

生产者补贴对粮食全要素生产率的影响

——以玉米为例

于世捷¹ 高鸣²

(1.中央民族大学经济学院,北京100081;2.农业农村部农村经济研究中心,北京100810)

摘要:完善生产者补贴政策对提升粮食全要素生产率具有重要意义。本文以玉米为例,基于2018—2023年全国农村固定观察点的农户调查数据,使用面板双向固定效应模型探究了玉米生产者补贴对玉米全要素生产率的影响。研究发现:玉米生产者补贴促进了玉米全要素生产率提升,但这主要得益于小农户的贡献,补贴对规模农业经营户的玉米全要素生产率的影响不显著;玉米生产者补贴主要通过促进玉米种植户采纳先进生产技术和购买农机作业服务提升玉米全要素生产率;玉米生产者补贴激励了小农户自营,不利于规模农业经营户维持和扩大土地经营规模,制约其要素配置效率提升,这是玉米生产者补贴未能对规模农业经营户的玉米全要素生产率产生积极影响的关键原因。根据以上分析,本文提出优化玉米生产者补贴的政策设计、提高玉米生产者补贴资金的使用效率以及推动土地流转市场规范有序运行等政策建议。

关键词:生产者补贴;粮食全要素生产率;小农户;规模农业经营户

中图分类号:F323.5 **文献标识码:**A **文章编号:**1003-5230(2025)06-0026-11

一、引言

加快农业补贴改革是新时期保障粮食安全的重要举措^[1]。党的二十届三中全会提出“优化农业补贴政策体系”,对完善农业保护政策提出了新要求^[2]。生产者补贴一般用于支持特定种类的农作物生产,是保障国家粮食安全的重要政策工具之一。2025年中央一号文件对完善生产者补贴作出重要部署,要求在巩固生产者补贴实施成效的基础上进一步优化生产者补贴的政策设计,更好地服务于粮食稳产保供的目标。东北地区是我国主要的粮食生产区域之一,目前已实施玉米、大豆生产者补贴,以及具有生产者补贴性质的稻谷补贴。其中,玉米生产者补贴政策具有一定的特殊性。第一,稻谷补贴可以与稻谷最低收购价政策相互配合,而在引导种植结构调整的目标下,大豆生产者补贴明显高于玉米生产者补贴。综合来看,玉米种植户受到的保护支持力度与前两者存在一定差距。第二,玉米是三大主粮中唯一取消托市价格保护的作物,探索完善玉米生产者补贴政策对接下来改革优化小麦、稻

收稿日期:2025-08-28

基金项目:国家社会科学基金重大专项“巩固和完善农村基本经营制度的理论和实践研究”(24ZDA052)

作者简介:于世捷(1998—),男,江苏泰州人,中央民族大学经济学院博士生;

高鸣(1989—),男,湖南汉寿人,农业农村部农村经济研究中心研究员。

谷等粮食作物支持保护政策具有重要的借鉴价值。此外,从主要粮食作物的生产情况来看,2023年玉米的试验田亩产比大田实际亩产高215公斤,实际生产能力与技术前沿面的差距居三大主粮之首^①。提升玉米全要素生产率是现阶段提升粮食全要素生产率的关键,也是高质量推进新一轮千亿斤粮食产能提升行动的必然要求。因此,本文以玉米为例,探究生产者补贴对粮食全要素生产率的影响,以期为我国健全粮食生产支持政策体系和增强粮食安全保障能力提供参考。

目前学术界关于玉米生产者补贴能否提升玉米全要素生产率仍存在争议。一般而言,补贴通过发挥财富效应,可以促进玉米全要素生产率提升^[3]。但也有学者对玉米的价格波动和利润变化进行了分析,认为玉米生产者补贴政策的经济激励作用比之前的玉米临储政策弱^[4],隐含了对玉米生产者补贴能否促进玉米全要素生产率提升的担忧。在玉米生产者补贴政策已经实施十年的背景下,值得进一步思考与回答的是,玉米生产者补贴政策的实施对玉米全要素生产率产生了何种影响?特别是在党的二十届三中全会强调要发展农业适度规模经营的背景下,玉米生产者补贴对规模农业经营户和小农户的玉米全要素生产率的影响是否存在差异?如果存在差异,其原因是什么?

现有研究围绕上述问题展开了一些探讨。第一,在玉米生产者补贴政策的实施效果方面,学者们普遍认可玉米生产者补贴政策有助于保护和支撑玉米生产,但也有学者认为当前的玉米生产者补贴政策尚不完善,对玉米生产的影响不及预期。许庆等认为玉米生产者补贴被归入“蓝箱”范畴后可以免受WTO规则限制,为我国腾出了“黄箱”支持空间,有利于提升我国农业的整体竞争力^[5]。宫斌斌等则从补贴标准和补贴发放等方面分析了玉米生产者补贴的局限性:一方面,各省份执行的补贴标准缺乏弹性,并未有效平抑玉米市场价格波动的影响,这使得玉米生产者补贴没有充分发挥引导玉米生产的作用;另一方面,各省份的补贴发放时间普遍滞后于玉米生产,难以对当年的玉米生产形成影响^[6]。叶锋等基于省级面板数据,使用双重差分法评估了以市场化收购和生产者补贴为主要内容的玉米收储制度改革的影响,并分年度检验了改革实施后的动态效应,发现玉米生产者补贴对玉米全要素生产率的提升作用存在滞后性^[7]。钟钰等基于省级面板数据,使用事件研究法分析了玉米生产者补贴实施后的动态效应,发现玉米生产者补贴在稳定玉米生产的同时也会推高土地流转价格,从而削弱了补贴的整体效果^[8]。刘威等基于省级面板数据,使用双重差分法评估了玉米生产者补贴政策的影响,发现补贴促进了玉米增产,但未能提升玉米质量^[9]。第二,学者们围绕不同经营主体的农业生产效率差异进行了一系列探索。盖庆恩等研究发现,通过土地流转促进规模经营主体发展可以大幅提升农业全要素生产率^[10]。部分学者聚焦家庭农场这一典型的规模经营主体展开研究。王敏琴等选用DEA模型分析了无锡市家庭农场的生产效率,认为技术效率不足是制约家庭农场发展的重要原因^[11]。薛永基等基于三省调查数据发现加入合作社带来的经济激励会驱动家庭农场绿色全要素生产率提升^[12]。史常亮基于省级面板数据发现,相比小农户,将土地流转给家庭农场等规模农业经营主体能够显著促进绿色全要素生产率提升^[13]。

已有研究具有重要的参考价值,但仍存在一些不足。首先,在研究数据方面,现有文献大多利用省级数据开展研究,对玉米生产者补贴影响玉米全要素生产率微观机理的探讨尚不充分。其次,在研究视角方面,现有研究缺乏针对不同农业经营主体的对比分析。与耕地地力保护补贴一般发放给承包户不同,玉米生产者补贴一般要求发放给实际生产的主体,专门用于支持玉米生产。家庭农场等规模农业经营主体与小农户的禀赋条件有较大差异^{[14][15]},如果不区分各类主体,所识别的政策效果可能不够精准。最后,在研究方法方面,相关研究较多将玉米生产者补贴的实施视为准自然实验,使用双重差分法评估玉米生产者补贴的政策效应。但2016年国家是在取消玉米临时收储政策后出台的玉米生产者补贴政策,使用双重差分法所评估的可能是二者混合的政策效应,所以该方法可能难以有效识别玉米生产者补贴的实际影响。对此,本文基于全国农村固定观察点的微观面板数据,选用面板双向固定效应模型、两阶段最小二乘法等方法分析玉米生产者补贴对玉米全要素生产率的影响,并考察玉米生产者补贴对不同经营主体的影响差异。

本文可能的边际贡献主要有三个方面。第一,利用农户层面的大样本微观调查数据检验玉米生

生产者补贴对玉米全要素生产率的影响,丰富了微观视角下玉米生产者补贴影响效应的相关研究。第二,对规模农业经营户和小农户进行分类讨论,发现玉米生产者补贴对不同经营主体的玉米全要素生产率的影响存在差异,明晰了当前玉米生产者补贴政策发挥作用的有效边界。第三,从促进技术采纳和购买农机服务两方面构建玉米生产者补贴影响玉米全要素生产率的分析框架,揭示了不同经营主体对玉米生产者补贴的响应差异,为今后完善玉米生产者补贴政策指明了可能的着力点。

二、政策背景与理论分析

(一)政策背景

为提高农民种粮积极性,我国从 2008 年起在辽宁省、吉林省、黑龙江省和内蒙古自治区实施了玉米临时收储政策,通过政府托市保障了农民收益并提高了玉米产量。但随着国际国内形势变化,对玉米临时收储政策进行改革势在必行。在 WTO 框架下,玉米临时收储政策归属于“黄箱”,会受到 WTO 规则的约束并且容易引起农业贸易纠纷^[5]。国内方面,玉米托市价格脱离了市场供求关系,造成一定时期内生产量、进口量和库存量“三量齐增”,特别是在东北地区出现玉米“一粮独大”的格局,对我国保障粮食安全造成了不利影响。

我国于 2016 年起取消了东北地区的玉米临时收储政策,转而实施玉米生产者补贴政策。改革后玉米价格由市场供需决定,收购者和生产者随行就市购销。为了保障农民收益,中央财政根据玉米生产者的实际种植情况进行补贴。

从玉米生产者补贴的具体实施情况来看,各省(区)一般在年中发布当年的补贴实施方案,并在下半年以“一卡通”等形式发放补贴资金。在补贴对象方面,玉米生产者补贴通常发放给实际的玉米种植户。在补贴标准方面,各省(区)存在差异:内蒙古自治区和辽宁省实施分级下拨政策,一般要求在县(市)级执行统一的玉米生产者补贴标准;吉林省自 2025 年起明确从执行差异化补贴标准转变为全省统一补贴标准^②;黑龙江省从 2016 年起一直执行全省统一的玉米生产者补贴标准^[6]。整体来看,玉米生产者补贴政策的实施取得了积极成效,并处于不断完善的过程中^[16]。

(二)理论分析

玉米全要素生产率反映了在玉米生产过程中投入要素转化为最终产出的效率。根据理性人假设,玉米种植户在给定资源禀赋的前提下为了追求利润最大化而作出种植决策。现有研究普遍认可技术进步和要素配置效率提高是促进玉米全要素生产率提升的重要方式^[17]。第一,技术进步。先进生产技术的研发并不必然引起玉米全要素生产率的提升,关键在于玉米种植户能否将先进的生产技术运用到实际的玉米生产中。因此,玉米种植户的技术采纳行为会对玉米全要素生产率产生重要影响^[18]。与传统生产技术相比,农户采纳先进生产技术通常要支付更高的成本^[19]。以施肥技术为例,传统施肥主要依靠人工经验判断,除购买和施用化肥外几乎不产生其他成本。而采用先进施肥技术通常存在资金门槛。测土配方施肥需要提取土壤样品并进行专门检测,使用水肥一体化技术则需要预先建设灌溉管道。在农户预算收入有限的情况下,较高的技术应用成本会阻碍农户采纳先进的生产技术。玉米生产者补贴相当于为玉米种植户提供了一笔额外的现金流,有助于降低玉米种植户的技术采纳成本,推动玉米全要素生产率提高。第二,购买农机服务。当前农村地区的老龄化和“空心化”程度不断加深,农业劳动力数量有所减少,并且劳动能力有所下降^[20]。农机作业服务的发展加快了农业领域“机器换人”的进程,有助于提升农业生产效率^[21]。与技术采纳类似,玉米生产者补贴有助于提升玉米种植户购买农机作业服务的能力。通过缓解劳动力约束,实现生产要素优化配置,进而推动玉米全要素生产率提高。

以上分析揭示了玉米生产者补贴促进玉米全要素生产率提升的一般作用路径,但最终影响效果还需考虑不同经营主体间的差异。与规模农业经营户相比,小农户的禀赋条件相对比较薄弱,对补贴资金更敏感,所以玉米生产者补贴促进小农户采纳新技术和购买农机作业服务的效果可能更明显。规模农业经营户的生产规模较大,采纳新技术和购买农机作业服务的成本更高。如果补贴标准较低,

可能对其提升玉米全要素生产率帮助不明显。此外,如果玉米生产者补贴引起其他要素市场发生变动,也可能会改变不同经营主体的要素配置格局,最终对玉米全要素生产率产生影响。以土地要素市场为例,如果玉米生产者补贴引起土地流转价格上涨,那么规模农业经营户的土地要素使用成本会上升,这可能会对其玉米全要素生产率产生不利影响。综上所述,本文提出研究假说。

假说 1:玉米生产者补贴的实施可以促进玉米全要素生产率提升。

假说 2:玉米生产者补贴对小农户的影响效果优于规模农业经营户。

三、研究设计

(一)数据来源和样本选择

本文使用的数据来自全国农村固定观察点。该调查体系于 1986 年起正式开展连续调查,目前覆盖全国 31 个省(市、自治区)的 375 个样本村、23000 个记账农(牧)户。该调查详细记录了农户家庭经济状况、家庭成员情况和粮食生产的投入产出信息,为识别玉米生产者补贴对玉米全要素生产率的影响提供了坚实的数据支撑^[22]。

本文选取样本的时间跨度为 2018—2023 年。玉米生产者补贴在实施初期承担了政策衔接过渡职能。为减少临储制度改革对农民收入的冲击,各地在玉米生产者补贴政策实施初期的补贴水平较高,之后均不同程度地进行了调减。例如,黑龙江省 2017 年的玉米生产者补贴标准为每亩 133.46 元,2018 年以后基本稳定在 50 元以内^[23]。使用 2018 年以后的数据进行研究可以在一定程度上规避政策波动的影响,有助于更精准地识别现阶段玉米生产者补贴的政策效应。

在样本的地域选择方面,因为我国在东北地区实施玉米生产者补贴,所以本文保留了内蒙古自治区、辽宁省、吉林省和黑龙江省的玉米种植户样本。

(二)玉米全要素生产率测算

测算玉米全要素生产率的方法主要有 OLS 法、FE 法、OP 法和 LP 法等。其中,OLS 法的估计结果通常存在同步偏差和选择偏差问题;FE 法虽然能够减少同步偏差问题,但难以有效解决选择偏差问题;OP 法可以有效克服上述问题,但无法估计投资额为零的样本,会造成样本损失;LP 法改进了 OP 法,使用中间品投入代替投资额作为代理变量,放松了对研究数据的要求^{[24][25]}。综合考虑各种方法的优缺点后,本文选用 LP 法测算农户层面的玉米全要素生产率,并参考已有研究的思路构建如下生产函数^[26]:

$$\ln Y_{i,t} = \alpha_0 + \alpha_1 \ln L_{i,t} + \alpha_2 \ln K_{i,t} + \alpha_3 \ln N_{i,t} + \alpha_4 \ln M_{i,t} + \epsilon_{i,t} \quad (1)$$

式(1)中, i 为农户家庭, t 为年份, ϵ 为残差项, α 为待估系数。投入产出变量中, Y 为玉米产量; L 为劳动投入,使用玉米生产的投工量衡量; K 为资本投入,包含玉米生产的固定资产折旧及修理费、小农具购置费^③; N 为土地投入,使用玉米实际播种面积衡量; M 为中间品投入,包括玉米生产的种子种苗费、农家肥折价、化肥费用、农膜费用、农药费用、水电及灌溉费用、畜力费和机械作业费用^[27]。

(三)模型设定

本文构造如下双向固定效应模型来识别玉米生产者补贴对玉米全要素生产率的影响:

$$TFP_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 \text{Subsidy}_{i,t-1} + \beta_2 X_{i,t} + \mu_i + \eta_t + \epsilon_{i,t} \quad (2)$$

式(2)中, TFP 为玉米全要素生产率, Subsidy 为玉米生产者补贴, X 为一组影响玉米全要素生产率的控制变量,包含家庭人力资本状况和经济状况等, μ 为个体固定效应, η 为时间固定效应, ϵ 为残差项, β 为待估系数。

本文通过分组回归的方法来分析玉米生产者补贴对不同经营主体玉米全要素生产率的影响。在样本分组方面,本文参考第三次农业普查对种植业规模经营户的界定标准,将经营面积达到 100 亩及以上的农户定义为规模农业经营户,将经营面积不足 100 亩的农户定义为小农户^④。

(四)变量选取

1.被解释变量。本文的被解释变量为使用 LP 法测算的玉米全要素生产率。考虑到不同测算方

法之间存在差异,本文在稳健性检验部分将通过 ACF 法、伍德里奇法等方法重新测算玉米全要素生产率,以减少变量测量偏误对研究结果的影响。

2.核心解释变量。本文的核心解释变量为玉米生产者补贴。因为大部分地区的玉米生产者补贴在玉米收获期及以后才能完成发放,对当年玉米生产的影响可能较小,所以本文使用生产者上一年度实际获得的玉米生产者补贴收入来测量该变量。

3.控制变量。参考已有研究的思路,本文选取如下控制变量。第一,家庭成员的人力资本状况是影响玉米全要素生产率的重要因素,因此本文选取了家庭成员平均年龄、平均文化程度、平均健康状况和家庭常住人口数作为控制变量^[17]。第二,经济状况是家庭开展生产经营活动的重要依据,与技术采纳等重要的生产经营决策直接相关,因此本文在回归模型中控制了家庭的收入和经营面积^[28]。第三,信息化状况是影响玉米全要素生产率的重要因素。农户借助互联网学习先进的生产管理经验和采纳先进的生产技术,这些均有助于提升玉米全要素生产率,因此本文把家庭是否接入互联网作为控制变量纳入回归模型^[29]。此外,为避免混淆不同补贴的影响效应,本文将耕地地力保护补贴单独进行控制。

本文的变量选取和赋值说明如表 1 所示。

表 1 变量选取与赋值说明

变量名称	赋值说明	均值	标准差
玉米产出	玉米产量(千克),取自然对数	9.195	1.318
劳动力投入	玉米生产的投工量(日),取自然对数	3.769	0.937
资本投入	玉米生产的资本投入(元)加 1 后,取自然对数	2.195	2.879
土地投入	玉米播种面积(亩),取自然对数	2.815	1.153
中间品投入	玉米生产的中间品投入(元),取自然对数	8.540	1.153
玉米全要素生产率	使用 LP 法测算的玉米全要素生产率	3.259	0.469
玉米生产者补贴	上一年度玉米生产者补贴收入(元)加 1 后,取自然对数	6.361	1.761
平均年龄	家庭成员平均年龄(岁)	50.127	12.177
平均文化程度	家庭成员平均在校时间(年)	7.489	1.920
平均健康状况	根据家庭成员的健康自评状况(1=优,2=良,3=中,4=差,5=丧失劳动能力)计算平均值	1.702	0.793
家庭常住人口数	家庭常住人口数(人)	2.900	1.202
家庭收入	家庭收入(元),取自然对数	11.153	0.694
经营面积	家庭当年的实际经营面积(亩)	39.809	45.034
互联网接入情况	家庭接入互联网=1,未接入=0	0.864	0.343
耕地地力保护补贴	家庭当年的耕地地力保护补贴收入(元)加 1 后,取自然对数	6.717	1.509

注:表 1 中变量的观测值均为 5622,以货币为单位的变量均进行了消胀处理,玉米生产者补贴等连续型变量进行了双侧 1%缩尾处理。

四、结果分析

(一)基准回归

表 2 汇报了玉米生产者补贴对玉米全要素生产率的影响,其中,列(1)为全样本的估计结果,列(2)为规模农业经营户的估计结果,列(3)为小农户的估计结果。从全样本的估计结果来看,玉米生产者补贴对玉米全要素生产率具有显著的正向影响。这是因为补贴有效缓解了玉米生产者面临的资金约束,有利于促进玉米生产者采纳先进技术和购买农机服务,进而提升玉米全要素生产率,研究假说 1 得证。从分样本的估计结果来看,玉米生产者补贴对规模农业经营户的玉米全要素生产率的影响不显著,但对小农户的玉米全要素生产率具有显著的正向影响。可能的原因是规模农业经营户和小农户对玉米生产者补贴的响应机制不同,导致玉米生产者补贴对二者的玉米全要素生产率的影响存在差异。本文将在机制分析部分对该问题进行详细论证。至此,研究假说 2 得证。

表 2

基准回归结果

变量名称	(1)	(2)	(3)
	全样本	规模农业经营户	小农户
玉米生产者补贴(上一期)	0.019 *** (0.004)	-0.004 (0.011)	0.019 *** (0.005)
平均年龄	0.001 (0.002)	-0.020 (0.021)	0.001 (0.002)
平均文化程度	-0.006 (0.010)	-0.054 (0.051)	-0.003 (0.010)
平均健康状况	-0.007 (0.018)	0.032 (0.076)	-0.013 (0.018)
家庭常住人口数	-0.029 * (0.017)	-0.092 (0.116)	-0.027 (0.018)
家庭收入	0.173 *** (0.028)	0.597 *** (0.117)	0.129 *** (0.026)
经营面积	-0.003 *** (0.001)	-0.003 *** (0.001)	-0.003 *** (0.001)
互联网接入情况	0.007 (0.035)	0.177 (0.171)	0.005 (0.035)
耕地地力保护补贴	0.002 (0.005)	0.010 (0.009)	0.005 (0.005)
常数项	1.465 *** (0.322)	-2.259 (2.092)	1.943 *** (0.309)
个体固定效应	已控制	已控制	已控制
时间固定效应	已控制	已控制	已控制
R ²	0.071	0.126	0.084
观测值	5622	573	5049

注：***、**和*分别表示变量在1%、5%和10%的水平上显著，括号内为聚类到农户层面的标准误，若无特殊说明则下表同。

(二)内生性讨论

参考已有研究的思路,本文通过调查数据测算出县级玉米生产者补贴标准,并将其作为玉米生产者补贴收入的工具变量^[22]。在其他条件不变的情况下,补贴标准越高则生产者实际获得的补贴收入越高,二者具有相关性。从外生性角度来看,补贴标准是上级政府部门统筹考虑调整种植结构和支持玉米种植户生产等目标后制定的,玉米全要素生产率并非资金分配的依据,因此补贴标准具有外生性。表3汇报了采用工具变量的估计结果。在第一阶段回归中,工具变量的估计系数显著为正,说明该工具变量对玉米生产者补贴存在正向影响。工具变量的检验结果显示:Kleibergen-Paap rk LM 统计量均在1%的水平上显著,说明不存在识别不足问题;Kleibergen-Paap rk Wald F 统计量均大于 Stock-Yogo 弱工具变量检验的10%临界值,说明不存在弱工具变量问题。第二阶段结果表明,在消除潜在的内生性问题后,玉米生产者补贴对全样本和小农户组的影响仍然显著为正,与基准回归结果一致。

(三)稳健性检验

1.更换玉米全要素生产率的测算方式。为避免玉米全要素生产率测算偏误对结果产生影响,本文通过对LP法的估计结果进行ACF修正以及选用伍德里奇法重新估计等方式替换被解释变量^{[30][31]},并将其纳入回归模型进行稳健性检验,估计结果分别如表4的面板1和面板2所示^⑤。替换被解释变量后,玉米生产者补贴在全样本和分样本中对玉米全要素生产率的影响与基准回归结果保持一致,上文回归结果稳健。

表 3

使用工具变量的回归结果

变量名称	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	全样本		规模农业经营户		小农户	
	第一阶段	第二阶段	第一阶段	第二阶段	第一阶段	第二阶段
玉米生产者补贴(上一期)		0.025 *** (0.007)		-0.015 (0.032)		0.025 *** (0.007)
县级补贴标准	1.189 *** (0.041)		1.231 *** (0.197)		1.192 *** (0.043)	
控制变量	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制
个体和时间固定效应	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制
Kleibergen-Paap rk LM	113.324 ***		6.752 ***		104.757 ***	
Kleibergen-Paap rk Wald F	839.769		39.269		770.772	
观测值	4808		444		4269	

注:(1)表 3 观测值小于基准回归的原因为,一是部分样本上一期的土地投入存在缺失值,构造工具变量后观测值减少,二是单期观测值在回归中被删除;(2)分样本观测值加总后小于全样本观测值的原因为,若观测期内某样本改变了分组归属,并且在新旧分组中只存在一期观测值,那么该样本在分组回归中会被删除;(3)补贴标准加 1 后,取自然对数。

2.控制补贴的预期影响。各地在年中公布补贴标准后,玉米种植户可以根据实际种植面积测算出当年能够获得的玉米生产者补贴金额。从平滑支出的视角看,部分玉米种植户可能会在田间管理、收获等环节“提前”支取当年的玉米生产者补贴。为排除补贴的预期影响,本文控制了当年的玉米生产者补贴,结果如表 4 的面板 3 所示。考虑补贴的预期影响后,玉米生产者补贴对规模农业经营户和小农户玉米全要素生产率的影响与基准回归结果保持一致,再次证明了上文结论的稳健性。

表 4 稳健性检验结果

变量名称	(1)	(2)	(3)
	全样本	规模农业经营户	小农户
面板 1: ACF 法			
玉米生产者补贴(上一期)	0.023 *** (0.004)	0.003 (0.010)	0.023 *** (0.005)
控制变量和固定效应	已控制	已控制	已控制
R ²	0.121	0.186	0.133
观测值	5622	573	5049
面板 2: 伍德里奇法			
玉米生产者补贴(上一期)	0.020 *** (0.004)	-0.002 (0.011)	0.019 *** (0.005)
控制变量和固定效应	已控制	已控制	已控制
R ²	0.078	0.137	0.091
观测值	5622	573	5049
面板 3: 控制预期效应			
玉米生产者补贴(上一期)	0.024 *** (0.004)	-0.005 (0.011)	0.024 *** (0.005)
玉米生产者补贴(当期)	已控制	已控制	已控制
控制变量和固定效应	已控制	已控制	已控制
R ²	0.117	0.126	0.140
观测值	5622	573	5049

(四)机制分析

1.玉米生产者补贴对技术采纳的影响。现阶段我国玉米生产仍以分散化的家庭经营为主,先进技术应用不足是阻碍玉米全要素生产率提升的关键因素^[32]。考虑研究数据的可得性后,本文以测土配方和水肥一体化两种技术为例,将玉米种植户实际采纳的技术种类数量(0=未采纳,1=采纳一种技术,2=采纳两种技术)作为被解释变量,选用有序 Logit 模型考察玉米生产者补贴对不同经营主体技术采纳行为的影响。根据表 5 的结果可知,玉米生产者补贴有效促进了各类经营主体采用先进生

产技术。这是因为玉米生产者补贴相当于向玉米生产者提供了一笔无风险的现金流,为其采纳先进生产技术提供了资金保障。并且玉米生产者补贴作为一种与特定作物相挂钩的补贴,可以有效影响玉米生产者的心里账户,引导其将补贴资金用于采纳测土配方和水肥一体化等先进的生产技术。值得关注的是,虽然玉米生产者补贴促进了规模农业经营户采纳先进的生产技术,但并未提升其玉米全要素生产率,以下进一步分析该现象的原因。

表 5 玉米生产者补贴对技术采纳的影响

变量名称	(1)	(2)	(3)
	全样本	规模农业经营户	小农户
玉米生产者补贴(上一期)	0.159*** (0.034)	0.581*** (0.182)	0.150*** (0.035)
控制变量和常数项	已控制	已控制	已控制
省份和时间固定效应	已控制	已控制	已控制
观测值	5622	573	5049

注:较多样本农户的技术采纳情况在观测期内未发生变化,如果在离散选择模型中控制个体固定效应会造成大量样本损失,于是本文控制了省份和时间固定效应。

2.玉米生产者补贴对购买农机作业服务的影响。根据上文理论分析,玉米种植户购买农机作业服务有助于提升生产要素的配置效率,进而实现玉米全要素生产率增长。对此,本文从是否选择购买农机作业服务和亩均购买农机作业服务金额两个方面衡量玉米种植户购买农机作业服务的行为。根据表 6 的结果可知,玉米生产者补贴提升了小农户购买农机服务的概率和金额。小农户人工作业的效率比较低,不利于玉米全要素生产率的提升。玉米生产者补贴缓解了小农户的资金约束,使其可以通过购买农机作业服务来提高生产要素配置效率,进而促进玉米全要素生产率增长。玉米生产者补贴未能对规模农业经营户购买农机作业服务产生影响。可能的原因是规模农业经营户的生产经营规模大,购买农机作业服务的整体成本比小农户更高。而当前的玉米生产者补贴金额难以覆盖这一部分成本开支,所以玉米生产者补贴未能对规模农业经营户购买农机作业服务产生影响。

表 6 玉米生产者补贴对购买农机作业服务的影响

变量名称	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	全样本		规模农业经营户		小农户	
	购买选择	购买金额	购买选择	购买金额	购买选择	购买金额
玉米生产者补贴	0.059** (0.023)	0.058*** (0.019)	-0.038 (0.088)	-0.007 (0.030)	0.070*** (0.024)	0.062*** (0.022)
控制变量和常数项	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制
省份固定效应	已控制	未控制	已控制	未控制	已控制	未控制
个体固定效应	未控制	已控制	未控制	已控制	未控制	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
观测值	5622	5622	568	573	5049	5049

注:列(1)、列(3)、列(5)控制省份固定效应的原因与表 5 相同;在 Logit 模型的估计过程中,需剔除存在完美预测问题的样本,因此列(3)的样本出现损失;购买金额加 1 后取自然对数处理。

(五)进一步分析

根据以上分析,玉米生产者补贴显著促进了小农户的玉米全要素生产率提升,但未能对规模农业经营户的玉米全要素生产率产生影响。值得思考的是,什么原因造成了这种主体间的差异?与小农户相比,规模农业经营户需要进行土地流转。如果玉米生产者补贴的实施对土地流转市场产生影响,那么这种市场变化会通过流转价格等路径进一步传导到规模农业经营户的生产中。玉米生产者补贴通常发放给实际的玉米生产者,这会影响到农户的经营决策。当小农户预期自己经营获得的生产者补贴和产值较高时,可能会放弃流转选择自营。此时,土地流转市场上的土地供给减少,交易活跃度下降。规模农业经营户转入土地的竞争加剧,配置土地要素所花费的成本上升,这会对其他生产要素形

成挤出,不利于提升玉米全要素生产率。

对此,本部分选用 Logit 模型进行检验。第一,以全样本农户是否参与土地流转(包含转入和转出)为被解释变量,用来反映当地土地流转市场的整体活跃程度。土地流转市场在农村土地资源配置中发挥着关键作用^[33]。农户参与土地流转的概率越大,那么当地土地流转市场的竞争越充分,相应形成的土地流转价格更加公允。反之,如果土地流转市场不活跃,那么价格机制就无法充分发挥作用。第二,以小农户是否转出土地为被解释变量,用来反映土地流转市场上的土地供给情况。土地资源具有稀缺性,而小农户是土地流转市场上最主要的土地供给主体。如果小农户转出土地的概率降低,那么规模农业经营户转入土地的竞争会加剧,这会提升其土地要素的配置成本。

表 7 列(1)的回归结果显示,玉米生产者补贴显著降低了各类经营主体参与土地流转的概率,这说明玉米生产者补贴的实施导致土地流转市场的整体活跃度有所下降。列(2)的回归结果显示,玉米生产者补贴降低了小农户转出土地的概率^⑥,这说明土地流转市场上的土地供给减少,规模农业经营户转入土地的竞争加剧。综合上述结果可知,小农户自营导致的土地供给收缩是造成土地流转市场活跃度下降的重要原因。随着可流转土地减少,规模农业经营户难以有效维持和扩大经营规模,其整体的生产要素配置难以达到最优状态。此时,这种低效的生产要素配置会抵消规模农业经营户采纳新技术的效果。这是玉米生产者补贴未能对规模农业经营户的玉米全要素生产率产生积极影响的关键原因。

表 7 玉米生产者补贴对土地流转的影响

变量名称	(1)	(2)
	土地流转市场活跃度	土地供给
玉米生产者补贴	-0.139*** (0.024)	-0.126*** (0.029)
控制变量和常数项	已控制	已控制
省份和时间固定效应	已控制	已控制
观测值	5622	5049

注:控制省份固定效应的原因与表 5 相同。

五、研究结论和政策建议

本文基于 2018—2023 年全国农村固定观察点的农户调查数据,选用面板双向固定效应模型评估了玉米生产者补贴对玉米全要素生产率的影响。研究得出如下结论:第一,玉米生产者补贴显著促进了玉米全要素生产率提升,但这主要是小农户的贡献,补贴未能对规模农业经营户的玉米全要素生产率产生影响;第二,促进采纳先进生产技术和购买农机作业服务是玉米生产者补贴提升玉米全要素生产率的主要机制;第三,玉米生产者补贴激励了小农户自营,不利于规模农业经营户维持和扩大土地经营规模,降低了规模农业经营户的要素配置效率,这是补贴未能提升规模农业经营户的玉米全要素生产率的重要原因。根据研究结论,本文提出政策建议。

首先,政府应完善玉米生产者补贴的政策设计。一是科学制定玉米生产者补贴标准,在未来条件成熟时可探索实施与生产效率相挂钩的差异化补贴标准,进一步提升对专业化生产水平更高的规模农业经营户的支持力度。二是优化补贴流程,适当提前补贴的下发时间,缓解各类经营主体在玉米生产中的资金约束,增强补贴对当年玉米生产的支持作用。

其次,政府应因地制宜地用好玉米生产者补贴。一是按照《关于完善玉米和大豆生产者补贴政策的通知》(财建〔2020〕41 号)的要求^⑦,在严格执行资金管理规定的情况下合理使用调剂资金,更好发挥玉米生产者补贴在推广先进技术等方面的引导作用。二是要加快推动玉米生产者补贴与大豆玉米带状复合种植补助等政策有机衔接,通过提升相关政策的协同性来放大玉米生产者补贴的实施效果。

最后,政府应引导土地流转市场健康有序运转。一是健全农村产权流转交易市场,完善流转价格形成机制,引导土地流转价格维持在合理区间内。二是密切监测生产者补贴对土地流转市场的影响,

规范农户的土地流转行为,从而保障规模农业经营户维持和扩大经营规模的合理需求,提高规模农业经营户的生产要素配置效率。

注释:

①资料来源:《推进粮油作物大面积单产提升 为啥强调“大面积”?》, https://www.gov.cn/zhengce/202501/content_7001746.htm。

②资料来源:《关于印发〈吉林省玉米和大豆、稻谷生产者补贴实施方案〉的通知》(吉农农发〔2025〕3号), <http://www.jlcity.gov.cn/bmwz/nw/zwq/tzgg/202507/W020250711452008041929.pdf>。

③本文没有用资本存量定义资本投入项,因为该方法难以精准分离出用于玉米生产的实际资本,容易造成估计偏差。

④资料来源:《第三次全国农业普查主要数据公报(第一号)》, https://www.stats.gov.cn/sj/tjgb/nypcgb/qgnypcgb/202302/t20230206_1902101.html。

⑤使用 ACF 法测算玉米全要素生产率时需要将产出变量设置为玉米产量的增加值,其他变量保持不变。

⑥为避免小农户界定标准对结果产生影响,本文分别以 50 亩、20 亩和 10 亩为界限(含临界值)进行检验,结果均证实玉米生产者补贴显著降低了小农户转出土地的概率。

⑦资料来源:《关于完善玉米和大豆生产者补贴政策的通知》, https://jjs.mof.gov.cn/tongzhigonggao/202304/t20230423_3880465.htm。

参考文献:

[1] 许庆,杨青,章元. 农业补贴改革对粮食适度规模经营的影响[J]. 经济研究, 2021(8): 192—208.

[2] 杜志雄,高鸣. 从“十四五”到“十五五”:农村改革的成效经验、关键问题与路径选择[J]. 社会科学辑刊, 2025(1): 104—115.

[3] 朱满德,李辛一,程国强. 综合性收入补贴对中国玉米全要素生产率的影响分析——基于省级面板数据的 DEA-Tobit 两阶段法[J]. 中国农村经济, 2015(11): 4—14.

[4] 王海峰,李光泗,胡运芝. 收储制度市场化改革、收益不确定性冲击与玉米生产稳定机制研究——基于玉米主产区 247 个地级市的实证[J]. 农业技术经济, 2024(6): 124—144.

[5] 许庆,刘进,杨青. WTO 规则下的农业补贴改革:逻辑、效果与方向[J]. 农业经济问题, 2020(9): 88—100.

[6] 宫斌斌,杨宁,刘帅. 玉米生产者补贴政策实施效果及其完善[J]. 农业经济问题, 2021(10): 127—138.

[7] 叶锋,李谷成,李欠男. 收储制度改革能否推动玉米高质量发展? ——基于全要素生产率的分析[J]. 商业研究, 2022(2): 56—66.

[8] 钟钰,陈希,普冀喆. 土地租金侵蚀了粮食补贴的“稳粮”效果吗? [J]. 华中农业大学学报(社会科学版), 2024(3): 118—130.

[9] 刘威,郑雪丽. 生产者补贴政策对我国粮食安全的影响研究——基于玉米省级面板数据[J]. 中国农业资源与区划, 2024, 45(05): 64—73.

[10] 盖庆恩,李承政,张无珂,等. 从小农户经营到规模经营:土地流转与农业生产效率[J]. 经济研究, 2023(5): 135—152.

[11] 王敏琴,王建华,赵利梅. 基于全要素生产率视角的家庭农场创新驱动研究——来自无锡 228 户家庭农场的经验数据[J]. 农村经济, 2017(5): 32—38.

[12] 薛永基,薛艳金,张圆圆. 加入合作社能否提高家庭农场绿色全要素生产率——基于苏赣陕 892 家种植类家庭农场的调查数据[J]. 中国农村经济, 2024(2): 67—89.

[13] 史常亮. 土地流转对农业高质量发展的影响——基于绿色全要素生产率视角[J]. 自然资源学报, 2024(6): 1418—1433.

[14] 高杨,王寿彭,韩子名. 农业数字化与新型农业经营主体发展[J]. 中南财经政法大学学报, 2023(5): 108—121.

[15] 王玲,石宝峰,陆迁. 订单农业能否提升家庭农场经营绩效——来自全国 1968 个种植业家庭农场的经验证据[J]. 中南财经政法大学学报, 2025(2): 148—160.

[16] 宫斌斌,郭庆海. 玉米收储政策改革与目标价格政策重估[J]. 世界农业, 2022(6): 58—65.

[17] 许庆,张霄,刘进,等. 新一轮土地确权提升粮食全要素生产率——基于全国农村固定观察点数据的分析[J]. 经济学(季刊), 2025(4): 877—892.

[18] 魏佳朔,宋洪远. 农业劳动力老龄化影响了粮食全要素生产率吗? ——基于农村固定观察点数据的分析验证[J]. 南京农业大学学报(社会科学版), 2022(4): 22—33.

[19] 高鸣,杨新宇. 农业增效益:数字技术赋能粮食产业高质量发展的实践进路[J]. 学习与探索, 2025(2): 23—32.

[20] 郑兆峰,高鸣. 农村人力资本助推新质生产力:关键问题与政策优化[J]. 华中农业大学学报(社会科学版),

[21] 胡祎, 张正河. 农机服务对小麦生产技术效率有影响吗? [J]. 中国农村经济, 2018(5): 68—83.

[22] 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.

[23] 王新刚, 司伟. 大豆补贴政策改革实现大豆扩种了吗? ——基于大豆主产区 124 个地级市的实证[J]. 中国农村经济, 2021(12): 44—65.

[24] 余淼杰. 中国的贸易自由化与制造业企业生产率[J]. 经济研究, 2010(12): 97—110.

[25] 黄群慧, 余泳泽, 张松林. 互联网发展与制造业生产率提升: 内在机制与中国经验[J]. 中国工业经济, 2019(8): 5—23.

[26] 彭远怀. 政府数据开放的价值创造作用: 企业全要素生产率视角[J]. 数量经济技术经济研究, 2023(9): 50—70.

[27] 杨青, 贾杰斐, 刘进, 等. 农机购置补贴何以影响粮食综合生产能力? ——基于农机社会化服务的视角[J]. 管理世界, 2023(12): 106—123.

[28] 徐尚昆, 王璐, 杨汝岱. 地权稳定与农业生产[J]. 金融研究, 2022(6): 133—152.

[29] 杨新宇, 高鸣. 农地“三权分置”改革与粮食全要素生产率增长——基于全国农村固定观察点数据的实证检验[J]. 山西财经大学学报, 2025(7): 32—44.

[30] 何凡, 黄炜, 陈波. 标准的力量: 物流标准化与企业全要素生产率提升[J]. 数量经济技术经济研究, 2025(8): 26—46.

[31] 董礼, 陈金龙, 郭惠玲. 投资者情绪对企业全要素生产率的影响[J]. 中南财经政法大学学报, 2022(2): 78—90.

[32] 胡瑞法, 黄季焜. 中国与三大粮食主要生产国的单产变化趋势比较研究[J]. 华南农业大学学报(社会科学版), 2024(5): 75—83.

[33] 高鸣. 进一步完善农村土地承包经营制度的目标任务与实践路径[J]. 重庆社会科学, 2025(9): 6—18.

The Impact of Producer Subsidies on Grain Total Factor Productivity: Taking Corn as an Example

YU Shijie¹ GAO Ming²

(1.School of Economics, Minzu University of China, Beijing 100081, China;

2.Research Center for Rural Economy, Ministry of Agriculture and Rural Affairs, Beijing 100810, China)

Abstract: Improving the producer subsidy policy is of great significance for enhancing the total factor productivity of grain production. Taking corn as an example, this paper uses panel two-way fixed-effects models to examine the impact of corn producer subsidies on total factor productivity, based on household survey data from National Fixed Point Survey of Agriculture (NFP) from 2018 to 2023. The findings reveal: Corn producer subsidies promote the improvement of total factor productivity, but this effect is primarily driven by small-scale farming households, with no significant impact on large-scale farming households; Corn producer subsidies mainly enhance total factor productivity by encouraging the adoption of advanced production technologies and the purchase of agricultural machinery services among corn growers; Corn producer subsidies incentivize small-scale farming households to operate independently, which is not conducive to large-scale farming households maintaining and expanding their land operation scale, thereby constraining the improvement of their factor allocation efficiency. This is the key reason why corn producer subsidies fail to positively impact the total factor productivity of large-scale farming households. Based on this analysis, the paper proposes policy recommendations, including optimizing the design of corn producer subsidy policies, improving the efficiency of subsidy fund utilization, and promoting standardized and orderly development of the farmland transfer market.

Key words: Producer Subsidies; Total Factor Productivity of Grain; Small-scale Farming Households; Large-scale Farming Households

(责任编辑: 易会文)