

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

王新刚 司伟 冯晓龙 赵启然

摘要：大豆生产者补贴是近年来中国尝试促进大豆生产振兴的重要政策工具，该政策如何影响农户决策值得深入探讨。本文基于全国农村固定观察点 2016—2020 年的 5 期数据，系统考察了大豆生产者补贴对农户土地投入决策行为的影响。研究发现：在大豆生产者补贴的激励下，农户主要通过增加土地转入面积或调整种植结构两种方式实现大豆扩种，且该补贴对农户扩种大豆的激励效应在年份间呈现先减后增的 U 型变化趋势。总体上看，由于大豆生产者补贴使土地转入者面临地租上涨困境，农户更倾向于通过调整种植结构的方式扩大大豆种植面积，即提高大豆面积占比。但不同群体之间差异明显：相对于小规模和中等规模农户，大豆生产者补贴对较大规模农户扩种大豆的激励效果更强；较大规模农户主要通过转入土地和调整种植结构的方式扩种大豆，而小规模农户更倾向于通过调整种植结构的方式实现大豆扩种。

关键词：生产者补贴 政策激励 土地转入 种植结构

中图分类号：F321.1 **文献标识码：**A

一、引言

中国居民收入增长带来食物链持续上移，居民对畜禽产品的消费需求不断增加，而豆粕又是畜禽生产的主要蛋白饲料来源，因此，中国大豆饲用消费量持续攀升（司伟和韩天富，2021）。2021 年，中国大豆饲用消费量接近 0.90 亿吨，约占大豆总消费量的 82%^①。2013 年中央经济工作会议确立了“谷物基本自给、口粮绝对安全”的粮食安全目标，有限的耕地资源只能优先用于谷物尤其是口粮生产，而大豆既不属于口粮也不属于谷物。面对此种情形，在优先保障口粮绝对安全的前提下，中国政府不得不充分利用国内国外“两个市场、两种资源”，通过进口的方式满足国内对大豆等饲料粮的消费需求。值得注意的是，中国自加入世界贸易组织（WTO）以来，农业开放水平已处于世界领先地位，并

*本文研究获得国家大豆产业技术体系专项建设经费（编号：CARS-04-10B）和国家自然科学基金国际（地区）合作与交流项目“全球背景下优化中国农业补贴促进农业食物系统转型”（编号：72061147002）的资助。本文通讯作者：司伟。

^①数据来源：<https://apps.fas.usda.gov/psdonline/app/index.html#/app/advQuery>。

成为全球农产品关税水平较低和贸易自由化程度较高的国家之一（叶兴庆，2020），从国际市场进口粮食成为补充国内粮食供给不可或缺的组成部分（朱晶等，2021）。然而，在畜禽产品需求不断增长和大豆等饲料粮生产比较优势不断下降的挑战下，大豆等饲料粮进口压力不断加大（黄季焜，2021）。除此之外，更高水平的农业对外开放也意味着需要面对更多的来自国际农产品市场的输入性风险，尤其是在当前国际地缘政治格局不稳、贸易保护主义抬头、环境灾害事件频发、各类病毒和疫情肆虐的大背景下，输入性风险的压力将有增无减（张露和罗必良，2020）。因此，为提升大豆自给率、保障大豆供应链安全，中国迫切需要提高国产大豆的生产能力。提高这一能力的关键是将促进国内大豆生产发展与发挥农户生产经营自主权统筹起来，把国家保障大豆供给的政策动员转化为农户自觉的生产经营选择，发挥好补贴政策的“指挥棒”作用。

玉米和大豆分别是东北地区第一大粮食作物和传统优势粮食作物^①。自2009年起，两种作物的种植面积此消彼长，呈竞争态势。它们在土地资源中的配置主要由其投入成本、作物比价、补贴政策以及最终的比较收益所决定。此外，考虑到大豆生产发展和产业兴旺对中国粮食与油脂油料安全具有特殊意义（司伟和韩天富，2021），以及粮食生产因天然弱质性而需要政策支持和保护（许庆等，2020a），中国政府先后在东北地区实施了大豆振兴发展计划、大豆临时收储政策和大豆目标价格补贴政策，试图通过政策手段保障农户收益，提高农户种植大豆的积极性。2017年5月，中央正式下发《财政部、国家发展改革委、农业部关于调整完善玉米和大豆补贴政策的通知》，结束了东北地区为期3年的大豆目标价格补贴政策，将其调整为大豆生产者补贴政策，同时将大豆生产者补贴和玉米生产者补贴纳入同一资金发放渠道，即通过粮食补贴“一卡（折）通”一同兑付给补贴对象。自此，东北地区的大豆和玉米补贴政策得以统一。从近20年来东北地区大豆和玉米播种面积的变化来看，两种作物播种面积的波动起伏与价格支持和补贴政策紧密相关。无论是2015年玉米播种面积达到历史最高、大豆播种面积萎缩至历史最低，还是此后玉米播种面积明显下降、大豆播种面积恢复性增长，都离不开价格支持或补贴政策对作物间比较收益的调节，这种调节对农户土地投入决策行为的影响显而易见。

就大豆生产者补贴政策而言，其补贴性质和方式具有特殊性。一是在WTO规则下的箱体性质。由于2016年改革后的玉米生产者补贴在箱体上属于“蓝箱”政策^②，其支持水平在WTO规则内不受限制，因此，与玉米生产者补贴相一致的大豆生产者补贴自然也属于“蓝箱”政策，其支持水平同样不受约束。二是与玉米差异化的补贴标准。在2017年之前，东北地区的大豆和玉米临时收储政策尚未考虑到作物间的比较收益差异，也未考虑到从供给侧来平衡两种作物种植结构的需要，导致大豆和玉米的供给结构失衡。而大豆生产者补贴的标准原则上高于玉米，这在一定程度上平衡了两种作物间

^①与杨奇峰等（2022）的研究一致，本文研究中的东北地区包括辽宁省、吉林省、黑龙江省和内蒙古自治区东部的通辽市、赤峰市、兴安盟、呼伦贝尔市。

^②玉米生产者补贴属于不受WTO规则限制的“蓝箱”政策的主要依据是：2019年2月WTO公布了美国诉中国农业国内支持争端案件（DS511）的审查结论，驳回美国对中国玉米补贴的诉讼，这也从侧面验证了中国政府于2016年改革后的玉米生产者补贴政策没有违背8.5%的微量允许水平（https://www.wto.org/english/tratop_e/dispu_e/cases_e/ds511_e.htm）。

的比较收益，且大豆生产者补贴在操作流程和实施过程方面与玉米生产者补贴趋于一致，改变了东北地区以往两大作物补贴政策各自为战的局面，基本实现了大豆和玉米补贴机制相衔接（王新刚和司伟，2021）。三是动态的补贴标准。生产者补贴机制下的补贴标准是动态的，且两大作物间的补贴标准差异逐年改变。以黑龙江省为例，2017—2021年大豆和玉米每亩生产者补贴差额分别是40元、295元、225元、200元和180元^①。相较于以往的价格支持和补贴政策，生产者补贴机制下的补贴标准更加灵活且富有弹性，农户土地投入决策行为也对其更为敏感。

生产者补贴作为保障农户收入、促进农业生产的重要手段，丰富了以直接补贴和价格支持为主体的粮食补贴政策体系。从现有文献来看，已有学者对生产者补贴的性质和补贴效果进行了讨论。王文涛和张美玲（2019）认为生产者补贴在本质上同目标价格补贴一致，而许庆等（2020a）认为生产者补贴属于不受WTO规则约束的“蓝箱”政策。从实施效果来看，田聪颖和肖海峰（2018）率先探讨了大豆直接补贴政策从目标价格补贴向生产者补贴转变的现实逻辑，并应用实证数学规划模型模拟后发现，现行大豆生产者补贴能够促进大豆扩种和种植结构调整。此后，相关学者基于县级、市级和省级的宏观数据，运用双重差分模型事后评估了玉米和大豆生产者补贴政策对作物播种面积、要素投入以及总产量的影响，还考察了生产者补贴政策对两种作物种植结构的影响（阮荣平等，2020a；周杨等，2021；王新刚和司伟，2021）。这些研究发现，生产者补贴政策促进了大豆扩种或种植结构调整。

然而，上述研究发现均是在缺少微观数据支撑下，基于中观、宏观数据得出的结论，而中观、宏观数据作为微观农户数据的加总，虽然可以反映农业生产的整体变动，但不能反映农户行为的差异，而考察由补贴政策导致的农户生产行为差异既有利于精准施策，也有利于提升政策效果。因此，有必要利用微观农户数据考察大豆生产者补贴对农户土地投入决策的影响。只有这样，才能更加科学地评估政策的实施效果。已有文献使用微观农户数据考察了玉米生产者补贴的政策效果，研究发现：玉米生产者补贴导致农户的玉米种植面积明显下降，且不同规模农户调整玉米种植面积的方式是不同的（阮荣平等，2020b；丁永潮，2022）。那么，大豆生产者补贴对农户大豆种植面积的影响是否也是如此，对不同规模农户的影响是否也存在差异，亟需使用相应的微观农户数据进行验证。

既有文献为本文研究提供了借鉴，但仍有改进空间：一是在研究内容上，鲜有文献直接关注大豆生产者补贴对微观农户土地投入决策的影响，而在国家多措并举提高大豆产能的当下，回答该问题能够为政策制定者提供更可靠的决策依据。二是在研究数据和理论机制上，已有文献基于中观、宏观数

^① 补贴额度数据来自黑龙江省历年相关文件：《黑龙江省2017年玉米和大豆生产者补贴资金发放工作启动》，http://www.gov.cn/xinwen/2017-10/16/content_5232057.htm；《黑龙江省财政厅关于拨付2018年玉米和大豆生产者补贴资金的通知》，<http://dxalth.gov.cn/attachment/20200327120825657001.doc>；《黑龙江省财政厅关于拨付2019年玉米、大豆和稻谷生产者补贴资金的通知》，<http://dxalth.gov.cn/attachment/20200330155104305.pdf>；《黑龙江省财政厅关于拨付2020年玉米、大豆和稻谷生产者补贴资金的通知》，<https://www.yc.gov.cn/attachment/20220926112140120.pdf>；《黑龙江省财政厅关于拨付2021年玉米大豆和稻谷生产者补贴资金的通知》，<http://www.shangzhi.gov.cn/module/download/downloadfile.jsp?classid=0&filename=d6b4ee0a145849bd89473ea5c9a6cab6.pdf>。

据无法探究大豆生产者补贴影响农户土地投入决策的机制。尽管在现有研究中,王新刚和司伟(2021)采用大豆主产区124个地级市数据探讨了大豆生产者补贴对大豆播种面积、面积占比以及要素投入的影响,但囿于农户微观数据的缺失,并未对大豆生产者补贴的作用机制展开系统研究。三是在政策效果评价上,现有文献关于生产者补贴政策对不同类型农户影响的讨论尚显不足,而在当前农村各类生产要素市场化程度不断加深的现实背景下,对不同类型农户分类施策是提升补贴政策效果的关键。

为弥补已有研究的不足,本文拟利用2016—2020年农业农村部全国农村固定观察点的农户面板数据,从微观视角考察大豆生产者补贴政策实施对农户土地投入决策的影响及其背后的作用机制,并探讨不同规模农户之间补贴政策实施效果的异质性。在中国屡次提及攻坚克难扩种大豆油料的现实背景下,研究上述内容不仅有助于明确大豆生产者补贴政策对农户土地投入决策的实际影响,而且对探索稻谷、小麦等农作物补贴政策的改革方向具有重要的借鉴价值。

二、理论分析与研究假说

大豆生产者补贴对农户种植大豆形成了一种激励机制,主要通过土地转入和种植结构调整这两条路径来影响农户的种植决策。

(一) 大豆生产者补贴与农户的大豆种植

生产者补贴作为一种正式规则,形成了对农户生产行为的激励和约束,而大豆生产者补贴正是通过对种植大豆的农户进行直接补贴,增强了对他们种植大豆的激励。在实行大豆生产者补贴政策之前,中国政府在东北地区实行的是大豆目标价格补贴政策,但目标价格公布不及时、市场价格获取有偏以及地区间补贴标准差异过大等诸多不合理之处导致该政策对农户种植大豆的激励作用有限(王新刚和司伟,2021)。从理论上讲,农户种植决策过程是基于多目标的,包括利润最大化、风险最小化和家庭劳动力投入最小化等,其中利润最大化目标的权重最大,且不同类型农户在决策中面临不同的目标权重(刘莹和黄季焜,2010)。在实际生产中,农户追求利润最大化的种植决策不可避免地受到土地、劳动力、资金这3种生产要素的约束,而大豆生产者补贴相较于目标价格补贴,主要通过对种植大豆实行与玉米有差异的补贴标准来缓解农户的资金约束,从而影响农户的种植决策行为。

首先,大豆生产者补贴的补贴标准高于目标价格补贴^①,从而对农户种植大豆的激励更强。无论农业经济发展到何种阶段、农户所面临的约束条件如何改变,理性小农一直都是分析农户行为的内在逻辑。对于理性小农而言,他们一般基于利润最大化目标做出种植决策,选择种植净收益更高的农作物。因此,面对大豆更高的亩均补贴,理性小农更倾向于种植更大面积的大豆以获取更多补贴。其次,大豆生产者补贴的标准高于玉米生产者补贴,有利于促进农户种植更大面积的大豆。目标价格补贴之所以收效甚微,主要是因为大豆目标价格的制定并未考虑到玉米的比较收益,而理性小农在种植决策

^①以黑龙江省为例,2016年大豆目标价格补贴标准为118.58元/亩(《黑龙江省2016年度大豆目标价格补贴资金发放工作正式启动》, http://www.mof.gov.cn/zhengwuxinxi/xinwenlianbo/heilongjiangcaizhengxinxilianbo/201709/t20170915_2699758.htm),而2017—2021年大豆生产者补贴标准为173~320元/亩,远高于目标价格补贴。

中会充分顾及作物间的比较收益。前文中提到黑龙江省近年来大豆和玉米每亩补贴的差额最高可达 295 元，较大的补贴差异使农户做出更倾向于种植大豆的生产决策。再次，无论是大豆和玉米之间的生产者补贴差额，还是大豆生产者补贴本身，并非一成不变，而是逐年变化。同样以黑龙江省为例，2017—2021 年大豆生产者亩均补贴标准在 173~320 元之间波动，而大豆和玉米的每亩补贴差额在 40~295 元之间波动。考虑到补贴金额的灵活调整，农户会根据补贴政策及时调整种植决策。此外，补贴政策在自上而下实施的过程中也存在滞后性，因此，随着时间的变化，补贴政策对农户大豆种植面积的影响可能是非线性的。最后，大豆生产者补贴对不同规模农户种植大豆的激励可能存在差异。尽管大多数农户基于利润最大化目标进行种植决策，但不同类型的农户会根据自身禀赋选择不同的目标权重，例如，以非农收入为主的农户对家庭劳动力投入最小化目标设置的权重可能远高于以农业收入为主的农户，其土地经营规模也远低于以农业收入为主的农户。因此，相较于以非农收入为主的小规模农户，以农业收入为主的大规模农户在面临大豆生产者补贴激励时扩种大豆的积极性可能更高。综合上述分析，本文提出研究假说 H1。

H1：大豆生产者补贴对农户种植大豆具有正向影响，政策激励效果存在动态效应；相较于小规模农户，大豆生产者补贴对大规模农户的影响更大。

（二）大豆生产者补贴与农户土地转入

在产权理论下，清晰界定的产权是市场交易的基本前提，对经济系统运行发挥着激励和提高资源配置效率的作用（科斯，2014）。中国的多次农业补贴政策改革也都是紧紧依据产权理论开展的。从现实情况来看，始于 2013 年的“三权分置”改革使农地产权的完整性和安全性水平显著提高，农地流转市场日趋完善（阿布都热合曼·阿布迪克然木等，2020），农户参与农地流转市场的积极性也广泛提高。在此基础上，农业补贴政策以土地为核心进行了多次改革。以“三项补贴”（农作物良种补贴、种粮农民直接补贴和农资综合补贴）为例，这些补贴政策在实施之初要求按农户的实际种植面积发放补贴，但基层政府在实际执行过程中为节约成本，逐渐将二轮土地承包面积作为发放依据，即以土地承包权为发放依据（杨青等，2022）。虽然 2016 年“三项补贴”被整合为“农业支持保护补贴”，但由于农户已在心理上形成了政策惯性，整合后的农业支持保护补贴仍按二轮土地承包面积基于原渠道发放（冷博峰等，2021）。与之不同，大豆生产者补贴的补贴对象明确规定为大豆的实际生产者，即以土地经营权为发放依据。也就是说，农户无论耕种的是自家土地还是转包而来的承包地，大豆生产者补贴都由实际生产者获得，而获得这项补贴的前提就是种植大豆这一作物。因此，在农户土地资源禀赋不足以及补贴激励的影响下，农户倾向于转入更多土地种植大豆。

此外，与农业支持保护补贴政策下以农户每年不变的承包地面积为发放依据不同的是，大豆生产者补贴政策下农户根据每年变动的大豆实际种植面积获得补贴资金。若农户扩大或减少了当年的大豆种植面积，行政村则需要核实大豆实际生产者的种植面积并将其作为补贴发放依据。例如，黑龙江省 2020 年规定：在合法实际种植面积申报核实过程中，由当地统计部门牵头会同农业农村部门等相

关部门通过自下而上的形式，开展玉米和大豆合法实际种植面积的申报、核实、汇总、上报等工作^①。在此操作流程下，大豆生产者补贴一般不会在后期发放过程中演化为以二轮土地承包面积为发放依据。这在近年来东北地区大豆生产者补贴的实际发放过程中也得到验证。值得注意的是，尽管向谁补贴并不意味着获得补贴的人就是实际获益者（Alston and James, 2002），但大豆生产者补贴既定方案和补贴发放给实际生产者这一事实将会进一步增加实际经营方在补贴收益中的分配比例（冷博峰等, 2021），将更有利于农户转入更多土地种植大豆。据此，本文提出研究假说 H2。

H2: 大豆生产者补贴激励农户通过转入更多土地的方式扩种大豆。

（三）大豆生产者补贴与农户种植结构调整

由上述分析可知，大豆生产者补贴的发放程序决定了补贴后期演化为以二轮承包地面积为发放依据的可能性较低，因此，大豆生产者补贴政策下农户的大豆扩种行为符合追求利润最大化的理性小农逻辑。尽管中国农村土地流转市场的不断发育催生了一大批新型农业经营主体，但大部分小农户仍具有规模小、经营分散、抗风险能力差、竞争力弱等弱质性特征（靳雯和吴春梅, 2020），特别是在近年来农村土地流转租金持续走高的现实困境下（王倩等, 2021），小规模农户在面临高额大豆生产者补贴时更倾向于在保持原有土地经营规模的基础上，通过调整种植结构的方式获取更高利润。前文中提到大豆和玉米是东北地区的主要竞争作物，因此，农户种植结构的调整具体表现为扩大大豆播种面积、减少玉米播种面积。此外，大规模农户在转入土地过程中也不可避免地面临种植结构调整的问题。因此，无论是小规模农户还是大规模农户，在面临大豆生产者补贴时都可能会调整种植结构，但两者调整种植结构的程度有所差异。一般来说，小农户在保持原有土地经营规模不变的基础上改变种植结构，而大规模农户则通过转入土地的方式改变种植结构。据此，本文提出研究假说 H3。

H3: 大豆生产者补贴促使农户通过改变种植结构的方式扩种大豆，不同规模农户调整种植结构的程度存在差异。

三、数据来源、变量与模型

（一）数据来源

本文研究所用数据来自农业农村部全国农村固定观察点调查数据。全国农村固定观察点调查体系是 1984 年经中共中央书记处批准建立的农村社会经济典型调查系统，于 1986 年正式建立并持续运行至今。该调查覆盖了全国 31 个省（区、市）360 个村的 23000 多个农牧户，调查内容涵盖农户的家庭成员及就业、全年收支、农业补贴、农业生产经营、农地利用与流转等方面。由于该调查数据的稳定性高、覆盖范围广、样本容量大、调查指标丰富等优势，近年来国内外学者使用该数据开展了广泛的研究（例如 Chari et al., 2021；盖庆恩等, 2021；许庆等, 2020b；高晶晶和史清华, 2021）。该调查数据对于开展微观农户层面的研究具有较强的代表性。除 1992 年和 1994 年因故未进行调查外，该调

^① 《黑龙江省财政厅等五部门关于印发〈黑龙江省 2020—2022 年玉米和大豆生产者补贴工作实施方案〉的通知》，https://www.hrbyl.gov.cn/art/2021/7/21/art_28304_1212287.html。

查系统至今已追踪农户 30 多年。

由于东北地区于 2017 年实施了大豆生产者补贴政策改革,初步建立起生产者补贴政策体系,因此,样本选取的时间段以涵盖大豆生产者补贴政策实施前与实施后的时间为佳,这样会更有利于分析补贴政策改革前后农户种植大豆行为的区别。前文中笔者已阐述了大豆生产者补贴的特殊性,但对农户而言,大豆生产者补贴与目标价格补贴均按大豆的实际种植面积发放,两种补贴引导农户生产的作用机制也基本一致,二者的根本区别在于生产者补贴体系较充分地考虑了大豆和玉米之间的比较收益,更强调大豆和玉米之间差异化的补贴标准。因此,本文利用全国农村固定观察点 2016—2020 年的 5 期面板数据考察大豆生产者补贴政策实施对农户土地投入决策的影响^①,研究对象为东北地区的大豆和玉米种植户,使用的农户样本共计 11324 个。

(二) 变量定义与描述性统计

基于前文理论分析,本文选取农户大豆播种面积、土地转入和种植结构作为结果变量,来度量农户的土地投入决策行为。其中,土地转入包括是否转入和转入面积两个变量。若农户当年种植大豆土地中存在转入地,是否转入变量就赋值为 1;否则,赋值为 0。转入面积用农户当年种植大豆土地中转入地的面积来衡量。由于农村固定观察点调查农户问卷中缺少该变量,笔者运用农户种植大豆的土地租赁费用和土地流转每亩租金对该变量取值进行估算。土地流转每亩租金根据农户的转入地支出和年末转入地面积计算,但考虑到村庄内土地租金大体一致且为了避免异常值干扰,计算出农户的土地流转每亩租金后在村级层面取均值。种植结构用农户大豆播种面积占大豆和玉米总播种面积的比例(后文简称“大豆面积占比”)来反映。一般来说,种植结构用某一作物占农作物总播种面积或粮食作物播种面积的比例来衡量,但考虑到东北地区水稻和小麦的种植面积趋于稳定,作物种植条件受光热和水资源条件限制较大,本文研究中的农户种植结构主要考虑大豆和玉米这两大作物的相对结构。

核心解释变量是大豆生产者补贴,即农户层面的亩均大豆生产者补贴。该变量的取值根据农户获得的大豆生产者补贴总额和大豆播种面积计算得到。需要说明的是,2016 年东北地区尚未实施大豆生产者补贴,但农户可以获得一定金额的大豆目标价格补贴,因此,2016 年大豆生产者补贴这一变量的取值为农户每亩实际获得的大豆目标价格补贴,2017—2020 年该变量的取值为农户每亩实际获得的大豆生产者补贴。

一般来说,生产者补贴通过改变作物之间的比较收益来影响农户的土地投入决策,但单一农户的土地投入决策不会反向影响生产者补贴标准,这是因为:东北地区以省或县(市、区)为单位统一确定生产者补贴标准,在小农经营模式下,地区内的农户数量较多,单一农户的种植面积还未大到足以影响所在地区的补贴标准。因此,从补贴政策的设计来说,本文的核心解释变量与被解释变量不会存在反向因果造成的内生性问题。然而,在模型估计中,核心解释变量是农户获得的亩均大豆生产者补贴,而并非各地区统一实行的大豆生产者补贴标准。对于经营自家耕地的小农户来说,他们获得的亩均大豆生产者补贴一般与所在地区统一的补贴标准相一致;但对于规模户来说,他们耕种的大部分土

^①样本选取的时间段覆盖大豆生产者补贴政策实施的前 1 年和后 4 年,即 2016—2020 年,共 5 年。

地是流转而来的，他们对流转而来的土地仅拥有经营权，极有可能得不到大豆生产者补贴，因为此前当地有可能已形成了补贴由土地承包者而非土地经营者获得的惯例（韩昕儒和张宁宁，2020）。也就是说，不同规模农户获得的亩均大豆生产者补贴可能存在差异，大豆种植规模可能会影响农户实际获得的亩均补贴额，导致核心解释变量与被解释变量存在反向因果关系。因此，本文在模型中控制核心解释变量的滞后项，即农户上一年获得的亩均大豆生产者补贴。这样做主要出于以下考虑：从东北地区农户的种植过程来看，农户一般在每年四五月份播种大豆或玉米，尽管播种前有关部门会发布每年大豆和玉米补贴的相关信息，但实际的大豆生产者补贴标准是在每年九月初公布的。也就是说，农户在四五月份做出的生产决策不仅取决于他们当年播种前的期望补贴，还取决于他们之前年份实际获得的大豆生产者补贴。由于大豆生产者补贴标准每年都变化，本文主要控制上一年的大豆生产者补贴，即核心解释变量的滞后1期（变量名称为“滞后1年的大豆生产者补贴”）。

控制变量包括农户的家庭特征和生产特征。其中：家庭特征变量包括家庭劳动力数量、农业固定资产和农业收入占比，生产特征变量包括轮作补贴、玉米生产者补贴、稻谷生产者补贴、经营承包地面积、经营地块数量、大豆价格、玉米价格和稻谷价格。需要说明的是，尽管水稻种植受到光热资源和水资源等条件的限制，但中央为了保障东北地区水稻种植者的基本收益，于2018年正式将水稻纳入生产者补贴作物范畴，针对地表水和地下水灌溉的水稻分别设定相应的补贴标准^①。补贴后的水稻也将与大豆争夺土地资源，因此，本文在模型中加入稻谷生产者补贴这一控制变量。考虑到粮食出售价格的异常值问题，本文在分析时分年份对同一县（市、区）内的粮食出售价格取均值。另外，本文借鉴许庆等（2021）的做法，对粮食出售价格、补贴金额和农业固定资产等价值类变量进行指数化平减，平减指数分别为种植业产品生产价格指数、农村居民人均可支配收入指数和农业生产资料价格指数^②；在模型估计中，对面积、补贴金额和农业固定资产变量均做取对数处理。

变量的含义及描述性统计见表1。

表1 变量含义及描述性统计

变量类型	变量名称	变量含义及赋值	均值	标准差
被解释变量	大豆播种面积	农户种植大豆面积（亩）	29.10	39.49
	是否转入	农户是否转入土地种植大豆：是=1，否=0	0.30	0.46
	转入面积	农户种植大豆土地中转入地的面积（亩）	13.21	43.47
	大豆面积占比	大豆播种面积占大豆和玉米总播种面积的比例（%）	0.58	0.31
核心解释变量	大豆生产者补贴	农户获得的亩均大豆生产者补贴（元/亩）	154.73	114.65
家庭特征变量	家庭劳动力数量	家庭从事农业和非农经营的人口数量（人）	2.11	0.85
	农业固定资产	农户拥有的农业生产性固定资产原值（元）	22767	39837
	农业收入占比	农户农业经营收入占全年总收入的比例（%）	0.50	0.33

^①《黑龙江稻谷补贴资金发放工作启动》，http://www.moa.gov.cn/xw/qg/201812/t20181210_6164600.htm。

^②指数来源：《中国统计年鉴》（2017—2021年，历年）。

(续表 1)

生产特征变量	轮作补贴	农户亩均获得的轮作补贴 (元/亩)	13.92	46.02
	玉米生产者补贴	农户获得的亩均玉米生产者补贴 (元/亩)	82.45	69.42
	稻谷生产者补贴	农户获得的亩均稻谷生产者补贴 (元/亩)	22.77	41.09
	经营承包地面积	农户经营土地中二轮承包土地的面积 (亩)	16.78	20.47
	经营地块数量	农户经营的地块数量 (块)	4.55	3.86
	大豆价格	农户出售大豆的价格 (元/千克)	3.12	0.51
	玉米价格	农户出售玉米的价格 (元/千克)	1.50	0.36
	稻谷价格	农户出售稻谷的价格 (元/千克)	3.77	0.83

(三) 估计策略

为验证大豆生产者补贴对农户土地投入决策的影响, 本文通过建立计量模型来检验大豆生产者补贴对农户大豆播种面积的影响及其机制。此外, 为增加模型估计结果的稳健性和可靠性, 本文还对模型进行了内生性处理和稳健性检验。

1. 基准模型设置。基于面板数据, 本文借鉴杨青等 (2022)、陈东和秦子洋 (2022) 的研究方法, 构建双向固定效应模型检验大豆生产者补贴对农户大豆播种面积的影响。该模型既能控制个体固定效应, 即不随时间变化但因个体而异的遗漏变量, 例如户主性别、学历等; 又能控制时间固定效应, 即不随个体变化但随时间变化的变量, 例如某一年所有农户在生产中受到的外部冲击, 从而在一定程度上缓解内生性问题。模型设定形式如下:

$$soyarea_{it} = \beta_0 + \beta_1 soysubsidy_{it} + \gamma Z_{it} + \mu_i + D_t + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

(1) 式中: $soyarea_{it}$ 表示第 i 个农户第 t 期的大豆播种面积; $soysubsidy_{it}$ 表示第 i 个农户第 t 期获得的亩均大豆生产者补贴; Z_{it} 为控制变量, 包括家庭特征和生产特征变量; μ_i 为个体固定效应, 用来控制不随时间变化的个体遗漏变量; D_t 为年份虚拟变量, 可以控制不随个体变化但随时间变化的遗漏变量; ε_{it} 是随机扰动项。

2. 动态效应。为了考察大豆生产者补贴的动态效应, 本文借鉴许庆等 (2021) 的方法, 使用交叉项模型来评估大豆生产者补贴对农户大豆播种面积的影响。模型设定形式如下:

$$soyarea_{it} = \omega_0 + \sum_{t=2016}^{2020} \omega_t (soysubsidy_{it} \times year_t) + \tau Z_{it} + \mu_i + D_t + \psi_{it} \quad (2)$$

(2) 式中, $year_t$ 为年份虚拟变量, 其他变量的含义同 (1) 式。本文重点关注大豆生产者补贴与补贴年份交叉项系数的大小和显著性。

3. 机制检验。前文指出, 大豆生产者补贴政策的实施主要通过土地转入和种植结构调整两条路径影响农户的大豆播种面积, 本文将依次进行检验。

①大豆生产者补贴对农户土地转入的影响。样本中大量农户没有转入土地种植大豆, 使转入面积变量的取值存在大量 0 值, 所以采用 OLS 回归可能会得到不一致的估计。虽然 Tobit 模型可以较好地解决被解释变量存在大量归并数据的问题, 但该模型对随机扰动项分布的依赖性较强, 也就是说, 若

扰动项不服从正态分布或存在异方差, 准最大似然估计将不一致 (陈强, 2014)。因此, 本文借鉴 Cragg (1971) 提出的两部分模型检验大豆生产者补贴对农户转入土地种植大豆的影响, 具体包括两个阶段:

第一阶段: 农户决定是否转入土地种植大豆。由于该变量是二值变量, 因此使用所有样本数据来估计 Probit 模型。设定模型形式如下:

$$Prob(\text{rentsoy_dum}_{it}) = \Phi(\alpha_0 + \alpha_1 \text{soysubsidy}_{it} + \theta Z_{it} + \mu_i + D_t) \quad (3)$$

(3) 式中, rentsoy_dum_{it} 代表农户 i 第 t 期是否转入土地种植大豆, 其他变量的含义与 (1) 式相同。

第二阶段: 决定转入土地种植大豆的农户的转入地面积。在这一阶段, 只对转入土地种植大豆的农户样本进行 OLS 估计。设定模型形式如下:

$$\text{rentsoy}_{it} = \lambda_0 + \lambda_1 \text{soysubsidy}_{it} + \eta Z_{it} + \mu_i + D_t + \varphi_{it} \quad (4)$$

(4) 式中, rentsoy_{it} 代表农户 i 第 t 期转入土地种植大豆的面积, 其他变量的含义同 (1) 式。

②大豆生产者补贴对农户种植结构的影响。为了考察大豆生产者补贴对农户种植结构的影响, 设定模型形式如下:

$$\text{per_soy}_{it} = \rho_0 + \rho_1 \text{soysubsidy}_{it} + \sigma Z_{it} + \mu_i + D_t + \pi_{it} \quad (5)$$

(5) 式中, per_soy_{it} 为农户 i 第 t 期的大豆面积占比, 其他变量的含义同 (1) 式。

(四) 稳健性检验

考虑到农业的弱质性和中国大豆产业发展的特殊性, 特别是中国大豆自给率低和对外贸易依存度高的状况, 国内大豆产业发展政策对农户种植大豆的支持力度不断加强。各项支持政策都可能改变农户的大豆种植决策, 从而对本文评估大豆生产者补贴政策的效果形成干扰, 即难以剥离生产者补贴政策对农户种植大豆的影响。需要指出的是, 在本文使用的农业农村部全国农村固定观察点数据中, 样本农户大多为小规模农户。以 2015 年为例, 农户年末平均经营耕地面积为 7.07 亩^①, 以家庭农场、合作社为代表的新型农业经营主体较少。一般来说, 生产者补贴之外的其他政策干预和行政强制较多地通过补贴大户的方式对较大规模农户产生影响, 而对小规模农户的影响较弱, 因此, 本文使用的数据可以在一定程度上减少其他政策干预对农户大豆种植的影响。此外, 影响被解释变量的因素很多, 有些因素可能同时影响核心解释变量, 若这些因素没有被纳入模型或无法度量, 就可能造成解释变量与扰动项相关, 从而使模型存在内生性问题。为此, 本文采用 3 种方法解决可能存在的内生性问题, 包括替换变量、选取工具变量和使用平衡面板数据, 以期得到一致的估计参数。下面主要对前两种方法进行说明。

1. 替换变量。替换变量是处理内生性的重要方法, 即选择能够代表核心解释变量的其他变量来替换核心解释变量。尽管不同县 (市、区) 和省份之间的亩均大豆生产者补贴存在差异, 但同一县 (市、区) 的亩均补贴差异不会过大。另外, 亩均大豆生产者补贴越高, 农户获得的补贴总额也越高。因此,

^①数据来源: 中共中央政策研究室、农业部农村固定观察点办公室, 2017: 《全国农村固定观察点调查数据汇编 (2010—2015 年)》, 北京: 中国农业出版社, 第 106 页。

县级层面农户获得的亩均大豆生产者补贴和农户获得的生产者补贴总额可以作为农户亩均大豆生产者补贴的代理变量。后文为了简化起见，将这两个变量简称为“县级层面大豆生产者补贴”和“大豆生产者补贴总额”。

2.工具变量。尽管本文通过固定效应模型控制了不可观测的个体效应和时间效应，但仍可能遗漏关键变量从而导致估计结果有偏，而工具变量是社会科学定量分析中解决内生性问题的重要手段（陈云松，2012）。对于本文来说，合适的工具变量应与农户获得的大豆生产者补贴高度相关而与农户大豆播种面积无关。在生产者补贴资金发放过程中，除黑龙江省实行全省统一的补贴标准外，其余3个省份（吉林省、辽宁省、内蒙古自治区）均采用分级下拨方式，最终各县（市、区）按照当年大豆实际播种面积等指标确定本地区农户每亩可获得的补贴标准（宫斌斌等，2021）。基于上述分析以及数据获取难度，本文选取当年地级市大豆播种面积作为工具变量。一方面，由于中央对省、省对地级市明确了大豆基期播种面积^①，因此地级市每年获得的大豆生产者补贴总额基本不变，但是，对于某一地级市来说，大豆实际播种面积越大，亩均大豆生产者补贴就越低。可见，当年地级市层面的大豆实际播种面积与每亩大豆生产者补贴紧密相关，满足工具变量的相关性要求。另一方面，从实际情况来看，当年地级市的大豆播种面积与某一农户实际的大豆播种面积基本无关，满足工具变量的外生性要求。

四、模型估计结果

（一）初步描述性分析

在进行模型估计之前，笔者首先基于2016—2020年的农户数据，初步判断大豆生产者补贴对农户土地投入决策的影响。表2显示了2016—2020年东北地区样本农户获得的大豆和玉米生产者补贴以及大豆种植情况。从表2可以看出，自2018年起，大豆生产者补贴标准比玉米生产者补贴标准每亩高出140元以上，体现了大豆和玉米之间差异化的补贴标准。从大豆播种面积来看，2016—2020年东北地区农户平均的大豆播种面积变化明显，但与每亩大豆生产者补贴的变动趋势不一致。这有待于控制其他因素后识别大豆生产者补贴对农户大豆播种面积的影响。从影响农户大豆播种面积的两条路径来看，尽管转入农地种植大豆的农户比例变化不大，但农户种植大豆的转入地面积变化较大，且与大豆播种面积变化趋势基本一致；农户大豆面积占比的变动趋势也与大豆播种面积的变化趋势相一致。由此可见，大豆生产者补贴可能通过促进农户转入土地和提高大豆面积占比来实现农户扩种大豆。当然，这一推断还需要更为严谨的实证分析来验证。

^①由于黑龙江省补贴标准全省统一，因此黑龙江省以省为单位设定大豆基期播种面积，2020—2022年保持不变（《黑龙江省财政厅等五部门关于印发〈黑龙江省2020—2022年玉米和大豆生产者补贴工作实施方案〉的通知》，https://czt.hlj.gov.cn/czt/c110873/202010/c00_30603615.shtml；其余3个省份以地级市为单位确定大豆基期播种面积，2020—2022年保持不变（以辽宁省为例，参见《辽宁省农业农村厅 辽宁省财政厅关于2020年玉米大豆和稻谷生产者补贴有关事项的通知》，<http://www.jzth.gov.cn/info/1230/9284.htm>）。

表2 2016—2020年东北地区样本农户获得的生产者补贴和大豆生产变动

变量名称	2016年	2017年	2018年	2019年	2020年
大豆生产者补贴(元/亩)	17.71	112.83	211.67	199.28	187.67
玉米生产者补贴(元/亩)	127.57	115.47	63.92	56.27	37.98
大豆播种面积(亩)	19.46	32.60	26.01	27.62	34.91
是否转入(是=1,否=0)	0.31	0.32	0.30	0.32	0.27
转入面积(亩)	11.32	18.03	6.85	18.48	10.83
大豆面积占比(%)	0.51	0.64	0.55	0.57	0.60

注:2016年大豆生产者补贴变量的取值是农户获得的大豆目标价格补贴,2017—2020年该变量的取值是农户获得的大豆生产者补贴。

(二) 基准回归结果

1. 基准回归分析。表3汇报了大豆生产者补贴影响农户大豆播种面积的模型估计结果,其中,回归1是基准模型的估计结果。从基准回归结果来看,在控制其他因素后,大豆生产者补贴在1%的统计水平上显著,且系数为0.706。这意味着,大豆生产者补贴每提高1%,大豆播种面积会增加0.706%,证实了大豆生产者补贴有助于实现大豆扩种,即能够显著增加农户的大豆播种面积。因此,研究假说H1部分地得到验证。

表3 大豆生产者补贴影响农户大豆播种面积的模型估计结果

变量或指标名称	被解释变量:大豆播种面积(取对数)					
	回归1 基准回归		回归2 替换核心解释变量1		回归3 替换核心解释变量2	
	系数	标准误	系数	标准误	系数	标准误
大豆生产者补贴(取对数)	0.706***	0.008				
县级层面大豆生产者补贴(取对数)			0.040***	0.009		
大豆生产者补贴总额(取对数)					0.412***	0.006
滞后1年的大豆生产者补贴(取对数)	-0.026***	0.007	-0.134***	0.011	-0.045***	0.008
家庭劳动力数量	0.002	0.018	0.034	0.028	0.013	0.021
农业固定资产(取对数)	0.001	0.003	0.003	0.004	0.003	0.003
农业收入占比	0.089*	0.051	0.071	0.076	0.028	0.057
轮作补贴(取对数)	0.001	0.001	0.006***	0.001	0.002***	0.001
玉米生产者补贴(取对数)	-0.041***	0.005	-0.049***	0.008	-0.027***	0.006
稻谷生产者补贴(取对数)	-0.001	0.014	0.045**	0.021	0.016	0.016
经营承包地面积(取对数)	0.018**	0.007	0.037***	0.010	0.014*	0.008
经营地块数量	0.074***	0.011	0.185***	0.016	0.096***	0.012
大豆价格	0.089***	0.021	0.049	0.031	0.068***	0.023
玉米价格	-0.006	0.036	0.038	0.054	-0.033	0.040
稻谷价格	-0.003	0.004	-0.012*	0.006	-0.003	0.005
家庭和年份固定效应	已控制		已控制		已控制	

(续表 3)

常数项	-2.612***		0.102		-2.788***	
R ² 值	0.557	0.134	0.484	0.144	-2.627***	0.111
观测值	8693		8693		8693	

注：①*、**和***分别表示 10%、5%和 1%的显著性水平；②放入滞后 1 年的大豆生产者补贴变量后，样本量由 11324 个减少至 8693 个。

2.动态效应分析。表 4 汇报了大豆生产者补贴的动态效应。从表 4 的结果看，大豆生产者补贴与不同年份虚拟变量的交互项均在 1%的统计水平上显著，但系数大小存在差异，表明大豆生产者补贴的政策效应随时间的变化而变化，也部分地验证了研究假设 H1。具体来看，在补贴政策实施第一年，大豆生产者补贴每提高 1%，大豆播种面积增加 0.697%，但补贴政策实施第二年的政策效果较第一年有所下降。这可能是由于：大豆种植户第一年实际收到的大豆生产者补贴低于其期望值，降低了农户第二年继续扩种大豆的积极性。此后两年，补贴的扩种效应逐年提升，说明大豆生产者补贴标准在实施过程中呈现动态调整的趋势，与此同时，农户也根据政策变动及时改变生产决策，体现了其理性经济人的特点。

表 4 大豆生产者补贴影响农户大豆播种面积的模型估计结果：动态效应

变量或指标名称	被解释变量：大豆播种面积	
	估计系数	标准误
大豆生产者补贴×2017年	0.697***	0.014
大豆生产者补贴×2018年	0.604***	0.012
大豆生产者补贴×2019年	0.628***	0.010
大豆生产者补贴×2020年	0.682***	0.013
滞后1年的大豆生产者补贴	-0.036***	0.009
控制变量	已控制	
家庭和年份固定效应	已控制	
常数项	-2.290***	0.094
R ² 值	0.603	
观测值	8693	

注：①***表示 1%的显著性水平；②控制变量同表 3，限于篇幅，未报告控制变量的回归结果；③大豆播种面积和大豆生产者补贴变量均取对数。

(三) 稳健性检验结果

1.替换核心解释变量。如前文所述，为了检验基准回归结果的稳健性，本文分别将大豆生产者补贴变量替换为县级层面大豆生产者补贴变量和大豆生产者补贴总额变量。替换核心解释变量后的估计结果见表 3 的回归 2 和回归 3。结果显示，替换后的核心解释变量均在 1%的统计水平上显著，且系数为正。可见，本文的估计结果是可信的，即大豆生产者补贴有助于实现农户扩种大豆的结果是可靠的。

2.采用工具变量法。如前文所述，本文选择地级市大豆播种面积作为大豆生产者补贴的工具变量，

对基准回归结果进行稳健性检验。表 5 的回归 4 报告了使用工具变量后大豆生产者补贴影响农户大豆播种面积的估计结果。从第一阶段的回归结果看，地级市大豆播种面积在 5% 的统计水平上显著。为进一步检验工具变量是否与内生变量存在弱相关，本文使用 Cragg-Donald Wald F 统计量进行弱工具变量检验。检验结果显示，该统计量（17.341）高于 Stock and Yogo（2005）所建议的 10% 显著性水平下拒绝弱工具变量假设的临界值（16.38），说明不存在弱工具变量问题。第二阶段的估计结果显示，大豆生产者补贴在 1% 的统计水平上显著，且系数为正，说明大豆生产者补贴每提高 1%，农户的大豆播种面积提高 0.923%。可见，大豆生产者补贴政策的激励效果明显，显著提高了农户种植大豆的积极性。

3. 使用平衡面板数据。尽管非平衡面板数据对固定效应模型的使用并无影响，但考虑到追踪样本缺失可能导致样本代表性存在系统性偏误问题（程诚和柯希望，2022），本文剔除某些年份数据缺失的农户样本，使用平衡面板数据对基准估计结果进行稳健性检验，结果见表 5 的回归 5。结果显示，大豆生产者补贴对农户大豆播种面积具有正向的促进作用，且影响在 1% 的统计水平上显著。进一步地，回归 6 报告了对平衡面板数据采用工具变量法进行回归的结果。估计结果显示，在考虑了内生性问题后，大豆生产者补贴对农户大豆播种面积依然具有显著的正向影响。可见，本文的估计结果是比较稳健的。

表 5 大豆生产者补贴影响农户大豆播种面积的估计结果：稳健性检验

变量或指标名称	被解释变量：大豆播种面积（取对数）					
	回归4 非平衡面板数据+工具 变量法		回归5 平衡面板数据		回归6 平衡面板数据+工具 变量法	
	估计系数	标准误	估计系数	标准误	估计系数	标准误
大豆生产者补贴（取对数）	0.923***	0.330	0.689***	0.008	1.032**	0.435
滞后1年的大豆生产者补贴（取对数）	0.168*	0.092	0.004	0.008	0.175*	0.104
控制变量	已控制		已控制		已控制	
家庭和年份固定效应	已控制		已控制		已控制	
常数项			-2.297***	0.097		
R ² 值	-0.934		0.569		-2.268	
观测值	8564		7736		7736	
	工具变量估计第一阶段回归结果					
地级市大豆播种面积	0.052**	0.022			0.043*	0.024
弱工具变量检验	17.341				26.071	

注：①*、**和***分别表示 10%、5%和 1%的显著性水平；②控制变量同表 3，限于篇幅，未报告控制变量的回归结果。

五、进一步分析

（一）影响机制分析

前文回归结果显示，大豆生产者补贴显著提高了农户的大豆播种面积，但该补贴政策如何发挥作用促进农户扩种大豆更值得探讨。根据前文分析，在大豆生产者补贴政策的激励下，农户可能会转入土地或调整种植结构，以改变大豆播种面积，实现利润最大化的目标。在该部分，本文将对此进行验证。为保证估计结果的稳健性，本文采用双向固定效应模型对平衡面板数据进行回归，结果见表 6。

表 6 大豆生产者补贴对农户大豆种植的影响机制模型的估计结果

变量或指标名称	(1) 是否转入		(2) 转入面积（取对数）		(3) 大豆面积占比	
	系数	标准误	系数	标准误	系数	标准误
大豆生产者补贴（取对数）	-0.109***	0.002	0.866***	0.011	0.069***	0.001
滞后1年的大豆生产者补贴（取对数）	0.015***	0.002	-0.036***	0.008	-0.011	0.001
控制变量	已控制		已控制		已控制	
家庭和年份固定效应	已控制		已控制		已控制	
常数项	0.984***	0.024	-2.451***	0.076	0.093***	0.019
R ² 值	0.519		0.540		0.344	
观测值	7736		1934		7736	

注：①**和***分别表示 5%和 1%的显著性水平；②（1）列的系数是平均边际效应；③控制变量同表 3，限于篇幅，未报告控制变量的回归结果。

从土地转入这一路径来看，虽然大豆生产者补贴显著降低了农户转入土地种植大豆的概率，但显著增加了农户种植大豆土地中的转入面积。具体来说，大豆生产者补贴每提高 1%，农户转入土地种植大豆的概率降低 10.9%，但种植大豆土地中的转入面积增加 0.866%。对于这一看似矛盾的结果，可能的解释是：一方面，在中国实行农村土地“三权分置”的制度背景下，大豆生产者补贴在土地承包权和经营权之间进行贴现分配，补贴在土地承包权上的贴现转化为地租，而在地租上涨的压力下，农户转入土地的概率降低；另一方面，已转入土地的农户可能具备较强的交易谈判能力或拥有更多的资金积累，在大豆生产者补贴政策的激励下，这部分农户有机会在原有转入地的基础上转入更多土地种植大豆，从而增加种植大豆土地中的转入地面积。因此，研究假说 H2 得到验证。

从种植结构调整这一路径来看，大豆生产者补贴显著提高了农户的大豆面积占比。表 6（3）列的结果显示，大豆生产者补贴每提高 1%，农户的大豆面积占比提高 6.9%。这意味着，相对于转入土地这一路径，农户更倾向于通过调整种植结构来增加大豆的播种面积。至此，研究假说 H3 也部分地得到验证。

（二）异质性分析

从前文结果可知，大豆生产者补贴政策的激励效果显著，农户主要通过增加土地转入面积和提高大豆面积占比这两条路径来实现大豆扩种。然而，农户扩种大豆的根本动机来自种植大豆所获得的净

利润，而净利润又受到农户的资源禀赋、当地的自然条件和产业基础等因素影响。因此，不同规模的农户在面对大豆生产者补贴政策时可能会有不同的反应，并最终影响大豆生产者补贴政策的整体实施效果。鉴于此，本文按照土地经营规模对样本农户进行分组回归。具体来说，根据农户年末经营耕地面积大小将样本农户分为小规模、中等规模和较大规模三组^①，并分别进行回归，结果见表7。

表7 大豆生产者补贴影响农户土地投入决策的估计结果：分组回归

被解释变量	解释变量	(1)		(2)		(3)	
		小规模农户	中等规模农户	中等规模农户	较大规模农户	较大规模农户	较大规模农户
		系数	标准误	系数	标准误	系数	标准误
大豆播种面积	大豆生产者补贴×2017年	0.604***	0.020	0.789***	0.025	0.833***	0.029
	大豆生产者补贴×2018年	0.561***	0.016	0.685***	0.019	0.688***	0.022
	大豆生产者补贴×2019年	0.621***	0.016	0.620***	0.018	0.729***	0.023
	大豆生产者补贴×2020年	0.670***	0.018	0.660***	0.020	0.763***	0.023
是否转入	大豆生产者补贴×2017年	-0.164***	0.006	-0.144***	0.006	-0.120***	0.007
	大豆生产者补贴×2018年	-0.156***	0.005	-0.136***	0.005	-0.111***	0.006
	大豆生产者补贴×2019年	-0.169***	0.005	-0.132***	0.004	-0.096***	0.006
	大豆生产者补贴×2020年	-0.160***	0.006	-0.138***	0.005	-0.093***	0.006
转入面积	大豆生产者补贴×2017年	1.018	0.000	1.071***	0.022	0.964***	0.034
	大豆生产者补贴×2018年	—	—	0.898***	0.025	0.768***	0.026
	大豆生产者补贴×2019年	—	—	0.644***	0.040	0.783***	0.025
	大豆生产者补贴×2020年	0.814	0.000	0.948***	0.052	0.856***	0.025
大豆面积占比	大豆生产者补贴×2017年	0.063***	0.005	0.079***	0.005	0.088***	0.005
	大豆生产者补贴×2018年	0.080***	0.004	0.079***	0.004	0.051***	0.003
	大豆生产者补贴×2019年	0.090***	0.004	0.074***	0.003	0.065***	0.004
	大豆生产者补贴×2020年	0.087***	0.004	0.076***	0.004	0.069***	0.004

注：①***表示1%的显著性水平；②表中的回归均已控制个体和年份固定效应、滞后1年的大豆生产者补贴、家庭特征和生产特征变量，限于篇幅，仅报告核心解释变量的回归结果；③由于某些年份小规模农户转入土地的样本较少，回归结果中有变量的系数缺失；④大豆播种面积、转入面积和大豆生产者补贴变量均取对数。

从大豆生产者补贴对农户大豆播种面积的影响来看，大豆生产者补贴对较大规模农户扩种大豆的激励效果最强，部分地验证了研究假说H1。无论是小规模、中等规模还是较大规模农户，大豆生产者补贴对扩大大豆播种面积的激励效果随时间推移均呈现先减弱后增强的态势，说明不同规模农户都会根据补贴政策变化及时调整生产决策，以实现农业生产的利润最大化。

从大豆生产者补贴对农户土地转入的影响来看，大豆生产者补贴对不同规模农户转入土地种植大豆的概率均有负向影响，但对较大规模农户的负向影响最小、对小规模农户的负向影响最大。这一结

^①笔者对2016—2020年样本农户按照年末经营耕地面积进行三等分，得到三等分点上的值为10亩和28亩，并据此将样本农户分为小规模、中等规模和较大规模三组。

果与小规模农户较少转入土地而较大规模农户较多参与土地流转的现实情况相符。从大豆生产者补贴对农户种植大豆土地中转入地面积的影响来看，小规模农户样本组中补贴与年份的交叉项不显著，这表明，即使在大豆生产者补贴政策的激励下，小农户也较少通过转入土地来扩种大豆，他们更倾向于维持现有的土地经营规模，而中等规模和较大规模农户则倾向于扩大转入地面积来种植大豆。

从大豆生产者补贴对农户种植结构的影响来看，大豆生产者补贴对不同规模农户增加大豆面积占比均起到正向激励作用，但对小规模农户大豆面积占比的正向影响在连续三年逐年增加后有所下降，而对较大规模农户大豆面积占比的正向影响随时间推移呈现先减弱后增强的趋势。这一结果部分地验证了研究假说 H3。这种差异化影响反映了不同规模农户面对大豆生产者补贴政策时会做出不同的种植决策：较大规模农户对农业生产的依赖性较强，所以其生产决策受大豆生产者补贴政策的影响较大，这表现为他们更加倾向于通过土地转入和种植结构调整来扩种大豆；小农户的农业收入占比较低，即使在大豆生产者补贴政策的激励下，他们也不会轻易扩大经营规模，而更可能通过调整种植结构的方式来扩种大豆。

总体上看，大豆生产者补贴对较大规模农户扩种大豆的激励效果更强，不同规模农户在补贴政策的激励下表现出差异化的土地转入和种植结构调整行为。如前文所述，由于土地经营权和承包权的分离，较大规模农户可能难以拿到全额补贴，使不同规模农户获得的亩均大豆生产者补贴可能存在差异，由此造成反向因果问题。为了克服这一问题，笔者在回归模型中控制了核心解释变量的滞后项。但从表 7 的回归结果来看，与其他规模农户相比，大豆生产者补贴对较大规模农户大豆播种面积的影响程度更大，但实际上，较大规模农户获得的亩均大豆生产者补贴最低^①。若较大规模农户获得与小规模农户同等金额的亩均大豆生产者补贴，补贴对较大规模农户大豆播种面积的影响程度应该更大。也就是说，如果回归中大豆生产者补贴与农户大豆播种面积互为因果的问题没有被很好地解决，大豆生产者补贴对较大规模农户扩种大豆的作用将会被低估。这也从侧面验证了本文研究结论的可靠性。

六、结论及启示

在中国政府全面夯实粮食安全根基的当下，生产者补贴政策作为保障国内粮食生产和重要农产品供给的关键抓手，其效果的发挥事关国家粮食安全和重要农产品的稳定供给。本文基于农业农村部全国农村固定观察点 2016—2020 年的农户调查数据，从微观层面验证了大豆生产者补贴对农户土地投入决策的影响及其背后的作用机制，并考察了补贴效果的农户经营规模异质性。

本文研究发现：第一，大豆生产者补贴显著扩大了农户的大豆播种面积。这一结果在充分考虑内生性问题后依然成立，且大豆生产者补贴对农户扩种大豆的激励效应随时间推移呈现先减后增的 U 型变化趋势。第二，从农户扩种大豆的实现路径来看，大豆生产者补贴主要通过增加农户土地转入面积和大豆面积占比来激励农户扩种大豆。由于大豆生产者补贴政策的实施使土地转入者面临地租上涨的

^①根据调查数据，不同规模农户获得的亩均大豆生产者补贴有所差异。具体而言，较大规模、中等规模和小规模农户获得的亩均大豆生产者补贴分别为 131.26 元、150.57 元和 150.57 元，即较大规模农户获得的亩均大豆生产者补贴最低。

压力，农户更倾向于通过提高大豆面积占比来扩种大豆。第三，大豆生产者补贴对农户土地投入决策的影响具有规模异质性。大豆生产者补贴对较大规模农户扩种大豆的激励效果显著强于对中等规模和小规模农户的影响；较大规模农户通过转入土地和调整种植结构的方式来扩种大豆，而小农户更倾向于通过调整种植结构的方式来扩种大豆。

上述结论具有重要的政策启示。第一，应继续强化生产者补贴对农户土地投入决策的积极作用，同时加强对生产者补贴政策动态调整。实践及估计结果表明，相较于临时收储和目标价格补贴等价格支持政策，大豆生产者补贴政策对扩种大豆具有显著的激励作用。与此同时，相关部门要根据竞争作物的供给水平、生产成本等因素及时调整补贴标准，在考虑作物比较收益的前提下确保农户的农业生产收益。此外，应警惕农户种植结构过度调整可能带来的玉米供给不足。

第二，需平抑补贴增加带来的土地过度资本化，从而降低农户土地流转成本。目前，大豆生产者补贴政策更依赖于激励农户调整种植结构这一路径来实现大豆扩种，农户转入土地的动力却明显不足，这归根结底在于补贴被较多地转化为地租，造成补贴效率的损失。因此，相关部门要积极引导土地流转双方签订农地租赁合同，使地租维持在较为稳定的区间，同时降低土地的资产属性，通过合理的公共政策保障土地转出方的利益，以减少其对补贴的争夺。

第三，应根据农户经营规模实行差异化的补贴标准，以提高补贴政策效能。只有根据不同规模农户生产条件和特点实施分类补贴，才能引导农户优化生产决策，进而完全实现政策设计的目标。值得注意的是，补贴激励下规模农户关于大豆种植面积的决策调整，既能达到扩种大豆的目的，也能促进土地流转，提高规模效率。因此，在未来的大豆生产者补贴政策改革中，补贴可适当向规模农户倾斜。

参考文献

- 1.阿布都热合曼·阿布迪克然木、石晓平、饶芳萍、周月鹏、马贤磊，2020：《“三权分置”视域下产权完整性与安全性对农地流转的影响——基于农户产权认知视角》，《资源科学》第9期，第1643-1656页。
- 2.陈东、秦子洋，2022：《人工智能与包容性增长——来自全球工业机器人使用的证据》，《经济研究》第4期，第85-102页。
- 3.陈强，2014：《高级计量经济学及Stata应用》（第2版），北京：高等教育出版社，第240-243页。
- 4.陈云松，2012：《逻辑、想象和诠释：工具变量在社会科学因果推断中的应用》，《社会学研究》第6期，第192-216页、第246页。
- 5.程诚、柯希望，2022：《收入不平等与城乡居民的身心健康——基于CFPS追踪数据的分析》，《社会发展研究》第1期，第135-156页、第245页。
- 6.丁永潮、施海波、吕开宇，2022：《玉米收储制度改革的农户政策响应研究——基于规模异质性的视角》，《干旱区资源与环境》第3期，第22-27页。
- 7.盖庆恩、程名望、朱喜、史清华，2020：《土地流转能够影响农地资源配置效率吗？——来自农村固定观察点的证据》，《经济学（季刊）》第5期，第321-340页。
- 8.高晶晶、史清华，2021：《中国农业生产方式的变迁探究——基于微观农户要素投入视角》，《管理世界》第12

期, 第 124-134 页。

9. 宫斌斌、杨宁、刘帅, 2021: 《玉米生产者补贴政策实施效果及其完善》, 《农业经济问题》第 10 期, 第 127-138 页。
10. 韩昕儒、张宁宁, 2020: 《补贴政策是否阻碍了粮食种植规模的扩大》, 《农业技术经济》第 8 期, 第 29-39 页。
11. 黄季焜, 2021: 《对近期与中长期中国粮食安全的再认识》, 《农业经济问题》第 1 期, 第 19-26 页。
12. 靳雯、吴春梅, 2020: 《小农经济的生存发展空间及其拓展深化》, 《农村经济》第 7 期, 第 14-21 页。
13. 科斯, 2014: 《企业、市场与法律》, 盛洪、陈郁译, 上海: 格致出版社, 第 1-27 页。
14. 冷博峰、李谷成、冯中朝, 2021: 《从不种地农民也能领取农业补贴谈起——兼论农业“三项补贴”改革后的补贴发放方式》, 《农业经济问题》第 5 期, 第 54-65 页。
15. 刘莹、黄季焜, 2010: 《农户多目标种植决策模型与目标权重的估计》, 《经济研究》第 1 期, 第 148-157 页、第 160 页。
16. 阮荣平、刘爽、郑风田, 2020a: 《新一轮收储制度改革导致玉米减产了吗: 基于 DID 模型的分析》, 《中国农村经济》第 1 期, 第 86-107 页。
17. 阮荣平、刘爽、刘力、郑风田, 2020b: 《玉米收储制度改革对家庭农场经营决策的影响——基于全国 1942 家家农场两期跟踪调查数据》, 《中国农村观察》第 4 期, 第 109-128 页。
18. 司伟、韩天富, 2021: 《“十四五”时期中国大豆增产潜力与实现路径》, 《农业经济问题》第 7 期, 第 17-24 页。
19. 田聪颖、肖海峰, 2018: 《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》, 《农业经济问题》第 12 期, 第 107-117 页。
20. 王倩、党红敏、余劲, 2021: 《粮食价格如何影响土地流转租金及收益分配? ——基于 2013—2019 年农户调查面板数据》, 《中国土地科学》第 8 期, 第 57-66 页。
21. 王文涛、张美玲, 2019: 《我国粮食生产者补贴制度渊源、理论基础与改革方向》, 《农村经济》第 2 期, 第 39-46 页。
22. 王新刚、司伟, 2021: 《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》, 《中国农村经济》第 12 期, 第 44-65 页。
23. 许庆、刘进、杨青, 2020a: 《WTO 规则下的农业补贴改革: 逻辑、效果与方向》, 《农业经济问题》第 9 期, 第 88-100 页。
24. 许庆、陆钰凤、张恒春, 2020b: 《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》, 《中国农村经济》第 4 期, 第 15-33 页。
25. 许庆、杨青、章元, 2021: 《农业补贴改革对粮食适度规模经营的影响》, 《经济研究》第 8 期, 第 192-208 页。
26. 杨奇峰、张平宇、李静、刘文新、何秀丽, 2022: 《东北地区农业现代化发展水平测度与时空演变分析》, 《地理科学》第 9 期, 第 1588-1599 页。
27. 杨青、彭超、许庆, 2022: 《农业“三项补贴”改革促进了农户土地流转吗? 》, 《中国农村经济》第 5 期, 第 89-106 页。
28. 叶兴庆, 2020: 《加入 WTO 以来中国农业的发展态势与战略性调整》, 《改革》第 5 期, 第 5-24 页。
29. 张露、罗必良, 2020: 《贸易风险、农产品竞争与国家农业安全观重构》, 《改革》第 5 期, 第 25-33 页。

- 30.周杨、邵喜武、吴佩蓉, 2021: 《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》, 《农林经济管理学报》第 3 期, 第 305-315 页。
- 31.朱晶、臧星月、李天祥, 2021: 《新发展格局下中国粮食安全风险及其防范》, 《中国农村经济》第 9 期, 第 2-21 页。
- 32.Alston, M., and J. James, 2002, “The Incidence of Agricultural Policy”, in B. L. Gardner and G. C. Rausser (eds.) *Handbook of Agricultural Economics*, Amsterdam: North-Holland Publishing Company, 1689-1749.
- 33.Chari, A., E. M. Liu, S. Wang, and Y. Wang, 2021, “Property Rights, Land Misallocation and Agricultural Efficiency in China”, *Review of Economic Studies*, 88(4): 1831-1862.
- 34.Cragg, J. G., 1971, “Some Statistical Models for Limited Dependent Variables with Application to the Demand for Durable Goods”, *Econometrica*, 39(5): 829-844.
- 35.Stock, J. H., and M. Yogo, 2005, “Testing for Weak Instruments in Linear IV Regression”, in D.W.K. Andrews, and J. H. Stock (eds.) *Identification and Inference for Econometric Models*, New York: Cambridge University Press, 80-108.

(作者单位: 中国农业大学经济管理学院)

(责任编辑: 张丽娟)

The Impacts of Soybean Producer Subsidies on Farmers' Land Input Decision-making: An Empirical Analysis Based on the Data of National Fixed Observation Points in Rural Areas in China

WANG Xin'gang SI Wei FENG Xiaolong ZHAO Qiran

Abstract: Soybean producer subsidies are an important policy tool for China to promote the revitalization of soybean production in recent years. How this policy affects farmers' decision-making on soybean production deserves further discussion. Based on the data in five periods from 2016 to 2020 from national fixed observation points in rural China, this article systematically examines the impacts of producer subsidies on farmers' land input decision-making behaviors. The results show that under the incentive of soybean producer subsidies, farmers have mainly realized soybean expansion by increasing land transfer area or adjusting planting structure, and the incentive effect of the subsidies on farmers' soybean expansion has showed a U-shaped trend of decreasing first and then increasing from year to year. To be specific, farmers are more inclined to expand soybean planting areas by adjusting the planting structure, that is, increasing the proportion of soybean areas, because soybean producer subsidies make land transferees face the dilemma of rising land rent. However, there are obvious differences among different groups. Compared with small-scale and medium-scale farmers, soybean producer subsidies have a stronger incentive effect on large-scale farmers to expand soybean production. Large-scale farmers mainly expand soybean planting areas by transferring to land and adjusting their planting structure, while small-scale farmers are more likely to expand soybean planting areas by adjusting their planting structure.

Key Words: Producer Subsidy; Policy Incentive; Land Inward Transfer; Planting Structure