

# 政策性农业信贷担保赋能粮食增产：效应与机制

——基于湖南省14个地级市的面板数据

邓玲<sup>a</sup>, 李明贤<sup>a</sup>, 肖化柱<sup>b</sup>

(湖南农业大学 a.经济学院; b.公共管理与法学学院, 湖南 长沙 410128)

**摘要:** 政策性农业信贷担保可以较好地应对农业“三项补贴”政策效应减弱和农村金融市场失灵的问题。本文基于2011—2020年湖南省14个地级市面板数据,运用多时点双重差分法进行检验,研究发现,政策性农业信贷担保能显著促进粮食增产,该结论经平行趋势检验、敏感性检验和安慰剂检验等一系列稳健性检验后依旧成立。机制检验表明,政策性农业信贷担保通过信贷支持和经营主体培育机制显著促进粮食增产;异质性分析发现,政策性农业信贷担保对稻谷增产作用显著,而对其他种类粮食增产的影响效果并不显著。

**关键词:** 粮食增产; 政策性农业信贷担保; 经营主体

中图分类号: F124; F830

文献标识码: A

文章编号: 1009-2013(2025)03-0040-10

## Policy-oriented agricultural credit guarantee empowers grain production increase: Effects and mechanisms—Based on the panel data of 14 prefecture-level cities in Hunan Province

DENG Ling<sup>a</sup>, LI Mingxian<sup>a</sup>, XIAO Huazhu<sup>b</sup>

(a.School of Economics; b.College of Public Administration and Law, Hunan Agricultural University, Changsha 410128, China)

**Abstract:** Policy-oriented agricultural credit guarantee could effectively address the challenges of the weakening policy effect on “three agricultural subsidies” policy and rural financial market failure. Based on the panel data of 14 prefecture-level cities in Hunan Province from 2011 to 2020, the effect of policy-oriented agricultural credit guarantee on grain production increase has been tested by using multi-time point difference-in-difference method. The study shows that policy-oriented agricultural credit guarantee could significantly increase grain production. The conclusion is still valid after a series of robustness tests such as parallel trend test, sensitivity test and placebo test. Mechanism test shows that policy-oriented agricultural credit guarantee could significantly increase grain production through improving credit accessibility and enhancing capacities of agricultural operating entities. Heterogeneity analysis finds that the effect of policy-oriented agricultural credit guarantee on rice production increase is significant while the effect on the production increase of other kinds of grain is not obvious.

**Keywords:** grain production increase; policy-oriented agricultural credit guarantee; operating entity

### 一、问题的提出

农稳社稷,粮安天下。粮食事关国运民生,粮食安全是国家安全的重要基础。党的二十大报告提出要全方位夯实粮食安全根基,中央一号文件连续

多年强调要抓好粮食和重要农产品稳产保供。抓好粮食生产供给,夯实粮食安全根基,离不开国家调控保障政策的支持。一直以来,我国高度重视粮食生产,通过财政拨款、专项补贴等方式为农业经营主体提供资金支持,在改善粮食生产条件、提高粮食综合生产能力和保障国家粮食安全方面均发挥了积极作用<sup>[1]</sup>。但不可忽视的是,粮食生产正面临新的挑战。一方面,农业资源环境约束趋紧、自然灾害加重且频发、农业生产成本攀升,种粮比较收

收稿日期: 2024-12-29

基金项目: 湖南省社会科学基金项目(23YBA108)

作者简介: 邓玲(1980—),女,湖南长沙人,副教授,博士研究生,主要研究方向为农村财政与金融。

益降低,使得生产者种粮积极性减弱<sup>[2]</sup>。另一方面,传统农业补贴政策的指向性、精准性逐步弱化,对粮食生产的激励调动作用不足<sup>[3]</sup>,财政支农方式亟待转变。而农村金融作为满足生产性资金需求的另一主要途径,因种粮风险较高且难以分散,呈现市场失灵状态<sup>[4]</sup>。资金不足问题成为困扰粮食生产的重要因素。

为确保粮食生产供给安全,发挥财政资金使用效益,缓解农村融资难题,2015年,财政部、农业部联合印发《关于调整完善农业三项补贴政策的指导意见》,明确提出调整统筹农业补贴资金,重点支持建立完善政策性农业信贷担保体系。同年7月,财政部、农业部、银保监会联合下发《关于财政支持建立农业信贷担保体系的指导意见》,强调以建立健全省级农业信贷担保体系为重点,“为农业尤其是粮食适度规模经营的新型农业经营主体提供信贷担保服务”,正式拉开了我国政策性农业信贷担保体系建设序幕。随后,《关于做好全国农业信贷担保工作的通知》《关于进一步做好全国农业信贷担保工作的通知》等系列文件相继出台,对省级农业信贷担保机构的目标定位、服务范围、财政支持措施等提出具体要求,继续强调突出对粮食、生猪等重要农产品生产的支持。政策性农业信贷担保(以下简称“农担”)机构体系建立以来,业务规模快速增长。截至2023年3月末,全国已建成“国家—省级—市级”三级农担机构体系,累计担保金额10 872亿元,在保项目99万个,县域业务覆盖率达98%<sup>①</sup>,正发展成为农村财政金融服务领域的重要力量。支持粮食生产供给是农担体系建立和发展的政策初衷和制度渊源,因此,财政资金是否有效撬动金融资本,是否有效赋能粮食生产,农担政策运行至今的实施效果有待评估与检验。

财政支农政策和农村金融服务能显著影响粮食资金投入,在应对粮食增产方面的作用十分重要<sup>[5,6]</sup>,不同于以往粮食支持保护政策,农担是财政思维和金融思维的融合创新<sup>[7]</sup>。从作用机制看,学者们分析认为政策性农业信贷担保能通过增强信用<sup>[8]</sup>、分担风险<sup>[9]</sup>、激活竞争<sup>[10]</sup>等作用机制,有效缓解新型农业经营主体“融资难、融资贵”问题<sup>[11]</sup>,是应对农业“三项补贴”政策效应减弱和农村金融市场失灵问题的内在要求<sup>[4]</sup>。从机构运行效率来看,农担的杠杆作用

提高了财政资金的使用效率。但由于在业务基础、发展思路、服务模式等方面存在明显不同<sup>[12]</sup>,各省级农担机构运行效率差异较大<sup>[13,14]</sup>。从政策实施效果来看,全国农担体系的建立在促进新型农业经营主体适度规模发展<sup>[15]</sup>、农户增收<sup>[16]</sup>和提高农业全要素生产率<sup>[17]</sup>等方面发挥了积极作用。

综上,已有文献主要聚焦作用机制、运行效率和政策效果三个方面对政策性农业信贷担保进行了深入研究,但仍存在有待完善之处:第一,促进粮食生产是建立农担体系的首要任务和目标,但现有研究关于农担对粮食生产效果的探讨却比较缺乏;第二,现有研究主要从省级层面进行,但省级农担机构的实际运行主要取决于各地级市分支机构业务开展,且各省级农担运行差异较大,尤其是在粮食生产领域承担的责任各有不同,因此从地市级层面来考察粮食主产区农担的粮食支持政策效果应更为准确。湖南省是农业大省,承东启西、连南接北,是全国13个粮食主产区之一、稻谷生产大省,习近平总书记在湖南考察时曾多次强调“扛稳维护国家粮食安全重任”<sup>②</sup>。湖南农业信贷担保公司由湖南省财政厅出资组建,肩负“谋农业发展、引金融下乡”使命,截至2023年12月,业务覆盖湖南14个市州,104个县域,并与16家省级银行、13家市级政府、82家县级政府、31家县级银行、16家龙头企业达成政银企担合作,基本建立了“覆盖全省、上下联动”的政策性农业信贷担保体系<sup>③</sup>。鉴于此,本文拟探讨政策性农业信贷担保赋能粮食增产的效应和机制,并基于湖南省14个地级市面板数据,运用多时点差分法加以检验,以期为进一步完善粮食生产支持政策和确保粮食安全提供理论依据与现实参考。

## 二、理论分析与研究假设

### (一) 政策性农业信贷担保对粮食增产的影响

在财政补贴效应减弱的形势下,贷款是满足农业经营主体的生产性资金需求的另一主要途径。然而已有研究表明,由于借款人和贷款人存在信息不对称的情况,农村金融机构面临较大的信贷风险和较高的交易成本,导致农业经营主体难以从金融机构获得充足的生产性资金,金融排斥现象普遍存在<sup>[18]</sup>。相较于小农户,种粮大户等新型农业经营主

体的生产性融资需求规模和承受的农业生产经营风险更大,但依然缺乏有效的抵押物或担保手段,面临着更为严重的融资约束<sup>[19]</sup>。金融资源难以进入粮食生产经营领域,影响农业技术投入和产业升级发展<sup>[20]</sup>。信贷担保能增强借款人信用,缓解其信用不足,是解决农村金融市场失灵问题的有效手段<sup>[21]</sup>。而农担机构作为政府出资成立的政策性金融机构,是最有力的“公信人”,能有效甄别出合格的经营主体,降低银行信贷风险,有效增强银行放贷意愿,降低银行信贷门槛,提高融资杠杆率<sup>[22,23]</sup>。农担发挥财政资金杠杆作用,能撬动金融资本流向粮食生产领域,应对农业“三项补贴”政策效应减弱和农村金融市场失灵的问题,有助于促进粮食适度规模经营,提升粮食生产效率,赋能粮食增产。由此,本文提出如下假设:

H<sub>1</sub>: 政策性农业信贷担保政策的实施能促进粮食增产。

## (二) 政策性农业信贷担保赋能粮食增产的机制

### 1. 信贷支持机制

农担在一定程度上缓解了信息不对称,有助于纾解资金约束问题<sup>[24]</sup>。农担机构采用政担合作模式开展业务,掌握着更充分的产业信息和粮食生产经营数据,能够为金融机构提供更精准的粮食经营主体经营数据,有效解决粮食经营主体无法向金融机构提供合格担保品、抵押物的困境<sup>[25]</sup>;同时,农担机构能监督粮食经营主体的生产经营行为和资金使用状况,督促其诚实、守信经营。农担通过缓解信息不对称,减少金融机构贷前逆向选择和粮食经营主体贷后道德风险的发生,从而增强农村金融机构放贷意愿和加大涉农贷款投放力度,减少供给型信贷配给<sup>[26]</sup>,缓解粮食经营主体“融资难”问题。而且,农担机构通过为粮食经营主体提供担保服务和为金融机构分担风险,能激活农村信贷市场竞争活力,促使农村金融机构降低涉农贷款利率<sup>[10]</sup>,缓解“融资贵”问题,进一步增加粮食经营主体有效需求,减少需求性信贷约束。可见,农担能从资金供给者与需求者两方面打通融资堵点,缓解粮食生产领域融资问题。充足的信贷资金支持有利于粮食经营主体扩大粮食种植面积、改善种植技术、使用机械化设备,进而实现粮食增产<sup>[19]</sup>。由此,本文提出如下假设:

H<sub>2</sub>: 政策性农业信贷担保通过信贷支持效应促

进粮食增产。

### 2. 经营主体培育机制

农担作为兼具财政和金融双重属性的政策性工具,能够对农业经营主体的生产经营行为产生激励、约束作用。首先,农担具有监督农业经营主体从事粮食生产经营的政策约束作用。农担的使用以贷款申请为前提,以行业分级和产业链分类为依据,因此能够将确有粮食生产经营行为和融资需求的农业经营主体筛选出来。通过为申请贷款但缺乏信用和担保能力的主体提供增信服务,使得以供给为导向的财政补贴机制转变为以需求为导向的市场化增信机制<sup>[4]</sup>,增强了粮食生产支持政策的指向性、精准性和实效性,为应对农业“三项补贴”政策效应减弱提供了替代性手段,有助于实现粮食专业化经营。其次,农担具有促使粮食经营主体组织化发展的政策激励作用。农担机构凭借良好的信誉和政府背景在农村地区具有一定影响力,通过为从事粮食制种、粮食种植和粮食收购、仓储保鲜、销售、初加工等经营主体提供信贷担保服务,传递着政府对粮食产业的扶持意图,影响农民的就业创业选择,具有引导更多农业经营主体投身粮食产业的利益驱动作用<sup>[15]</sup>。同时,农担项目额度及期限的确定主要以生产资料投入和土地面积为标准,有助于促进粮食经营主体联合,通过创立和发展专业合作社,扩大经营规模和延长产业链,增强经营主体间利益联结,降低生产成本,共同应对市场风险<sup>[27,28]</sup>,进而促进粮食增产<sup>[29]</sup>。基于上述分析,本文提出如下假设:

H<sub>3</sub>: 政策性农业信贷担保通过经营主体培育效应促进粮食增产。

## 三、研究设计

### (一) 模型构建

#### 1. 基准回归模型

由于湖南农担各分支机构的存在时间和空间上存在差异性,具备“准自然实验”的特点。因此,本文利用多时点双重差分法,以政策实施地区为处理组,以非实施地区为控制组,实证检验农担政策实施前后各地区粮食产量变化。参考赵琪、周鸿卫等研究<sup>[16,17]</sup>的做法,设定如下模型:

$$\ln Y_{i,t} = \alpha_1 + \beta_1 did_{i,t} + \delta_1 X_{i,t} + v_i + \mu_t + \varepsilon_{i,t} \quad (1)$$

式(1)中:下标*i*和*t*分别表示地级市和年份;被解释变量粮食增产用粮食产量的对数值 $\ln Y_{i,t}$ 衡量, $Y_{i,t}$ 表示*i*市在*t*年的粮食总产量; $did_{i,t}$ 为核心解释变量政策性农业信贷担保,属于虚拟变量,如果*i*市在*t*年实施了农担政策,则在*t*年及之后的年份中赋值为1,否则赋值为0;估计系数 $\beta_1$ 为核心解释变量的估计系数,衡量农担对粮食增产影响的净效应; $X_{i,t}$ 为控制变量组, $\delta_1$ 为控制变量组的系数; $\alpha_1$ 为截距项; $v_i$ 代表地区固定效应,控制地区层面不随时间变化的因素; $\mu_t$ 代表时间固定效应,控制时间层面不随地区变化的因素; $\varepsilon_{i,t}$ 为随机误差项,服从独立同分布。

## 2. 作用机制模型

为了识别农担对粮食增产的影响机制,本文参考江艇<sup>[30]</sup>的研究,采用两段式中介检验方法验证农担与作用机制变量之间的关系。在式(1)基础上,构建如下作用机制检验模型:

$$M_{i,t} = \alpha_2 + \beta_2 did_{i,t} + \delta_2 X_{i,t} + v_i + \mu_t + \varepsilon_{i,t} \quad (2)$$

式(2)中: $M_{i,t}$ 代表农担影响粮食增产的作用机制变量,包括信贷支持和经营主体培育; $\beta_2$ 为核心解释变量的待估计系数,衡量农担对作用机制变量的影响; $\delta_2$ 为控制变量组的系数; $\alpha_2$ 为截距项;其余变量和参数含义与基准回归模型式(1)保持一致。

### (二) 变量选取

被解释变量:本文被解释变量是粮食增产,参考贾子钰等<sup>[31]</sup>的做法,用粮食总产量(吨)衡量。考虑到各指标存在数据量纲差异、模型共线性和异方差等问题,故均做对数处理。取对数不会改变数

据性质和相关关系,且能使数据更为平稳。

核心解释变量:本文核心解释变量是政策性农业信贷担保,参考周鸿卫和高晓燕等<sup>[17,27]</sup>的做法,以各地农担分支机构的设立情况进行表征,若农担分支机构的设立时间在当年的1—6月,则认定该地区于当年实施了农担政策,若设立时间在当年的7—12月,则认定该地区于下一年度实施了农担政策。

作用机制变量:一是信贷支持机制变量,以涉农信贷额度指标衡量。参考周鸿卫和蔡庆丰等<sup>[17,32]</sup>的做法,以年末金融机构各项贷款余额乘以涉农系数测算得到,涉农系数是“农村金融机构网点数占该地区全部金融机构网点数的比重”。其中,农村金融机构具体指农村商业银行、农村合作银行、村镇银行和农村信用社。二是经营主体培育机制变量,参考洪炜杰<sup>[28]</sup>的做法,以年末新增农民专业合作社数量衡量。农民专业合作社是农业经营主体联合创立和发展的互助性经济组织,涵盖粮食生产经营全产业链,能够反映经营主体培育和发展情况。

控制变量:参考贾子钰和辜香群等<sup>[31,33]</sup>的研究,根据粮食生产特点以及数据可得性,本文从投入要素、经济社会和自然禀赋三个方面选择控制变量。投入要素方面,包括化肥施用量、农业机械化水平、粮食作物播种面积、第一产业从业人数。经济社会方面包括经济发展水平、产业结构、地方财政支持力度,分别由人均地区生产总值对数值、第一产业占比和地方农林牧渔财政支出对数值衡量。气候环境方面包括温度和湿度情况,选取平均气温和平均降水量衡量。

变量的定义如表1所示。

表1 变量的定义和描述性统计

变量属性	变量名称	变量定义	均值	标准差	最小值	最大值
被解释变量	粮食增产	粮食总产量(吨),取对数	14.497	0.514	13.290	15.175
核心解释变量	政策性农业信贷担保	地级市在当年及以后年份是否设立农业信贷担保分支机构:是=1,否=0	0.293	0.457	0.000	1.000
作用机制变量	信贷支持	涉农系数乘以年末金融机构各项贷款余额(元),取对数	10.424	0.798	8.800	13.189
	经营主体培育	新增农民专业合作社数量(个),取对数	6.558	0.623	5.024	7.623
控制变量	化肥施用量	化肥施用量(万吨),取对数	2.852	0.638	1.732	4.866
	农业机械化水平	农业机械总动力(万千瓦),取对数	12.048	0.627	10.392	12.874
	播种面积	粮食作物播种面积(千公顷),取对数	5.826	0.501	4.804	7.792
	从业人数	第一产业从业人数,取对数	4.680	0.466	3.281	5.554
	经济发展水平	人均地区生产总值(元),取对数	10.531	0.521	9.457	11.849
	产业结构	第一产业增加值占地区生产总值的比重(%)	12.909	4.895	2.897	25.079
	地方财政支持	地方财政农林牧渔支出(亿元),取对数	3.684	0.561	2.145	4.575
	温度	当年平均气温(摄氏度),取对数	2.883	0.039	2.785	2.976
	湿度	当年平均降水量(毫米),取对数	7.246	0.203	6.574	7.701

### (三) 样本来源和描述性统计

《关于调整完善农业三项补贴政策的指导意见》出台后,自2016年起湖南省农业信贷担保公司陆续在14个地级市设立分公司、办事处,并于2021年末实现省内区域业务全覆盖。考虑到数据可得性和论证科学性,本文选取2011—2020年湖南省14个地级市的面板数据为样本,覆盖农担政策实施前后时期以便对比。其中,各地农担分支机构设立的时间数据来源于对湖南省农业信贷担保公司的调研数据,新增农民专业合作社数据来自浙大卡特-企研中国涉农研究数据库(CCAD),金融机构网点数据来源于国家金融监督管理总局官网,其他数据来源于《湖南统计年鉴》和《湖南农村统计年鉴》。样本的描述性统计结果见表1。

## 四、实证结果与分析

### (一) 基准回归结果

政策性农业信贷担保对粮食增产影响的回归结果如表2所示。

表2 基准回归结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
政策性农业信贷担保	0.037*** (0.013)	0.032*** (0.012)	0.031*** (0.011)	0.034*** (0.011)
化肥施用量		0.171*** (0.053)	0.111** (0.048)	0.124** (0.049)
农业机械化水平		0.126 (0.081)	0.067 (0.064)	0.091 (0.065)
播种面积		0.033** (0.019)	0.043*** (0.015)	0.032** (0.015)
从业人数		0.120** (0.116)	0.190*** (0.056)	0.191*** (0.053)
经济发展水平			0.2459** (0.103)	0.219** (0.106)
产业结构			0.006 (0.004)	0.006 (0.004)
地方财政支持			0.190*** (0.032)	0.205*** (0.31)
温度				-0.322* (0.169)
湿度				0.020 (0.025)
常数项	14.486*** (0.004)	12.757*** (0.657)	9.275*** (1.397)	10.644*** (1.163)
地区固定效应	已控制	已控制	已控制	已控制
时间固定效应	已控制	已控制	已控制	已控制
R <sup>2</sup>	0.996	0.996	0.998	0.998

注: \*\*、\*、\*分别表示在1%、5%和10%的水平上显著,括号内为稳健标准误。以下同。

列(1)仅纳入了核心解释变量,列(2)、列(3)和列(4)分别在列(1)基础上逐步加入投入要素、经济社会和自然禀赋三个方面的控制变量,且均控制地区和时间固定效应。根据表2结果,政策性农业信贷担保的估计系数均在1%的水平上显著为正,说明农担政策的实施能显著促进粮食增产,H<sub>1</sub>得到验证。根据列(4)的估计结果,农担的粮食增产效应约为0.034,表明在控制其他因素后,农担政策实施使粮食增产约3.4%。

### (二) 平行趋势检验

运用多时点双重差分模型的前提条件是样本须满足事前平行趋势假设,即在政策实施前,处理组的被解释变量应与控制组的被解释变量具有相同的变化趋势。本文参照宋科等<sup>[34]</sup>的做法,采用事件研究法进行处理前平行趋势检验。在式(1)的基础上建立以下模型:

$$\ln Y_{i,t} = \alpha_1 + \sum_{j=-5}^4 \beta_j D_{i,t}^j + \gamma X_{i,t} + v_i + \mu_t + \varepsilon_{i,t} \quad (3)$$

式(3)中: $i$ 表示地级市, $t$ 表示年份; $D_{i,t}^j$ 为平行趋势时间虚拟变量。具体而言,若年份 $t$ 是 $i$ 地级市设立农担分支机构之前的第 $j$ 年,则 $D_{i,t}^j$ 取值为1,否则取值为0;若年份 $t$ 是 $i$ 地级市设立农担分支机构之后的第 $j$ 年,则 $D_{i,t}^j$ 取值为1,否则取值为0。以处理组实施政策前1年为基准年, $\beta_j$ 为相对基准年的回归系数,其他变量及参数的含义与式(1)保持一致。若政策实施前的估计系数不显著异于0,则表明满足处理前平行趋势检验。由于湖南各地市农担分支机构是在2016年及之后分批次设立,因此主要检验政策实施前5期和政策后4期的动态效应,检验结果见图1。

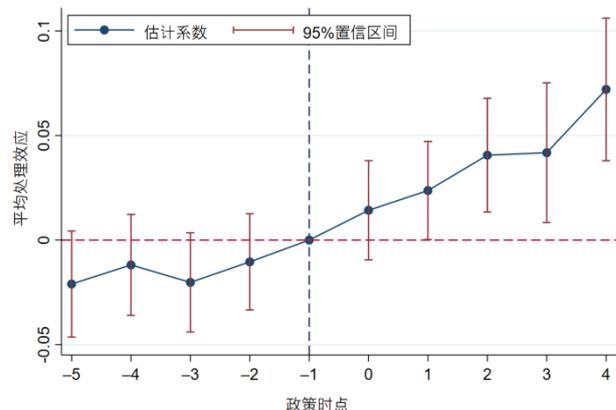


图1 处理前平行趋势检验

检验结果重点关注估计系数 $\beta_i$ 的动态变化。由图1可以看出，在农担政策实施前，各期估计系数的95%置信区间均包含0值，说明处理组和对照组的粮食产量在农担政策实施前不存在显著差异；在农担政策实施后，估计系数逐年增大，且自第2期起，各期估计系数的95%置信区间均不再包含0值，在5%的统计水平下显著为正，说明处理组与对照组的粮食产量出现显著差异，农担政策效应逐渐显现，对当地粮食增产存在显著正向促进作用。该政策效应存在一定滞后性，这是农业经营主体从政策认知到反应决策，再到组织和扩大粮食生产直至粮食产出都需要一定时间导致的。因此，检验结果表明在政策实施前，处理组与控制组满足处理前平行趋势假定。

### (三) 敏感性检验

传统的处理前平行趋势检验可能会存在估计和推断的偏差，因此，有必要对政策实施后政策效应显著异于0的时期进行处理后平行趋势敏感性检验。即通过构造平行趋势的最大偏离程度和与之相对应的处理后点估计量的置信区间，来进行违反平行趋势假设的检验。若在最大偏离程度下，处理后点估计量置信区间不包含0值，则表明处理效应对平行趋势的偏离程度具有较好的稳健性。本文参照许文立等<sup>[35]</sup>的做法，设置最大偏差度=1×标准误，对政策实施后政策效应显著为正的时期进行平行趋势敏感性检验。图2显示了在相对偏离程度0.01倍限制下，政策实施后第2期处理效应显著异于0的敏感性检验结果<sup>④</sup>。可以看出，在相对偏离程度限制下，政策实施后第2期的处理效应十分稳健，表明即使平行趋势存在一定程度的偏离，农担政策的实施仍然对各地市粮食增产具有显著的推动作用。

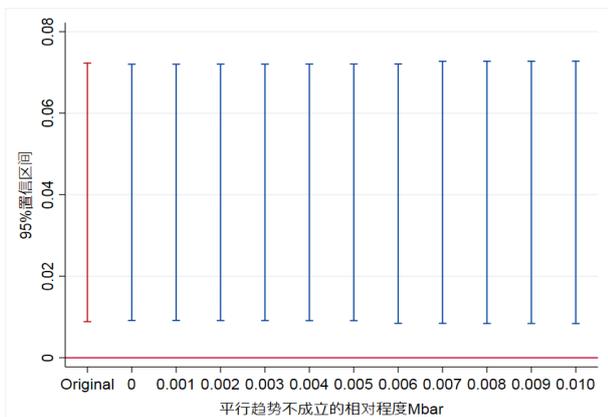


图2 平行趋势假设敏感性检验

### (四) 安慰剂检验

为排除其他政策因素或随机性因素可能对粮食增产产生的影响，本文参考赵琪等<sup>[16]</sup>的做法进行政策实施随机性检验，以考察不可观测因素对估计结果的影响。该检验通过随机确定政策实施时间，同时随机选取相应数量的地级市作为虚拟处理组，以其余地级市作为对照组，利用新的样本对基准回归模型进行重新估计，得到虚拟核心解释变量的估计系数值。本文将这一随机抽样过程重复500次，获得500个虚拟核心解释变量的系数估计值。图3为重复随机抽样500次后，估计系数的核密度分布图结果。图中实曲线表示虚拟估计系数值的概率密度，右侧垂直虚线为基准回归中核心解释变量的真实估计系数值（0.034）。结果显示，安慰剂检验得到的虚拟估计系数整体服从正态分布，即处理组与控制组的划分是随机的；虚拟估计系数值集中在横轴0附近，大多位于纵轴0.1之上，且均落在真实估计系数值的左边，表明农担对粮食增产的影响通过了安慰剂检验。

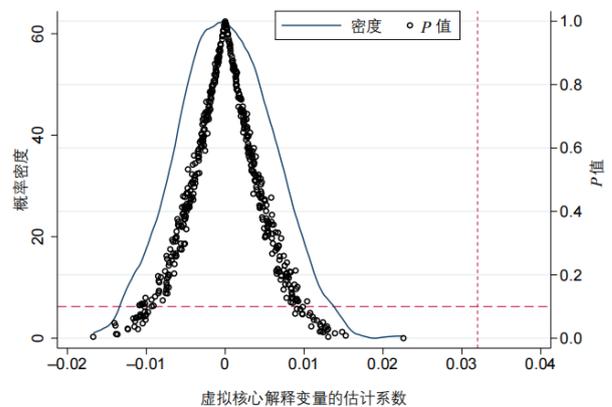


图3 安慰剂检验

### (五) 稳健性检验

#### 1. 调整政策时间

第一，提前政策实施时间。根据反事实检验框架，假设政策实施的时间点为政策真实实施前的某个年份，若核心解释变量的估计系数依然通过显著性水平检验（ $p < 0.05$ ），表明政策效应可能被虚假冲击所解释；若估计系数不能通过显著性水平检验（ $p > 0.1$ ），则表明政策效应无法被时间干扰因素所解释。本文将各地政策实施时间统一提前2期，进行时间置换检验。从表3列（1）可以看出，政策实施时间提前2期后，估计系数由基准模型的0.034变为

0.010, 在5%的水平上不再显著, 表明基准回归的政策效应真实存在, 排除了时间趋势或遗漏变量的干扰。第二, 滞后政策效果时间。由于粮食作物从播种到收获需要一定时间, 农担政策产生效果具有一定的时间滞后性, 因此本文将被解释变量粮食增产滞后1期, 再次进行检验。从表3列(2)可以看出, 在粮食增产变量滞后的情况下, 估计系数为0.026且在1%的水平上依然显著, 表明了基准回归结果是稳健的。

## 2. 异质性处理效应偏误检验

多期DID模型假设所有个体的处理效应都相同, 但由于不同时间点的政策效应存在异质性, 这种异质性处理效应可能导致估计偏误, 为此, 本文参考周鸿卫等<sup>[17]</sup>的做法, 采用堆叠估计量(Stacked DID)进行异质性处理效应偏误检验。具体来说, 该方法将各期受政策影响的个体视为独立的处理

组, 先分别计算每一期的政策处理效应估计值, 再将不同时期的估计值进行加权平均, 得到包含不同时期、不同个体信息的堆叠估计量数据集, 然后进行回归分析。检验结果如表3列(3)所示, 估计系数为0.055, 并通过5%的显著性水平检验。这表明, 在排除异质性处理效应的干扰后, 结论依然成立。

## 3. 其他稳健性检验

本文还采用了以下方法进行稳健性检验。一是将样本时期延长为2008—2020年以增加样本量; 二是将被解释变量替换成粮食单位面积产量对数值; 三是使用双向固定效应模型再次回归, 具体结果见表3列(4)—列(6)。结果表明, 核心解释变量政策性农业信贷担保的估计系数大小、符号与显著性水平均与表2基本一致, 证明了基准回归结果的稳健性。

表3 稳健性检验

变量	(1) 政策时点提前2期	(2) 粮食产量滞后1期	(3) 堆叠DID估计	(4) 改变样本量	(5) 更换被解释变量	(6) 双向固定效应模型
政策性农业信贷担保	0.010 (0.991)	0.026*** (0.009)	0.055** (0.014)	0.027*** (0.010)	0.021*** (0.007)	0.029*** (0.010)
常数项	10.840*** (10.258)	10.126 (1.599)	—	10.240*** (0.956)	6.006*** (0.922)	10.248*** (1.161)
控制变量	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制
地区固定效应	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制
时间固定效应	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制
R <sup>2</sup>	0.950	0.997	—	0.997	0.977	0.653

## 五、进一步分析

### (一) 作用机制检验

基准回归已经证明, 农担政策的实施能显著促进粮食增产。本文采用因果推断研究中的两段式中中介效应分析方法, 进一步检验农担赋能粮食增产的作用机制, 结果如表4所示。

#### 1. 信贷支持机制检验

表4列(1)报告了农担对信贷支持的回归结果。结果显示, 核心解释变量的回归系数通过了1%的显著性水平检验, 且系数为正, 说明农担对信贷支持具有显著正向促进作用。农担政策的实施能激励银行等金融机构增加涉农贷款额度, 满足粮食经营主体的信贷资金需求, 有效缓解“融资难”“融资贵”问题。信贷资金充足进一步保证了粮食经营主体充分利用现代农业技术、升级机械设备、雇佣劳动力

以及扩大经营面积等实现机械化、规模化经营, 从而促进粮食增产。

表4 作用机制检验

变量	(1) 信贷支持	(2) 经营主体培育
政策性农业信贷担保	0.139*** (0.028)	0.280*** (0.070)
常数项	10.453*** (10.332)	10.411*** (10.239)
控制变量	已控制	已控制
地区固定效应	已控制	已控制
时间固定效应	已控制	已控制
R <sup>2</sup>	0.993	0.911

#### 2. 经营主体培育机制检验

表4列(2)报告了农担对经营主体培育的回归结果。结果显示, 核心解释变量的回归系数通过1%

的显著性水平检验，且系数为正，说明农担对经营主体培育具有显著正向促进作用。农担政策的实施能引导经营主体组织化发展，有利于经营主体运用专业化管理方法实现生产要素的优化配置，并通过主体间利益联结共同抵御市场风险，降低成本，从而提高粮食产量。

上述结果验证了H<sub>2</sub>、H<sub>3</sub>，表明农担能通过信贷支持机制和经营主体培育机制赋能粮食增产。

## （二）异质性分析

农担有助于粮食增产，但对不同种类粮食的效果可能不同。本文进一步分析农担对湖南稻谷、小麦、玉米、薯类和大豆五种粮食增产的影响，回归结果如表5所示。可以看出，农担对稻谷增产影响的估计系数为正，并通过1%的显著性水平检验，表明

农担显著促进了各地区稻谷增产；而农担对其他种类粮食增产的影响并不显著。湖南省光照、水源等资源丰富，粮食生产具有“一粮独大”的明显特征，大量的粮食经营主体主要从事早稻、中稻与一季晚稻、晚稻的种植，是全国重要的水稻主产区。2020—2022年全省粮食总产分别为3 015.1万吨、3 074.4万吨和3 018万吨，其中稻谷总产分别为2 638.9万吨、2 683.1万吨和2 639.9万吨，占比在87%以上<sup>⑤</sup>。受湖南粮食生产结构的影响，农担主要面向稻谷生产经营主体，对其生产资料购买、仓储保鲜设施、初加工设施建设等方面的资金使用提供担保服务，增产效果显著。由于湖南其他种类粮食作物的播种面积和经营规模相对有限，农担业务受限，其政策支持效果未能显现。

表5 种类异质性分析

变量	(1) 稻谷	(2) 小麦	(3) 玉米	(4) 薯类	(5) 大豆
政策性农业信贷担保	0.042*** (0.011)	0.098 (0.314)	-0.133 (0.145)	-0.058 (0.048)	0.014 (0.037)
常数项	8.900*** (1.262)	17.609 (32.201)	15.336*** (4.946)	13.544*** (4.945)	6.748* (3.811)
地区固定效应	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制
时间固定效应	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制
R <sup>2</sup>	0.998	0.944	0.985	0.981	0.991

## 六、研究结论与政策启示

### （一）研究结论

本文基于2011—2020年湖南省14个地级市面板数据，运用多时点双重差分法实证分析政策性农业信贷担保对粮食增产的影响效应。研究结论如下：第一，基准回归结果表明，政策性农业信贷担保能显著促进粮食增产。并且，这一结论经过平行趋势检验、敏感性检验、安慰剂检验以及稳健性检验后依然成立。第二，作用机制检验表明，政策性农业信贷担保通过信贷支持机制缓解粮食生产经营过程中的资金约束，为粮食经营主体提供了充足的发展资金。同时，通过主体培育机制引导粮食经营主体不断联合壮大，进而推动粮食增产。第三，异质性分析表明，政策性农业信贷担保对稻谷增产有显著影响，对其他种类粮食增产的影响并不显著。

### （二）政策建议

基于以上研究结论，为进一步优化政策性农业信贷担保政策，充分发挥其在促进粮食增产、保障粮食安全方面的作用，本文提出以下建议：

一是应丰富农担产品，全面支持粮食增产。湖南应在继续巩固对稻谷类粮食生产的支持的基础上，深入研究其他种类粮食生产的特点和资金需求规律，加大对玉米、薯类等其他种类粮食生产的支持力度。针对玉米种植过程中对化肥、农药等农资采购资金的需求，以及薯类收获后储存和加工环节的资金需求，细分专门的农担产品，设计具有市场竞争力的担保费率和灵活的担保期限，以提供更符合粮食经营主体实际需求的金融服务，促进各类粮食生产，全面提升粮食产量。

二是应优化管理机制，增强地方适配性。赋予地市级分支机构更大的操作灵活性和自主权，使其

能够更紧密结合当地粮食产业发展实际情况,精准对接产业需求。在一些粮食生产大县,地市级分支机构可根据当地种植特色和产业规划,制定针对性的农担政策,加大对种植大户、合作社等经营主体在购置先进种植设备、建设仓储设施等方面的担保力度。同时,提升分支机构担保业务审批权限,减少繁琐的审批流程,能够更快地响应粮食经营主体的资金需求,撬动更多金融资本投向粮食生产经营领域,为粮食产业发展注入强大的资金动力。

三是搭建信息平台,提升服务质量。应利用政策性金融机构的优势,在银担数据、政担数据、企担数据积累与整合的基础上建立统一的信息数据平台,推进涉农信息数据共享,以便更全面、准确地掌握粮食产业信息和市场信息,更有效发挥政策性农业信贷担保的信贷支持作用和经营主体培育作用。此外,积极对接国家农业信贷担保联盟,加强与其他地区的业务横向交流与经验借鉴,不断完善服务模式,促进粮食产量持续提升。

#### 注释:

- ① 参见国家农业信贷担保联盟有限公司官网。<https://www.nacga.cn/about/company.html>.
- ② 参见湖南省人民政府门户网站。[http://www.hunan.gov.cn/hnyw/sy/hnyw1/202412/t20241214\\_33525275.html](http://www.hunan.gov.cn/hnyw/sy/hnyw1/202412/t20241214_33525275.html).
- ③ 参见湖南省农业信贷融资担保有限公司官网。<https://www.hnnydb.com/gsgk/25.html>.
- ④ 本文还对政策实施后政策效应显著异于0的第3期、第4期进行了敏感性检验,结果均通过检验。限于篇幅,未全部展示。
- ⑤ 参见《湖南统计年鉴》, <http://222.240.193.190/2023tjnj/indexch.htm>.

#### 参考文献:

- [1] 朱满德,张青.农业生产性服务与粮食生产韧性:影响机制与实证检验[J].湖南农业大学学报(社会科学版),2024,25(6):1-11.
- [2] 杜志雄,韩磊.供给侧生产端变化对中国粮食安全的影响研究[J].中国农村经济,2020(4):2-14.
- [3] 黄少安,郭冬梅,吴江.种粮直接补贴政策效应评估[J].中国农村经济,2019(1):7-31.
- [4] 孙同全,邓晗,田雅群.中国政策性农业信贷担保制度溯源、运行逻辑与演化前景[J].中国农村经济,2024(9):63-79.
- [5] 辛超丽.农业“三项”补贴改革对粮食自给率的影响研

究[J].东岳论丛,2024,45(8):107-115.

- [6] 张锦华,徐雯.完全成本保险试点能激励粮食产出吗?[J].中国农村经济,2023(11):58-81.
- [7] 罗剑朝,胡杰.农业信贷担保、信贷供给与农业经济发展[J].财贸研究,2023,34(3):68-79.
- [8] 冯林,朱艳静.双重目标冲突下农业政策性担保运行机制研究——基于新型农业信贷担保的山东实践[J].农村金融研究,2021(5):46-53.
- [9] 徐攀.农业经营主体融资担保协同机制与效应——浙江省农担体系建设的探索与实践[J].农业经济问题,2021(10):113-126.
- [10] 冯林,刘阳.从分险、赋能到激活竞争:农业政策性担保机构何以降低农贷利率[J].中国农村经济,2023(4):108-124.
- [11] 吕静,孙小龙,郭沛.我国政策性农业担保的实施效果[J].河南农业大学学报,2020,54(1):173-180.
- [12] 李欲晓.建立健全政策性农业信贷融资担保体系的探索与思考——基于四川省的探索与实践[J].西部金融,2020(10):50-56.
- [13] 孟光辉,李永坤,安康.中国政策性农业信贷担保机构运行效率研究[J].经济与管理评论,2022,38(6):73-87.
- [14] 石宝峰,刘磊,王瑞琪.政策性农业融资担保公司运行效率研究[J].东方论坛,2023(2):120-134.
- [15] 庄腾跃,李顾杰,罗剑朝.获得农业信用担保贷款促进了农户从事农业创业?[J].西北农林科技大学学报(社会科学版),2024,24(1):124-138.
- [16] 赵琪,高晓燕.农业政策性信贷担保的增收效应——基于担保分支机构设立的准自然实验[J].山西财经大学学报,2024,46(2):43-53.
- [17] 周鸿卫,丁浩洋.农业信贷担保政策实施对农业全要素生产率的影响[J].中国农村观察,2024(2):24-45.
- [18] 卜振兴,白艳娟.农业经营主体融资困境与金融创新破解路径分析[J].西南金融,2019(9):56-62.
- [19] 戴琳,于丽红,兰庆高,等.农地抵押贷款缓解种粮大户正规信贷约束了吗——基于辽宁省434户种粮大户的实证分析[J].农业技术经济,2020(3):20-31.
- [20] 黄红光,白彩全,易行.金融排斥、农业科技投入与农业经济发展[J].管理世界,2018,34(9):67-78.
- [21] 鲁其辉,徐婷婷,李爽,等.政府主导下农业供应链金融中补贴与担保机制研究[J].运筹与管理,2023,32(3):198-205.
- [22] VERONIQUE DE RUGY. The SBA's justification IOU[J]. American enterprise institute regulation, 2007(4):26-34.
- [23] COWLING M, DEMANGE B, SUNDARI M. Vector-valued distributions and Hardy's uncertainty principle for

- operators[J]. *Revista matemática iberoamericana*, 2010, 26(1): 133-146.
- [24] 李江源, 马松, 李佳驹, 等. 加快政策性担保和再担保机构建设破解中小微企业融资难融资贵难题——基于四川的思考[J]. *现代管理科学*, 2017(7): 100-102.
- [25] 胡杰, 李晋阳, 罗剑朝. 农业信用担保业务供给意愿及其概率预测[J]. *西北农林科技大学学报(社会科学版)*, 2021, 21(6): 115-125.
- [26] 陈军. 乡村振兴驱动下的地方特色农业发展策略：以甘肃省天水市为例[J]. *山西农经*, 2024(19): 67-69, 107.
- [27] 高晓燕, 向念. 政策性农业信贷担保对新型农业经营主体设立的影响——基于担保分支机构设立的准自然实验[J]. *金融经济研究*, 2024, 39(6): 49-63.
- [28] 洪炜杰. 正规金融支农有助于培育新型农业经营主体吗——以涉农贷款增量奖励试点为例[J]. *金融经济研究*, 2024, 39(4): 105-120.
- [29] 张春燕, 张露. 新型农业经营主体能否有效促进粮食产量提升? ——来自中国农业企业的证据[J]. *华中农业大学学报(社会科学版)*, 2024(6): 74-86.
- [30] 江艇. 因果推断经验研究中的中介效应与调节效应[J]. *中国工业经济*, 2022(5): 100-120.
- [31] 贾子钰, 韩廷春. 数字普惠金融对粮食安全的影响研究——基于县域面板数据[J]. *经济问题*, 2024(11): 103-110.
- [32] 蔡庆丰, 田霖, 林志伟. 地区融资模式与创业创新——基于空间面板模型的实证发现[J]. *财贸经济*, 2017, 38(7): 91-106.
- [33] 辜香群, 杨志海, 张荫泽, 等. 耕地质量保护技术采纳的粮食产出及风险效应分析：组合型采纳更有效吗[J/OL]. *农业技术经济*, [2025-02-02]. <https://doi.org/10.13246/j.cnki.jac.20241108.001>.
- [34] 宋科, 李宙甲, 刘家琳. 新型农村金融机构设立能够促进县域经济增长吗[J]. *中国农村经济*, 2023(3): 81-100.
- [35] 许文立, 孙磊. 市场激励型环境规制与能源消费结构转型——来自中国碳排放权交易试点的经验证据[J]. *数量经济技术经济研究*, 2023, 40(7): 133-155.

责任编辑：李东辉