0.5970** (0.2390)
农业技术人员		0.0231*** (0.0033)	0.0231*** (0.0029)	0.0231*** (0.0024)	0.0231*** (0.0029)
财政支农力度		0.4900*** (0.0821)	0.4900*** (0.0517)	0.4900*** (0.1050)	0.4900*** (0.1330)
日均日照时间		-0.0092 (0.0168)	-0.0092 (0.0101)	-0.0092 (0.0164)	-0.0092 (0.0161)
年均气温		0.0055 (0.0141)	0.0055 (0.0148)	0.0055 (0.0117)	0.0055 (0.0128)
日均降雨量		-0.0085 (0.0144)	-0.0085 (0.0119)	-0.0085 (0.0126)	-0.0085 (0.0129)
常数项	0.4830*** (0.0165)	0.5780** (0.2280)	0.5780*** (0.1660)	0.5780** (0.2380)	0.5920* (0.3230)
$R^2$	0.8720	0.9345	0.9543	0.9562	0.9840

注:\*\*\*、\*\*、\*分别表示在 1%、5%、10%的水平上显著,括号内的数字为标准误。下同。

2024年1月

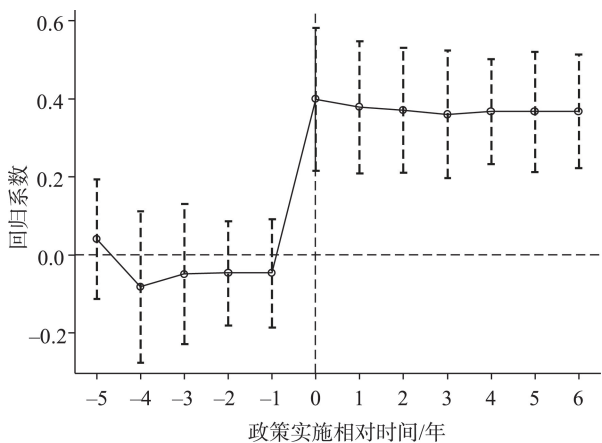


图2 2005—2017年高标准农田建设政策对粮食生产的动态影响

Figure 2 Dynamic impact of high-standard farmland construction policy on grain production, 2005-2017

政策实施前(2011年之前),回归系数  $\beta_i$  都为负值,控制组省份和实验组省份 95%的置信区间均包含了 0 值,这表明政策实施前回归系数  $\beta_i$  在各年份之间不存在显著差异的原假设成立;政策实施当年以及以后的系数都显著为正,这表明政策实施能显著提高粮食生产能力,充分证明了高标准农田建设政策的有效性。由以上可以判定平行趋势检验通过。

4.2.2 政策动态效应

高标准农田建设政策实施对粮食生产动态影响的估计结果见表 3,列(1)、(2)分别是未纳入和纳入控制变量的估计结果。由表 3 可知,政策实施当年(2011 年)的估计系数显著为正,纳入控制变量后的估计系数为 0.3980,表明政策实施显著增加了粮食生产;自政策实施后 6 年(2012—2017 年),估计系数均显著为正且变动不大,这说明随着政策的推行,粮食增产效果具有平稳性和持续性。

4.3 稳健性检验

上述研究结果证明了政策实施促进了粮食生产,并形成了持久的政策效应,但研究结果仍可能受到遗漏变量和样本自选择等问题的干扰。为提高模型估计稳健性,继续通过改变政策实施时点、替换因变量和替换核心解释变量的方式进行稳健性检验,检验结果如表 4 所示。

4.3.1 改变政策实施时点

由于上述回归结果基于 2005—2017 年的全样本,但政策发生在 2011 年,说明政策实施前的时期

表3 高标准农田建设政策的动态效应估计

Table 3 Dynamic effect estimation of high-standard farmland construction policies

变量	(1)	(2)
	未纳入控制变量	纳入控制变量
$LH \times 2006$	-0.0346 (0.0902)	0.0395 (0.0750)
$LH \times 2007$	-0.1670 (0.0989)	-0.0828 (0.0950)
$LH \times 2008$	-0.0888 (0.0956)	-0.0499 (0.0880)
$LH \times 2009$	-0.0822 (0.0770)	-0.0465 (0.0655)
$LH \times 2010$	-0.0760 (0.0759)	-0.0471 (0.0675)
$LH \times 2011$	0.4420*** (0.1030)	0.3980*** (0.0894)
$LH \times 2012$	0.4060*** (0.0923)	0.3780*** (0.0829)
$LH \times 2013$	0.3990*** (0.0874)	0.3700*** (0.0783)
$LH \times 2014$	0.3630*** (0.0841)	0.3590*** (0.0798)
$LH \times 2015$	0.3790*** (0.0759)	0.3670*** (0.0660)
$LH \times 2016$	0.3870*** (0.0761)	0.3670*** (0.0754)
$LH \times 2017$	0.4000*** (0.0827)	0.3670*** (0.0711)
地区效应	控制	控制
年份效应	控制	控制
控制变量	未控制	控制
常数项	0.5040*** (0.0233)	0.5920** (0.2540)
$R^2$	0.8860	0.9480

较长。为了检验实验结果的稳健性,选取 2008 年和 2010 年作为政策实施时点进行安慰剂检验,结果如表 4 的列(1)、(2)所示,政策实施对单位粮食产量的影响为负且均不显著。这表明政策实施前并无政策影响,该估计结果与前文保持一致。

4.3.2 替换因变量

考虑到使用粮食单位面积产量作为因变量,可能存在选取指标偶然性的问题。因此,继续通过替换因变量对模型进行稳健性检验,具体做法是将因变量粮食单位面积产量替换为粮食总产量和粮食



表4 模型稳健性检验

Table 4 Robustness test of the model

变量	(1) 2008年为 政策时间	(2) 2010年为 政策时间	(3) 替换因变量: 粮食总产量	(4) 替换因变量: 粮食总播种面积	(5) 替换核心解释变量: 农业综合项目投资额	(6) 替换核心解释变量: 滞后一期
$LH_i \times I_i^{post}$	-0.0323 (0.0212)	-0.0314 (0.0217)	0.7820*** (0.0953)	0.1370*** (0.0168)		0.3960*** (0.0621)
$AI_i \times I_i^{post}$					0.0786*** (0.0164)	
地区效应	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
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制
常数项	0.6041*** (0.1190)	0.6563*** (0.1180)	0.7030*** (0.1410)	0.0669*** (0.0138)	0.5510** (0.2500)	0.5780** (0.2380)
$R^2$	0.9260	0.9260	0.9420	0.9530	0.9540	0.9360

总播种面积分别进行回归,估计结果见表4的列(3)、(4),回归系数仍然在1%水平显著且为正向影响,这说明模型具有较强的稳健性。

#### 4.3.3 替换核心解释变量

农业综合项目投资额( $AI_i$ )也能反映高标准农田建设政策实施状况。因此,继续采用农业综合项目投资额与政策实施时点的虚拟变量的交互项( $AI_i \times I_i^{post}$ )作为核心解释变量进行估计。结果见表4列(5),交互项的回归系数为0.0786,且在1%水平上显著,表明政策实施对粮食单位面积产量仍然具有显著的促进作用;此外,考虑政策实施对粮食生产可能存在滞后影响,将核心解释变量替换为高标准农田建设滞后一期,以考察政策实施影响粮食生产的滞后效应。结果见表4列(6),单位面积粮食产量回归系数仍然在1%显著性水平下为正,与基

准回归一致,这表明原模型估计结果比较稳健。

#### 4.4 异质性分析

##### 4.4.1 粮食生产功能区的异质性

考虑到各省份具有不同的农业功能区定位,政策实施的作用可能存在差异,为检验不同农业功能区政策实施的异质性影响,将样本划分为粮食主产区和非粮食主产区进行回归。如表5中的列(1)、(2),政策实施的粮食增产效应具有区域异质性,能够显著提升粮食主产区和非主产区的单位面积产量,而粮食主产区的系数大于非主产区,分别为0.5970和0.4120。这主要是由于,一方面,高标准农田建设是国家巩固和提高粮食生产能力、保障国家粮食安全的“托底”政策,因此在粮食主产区的政策试点与推行上有所倾斜,并取得较好的政策实施效果;另一方面,由于2001年粮食生产功能区划分后

表5 基于粮食功能区和区域经济发展的异质性分析

Table 5 Heterogeneity analysis based on grain functional zones and regional economic development

变量	(1) 主产区	(2) 非主产区	(3) 东部	(4) 中部	(5) 西部
$LH_i \times I_i^{post}$	0.5970*** (0.1620)	0.4120*** (0.0631)	0.1160 (0.2700)	0.2260*** (0.0571)	0.3860** (0.1520)
地区效应	控制	控制	控制	控制	控制
年份效应	控制	控制	控制	控制	控制
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制
常数项	0.6670*** (0.1370)	0.1180*** (0.0301)	0.8330*** (0.1700)	0.4190*** (0.1420)	0.5610*** (0.1150)
$R^2$	0.9270	0.9300	0.9470	0.9301	0.9340



2024年1月

影响了非粮食主产区域的种植结构,此区域多用于生产附加值高的经济作物,粮食生产逐年减少,因而高标准农田政策对非粮食主产区域粮食生产的影响较小。

4.4.2 地理区域的异质性

考虑到不同地区的土壤条件、经济发展状况等存在差异,继续将样本划分为东部、中部及西部来探讨政策实施的地理区域异质性。表5的列(3)–(5)分别报告了3个地区的政策效应,西部和中部地区政策实施的影响显著为正,东部地区的估计结果则不显著,且西部地区的回归系数比中部地区更大,表明西部地区的政策效应更强。这一结果产生的原因在于,西部地区的农业资源禀赋与经济发展水平较差,政策实施对改善西部地区农业生产条件的贡献更大;同时粮食主产区大量分布于中部地区,其粮食生产基础和粮食安全生产的政治使命决定了中部地区政策效果也更为显著;而东部地区由于经济发展相对发达,土地要素的高附加值使其更倾向发展于二、三产业。

4.4.3 南北主粮种植格局的异质性

由于气候条件和资源禀赋的差异,南方和北方耕作制度和种植的农作物都有各自特点。鉴于此,进一步考察政策实施对北方和南方地区粮食生产的异质性影响,将样本划分为以种植小麦为主的北方和以种植水稻为主的南方进行回归。结果如表6的列(1)、(2),北方和南方地区的单位面积粮食产量回归系数均在1%显著性水平下为正,且北方地区估计参数小于南方地区,分别为0.4130和0.4520。这表明政策实施对南方地区的粮食生产的

影响更大。值得注意的是,中国超过80%的稻谷主产区域在南方地区,多属于亚热带和热带季风气候区。这两个气候区在夏季极易发生洪涝灾害,导致稻谷减产较大。农业基础设施尤其是农田水利设施可以缓解稻谷生产经常面对的自然灾害,在一定程度上改变了“望天吃饭”的困境。

4.4.4 粮食种类的异质性

为了检验政策实施对不同粮食作物生产的影响差异,选取小麦、玉米和水稻三大主粮作物进行检验。由表6的列(3)–(5),政策实施对水稻、小麦和玉米单位面积产量的估计系数分别为0.4930、0.2180、0.3440,且均通过1%显著性水平,说明高标准农田建设政策对各类主粮单产均有显著提升作用,且政策实施对水稻、小麦单产提高的作用更强。对于这一结果的解释为:玉米良种技术的突破以及自身生长适应性较强的特性,使其对耕地质量的要求不高。较易受洪涝灾害影响的水稻和小麦对耕地质量与农业基础设施的要求更高,而高标准农田的防灾抗灾作用正好能够缓解可能面临的洪涝灾害。

4.5 作用机制分析

上文的理论假设认为,高标准农田建设能通过促进农业机械化、土地流转、耕地复种3条机制来影响粮食生产能力。为了进一步验证这3条作用机制,采用三步法进行检验,回归结果如表7所示。

4.5.1 农业机械化机制

表7中列(1)表明政策实施对地均农机总动力有显著的正向影响,说明政策实施能够提高农业机械化水平,诚如前文理论分析部分所述,高标准农

表6 基于区位种植特点和粮食作物类型的异质性分析

Table 6 Heterogeneity analysis based on regional planting characteristics and grain crop types

变量	(1) 北方	(2) 南方	(3) 水稻	(4) 小麦	(5) 玉米
$LH_i \times I_i^{post}$	0.4130*** (0.0652)	0.4520*** (0.1090)	0.4930*** (0.0986)	0.2180*** (0.0689)	0.3440*** (0.0624)
地区效应	控制	控制	控制	控制	控制
年份效应	控制	控制	控制	控制	控制
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制
常数项	0.9390* (0.4610)	-0.7240 (0.6310)	0.4440* (0.2170)	0.6760** (0.2840)	0.3220* (0.1770)
$R^2$	0.9040	0.8860	0.8980	0.8700	0.8690

表7 作用机制检验

Table 7 Mechanism of impact test

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	农业机械化	粮食单产	土地流转	粮食单产	复种指数	粮食单产
$LH_i \times I_i^{post}$	1.9110*** (0.5810)	0.3160*** (0.0606)	0.2810*** (0.0617)	0.2530*** (0.0531)	1.9480*** (0.3900)	0.3080*** (0.0543)
农业机械化		0.0417*** (0.0085)				
土地流转				0.5110*** (0.0872)		
复种指数						0.0452*** (0.0099)
地区效应	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
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制
常数项	-0.1140 (1.4340)	0.5830** (0.2150)	0.3840* (0.2170)	0.3820* (0.1880)	1.8220 (1.1220)	0.4950** (0.2090)
$R^2$	0.9420	0.9370	0.9300	0.8930	0.8780	0.9540

田建设通过对农田进行宜机化改造,推动机耕道建设和地块整合,解决了地块零散、坡地农田等问题,提高了机械化生产的适应性水平,为农业机械化发展创造了有利条件。列(2)中的地均农机总动力和政策交互项变量都通过了显著性检验,说明在控制了高标准农田建设政策的影响后,中介变量人均农机总动力对粮食单产的影响依然显著。这意味着农业机械化在政策实施对粮食生产的影响中存在部分中介作用,农业机械使用能降低劳动成本与要素投入,提升粮食生产效率,减少农业生产环节损耗,从而增加单位粮食产出。因此,此机制得以检验。

#### 4.5.2 土地流转机制

土地流转机制的检验结果见表7的列(3)、(4),列(3)表明政策实施对土地流转的估计系数为0.2810,且通过1%显著性水平,说明政策实施能显著促进土地流转,一方面,高标准农田建设通过改善耕地地力条件,能提升耕地质量水平和减少农业生产成本,从而吸引农业经营主体转入土地。另一方面,高标准农田建设能提升农地交易价值,也更能方便土地进入农地流转市场,促进农村土地承包户将土地转出。列(4)中的中介变量土地流转占比和政策交互项变量都通过了显著性检验,说明在控制了高标准农田建设政策的影响后,中介变量土地流转占比对粮食单产依然存在影响,对应的估计系

数为0.5110,且通过1%显著性水平,可以发现存在显著的部分中介效应,即高标准农田建设能促进耕地集中连片流转,发挥规模经营优势,利用现代化农业设备和技术,提高土地利用率和生产效率,从而实现粮食增产的目的。基本证实了政策实施能通过促进土地流转来影响粮食生产。

#### 4.5.3 耕地复种机制

表7列(5)结果显示政策实施对复种指数有显著正向作用,这表明政策实施能显著促进耕地复种,主要通过完善农田基础设施,解决灌排系统不配套、抗灾能力较低等问题,使土地撂荒情况得以改善,提高耕地利用效率。同时,土壤条件的改善与农机作业的普及能有效提升粮食生产效率,促进农户耕地复种的积极性。列(6)中的中介变量复种指数和政策交互性变量都通过了显著性检验,说明在控制了政策实施的影响后,复种指数对粮食单位面积产量的影响系数显著为正,且估计系数为0.0452。总体来看,耕地复种指数在高标准农田建设政策促进粮食生产的作用中存在部分中介效应,即在有限的耕地资源上,通过科学复种挖掘耕地生产潜力,以达到保障粮食产能和提升耕地生产潜力的目的。进一步印证了耕地复种机制存在的真实性。

#### 4.6 拓展分析

继续采用插值法和比例法补充2018—2020年

2024年1月

的高标准农田建设数据,并重新估计以检验前文的结论是否依然成立。第一种方法是线性插值法;第二种方法是比例法,既利用《中国农垦统计年鉴》中的高标准农田建设面积计算出相应省份的高标准农田建设面积,具体做法是先计算出2005—2017年各年每省农垦高标准农田面积占该省总高标准农田建设面积比例,然后计算出平均占比,最后用2018—2020年农垦高标准农田面积反推出该省各年高标准农田面积。通过计算每省农垦高标准农田占比,发现各年份比例比较平稳,具有一定可操作性。且计算出的2020年的高标准农田占比约为7.5亿亩,与农业农村部公布的8亿亩数据较为相近。图3描绘了2005—2020年全国高标准农田面积占比与粮食单位面积产量之间的动态发展趋势。2018—2020年间高标准农田面积占比和粮食单位面积产量的变动趋势依然一致,表明政策实施的影响依然存在。

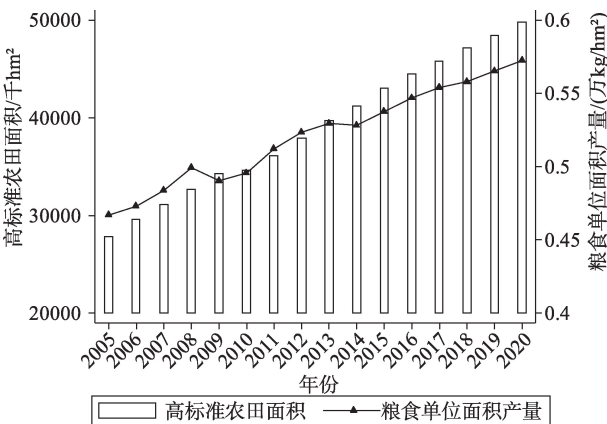


图3 2005—2020年高标准农田面积占比和粮食单产关系图

Figure 3 Relationship between the proportion of high-standard farmland area and grain yield per unit area, 2005–2020

4.6.1 基准估计结果与政策动态效应

表8展示了补充2018—2020年数据后的估计结果,列(1)、(2)报告了两种方法补充数据后政策

表8 拓展性分析的估计结果

Table 8 Estimated results of the extended analysis

变量	(1) 插值法	(2) 比例法	(3) 插值法	(4) 比例法
$LH_i \times I_i^{post}$	0.4350*** (0.0639)	0.4430*** (0.0565)		
$LH \times 2006$			-0.0155 (0.0799)	0.0017 (0.0640)
$LH \times 2007$			-0.0919 (0.0980)	-0.0304 (0.0980)
$LH \times 2008$			-0.0578 (0.0883)	0.0074 (0.0783)
$LH \times 2009$			-0.0666 (0.0698)	-0.0076 (0.0604)
$LH \times 2010$			-0.0581 (0.0758)	-0.0005 (0.0637)
$LH \times 2011$			0.3940*** (0.0972)	0.4260*** (0.0820)
$LH \times 2012$			0.3740*** (0.0894)	0.4020*** (0.0799)
$LH \times 2013$			0.3700*** (0.0864)	0.4100*** (0.0711)
$LH \times 2014$			0.3700*** (0.0858)	0.4070*** (0.0670)
$LH \times 2015$			0.3780*** (0.0718)	0.4220*** (0.0545)
$LH \times 2016$			0.3750*** (0.0811)	0.4110*** (0.0660)
$LH \times 2017$			0.3790*** (0.0790)	0.4120*** (0.0668)
$LH \times 2018$			0.4310*** (0.0903)	0.4660*** (0.0762)
$LH \times 2019$			0.4630*** (0.0807)	0.4960*** (0.0679)
$LH \times 2020$			0.4970*** (0.0933)	0.5280*** (0.0769)
地区效应	控制	控制	控制	控制
年份效应	控制	控制	控制	控制
控制变量	控制	控制	控制	控制
常数项	0.5070** (0.2220)	0.2730 (0.1930)	0.5480** (0.2210)	0.2880 (0.1850)
$R^2$	0.9670	0.9270	0.9720	0.9310

实施对粮食生产能力的影响,结果均显示政策实施对粮食单位面积产量存在显著正向影响,且系数分别为0.4350和0.4430。列(3)、(4)为补充2018—2020年数据后政策实施的动态效应结果,其中,从2011年政策实施开始到2020年影响系数均显著为正,在政策实施后第9年影响系数有所增加(0.4970; 0.5280)。政策实施的粮食增产效应在2017年后依然存在。

#### 4.6.2 平行趋势检验

由于两种方法补充2018—2020年数据后的政策动态效应较为相近,为节省篇幅,本文仅展示了采用插值法补充数据后的平行趋势检验结果(图4),在政策实施前(2011年之前),回归系数 $\beta_t$ 都为负值,且在95%的置信区间均包含了0值,这表明政策实施前回归系数 $\beta_t$ 在各年份之间不存在显著差异的原假设成立;政策实施后的估计系数都为正,在95%的置信区间都超过0值,由此可以判定平行趋势检验通过。

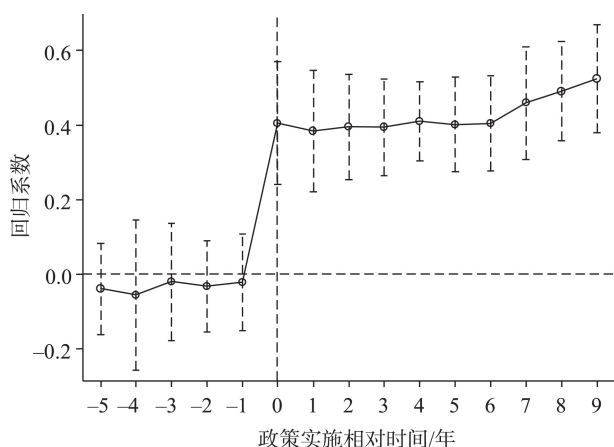


图4 2005—2020年高标准农田建设政策对粮食生产的动态影响

Figure 4 Dynamic influence of high-standard farmland construction policies on grain production, 2005-2020

## 5 结论与政策建议

### 5.1 结论

高标准农田建设是实现农业现代化的物质基础,对粮食稳产增产有重要作用。基于2005—2017年的中国31个省份面板数据,以及通过比例法和插值法补充了2018—2020年缺失数据,运用连续型双重差分法分析了高标准农田建设政策对粮食生产

能力的影响及作用路径。得到如下结论:

(1)高标准农田建设政策对粮食生产能力的影响显著为正,在1%统计水平上能显著增加粮食单位面积产量,且政策实施的粮食增产效果具有平稳性和持续性。在通过改变政策实施时点、替换因变量和替换核心解释变量等一系列稳健性检验后,发现估计结论仍然成立。

(2)异质性分析表明,高标准农田建设政策对粮食生产能力的作用差异与粮食生产功能区、地理区域、南北主粮种植格局、粮食种类有关。在粮食生产功能区维度,政策实施对粮食主产区粮食生产能力的提升效应更为明显;在地理区域维度,政策实施对西部和中部地区粮食生产能力的影响显著为正,但在东部地区不显著,且西部地区的政策效应更强;在南北主粮种植格局维度,政策实施对以种植水稻为主的南方地区影响强度更大;在粮食种类维度,相对于玉米,政策实施对水稻和小麦生产的促进作用更强。

(3)在具体的作用机制上,高标准农田建设对粮食生产能力的作用路径有3条。一是政策实施改善了农业机械作业条件,提高了农业机械化水平,进而提升了粮食生产能力。二是政策实施能增加农业经营效益,促进农户参与土地流转以实现规模经营,从而提高粮食生产能力。三是政策实施能帮助农户通过复种挖掘耕地生产潜力,来提升粮食生产能力。

### 5.2 政策建议

根据研究结论,提出以下政策建议:

(1)需要强化高标准农田利用管理,进一步加大粮食主产区的高标准农田建设力度,切实提高农用地的土质、排灌等基础条件,补齐粮食主产区的农田基础设施短板,不断增强粮食综合生产能力,保障粮食生产安全。

(2)针对不同自然地理区位、不同区域种植特点,结合地区经济发展状况,因地制宜制定高标准农田建设模式。例如,在经济发展水平较低的西部地区,高标准农田建设应重视农业机械化的推广与应用,持续推进农田宜机化改造,在以种植小麦为主要作物的北方地区,应重视农田水利灌排设施的配套建设,构筑高标准农田建设促进粮食生产的基



2024年1月

础支撑。

(3)引导有条件的地区有序开展土地流转,优先支持已流转耕地、流转积极性高的地方建设高标准农田,推动规模化、专业化、标准化粮食生产,确保种粮面积和粮食产量稳定。

(4)强化高标准农田的建后管护工作,将管护工作制度化,明确管护工作主体和标准,制定适宜的管护奖惩机制,使高标准农田持续发挥提升粮食生产能力的作用。

### 参考文献(References):

- [1] 王晓君,何龙娟,王国刚.全球粮食不安全形势下保障中国粮食安全的逻辑思维与战略取向[J].改革,2022,(12):66-77.[Wang X J, He L J, Wang G G. Logical thinking and strategic orientation of ensuring China's food security in the context of global food insecurity[J]. Reform, 2022, (12): 66-77.]
- [2] 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.[Hu X Y, Dai M H. Effects of high-standard farmland construction policies on food production[J]. Journal of South China Agricultural University (Social Science Edition), 2022, 21(5): 71-85.]
- [3] 谢向向,汪晗,张安录,等.土地整治对中国粮食产出稳定性的贡献[J].中国土地科学,2018,32(2):55-62.[Xie X X, Wang H, Zhang A L, et al. Land consolidation contribution to grain production stability in China[J]. China Land Science, 2018, 32(2): 55-62.]
- [4] 赵和楠,侯石安.乡村振兴战略下土地治理投入对粮食生产的影响:“藏粮于地”“藏粮于技”一体推进的经验证据[J].贵州社会科学,2021,(5):153-160.[Zhao H N, Hou S A. The impact of land governance input on grain production under the rural revitalization strategy: Empirical evidence of the integrated promotion of “Storing Grain in the Land” and “Storing Grain in Technology”[J]. Guizhou Social Sciences, 2021, (5): 153-160.]
- [5] 吴正红,燕新程.经济快速发展时期我国耕地保护的困境与出路[J].华中师范大学学报(人文社会科学版),2007,(6):54-61.[Wu Z H, Yan X C. The dilemma and outlet of Chinese cultivated land protection during the course of fast economy development[J]. Journal of Central China Normal University (Humanities and Social Sciences), 2007, (6): 54-61.]
- [6] 陈印军,易小燕,陈金强,等.藏粮于地战略与路径选择[J].中国农业资源与区划,2016,37(12):8-14.[Chen Y J, Yi X Y, Chen J Q, et al. Strategic and path selection of “Storing Grain in Arable Land”[J]. Chinese Journal of Agricultural Resources and Regional Planning, 2016, 37(12): 8-14.]
- [7] 于法稳,代明慧,林珊.基于粮食安全底线思维的耕地保护:现状、困境及对策[J].经济纵横,2022,(12):9-16.[Yu F W, Dai M H, Lin S. Farmland protection based on bottom line thinking of food security: Current situation, difficulties, and countermeasures[J]. Economic Review Journal, 2022, (12): 9-16.]
- [8] 黄贤金,宋娅娅.基于共轭角力机制的区域资源环境综合承载力评价模型[J].自然资源学报,2019,34(10):2103-2112.[Huang X J, Song Y Y. Evaluation model of regional resource and environment comprehensive carrying capacity based on the conjugationwrestling mechanism[J]. Journal of Natural Resources, 2019, 34(10): 2103-2112.]
- [9] 周小萍,陈百明,张添丁.中国“藏粮于地”粮食生产能力评估[J].经济地理,2008,32(2):475-478.[Zhou X P, Chen B M, Zhang T D. Evaluating grain productive capacity of China for “Storing Food in Land”[J]. Economic Geography, 2008, (3): 475-478.]
- [10] Pretty J, Benton T G, Bharucha Z P, et al. Global assessment of agricultural system redesign for sustainable intensification[J]. Nature Sustainability, 2018, 1: 441-446.
- [11] 刘巧芹,刘玉,胡永翔.高标准农田建设对粮食单产的贡献率测度研究进展[J].江苏农业科学,2016,44(8):557-560.[Liu Q Q, Liu Y, Hu Y X. Research progress in measuring the contribution rate of high standard farmland construction to grain yield per unit area[J]. Jiangsu Agricultural Sciences, 2016, 44(8): 557-560.]
- [12] 王越.“藏粮于地”战略的演进、逻辑与展望[J].农业经济与管理,2023,(1):33-44.[Wang Y. The evolution, logic and future orientation of food crop production strategy based on farmland[J]. Agricultural Economics and Management, 2023, (1): 33-44.]
- [13] 卓乐.农业基础设施对粮食增产的作用机理及效应分析[J].求索,2021,(4):125-132.[Zhuo L. Analysis of the mechanism and effect of agricultural infrastructure on grain yield increase[J]. Seeker, 2021, (4): 125-132.]
- [14] 陈江华,洪伟杰.高标准农田建设促进了农地流转吗?[J].中南财经政法大学学报,2022,(4):108-117.[Chen J H, Hong W J. Does the construction of high standard farmland promote the transfer of farmland?[J]. Journal of Zhongnan University of Economics and Law, 2022, (4): 108-117.]
- [15] 徐明岗,卢昌艾,张文菊,等.我国耕地质量状况与提升对策[J].中国农业资源与区划,2016,37(7):8-14.[Xu M G, Lu C A, Zhang W J, et al. Situation of the quality of arable land in China and improvement strategy[J]. Chinese Journal of Agricultural Resources and Regional Planning, 2016, 37(7): 8-14.]
- [16] 梁鑫源,金晓斌,韩博,等.藏粮于地背景下国家耕地战略储备制度演进[J].资源科学,2022,44(1):181-196.[Liang X Y, Jin X B, Han B, et al. Evolution of the national cultivated land strategic reserve system under the background of storing grain in the land

- [J]. *Resources Science*, 2022, 44(1): 181–196.]
- [17] 刘新卫, 李景瑜, 赵崔莉. 建设4亿亩高标准基本农田的思考与建议[J]. *中国人口·资源与环境*, 2012, 22(3): 1–5. [Liu X W, Li J Y, Zhao C L. On building 4 hundred million mu of high-standard basic farmland in the twelfth five-year plan[J]. *China Population, Resources and Environment*, 2012, 22(3): 1–5.]
- [18] 张宗毅. “十四五”期间丘陵山区农田宜机化改造若干重大问题与举措[J]. *中国农村经济*, 2020, (11): 13–28. [Zhang Z Y. Some important problems and measures of farmland construction suitable for mechanization in hilly and mountainous areas during the 14th Five-year plan period[J]. *China Rural Economy*, 2020, (11): 13–28.]
- [19] 王舒娟, 马俊凯, 李宁. 农地经营规模如何影响农户的农业机械化选择[J]. *农村经济*, 2021, (4): 111–118. [Wang S J, Ma J K, Li N. How does the scale of farmland management affect farmers' choice of mechanised agriculture[J]. *Rural Economy*, 2021, (4): 111–118.]
- [20] 韩杨, 陈雨生, 陈志敏. 中国高标准农田建设进展与政策完善建议: 对照中国农业现代化目标与对比美国、德国、日本经验教训[J]. *农村经济*, 2022, (5): 20–29. [Han Y, Chen Y S, Chen Z M. Progress in China's high standard farmland construction and suggestions for policy improvement: Comparison with China's agricultural modernization goals and lessons learned from the United States, Germany, and Japan[J]. *Rural Economy*, 2022, (5): 20–29.]
- [21] 姚季伦. 农业机械对降低三大粮食作物生产成本的作用[J]. *农机化研究*, 2009, 31(4): 24–27. [Yao J L. Relationship of agriculture mechanization development and cost decrement of three main grain crops[J]. *Journal of Agricultural Mechanization Research*, 2009, 31(4): 24–27.]
- [22] 罗明忠, 邱海兰. 农机社会化服务采纳、禀赋差异与农村经济相对贫困缓解[J]. *南方经济*, 2021, (2): 1–18. [Luo M Z, Qiu H L. Agricultural machinery socialization service adoption, endowment difference and alleviation of rural economic relative poverty[J]. *South China Journal of Economics*, 2021, (2): 1–18.]
- [23] 何进, 李洪文, 陈海涛, 等. 保护性耕作技术与机具研究进展[J]. *农业机械学报*, 2018, 49(4): 1–19. [He J, Li H W, Chen H T, et al. Research progress of conservation tillage technology and machine[J]. *Transactions of the Chinese Society for Agricultural Machinery*, 2018, 49(4): 1–19.]
- [24] Tian X, Yi F J, Yu X H. Rising cost of labor and transformations in grain production in China[J]. *China Agricultural Economic Review*, 2020, DOI: 10.1108/CAER-04-2018-0067.
- [25] 彭继权, 吴海涛, 宋嘉豪, 等. 农业机械化水平对湖北农户耕地复种指数的影响[J]. *中国生态农业学报*, 2019, 27(3): 380–390. [Peng J Q, Wu H T, Song J H, et al. Impact of agricultural mechanization level on farmers' cropping index in Hubei Province[J]. *Chinese Journal of Eco-Agriculture*, 2019, 27(3): 380–390.]
- [26] 冀正欣, 王秀丽, 李玲, 等. 南阳盆地耕地利用效率演变及其影响因素[J]. *自然资源学报*, 2021, 36(3): 688–701. [Ji Z X, Wang X L, Li L, et al. The evolution of cultivated land utilization efficiency and its influencing factors in Nanyang Basin[J]. *Journal of Natural Resources*, 2021, 36(3): 688–701.]
- [27] 钱克明, 彭廷军. 我国农户粮食生产适度规模的经济学分析[J]. *农业经济问题*, 2014, 35(3): 4–7. [Qian K M, Peng T J. Economic analysis of the moderate scale farmers in food production[J]. *Issues in Agricultural Economy*, 2014, 35(3): 4–7.]
- [28] 万广华, 程恩江. 规模经济、土地细碎化与我国的粮食生产[J]. *中国农村观察*, 1996, (3): 38–42. [Wan G H, Cheng E J. Economies of scale, land fragmentation, and grain production in China[J]. *China Rural Survey*, 1996, (3): 38–42.]
- [29] 许庆, 尹荣梁, 章辉. 规模经济、规模报酬与农业适度规模经营: 基于我国粮食生产的实证研究[J]. *经济研究*, 2011, 46(3): 59–71. [Xu Q, Yin R L, Zhang H. Economies of scale, returns to scale and the problem of optimum-scale farm management: An empirical study based on grain production in China[J]. *Economic Research Journal*, 2011, 46(3): 59–71.]
- [30] 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. [Liang Z H, Zhang L, Zhang J B. Land consolidation and fertilizer reduction: Quasi-natural experimental evidence from China's well-facilitated capital farmland construction[J]. *Chinese Rural Economy*, 2021, (4): 123–144.]
- [31] 陈江华, 洪伟杰. 高标准农田建设促进了农地流转吗[J]. *中南财经政法大学学报*, 2022, (4): 108–117. [Chen J H, Hong W J. Does the construction of high standard farmland promote the transfer of farmland[J]. *Journal of Zhongnan University of Economics and Law*, 2022, (4): 108–117.]
- [32] 郭小琳, 郑淋议, 施冠明, 等. 农地流转、要素配置与农户生产效率变化[J]. *中国土地科学*, 2021, 35(12): 54–63. [Guo X L, Zheng L Y, Shi G M, et al. Land transfer, resource allocation and household production efficiency[J]. *China Land Science*, 2021, 35(12): 54–63.]
- [33] 李琳凤, 李孟刚. 提高复种指数是保障我国粮食安全的有效途径[J]. *管理现代化*, 2012, (3): 26–28. [Li L F, Li M G. Improving the multiple cropping index is an effective way to ensure food security in China[J]. *Modernization of Management*, 2012, (3): 26–28.]
- [34] 辛良杰, 李秀彬. 近年来我国南方双季稻区复种的变化及其政策启示[J]. *自然资源学报*, 2009, 24(1): 58–65. [Xin L Q, Li X B. Changes of multiple cropping in double cropping rice areas of southern China and its policy implications[J]. *Journal of Natural Resources*, 2009, 24(1): 58–65.]
- [35] 杨国永, 许文兴. 耕地抛荒及其治理: 文献述评与研究展望[J]. *中国农业大学学报*, 2015, 20(5): 279–288. [Yang G Z, Xu W X.

Cultivated land abandoning and its governance: Literature review and research prospective[J]. *Journal of China Agricultural University*, 2015, 20(5): 279–288.]

[36] 陈帅, 徐晋涛, 张海鹏. 气候变化对中国粮食生产的影响: 基于

县级面板数据的实证分析[J]. *中国农村经济*, 2016, (5): 2–15.

[Chen S, Xu J T, Zhang H P. Impact of climate change on China's grain production: an empirical analysis based on county level Panel data[J]. *Chinese Rural Economy*, 2016, (5): 2–15.]

## Influence of high-standard farmland construction policy on grain production capacity and mechanism

CHEN Lili, PENG Jiquan

(School of Economics, Jiangxi University of Finance and Economics, Nanchang 330013, China)

**Abstract:** [Objective] The construction of high-standard basic farmland is an important measure to implement the national food security strategy, and improving the grain production capacity is the key to realize the high-standard farmland construction policy of “storing grain in the land”. [Methods] Based on the panel data of 31 provinces in China's mainland from 2005 to 2020, this study analyzed the impact of high-standard farmland construction policies on grain production capacity and its mechanism by using continuous difference-in-differences method. [Results] High-standard farmland construction policies can significantly improve grain production capacity, and have a positive impact on grain yield per unit area. Robustness test also confirmed the reliability of the results. Heterogeneity analysis showed that the effect of policy implementation is more obvious in the main grain producing areas, and stronger in the southern region, but weaker in the eastern region with higher economic development level. Compared with corn, the policy has a better effect on improving the production capacity of rice and wheat. The mechanism test showed that the high-standard farmland construction policies can improve grain production capacity by promoting agricultural mechanization, facilitating land circulation, and improving multiple cropping of cultivated land. [Conclusion] We recommend to strengthen the construction of high-standard farmland in major grain producing areas, attach importance to the construction of supporting facilities such as irrigation and drainage networks, strengthen the post-construction management and protection of high-standard farmland, continuously enhance the comprehensive grain production capacity, and strengthen food security.

**Key words:** high-standard farmland; food security; grain production capacity; grain yield per unit area; continuous DID; China