

财政支持的粮食增产效应及其空间溢出效应

——以水稻为例

闵锐^{1,2},胡卓辉²,吴清华^{3*}

(1.中南民族大学经济学院/湖北全面小康研究院,湖北武汉430074;

2.中南林业科技大学商学院,湖南长沙410004;

3.湖北科技学院经济与管理学院,湖北咸宁437000)



摘要 粮食生产是保障国家粮食安全战略的基石,而与其相关的适度财政支持可以兼顾公共财政资金有效利用、国家安全战略实施。结合水稻在粮食生产中的重要地位,基于2006-2021年中国省际面板数据,采用固定效应模型、中介效应模型和空间杜宾模型,实证分析财政支持对水稻总产量的影响机制及其空间溢出效应。研究发现:财政支持能够促进水稻总产量增长,但这种增产效应存在时滞;财政支持对水稻增产的中介效应主要通过扩大区域水稻生产规模实现;财政支持的增产效应存在负向空间溢出效应,导致水稻生产在空间分布上呈集聚趋势。鉴于水稻生产的空间异质性,从是否为粮食主产区来看,财政支持的增产效应在粮食主产区更显著;从经济发展水平来看,增产效应在东北地区更显著。因此,需要保持对粮食生产的财政支持力度,促进经营的规模化、效益化、可持续化的良性循环,防控财政支持政策的负向抑制作用,增量资金向包括东北地区的主产区倾斜。

关键词 财政支持;水稻生产;粮食增产;空间溢出效应

中图分类号:F323.4 **文献标识码**:A **文章编号**:1008-3456(2024)03-0131-11

DOI编码:10.13300/j.cnki.hnwkxb.2024.03.011

农稳社稷,粮安天下。党和政府高度重视并支持粮食生产,在农业与粮食生产的弱质性、比较收益低的背景下,为提高农户的种粮积极性和收入水平,通过转移支付补贴农户、完善农业基础设施等手段,增强财政支农力度。《中国统计年鉴2022》显示,至2021年中国农林水事务支出已达22034亿元,占当年财政总支出的8.97%,为粮食增产提供了有力保障。但是,在粮食总产量、进口量、库存量“三量齐增”的背景下,相关财政支持面临政府财政负担重、WTO规则约束等现实挑战,叠加后疫情时代及世界大变局加速演进,重要农产品的保供稳价决定着中国经济增长高质量发展的战略主动权^[1]。因此,随着农业发展、粮食安全战略进入新阶段,必须建立与之相适应的制度创新、政策创新和投资创新^[2]。

水稻是保障粮食安全的重要作物品种。统计分析《中国统计年鉴2022》的相关数据发现,1978—2021年水稻在各年粮食^①总产量中占比的平均值为36.12%,说明水稻承担着“谷物基本自给,口粮绝对安全”的主要责任。在农业强国建设进程中,保障粮食安全是重要战略目标之一,要提高政策的精准性、稳定性和实效性,加快构建符合国情、重点突出的农业支持体系^[3]。因此,分析财政支持力度对水稻增产的因果效应、作用机制及其空间溢出效应,有利于提高财政支持资金利用效率,为新形势下维护粮

收稿日期:2023-08-18

基金项目:国家自然科学基金青年项目“农业直接补贴政策的粮食全要素生产率增长效应:理论构建、实证评估与政策优化”(72003201)、教育部人文社会科学项目“粮食直接补贴政策对粮食生产效率的影响机理、实证分析与优化策略研究”(19YJC790093)、中央高校基本科研业务费专项“高质量发展视阈下粮食直接补贴政策效应评价与制度优化研究”(CSZ23007)。

*为通讯作者。

① 此处的粮食包括水稻、小麦、玉米,以及豆类、薯类;除水稻以外,稻谷还包括旱稻,但目前统计资料未单独统计播种面积、产量的占比均较小的旱稻,因此,本文研究财政支持的水稻增产效应。

食安全、推动高质量粮食生产、实施差异化的政策支持,提供研究依据。

已有文献多从收入效应、外部条件效应两个方面,研究财政支持对粮食增产的影响。一方面,支持收入效应的观点认为,直接补贴、价格支持等政策可以提高农户农业经营收入,激励其扩大生产。在跨过“刘易斯拐点”后,中国人口红利逐渐消失,加剧因农业经营规模较小而产生的资本报酬递减、投资回报率下降等问题^[4]。同时,财政支持虽能促进粮食生产,但面临WTO规则的实质性约束,“黄箱”政策空间逐年收窄^[5]。其中,脱钩收入性补贴虽未扭曲市场,但对粮食生产要素投入无显著影响^[6],甚至引发土地成本上涨等问题^[7]。另一方面,支持外部条件效应的观点认为,在不区分基础设施类型的情况下,财政支持能促进农业生产基础设施等生产外部条件改善,通过其规模效应和结构效应,降低粮食生产成本^[8],提高粮食综合生产能力。此外,并非所有基础设施同等有利于粮食生产,其发挥作用存在技术属性差异、规模经济的网络效应,使粮食增产效应表现出空间异质性^[9]。

通过回顾以上代表性文献,可发现既有研究存在以下尚需深入研究之处:第一,从具体或某一类财政支持政策出发,较少关注系统性财政支持对粮食生产的影响,而诸多具体财政支持的政策形式、作用机理与效果较为类似,过于聚焦某一具体政策可能导致研究缺乏系统性,造成政策误判风险;第二,以大农业口径或粮食整体为研究对象,但不同作物在生长周期、生产方式、技术进步速度、市场条件等方面存在差异,为规避实证偏误,有必要重点研究财政支持对特定重要农产品的影响;第三,对财政支持增产效应的空间分析缺乏足够关注,在技术外溢和区域经济差异客观存在的背景下,会影响因果效应评估的精准度。

一、理论分析与研究假设

1. 财政支持的增产效应

结合中国水稻生产主体主要是传统小农的特征事实^①,以规模报酬不变为前提假设^[10],根据经典C-D函数,构建水稻生产函数 $Y = A_t L^\alpha K^\beta$,其中 L 为劳动力投入量, K 为资本投入量, α 、 β 分别为劳动力、资本的系数,且 $\alpha + \beta = 1$, A_t 为第 t 期技术水平。其中, K 包含私人部门资本(k_1)和公共部门资本(k_2),故 $Y = A_t L^\alpha (k_1 + k_2)^\beta$ 。当公共部门资本增加比例 δ 时, $K' = k_1 + k_2 + \delta k_2$,且 $K' > K$, $\frac{Y'}{Y} = \frac{K'}{K} > 1$,表明增加公共部门资本投入即增加财政支持,有利于提高水稻总产量;当公共部门资本减少比例 ρ 时, $K'' = k_1 + k_2 - \rho k_2$,且 $K'' < K$, $\frac{Y''}{Y} = \frac{K''}{K} < 1$,说明减少财政支持不利于水稻增产。在要素投入方面,农业机械等形式的资本可以部分替代或减少劳动力投入,当 α 减小、 β 增大的情境下,表明资本替代劳动,资本在生产要素投入结构中占比提高^[11],会放大财政支持对水稻总产量的影响。基于此,提出如下假设:

H₁: 财政支持有助于提高水稻总产量,具有增产效应。

2. 生产规模和生产效率的中介效应

水稻产量受技术进步、要素投入、自然资源禀赋、人力资本等多种因素共同影响,体现为生产规模、生产效率等方面的优化^[5]。在财政支持的作用机制方面,基层政府使用地方财政资金和中央转移支付,建设基础设施和高标准农田、提供公共服务,降低生产者扩大生产和交易的边际成本,激励农户通过土地流转实现规模经营^[12],以规模经济来提高种粮收益,实现规模与效益的良性循环,增加地区水稻总产量;另一方面,通过价格支持政策或直接补贴,增加水稻种植者收入,为采纳先进技术、增加生产资料投入提供物质支撑,提高单位面积产量。值得注意的是,生产规模扩张与生产效率提高呈“U型”关系^[13],即当生产规模达到或跨过相应的门槛值后,水稻生产效率才与生产规模呈正相关关系^[14]。这意味着在经营规模没有实现规模经济的情况下,财政支持主要通过生产规模扩张,提高水稻生产效率。基于此,

① 《中国农村政策与改革统计年报2022年》的相关数据表明,在2022年中国农户总量中,农业经营规模30亩至50亩、50亩及以上的农户占比分别为2.2%、1.4%。

提出如下假设:

H₂:财政支持增产效应的中介效应,主要表现为生产规模、生产效率的优化。

3. 财政支持增产效应的空间溢出效应

地理学第一定律显示,经济现象之间普遍存在空间相关性,并因距离邻近而增大^[15]。基础设施能促进资源跨区流动与分工合作、推动社会经济活动跨越行政边界,日益密切的区域间社会经济联系也会加剧其空间溢出效应。空间溢出效应可分为正向溢出效应和负向挤出效应,一方面,财政支持通过公路等基础设施建设,促进农机跨区作业、规模化与专业化经营、生产率提高,实现正向溢出效应^[16];另一方面,农业生产依赖自然资源,在财政支出的推动作用下,农业发展会向具有资源禀赋优势地区集聚^[17]。地方政府的产业财政支持会促进区域内农业生产专业化^[18],加剧生产要素或相关产业的聚集效应,并对周边地区同类产业发展产生“回波效应”。基于此,提出如下假设:

H₃:财政支持的水稻增产效应具有空间溢出效应。

二、研究设计与数据说明

1. 变量选取

被解释变量。总产量通常被广泛用于表征农业生产成效,从粮食总量安全视角出发,考虑到不同省份的水稻总产量差距较大,为避免极端值对回归结果的影响,将水稻总产量取自然对数作为被解释变量。

解释变量。财政支持的具体指标方面,按照相关性与系统性原则,选取农林水事务支出作为核心解释变量,其包括农业支出、林业支出、水利支出、扶贫支出、农业综合开发支出等^[19]。由于各省经济发展、水稻生产实际存在较大差异,与被解释变量类似,取农林水事务总支出的对数表征财政支持。其中,2007年及以前的农林水事务支出是由农业、林业和水利事务支出加总得出。因为农林水事务总支出为大农业口径数据,本文参考闵锐等的做法,从农林水事务总支出中剥离出与水稻相关度较高的部分^[20],并以2006年为基期,采用各省CPI指数对该指标数据平减。关键实施过程包括设置两种权重系数: $A = \text{水稻播种面积} / \text{农作物播种面积}$; $B = (\text{农业产值} / \text{农林牧渔业总产值}) \times A$ 。其中, A 是从农业(即种植业)相关指标中剥离出水稻部分的系数,“农业产值/农林牧渔业总产值”为从大农业口径相关指标中剥离出农业部分的系数。然后,使用权重系数 B 乘以农林水事务支出,估算与水稻生产相关的财政支持数据。

中介变量。财政支持影响水稻增产的主要路径为生产规模扩大、生产效率优化,选择生产规模、生产效率作为中介变量。生产规模方面,耕地是水稻生产的物质基础,财政支持通过影响生产面积促进水稻增产,选择播种面积的自然对数表征水稻生产规模;生产效率方面,受自然资源禀赋所限,提高单位面积产出是未来粮食增产的根本途径^[5],选择单位面积水稻产出表征水稻生产效率。考虑到各地区单位面积产量差异较小,未取对数处理。

控制变量。参考相关研究,选取经济发展水平、技术进步、要素投入、自然灾害作为控制变量。其中,经济发展水平往往伴随耕地占用和环境污染,影响粮食生产。考虑到经济发展过程中物价水平的上涨与地区差异,选择以2006年为基期平减的人均GDP的自然对数表征经济发展水平;技术进步对粮食增产具有显著促进作用^[21],而广义的技术进步既包括农业机械装备等硬技术进步,又包括经营管理技术改进等软技术进步,两者相辅相成共同发挥作用。学界普遍认为全要素生产率指标符合广义技术进步范畴^[22],选择水稻全要素生产率^①表征水稻技术进步;要素投入是粮食增产的主要来源之一,选取

① 水稻全要素生产率使用CCR-Mulmquist指数方法计算得出,投入指标为稻谷播种面积、水稻生产费用和水稻劳动力投入,期望产出为稻谷总产量。其中,水稻生产费用以2006年为基期进行平减,并将2006年水稻全要素生产率设为1。稻谷播种面积和稻谷总产量数据来源于历年的《中国农村统计年鉴》,水稻生产费用和水稻劳动力投入来源于《全国农产品成本收益资料汇编》。其中,水稻生产费用=各省稻谷每亩物质与服务费用×稻谷生产面积,稻谷每亩物质与服务费用=各稻种每亩物质与服务费用之和÷稻种数;劳动力投入=每亩总用工×稻谷播种面积。

对水稻生产影响大、在成本中占比高的化肥投入、农业机械总动力和劳动力投入,取其自然对数表征要素投入。由于化肥投入和农业机械总动力为大农业口径数据,使用权重系数 A 剥离,估算水稻生产的化肥和农业机械总动力投入;极端气候导致的自然灾害会直接影响粮食生产^[23-24],选取受灾率表征自然灾害。为缩小数据的绝对差距、避免共线性和异方差问题,对部分控制变量取对数,使数据满足经典线性假定。

2. 模型设定

为实证分析财政支持对粮食的增产效应、空间溢出效应,进一步设定对应的基准模型、中介效应模型、空间面板模型。

(1)基准模型。水稻总产量除了受可观测因素的影响,还与土壤变异、气候变化、微观经营者心理与行为等不可观测因素密切相关。添加控制变量以缓解可观测因素的遗漏变量问题,但对于不可观测变量,需引入地区固定效应、时间固定效应。具体而言,为检验财政支持对水稻总产量的影响,采用双固定效应面板模型来构建基准模型:

$$ROP_{it} = \beta_0 + \beta_1 RIF_{it} + \sum_{j=2}^7 \beta_j Control_{it} + \mu_i + \gamma_t + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

式(1)中, i 表示地区, t 表示时间, ROP_{it} 为水稻总产量, RIF_{it} 为财政支持, $Control_{it}$ 为控制变量, β_0 为常数项; μ_i 和 γ_t 分别为地区固定效应、时间固定效应, ε_{it} 为随机误差项, $\beta_1, \beta_j(j=2, \dots, 7)$ 分别是解释变量和控制变量的相关系数。

(2)中介效应模型。逐步回归法将中介变量作为控制变量纳入基准回归,存在内生性偏误等问题,中介效应只需通过分析解释变量与中介变量的因果关系来验证,而中介变量与被解释变量的因果关系则需采用理论分析论证^[25]。具体实施过程中,本文参考江艇的中介效应检验方法^[25],以生产规模和生产效率为中介变量,构建中介效应模型,分析财政支持影响水稻总产量的作用机制。具体模型设置如下:

$$M_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 RIF_{it} + \sum_{j=2}^7 \alpha_j Control_{it} + \mu_i + \gamma_t + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

式(2)中, M_{it} 是中介变量, α_1 是财政支持对中介变量的影响。当其显著时,核心解释变量与中介变量的因果关系成立,再通过理论分析,论证中介变量对被解释变量的影响,即可判断是否存在中介效应。

(3)空间面板回归模型。为进一步识别财政支持对水稻生产的空间溢出效应,构建空间面板回归模型如下:

$$ROP_{it} = \delta_0 + \rho_0 WROP_{it} + \delta_1 RIF_{it} + \sum_{j=2}^7 \delta_j Control_{it} + \rho_1 WRIF_{it} + \sum_{j=2}^7 \rho_j WControl_{it} + \mu_i + \gamma_t + \varepsilon_{it} \quad (3)$$

$$\varepsilon_{it} = \lambda W\varepsilon_{it} + \tau_{it} \quad (4)$$

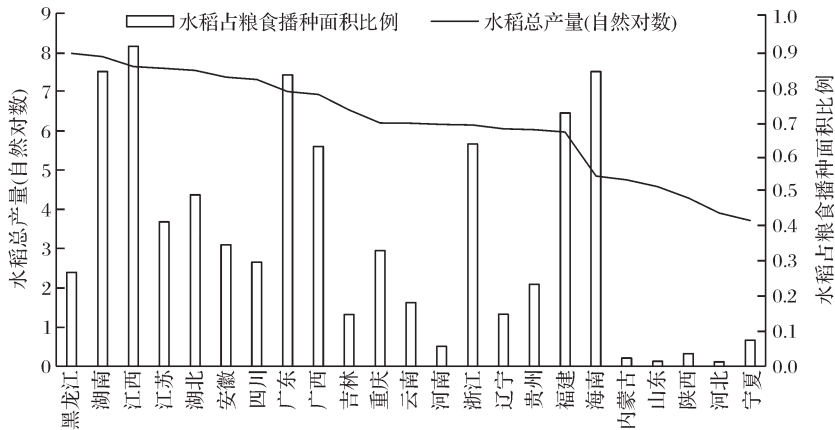
其中, W 为空间权重矩阵, ρ_0 为度量空间滞后项 $WROP_{it}$ 对 ROP_{it} 影响程度的空间自回归系数, δ_1, δ_j 分别表示 RIF_{it} 和 $Control_{it}$ 的主回归系数, ρ_1, ρ_j 分别表示 $WRIF_{it}$ 和 $WControl_{it}$ 的系数向量, ε_{it} 为服从标准正态分布的随机误差项, λ 表示 ε_{it} 的系数向量。当 $\rho_1 = \rho_j = 0, \lambda = 0$ 时,空间计量模型简化为空间滞后模型(SAR);当 $\rho_1 = \rho_j = 0, \rho_0 = 0$ 时,空间计量模型简化为空间误差模型(SEM);当仅 $\lambda = 0$ 时,简化为空间杜宾模型(SDM);当仅有 $\rho_1 = \rho_j = 0$ 时,简化为空间自相关模型(SAC),整合SDM和SEM两种模型的综合性空间模型。

3. 数据来源与说明

2006年正式废止农业税以来,中国实行以“工业反哺农业”为主要内容的农业新政,农业生产的政策环境发生重大变化。为减少非常规制度环境变化造成估算偏差,选取2006—2021年这一制度环境

相对稳定时期作为观察期。本文所选研究对象为历年《全国农产品成本收益资料汇编》中统计的水稻生产省份,共23个省市区。

基于水稻生产事实、样本特征,控制样本主体的数值范围。为避免样本间绝对值差距过大,被解释变量选水稻总产量的自然对数,对2021年的该变量数值进行排序后,发现海南等6个省区与其余样本之间有明显断点,呈非线性特征;内蒙古等5个省份水稻占粮食播种总面积比例极小(见图1)。因此,参考杨志海、罗丹等将中国水稻生产区域聚焦于长江流域、东北地区的做法^[26-27],剔除内蒙古、山东、陕西、河北和宁夏,保留18个水稻生产省份^①为主要研究对象。这些省份2021年水稻总产量占全国水稻产量的97.36%,可较全面反映中国水稻生产情况。在样本数据来源方面,相关数据出自历年《中国农村统计年鉴》《中国统计年鉴》和《全国农产品成本收益资料汇编》,农林水事务支出数据来源于历年《中国财政年鉴》。



注:数据系根据《中国统计年鉴—2022》整理得出。水稻占粮食播种面积比例=稻谷播种面积÷粮食作物播种面积。

图1 2021年中国部分省份水稻生产情况

为准确反映样本的基本状况及其反映的客观事实,对样本的原始值进行统计性描述,具体情况如表1。其中,水稻总产量的均值为1101.52万吨;财政支持的均值为48.45亿元,且从标准差情况来看,省际间的支持力度存在较大差异,反映了不同省份的水稻总产量、得到的具体财政金额存在差异;在生产效率方面,表征生产效率的单位面积产出,其均值为457.72千克/亩,结合波动较少的水稻TFP来看,在相关产业政策与制度、市场“无形的手”的共同推动下,水稻生产技术推广与应用在主产区呈现趋同效应。同时,间接反映在2006—2021年期间,水稻的技术进步存在停滞的问题,这是未来实现增产的重要突破口;生产规模的均值为1623.12千公顷,省际层面的数值相差较大。在其他控制变量数值方

表1 变量定义及描述性统计

N=288

变量	符号	单位	平均值	标准差	最小值	最大值
水稻总产量	ROP	万吨	1101.52	767.90	123.23	2913.73
财政支持	RIF	亿元	48.45	38.19	1.92	162.63
生产效率	RP	千克/亩	457.72	92.31	251.77	643.88
生产规模	RAI	千公顷	1623.12	1084.37	226.61	4238.71
技术进步	RTFP	—	1.04	0.34	0.23	4.46
经济发展	ECO	元	33330.16	16807.44	5787.00	90454.32
农业机械总动力	AM	万千瓦	870.11	656.70	115.89	3185.82
受灾率	DR	—	0.17	0.13	0.01	0.65
化肥投入	FI	万吨	53.72	32.87	2.20	124.94
劳动力投入	LI	亿工时	1.66	1.03	0.17	5.65

① 所选取的研究对象包括:安徽、福建、广东、广西、贵州、海南、河南、黑龙江、湖北、湖南、吉林、江苏、江西、辽宁、四川、云南、浙江、重庆。

面,整体差异显著,说明了地区差异显著存在.因此,在后续的因果效应分析过程中,应该结合理论分析内容来展开异质性分析。

三、实证分析

1. 基准回归分析

为检验财政支持对水稻总产量的总体影响,对式(1)进行回归分析,结果见表2。表中列(1)是未加入控制变量的OLS估计结果,列(2)是加入控制变量的OLS估计结果,列(3)是双向固定效应模型回归结果。从回归结果来看,无论是否加入控制变量,财政支持对水稻总产量均具正向影响,说明财政支持对水稻具有增产效应。为缓解因不可观测变量导致遗漏变量引起内生性问题,采用双向固定效应模型继续分析。

表2 基准模型回归结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
<i>RIF</i>	0.414*** (8.830)	0.173*** (2.929)	0.104*** (4.197)			
<i>L.RIF</i>				0.104*** (4.807)		
<i>L2.RIF</i>					0.067*** (3.188)	
<i>L3.RIF</i>						0.045** (2.320)
<i>RTFP</i>		0.045 (0.126)	0.235*** (2.873)	0.213*** (2.842)	0.258*** (3.384)	0.236*** (3.130)
<i>ECO</i>		0.184*** (2.813)	-0.126*** (-2.912)	-0.181*** (-3.974)	-0.141*** (-2.825)	-0.111** (-2.186)
<i>AM</i>		0.508*** (5.032)	0.183*** (3.795)	0.186*** (4.132)	0.174*** (3.775)	0.165*** (3.517)
<i>DR</i>		0.282 (1.329)	-0.111** (-2.126)	-0.095* (-1.918)	-0.059 (-1.121)	-0.076 (-1.372)
<i>FI</i>		-0.400*** (-4.686)	-0.281*** (-5.785)	-0.197*** (-4.535)	-0.183*** (-4.135)	-0.175*** (-3.894)
<i>LI</i>		0.533*** (16.244)	0.120*** (4.574)	0.085*** (3.484)	0.076*** (3.041)	0.079*** (3.182)
<i>Constant</i>		-8.233*** (-7.883)	5.042*** (7.405)	5.877*** (8.614)	5.776*** (7.872)	5.570*** (7.461)
样本量	288	288	288	270	252	234
R^2	0.214	0.689	0.267	0.485	0.243	0.234
地区效应	未控制	未控制	控制	控制	控制	控制
时间效应	未控制	未控制	控制	控制	控制	控制

注:括号内为*t*值,在未特别说明的情况下,下同;***、**、*分别表示统计值在1%、5%、10%的显著性水平上显著,下同。

财政支持通过直接或间接的补贴、改善农业生产条件两条路径,促进水稻增产。但是,直接补贴或价格支持政策往往与生产活动不同期,基础设施建设等生产条件改善从规划到使用存在一定的建设周期^[9],财政支持对水稻总产量的影响存在一定滞后性。因此,在基准回归分析的基础上,表2列(4)~(6)使用财政支持1、2、3期滞后项的双向固定效应模型分析。在分析财政支持对水稻总产量长期影响的同时,验证基准回归结果的稳健性。从回归结果来看,财政支持对水稻总产量的弹性系数随滞后期延长而减小,说明财政支持对水稻总产量的影响存在一定滞后性,保持财政支持稳定有助持续发挥政策支持的粮食增产作用。

可见,在短期内财政支持通过补贴和基础设施建设,降低生产主体的生产成本,提高生产主体的生产积极性;长期的财政补贴和基础设施建设,能够改善生产主体资源禀赋、农村地区生产条件,为水稻长期增产创造有利条件。结合基准分析结果,研究假设1得到验证。

2. 中介效应模型

基准回归模型证实了财政支持对水稻具有增产效应的假设,但其作用机制有待进一步检验。结合前文的理论分析,选取生产规模、生产效率两个中介变量,运用中介效应模型,检验财政支持对水稻增产效应的作用机制,实证结果如表3所示。

表3中的实证结果证实,当前财政支持的水稻增产效应主要通过扩大水稻种植规模来实现。其中,列(1)

表3 中介效应模型分析结果 N=288

变量	(1)生产规模	(2)生产效率
RIF	0.051**(2.059)	0.154(1.127)
Control	控制	控制
地区效应	控制	控制
时间效应	控制	控制
R ²	0.280	0.529

为财政支持对生产规模中介变量的影响,其回归结果显著为正,说明增加财政支持能促进地区水稻生产规模扩张。粮食生产规模是影响地区粮食总产量的重要因素^[28],可认为生产规模在财政支持的水稻增产效应中发挥中介作用。列(2)的财政支持对生产效率中介变量的回归系数为正但不显著,说明财政支持与水稻生产效率提高之间不存在显著因果关系。可能的原因是:首先,随着化肥、农药和劳动力等生产资料成本快速上升,增产的额外收益难以抵消生产成本上涨,以致一般农户缺乏改进生产技术以提高生产效率的动力,更倾向于通过转入土地、扩大生产规模、降低单位面积要素投入成本等来实现增收^[29];其次,在基础设施建设以大中型为主、土地综合整治尚在局部地区试点、极端天气气候事件多发的情况下,受小型基础设施建设与管护不足、土地细碎化等多种因素制约,使用新品种、新技术对水稻生产效率提升作用受到制约。

为进一步验证以上中介效应分析结果的稳健性,使用Bootstrap自助抽样法检验中介效应,检验结果如表4。结果显示,以生产规模为中介变量时,间接效应的置信区间不包含0,说明水稻生产规模起到显著的中介作用;以生产效率为中介变量时,间接效应的置信区间包含0,不存在显著的中介效应。因此,进一步证实表3的中介效应分析结果。

表4 中介效应模型 Bootstrap 检验结果

变量	检验效应	影响系数	标准误	Z	LLCI	ULCI
生产规模	间接效应	0.187***	0.065	2.86	0.059	0.314
	直接效应	-0.014	0.015	-0.90	-0.043	0.016
生产效率	间接效应	-0.012	0.019	-0.67	-0.049	0.024
	直接效应	0.185***	0.063	2.95	0.062	0.309

注:表中自助抽取的次数为1000次。

3. 空间计量模型分析

为检验假设3,使用空间计量模型测度财政支持影响水稻总产量的空间效应。在估计空间计量模型之前,使用LM检验、Hausman检验和LR检验,以确定空间模型的具体形式。表5中的实证结果显示,基于无空间效应线性模型通过了LM检验的五个假设,即可以同时接受SAR模型和SEM模型;Hausman检验结果为正,故选择固定效应模型;LR检验显著,表明应该拒绝空间杜宾模型退化到SAR模型和SEM模型的假设,故最终选择空间杜宾模型。

表5 空间计量模型检验结果

检验指标	检验方法	统计值	P值
LM检验	LM test no spatial lag	5.600	0.000
	LM test no spatial error	14.295	0.000
Robust LM检验	Robust LM test no spatial lag	22.581	0.000
	Robust LM test no spatial error	8.012	0.005
LR检验	LR test spatial lag	23.760	0.001
	LR test spatial error	24.220	0.001
Hausman检验	Hausman test	19.210	0.008

空间权重矩阵设置是空间计量分析的重要前提,部分已有研究采取简单一阶空间相邻矩阵,假定

某区域只受其相邻区域影响。但随着物流、信息等产业发展,地区间交流日趋频繁,简单的相邻关系难以有效反映区域间的空间联系。因此,在使用空间邻接矩阵进行空间计量分析后,参考伍国勇等的做法,将空间邻接矩阵替换为空间距离矩阵,以提高回归结果的稳健性^[30]。

表6中的空间杜宾模型回归结果表明,使用空间距离矩阵或空间邻接矩阵的情况下,财政支持对水稻总产量的影响都显著为正,而财政支持与空间权重矩阵的交叉项系数均显著为负,存在负面空间溢出效应,即假设3得到验证。导致这种现象的可能原因在于,粮食大县奖励政策、高标准农田建设等系统性的财政支持,提高了获得较多财政支持省份的水稻种植比较收益、水稻产业竞争优势,对周边省份产生挤出效应,加剧水稻生产的空间集聚。基于《中国统计年鉴》(2007、2022)的相关数据可以发现,2006年排名前五的粮食生产省份,水稻播种面积之和占中国水稻播种总面积的47.12%,2021年这一比例增长至53.62%,反映了水稻生产空间集聚的趋势。

为避免简单的点估计得出有偏结论,使用偏微分方法将财政支持的空间效应进一步分解为直接效应、间接效应和总效应,实证结果如表7所示。从核心解释变量来看,财政支持的直接效应显著为正,说明财政支持能提高本地区水稻总产量;间接效应显著为负,表明本地区财政支持增长会阻碍相邻地区水稻总产量提高;总效应显著为正,说明财政支持抑制了邻近地区水稻总产量的增加。现阶段水稻生产省份中达到适度规模经营的生产主体比例不足20%^[31],粮食产业集聚还未达到“倒U型”曲线拐点,规模经营与技术效率呈现正相关关系^[32]。因此,进一步提高水稻产业集聚水平仍有利于水稻总产量增长。结合中介效应模型结果,原因可能是随着水稻种植的相对收益降低,在国内粮食可以自由流通的情况下,生产呈集

聚化、区域专业化,导致部分生产省份的水稻生产面积和总产量减少。但整体而言,得益于大力度政策支持、品种改良、科技进步等有利因素,中国水稻总产量仍保持增长。

控制变量方面,技术进步、农业机械总动力、劳动力投入的直接效应、间接效应与总效应均为正。说明技术进步和技术应用不仅能提高本地区水稻生产,还对周边地区通过技术扩散,提高整体水稻生产效率。经济发展、受灾率和化肥投入对水稻总产量的直接效应、间接效应和总效应上都为负,表明随经济发展,劳动力流向收入更高行业,对水稻生产形成挤出效应;应重视近年来气候变迁引起的自然灾害,做好应急处置预案,降低其造成的水稻产量损失;现阶段水稻生产中的化肥施用过量不利于水稻增产,需要引导农户采纳科学施肥技术,积极推广化肥减量的绿色水稻生产技术。鉴于控制变量的作用主要是缓解混杂变量对因果效应估计结果的干扰,及其潜在的内生性问题,此处不对这些实证结果做过多的分析。

4. 空间异质性分析

据地理学第二定律,若忽略不同位置空间单元结构存在差异,可能会导致估计结果有偏及显著性等问题。同时,考虑到中国幅员辽阔、省份与区域环境特征差异较大,有必要探讨财政支持的水稻增产

表6 空间杜宾模型分析结果 N=288

变量	空间邻接矩阵		空间距离矩阵	
	直接影响	空间滞后项	直接影响	空间滞后项
RIF	0.146*** (5.023)	-0.093*** (-3.306)	0.149*** (4.840)	-0.089*** (-2.819)
Control	控制	控制	控制	控制
rho	0.339***(5.394)		0.252**(2.720)	
sigma ² _e	0.007***(11.789)		0.007***(11.914)	
R ²	0.538		0.570	

注:括号内为z值。

表7 空间效应分析结果

变量	(1)直接效应	(2)间接效应	(3)总效应
RIF	0.148*** (4.754)	-0.066*** (-1.869)	0.082** (2.270)
RTFP	0.258*** (3.444)	0.091* (1.798)	0.349*** (3.135)
ECO	-0.069 (-1.537)	-0.023 (-1.178)	-0.093 (-1.518)
AM	0.185*** (4.195)	0.066* (1.701)	0.251*** (3.443)
DR	-0.090*** (-1.910)	-0.031 (-1.328)	-0.121* (-1.842)
FI	-0.264*** (-5.810)	-0.093* (-1.869)	-0.357*** (-4.465)
LI	0.120*** (4.806)	0.042* (1.909)	0.162*** (4.071)

注:括号内为z值。

效应的空间异质性。考虑到不同地区粮食产量差异,以及地方财政状况对财政支持的影响,以下从粮食主产区与非主产区、经济发展水平两个方面分析:

(1)粮食主产区和非主产区。考虑到不同粮食功能区之间^①存在政策支持、资源禀赋等差异^[3],财政支持对水稻生产的影响存在异质性,回归分析粮食主产区与非粮食主产区的样本。表8中的实证结果显示,财政支持的增产效应仅在粮食主产区显著,其回归系数在1%的统计水平上显著为正,说明在粮食主产区财政支持提高能有效提高水稻总产量;相较而言,非粮食主产区的财政支持对水稻总产量的影响不显著。

导致表8中实证结果的原因可能是,大量惠及水稻生产的政策向粮食主产区倾斜,导致粮食主产区地方政府更重视水稻生产,使主产区拥有更完善的农业生产基础设施及其配套设施,对水稻种植者产生更显著的激励作用,强化区域比较优势,促使生产呈现聚集现象,并通过生产规模扩张、生产效率提高,实现水稻总产的增长。

如表9所示,2021年中国主产区水稻播种面积均值为2210.28千公顷,播种面积、产量分别较2006年增加了260.64千公顷、342.08万吨;而非主产区水稻播种面积和总产量均呈下降趋势。

表9 2006年、2021年粮食主产区和非主产区的水稻总产量和播种面积均值

年份	主产区		非主产区	
	水稻总产量/万吨	水稻播种面积/千公顷	水稻总产量/万吨	水稻播种面积/千公顷
2006	1278.75	1949.64	607.95	1092.90
2021	1620.83	2210.28	564.25	887.68

注:根据《中国统计年鉴》(2022、2007)相关数据整理得出。

(2)不同经济发展水平地区的分析。不同经济发展程度和地理气候下,农业生产的技术条件和市场环境存在显著差异。据国家统计局划分方法,将样本分为东、中、西和东北四大区域^②。鉴于双向固定效应模型的优点,采用该模型进行实证分析,结果如表10。

结合表10中的相关系数及其对应的统计量,可发现:第一,财政支持对东部地区水稻总产量的弹性系数为负但不显著,可能的原因是东部经济发达地区非农产业发展整体水平和非农就业收入较高,水稻作物种植的比较收益低,对大多区域内的农户缺乏吸引力;第二,财政支持对中部地区水稻总产量的弹性系数为正但并不显著,可能的原因是中部地区面临比较收益低、土地等生产要素成本高等不利因素。从政策效果来看,虽然中部地区是水稻生产、技术研发与推广的重要地区,但财政支持短期内难以突破生产成本低、生产技术推广处于“高原期”、经营规模小等因素制约;第三,财政支持对西部地区水稻总产量的弹性系数为正但不显著,可能是该地区地形整体复杂且降水较少,不适宜水稻生产——在水稻主产省份中,仅四川属于西部地区,也间接佐证这一特征事实;第四,东北地区作为中国水稻主要产地之一,财政支持对水稻

表8 2006年、2021年粮食主产区和非主产区的水稻总产量和播种面积均值

年份	主产区		非主产区	
	水稻总产量/万吨	水稻播种面积/千公顷	水稻总产量/万吨	水稻播种面积/千公顷
2006	1278.75	1949.64	607.95	1092.90
2021	1620.83	2210.28	564.25	887.68

注:根据《中国统计年鉴》(2022、2007)相关数据整理得出。

表10 不同经济发展水平地区空间异质性分析结果

变量	东部	中部	西部	东北
RIF	-0.028 (-0.886)	0.020 (0.645)	0.054 (1.286)	0.249*** (3.987)
Control	控制	控制	控制	控制
地区效应	控制	控制	控制	控制
时间效应	控制	控制	控制	控制
样本量	80	80	80	48
R ²	0.631	0.732	0.405	0.850

① 为适应粮食生产和流通格局变化,2001年中国将大陆31个省份划分为粮食主产区(13个)、主销区(7个)和产销平衡区(11个)并沿用至今,其中黑龙江、河南、山东、四川、江苏、河北、吉林、安徽、湖南、湖北、内蒙古、江西、辽宁为粮食主产区,本文已将山东、河北、内蒙古三个水稻生产极少的省份剔除,因此样本中粮食主产区仅有10个省份,其余8个省份均视为非粮食主产区。

② 结合国家统计局划分标准和本文研究区域选择,本节所确定的东部地区包括福建、广东、海南、江苏、浙江;中部地区包括安徽、河南、湖北、湖南、江西;西部地区包括广西、贵州、四川、云南、重庆;东北地区包括黑龙江、吉林、辽宁。

总产量的弹性系数较大,说明在经营规模较大、机械化率高的情况下,该地区农户水稻生产收益并不显著低于非农就业收入,经营者具有较高的种植积极性,财政支持能有效促进东北地区的水稻总产量提高。

四、研究结论与政策启示

保障粮食安全战略是中国农业强国建设的重要内容,而高效精准的财政支持对粮食生产具有重要影响。结合水稻在粮食生产中的重要地位,本文基于中国2006—2021年18个水稻生产省份面板数据,采用双向固定效应模型、中介效应模型和空间杜宾模型,实证分析财政支持对水稻的增产效应及其作用机制、空间溢出效应和空间异质效应,得出如下研究结论:(1)财政支持对水稻具有增产效应,且该效应具有滞后性;(2)财政支持对水稻的增产效应主要通过促进地区水稻生产规模扩张实现,生产效率提高在财政支持的水稻增产效应中的中介效应不显著;(3)财政支持具有负向空间溢出性,加速了水稻生产的空间聚集,但总效应为正说明当前水稻生产仍存在规模经济。此外,从粮食功能区、区域经济发展水平两个方面,分析该效应的区域异质性,发现财政支持分别在粮食主产区、东北地区对水稻存在增产效应,在其他地区则对水稻总产量影响不显著。

结合以上研究结论和中国农业发展现状,得出如下政策启示:(1)保持对粮食生产的财政支持力度。保障中央和地方财政对粮食生产的财政支持不降低,维持良种良机、机械化、高标准农田建设等方面的系统性支持,通过连续而稳定的激励政策,提高经营者粮食生产的预期收益^[33]。(2)促进粮食生产的规模化、效益化、可持续化的良性循环。在保障小农户有效融入现代农业生产的同时,综合运用财政奖补、金融扶持、土地流转、农业保险、科技支撑等方面的政策措施,促进支撑政策适度向规模生产的经营主体倾向,降低其经营风险,提高其经营收益和持续生产积极性。(3)防控财政支持政策的负向抑制作用。在财政支出政策产生负向激励的省份,特别是经济发达地区,运用地方财政支持与市场引导手段,防止大规模的抛荒或休耕现象发生,保障粮食生产省长负责制的有效实施。(4)财政支持增量资金向粮食主产区,尤其是东北地区倾斜。以高标准农田建设、新品种和新技术的推广、主产区生态保护与修复等项目为依托,加强对粮食主产区的财政支出,兼顾财政资金使用效率与粮食增产。

参 考 文 献

- [1] 程国强,朱满德.新发展阶段中国重要农产品保供稳价的调控思路与机制设计[J].农业经济问题,2022(11):18-24.
- [2] 黄季焜.践行大食物观和创新政策支持体系[J].农业经济问题,2023(5):22-35.
- [3] 金文成,靳少泽.加快建设农业强国:现实基础、国际经验与路径选择[J].中国农村经济,2023(1):18-32.
- [4] 蔡昉,王美艳.从穷人经济到规模经济——发展阶段变化对中国农业提出的挑战[J].经济研究,2016(5):14-26.
- [5] 朱晶,李天祥,臧星月.高水平开放下中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.
- [6] 黄季焜,王晓兵,智华勇,等.粮食直补和农资综合补贴对农业生产的影响[J].农业技术经济,2011(1):4-12.
- [7] 行伟波,张思敏.财政政策引导金融机构支农有效吗?——涉农贷款增量奖励政策的效果评价[J].金融研究,2021(5):1-19.
- [8] 曾福生,李飞.农业基础设施对粮食生产的成本节约效应估算——基于似无相关回归方法[J].中国农村经济,2015(6):4-12,22.
- [9] 吴清华,李谷成,周晓时,等.基础设施、农业区位与种植业结构调整——基于1995—2013年省际面板数据的实证[J].农业技术经济,2015(3):25-32.
- [10] 高鸣,魏佳朔.收入性补贴与粮食全要素生产率增长[J].经济研究,2022(12):143-161.
- [11] 孔祥智,张琛,张效榕.要素禀赋变化与农业资本有机构成提高——对1978年以来中国农业发展路径的解释[J].管理世界,2018(10):147-160.
- [12] 仇童伟,罗必良.种植结构“趋粮化”的动因何在?——基于农地产权与要素配置的作用机理及实证研究[J].中国农村经济,2018(2):65-80.
- [13] HELFAND S M, TAYLOR M P. The inverse relationship between farm size and productivity: refocusing the debate[J]. Food policy, 2021, 99: 101977.
- [14] 倪国华,蔡昉.农户究竟需要多大的农地经营规模?——农地经营规模决策图谱研究[J].经济研究,2015(3):159-171.
- [15] TOBLER W R. A computer movie simulating urban growth in the Detroit region.[J] Economic geography, 1970, 46(2): 234-240.
- [16] 罗斯炫,何可,张俊飏.修路能否促进农业增长?——基于农机跨区作业视角的分析[J].中国农村经济,2018(6):67-83.
- [17] 姚成胜,杨一单,殷伟.中国非主粮生产的地理集聚特征及其空间演化机制[J].经济地理,2020(12):155-165.

- [18] 马草原,朱玉飞,李廷瑞.地方政府竞争下的区域产业布局[J].经济研究,2021(2):141-156.
- [19] 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(9):67-78.
- [20] 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.
- [21] 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.
- [22] 龚斌磊,张书睿,王硕,等.新中国成立70年农业技术进步研究综述[J].农业经济问题,2020(6):11-29.
- [23] 涂涛涛,马强,李谷成.极端气候冲击下中国粮食安全的技术进步路径选择——基于动态CGE模型的模拟[J].华中农业大学学报(社会科学版),2017(4):30-36,146.
- [24] CHEN S, GONG B L. Response and adaptation of agriculture to climate change: evidence from China[J]. Journal of development economics, 2021, 148: 102557.
- [25] 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.
- [26] 杨志海.生产环节外包改善了农户福利吗?——来自长江流域水稻种植农户的证据[J].中国农村经济,2019(4):73-91.
- [27] 罗丹,李文明,陈洁.粮食生产经营的适度规模:产出与效益二维视角[J].管理世界,2017(1):78-88.
- [28] 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):17-31.
- [29] 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.
- [30] 伍国勇,张启楠,张凡凡.中国粮食生产效率测度及其空间溢出效应[J].经济地理,2019(9):207-212.
- [31] 闵锐,胡卓辉,马宇卿,等.资本依赖、正规信贷约束对农户适度规模经营意愿影响研究[J].农业现代化研究,2023(2):265-273.
- [32] 张晖,张雨萌.农业补贴提高了粮食生产技术效率吗?——基于江苏省552户粮食生产型家庭农场数据的实证研究[J].华中农业大学学报(社会科学版),2022(6):58-67.
- [33] 龚燕玲,张应良.“趋粮化”抑或“非粮化”:高标准农田建设的政策效应[J].江西财经大学学报,2023(6):68-83.

The Effect of Fiscal Support on Grain Production Increase and Its Spatial Spillover Effect

——A Case Study of Rice Production in China

MIN Rui, HU Zhuohui, WU Qinghua

Abstract Grain production is the cornerstone of China's food security, and the moderate fiscal support related to it can balance the effective use of public financial resources and the implementation of national security strategies. In light of the important role of rice in grain production, this paper empirically analyzes the mechanism of fiscal support on total rice production and its spatial spillover effect based on the panel provincial data of China from 2006 to 2021, using fixed-effects model, mediated-effects model and spatial Durbin model. It is found that, firstly, financial support can significantly promote the growth of rice production, though with a time lag. Secondly, the mediating effect of support is mainly realized through expanding the scale of rice production, but the effect of financial support have a negative spatial spillover, which leads to the clustering trend in the spatial distribution of rice production. Thirdly, considering the spatial heterogeneity of rice production, the yield-increasing effect of financial support is more significant in the main grain producing area from the point of view of whether it is the main grain producing area or not. Fourthly, from the level of economic development, the yield-increasing effect is more significant in the Northeast region. Therefore, it is necessary to maintain the level of fiscal support for grain production, promote a virtuous cycle of scale, efficiency, and sustainability in farming operations, prevent the negative inhibitory effects of fiscal support policies, and allocate additional funds towards major grain-producing regions, including the Northeast region.

Key words fiscal policies; rice planting; grain increase; spatial spillover effect

(责任编辑:王薇)