

主持人语

我国农业发展虽然取得了巨大成就,但也长期存在着“大而不强,多而不优”等问题,依靠要素投入扩张的传统数量型发展模式越来越不可持续,增长动能不断衰减。强国必先强农,农强方能国强。与传统农业发展方式相比,现代农业发展方式更加注重要素投入以外各种综合性因素对产出增长的贡献,包括科技进步、技术推广、制度创新、政策改革和资源配置优化等,这些都主要通过全要素生产率对产出增长的贡献来衡量。

党的二十大报告强调,必须坚持科技是第一生产力、人才是第一资源、创新是第一动力,坚持创新在我国现代化建设全局中的核心地位,实施创新驱动发展战略。其中一个关键词就是要着力提高全要素生产率。因此,建设农业强国,背后有着深刻的增长经济学道理。这必然要求我们充分把握当前农业发展所处的历史阶段,识别农业全要素生产率增长的源泉和提升路径,由要素投入驱动转向全要素生产率驱动,通过转换增长动能来实现高质量发展。

(李谷成,华中农业大学经济管理学院院长、教授)

目标价格补贴政策改革对粮食全要素生产率的影响研究

——来自全国大豆种植户的微观证据

李谷成¹, 叶锋^{2*}, 贺亚琴²

(1.华中农业大学经济管理学院/农业经济研究所,湖北武汉430070;

2.江西农业大学经济管理学院,江西南昌330045)



摘要 大豆目标价格补贴政策改革是我国农业补贴制度改革的重要举措。利用全国农村固定观察点大样本面板数据,在测算农户大豆全要素生产率水平的基础上,分析目标价格补贴政策改革对农户大豆全要素生产率的影响。结果表明:2003—2019年,农户大豆全要素生产率水平逐年提高,但增长率较低,年均增长0.834%;补贴政策改革能够显著提高农户大豆全要素生产率水平,但是存在明显的时间异质性,影响呈逐年上升的趋势。对种植规模较大、非纯大豆种植、兼业程度较低的农户而言,补贴政策改革的效果更加明显;无条件分位数回归的结果表明补贴政策改革对农户大豆全要素生产率水平的影响存在边际递增效应;补贴政策改革会通过提高农户生产性投资积极性、改善土地资源配置水平和促进适度规模经营来提高大豆全要素生产率水平。由此提出应坚持以大豆生产者补贴为改革方向,发挥市场在资源配置中的决定性作用;进一步提高大豆生产的规模化水平,以此扩大补贴政策改革对农户大豆全要素生产率水平的提升效果;提高政策的瞄准性,实行异质性补贴政策,提高补贴效率。

关键词 目标价格补贴政策改革;生产者补贴;全要素生产率;大豆

中图分类号:F326 **文献标识码:**A **文章编号:**1008-3456(2024)01-0001-14

DOI 编码:10.13300/j.cnki.hnwkxb.2024.01.001

收稿日期:2023-11-20

基金项目:国家社会科学基金重大项目“新形势下我国农业全要素生产率提升战略研究”(18ZDA072);江西省教育厅高校人文社科基地项目“基于农户行为视角的有机养分资源利用模式研究:绩效测度与政策优化”(JD20056)。

*为通讯作者。

回顾世界各国的农业支持政策可以发现,随着农业不断发展,世界各国大多将市场化转型作为农产品价格支持政策改革的主要方向^[1-3]。近年来,中国政府也一直在探索农产品价格支持政策的改革。2017年,中国政府发布《关于调整完善玉米和大豆补贴政策的通知》,宣布在吉林省、辽宁省、黑龙江省和内蒙古自治区进行试点改革,将大豆目标价格补贴改革为生产者补贴。大豆目标价格补贴政策改革的目的是通过与玉米生产者补贴协调发放来进一步鼓励种植结构调整,促进大豆产业高质量发展。因此,有必要对大豆目标价格补贴政策改革的效果进行多方面评估,更好地优化政策^[4]。农户是农业生产的最终执行者,从农户层面进行政策评估能够更好地优化政策,增进农户福祉。本文采用全国农村固定观察点面板数据,从农户全要素生产率这一维度分析了大豆目标价格补贴政策改革的效果。本文的研究结论不仅能够优化大豆生产者补贴政策提供参考,还能够对稻谷、小麦价格支持政策的市场化改革提供经验借鉴。

大豆补贴政策经历临时收储、目标价格补贴和生产者补贴3个阶段。学者们分别对这3个阶段大豆补贴政策的效果进行了评估,并取得了丰硕成果。周扬等研究了价格支持政策对大豆全要素生产率的影响,认为价格支持政策的实施扭曲了生产要素配置,从而抑制了大豆全要素生产率的提升^[5]。樊琦等的研究表明在短期内大豆目标价格补贴政策难以发挥效果,对农户大豆种植产生了负面影响^[6]。蔡海龙等分析了大豆目标价格补贴政策在中国难以实现的原因,认为大豆目标价格补贴政策的实施会造成福利损失^[7]。贺超飞等认为在大豆目标价格实施的第一年,大豆播种面积显著提升,但是在第二年,大豆的播种面积显著减少,这主要因为目标价格补贴发放不稳定^[8]。由于大豆目标价格补贴的发放时间偏晚,补贴金额不稳定,农户对大豆目标价格补贴的满意度较低^[9]。周扬等的研究表明大豆生产者补贴政策能够显著提高大豆与玉米播种面积的比值,调整了种植结构^[4]。许鹤等、王新刚等、陆钰凤等研究了大豆生产者补贴对大豆种植的影响,认为大豆生产者补贴对大豆种植面积有激励作用,但是存在区域异质性^[10-12]。并且,大豆生产者补贴的政策效果在逐年减弱^[12]。此外,王新刚等的研究表明生产者补贴的实施能够有效扩大大豆播种面积,但会导致大豆生产中要素投入下降,造成规模扩张和要素投入不匹配^[3]。

上述研究为本文提供了参考,但是仍然存在不足,可以从以下几点进行拓展:第一,当前文献仅仅研究了目标价格补贴政策改革对大豆种植面积或种植结构的影响,但是这些研究大部分都是采用宏观数据进行分析,缺乏微观层面的经验证据。农户是农业生产的微观主体,补贴政策改革只有通过影响农户的生产决策才能实现其政策目标^[13]。因此,本文采用全国农村固定观察点数据,从微观农户全要素生产率层面评估大豆目标价格补贴政策改革的政策效果,能够更好地进行政策优化;第二,现有研究较少从农户异质性出发探讨大豆补贴政策改革影响的差异性,并缺乏影响机理的探讨。在当前农户分化的背景下,只有对不同类别农户进行差异化补贴才能更好地发挥出政策效果。本文从规模异质性、大豆种植比例、农户兼业程度、农户大豆全要素生产率水平高低4个维度进行异质性分析,有利于大豆补贴政策的精准分类施策。

一、政策背景与理论分析

1. 大豆目标价格补贴政策改革的时代背景

为推动大豆产业健康发展,国家于2014年推出了《关于大豆目标价格补贴的指导意见》。虽然大豆目标价格的实施发挥了市场定价功能,在一定程度上能够改善资源配置效率,但仍然存在许多不合理之处。第一,理论上大豆目标价格是根据当年的种豆成本和农户收益决定的,但在政策实施的3年间,目标价格都始终维持在4800元/吨。并且,在政策文件中目标价格的公布应在播种前,但实际上,2014年和2015年的大豆目标价格公布都在4—5月,大部分试点地区已完成播种,这对大豆生产的影响不明显。第二,地区间的补贴差异较大。政策文件中表示要根据中央财政和地方大豆播种面积来确定亩均补贴标准,但是地方执行的大豆目标价格补贴标准差异巨大。第三,补贴对象不够明确。政策明确规定要将补贴发放给实际种植大豆的农户,但补贴导致的土地流转费用上涨使得部分

收益转移给了承包户,经营户实际获得的补贴较少。第四,补贴的时间较晚。政策中规定,目标价格补贴要在大豆播种前补贴给农户。但在实际操作过程中,大部分年份的大豆目标价格补贴都晚于5月发放,严重影响了农户的种植决策^[7]。

2017年开始,国家决定取消大豆目标价格,将其改革为生产者补贴。具体举措为国家不再干预大豆价格的形成,采用市场定价的原则。大豆生产者可以根据市场需求来进行生产,国家采用直接补贴的方式予以补助。此次改革的另一个重要变化是将大豆生产者补贴和玉米生产者补贴进行统筹,通过二者联动来调整生产结构。虽然目标价格补贴和生产者补贴都是以现金直补的形式发放,但是存在以下几点差异:第一,补贴标准不同。虽然生产者补贴与目标价格补贴是根据国家拨付金额和地区大豆种植面积综合决定,但生产者补贴的标准考虑到了与玉米的比较,其补贴标准大于目标价格补贴。第二,发放金额计算方式不同。目标价格补贴根据市场价格和农户的大豆生产成本来决定,在实际操作中过于繁琐。大豆生产者补贴属于直接补贴,补贴额度的制定更为方便。第三,发放时间不同。生产者补贴的发放更为及时,一般在当年9月,而目标价格补贴则在次年5月发放。

2. 理论分析与研究假说

农户是农业生产的最终执行者,大豆目标价格补贴政策改革最终会通过影响农户的生产决策来实现其政策目标^[1]。研究补贴改革对农户大豆全要素生产率水平^①的影响,需从政策的变化入手。首先,相比于目标价格补贴,大豆生产者补贴的发放更及时,对农户的生产决策影响更大。目标价格补贴一般在次年发放,对当年农户大豆生产不会产生影响。而大豆生产者补贴一般在当年进行发放,能够部分解决农户大豆生产过程中资金不足的问题。根据动态贫困资产理论,补贴能够缓解农户大豆生产中的资金约束,农户可以选择生产率较高的方式进行生产,这会显著提高大豆全要素生产率水平^[14]。其次,大豆生产者补贴的发放和玉米生产者补贴挂钩,能够更好地进行种植结构调整,从而提高农户的大豆全要素生产率水平^[15]。在东北地区,大豆和玉米是主要的替代品。在目标价格补贴时期,大豆收益低于玉米收益,农户将肥沃的土地都用于玉米种植。补贴政策改革后,政府可以通过提高大豆生产者补贴和玉米生产者补贴的差价来提高农户大豆种植的积极性,例如2019年辽宁省为鼓励大豆种植,将大豆和玉米的补贴价差设置为200元。这些举措都能够很好地优化种植结构,实现大豆全要素生产率水平的提升。最后,相比于目标价格补贴,大豆生产者补贴的发放更加稳定,不依赖于大豆市场价格的变化,使得农户对大豆生产者补贴的预期更加稳定,这可能会导致农户追加生产投资或扩大经营规模,从而提高大豆全要素生产率水平^[16]。综上,本文提出研究假说:

H₁: 目标价格补贴政策改革能够显著提高农户大豆全要素生产率水平。

已有研究表明,土地配置效率低下,生产投资不足,农业经营规模偏小是制约发展中国家农业生产率提升的重要因素^[17-18]。现实中,农户是政策改革的最终实践者,大豆目标价格改革会影响农户的生产决策,对上述结果变量产生影响。因此,本文构建了“补贴制度改革—土地配置效率、农户生产性投资积极性、土地经营规模—大豆全要素生产率变化”的分析框架来考察大豆目标价格补贴政策改革的作用机制,见图1。

首先,目标价格补贴政策改革能够通过提高土地配置效率来提高大豆全要素生产率水平。土地资源效率的改善是提高生产率的重要方式^[19]。在实际中,土地资源配置的优化主要依靠土地流转和改变种植结构来实现。一方面,补贴政策改革会提高土地流转的概率。生产者补贴的发放能够缓解农户当年大豆生产的资金约束,从而加速土地在农户之间的流转,这会优化配置土地资源,从而提高大豆全要素生产率水平。另一方面,补贴政策改革有利于种植结构的调整。大豆目标价格补贴改革为生产者补贴后,补贴的发放与玉米生产者补贴统筹,政府能够根据补贴差额调整大豆和玉米的种植面积,优化种植结构。差额化的生产者补贴能够有效调整种植结构,使得大豆生产由非优势

① 需要补充说明的是,本文讨论和后文计量框架核算的是农户全要素生产率的水平值,而不是增长值。严格来说,全要素生产率增长与全要素生产率虽然相关,但却是两个不同的概念。全要素生产率是一个加总要素生产率值的概念,而非“索洛余值”意义上全要素生产率增长所蕴含的与要素投入无关的“残差”概念。

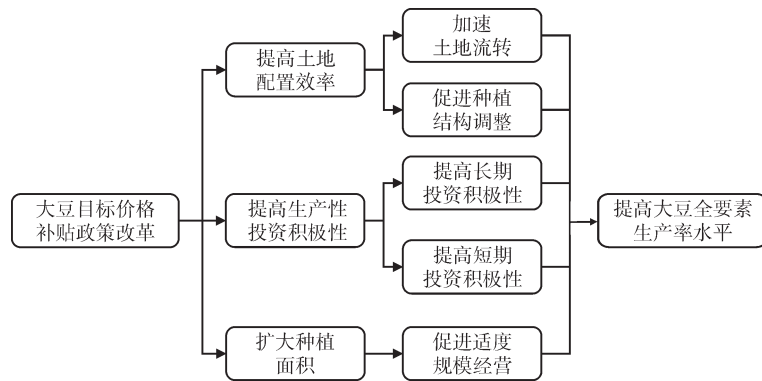


图1 目标价格补贴政策改革对农户大豆全要素生产率水平的影响机理

区向优势区转移,发挥比较优势,进一步提高大豆全要素生产率水平^[5]。

其次,目标价格补贴政策改革能够通过提高农户生产性投资积极性来提高大豆全要素生产率水平。Adamopoulos等的研究表明,发展中国家农业生产率偏低的一个重要原因是生产性投资不足^[17]。因此,提高大豆生产中的投资积极性是生产率提升的一个重要路径。在实际中,农户对大豆生产的投资包括短期投资和长期投资^①两种^[20]。一方面,补贴政策改革能够提高农户大豆生产的短期投资积极性。改革后,生产者补贴发放时间早和发放金额增多的特征能够缓解农户在大豆生产中的资金约束,使得农户可以选择更好的品种和优质的农药化肥。这些举措都会提高农户的短期投资积极性,促进大豆生产过程中的技术进步,最终会显著提高大豆全要素生产率水平。另一方面,补贴政策改革能够提高农户大豆生产的长期投资积极性。改革后,生产者补贴的发放更加稳定,会形成稳定的收益预期。此时,农户会增加大豆生产中的长期投资来改善大豆生产条件,促进农业机械对劳动力的替代。比如,为获取长期利益,农户会选择土壤改良投资或购买大型机械。这些举措也可以显著提升农户的大豆全要素生产率水平。

最后,目标价格补贴政策改革能够扩大大豆生产规模,从而提高大豆全要素生产率水平。规模是制约农户生产率提升的一个重要因素^[17]。农户若要实现规模经营,需要扩大种植达到适度规模经营面积,以获取产出效益上的规模经济,从而实现全要素生产率水平的提高^[21]。对于大豆种植户而言,一方面,大豆生产者补贴的实施导致大豆与玉米补贴额度的比值扩大。在补贴政策改革后,地方政府会统筹大豆生产者补贴和玉米生产者补贴的发放,通过玉米补贴和大豆补贴的差距引导农户进行大豆种植,使得农户减少玉米种植,扩大大豆的种植面积。另一方面,补贴政策改革后,大豆生产者补贴的发放较为稳定,农户对政策的信任度会增加,能够引导农户逐步扩大大豆的种植面积。

综上,本文提出如下研究假说:

H₂: 目标价格补贴政策改革可以通过优化土地资源配提高大豆全要素生产率水平。

H₃: 目标价格补贴政策改革可以通过提高生产性投资积极性提高大豆全要素生产率水平。

H₄: 目标价格补贴政策改革可以通过促进适度规模经营提高大豆全要素生产率水平。

二、中国大豆全要素生产率水平的测算与动态演变

1. 数据来源

准确无误地测算出大豆全要素生产率水平是本研究得以开展的基础。本文所使用的数据来源于农业农村部2003—2019年全国农村固定观察点。该数据始于1986年,由农业农村部农村经济研究中心负责调研,是中国最大的农户层面跟踪式调研数据,具有良好的适用性与代表性。

该数据具有如下优势:第一,调查范围广、样本量大、时间跨度长。当前,该调查每年的样本量约

① 短期投资是指大豆生产中农药、化肥、农膜等费用的投入。长期投资是指农户为改善大豆生产条件和提升地力等所做出的投资,比如大型机械的投入,农田基础设施投入等。

为21000户农户,涉及360个行政村,分布在中国大陆地区31个省(市、区)。其中,调研县约占全国总县数的14%,能够很好地代表全国粮食生产情况^[22]。第二,数据抽样客观科学,采取了典型抽样和随机抽样相结合的方法进行抽样。首先,根据地理分层和收入分层,选取省内具有代表性的县作为调研区域。然后,在调研县内随机选择村庄进行农户访谈,并在每个村庄随机抽取50~120户进行调研。此外,对于退出农业经营或其他原因流失的样本,固定观察点会采取合适的抽样方法进行补充,从而保证样本具有代表性。第三,调查的内容丰富且详尽。该数据包含农户土地情况、家庭经营情况、农户生产资料投入情况、家庭消费情况等多个方面的内容。特别需要说明的是,此数据对于家庭在不同农作物的投入产出的调研十分详尽,包含了各地区农户大豆生产投入产出的具体数据。第四,数据的质量较高。调查小组采用记账式的方式收集农户数据。并且该数据是追踪数据,几乎所有农户都熟悉调研过程,这进一步保障了数据质量。第五,数据与国家统计局的差异较小,具有全国代表性。在已有研究中,王璐等和Benjamin等将固定观察点数据和国家统计局的普查数据进行对比分析,发现这两个数据在农业生产、家庭收入等方面都比较吻合^[22-23],因此本文采用农村固定观察点数据来测算农户大豆全要素生产率水平较为合理。

2. 农户大豆全要素生产率水平的测算及动态演变

本部分主要讨论农户层面大豆全要素生产率水平的测算。全要素生产率水平可以反映农户生产过程中要素的综合利用情况,是大豆生产高质量发展的重要衡量指标。大豆全要素生产率水平的估计较为复杂,不仅需要投入产出数据进行详尽的计算,还需要考虑系数估计中可能存在的内生性问题。在测算大豆全要素生产率水平时需要明晰以下3个问题:

第一,生产函数的选择。在进行微观农户全要素生产率测算时,已有文献一般采用Cobb-Douglas生产函数^[24]。本文也采用Cobb-Douglas生产函数进行参数估计。在农户层面上,农户短期内对物质资本、劳动力和土地的调整有限,适宜采用Cobb-Douglas生产函数进行估计,这也是现有文献的普遍做法。

第二,投入产出变量的确定。参考李谷成等、高鸣等的研究,本文选择农户大豆总产量作为产出变量,选择农户大豆生产中的物质资本、劳动力和土地作为投入变量^[14,25]。对于产出变量,本文采用农户当年的大豆总产量,单位为千克,这样可以更好地消除价格带来的产值差异。对于物质资本投入,本文采用资本流量的方式。这主要指花费在大豆生产中各项生产资料的支出,包括种子种苗费、农家肥折价、化肥费用、农膜费用、农药费用、机械作业费用等,单位为元。劳动力投入采用农户大豆生产中实际的投工量,包括家庭劳动力投工量和雇工量,单位为“标准日”。土地投入采用大豆播种面积来衡量,相比于耕地面积,播种面积更能体现对土地的利用程度。

第三,估计方程的内生性问题。不同于工业生产,现有文献认为农业生产中的内生性问题主要来源于两个方面:一是土地质量的差异。本文采用控制村级层面固定效应的方法来消除不同村之间可能存在的土地质量差异^[22]。二是遗漏变量问题。本文采用个体和时间双向固定效应模型来缓解这一问题^[26]。基于上述分析,本文设定如下生产函数:

$$Y_i = A_0 K_i^{\alpha_K} L_i^{\alpha_L} M_i^{\alpha_M} \exp(\epsilon_i) \quad (1)$$

式(1)中, Y_i 表示农户*i*的大豆产出水平, K 、 L 和 M 分别代表农户大豆生产中的物质资本投入、劳动力投入和土地投入。 α_K 、 α_L 和 α_M 分别代表物质资本、劳动力和土地的弹性系数。在对公式(1)进行参数估计时需要采取双对数模型,将公式左右两边取对数处理,并引入村级虚拟变量来控制村庄间的差异。最终,得到如下公式:

$$\ln Y_{i,t} = \alpha_K \ln K_{i,t} + \alpha_L \ln L_{i,t} + \alpha_M \ln M_{i,t} + \epsilon_{i,t} \quad (2)$$

在进行参数估计后,可以通过以下公式来计算农户的大豆全要素生产率水平:

$$\ln TFP_{i,t} = \ln Y_{i,t} - \alpha_K \ln K_{i,t} - \alpha_L \ln L_{i,t} - \alpha_M \ln M_{i,t} \quad (3)$$

表1报告了生产函数估计结果。结果表明,物质资本、劳动力和土地的弹性系数分别为0.234、0.107和0.492,且都在1%的水平上显著,这表明中国大豆生产中土地仍然是最重要的生产要素,物

质资本次之,劳动力最小。此外,通过对3个弹性系数加总可以得到大豆的规模报酬系数为0.833,表明大豆生产是规模报酬递减的,这与Chari等的研究结果基本一致^[24]。本文通过估计参数,并结合公式(3)计算出历年农户的大豆全要素生产率水平。

为考察农户大豆全要素生产率水平的变化,本文采用两种平均的方法对数据进行处理。第一种为简单平均法,求取各农户当年大豆全要素生产率水平的简单平均值。第二种为大豆总产值加权平均法,采用总产值的方法进行加权计算出权重,最后计算出加权的平均值。其中,权重为农户当年大豆总产值占全国大豆总产值的比例。测算结果见图2。

通过图2的结果,可以得到以下几个结论。第一,大豆全要素生产率水平整体呈现上升趋势,但是存在一定的波动。从简单平均的计算结果来看,大豆全要素生产率水平由2003年的3.211增加到2019年的3.640,增长率为13.360%,年均增长率为0.834%。第二,大豆全要素生产率水平在某些年份降低。例如,2012—2015年,大豆全要素生产率水平从3.484下降到3.303,下降率为5.195%。第三,大豆全要素生产率水平在近些年增长速度加快。2015年后,大豆的全要素生产率水平开始急剧上升,增长率为10.206%。其可能原因在于国家出台了一系列政策,2014年后国家对大豆实施了目标价格,后来又目标价格改革为生产者补贴,通过直接补贴来刺激大豆种植,政策的实施促进了大豆全要素生产率水平的提升。

三、研究设计

1. 模型设定

本文的研究目的是采用“实验学派”的方法来精准考察目标价格补贴政策改革对农户大豆全要素生产率的影响,即探讨二者之间是否存在因果关系。大豆目标价格补贴政策改革于2017年开始试点,这形成了一个“准自然实验”^①。因此,本文基于政策评估中常用的倾向得分匹配—双重差分(PSM-DID)模型来构建识别策略,并缓解政策变革中的内生性问题。Heckman等认为该模型一方面能够解决传统DID模型中由政策非随机导致的平行趋势不满足的问题,另一方面能够通过PSM的方法排除部分干扰政策对结果的影响^[27]。在进行PSM-DID估计时,本文采用两阶段回归进行参数估计。第一阶段为PSM估计。本文使用Logit回归估计出倾向得分值,再利用核匹配来进行估计。本文中使用的PSM模型为:

$$P_r(Treat_{it}=1|X_i)=L(\alpha_0+\alpha_i X_i) \quad (4)$$

式(4)中, P 为农户参与政策改革的概率。 $Treat$ 为农户是否处于大豆目标价格补贴政策改革试点区域,处于试点区域赋值为1,未处于试点区域赋值为0。 L 表示在概率估计中采用Logit回归。 X 为匹配中使用的一系列协变量。本文最终的研究样本为15910个,其中实验组样本为2982个,控制组样本为12928个。在研究目标价格补贴政策改革对农户大豆全要素生产率影响时,模型如式(5):

$$TFP_{it}=\alpha_1+\alpha_2 DID_{it}+\beta X_{it}+\mu_i+\theta_t+\delta_v+\epsilon_{it} \quad (5)$$

① 需要说明的是,大豆目标价格在内蒙古的改革试点只有部分地区,难以分清农户处于实验组或控制组。为了使得结果更加准确,论文在实证时未保留内蒙古的农户样本。此外,为使得估计结果更加精准,本文选择2010—2019年样本进行回归,为保证结果的稳健性,还进一步缩减样本量进行了稳健性检验。

表1 大豆Cobb—Douglas生产函数
估计结果

变量	系数	稳健标准误
ln(物质资本)	0.234***	0.008
ln(劳动力)	0.107***	0.006
ln(土地)	0.492***	0.022
-cons	3.232***	0.035
个体固定效应		Yes
时间固定效应		Yes
村庄固定效应		Yes

注:***表示在1%的统计水平上显著。

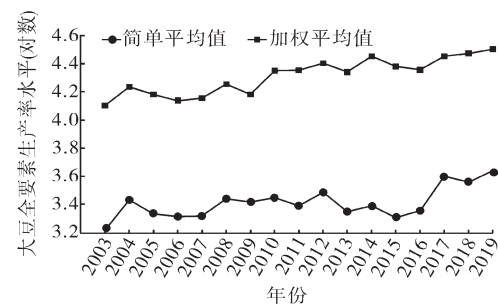


图2 大豆全要素生产率水平的动态演变

其中, TFP 为农户大豆全要素生产率水平, 在实际回归时将其取对数处理。 i 为地区, t 为年份, v 为村庄。 DID 为大豆目标价格补贴改革的政策变量, 由政策实施的区域虚拟变量 ($treated$) 和政策实施的时间虚拟变量 ($time$) 交互形成。若农户所在地区处于补贴政策改革试点地区, 则将 $treated$ 赋值为 1, 反之为 0。同时在政策改革 (2017 年) 后, 将 $time$ 赋值为 1, 反之为 0。 X 为控制变量, μ_i 、 θ_t 和 δ_v 分别为个体固定效应、年份固定效应和村庄固定效应, ε_{it} 为残差项, α 和 β 为相关待估参数。

2. 变量的设定和描述性统计

本文设定以下 4 类变量: 被解释变量、核心解释变量、控制变量、影响机制变量 (见表 2)。

(1) 被解释变量。本文选择全要素生产率水平作为被解释变量。大豆全要素生产率由前文计算所得。通过表 2 可以看出实验组的全要素生产率水平均值要明显高于控制组。

表 2 主要变量的描述性统计

变量名	变量简称	含义和单位	实验组		控制组	
			均值	标准差	均值	标准差
全要素生产率	TFP	农户大豆全要素生产率水平, 取对数	4.203	0.570	3.325	0.783
户主性别	$Gender$	男=1; 女=0	0.981	0.136	0.962	0.190
户主年龄	Age	户主的实际年龄	52.753	9.853	56.747	10.497
户主文化水平	$Education$	户主接受教育年数	7.341	1.962	6.966	2.489
户主健康程度	$Health$	优=1; 良=2; 中=3; 差=4; 丧失劳动能力=5	1.524	0.785	1.765	0.948
农业培训	$Train$	户主是否接受农业培训, 是=1; 否=0	0.162	0.369	0.111	0.314
耕地面积	$Farmland$	年初家庭经营耕地面积/亩	23.748	17.416	6.211	6.249
地块数	$Fragmentation$	家庭年末拥有耕地块数	5.615	3.215	5.587	3.901
家庭农业劳动力	$Family labor$	家庭从事农业生产劳动力数量	2.271	0.918	2.439	1.239
家庭总收入	$Income$	家庭一年中收入的总和/(元, 取对数)	10.639	0.685	10.555	0.737
是否党员户	$Party$	是=1; 否=0	0.135	0.342	0.153	0.360
是否接入互联网	$Internet$	是=1; 否=0	0.155	0.362	0.168	0.374
土地流转	$Transfer$	是=1; 否=0	0.182	0.386	0.070	0.255
种植结构	$Structure$	大豆播种面积占粮食播种面积的比例	0.526	0.399	0.451	0.689
生产性总投资	$Input$	农户短期投资和长期投资总和/元	12752.280	25131.860	7448.070	22116.830
种植面积	$Acreage$	农户当年的大豆播种面积/亩	19.441	34.008	2.445	11.454
样本量	N	实验组和控制组的样本量	2982		12928	

(2) 核心解释变量。大豆目标价格补贴改革政策变量是本文的核心解释变量。该变量为虚拟变量, 由目标价格补贴改革实施的时间虚拟变量和地区虚拟变量交乘, 其估计参数的大小表征大豆目标价格补贴改革对农户大豆生产率的影响。

(3) 控制变量。本文对影响大豆生产率的其他因素进行控制。具体包括: ①户主的性别; ②户主的年龄; ③户主的文化水平, 户主的受教育程度越高, 对于新技术的接纳程度也越强; ④户主的健康程度; ⑤农业培训; ⑥耕地面积; ⑦地块数, 地块数可以代表家庭的耕地细碎化程度; ⑧家庭农业劳动力; ⑨家庭总收入, 采用农户家庭一年中的总收入来表示, 包括农业收入和非农收入; ⑩家庭是否为党员户; ⑪家庭是否接入互联网。

(4) 影响机制变量。①土地配置效率。现实中, 农户常通过土地流转和种植结构调整来优化土地配置效率。因此, 采用土地流转和农户种植结构来衡量土地配置效率。农户土地流转用农户当年是否转入土地来表示。种植结构采用大豆播种面积占粮食播种面积的比例表示。②生产性投资。农户对大豆生产的投资包括短期投资和长期投资。短期投资是指大豆生产中农药、化肥、农膜等直接费用的投入, 采用农户当年大豆生产中产生的直接费用来衡量; 长期投资是指农户为改善大豆生产条件和提升地力等所做出的投资, 采用农户当年的固定资产投资来衡量。③种植面积。采用农户当年的大豆播种面积来衡量种植面积, 同时将所有价格变量进行了平减。

四、实证结果分析与讨论

1. PSM 匹配结果

考察大豆目标价格补贴政策改革对农户大豆生产率的影响,理想的做法是比较同一个农户在受到政策干预和不受到政策干预时大豆生产率的差异。然而,在现实中,无法同时观测到两种结果。因此,本文通过PSM来构建“反事实”样本,采用核匹配来进行数据甄选,结果如表3所示。Logit回归表明,除户主性别、年龄和家庭总收入外,其余变量均会影响农户进入实验组,这表明匹配变量的选取是有效的。同时,大部分变量在匹配前的 P 值小于0.1,匹配后的 P 值大于0.1,这表明本文的匹配结果满足PSM的平衡性假定。

表3 倾向得分估计和平衡性检验结果

解释变量	Logit估计系数	匹配	均值		T值	P值
			实验组	对照组		
Gender	0.241(0.382)	匹配前	0.977	0.950	3.040	0.002
		匹配后	0.977	0.983	-0.630	0.528
Age	-0.007(0.007)	匹配前	51.047	54.898	-8.490	0.000
		匹配后	51.661	52.001	-0.570	0.567
Education	0.174*** (0.029)	匹配前	7.230	6.596	6.610	0.000
		匹配后	7.166	7.251	-1.120	0.262
Health	-0.201** (0.085)	匹配前	1.500	1.806	-7.600	0.000
		匹配后	1.537	1.616	-1.700	0.090
Train	-0.487* (0.260)	匹配前	0.648	0.124	-4.300	0.000
		匹配后	0.713	0.036	2.670	0.008
Farmland	0.190*** (0.008)	匹配前	29.963	5.873	45.950	0.000
		匹配后	22.586	23.946	-1.380	0.167
Fragmentation	-0.163*** (0.021)	匹配前	5.058	6.927	-8.160	0.000
		匹配后	5.104	5.492	-2.300	0.022
Family labor	-0.318*** (0.607)	匹配前	2.349	2.734	-7.230	0.000
		匹配后	2.339	2.448	-1.590	0.113
lnIncome	-0.093(0.114)	匹配前	10.366	10.225	4.850	0.000
		匹配后	10.277	10.339	-1.550	0.121
Party	-0.334* (0.192)	匹配前	0.123	0.159	-2.250	0.024
		匹配后	0.125	0.157	-1.550	0.121
Internet	-0.517* (0.315)	匹配前	0.042	0.067	-2.370	0.018
		匹配后	0.037	0.024	1.200	0.230
_cons	-1.565(1.278)					

注: *、**和***分别表示在10%、5%、1%的统计水平上显著;括号内为稳健标准误。后表同。

2. DID 回归结果

本部分主要分析了目标价格补贴改革对农户大豆全要素生产率水平的平均效应,回归结果见表4。模型1没有添加控制变量,模型2为控制户主特征和家庭资源禀赋后的回归结果。模型2的结果表明,在加入控制变量、并控制时间固定效应、个体固定效应和村级固定效应后,目标价格补贴政策改革对农户大豆全要素生产率水平的影响在1%的置信水平上显著,这表明补贴政策改革显著提高了大豆的全要素生产率水平,从而验证了假说H₁。一方面,大豆目标价格补贴调整为生产者补贴后,补贴的额度提高、发放时间提前、发放效率提升,这些都能对豆农起到激励作用,影响农户的生产决策,从而提高大豆全要素生产率水平^[11]。另一方面,大豆补贴政策改革后,地方政府能够通过大豆生产者补贴和玉米生产者补贴的联动来调整种植结构,也取得了显著的成效。

3. 政策的动态效应

为考察目标价格补贴政策改革对农户大豆全要素生产率水平的影响是否存在滞后效应,以及政策改革效果是否随时间变化,本文引入了3个虚拟变量来进行回归。表5中 *Year1*、*Year2* 和 *Year3* 分别代表补贴政策改革实施第一年(2017年)、政策实施后第二年(2018年)和政策实施后第三年(2019年)的时间虚拟变量。参考孙晓华等的研究,本文将政策变量和上述每一个时间虚拟变量相乘,得到交互项,最后采用固定效应模型进行参数估计^[28]。

表5的回归结果表明:第一, *Policy*×*Year1*、*Policy*×*Year2* 和 *Policy*×*Year3* 的估计参数分别为0.109、0.176和0.335,均在1%的统计水平上显著,这表明补贴政策改革对大豆全要素生产率水平的提升是瞬时的,不存在滞后性。第二, *Policy*×*Year1*、*Policy*×*Year2* 和 *Policy*×*Year3* 的估计参数都随着年份的增加而增长,这表明补贴政策改革对农户大豆全要素生产率水平的提升是递增的。一个重要的原因可能是,相比于目标价格补贴,生产者补贴的实施成本更低。政府可以通过生产者补贴的差额来引导农户进行种植结构的优化调整,这导致政策效果递增。

4. 异质性分析

为探究目标价格补贴政策改革在不同群体间是否存在效果的异质性,从而更好地优化政策。本文从规模异质性、大豆种植比例、农户兼业程度、农户全要素生产率水平高低4个维度进行异质性分析。

(1) 规模异质性分析。参考许庆等的研究^[29],以30亩为界限将样本划分为小农户和规模户,并采用分组回归进行规模异质性分析,结果见表6。模型1和模型2分别代表小农户和规模户样本的回归结果,其估计参数分别为0.177和0.574,分别在5%和1%的统计水平上显著,这表明补贴政策改革对小农户和规模户大豆全要素生产率都具有促进作用。通过对比参数的大小,发现政策改革对规模户全要素生产率的提升远大于小农户。一个可能的解释是,在大豆生产中,规模户往往会面临信贷不足,造成严重的资金约束,农户不能选择生产率较高的生产方式,从而面临生产率损失^[14]。相比于目标价格补贴,生产者补贴的发放更为简单且及时,这可以极大缓解农户的资金约束,从而提高其全要素生产率水平。

(2) 大豆种植比例异质性。大豆种植比例不同的农户,在面对补贴政策改革时可能会选择不同的调整策略,这会导致政策效果的异质性。本文计算了大豆播种面积占粮食播种面积的比例,并根据比值大小来划分纯大豆种植农户(比值等于1)和混作农户(比值小于1),最后进行分组回归。回归结果如表7所示。

模型1代表纯大豆种植农户,模型2代表混作农户。模型1结果表明,在纯大豆种植农户样本中,

表4 DID回归结果 N=15910

变量	模型1	模型2
<i>DID</i>	0.211*** (0.038)	0.187*** (0.039)
<i>Gender</i>	--	-0.018 (0.066)
<i>Age</i>	--	0.003* (0.002)
<i>Education</i>	--	0.004 (0.007)
<i>Health</i>	--	-0.005 (0.012)
<i>Train</i>	--	-0.022 (0.028)
<i>Fragmentation</i>	--	0.018*** (0.003)
<i>Farmland</i>	--	-0.001 (0.002)
<i>Family labor</i>	--	-0.001 (0.007)
<i>lnIncome</i>	--	0.090*** (0.016)
<i>Party</i>	--	0.016 (0.027)
<i>Internet</i>	--	0.014 (0.022)
个体固定效应	Yes	Yes
时间固定效应	Yes	Yes
村级固定效应	Yes	Yes
<i>_cons</i>	3.478*** (0.013)	2.305*** (0.199)

表5 大豆目标价格补贴政策改革的动态效应估计结果 N=15910

变量	系数	稳健标准误
<i>Policy</i> × <i>Year1</i> (2017)	0.109***	0.042
<i>Policy</i> × <i>Year2</i> (2018)	0.176***	0.050
<i>Policy</i> × <i>Year3</i> (2019)	0.335***	0.065
控制变量		Yes
个体固定效应		Yes
时间固定效应		Yes
村级固定效应		Yes
<i>_cons</i>	2.311***	0.249

表6 规模异质性回归结果

变量	模型1	模型2
<i>DID</i>	0.177** (0.050)	0.574*** (0.229)
控制变量	Yes	Yes
个体固定效应	Yes	Yes
时间固定效应	Yes	Yes
村级固定效应	Yes	Yes
<i>_cons</i>	2.433*** (0.233)	-0.576 (1.785)
<i>N</i>	14575	1335

估计参数为-0.096,且在10%的统计水平上不显著,这表明补贴政策改革对纯大豆种植农户的大豆全要素生产率在统计上没有影响。模型2的结果表明,在混作农户样本中,估计参数在1%的统计水平上显著。补贴政策改革会显著提高混作农户的大豆全要素生产率。对比两个样本农户的估计系数发现,单纯依靠政策改革对于纯大豆种植户来说作用甚微。改革后的大豆生产者补贴需要与玉米生产者补贴协调发放,优化粮食的种植结构,才能提升大豆全要素生产率水平。

(3)农户兼业异质性。农户的兼业程度会影响农户的生产决策,不同兼业程度的大豆种植户在面对补贴政策改革时会采取不同的应对举措,这是导致政策效果出现异质性的一个重要原因。本文采用家庭农业劳动力占家庭总劳动力的比例来衡量兼业程度,并根据比值的大小来划分低兼业户(比值大于等于0.5)和高兼业户(比值小于0.5),结果见表8。模型1和模型2分别代表低兼业户和高兼业户的回归结果。

模型1和模型2的估计系数为0.423和0.158,分别在10%和1%的统计水平上显著,这表明补贴政策改革既能提高低兼业户的大豆全要素生产率水平,也能提升高兼业户的大豆全要素生产率水平。本文进一步对比了估计参数的大小,发现对兼业程度较低的农户而言政策效果更为明显。对兼业程度高的农户而言,其家庭收入主要来源于外出务工,大豆种植的规模相对较低,因此,补贴政策改革对其影响较小。对于兼业程度低的农户而言,大豆种植收入是其主要来源,补贴政策的变化会显著影响其大豆种植决策。

(4)大豆全要素生产率水平异质性。考虑到对于不同大豆全要素生产率水平的农户,补贴政策改革的效果可能存在差异。本文借助面板无条件分位数回归对不同分位点的政策效果进行评估。相比条件分位数回归,无条件分位数回归不依赖于控制变量的增减而发生变化,被广泛应用于处理效应的异质性分析。结果见表9,模型1—模型5分别代表10、25、50、75和90分位点的回归结果。

表9 大豆全要素生产率水平的异质性回归结果

N=15910

变量	模型1(rif_10)	模型2(rif_25)	模型3(rif_50)	模型4(rif_75)	模型5(rif_90)
<i>DID</i>	0.030(0.047)	0.020(0.044)	0.151*** (0.052)	0.349*** (0.078)	0.356*** (0.106)
控制变量	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
个体固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
时间固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
村级固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>_cons</i>	1.528*** (0.536)	2.065*** (0.392)	2.837*** (0.351)	2.669*** (0.268)	3.087*** (0.301)

在10分位点和25分位点,估计系数在10%的统计水平上不显著。在50分位点、75分位点和90分位点估计系数均在1%的统计水平上显著。随着分位点增加,估计系数越大,表明补贴政策改革对农户大豆全要素生产率水平越高的农户作用越大,这与高鸣等^[14]的研究结果类似。可能的原因在于,对于大豆全要素生产率水平低的农户而言,其大豆种植面积和获得的补贴都较少,不管补贴政策如何改革,对其生产决策影响均有限,也不会影响大豆全要素生产率水平。

5. 稳健性检验

本文采用替换实证方法、更换样本和排除干扰政策进行稳健性检验,结果见表10。首先,模型1和模型2分别是采用近邻匹配方法和卡尺匹配方法后的回归结果。其回归参数分别为0.188和0.126,在1%的统计水平上显著,这表明补贴政策改革对农户大豆全要素生产率水平影响的结论是

表7 大豆种植比例异质性回归结果

变量	模型1	模型2
<i>DID</i>	-0.096 (0.431)	0.173*** (0.004)
控制变量	Yes	Yes
个体固定效应	Yes	Yes
时间固定效应	Yes	Yes
村级固定效应	Yes	Yes
<i>_cons</i>	-4.624* (2.751)	2.510*** (0.235)
<i>N</i>	797	15113

表8 农户兼业异质性回归结果

变量	模型1	模型2
<i>DID</i>	0.423* (0.228)	0.158*** (0.041)
控制变量	Yes	Yes
个体固定效应	Yes	Yes
时间固定效应	Yes	Yes
村级固定效应	Yes	Yes
<i>_cons</i>	2.675*** (0.505)	5.434*** (0.074)
<i>N</i>	4003	11907

稳健的。其次,模型3是将样本替换为大豆主产区的回归结果,模型4是将样本变更为2014—2019年的回归结果。其回归参数分别为0.203和0.156,在1%的统计水平上显著,这进一步验证了研究结果的稳健性。最后,模型5排除了主要干扰政策(玉米收储制度改革)对农户大豆全要素生产率水平的干扰。在实际中,东北三省地区大豆和玉米种植具有明显替代性。因此,玉米收储制度改革会显著影响农户的生产决策从而对大豆全要素生产率水平产生影响。为缓解玉米收储制度改革对农户大豆全要素生产率水平的影响,本文参考Cai等的研究成果,设置玉米收储制度改革虚拟变量的方式来表征政策实施^[30]。DID变量回归结果为0.154,在1%的统计水平上显著,表明在排除玉米收储制度改革的干扰后本文的回归结果仍然稳健。综上,稳健性检验结果表明补贴政策改革能够显著提高农户大豆全要素生产率水平。

表10 稳健性检验的回归结果

变量	模型1	模型2	模型3	模型4	模型5
<i>DID</i>	0.188*** (0.038)	0.126*** (0.033)	0.203*** (0.044)	0.156*** (0.041)	0.154*** (0.057)
控制变量	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
个体固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
时间固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
村级固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>_cons</i>	2.307*** (0.248)	2.051*** (0.224)	2.214*** (0.337)	2.233*** (0.291)	2.305*** (0.249)
<i>N</i>	15931	19007	8909	13207	15910

6. 安慰剂检验

安慰剂检验是进行政策效应评估时常用的方法。其原理是通过虚拟生成政策实验组,来估计政策效应。若虚拟的政策结果在统计上显著为0,则表明政策效果不是由安慰剂导致。若虚拟的政策结果在统计上不显著为0,则表明本文研究的政策效果可能是由安慰剂导致的。本文参考Chetty等的研究,在研究样本中随机抽取3个省份农户作为实验组,其余省份的农户作为对照组进行回归,并将此过程进行100次随机抽样^[31]。结果见图3。图3中的结果表明虚拟政策结果变量的估计系数分布在0附近,这表明虚拟生成的大豆目标价格补贴政策改革效果大多分布在0两侧,结果在统计上显著为0。这表明补贴政策改革的效果不是由安慰剂效应导致的,补贴政策改革能够显著提高农户大豆全要素生产率水平。

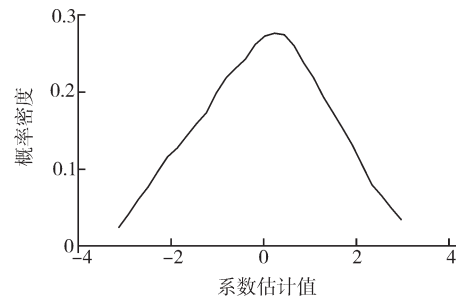


图3 安慰剂检验估计系数结果

五、影响机理分析

根据前文的理论分析框架,本文从土地配置效率、农户生产性投资积极性、土地经营规模3个维度来探究目标价格补贴政策改革对农户大豆全要素生产率水平的影响机理。

1. 补贴政策改革对农户土地配置效率的影响

表11中模型1和模型2分别代表补贴政策改革对农户土地流转和农户大豆种植结构的影响。首先,模型1中的估计参数为1.151,在1%的统计水平上显著,这表明补贴政策改革能够增加农户转入土地的概率。补贴改革后,豆农会获得更多的生产者补贴,使其土地转入的概率显著提升。其次,模型2的估计系数为0.004,在10%的统计水平上不显著,这与王新刚等^[3]的结论基本一致。虽然本文现有的估计结果在统计上不能说明补贴政策改革对大豆种植结构调整有显著影响,但是其估计系数为正也能部分说明政策在逐步发挥效果。综上,假说H₂得以验证。

表11 大豆目标价格补贴政策改革对农户土地配置效率的影响

N=15910		
变量	模型1	模型2
<i>DID</i>	1.151*** (0.110)	0.004 (0.026)
控制变量	Yes	Yes
个体固定效应	Yes	Yes
时间固定效应	Yes	Yes
村级固定效应	Yes	Yes
<i>_cons</i>	-6.649*** (0.550)	0.738*** (0.205)

2. 补贴政策改革对农户生产性投资积极性的影响

补贴政策改革对豆农生产性投资积极性的影响考察分两步。首先考察补贴政策改革对农户总生产性投资的影响;其次进一步考察补贴政策改革对农户短期投资和长期投资的影响,回归结果如表12所示。模型1—模型3分别代表补贴政策改革对农户总投资、长期投资和短期投资的影响。

表12 大豆目标价格补贴政策改革对农户生产性投资和种植规模的影响 N=15910

变量	模型1	模型2	模型3	模型4
<i>DiD</i>	0.331*** (0.075)	0.471*** (0.145)	0.476*** (0.072)	0.445*** (0.046)
控制变量	Yes	Yes	Yes	Yes
个体固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes
时间固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes
村级固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>_cons</i>	5.324*** (0.446)	3.676*** (0.810)	3.598*** (0.325)	0.400** (0.177)

模型1中核心解释变量的估计参数为0.331,且在1%的统计水平上显著,这表明补贴政策改革能够显著提高农户大豆生产性投资积极性。模型2和模型3中的估计参数分别为0.471和0.476,都在1%的统计水平上显著,表明补贴政策改革能够提高农户短期投资和长期投资积极性。我国大豆种植分散,规模小,农户多,若统计当期面积,政策成本太大,会造成资金发放不及时。生产者补贴以基期面积为补贴标准,能够及时发放到农户手中,促进农户的生产性投资。此外,补贴的稳定性也是影响农户投资的一个重要因素。目标价格的不稳定导致农户在投资决策时十分谨慎。改革后,大豆生产者补贴的实施比较稳定,这会显著增加农户种植大豆的生产性投资。综上,假说H₃得以验证。

3. 补贴政策改革对大豆种植规模的影响

经营规模是影响农业生产率的重要因素,发展中国家的农业生产率较低的一个重要制约因素是农业规模^[17]。为验证补贴政策改革能否提高农户的大豆种植规模,形成规模效应从而提高农户的大豆生产率,本文考察了补贴改革对农户大豆种植面积的影响,结果见表12模型4。其估计参数在1%的统计水平显著,这表明目标价格补贴政策改革能够显著增加农户的大豆种植面积,从而验证了假说H₄。随着规模不断扩大,农户可以采用更先进的技术进行生产,从而提高大豆全要素生产率水平。

六、研究结论与政策建议

取消大豆目标价格,实施大豆生产者补贴政策是中国农业补贴改革的重要探索之一。本文运用全国农村固定观察点的微观大样本面板数据,将大豆目标价格补贴政策改革作为一项“准自然实验”,研究其对农户大豆全要素生产率水平的影响,并探讨异质性和作用机理,主要研究结论如下:

(1)补贴政策改革能够显著提高大豆的全要素生产率水平,在排除其他政策的干扰后结果仍然稳健。(2)补贴政策改革对大豆全要素生产率水平的影响效果存在明显的时间异质性。从估计参数的动态变化来看,补贴政策改革后,大豆全要素生产率水平提升效果呈现出逐年递增趋势,这表明补贴政策改革效果在逐步深化。(3)补贴政策改革对农户大豆全要素生产率水平的影响存在规模异质性、大豆种植比例异质性、农户兼业程度异质性。对大豆种植规模较大农户、大豆和其他粮食作物混作农户、兼业程度较低农户而言,补贴政策改革的效果更明显。(4)无条件分位数结果表明补贴政策改革对农户大豆全要素生产率水平的影响存在边际递增效应,对于大豆全要素生产率水平较高的农户而言,政策效果更为明显。同时,补贴政策改革可能会扩大农户全要素生产率水平的差距。(5)补贴政策改革不仅能够通过提高农户生产性投资积极性来提高大豆全要素生产率,还能通过改善土地资源配置和促进大豆适度规模经营来提高大豆全要素生产率水平。

基于上述结论,本文提出以下政策建议:

首先,要坚持以大豆生产者补贴为改革方向,发挥市场在资源配置中的决定性作用。同时,在制定政策的过程中要考虑到政策的联动性,妥善处理大豆生产者补贴和玉米生产者补贴的比价,通过

差额化补贴逐步调整种植结构,从而进一步挖掘政策效果,提高大豆全要素生产率水平,促进大豆产业高质量发展。

其次,要进一步推动大豆生产的规模化水平,以此扩大补贴政策改革对农户大豆全要素生产率水平的提升效果。一方面,要推进以高标准农田建设为主的土地整治项目,通过土地整治来减少土地的细碎化水平,为大豆规模化生产奠定基础。另一方面,要推动土地流转来促进大豆规模化生产。要逐步完善土地流转市场,构建县镇村三级土地流转平台,加强土地流转的监管,防止因补贴改革导致的土地流转费用剧烈波动。同时,要鼓励流转方式创新,发展转包、互换、入股等多元化土地流转方式。

最后,要提高政策的瞄准性,实行异质性补贴政策,提高补贴效率。逐步改变以往补贴“大水漫灌”的发放模式,对不同群体实施不同的补贴标准。对于兼业专业化程度低的农户而言,要进一步挖掘补贴没有效果的原因,制定差异化的补贴政策。对于大豆全要素生产率水平较低的农户而言,要通过综合举措,比如提高农业基础设施、改善农业地力等方式来提高其全要素生产率水平,从而逐步放大政策效果。同时,要注意避免因补贴政策改革而扩大农户之间的全要素生产率水平差距。

参 考 文 献

- [1] 田聪颖,肖海峰.目标价格补贴与生产者补贴的比较:对我国大豆直补方式选择的思考[J].农业经济问题,2018(12):107-117.
- [2] 叶锋,童婷,李谷成.收储制度改革能否促进玉米生产率增长?——来自全国农村固定观察点的经验证据[J].华中农业大学学报(社会科学版),2023(6):83-95.
- [3] 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.
- [4] 周杨,邵喜武,吴佩蓉.大豆生产者补贴政策改革促进农户种植结构调整了吗?——基于全国446个县的准自然实验[J].农林经济管理学报,2021,20(3):305-315.
- [5] 周杨,邵喜武.价格支持政策对大豆全要素生产率的影响机制分析[J].华中农业大学学报(社会科学版),2021(2):101-110.
- [6] 樊琦,祁华清,李霜.粮食目标价格制度改革研究——以东北三省一区大豆试点为例[J].宏观经济研究,2016(9):20-30.
- [7] 蔡海龙,马英辉.大豆目标价格政策缘何在中国走不通?——基于EDM的福利效应分析[J].南京农业大学学报(社会科学版),2018,18(6):137-145,161-162.
- [8] 贺超飞,于冷.临时收储政策改为目标价格制度促进大豆扩种了吗?——基于双重差分方法的分析[J].中国农村经济,2018(9):29-46.
- [9] 徐雪高,吴比,张振.大豆目标价格补贴的政策演进与效果评价[J].经济纵横,2016(10):81-87.
- [10] 许鹤,刘帅.生产者补贴政策、区域定位差异及大豆种植户行为响应——来自吉林省、山东省6市12县的证据[J/OL].中国农业资源与区划:1-11[2023-12-10].<https://kns.cnki.net/kcms/detail/11.3513.S.20221011.1648.002.html>.
- [11] 王新刚,司伟,冯晓龙,等.大豆生产者补贴对农户土地投入决策的影响——基于全国农村固定观察点调查数据的实证分析[J].中国农村观察,2023(1):20-39.
- [12] 陆钰凤,贾杰斐,杨青.目标价格补贴改革对农户大豆生产的影响——基于双重差分法的实证分析[J].农业技术经济,2023(8):66-81.
- [13] 吕新业,胡向东.农业补贴、非农就业与粮食生产——基于黑龙江、吉林、河南和山东四省的调研数据[J].农业经济问题,2017,38(9):85-91.
- [14] 高鸣,宋洪远, MICHAEL C. 补贴减少了粮食生产效率损失吗?——基于动态资产贫困理论的分析[J].管理世界,2017(9):85-100.
- [15] 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.
- [16] 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.
- [17] ADAMOPOULOS T, RESTUCCIA D. The size distribution of farms and international productivity differences[J]. American economic review, 2014, 104(6):1667-1697.
- [18] YE F, QIN S Z, NISAR N, et al. Does rural industrial integration improve agricultural productivity? Implications for sustainable food production[J]. Frontiers in sustainable food systems, 2023(7):1-14.
- [19] 郑宏运,李谷成,周晓时.要素错配与中国农业产出损失[J].南京农业大学学报(社会科学版),2019,19(5):143-153.
- [20] 林文声,王志刚,王美阳.农地确权、要素配置与农业生产效率——基于中国劳动力动态调查的实证分析[J].中国农村经济,2018(8):64-82.

- [21] 高思涵,吴海涛.典型家庭农场组织化程度对生产效率的影响分析[J].农业经济问题,2021(3):88-99.
- [22] 王璐,杨汝岱,吴比.中国农户农业生产全要素生产率研究[J].管理世界,2020,36(12):77-93.
- [23] BENJAMIN D, BRANDT L, GILES J. The evolution of income inequality in rural China[J]. Economic development and cultural change, 2005, 53(4): 769-824.
- [24] CHARI A, LIU E, WANG S, et al. Property rights, land misallocation, and agricultural efficiency in China[J]. The review of economic studies, 2021, 88(4): 1831-1862.
- [25] 李谷成,冯中朝,范丽霞.小农户真的更加具有效率吗?来自湖北省的经验证据[J].经济学(季刊),2010,9(1):95-124.
- [26] 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.
- [27] HECKMAN J J, ICHIMURA H, TODD P. Matching as an econometric evaluation estimator[J]. The review of economic studies, 1998, 65(2): 261-294.
- [28] 孙晓华,张竣楠,郑辉.“营改增”促进了制造业与服务业融合发展吗[J].中国工业经济,2020(8):5-23.
- [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] CAI X Q, LU Y, WU M Q, et al. Does environmental regulation drive away inbound foreign direct investment? Evidence from a quasi-natural experiment in China[J]. Journal of development economics, 2016, 123(1): 73-85.
- [31] CHETTY R, LOONEY A, KROFT K. Salience and taxation: theory and evidence[J]. American economic review, 2009, 99(4): 1145-1177.

Study on the Impact of Target Price Subsidy Policy Reform on Total Factor Productivity of Grain

——Evidence from Soybean Farmers in China

LI Gucheng, YE Feng, HE Yaqin

Abstract The reform of target price subsidy policy for soybean is an important initiative for the reform of China's agricultural subsidy system. Using a large sample of panel data from fixed observation points in rural areas of China, this paper analyzes the impact of the reform of the target price subsidy policy on farmers' total factor productivity (TFP) of soybean on the basis of measuring farmers' TFP of soybean. The results show that from 2003 to 2019, China's TFP of soybean increased annually, but the growth rate was relatively low, with an average annual growth rate of 0.834%. The subsidy policy reform can significantly increase the TFP of soybean, but there is obvious temporal heterogeneity, and the impact shows a rising trend year by year. The effect of subsidy policy reform is more significant for farmers with larger planting scale, non-pure soybean planting, and lower degree of part-time business. The results of unconditional quartile indicate that there is a marginal incremental effect of the impact of subsidy policy reform on the TFP of soybean. The subsidy policy reform will increase the TFP of soybeans by promoting the enthusiasm for productive investment of farmers, improving the level of land resource allocation, and fostering the appropriate scale of operation. It is proposed to adhere to the direction of subsidizing soybean producers in the reform, give full play to the decisive role of the market in resource allocation. At the same time, it is necessary to increase the scale of soybean production to amplify the effect of subsidy policy reform on TFP. In addition, it is necessary to improve the targeting of policies, implement heterogeneous subsidy policies and enhance subsidy efficiency.

Key words target price subsidy policy reform; producer subsidies; total factor productivity; soybeans

(责任编辑:陈万红)