华南农业大学学报(社会科学版)
2022年第5期 JOURNAL OF SOUTH CHINA AGRICULTURAL UNIVERSITY
(第21卷) (SOCIAL SCIENCE EDITION)

高标准农田建设政策的粮食增产效应

胡新艳,戴明宏

(华南农业大学 国家农业制度与发展研究院,广东 广州 510642)

摘 要: 基于中国高标准农田建设政策分区域推进的准实验条件,利用2006—2017年30个省份的平衡面板数据,运用双重差分模型实证检验了高标准农田建设政策对粮食总产量的影响。结果显示:高标准农田建设政策对粮食增产有显著的积极效应,但影响效应具有滞后性,直到政策规范实施后的2013年才出现。作用机制分析表明:政策实施的粮食增产效应是在未挤占经济作物播种面积的条件下,通过激励农户提升粮食复种指数,扩大粮食播种面积而实现的。进一步研究发现,耕地适度规模经营有助于发挥政策的粮食增产效应,且在农地流转率、劳动力转移率及机械化水平更高的地区有更好的政策表现。

关键词: 粮食安全;高标准农田;农业支持政策;粮食产量

中图分类号: F323.211 **文献标识码:** A **文章编号:** 1672-0202(2022)05-0071-15

一、引言

仓廪实,天下安。中国作为发展迅速的人口大国,粮食安全问题一直是学界关注的重大问题。上世纪,Brown[1]发表《谁来养活中国》一文引起的轰动,更是将中国粮食安全问题推到了世界舆论的焦点。显然,Brown的观点打上了西方政治烙印并渲染了"中国威胁论",但作为预警,有助于强化国家对于粮食安全问题的重视。当前,我国粮食安全依然面临着诸多挑战。一方面,从国际上看,新冠肺炎疫情在全球加速扩散蔓延[2-3],贸易冲突、俄乌等局部战争冲突等,对全球粮食安全的影响进一步加大,全球粮食市场波动有可能进一步升级[4-5]。另一方面,国内粮食供需一直处于紧平衡的状态[6],面对疫情冲击及其贸易摩擦和局部战争带来的不确定性冲击,如何确保粮食产能,增强粮食生产能力,提高粮食生产系统稳定性是当前中国粮食安全面临的重要挑战[7]。

为应对国际粮食市场波动,稳定国内粮食产能,我国自本世纪以来积极实施农业支持政策,为粮食增产带来"政策力量"。已有研究从耕地保护制度[8]、农民种粮直接补贴政策[9-10]、取消农业税[11]、农机购置补贴政策[12-14]、粮食最低收购价政策[15]、农业保险政策[16,17]等方面分析了农业支持政策对粮食生产的激励作用。有学者认为上述补贴政策对农户收入和粮食生产影响力正逐渐变小[18],而公共投资类的农业政策能以更具成本收益的方式带来更多的粮食产出[19]。也有学者关注了土地确权政策的影响,认为土地确权促进了农地流转[20],有利于实现土地规模经济性[21],激励农户的生产投资行为[22-24]。为了防止耕地资源质量问题侵蚀农业粮食系统的韧性,我国在2005年中央一号文件中首次提出了高标准农田建设政策(下文简称"高标准农田")。自高标准农田建设政策实施以来,大量文献研究了高标准农田建设的选址、建设时序安排等技术层面的问题,

收稿日期: 2022-05-23 **DOI:** 10.7671/j.issn.1672-0202.2022.05.007

基金项目: 国家社会科学基金重大项目(19ZDA115);广东大学生科技创新培育专项资金资助项目(pdjh2022a-0076)

作者简介: 胡新艳(1972—),女,湖南长沙人,华南农业大学国家农业制度与发展研究院教授,主要研究方向为农村产业组织与制度。E-mail:huxyan@scau.edu.cn

认为气候、灾害等综合风险因素应当成为高标准农田建设区域划定的主要依据[25],其耕地自然质量也应成为选址的重要指标[26-29]。Zhao[30]构建了高标准基本农田最适宜生态位“Escotate”和“Ecorole”评价模型(Ni模型),为制定和推行高标准农田的规划和措施提供指导。也有学者运用GIS空间分析技术[31]和MODIS-OLI遥感数据融合技术[32],结合层次分析法分析了高标准农田建设选址及其指标的适用性。边振兴[33]、张忠[34]以及Xu[35]则根据耕地田块条件评价耕地质量等级、建设难度等级,制定高标准农田建设时序。在高标准农田政策实施的效果方面,现有文献主要围绕资金运用效率[36]、区域建设绩效[37]、社会效应[38]、生态效应[39]进行了结果导向的评价分析,但缺乏对政策实施的因果效应研究。目前仅梁志会等[40]利用DID模型分析了高标准农田建设对于化肥减量的因果效应及其作用机制。但是,对于高标准农田建设政策是否、如何、多大程度上影响粮食生产仍未得到充分研究,缺乏政策影响的因果识别证据。

中国高标准农田建设政策作为自上而下推行的政策事件,且各地的政策实施时间不一致,可将其视为空间和时间上的错列发生事件,这相当于一个准实验[41],为识别高标准农田建设政策影响提供了一个独特的实证机会。本文从多渠道收集了高标农田建设、粮食产量等变量构成的面板数据集,运用双重差分模型(Difference-in-Differences Model,简称DID),实证分析高标准农田建设政策的推广实施是否、如何、多大程度上影响粮食生产,以补充现有粮食安全政策体系研究。本文的边际贡献主要在于:一是将土地科学问题与社会决策问题联系起来,聚焦于高标准农田建设政策的粮食安全影响,为高标准农田建设政策的重要性提供经验证据,也补充粮食安全保障的政策体系研究。二是已有文献未区分高标准农田建设政策实施的阶段性特征,然而,不可忽视的基本事实是,高标准农田建设经历了两个不同阶段,因此可能产生不同的政策影响。本研究区分为两个阶段的评估结果,恰恰印证了这点;而且,我们分析了政策的粮食增产效应与耕地经营规模、农地流转、劳动力转移和农业机械化水平之间的关联性特征,有助于阐明因果效应的情境依赖性。三是政策效应评估研究的核心问题是归因[42],但评估结果的科学性与所使用的数据及其计量模型密切相关。本文采用面板数据的DID方法,能消除非时变的不可观测因素的混淆影响,而且可以捕捉政策实施程度变化所带来的影响差异,为高标准农田建设政策的粮食生产影响效应提供更干净、更细致的因果证据,从而为精准施策以维护国家粮食安全提供科学依据。

二、政策背景与研究设计

(一)高标准农田建设政策沿革

2005年中央一号文件提出:“抓好防护林体系和农田林网建设,为建设高标准农田营造良好的生态屏障”,属于首次提到高标准农田概念,并一直沿用至今。2006年,我国正式确定116个县(市、区)为国家基本农田保护示范区,并在部分种粮大县推进高标准基本农田示范工程,开展涵盖田、土、水、路、林、电、技、管等八个方面的土地整治,旨在对现有基本农田和中低产田进行农业生产条件的升级改造。之后,尽管中央一号文件多次强调加快高标准农田建设,但相关部门一直未明确高标准农田建设的规划、任务和标准,形成规范性的指导性文件。直至2012年颁布《高标准基本农田建设标准(试行)》并于2013年参照执行后,高标准农田建设开始拥有一个暂行的验收标准,政策实施逐步进入规范实施阶段。

为在全国有序推进高标准农田建设任务,2013年国务院和农业农村部分别颁布了《国家农业综合开发高标准农田建设规划》和《全国高标准农田建设总体规划(2011—2020)》,要求在2015年完成4亿亩高标准农田建设任务,力争在2020年建成8亿亩旱涝保收的高标准农田,确立了高标准农田建设的短期任务和长期目标。同年编制的《高标准农田建设通则》(下称“《通则》”)规定了

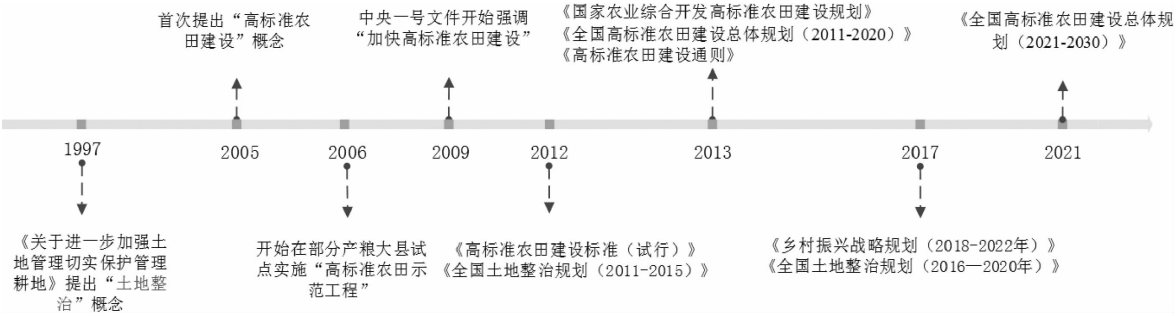
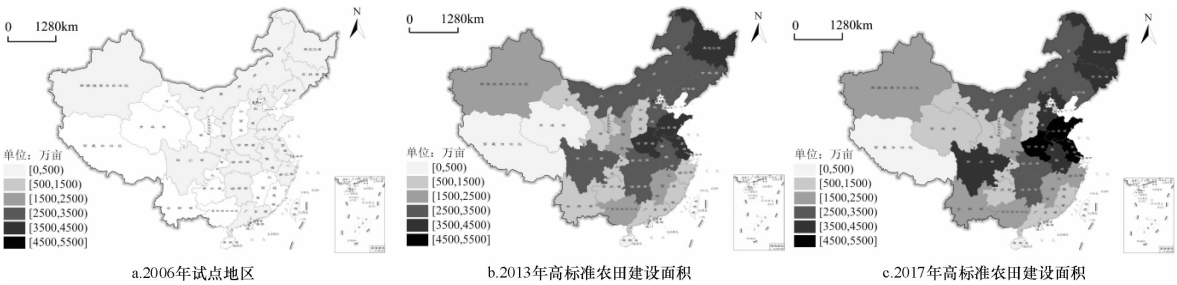


图 1　高标准农田建设政策沿革

高标准农田建设的基本原则、建设区域、技术要求、验收标准等详细要求，并明确指出高标准农田的定义是“土地平整、集中连片、设施完善、农电配套、土壤肥沃、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旱涝保收、高产稳产，划定为基本农田实行永久保护的耕地。”2018 年颁布的《乡村振兴战略规划（2018—2022 年）》指出至 2022 年目标完成 10 亿亩高标准农田建设。2021 年颁布的《全国高标准农田建设总体规划（2021—2030）》明确提出到 2030 年需累计建成 12 亿亩高标准农田，并要求对现有高标准农田进行进一步改造和提升。



a.2006年试点地区　　b.2013年高标准农田建设面积　　c.2017年高标准农田建设面积

图 2　高标准农田建设面积时空变化

如图 2 所示，高标准农田建设于 2006 年在全国部分地区的产粮大县试点，随后经历探索阶段，不断积累建设经验，拓展建设区域。于 2013 年拥有详细验收标准和建设规划后进入大规模规范建设阶段，建设范围逐步覆盖到全国 31 个省（市、区），直至 2017 年全国高标准农田建设累计达到 7 亿亩，其中山东省、河南省和江苏省建设面积累计超过 4500 万亩。因此，根据高标准农田建设是否有详细的验收标准和规范的指导性文件，一般将政策实施区分为两个阶段：2006—2012 年的探索实施阶段与 2013 年至今的规范实施阶段。截至 2020 年底，全国累计完成 8 亿亩高标准农田建设任务，占耕地总面积比例约 40%，共投入了约 1.4 万亿建设资金。

（二）研究设计

1. 模型设定

自 2006 年起，高标准农田建设政策在全国范围内“以粮食主产区为重点，适当兼顾非粮食主产区”逐步分区域推进。这意味政策实施的不同时点上，同一省份的高标准农田建设面积变化是连续的。而且在政策实施的同一个时期内，不同省份之间高标准农田建设的目标和进度也存在明显的差异。高标准农田建设政策实施的这两种差异构建了一个准实验条件，为本文运用双重差分模型（DID）模型估计高标准农田建设政策对粮食生产影响提供了基础。但需指出的是，相比于一般的双重差分模型，本文在划分实验组和控制组时使用连续变量“高标准农田建设面积”替代传统的虚拟变量，以不同省份高标准农田建设面积大小的变化作为构建实验组和控制组的依据，政策

实施将样本分为实验组(高标准农田建设面积高的样本)和控制组(高标准农田建设面积低的样本)。事实上,这种方法在经济学研究的不同领域已经得到了广泛地运用[43,44],这不仅没有改变DID模型的基本性质,反而能捕捉更多因政策实施程度变化所带来的影响差异。

(1)平行趋势检验和动态效应模型。对应于是否有明确的高标准农田建设规范和验收标准,高标准农田建设政策实施可以划分为两个阶段:2006—2012年的探索阶段、2013-2017年的规范实施阶段。为识别两阶段影响的差异性,并进行平行趋势假设检验,本文以探索阶段早期2006—2009年作为基准组,估计探索阶段和规范实施阶段的政策效果差异:

$$lnGrain_{i,t} = \alpha + \sum_{\gamma=2006}^{2017}\beta_{1,\gamma} lnHigh_i \times D(t=\gamma) + \beta_2 X_{i,t} + \lambda_i + \mu_t + \varepsilon_{i,t} \quad (1)$$

式(1)中,$lnGrain_{i,t}$表示第i个省份在第t年的粮食总产量,并取对数;$lnHigh_i$是高标准农田建设面积,并取对数;D表示年份的虚拟变量,当$t=\gamma$时取1,否则取0;$X_{i,t}$是控制变量矩阵;λ_i是省份固定效应,它吸收了所有无法观测的且随时间变化的省级特征;μ_t表示年份固定效应,$\varepsilon_{i,t}$是随机误差项。本文主要感兴趣的参数是β_1,若高标准农田建设政策显著促进了粮食增产,则应能观察到β_1系数在政策实施的某个时间点前后出现较大幅度的变动,并且在该时点之后具有统计上的显著性。同时对于双重差分模型来说,识别策略的有效性首先依赖于平行趋势假设是否成立。若粮食增产确实源于政策的规范实施,则对于政策时点之前的队列,其高标准农田建设面积不应与粮食产量相关,β_1应该在统计上不具有显著性,而在政策实施点之后的队列,其β_1系数应该快速上升且具有正向显著性。

(2)DID模型。为进一步识别高标准农田建设政策在规范实施后,是否以及多大程度对粮食总产产生影响,构建一个标准的连续型DID模型如下:

$$lnGrain_{i,t} = \alpha + \beta_1 lnHigh_i \times I_t^{post} + \beta_2 X_{i,t} + \lambda_i + \mu_t + \varepsilon_{i,t} \quad (2)$$

式(2)中,I_t^{post}表示政策规范实施时点的虚拟变量,$post$为设置的政策规范实施年份,t为当年年份,当$t \geqslant post$时I_t^{post}取值为1,否则取值为0,其他变量和系数设定与模型(1)保持一致。模型中控制了双向固定效应,并对地区随时间变化的特征进行控制,估计的参数β_1应为实施高标准农田建设政策对粮食产量的净影响,其系数的大小反映了政策影响的程度。

2. 变量选取

(1)被解释变量。被解释变量为粮食产量水平,由各地区粮食总产量水平衡量。

(2)核心解释变量。由于高标准农田是对中低产田、基本农田的进一步改造和提升,故本文高标准农田建设面积由高标准农田示范工程面积和改造中低产田面积之和组成,取对数化,并构建高标准农田建设面积与年份虚拟变量的交互项作为核心解释变量。同时,由于土地治理项目资金投入的多寡会直接影响高标准农田建设的数量和质量,故在稳健性检验中构建土地治理项目资金投入与政策实施时点的交互项作为核心解释变量的替代变量。

(3)控制变量。参考已有文献[40,45],纳入的控制变量有五类:①农业生产变量:包括农机总动力、农村用电量、化肥使用量、农药使用量、耕地面积、有效灌溉面积。其中,农机总动力是指按功率计算的各类农业机械动力的综合指标。②人口特征:包含性别比、受教育水平、劳动力转移比例,其中,性别比是指各地区农村男性人数除以女性人数的百分比;受教育水平为各地区农村的加权平均受教育年限,即将未上过学、小学、初中、高中、大专及以上五个层次分别依次赋值为0、6、9、12、16,然后按照各层次调查人数占总调查人数的比重作为权重,采用加权平均的方式得出;劳动力转移比例是指超过6个月农村外出务工劳动力占农村总劳动力的比重。③地区经济发展情况。包括人均纯收入和工业化水平,后者用第二、三产业产值之和占地区GDP的比重表征。④灾害和气候因素。包括受灾面积、降雨量偏离度、平均气温偏离度。其中降雨量偏离度和平均气温偏离度是分别将各省降雨量数据和平均气温数据对其均值的偏离绝对值来表示,用以衡量气候因素的

极端变化状况。⑤农业市场发育。包含土地流转市场和农业服务市场，分别由签订的土地流转合同数和农业服务组织机构数衡量，其中农业服务组织是指具有一定经营规模、章程和活动场所的，由国家、集体、个人兴办的农业服务站、农机合作社、农机作业服务公司。

（4）机制变量。在耕地约束条件下，粮食单产和粮食播种面积是粮食增产的重要来源，故本文将纳入各地区粮食单产、粮食播种面积进行机制分析，并进一步纳入经济作物播种面积和粮食复种指数，对粮食播种面积变化的来源进行讨论，其中经济作物播种面积是指蔬菜、瓜果、水果、棉、麻、油料、糖类、烟类、药材类的播种面积之和，粮食复种指数是指粮食播种面积除以耕地面积的比例。

3. 数据来源与描述性证据

本文数据来源于 7 类宏观统计年鉴以及 1 个气候网站。由于高标准农田建设数据目前仅可获得至 2017 年，且港、澳、台以及西藏自治区的数据缺失，因此使用 2006—2017 年中国 30 个省（区、市）的平衡面板数据。

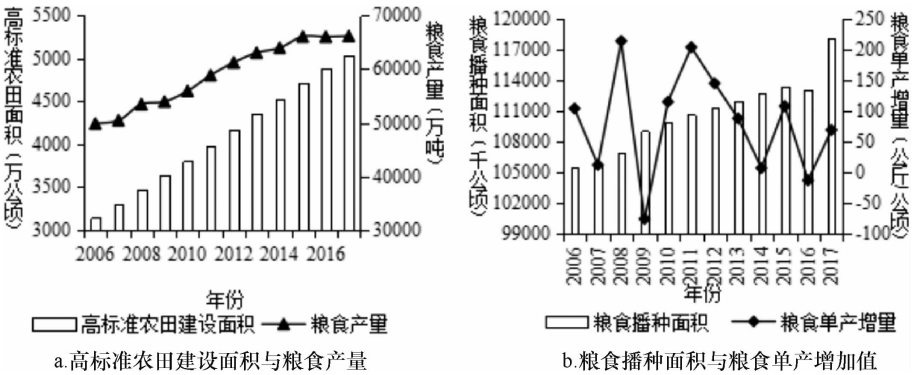
表 1　变量的描述性统计结果

	变量名称	单位	均值	标准差
被解释变量	粮食总产	万吨	1965.839	1658.524
核心解释变量	高标准农田建设面积	千公顷	2166.976	5686.653
	土地治理资金投入额	万元	674660.070	907272.620
机制变量	粮食单产	千克/公顷	5179.947	1006.779
	粮食作物播种面积	千公顷	3681.972	2803.21
	经济作物播种面积	千公顷	1873.398	1315.116
	粮食复种指数	—	0.816	0.227
生产条件	农机总动力	万千瓦	3128.161	2858.729
	农村用电量	亿千万时	246.424	367.956
	化肥使用量	万吨	187.509	144.106
	农药使用量	吨	57409.925	43918.032
	耕地面积	千公顷	6567.62	4676.773
	有效灌溉面积	千公顷	2058.77	1541.934
人口特征	性别比例	—	106.026	3.732
	受教育水平	年	7.560	0.646
	劳动力转移比例	—	0.361	0.105
灾害和气候因素	降水量偏离度	毫米	963.392	985.147
	平均气温偏离度	摄氏度	0.345	0.229
	受灾面积	千公顷	1096.213	998.659
农业市场发育	土地流转合同	份	1049928	1198314
	农业服务组织数	个	6009.094	8861.022
经济发展水平	工业化水平	%	89.129	5.661
	农村人均纯收入	元/人	8735.229	7223.515

各类指标数据来源说明如下：高标准农田建设面积、土地治理项目资金投入来源于《中国财政统计年鉴》；粮食单产来源于《中国农业统计年鉴》；粮食总产、农机总动力、农村用电量、化肥使用量、农药使用量、耕地面积、有效灌溉面积、受灾面积、粮食播种面积、经济作物播种面积、复种指数、工业化水平、农村人均纯收入来源于《中国农村统计年鉴》；性别比、受教育水平来源于《中国人口与就业统计年鉴》；劳动力转移比例、土地确权证书数、土地流转合同、农业规模经营水平、种粮直接补贴额、农业服务组织数据来源于《中国农村经营管理统计年报》；谷物生产者价格指数来自《中国统计年鉴》；农业保险保费总收入来自《中国保险年鉴》；降水量偏离度和平均气温偏离度是依据梁若冰[46]的方法，以平均降水量和平均气温数据为基础计算，原始数据来源于国家气象科学数据共享服务平台——中国地面气候资料日值数据集（V3.0），为各个观测站点的日度数据，使用

Barnes 方法计算得到 2006 年—2017 年中国各省的分年的平均降水量和平均气温数据。表 1 描述性统计结果展示了相关数据的基本情况。

结合图 3a 可以看出，2006 到 2017 年间全国范围内高标准农田建设面积与粮食总产量均呈上升趋势，表明随着高标准农田建设政策的推进，政策与粮食总产量可能存在正向的统计相关性。从图 3b 可知，粮食播种面积亦呈上升趋势，但粮食单产增量波动较大，在部分年份甚至出现负增长。可见，高标准农田建设政策与粮食单产的关系较为复杂且不稳定，可能并非是粮食单产提升的决定性因素。



a.高标准农田建设面积与粮食产量　　b.粮食播种面积与粮食单产增加值

图 3　部分变量描述性统计

三、实证结果分析

（一）DID 模型结果

1. *平行趋势检验和政策动态效应*

由于 2006—2009 年属于高标准农田建设探索阶段的早期，对全国粮食产量的影响较小，并且关于高标准农田建设的相关政策文件较少。因此，本文以 2006—2009 年为基准组，通过模型（1）得到了政策动态影响结果，它有效地反映了各年份高标准农田建设政策与粮食产量之间的条件相关性，并根据实证结果绘制了图 4，实线部分是各队列 $\beta_{1,\gamma}$ 系数绘制，虚线部分表示 95% 的置信区间。

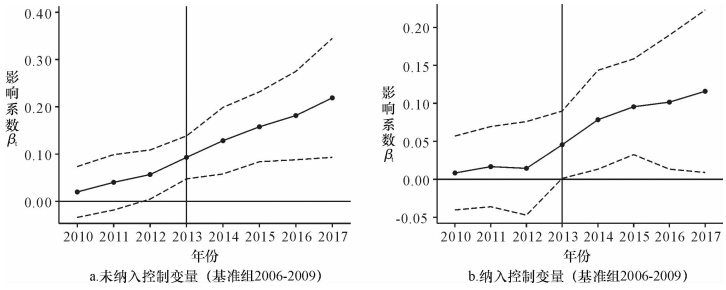


图 4　高标准农田建设政策对粮食产量的动态影响

图 4 结果显示，在 2013 年之前的政策实施探索阶段，试点地区以少部分产粮大县为主，由于缺乏规范性建设标准和统一的指导性规划，建设的资金渠道分散导致投入力度不足，高标准农田建设政策实施情况存在较大差异，且难以进行可靠的考核评价，导致各地的高标准农田建设标准过低，政策实施效果难以充分发挥。同时，在高标准农田建设完成后，由于“重建设、轻管护”的现象较为普遍，已建成的高标准农田没有得到充分保护和利用，进一步降低了政策的效果。可以看到 $\beta_{1,\gamma}$ 系数在零附近波动，表明在政策规范实施之前并未观察到系统性的差异，满足平行趋势假设。自 2013 年起，随着《全国高标准农田建设总体规划（2011—2020）》和《高标准农田建设通则》的颁布，使得高标准农田建

设拥有了指导性目标规划和规范性验收标准，高标准农田建设进入规范实施阶段。在这个阶段，借鉴前期各地区积极探索积累的成功经验，着重力量提升地力等级、农业基础设施和生产科技水平，积极鼓励多渠道增加土地治理资金投入，政策的粮食增产效应开始显现并逐渐增大。

本文还通过变换基准组的时间点进行平行趋势的稳健性检验，与上述结论是一致的。如图 5 所示，通过扩大基准组时间跨度（图 5a）、缩小基准组时间跨度（图 5b、图 5c）或将基准组时点分别设置为 2012、2011、2010 年（图 5d、图 5e、图 5f），结果均显示在 2013 年之前，实验组和控制组之间没有明显的系统性差异，满足平行趋势假设。同时，在变换基准组后，高标准农田建设政策促进粮食增产的效果均在 2013 年开始显现，结合政策沿革的事实分析，说明 2013 年是一个合适的政策规范实施时点，并进一步证明了政策规范实施对于政策效果发挥的重要性。

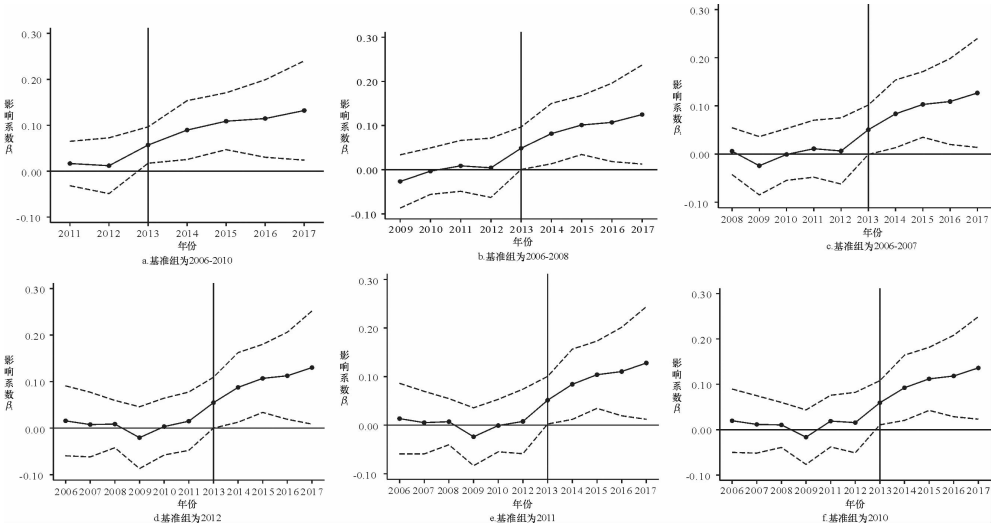


图 5　政策动态效应和平行趋势检验

2. DID 模型结果

运用模型（2）分析高标准农田政策实施对粮食总产的影响，估计结果如表 2 所示。由列（1）~（2）可知，交互项系数均正向显著，表明高标准农田建设政策显著促进了粮食总产的增长。其次，由于本文数据时间跨度较大，序列自相关可能会导致模型估计的标准误有偏，本文采用 D&K [47] 提出的方法用以缓解由异方差、序列相关导致的标准误不一致的问题，表 2（3）列展示了相关估计结果，稳健标准误得到了小幅调整，估计结果与列（2）基本一致。此外，考虑到气候因素和灾害因素对粮食产量的影响，在模型（2）中纳入受灾面积、降雨量偏离度和平均气温偏离度变量，结果如表 2（4）列所示，政策实施影响的交互项系数为 0.092，在 1% 显著性水平上显著，说明政策实施后高标准农田具备良好的抵御风险能力，实现了较好的粮食稳产高产效应。进一步，考虑到地区农地流转市场以及农业服务组织发育对粮食生产条件的影响，故分别纳入土地流转合同数和农业服务组织数进行控制，结果如表 2（5）列所示，结论与前文具有一致性。

（二）稳健性检验

本文从安慰剂检验、替换核心解释变量、可能的遗漏变量问题三方面对基准回归结果进行稳健性检验。

1. 安慰剂检验

前文平行趋势检验和基准回归结果说明高标准农田建设政策并非立竿见影，而是循序渐进的累积过程，政策的规范实施才能显著释放政策效果。因此，不同的政策时点意味着高标准农田建设面积累积程度和政策实施的规范程度不同，所参照的基准组也不同，这可能对估计结果造成影响。

表2 基准回归模型结果

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	ln 粮食总产	*ln* 粮食总产	*ln* 粮食总产	*ln* 粮食总产	*ln* 粮食总产
ln 高标农田 $\times I^{2013}$	0.140*** (0.023)	0.087*** (0.022)	0.087*** (0.015)	0.092*** (0.022)	0.077*** (0.021)
ln 耕地面积		0.190(0.161)	0.190** (0.080)	0.183(0.165)	0.175(0.150)
ln 农村用电量		0.040(0.080)	0.040(0.064)	0.051(0.081)	0.047(0.083)
ln 农机总动力		0.033(0.057)	0.033* (0.017)	0.039(0.061)	0.039(0.061)
ln 化肥使用量		0.292** (0.145)	0.292*** (0.060)	0.272* (0.147)	0.315** (0.150)
ln 农药使用量		0.079(0.068)	0.079** (0.035)	0.084(0.068)	0.092(0.069)
ln 有效灌溉面积		0.204** (0.099)	0.204(0.116)	0.219** (0.102)	0.200** (0.101)
性别		0.254(0.300)	0.254(0.182)	0.270(0.303)	0.290(0.300)
教育		-0.091** (0.042)	-0.091** (0.038)	-0.088** (0.043)	-0.087** (0.041)
劳动力转移		-0.063(0.457)	-0.063(0.225)	-0.073(0.442)	-0.010(0.453)
工业化水平		-0.021*** (0.005)	-0.021*** (0.005)	-0.020*** (0.005)	-0.017*** (0.006)
ln 人均纯收入		0.112(0.293)	0.112* (0.052)	0.118(0.300)	0.101(0.329)
ln 受灾面积				-0.008* (0.005)	-0.007(0.005)
降雨量偏离度				0.017(0.031)	0.017(0.031)
平均气温偏离度				-0.000(0.000)	-0.000(0.000)
降雨量偏离度$_{t-1}$				0.063** (0.030)	0.058** (0.029)
平均气温偏离度$_{t-1}$				0.000(0.000)	0.000(0.000)
ln 土地流转合同数					0.008(0.017)
ln 农业服务组织数					0.038*** (0.014)
省份固定效应	控制	控制	控制	控制	控制
时间固定效应	控制	控制	控制	控制	控制
常数项	6.953*** (0.065)	2.877(2.357)	2.877*** (0.545)	2.685(2.419)	1.661(2.549)
样本量	360	360	360	360	360
R^2	0.377	0.609	0.608	0.619	0.633

注: ***、**、*分别表示1%、5%和10%的显著性水平;第(3)列括号内数字为D&K[47]方法下的稳健标准误,其余各列为Bootstrap自主随机抽样1000次的稳健标准误;省份固定效应和年份固定效应已控制,估计结果略。

表3 稳健性检验1:安慰剂检验

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	2007	2008	2009	2010	2011
ln 高标农田 $\times I^{2007}$	-0.003(0.017)				
ln 高标农田 $\times I^{2008}$		-0.006(0.015)			
ln 高标农田 $\times I^{2009}$			-0.012(0.018)		
ln 高标农田 $\times I^{2010}$				0.020(0.015)	
ln 高标农田 $\times I^{2011}$					0.019(0.016)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制
省份固定效应	控制	控制	控制	控制	控制
时间固定效应	控制	控制	控制	控制	控制
常数项	0.339(2.013)	0.354(1.999)	0.275(1.996)	0.595(2.073)	0.680(2.073)
样本量	210	210	210	210	210
R^2	0.687	0.688	0.688	0.692	0.691

注: ***、**、*分别表示1%、5%和10%的显著性水平,下同;括号内数字为Bootstrap自主随机抽样1000次的稳健标准误,下同;其他控制变量与基准回归一致,省份固定效应和年份固定效应均已控制,估计结果略,下同

与吕越[48]类似，为进一步验证结果的稳健性，本文将保留政策规范实施前的样本，并虚构政策规范实施时点进行安慰剂检验。DID 的前提条件是政策规范实施之前，各省份高标准农田建设政策的粮食增产效应没有出现较大变异。因此，如果政策规范实施的时间人为地提前，并去掉政策规范实施之后的观测值，则该时期核心变量的估计系数预期将不显著。反之，如果虚构的事件变量估计系数显著，则说明除了高标准农田建设政策的冲击，各省份实验组和对照组的粮食产量变动趋势存在系统性的差异，存在部分不可观测因素影响了粮食增长。

为了确保实证结果的稳健性，本文依次将 2007 年—2011 年设置为虚构的政策实施时点进行回归。估计结果如表 3 所示。列(1)～(5)结果显示，核心变量的交互项系数并不显著，因此可以排除其他潜在不可观测事件对粮食产量的影响，并进一步验证了平行趋势检验的结论。

2. 替换核心解释变量

高标准农田建设政策的规范实施不仅可以用高标准农田建设面积表示，也可以用土地治理项目资金投入表征。若政策的规范实施刺激了粮食增产，则应该看到土地治理项目资金投入与政策实施时点的交互项系数显著为正值，表 4(1)列估计结果显示与预期一致。

3. 考虑可能的遗漏变量问题

在高标农田政策建设期内，我国也陆续推出了土地确权政策以及粮食生产支持政策，以保障提升粮食产能。农村土地确权登记颁证工作于 2009 年开始试点，2013 年在全国范围内广泛开展。理论上而言，确权政策有助于实现规模化经营进而影响粮食生产。因此，纳入土地确权证书颁发数量加以控制。以政策出台的时间为序的粮食生产支持政策，依次为种粮直接补贴政策、最低粮食收购价格政策和农业保险政策①。在模型中，三项政策分别采用单位播种面积的种粮直接补贴

表 4　稳健性检验 2：替换解释变量以及控制同期政策冲击

	(1) 替换变量	(2) 土地确权	(3) 种粮补贴	(4) 最低粮食收购	(5) 农业保险	(6) ALL
ln 高标农田 $\times I^{2013}$		0.089***(0.022)	0.095***(0.022)	0.092***(0.022)	0.091***(0.021)	0.062**(0.026)
ln 高标农田 $\times I^{2013}$	0.073**(0.030)					
土地确权证书		-0.072(0.053)				-0.068(0.099)
种粮直接补贴			0.018(0.027)			0.011(0.025)
谷物生产价格指数				-0.001(0.002)		-0.001(0.002)
ln 农业保险收入					0.004(0.008)	0.001(0.008)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制
省份固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
时间固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
常数项	1.995(2.820)	3.339(2.460)	2.976(2.426)	2.751(2.439)	2.730(2.422)	3.862(2.784)
观测值	360	360	360	360	360	360
R^2	0.598	0.631	0.626	0.619	0.619	0.684
省份数	30	30	30	30	30	30

注：谷物生产者价格指数已经以 2006 年为基期，用 CPI 数据进行平减，下同。

① 种粮直接补贴政策于 2004 年开始在全国范围内推行，并于 2016 年起并入农业支持保护补贴，增加了对耕地地力保护的条件，只有符合规定标准的耕地才能领取补贴，一般按粮食种植面积或承包地面积为基础计算，鉴于补贴额的计算基础并未发生显著改变，故将 2016—2017 年种粮直接补贴金额与 2004—2015 年种粮直接补贴金额一并纳入模型分析。

总额、谷物生产者价格指数、地区农业保险保费总收入为代理变量①。在此需要说明的是,最低粮食收购价政策主要针对稻谷、小麦、玉米作物,由国家每年末统一制定来年收购价,而多数研究将最低粮食收购价格政策设置为虚拟变量加以分析,考虑到该政策实施时间早于高标准农田建设政策,且本文已控制地区固定效应,若纳入该政策虚拟变量,其数据结果并无变异,故本文考虑使用谷物的生产者价格指数作为政策代理变量,该指数反映了主要粮食作物稻谷、小麦、玉米生产者第一手出售农产品的平均价格水平变动,其政策实施省份比未实施省份价格指数波动更小,更好地贴合该政策内容。在控制各项同期农业政策影响后,表4(2)~(6)列所示的估计结果表明,高标准农田建设政策对粮食产量依旧有显著的促进效应,说明了结果的稳健性。

(三)影响机制分析

前文基准计量表明高标准农田建设政策显著促进了粮食增产。显然,在耕地总面积约束的现实条件下,增产很可能源于粮食单产水平提升或粮食播种面积扩大。但从数据上看,与高标准农田建设面积持续的稳步增长趋势不同,粮食单产增量在2006—2017年间波动较大(图3),说明高标准农田建设政策与粮食单产之间的关系是复杂多变的。为验证上述分析,本文首先进行了高标准农田建设政策对粮食单产的估计,结果如表5(1)列,发现高标准农田建设政策并未显著促进粮食单产增加,可能的原因如下:一方面,粮食单产提升一定程度上依赖于农业种子科技进步、农业技术效率提升及其推广和应用[50-51],而高标准农田建设以全面提升农田质量和配套设施为重点,可能并未对粮食单产提升起到决定性作用。另一方面,梁志会等[41]认为高标准农田建设显著降低了化肥施用量,粮食生产中间投入品的减少可能一定程度上影响了粮食单产。

表5 影响机制分析

	(1)	(2)	(3)	(4)
	ln粮食单产	ln粮食播种面积	ln经济作物播种面积	粮食复种指数
*ln*高标农田×I^{2013}	-0.014(0.012)	0.053***(0.019)	-0.011(0.024)	0.041***(0.013)
控制变量	控制	控制	控制	控制
省份固定效应	控制	控制	控制	控制
时间固定效应	控制	控制	控制	控制
常数项	5.389***(1.015)	7.020***(2.202)	2.687(2.700)	7.235***(1.429)
样本量	360	360	360	360
R2	0.682	0.583	0.610	0.592

注:(1)~(4)列控制变量与表4(6)列一致。

那么,高标准农田政策的粮食增产效应是否源于调动了农户种粮积极性,促使粮食播种面积扩张?理论上而言,一方面,从成本收益角度看,高标准农田建设可能通过节约成本提高农户种粮利润,进而激励农户种粮:高标准农田建设主要由政府拨付专项资金进行土地综合整治,对于农户而言,不仅节约了过往支出于整治土地的成本,也可能相继减少了粮食生产的灾害损失和中间品的投入成本,例如土壤条件的改善能够节约化肥成本,农田抗灾抗虫能力的提升减少了灾害损失和农药成本。另一方面,高标准农田建设提高了耕地规模、平整度、连片度,优化了农机作业环境,

① 土地确权证书颁发数、种粮直接补贴额数据来自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,历年),中国农业出版社;谷物生产者价格指数来源于国家统计局(编):《中国统计年鉴》(2006—2017,历年),中国统计出版社;农业保险保费总收入数据来源于中国保险年鉴编委会(编):《中国保险年鉴》(2006—2017,历年),中国保险年鉴社。

促进了农业横向分工和纵向分工[41]，将激励农户种植更易机械化生产的粮食作物[21]，粮食种植更加有吸引力。因此，进一步纳入粮食播种面积验证上述理论逻辑。

表 5(2)列结果显示，高标准农田建设政策显著提高了粮食播种面积，说明农户愿意并扩大种粮面积是粮食总产增产的重要原因。我国耕地面积总体稳定，为进一步探究该粮食播种面积增加的来源，本文依次纳入经济作物播种面积和粮食复种指数进行讨论。如表 5(3)、(4)列所示，高标准农田建设政策并未显著提高经济作物播种面积，而是提高了粮食复种指数，说明在耕地禀赋约束下，各地粮食播种面积的增加并未挤占经济作物的播种面积，主要是源于粮食复种指数的提升。

(四)异质性分析

考虑到高标准农田建设政策的粮食增产效应可能存在情境依赖性，因此本文从四个方面展开异质性影响分析。首先，多数研究证明农业适度规模经营有利于提高农业生产力[51-52]，高标准农田建设政策效果可能在不同规模经营情况下有不同的表现。鉴于此，本文在模型(2)的基础上，纳入耕地经营规模农户数(Scale)、高标准农田建设政策和政策实施时点虚拟变量的三重交互项，观察不同规模经营情境下高标准农田建设政策的粮食增产效果。

表 6(1)～(6)列展示了相关的估计结果，结果显示政策对小规模经营的农户(规模十亩以下的农户)没有显著的粮食增产效果，对于耕地经营规模大于十亩的农户有显著的政策效果，并且交互项系数值先上升，后呈小幅下降的趋势，说明政策对不同规模经营主体的影响程度不同，适度规模经营将更有利于政策效果的发挥。

表 6　异质性分析 1：耕地经营规模

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
ln 高标农田 $\times I^{2013} \times Scale_{0-10}$	0.003(0.002)					
ln 高标农田 $\times I^{2013} \times Scale_{10-30}$		0.006***(0.002)				
ln 高标农田 $\times I^{2013} \times Scale_{30-50}$			0.007***(0.002)			
ln 高标农田 $\times I^{2013} \times Scale_{50-100}$				0.006***(0.002)		
ln 高标农田 $\times I^{2013} \times Scale_{100-200}$					0.005***(0.002)	
ln 高标农田 $\times I^{2013} \times Scale_{200}$						0.005***(0.001)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制
省份固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
时间固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
常数项	-11.777(17.377)	-7.351(17.680)	-5.585(17.342)	-7.054(18.597)	-6.743(17.934)	1.336(16.599)
样本量	270	270	270	270	270	270
R2	0.578	0.616	0.622	0.617	0.603	0.616

注：鉴于数据的可得性，表 6 中耕地经营规模农户数样本量为 270，数据跨度为 2009—2017 年；交互项的单次项均已放入模型，估计结果省略。

其次，耕地经营规模的扩大在一定程度上依赖于农地的流转集中，如果高标准农地建设政策在拥有较大耕地经营规模的主体中起到了刺激粮食增产的效果，则该政策也可能在农地流转较多的地区表现出更好的政策效果。表 7(1)列展示了相关的估计结果，三重交互项系数为 0.003 且在 1% 的显著性水平上显著，进一步证明了表 6 的结论。

第三，农村劳动力作为粮食生产的重要投入要素之一，各地区的劳动力非农转移率可能在高标准农田建设政策中有异质性的影响。表 7(2)列显示，政策的规范实施在劳动力转移比例较大的

省份对粮食产量同样有显著促进的效果,可能的原因在于高标准农田建设带动了农业生产方式向现代化生产转型,农村劳动力流失越多的省份对农业生产现代化的需求越高,即以更多新技术、新设备代替传统人力劳动,实质上提高了农业生产的效率。为进一步验证上述结论,本文构建了农机总动力、高标准农田建设面积和政策实施时点虚拟变量的交互项,结果如表7(3)列所示,交互项系数表明高标准农田建设政策释放了农业机械生产力,在农业机械普及率更高的地区有更好的政策表现。综上所述,高标准农田建设政策与耕地经营规模、农地流转、劳动力转移和农业机械化之间有较强的互补作用,有利于强化提升政策的粮食增产效应。

表7 异质性分析2:农地流转情况、劳动力转移、机械化水平

	(1)	(2)	(3)
ln 高标农田 $\times I^{2013} \times$ *ln* 农地流转	0.003***(0.001)		
ln 高标农田 $\times I^{2013} \times$ *ln* 劳动力转移率		0.069***(0.017)	
ln 高标农田 $\times I^{2013} \times$ *ln* 农机总动和			0.006***(0.001)
控制变量	控制	控制	控制
省份固定效应	控制	控制	控制
时间固定效应	控制	控制	控制
常数项	3.486(2.608)	4.084*(2.440)	4.025(2.770)
样本量	360	360	360
R^2	0.644	0.642	0.665

注:交互项的单次项均已放入模型,估计结果省略。

四、结论与政策启示

粮食安全始终是人类生存和发展的基础,世界各国将其作为国家经济、政治、社会安全的重要组成部分[53]。中国作为人口大国,“把饭碗牢牢端在自己手中”,保障粮食产能是关键。耕地是粮食安全的根基。高标准农田建设作为国家“藏粮于地”战略的重要政策实践,耗费了巨大成本,充分了解该政策是否实现了预期目标具有重要意义。本文利用2006—2017年中国30个省(区、市)的平衡面板数据,运用双重差分模型实证分析了高标准农田建设政策对粮食生产的影响。结果显示,高标准农田建设政策对粮食增产有显著的积极效应,但影响效应具有滞后性,直到政策规范实施后的2013年才出现。作用机制分析表明:政策实施的粮食增产效应是在未挤占经济作物播种面积的条件下,通过激励农户提升粮食复种指数,扩大粮食播种面积而实现的。进一步分析显示,十亩以上的耕地经营规模能有效增幅政策的粮食增产效应,且农地流转率、劳动力转移率以及机械化水平提升能够与高标准农田建设政策发挥互补作用。

以上研究结论为高标准农田建设政策对保障中国粮食安全的重大战略意义,提供了经验证据,而且,对于各级政府理解高标准农田政策实施意义以及如何实施政策,具有启示价值:首先,为全面释放政策红利,必须强调高标准农田建设政策实施规范性的重要性。各地相关部门不仅应关注政策是否实施、是否能按期完成国家规定的高标准农田建设工作任务,而且要重视如何推进政策执行,严格把控高标准农田建设标准,以充分发挥政策对国家粮食安全保障的积极影响。二是关注政策实施效应的情境依赖特征,各地政府应因势利导,积极推动农地流转、劳动力转移,促进农业机械化发展,从而强化提升高标准农田建设政策实施的粮食增产作用。

参考文献:

[1]BROWN L R. "Who will feed China?"[J]. The Futurist,1994,30(1):14 - 18.
[2]陈志钢,詹悦,张玉梅,等. 新冠肺炎疫情对全球食物安全的影响及对策[J]. 中国农村经济,2020(5):2 - 12.
[3]MUTHAMILARASAN M, PRASAD M. Small Millets for Enduring Food Security Amidst Pandemics[J]. Trends in Plant Science,2021(1):33 - 40.
[4]FALKENDAL T, OTTO C,SCHEWE J. Grain export restrictions during COVID-19 risk food insecurity in many low- and middle-income countries[J]. Nature Food,2020(1):11 - 14.
[5]李先德,孙致陆,贾伟,等. 新冠肺炎疫情对全球农产品市场与贸易的影响及对策建议[J]. 农业经济问题,2020(8):4 - 11.
[6]DU Y. Can China's food production capability meet her peak food demand in the future? [J]. International Food and Agribusiness Management Review,2020(1):1 - 17.
[7]钟钰,普蕖喆,刘明月,等. 新冠肺炎疫情对我国粮食安全的影响分析及稳定产量的建议[J]. 农业经济问题,2020(4):13 - 22.
[8]WANG J,ZHANG Z,LIU Y. Spatial shifts in grain production increases in China and implications for food security[J]. Land Use Policy,2018(74):204 - 213.
[9]BAI W, HAO J. Impacts of policy related to structural adjustment of agriculture on grain supply in China[J]. International Journal of Sustainable Development&World Ecology,2007(3):287 - 298.
[10]QIAN J, ITO S,ZHAO Z. The effect of price support policies on food security and farmers' income in China[J]. Australian Journal of Agricultural and Resource Economics,2020(4):1328 - 1349.
[11]LI JD, LIU W,SONG Z. Sustainability of the Adjustment Schemes in China's Grain Price Support Policy—An Empirical Analysis Based on the Partial Equilibrium Model of Wheat[J]. Sustainability,2020(16):1 - 22.
[12]洪自同,郑金贵. 农业机械购置补贴政策对农户粮食生产行为的影响——基于福建的实证分析[J]. 农业技术经济,2012(11):41 - 48.
[13]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.
[14]LI W,WEI X,ZHU R,GUO K. Study on factors affecting the agricultural mechanization level in china based on structural equation modeling[J]. Sustainability,2018(1):1 - 16.
[15]WANG C,DENG M,DENG J. Factor reallocation and structural transformation implications of grain subsidies in China[J]. Journal of Asian Economics,2020(71):101248.
[16]叶明华,朱俊生. 农业保险微观效用与粮食安全的关联度[J]. 改革,2017(9):76 - 86.
[17]徐斌,孙蓉. 粮食安全背景下农业保险对农户生产行为的影响效应——基于粮食主产区微观数据的实证研究[J]. 财经科学,2016(6):97 - 111.
[18]高鸣,王颖. 农业补贴政策对粮食安全的影响与改革方向[J]. 华南农业大学学报(社会科学版),2021(5):14 - 26.
[19]JING Z. Public Investment and China's Long-Term Food Security under WTO[J]. Food Policy,2004(1):99 - 111.
[20]QIU T W,CHOY S T B,LI S P,et al. Does land renting - in reduce grain production? Evidence from rural China[J]. Land Use Policy,2020(90):104311.
[21]陈江华,罗明忠,洪炜杰. 农地确权、细碎化与农村劳动力非农转移[J]. 西北农林科技大学学报(社会科学版),2020(2):88 - 96.
[22]钱龙,冯永辉,钱文荣. 农地确权、调整经历与农户耕地质量保护行为——来自广西的经验证据[J]. 农业技术经济,2021(1):61 - 76.
[23]胡新艳,米薪宇. 产权稳定性对农机服务外包的影响与作用机制[J]. 华中农业大学学报(社会科学版),2020(3):63 - 71 + 171 - 172.
[24]HOLDEN S T,GHEBRU H. Land tenure reforms, tenure security and food security in poor agrarian economies: Caus-

al linkages and research gaps[J]. Global Food Security,2016(10):21 - 28.
[25]郭贝贝,金晓斌,杨绪红,等. 基于农业自然风险综合评价的高标准基本农田建设区划定方法研究[J]. 自然资源学报,2014(3):377 - 386.
[26]胡业翠,吕小龙,赵国梁. 四川省达县高标准基本农田建设规模与建设区域划定[J]. 中国土地科学,2014(11):30 - 38.
[27]孙宇,高明,莫建兵,等. 西南丘陵区高标准基本农田建设区域划定研究——以重庆市铜梁区为例[J]. 中国土地科学,2016(3):20 - 28 + 87 + 97.
[28]谭少军,邵景安,张琳,等. 西南丘陵区高标准基本农田建设适宜性评价与选址——以重庆市垫江县为例[J]. 资源科学,2018(2):310 - 325.
[29]SONG W, KENING W U, ZHAO H. Arrangement of High-standard Basic Farmland Construction Based on Village-region Cultivated Land Quality Uniformity[J]. Chinese Geographical Science,2019(2):325 - 340.
[30]ZHAO S,NIU H,ZHANG H. Construction of a niche-fitness model for well-facilitated capital farmland and its application[J]. Polish Journal of Environmental Studies,2018(1):473 - 484.
[31]崔勇,刘志伟. 基于 GIS 的北京市怀柔区高标准基本农田建设适宜性评价研究[J]. 中国土地科学,2014(9):76 - 81 + 94 + 97.
[32]牛忠恩,闫慧敏,黄玫,等. 基于 MODIS-OLI 遥感数据融合技术的农田生产力估算[J]. 自然资源学报,2016(5):875 - 885.
[33]边振兴,杨子娇,钱凤魁,等. 基于 LESA 体系的高标准基本农田建设时序研究[J]. 自然资源学报,2016(3):436 - 446.
[34]张忠,雷国平,张慧,等. 黑龙江省八五三农场高标准基本农田建设时序分析[J]. 经济地理,2014(6):155 - 161.
[35]XU J N,XIA S P,LI W. D. Study on Time Sequence and Pattern of High-Standard Farmland Construction: A Case Study In China[J]. Fresenius Environmental Bulleti,2020(9A):8252 - 8264.
[36]马晓妍,何仁伟,魏洪斌. 我国高标准农田建设项目投资资金效率评价[J]. 统计与决策,2020(12):85 - 89.
[37]熊冰瑶,夏建国,林婉嫔,等. 四川省高标准农田建设绩效评价[J]. 中国人口·资源与环境,2016(S2):219 - 222.
[38]蔡洁,李世平. 基于熵权可拓模型的高标准基本农田建设项目社会效应评价[J]. 中国土地科学,2014(10):40 - 47.
[39]刘春芳,刘立程,何瑞东. 黄土丘陵区高标准农田建设的生态系统服务响应研究——以榆中县高标准农田建设项目为例[J]. 中国人口·资源与环境,2018(12):124 - 130.
[40]梁志会,张露,张俊飚. 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.
[41]陈胜蓝,刘晓玲. 中国城际高铁与银行贷款成本——基于客户集中度风险的视角[J]. 经济学(季刊),2020(5):173 - 192.
[42]张林秀. 随机干预试验——影响评估的前沿方法[J]. 地理科学进展,2013(6):843 - 851.
[43]QIAN N. Missing women and the price of tea in China:The effect of sex-specific earnings on sex imbalance[J]. The Quarterly Journal of Economics,2008(3):1251 - 1285.
[44]汪伟,艾春荣,曹晖. 税费改革对农村居民消费的影响研究[J]. 管理世界,2013(1):89 - 100.
[45]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.
[46]梁若冰. 气候冲击与晚清教案[J]. 经济学(季刊),2014(4):1557 - 1584.
[47]DRISCOLL J C,KRAAY A C. Consistent Covariance Matrix Estimation With Spatially Dependent Panel Data[J]. The Review of Economics and Statistics, 1998(4):549 - 560.
[48]吕越,陆毅,吴嵩博,等. 一带一路"倡议的对外投资促进效应——基于 2005—2016 年中国企业绿地投资的双重差分检验[J]. 经济研究,2019(9):187 - 202.

[49]杨义武,林万龙,张莉琴. 农业技术进步、技术效率与粮食生产——来自中国省级面板数据的经验分析[J]. 农业技术经济,2017(5):46 - 56.
[50]赵连阁,蔡书凯. 农户 IPM 技术采纳行为影响因素分析——基于安徽省芜湖市的实证[J]. 农业经济问题,2012(3):50 - 57 + 111.
[51]冀县卿,钱忠好,李友艺. 土地经营规模扩张有助于提升水稻生产效率吗? ——基于上海市松江区家庭农场的分析[J]. 中国农村经济,2019(7):71 - 88.
[52]李文明,罗丹,陈洁,等. 农业适度规模经营:规模效益、产出水平与生产成本——基于 1552 个水稻种植户的调查数据[J]. 中国农村经济,2015(3):4 - 17 + 43.
[53]丁声俊,金松亭. 中国有能力养活自己[M]. 北京: 中国农业出版社,2012.

Effects of High-standard Farmland Construction Policies on Food Production

HU Xin-yan, DAI Ming-hong
(*National School of Agricultural Institution and Development*, *South China Agricultural University*, *Guangzhou* 510642, *China*)

Abstract: Based on the quasi experimental conditions for the sub regional promotion of China's high standard farmland construction policy, using the balanced panel data of 30 provinces in China from 2006 to 2017, this paper empirically tests the impact of high standard farmland construction policy on the total grain output by using the difference-in-difference model. The results show that the high standard farmland construction policy has a significant positive effect on grain production, but has the hysteresis quality--the positive effect did not appear until after 2013, the implementation of the policy norms. Analysis on the mechanism shows that the grain yield increase effect is achieved by encouraging farmers to improve the grain multiple cropping index and expand the grain planting areas without occupying the sown area of cash crops. Further research finds that appropriate scale management of cultivated land helps to give play to the production increase effect, and have better policy performance in areas with higher agricultural land transfer rate, labor transfer rate and mechanization level.

Key Words: food security; high standard farmland; agricultural support policy; grain production