

# 粮改饲补贴政策的种植结构调整效应

王术坤 胡植尧 刘长全 林文声

**摘要:** 粮改饲政策通过补贴养殖企业撬动农户调整种植结构, 是中国农业供给侧结构性改革进程中的一项新型补贴模式。本文基于县级统计数据、中国乡村振兴调查数据和粮改饲专题调查数据, 评估了粮改饲政策对农户种植结构调整的影响。研究结果显示: 在县级层面, 粮改饲政策激励农户扩大了玉米播种面积, 但在整体上没有实现跨作物的结构调整; 在农户层面, 粮改饲政策促使农户提高了青贮玉米的播种面积, 引导农户由种植籽粒玉米转向种植青贮玉米, 实现了作物内部的结构调整; 在养殖大县内和养殖企业附近区域, 粮改饲政策对跨作物结构调整和作物内部结构调整的影响都更为显著; 相较籽粒玉米种植, 农户种植青贮玉米的资金和劳动力投入较低, 收益更高, 但农户采用青贮玉米专用品种较少, 农户种植结构调整的持续性有待加强。

**关键词:** 粮改饲政策 种植结构调整 粮食安全 饲料粮 青贮玉米

**中图分类号:** F304.5; F322 **文献标识码:** A

## 一、引言

根据发展经济学理论, 随着国民经济的重心由农业部门转向工业和服务业部门, 国家对农业部门的支持保护政策不断加强(速水佑次郎和神门善久, 2003)。进入21世纪后, 中国逐步实施工业反哺农业、工业支持农业的发展战略, 相继出台了一系列农业支持保护政策, 如“取消农业税”“三项补贴”“托市政策”“目标价格政策”“价补分离”等。这些政策的实施在保证农民增收和国家粮食安全方面发挥了积极作用, 但也出现了国内外农产品价格倒挂和“三量齐增”等问题。党的二十届三中全会强调完善强农惠农富农支持制度、优化农业补贴政策体系及构建多元化食物供给体系, 对新时期农业支持保护政策创新研究提出了新的要求。

**[资助项目]** 国家自然科学基金青年项目“‘粮改饲’补贴政策对农户生产影响及政策优化研究”(编号: 72003194); 财政部和农业农村部国家现代农业产业技术体系资助项目“乡村振兴和建设农业强国背景下中国奶业现代化的战略与政策研究”(编号: CARS-36); 中国社会科学院重大经济社会调查项目“乡村振兴综合调查及中国农村调查数据库项目”(编号: GQDC2020017; GQDC2022020; 2024ZDDC001)。

**[作者信息]** 王术坤、刘长全, 中国社会科学院农村发展研究所; 胡植尧(通讯作者), 中国社会科学院大学经济学院, 电子邮箱: huzhiyao@ucass.edu.cn; 林文声, 北京理工大学经济学院。

通过实施农业支持保护政策调整农业种植结构是缓解当前粮食安全供需矛盾的有效措施。目前，国内居民食物消费呈现肉、蛋、奶消费增加，口粮消费下降的典型趋势，饲料粮的安全供应问题已成为粮食安全的关键。2022年中国饲用粮食消费量约占粮食总消费量的48%，超过口粮消费量近15个百分点<sup>①</sup>。针对饲料粮短缺问题，2015年中央“一号文件”明确提出：“加快发展草牧业，支持青贮玉米和苜蓿等饲草料种植，开展粮改饲和种养结合模式试点，促进粮食、经济作物、饲草料三元种植结构协调发展。”<sup>②</sup>粮改饲补贴政策（以下简称“粮改饲政策”）在此背景下应运而生，其政策目标是通过“种养结合，以养定种”的模式鼓励养殖企业采用青贮饲料，引导农户种植青贮玉米<sup>③</sup>，从而达到宏观调整种植结构的目标。与其他侧重供给侧的农业补贴政策不同，粮改饲政策最大的特点是从需求侧出发，通过补贴养殖企业的需求行为撬动农户的生产行为，有学者称之为“以企带户”补贴（王术坤等，2021）。

农业补贴政策对农户生产行为的影响一直是农业经济学的研究热点，学术界主要聚焦于“政府—农户”或“政府—企业”两方利益群体的补贴模式。根据中国农业支持政策的发展，学术界主要聚焦于“粮食直补”（Yi et al., 2015; 高鸣等, 2017）、“价补分离”政策（阮荣平等, 2020）、目标价格政策（黄季焜等, 2015; 郗亮亮和杜志雄, 2018）、草原生态保护补助奖励政策（Liu et al., 2018; Hu et al., 2019）、农机购置补贴政策（杨青等, 2023）等将补贴资金直接发放给农户的农业政策，研究内容涵盖补贴政策对农户生产效率、种植结构、土地流转、劳动力转移等方面的影响。也有部分研究聚焦于政府对企业的补贴模式，涉及“政府—企业”两方利益群体，研究内容主要聚焦于政府补贴对企业生产效率和激励等方面的影响（范黎波等, 2012; 刘春青等, 2024）。

然而，粮改饲政策通过补贴需求端的养殖企业带动农户改变生产行为，涉及“政府—企业—农户”三方利益群体。目前鲜有学者针对粮改饲政策进行理论和实证分析，只有少数学者研究了相似补贴政策的影响。学术界对粮改饲政策的专门研究主要是以案例为主的政策分析，案例选择主要集中在青贮玉米主产区的某一省份或者地区，如农牧交错带的青海省（杨生龙等, 2018）、内蒙古自治区（马梅等, 2019）；黄淮海地区的山东省（江帆和赵伟, 2018）、京津冀三省（市）（王怡然等, 2019），以及部分南方省份，如湖北省（邓干生等, 2016）、四川省（程明军, 2017）等。这些研究的结论对于了解不同地区粮改饲政策的实施状况以及政策优化具有重要参考价值。在理论机制和实证研究方面，只有少数学者研究了与粮改饲政策相似的补贴政策。王术坤等（2021）通过实验设计收集企业和农户

<sup>①</sup>资料来源：《饲料粮供给关乎国家粮食安全》，《经济日报》2023年7月7日11版。

<sup>②</sup>参见《中共中央 国务院印发〈关于加大改革创新力度加快农业现代化建设的若干意见〉》，[https://www.gov.cn/gongbao/content/2015/content\\_2818447.htm](https://www.gov.cn/gongbao/content/2015/content_2818447.htm)。

<sup>③</sup>玉米分类及界定：青贮玉米指农户将果穗和茎叶一起收割的玉米，营养价值较高，经过切碎、压实、封闭等处理后可直接用于牲畜食用；籽粒玉米指以玉米果穗为主要收获物的玉米，果穗摘除后的玉米秸秆含有较高的纤维素和木质素，营养价值很低，一般只能作为燃料或废弃。在本文中，如果没有特殊说明，玉米指籽粒玉米和青贮玉米的统称。青贮玉米种植户、籽粒玉米种植户指分别种植青贮玉米和籽粒玉米的农户。

调查数据,评估了“中国好粮油”行动计划(补贴)对企业收购优质粮油和农户种植优质粮油的影响。该研究发现,“中国好粮油”行动计划通过补贴大型粮食加工企业带动当地农户生产出更多优质品种的粮油作物。Towe and Tra (2013)研究了美国《能源政策法案》实施对乙醇生产公司周边农户生产行为的影响。该研究发现,美国《能源政策法案》的实施通过支持居民使用更多的可再生能源,促使乙醇生产公司增加了对玉米的需求,从而导致农户种植更多的玉米。

已有研究有助于了解中国不同地区粮改饲政策的实施效果,但对粮改饲政策的系统性研究仍然不足。首先,缺少对粮改饲政策影响农户生产行为的作用机制的研究。已有研究主要分析某项农业政策通过补贴少数大型企业进而影响农户的作用机制,而粮改饲政策补贴的对象是试点地区所有的养殖企业,两者存在一定差异。其次,缺少围绕补贴政策对同一作物内部结构调整影响的研究。已有研究主要分析补贴政策对不同作物间种植结构的影响,而粮改饲政策对同种作物内部结构的调整也具有一定的影响,即补贴政策不仅影响玉米作物和其他作物跨作物结构调整,也可能影响籽粒玉米与青贮玉米内部结构调整。第三,缺少大样本的实证研究。由于缺少青贮玉米的调查数据,已有研究主要是案例分析,不能从全国层面评估粮改饲政策的实施效果。

本文主要从以下三个方面丰富现有研究成果:第一,探讨粮改饲政策通过企业影响农户行为的传输机制。鲜有学者从需求侧剖析“政府—企业—农户”三方利益群体的农业补贴机制,本文试图从供需均衡的视角,探究粮改饲政策如何通过影响养殖企业的需求行为,进而改变农户生产决策行为。第二,将农户种植结构调整分为跨作物结构调整(玉米作物 vs 非玉米作物)和玉米内部结构调整(籽粒玉米 vs 青贮玉米)。现有研究基本上认为粮改饲政策实施增加了青贮玉米的种植面积,但是,青贮玉米的增加是从籽粒玉米调整(减少)而来还是由其他作物调整(减少)而来,尚缺乏明确的实证结论。第三,通过多套数据进行实证分析。本文试图利用县级统计数据、中国乡村振兴调查数据和粮改饲专题调查数据,结合粮改饲政策的特点设计有向无环图,并使用事件研究法、多重交叠 DID、交互固定效应反事实估计等方法,克服粮改饲政策对农户生产行为影响的潜在内生性问题。

## 二、制度背景与理论分析

### (一) 粮改饲政策

粮改饲政策通过补贴采用青贮牧草作为饲料的养殖企业,按照“种养结合,以养定种”的模式引导农户种植饲草作物,调整农户种植结构,以促进农业结构由“粮经”二元种植结构向“粮经饲”三元种植结构转变。该政策主要以青贮玉米为重点,涵盖苜蓿、燕麦、甜高粱和豆类等多种饲料作物(除特别说明外,本文中青贮饲料主要指“青贮玉米”)。2015年中央“一号文件”首次提出粮改饲政策,要求“加快发展草牧业,支持青贮玉米和苜蓿等饲草料种植,开展粮改饲和种养结合模式试点,促进粮食、经济作物、饲草料三元种植结构协调发展”<sup>①</sup>。2015年,中央财政提供3亿元补贴,在10个省

<sup>①</sup>参见《中共中央 国务院印发〈关于加大改革创新力度加快农业现代化建设的若干意见〉》, [https://www.gov.cn/gongbao/content/2015/content\\_2818447.htm](https://www.gov.cn/gongbao/content/2015/content_2818447.htm)。

份的30个县开展试点,最初青贮玉米种植规模仅286万亩。次年,《中华人民共和国国民经济和社会发展第十三个五年规划纲要》强调推动粮经饲统筹、农林牧渔结合和种养加一体发展。2016—2020年连续5个中央“一号文件”和多个重大会议文件中都强调了粮改饲政策在调整种植结构方面的重要性,粮改饲试点的范围和补贴力度也不断扩大。2022年,粮改饲试点范围扩大到19个省份的906个县,涉及区域由原来的东北、华北、西北地区的农牧交错区延伸到华东、西南、华南地区,目前实施区域基本覆盖中国牛羊养殖的主要省份。

粮改饲试点县(市、区)(以下简称“试点县”)筛选原则是,以县级行政区划为单位,由省级农牧部门会同财政部门遴选符合条件的县(市、区)实施。原农业部印发的《粮改饲工作实施方案》中明确提出遴选试点县时重点考虑以下四个条件:一是草食家畜养殖基础好,规模化程度较高;二是气候、水土条件适宜发展规模化饲草料种植;三是当地政府重视种植结构调整和草食畜牧业发展;四是农民粮改饲积极性高、养殖场户收贮条件好<sup>①</sup>。补贴标准各地略有差异,养殖企业每贮藏一吨青贮玉米的补贴标准大致为50~60元,但是,种植青贮玉米的农户没有补贴。根据笔者对河北省和河南省25个养殖企业的调查统计,养殖企业每贮藏1吨青贮玉米平均得到58元补贴。

## (二) 理论机制

与直接影响农户行为的“政府—农户”的传统补贴政策不同,粮改饲政策涉及“政府—企业—农户”三方利益群体,以需求侧改革带动供给侧结构性调整,具体通过影响企业需求行为进而带动农户改变生产行为,最终同时影响农产品市场的需求端和供给端。粮改饲政策通过需求侧“倒逼”农户种植结构调整主要包括两个方面:一是促进农户由生产其他作物向玉米转变,实现跨作物的结构调整;二是促进农户由生产籽粒玉米向青贮玉米转变,实现作物内部种植结构调整。粮改饲政策通过影响青贮玉米供需市场引起价格变化,导致农户收入变化,进而引起农户种植结构改变。在没有补贴的初始情况下,市场出清时青贮玉米达到一个均衡价格和均衡产量。按照竞争性市场假设,农户可以在种植青贮玉米与种植籽粒玉米之间自由转换,虽然青贮玉米和籽粒玉米的产出形态和单位面积产出有很大差别,但是,此时两者具有相同的均衡收益。在初始状态下,养殖企业购买青贮玉米的边际成本等于边际收益,其中,边际成本是购买青贮玉米的价格,边际收益是青贮玉米的边际产出价值。

粮改饲政策的实施打破了原有的市场供需平衡,养殖企业为了获得政策补贴,必然会增加对青贮玉米的收购,新的均衡价格与均衡产量都将上升。短期看,由于青贮玉米和籽粒玉米的生产条件、种植技术、管理方式等差异较小,农户在青贮玉米和籽粒玉米内部之间的转换成本较低。由于政府补贴养殖企业,引起青贮玉米需求增加,青贮玉米市场价格提高。此时,农户种植青贮玉米能够获得更高的收益,于是,农户首先考虑由种植籽粒玉米转向种植青贮玉米,实现作物内部的种植结构调整。随着种植青贮玉米的面积逐渐增加,农户由种植籽粒玉米转向种植青贮玉米的边际成本逐渐增加。当这一成本增加到大于跨作物种植结构调整的成本时,农户开始由其他作物种植转向青贮玉米种植。具体

<sup>①</sup>参见《农业部关于印发〈粮改饲工作实施方案〉的通知》, [http://www.moa.gov.cn/nybg/2017/dlq/201712/t20171231\\_6133718.htm](http://www.moa.gov.cn/nybg/2017/dlq/201712/t20171231_6133718.htm)。



而言,农户实现跨作物种植结构调整需要付出较大的机会成本。从种植其他作物转变为种植青贮玉米,农户需要付出较大的转换成本,如改变土地用途、调整配套设备、学习新的生产技术、了解新作物的市场知识等。但是,如果补贴力度足够大,农户种植青贮玉米的收益大于其他作物的种植收益和转换成本的总和,农户将会扩大青贮玉米的播种面积,即从种植其他作物转向种植青贮玉米,实现跨作物的种植结构调整。通过上述分析可以发现,粮改饲政策对玉米内部种植结构调整的影响较为明显,但是对跨作物结构调整的影响不够直接,这一推论仍然需要通过实证分析进行检验。

上述机制讨论的前提条件是存在青贮玉米市场,而现实中青贮玉米市场主要存在于养殖企业周围。根据杜能农业区位理论,如果只考虑交通成本,养殖企业对周围农业种植结构必然产生一定影响,且距离养殖企业越近,农户种植青贮玉米的面积越大。粮改饲政策增加了养殖企业对青贮玉米的需求量,进一步增加了企业对农户影响的辐射范围。因此,可以猜测,在养殖业比较发达的地区或者养殖企业附近,粮改饲政策对农户种植结构影响的效果更加明显。

### 三、识别策略

本文的识别策略可以用图1的有向无环图表示。本文关注的核心问题是粮改饲政策( $D$ )对农业种植结构( $Y$ )的影响,即识别 $D \rightarrow Y$ 的因果关系。由于反向因果( $Y \rightarrow D$ )的可能性较小,对本文识别造成干扰的因素主要有以下三个方面:第一,既影响粮改饲政策( $D$ )又影响农业种植结构( $Y$ )的干扰因素( $D \leftarrow Confounders \rightarrow Y$ ,包括可观测的因素和不可观测的因素)。这种混杂因素构成了一个后门路径(back-door path),对识别造成严重的影响,这也是本文实证策略的重点和难点。第二,粮改饲政策主要针对青贮玉米,但可能存在溢出效应,对除玉米之外的其他作物种植面积造成影响,进而影响玉米种植结构( $D \rightarrow M' \rightarrow Y$ )。实际上,这一路径并不会影响 $D \rightarrow Y$ 的识别,但依然形成一个可能的机制。第三,存在仅与 $Y$ 有关,但与 $X$ 无关的其他因素( $Others \rightarrow Y$ ),这些因素并不会影响 $D \rightarrow Y$ 的识别,无须进行处理。例如,与粮改饲政策无关的其他农业补贴政策都属于这一类别。

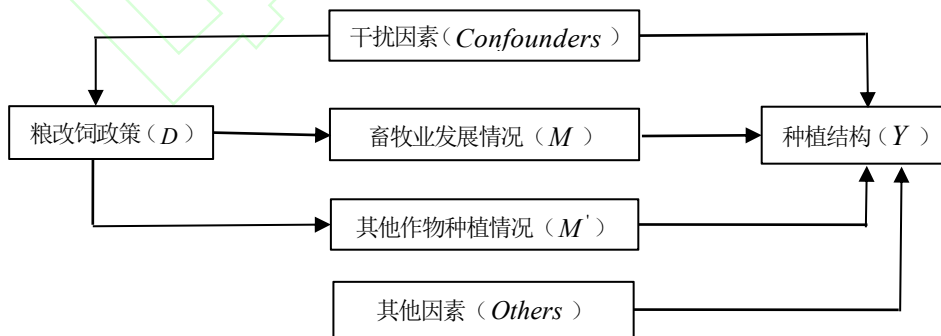


图1 粮改饲政策种植结构调整效应的有向无环图

对于第一种  $D \leftarrow Confounders \rightarrow Y$  的情况，本文使用了三个方法进行排除。首先，对于可观测变量、不可观测的不随时间变化的个体特征和时间层面不随个体变化的因素，笔者在模型中分别添加控制变量、个体固定效应和时间固定效应，以控制住这些因素的影响；其次，对于随时间变化的不可观测因素，如草食家畜养殖基础、土壤气候条件、政府重视程度和农户积极性等，这些因素可能会导致试点县和非试点县的种植结构出现不同的趋势，本文使用 Liu et al. (2024) 等提出的 IFect 估计量进行处理（后文将会重点介绍此方法）；最后，仍有一些无法穷尽的其他不可观测因素可能对识别造成干扰，如同时期的其他农业政策等<sup>①</sup>，本文巧妙地使用粮改饲政策通过养殖企业传导到农户这一唯一影响渠道进行排除。具体而言，与其他政策不同的是，粮改饲政策（ $D$ ）通过补贴养殖企业（ $M$ ）进而引导农户种植结构调整（ $Y$ ），养殖企业是政策传导到农户的唯一途径。如果政策因果识别不存在误差，则在有养殖企业的地方，存在明显的政策效果，而在没有养殖企业的地方，就相当于把养殖企业这个传输渠道切断，此时政策效果较弱甚至不存在政策效果。相反，其他补贴政策，如目前最常见的直接补贴给农户的耕地地力保护补贴等，在有养殖企业和没有养殖企业的地区所产生的政策效果差异并不明显。

#### 四、数据来源、模型设定和变量说明

##### （一）数据来源

本文一共采用三组数据分析粮改饲政策对种植结构调整的影响，分别是县级统计数据、中国乡村振兴调查数据、粮改饲专题调查数据。

1. 县级统计数据。本文收集了 2010—2020 年内蒙古自治区、吉林省、宁夏回族自治区、山西省、河北省、甘肃省、陕西省、黑龙江省、山东省和河南省 10 个省份的县级统计数据。以上 10 个省份基本上覆盖了中国“镰刀弯”地区和黄淮海地区的玉米主产区，数据具有全国代表性。数据主体来自中国经济社会大数据研究平台和各省份统计年鉴。由于县级统计数据缺失较多，本文主要采用两种方式处理：一是通过地级市和县级农业农村局、统计局等官方网站收集补充；二是对个别年份数据缺失的样本县采用前后两年的数据线性插补，对连续缺失两年以上数据的样本县直接剔除，最后保留 841 个县（市、区）11 年的非平衡面板数据，观测值为 6989 个。

最终的县级统计数据分布如表 1 所示。此处定义试点县为处理组，非试点县为对照组，试点县样本从政策实施年份 2015 年开始逐渐增加，由 2015 年的 17 个试点县增长到 2020 年的 375 个，全样本

<sup>①</sup>中国政府高度重视粮食安全，在农业领域出台了大量支持粮食生产的补贴政策。在粮改饲政策实施期间，中国对粮食生产方面的补贴政策进行了较大的调整。2016 年 4 月，国家取消了玉米临时收储政策，并决定实施“市场化收购+生产者补贴”的新型补贴机制。2017 年 7 月，国家发布《关于调整完善玉米和大豆补贴政策的通知》，在黑龙江省、吉林省、辽宁省和内蒙古自治区四个省份将大豆目标价格补贴政策调整为生产者补贴政策。需要特别说明的是，与粮改饲政策不直接相关的政策（不存在  $Others \rightarrow D$ ，仅存在  $Others \rightarrow Y$ ）不会对识别结果造成干扰，只有那些与粮改饲政策紧密相关（存在  $Confounders \rightarrow D$ ）的政策才会影响识别结果。

中试点县观测值的占比为 17.8%。由于县级统计数据中缺少青贮玉米的播种面积指标, 该套数据只用于分析粮改饲政策对跨作物结构调整的影响。

表 1 2010—2020 年县级统计数据的分布情况 单位: 个

|     | 2010 年 | 2011 年 | 2012 年 | 2013 年 | 2014 年 | 2015 年 | 2016 年 | 2017 年 | 2018 年 | 2019 年 | 2020 年 | 总数   |
|-----|--------|--------|--------|--------|--------|--------|--------|--------|--------|--------|--------|------|
| 处理组 | 0      | 0      | 0      | 0      | 0      | 17     | 63     | 217    | 272    | 300    | 375    | 1244 |
| 控制组 | 506    | 547    | 560    | 641    | 658    | 641    | 632    | 471    | 422    | 373    | 290    | 5741 |
| 总样本 | 506    | 547    | 560    | 641    | 658    | 658    | 695    | 688    | 694    | 673    | 665    | 6989 |

2. 中国乡村振兴调查数据。本文使用中国社会科学院农村发展研究所在 2020 年和 2022 年组织实施的两期中国乡村振兴调查 (CRRS) 数据, 分析粮改饲政策对作物内部结构调整的影响。CRRS 按照多阶段分层随机抽样原则, 调查了全国 10 个省份 50 个县 (市、区) 150 个乡镇 300 个行政村 3700 余户。从调查地区看, CRRS 调查覆盖了黑龙江省、山东省、河南省、四川省、贵州省、宁夏回族自治区等玉米 (青贮玉米) 主产省份, 采用此套数据研究农户种植玉米的生产行为具有一定的全国代表性。从调查内容看, CRRS 几乎调查了农户农业生产的所有状况, 包括农户种植结构、投入产出、土地流转等内容。在种植结构调查中, CRRS 详细调查了农户种植每一种作物的播种面积, 尤其是青贮玉米的播种面积, 这为研究玉米内部种植结构调整提供了难得的数据支撑。通过将粮改饲试点县与 CRRS 调查的 50 个县 (市、区) 进行匹配发现, CRRS 中试点县共 23 个, 占比为 46.0%, 处理组和控制组都有足够的样本支撑。为了刻画农户种植结构的变化, 本文选取从事农业生产的样本进行分析, 即排除了两期都不从事农业生产的农户。最终保留了 4882 个观测值, 其中, 2019 年从事农业生产的样本为 2375 户, 2021 年为 2507 户<sup>①</sup>。

3. 粮改饲专题调查数据。本套数据是课题组围绕粮改饲政策研究开展专项调查所得, 在本文中用于粮改饲政策对农户生产行为影响的机制分析。抽样步骤为: 根据经济发展水平将河南省、河北省两省粮改饲试点县分为高、中和低三组, 在每组中选取 1~2 个县; 样本县确定后, 在每个县选取 5 个养殖规模在百头以上的奶牛养殖企业, 在每个养殖企业附近选取两个村; 样本村确定后, 调查人员根据村委会提供的花名册随机抽取 10 户种植玉米的农户进行调查, 其中至少保证 4 户为青贮玉米种植户, 最终在剔除少数有缺失值和离散值的样本后剩余有效样本 495 户。需要指出的是, 河北省和河南省分别是在 2018 年和 2019 年开展的调查。

## (二) 模型设定

1. 双向固定模型。首先, 本文使用双向固定模型 (TWFE) 分别从县级层面和农户层面估计粮改饲政策对种植结构调整的影响, 前者为跨作物结构调整模型, 后者为作物内部结构调整模型。由于两个模型的估计方法基本一致, 统一设定模型如下:

$$Agri_{struct_{it}} = \beta_0 + \beta_1 Treat_{it} + \beta_c X_{it} + \delta_i + \gamma_t + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

<sup>①</sup>CRRS 两期调查时间分别为 2020 年和 2022 年, 主要调查上一年度农业生产的情况, 即收集的数据年份分别是 2019 年和 2021 年。

(1) 式中： $Agri_{struct_{it}}$  为第  $i$  个个体在第  $t$  年的种植结构调整变量； $Treat_{it}$  表示第  $i$  个个体在第  $t$  年是否为粮改饲试点县，定义试点县为 1，非试点县为 0；系数  $\beta_1$  为粮改饲政策对种植结构调整的估计系数； $X_{it}$  为一系列控制变量， $\beta_c$  为控制变量的估计系数； $\delta_i$  表示个体固定效应； $\gamma_t$  表示时间固定效应； $\varepsilon_{it}$  为随机扰动项； $\beta_0$  为常数项。

2. 事件研究法和异质性处理效应。为探究粮改饲政策的动态处理效应并检验其平行趋势，本文参考 Sun and Abraham (2021) 和黄炜等 (2022) 的做法，在县级层面使用事件研究法进行识别。具体模型设定如下：

$$Agri_{struct_{it}} = \alpha_0 + \sum_{k=-10}^{-2} \alpha_k I(t - E_i = k) + \sum_{k=0}^5 \alpha_k I(t - E_i = k) + \alpha_c X_{it} + \mu_i + \tau_t + \xi_{it} \quad (2)$$

(2) 式中：被解释变量  $Agri_{struct_{it}}$  为第  $i$  个县在第  $t$  年的种植结构调整变量； $I(t - E_i = k)$  是指示变量， $E_i$  为县级单位初次被列入粮改饲试点县的时间，若在第  $t$  年时与初次实行粮改饲试点县的相对时间为  $k$ ，则  $I(t - E_i = k)$  等于 1，否则为 0。为避免完全共线性，参照 Bailey and Goodman-Bacon (2015)、Sun and Abraham (2021) 和田淑英等 (2022) 的做法，本文将政策实施前一期作为基期。 $X_{it}$  为控制变量，与 (1) 式中县级层面模型的控制变量一致； $\mu_i$  表示县级固定效应； $\tau_t$  表示时间固定效应； $\xi_{it}$  为随机扰动项； $\alpha_k$ 、 $\alpha_c$  为模型估计系数； $\alpha_0$  为常数项。

粮改饲政策从 2015 年开始第一批试点，试点县数量逐年增长。对于此类政策干预交错发生 (staggered adoption) 的政策评估，近年来在方法论上引发了众多讨论。若处理效应的大小随时间或随个体变化，即使平行趋势成立，估计系数也可能存在偏误 (deChaisemartin and D'Haultfoeuille, 2020, 2023; Sun and Abraham, 2021; Callaway and Sant'Anna, 2021; Gardner, 2022; 张子尧和黄炜, 2023; Liu et al., 2024; Borusyak et al., 2024)。为得到粮改饲政策对农业结构影响的稳健估计结果，本文参考张子尧和黄炜 (2023) 的做法，使用事件研究法和 6 种异质性处理效应估计方法进行稳健性检验。

3. 交互固定效应反事实估计。当平行趋势的假设不成立时，无论是基于双向固定效应模型 (TWFE) 的传统事件研究法还是异质性处理效应估计方法都存在估计偏误，无法准确估计各期平均处理效应 (Xu, 2017; Roth, 2023; 张子尧和黄炜, 2023; Borusyak et al., 2024; Liu et al., 2024)。本文研究中，如果满足平行趋势假设条件，则需要粮改饲试点县和非试点县在政策干预之前种植结构变化趋势相同，但现实中这一要求过于严格，很多时候采取“试点县”先行试点的做法难以满足要求 (Bai, 2009; Xu, 2017; Roth, 2023; Liu et al., 2024)。以粮改饲政策为例，原农业部印发的《粮改饲工作实施方案》中明确提出了筛选试点县的四个条件，被选中的试点地区与未被选中的地区极有可能存在不同的潜在趋势，若这一趋势不可观测且随时间变化，将导致平行趋势假设不成立，使得估计结果出现严重偏误。

为避免不可观测且随时间变化的趋势的影响，放松传统的严格平行趋势假设，同时避免异质性处理效应引起的偏误，本文借鉴 Bai (2009)、Xu (2017) 和 Liu et al. (2024) 等的做法，采用交互固定效应反事实估计量 (IFEct) 进行识别。该估计量基于潜因子法的反事实框架，首先假设处理组的观



测值不存在, 再根据模型用控制组的数据模拟处理组的反事实结果, 最后根据处理组的反事实结果和实际值计算出估计量, 这个估计量也被称为反事实估计量。一方面, 该方法可以通过加入潜因子的交互项控制不可观测的时间趋势, 以放松严格的平行趋势假设; 另一方面, 该方法在估计时去除了所有的处理组个体, 只用控制组通过广义合成控制法模拟出处理组的潜在结果, 并不存在将先处理组作为后处理组的控制组的情况, 避免了学术界目前广泛争议的异质性处理效应问题。

IFEct 方法假设潜在结果  $Y_{it}(0) = f(X_{it}) + h(U_{it}) + \varepsilon_{it}$ , 其中  $f(\cdot)$  和  $h(\cdot)$  是已知的参数方程,  $X_{it}$  是可观测的协变量,  $U_{it}$  是不可观测的变量,  $\varepsilon_{it}$  是随机扰动项。由于粮改饲试点县和非试点县可能存在不同趋势, 本文使用因子增强模型 (factor augment model) 的设定, 假设  $f(X_{it}) = X_{it}'\beta$ ,  $h(U_{it}) = \lambda_i'f_t$ 。其中,  $f_t = [f_{t1}, f_{t2}, f_{t3}, \dots, f_{tr}]'$  是一个  $(r \times 1)$  的不可观测的共同因子向量 (vector of unobserved common factors);  $\lambda_i = [\lambda_{i1}, \lambda_{i2}, \lambda_{i3}, \dots, \lambda_{ir}]'$  是一个  $(r \times 1)$  的未知因子荷载 (vectors of unknown factor loadings);  $r$  是固定的因子数量, 通常事前设定且数值较小。通过将不可观测的时间趋势  $h(U_{it})$  降维分解到  $r$  维, IFEct 估计量可以将其模型化, 并加入方程中控制住其影响, 以放松平行趋势的假设。

具体操作可分为以下几步: 第一步, 由于粮改饲试点县和非试点县可能存在不同趋势, 使用因子增强模型以放松平行趋势的假设, 具体见 (3) 式, 以控制个体不可观测的时间趋势的异质性。第二步, 仅使用控制组样本, 根据上述模型估计出处理组潜在的种植结构  $Y_{it}(0)$ 。第三步, 估计每一期的处理效应, 估计方法见 (4) 式。第四步, 计算整体的加权平均值。处理组平均效应估计方法见 (5) 式, 其中  $M$  为期数。第五步, 计算处理组每一期的平均效应, 计算方法见 (6) 式<sup>①</sup>。

$$Y_{it}(0) = X_{it}'\beta + \omega_i + \varphi_t + \lambda_i'f_t + v_{it} \quad (3)$$

$$\tilde{\delta}_{it} = Y_{it} - \tilde{Y}_{it} \quad (4)$$

$$\widehat{ATT} = \frac{1}{|M|} \sum_M \tilde{\delta}_{it} \quad (5)$$

$$\widehat{ATT}_s = \frac{1}{|S|} \sum_{(i,t) \in S} \tilde{\delta}_{it} \quad (6)$$

(5) 式和 (6) 式中,  $|M|$  和  $|S|$  是集合  $M$  和集合  $S$  中元素数量,  $M = \{(i,t) \mid D_{it} = 1\}$ ,  $S = \{(i,t) \mid D_{i,t-s} = 0, D_{i,t-s+1} = D_{i,t-s+2} = \dots = D_{it} = 1\}$ 。

### (三) 变量选择和描述性统计

1. 被解释变量。被解释变量为种植结构调整变量。在县级层面, 用样本县当年玉米播种面积的对数和玉米播种面积占粮食作物播种面积的比例 2 个变量衡量; 在农户层面, 用样本农户当年是否种植

<sup>①</sup>详细的推导和证明请见 Xu (2017) 和 Liu et.al (2024)。

青贮玉米、青贮玉米播种面积、青贮玉米占玉米播种面积比例、青贮玉米占总播种面积比例 4 个变量衡量。

2.核心解释变量。核心解释变量为是否粮改饲试点县。在县级层面，如果样本县所在年份被选为粮改饲试点县则取值为 1，否则取值为 0；在农户层面，如果农户所在县的所在年份都被选为粮改饲试点县则取值为 1，否则取值为 0。

3.控制变量。参考杨广亮和王军辉（2022）、姚鹏和李慧昭（2023）等的研究，在县级层面控制变量包括第一产业增加值、总人口数、耕地面积；农户层面的控制变量，主要包括户主特征变量、农户特征变量两个维度。户主特征变量选取户主的性别、年龄、受教育程度、婚姻状况、是否党员、村内职务；家庭特征变量选取家庭人口规模、地块数量、是否受灾。

4.其他分析变量。本文在进一步分析中采用 OLS 模型分析青贮玉米和籽粒玉米在成本收益方面的差异。收益指标用种植玉米的净收入衡量，即销售收入减去资金投入；资金投入为生产资料成本和社会化服务成本的总和，其中的生产资料投入主要是农户购买种子、农药、化肥以及灌溉成本等费用的总和；劳动力投入为耕地、播种、施肥、打药、排灌水、收获、运输等生产环节的劳动力投入加总。<sup>①</sup>

表 2 展示了上述变量的具体说明和描述性统计。通过比较处理组和控制组的均值差可以对粮改饲政策的实施效果做出初步判断。

| 变量名称                   | 变量定义                  | 处理组均值  | 控制组均值  | 均值差       |
|------------------------|-----------------------|--------|--------|-----------|
| 县级数据：跨作物结构调整模型相关变量     |                       |        |        |           |
| 玉米播种面积                 | 当年玉米播种面积（万公顷）         | 3.963  | 2.488  | 1.475***  |
| 玉米播种面积占比               | 玉米播种面积占粮食作物播种面积的比例    | 0.494  | 0.442  | 0.052***  |
| 是否试点县                  | 县域属于粮改饲试点县=1，否则=0     |        |        |           |
| 耕地面积                   | 县域耕地面积（万公顷）           | 8.893  | 7.536  | 1.357     |
| 第一产业增加值                | 县域第一产业的产值（亿元）         | 22.870 | 18.620 | 4.250***  |
| 总人口数                   | 年末总人口数（万人）            | 34.894 | 30.417 | 4.4771*   |
| 是否为畜牧大县                | 县域属于畜牧大县=1，否则=0       | 0.323  | 0.185  | 0.138***  |
| CRRS 数据：玉米内部结构调整模型相关变量 |                       |        |        |           |
| 是否种植青贮玉米               | 农户种植青贮玉米=1，否则=0       | 0.062  | 0.020  | 0.041***  |
| 青贮玉米种植面积               | 农户种植青贮玉米的面积（亩）        | 1.240  | 0.070  | 1.170***  |
| 青贮玉米内部占比               | 青贮玉米种植面积在玉米种植面积中的比例   | 0.048  | 0.018  | 0.031***  |
| 青贮玉米外部占比               | 青贮玉米占总播种面积比例          | 0.030  | 0.010  | 0.021***  |
| 是否试点县                  | 农户所在县域属于粮改饲试点县=1，否则=0 |        |        |           |
| 性别                     | 男性户主=1，女性户主=0         | 0.964  | 0.935  | 0.029***  |
| 年龄                     | 户主年龄（岁）               | 54.303 | 56.065 | -1.762*** |

<sup>①</sup>由于篇幅限制，进一步分析所用 OLS 模型的设定和相关控制变量的描述性统计未在此报告，可在《中国农村经济》网站或中国知网查看本文附录。

表2 (续)

| 受教育程度          |                       |       |       |           |
|----------------|-----------------------|-------|-------|-----------|
| 小学以下           | 户主受教育程度在小学以下=1, 其他=0  | 0.080 | 0.063 | 0.017**   |
| 小学             | 户主受教育程度为小学=1, 其他=0    | 0.297 | 0.328 | -0.031**  |
| 初中             | 户主受教育程度为初中=1, 其他=0    | 0.478 | 0.468 | 0.010     |
| 高中             | 户主受教育程度为高中=1, 其他=0    | 0.133 | 0.117 | 0.016*    |
| 大学及以上          | 户主受教育程度在大学及以上=1, 其他=0 | 0.012 | 0.022 | -0.011*** |
| 婚姻状况           | 户主已婚=1, 其他=0          | 0.942 | 0.921 | 0.021***  |
| 是否党员           | 户主是党员=1, 其他=0         | 0.200 | 0.251 | -0.050*** |
| 村内职务           | 户主担任村干部=1, 其他=0       | 0.175 | 0.200 | -0.025**  |
| 地块数量           | 农户家中地块数量(块)           | 6.927 | 7.527 | -0.600**  |
| 是否受灾           | 农户农业生产受灾=1, 否则=0      | 0.377 | 0.306 | 0.072***  |
| 人口规模           | 农户家庭人口规模(人)           | 4.014 | 4.440 | -0.426*** |
| 养殖企业           | 农户所在村中有养殖企业=1, 否则=0   | 0.804 | 0.610 | 0.194***  |
| 专题调查数据: 其他分析变量 |                       |       |       |           |
| 变量名称           | 变量定义                  | 籽粒玉米  | 青贮玉米  | 均值差       |
| 收入             | 销售收入减去资金投入(万元/亩)      | 0.036 | 0.045 | -0.009*** |
| 资金投入           | 除自家劳动力投入外的总费用投入(万元/亩) | 0.043 | 0.038 | 0.005***  |
| 劳动力投入          | 农业生产每亩按8个工时计算(天/亩)    | 3.385 | 2.829 | 0.556     |
| 青贮玉米种植状况       | 农户种植青贮玉米=1, 否则=0      |       |       |           |

注: ①差值为处理组和控制组的均值差。②\*\*\*、\*\*和\*分别表示处理组样本和控制组样本之间差异的独立样本  $t$  检验结果在 1%、5%和 10%的显著性水平。

从县级数据看, 粮改饲政策实施后, 县平均播种玉米面积增加了 1.475 万公顷, 玉米播种面积占全县粮食作物播种面积的比例平均提高 5.2 个百分点, 且两种影响结果均在 1%的统计水平上显著。由此可以初步判定, 粮改饲政策在县级层面对农业结构调整的效果较为明显。同时, 县级层面的其他控制变量(如县耕地面积、粮食作物播种面积、是否为畜牧大县)在处理组和控制组之间存在较为明显的差异, 间接说明试点县的选择不是完全随机的, 上述均值差的结果不能准确反映政策的处理效应, 需要通过识别策略进一步分析。

从 CRRS 数据看, 在全样本中, 种植青贮玉米的农户平均占比为 5.7%, 处理组样本比例为 6.2%, 比控制组平均高 4.1 个百分点, 两者在 1%的统计水平上存在显著差异。全样本中青贮玉米占玉米总播种面积的比例和占总播种面积的比例分别为 3.3%和 2.0%; 处理组样本比例分别为 4.8%和 3.0%, 比控制组分别高 3.1 个百分点和 2.1 个百分点, 两者在 1%的统计水平上存在显著差异。同时, 农户层面的其他变量在控制组和处理组之间也存在明显差异, 为排除这些因素的影响, 下文将在模型中加以控制。

从专题调查数据分析, 青贮玉米的亩均收入明显高于籽粒玉米, 亩均成本投入更低。与籽粒玉米相比, 种植青贮玉米平均每亩地可以增加收入约 97 元, 节省农药、化肥等总费用投入约 48 元, 且这一影响在 1%水平上统计显著。但是, 在劳动力投入方面二者差异不明显。

## 五、实证结果与分析

### （一）粮改饲政策对跨作物结构调整影响的估计结果

1. 基准模型估计结果。表3为粮改饲政策在县级层面对种植结构影响的估计结果。可以看出，粮改饲政策增加了县级层面玉米的播种面积，但是还不足以改变玉米的种植结构。具体而言，表3（1）列的估计只考虑县级固定效应和年份固定效应，以控制各县不随时间变化的不可观测特征以及由时间趋势引起的整体种植结构的变化。结果显示，相较于控制组，实施粮改饲政策的试点县的玉米播种面积平均高出7.2%，且在1%的统计水平上显著。加入控制变量后的结果如表3（2）列所示，是否试点县的估计系数下降至6.7%，但依然在1%的统计水平上显著。为进一步控制不同省份各县的玉米播种面积随时间变化的趋势，表3（3）列加入了省份与时间趋势交互项固定效应，粮改饲政策的估计系数依然稳健。上述结果表明，粮改饲政策显著增加了试点县的玉米播种面积，并且估计结果非常稳健。

表3（4）～（6）列为粮改饲政策对玉米播种面积占比影响的估计结果，三个模型的估计结果都不显著。表3（4）列的模型设定与（1）列相似，可以看出，在控制各县不随时间变化的不可观测特征和由时间趋势造成的各县玉米面积变化情况下，粮改饲政策实施后玉米播种面积占比下降0.3%，但在统计意义上并不显著，逐步加入控制变量和省份与时间趋势交互项后，估计结果变化不大。玉米播种面积占比为玉米播种面积在粮食作物播种面积中的比例，直观反映宏观层面跨作物结构调整的状况。由此初步可以得出，粮改饲政策虽然增加了玉米的播种面积，但是增加幅度不大，还不足以引起跨作物种植结构改变。

表3 粮改饲政策对跨作物结构调整影响的基准模型估计结果

|                       | 玉米播种面积              |                     |                     | 玉米播种面积占比            |                     |                     |
|-----------------------|---------------------|---------------------|---------------------|---------------------|---------------------|---------------------|
|                       | (1)                 | (2)                 | (3)                 | (4)                 | (5)                 | (6)                 |
| 是否试点县                 | 0.072***<br>(0.025) | 0.067***<br>(0.026) | 0.079***<br>(0.024) | -0.003<br>(0.005)   | -0.006<br>(0.005)   | -0.007<br>(0.005)   |
| 控制变量                  | 未控制                 | 已控制                 | 已控制                 | 未控制                 | 已控制                 | 已控制                 |
| 县级固定效应                | 已控制                 | 已控制                 | 已控制                 | 已控制                 | 已控制                 | 已控制                 |
| 年份固定效应                | 已控制                 | 已控制                 | 已控制                 | 已控制                 | 已控制                 | 已控制                 |
| 省份与时间交互<br>固定效应       | 未控制                 | 未控制                 | 已控制                 | 未控制                 | 未控制                 | 已控制                 |
| 常数项                   | 9.506***<br>(0.004) | 9.507***<br>(0.018) | 9.519***<br>(0.024) | 0.453***<br>(0.001) | 0.462***<br>(0.004) | 0.466***<br>(0.004) |
| 观测值                   | 6885                | 6307                | 6307                | 6451                | 5903                | 5903                |
| Within-R <sup>2</sup> | 0.004               | 0.007               | 0.006               | 0.000               | 0.003               | 0.003               |

注：①表中回归均采用双向固定效应模型。②\*\*\*表示1%的显著性水平。③括号内数值为县级层面的聚类稳健标准误。④玉米播种面积取对数处理。

2. 事件研究法和异质性处理效应的估计结果。基准模型采用双向固定效应进行估计，其基本假设



是处理效应在不同试点县以及不同年份之间都是同质的，估计结果为粮改饲政策的平均处理效应。为探究政策冲击的动态处理效应，本文使用模型（2），即采用事件研究法估计粮改饲政策在不同时期的处理效应。图2是粮改饲政策对玉米播种面积和玉米面积比例影响的事件研究图，可以看出，玉米播种面积在受到政策冲击当期开始显著提升，并且随着时间的推移，粮改饲政策对玉米播种面积的影响越来越大；但是，粮改饲政策对玉米播种面积占比的影响没有表现出明显的变动趋势，即粮改饲政策没有引起农户改变种植结构，无论政策前还是政策后，玉米播种面积占比都没有显著异于0。同时，笔者使用Cengiz et al.（2019）、deChaisemartin and D’Haultfoeuille（2020）、Sun and Abraham（2021）、Callaway and Sant’Anna（2021）、Gardner（2022）、Borusyak et al.（2024）提出来的六种常见的异质性稳健估计量进行稳健性检验<sup>①</sup>，得出的估计结果与事件研究法的结果基本一致。

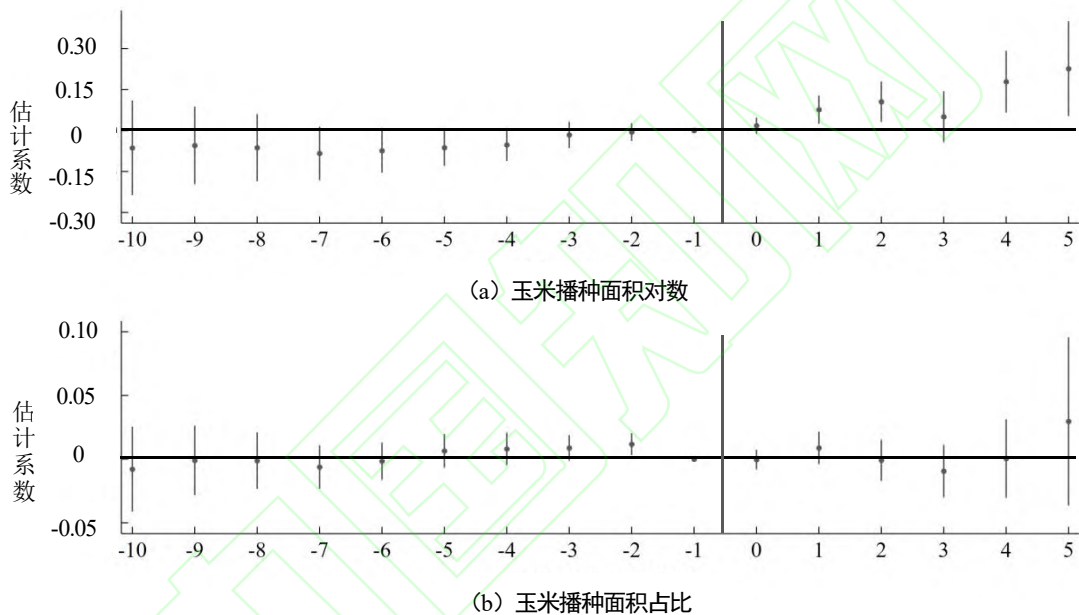


图2 粮改饲政策在不同时间段的处理效应

注：纵坐标为模型（2）估计的不同时期的系数，基期为政策实施的前一年，横坐标为相对时间，即数据年份减去政策实施第一年的年份，竖线为95%的置信区间。

事件研究法和异质性稳健估计量都需要满足平行趋势假设。根据图2（a）中玉米面积的变动趋势，在受到粮改饲政策冲击前（相对时间小于0时），玉米播种面积出现了明显的事前趋势，虽然处理组与控制组的差异未显著异于0，但是严格意义上该结果并不完全符合平行趋势假设。这说明在政策处理前，试点县与非试点县的玉米播种面积已经出现了随时间变化的趋势，因此，图2（a）中粮改饲政策对玉米面积影响的估计结果可能存在偏误。图2（b）中玉米播种面积占比在政策实施前没有表现出随时间变化的趋势，基本满足了平行趋势的条件。玉米播种面积平行趋势不满足的原因可能是粮改饲

<sup>①</sup>限于篇幅，稳健性检验的估计结果未在此报告，可在《中国农村经济》网站或中国知网查看本文附录。

试点县的选取并非随机。正如上文所述，原农业部印发的《粮改饲工作实施方案》明确了试点县选取的条件，草食畜牧业发达、玉米种植条件适宜的地区会优先被选为试点县。

3.交互固定效应反事实估计。由于粮改饲试点县和非试点县之间存在随时间变化的不同趋势，事件研究法和异质性处理效应估计的结果可能有偏。本文借鉴 Xu (2017) 和 Liu et al. (2024) 的做法，使用交互固定效应反事实估计策略，进一步识别粮改饲政策对农业种植结构的影响。图 3 (a) 和 (b) 分别是粮改饲政策对玉米播种面积和玉米播种面积占比的影响结果，可以看出，控制住随时间变化的不可观测因素后，被纳入试点县前玉米播种面积和玉米播种面积占比在处理组和控制组的变化趋势并无显著差异。在纳入试点县后，玉米播种面积显著提升，且随着政策实施时间的不断推移，政策效果更加明显，各期的处理效应基本上在 95% 的置信区间上显著异于零，平均处理效应为 8.3%，即粮改饲政策实施在县级层面平均增加玉米播种面积 8.3%。粮改饲政策对玉米播种面积占比影响的经济效应非常低，平均处理效应为 -0.5%，且各期在统计上都不显著。

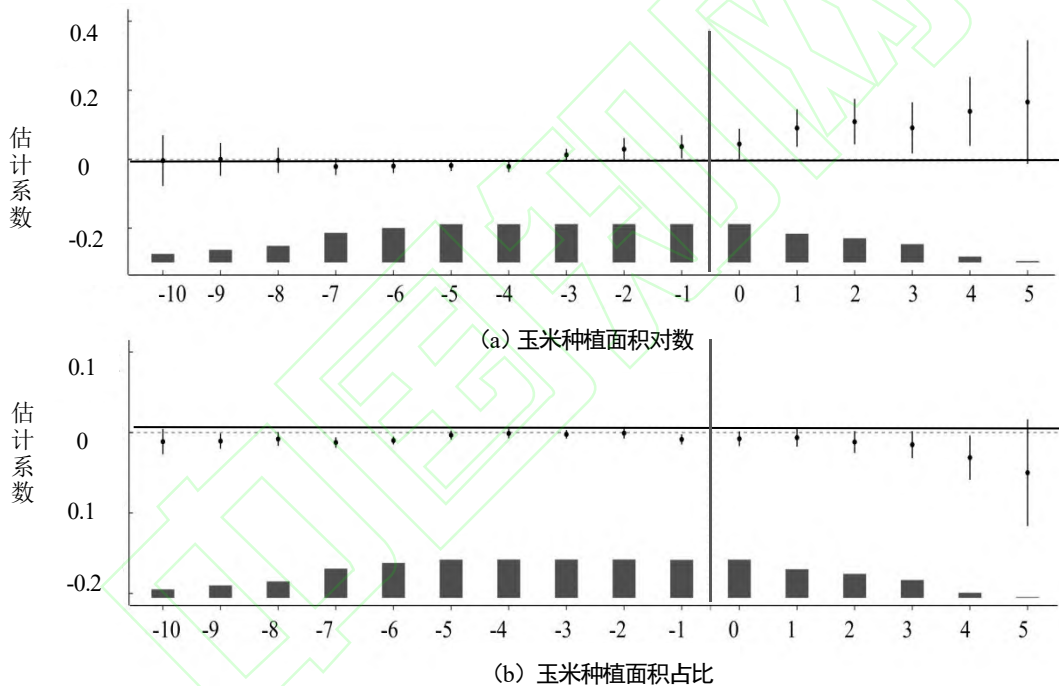


图3 交互固定效应反事实估计结果

注：横坐标为相对时间，即数据年份减去政策实施第一年的年份，竖线为 95% 的置信区间。下方灰色柱状图是每一期的处理组个数。图 (a) 中单期处理组样本数最大值为 356，图 (b) 中单期处理组样本数最大值为 326。

### (二) 粮改饲政策在畜牧大县内对跨作物结构调整的影响

粮改饲政策补贴对象为养殖企业，通过“以养定种”的模式撬动农户种植结构调整。因此，养殖企业是粮改饲政策传导到农户的唯一途径。可以初步判断，粮改饲政策对农业结构的影响应当在草食畜牧业发达的试点县干预效果更为明显，在非养殖大县的政策效果较小或者不存在影响。

基于此，本文使用 2017 年原农业部印发的《畜禽粪污资源化利用行动方案（2017—2020 年）》

中公布的畜牧大县名单<sup>①</sup>来区分畜牧大县和非畜牧大县，以此对上述预判进行实证检验。此处方法上继续采用识别效果更好的交互固定效应反事实估计，估计结果如图4所示。在畜牧大县中，粮改饲政策对种植结构调整的影响更为明显，显著提高了玉米播种面积，略微提高了玉米播种面积占比，政策影响力随着时间的变化越来越大。具体而言，畜牧大县中粮改饲政策平均提高了8.0%的玉米播种面积和0.7%的玉米播种面积占比。但是，在非畜牧大县中，粮改饲政策对玉米播种面积和玉米播种面积占比的影响都没有表现出明显趋势。粮改饲政策主要通过补贴养殖企业来带动农户调整种植结构。由于非养殖大县养殖企业较少，补贴资金撬动农户生产行为改变的效果不够明显。

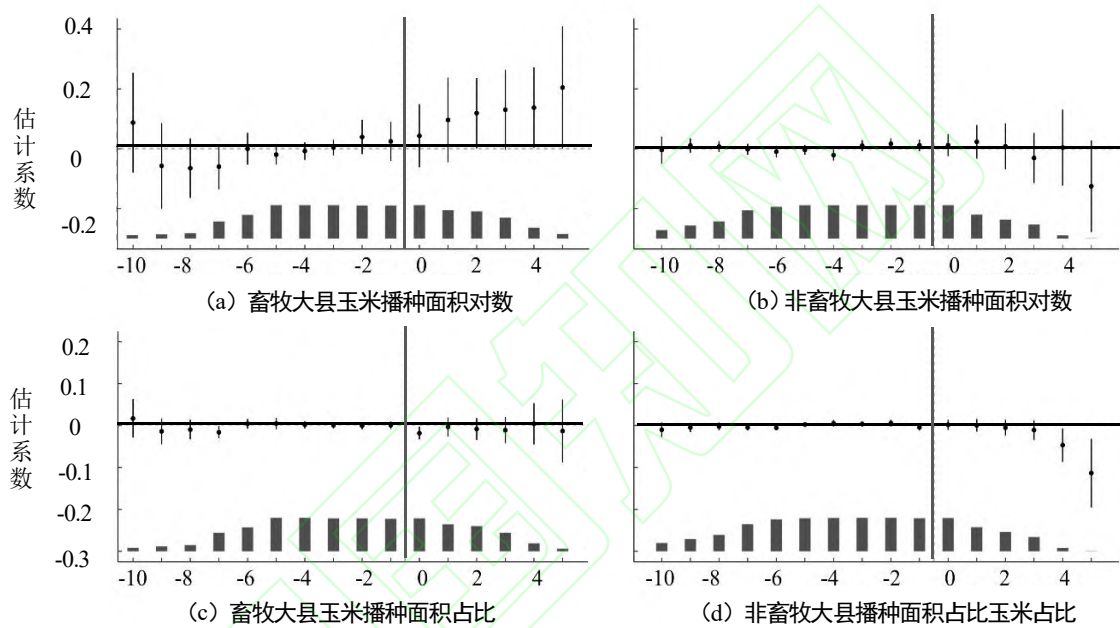


图4 粮改饲政策对畜牧大县和非畜牧大县农业结构调整的影响

注：上述结果采用交互固定效应反事实估计，横坐标为相对时间，即数据年份减去政策实施第一年的年份，竖线为95%的置信区间。下方灰色柱状图是每一期的处理组个数，图（a）、图（c）为畜牧大县的估计结果，图（b）、图（d）为非畜牧大县的估计结果。图（a）、图（b）、图（c）和图（d）中单期处理组样本数最大值分别为86、268、74、251。

### （三）粮改饲政策对玉米内部结构调整影响的估计结果

由于国家没有公布县级层面青贮玉米的播种面积，本文无法利用县级统计数据识别玉米内部青贮

<sup>①</sup>虽然该名单是在2017年公布，但文件的备注中明确指出畜牧大县是根据各县域2015年和2016年的数据为标准进行划分。当时粮改饲政策刚开始实施，不会造成坏控制变量的问题。畜牧大县的选取依据包括：一是财政部2016年下达生猪调出大县奖励资金的县级区域；二是奶类产量10万吨以上的县；三是肉牛出栏12万头以上的县。由于粮改饲政策只针对反刍动物（牛羊等，不包括生猪）养殖企业进行补贴，因此畜牧大县中可能包含了少数非粮改饲政策试点县。遗憾的是，由于数据缺失，本文无法剔除这部分样本。但是可以断定，即使养殖大县中包含少部分非粮改饲政策试点县，估计结果只会低估政策冲击的效果，并不影响本文结论。

玉米和籽粒玉米的种植结构变化。为此,笔者使用 CRRS 数据分析粮改饲政策对青贮玉米和籽粒玉米之间结构变化的影响。为保证估计结果稳健,笔者选取是否种植青贮玉米、青贮玉米种植面积、青贮玉米内部占比、青贮玉米外部占比 4 个变量作为被解释变量,用于衡量玉米内部结构的变化。本文采用双向固定效应模型进行估计,同时消除组内不随时间变化的变量和不随个体变化的变量引起的内生性问题。估计结果如表 4 所示,(1)列、(3)列、(5)列、(7)列只控制了时间和个体固定效应,(2)列、(4)列、(6)列、(8)列加入了控制变量。整体而言,模型估计结果非常稳健,相对于非试点县,在控制个体和时间固定效应后,试点县内种植青贮玉米的农户数量平均高出 6.0 个百分点,农户种植青贮玉米的面积平均多 0.476 亩,青贮玉米占玉米总播种面积的比例平均高出 5.9 个百分点,青贮玉米占总播种面积的比例高出 3.3%,这些结果都高度显著。在加入一系列控制变量后,估计系数变化不大,说明模型估计结果稳定。根据上述估计结果可以得出,粮改饲政策增加了农户种植青贮玉米的面积,引导农户从种植籽粒玉米向种植青贮玉米转变,实现了作物内部种植结构的调整。

表 4 粮改饲政策对玉米内部结构调整影响的估计结果

| 变量                    | 是否种植青贮玉米            |                     | 青贮玉米种植面积           |                   | 青贮玉米内部占比            |                     | 青贮玉米外部占比            |                     |
|-----------------------|---------------------|---------------------|--------------------|-------------------|---------------------|---------------------|---------------------|---------------------|
|                       | (1)                 | (2)                 | (3)                | (4)               | (5)                 | (6)                 | (7)                 | (8)                 |
| 是否试点县                 | 0.060***<br>(0.022) | 0.063***<br>(0.023) | 0.476**<br>(0.211) | 0.506*<br>(0.263) | 0.059***<br>(0.019) | 0.062***<br>(0.020) | 0.033***<br>(0.011) | 0.034***<br>(0.012) |
| 控制变量                  | 未控制                 | 已控制                 | 未控制                | 已控制               | 未控制                 | 已控制                 | 未控制                 | 已控制                 |
| 个体固定效应                | 已控制                 | 已控制                 | 已控制                | 已控制               | 已控制                 | 已控制                 | 已控制                 | 已控制                 |
| 时间固定效应                | 已控制                 | 已控制                 | 已控制                | 已控制               | 已控制                 | 已控制                 | 已控制                 | 已控制                 |
| 观测值                   | 4881                | 4669                | 4881               | 4669              | 4881                | 4669                | 4881                | 4669                |
| Within-R <sup>2</sup> | 0.004               | 0.021               | 0.000              | 0.029             | 0.005               | 0.026               | 0.004               | 0.028               |

注:①表中回归均采用双向固定效应模型。②\*\*\*、\*\*和\*分别表示 1%、5%和 10%的显著性水平。③括号内数值为稳健标准误。

#### (四) 粮改饲政策在养殖企业附近对玉米内部结构调整的影响

如前文所述,养殖企业是粮改饲政策传导到农户的唯一渠道。本文根据调查农户所在村中是否有养殖企业对农户样本进行区分,探究粮改饲补贴政策对作物内部结构调整影响的异质性分析<sup>①</sup>。此处仍然采用是否种植青贮玉米、青贮玉米面积、青贮玉米内部占比、青贮玉米外部占比 4 个变量作为被解释变量。在表 5 中,(1)列、(3)列、(5)列、(7)列是基于村内有养殖企业的农户样本数据估计的结果,(2)列、(4)列、(6)列、(8)列是基于村内无养殖企业的农户样本数据估计的结果。表 5 结果显示,在有养殖企业的村庄,粮改饲政策对是否种植青贮玉米、青贮玉米种植面积、青贮玉米内部占比、青贮玉米外部占比 4 个变量的影响都高度显著;在没有养殖企业的村庄,估计结果都不显著。

<sup>①</sup>由于青贮玉米主要是反刍动物(牛羊)食用,本文界定调查村庄中有肉牛、奶牛、羊的养殖企业的村庄定义养殖企业村,由于两年内村庄中养殖企业变化不大且缺失 2022 年的数据,此处两年数据都以 2020 年为准。



表5 粮改饲政策在有无养殖企业条件下对玉米内部种植结构调整影响的估计结果

| 变量                    | 是否种植青贮玉米            |                  | 青贮玉米种植面积           |                   | 青贮玉米内部占比            |                  | 青贮玉米外部占比            |                  |
|-----------------------|---------------------|------------------|--------------------|-------------------|---------------------|------------------|---------------------|------------------|
|                       | (1)                 | (2)              | (3)                | (4)               | (5)                 | (6)              | (7)                 | (8)              |
| 是否试点县                 | 0.082***<br>(0.028) | 0.027<br>(0.023) | 0.923**<br>(0.401) | -0.044<br>(0.127) | 0.081***<br>(0.027) | 0.028<br>(0.023) | 0.041***<br>(0.014) | 0.027<br>(0.022) |
| 控制变量                  | 已控制                 | 已控制              | 已控制                | 已控制               | 已控制                 | 已控制              | 已控制                 | 已控制              |
| 个体固定效应                | 已控制                 | 已控制              | 已控制                | 已控制               | 已控制                 | 已控制              | 已控制                 | 已控制              |
| 时间固定效应                | 已控制                 | 已控制              | 已控制                | 已控制               | 已控制                 | 已控制              | 已控制                 | 已控制              |
| 观测值                   | 3314                | 1355             | 3314               | 1355              | 3314                | 1355             | 3314                | 1355             |
| Within-R <sup>2</sup> | 0.032               | 0.070            | 0.040              | 0.082             | 0.040               | 0.074            | 0.044               | 0.085            |

注：①表中回归均采用双向固定效应模型。②\*\*\*和\*\*分别表示1%和5%的显著性水平，括号内数值为稳健标准误。

## 六、进一步分析：结构调整能否持续

从长远看，粮改饲政策的目标主要是通过补贴养殖企业撬动农户转变种植方式，达到长期稳定的粮经饲三元种植结构。种植青贮玉米的成本收益、专用品种是影响农户稳定生产的主要因素。本文通过粮改饲专题调查的小样本农户数据做进一步分析，以探究粮改饲政策对农户种植结构影响的持续性。

### （一）青贮玉米与籽粒玉米的成本收益差异

笔者利用 OLS 方法在作物层面进行回归，在控制其他因素的情况下测度青贮玉米和籽粒玉米在投入产出方面的差异，估计结果如表 6 所示。

表6 农户种植不同形式的玉米对农户资金投入和劳动力投入影响的估计结果

| 变量             | (1)                   | (2)                   | (3)                |
|----------------|-----------------------|-----------------------|--------------------|
|                | 资金投入                  | 劳动力投入                 | 收入                 |
| 青贮玉米           | -0.107***<br>(-0.041) | -0.266***<br>(-0.096) | 0.008**<br>(0.037) |
| 县虚拟变量          | 已控制                   | 已控制                   | 已控制                |
| 时间虚拟变量         | 已控制                   | 已控制                   | 已控制                |
| 控制变量           | 已控制                   | 已控制                   | 已控制                |
| 观测值            | 498                   | 490                   | 488                |
| R <sup>2</sup> | 0.097                 | 0.531                 | 0.080              |

注：①回归（1）列和（2）列中的被解释变量取对数处理，回归（3）中的被解释变量有少数负值，按照原值估计。②\*\*\*和\*\*分别表示1%和5%的显著性水平。③括号内数值为稳健标准误。④其他控制变量包括户主的性别、年龄、教育、家庭人口数量、家庭收入、耕地面积等。

在表 6 中，（1）列为青贮玉米变量对农户资金投入的估计结果，相较于种植籽粒玉米，种植青贮玉米可以减少农户生产资金投入 10.7%，这一结果在 1%水平上显著。按照样本种植籽粒玉米的资金成本每亩 430 元计算，农户种植青贮玉米可以每亩减少投入 46.0 元。表（2）列为青贮玉米对劳动力投入的估计结果，相较于种植籽粒玉米，种植青贮玉米平均减少劳动力投入 26.6%。按照样本种植籽粒玉米

的平均劳动力投入 3.38 天计算,农户种植青贮玉米每亩地平均可以节约 0.89 天的劳动力投入。表 6 (3) 列为青贮玉米对农户收入的估计结果,相较于种植籽粒玉米,农户种植青贮玉米可以显著提高收入,平均每亩增加收入 80 元。由此可以看出,在粮改饲政策的影响下,种植青贮玉米在投入产出方面具有更大的优势,农户更愿意种植青贮玉米。

## (二) 青贮玉米专用品种选择

青贮玉米和籽粒玉米最主要的差异在于种子品种不同,如果农户长期选取青贮玉米专业品种种植,则表明农户种植结构调整比较稳定。但是调查时发现,大部分农户在播种时选择普通玉米品种,这是因为:如果当年青贮玉米价格低,种植普通品种的农户可以选择收获籽粒玉米销售,如果青贮玉米价格高则可以选择收获青贮玉米销售。如果播种时选择青贮玉米专用品种,生产籽粒玉米的产量非常低,农户只能收获青贮玉米,一般小农户不具备仓储青贮玉米的条件,只能根据当时的市场价格销售。但是,在相同自然环境下,种植青贮专用品种比种植普通品种收获青贮玉米的产量高很多。通过表 7 可以看出,在种植青贮玉米的农户中,采用青贮专用品种的比例非常低。在受调查的 40 个村庄中,河北省和河南省种植青贮玉米的样本农户比例分别是 17.36%和 9.07%,但是,采用青贮玉米专用品种的比例分别只有 1.24%和 0.19%。由此可见,粮改饲政策实施确实改变了农户的种植结构,农户的收获形式由籽粒玉米向青贮玉米转变。不过,本文认为这种转变的效率较低,青贮玉米的产量和质量仍然具有较大的提升空间。

表 7 河北省和河南省受调查村庄农户种植青贮玉米的情况

|       | 河北省    |        | 河南省    |        |
|-------|--------|--------|--------|--------|
|       | 户数 (户) | 比例 (%) | 户数 (户) | 比例 (%) |
| 种植玉米  | 378    | 78.10  | 234    | 44.23  |
| 青贮玉米  | 84     | 17.36  | 48     | 9.07   |
| 普通品种  | 78     | 16.12  | 47     | 8.89   |
| 专用品种  | 6      | 1.24   | 1      | 0.19   |
| 村平均户数 | 484    |        | 529    |        |

注:河北省一共调查 25 个村,河南省一共调查 15 个村。

## 七、研究结论与政策建议

本文利用县级统计数据 and 农户数据评估了粮改饲政策对跨作物结构调整和作物内部结构调整的影响。基于县统计数据的估计结果显示,粮改饲政策的实施扩大了县域玉米的播种面积,政策实施后县域玉米播种面积平均提高 8.3%,但是没有引起跨作物种植结构的调整。通过区分是否为养殖大县,可以看出,粮改饲政策对养殖大县的玉米播种面积和跨作物种植结构调整的影响效果更好。基于 CRRS 数据的估计结果显示,相对于非试点县,粮改饲试点县内种植青贮玉米的农户平均增加 6.0 个百分点,青贮玉米种植面积平均增加 0.476 亩,青贮玉米播种面积占玉米总播种面积的比例平均增加 5.9 个百分点,粮改饲政策提高了农户种植青贮玉米的积极性,实现了由籽粒玉米种植向青贮玉米种植转变的政

策效果。同样，粮改饲政策对在养殖企业附近的农户影响的效果更加明显，也体现了粮改饲政策通过补贴养殖企业引导农户调整种植结构的政策目标。由此看出，粮改饲政策短期政策效果显著，增加了玉米内部由籽粒玉米向青贮玉米的转变。但是，长期看，虽然一定程度上增加了玉米种植面积，但是并没有引起跨作物的结构转变。进一步分析表明，在粮改饲政策的影响下，相较于种植籽粒玉米，种植青贮玉米可以提高农户收入，降低农资和劳动力投入，但是农户采用青贮玉米专用品种的比例非常低，一旦补贴退出，农户很有可能不再种植青贮玉米。以上研究结论，与作者在粮改饲专题调查中所观察到的现实状况相吻合，即养殖场在获得补贴后，附近种植青贮玉米的耕地主要是由之前种植籽粒玉米的耕地转变而来，很少从种植其他作物的耕地转变而来。

粮改饲政策通过“以企带户”的新型补贴模式提高了青贮玉米的播种面积，一定程度上推动了粮食生产由“粮经”二元结构向“粮经饲”三元种植结构转变。该政策从企业需求侧引导农户供给侧生产行为改变，达到“以需定种”的目标，避免了直接补贴农户导致短期内农产品供给过剩的问题。

基于上述结论，本文得出以下政策建议。一是要发挥市场在资源配置中的作用，筛选和引导有比较优势的地区主动开展粮改饲种植结构调整，发挥补贴资金的靶向效应，鼓励补贴资金向养殖资源丰富的地区转移。二是要建立稳定的养殖企业与农户的利益联结机制。研究发现，虽然养殖企业对农户起到了一定的带动作用，但是农户只是从种植籽粒玉米转变为种植青贮玉米，从种植其他作物转变为种植青贮玉米的效果不够理想。建议通过签订订单、成立青贮农户合作社等方式进一步稳定养殖企业和农户之间的合作机制，强化养殖企业对农户的带动作用。三是要探索相应的配套补贴机制，通过稳定青贮玉米的市场价格，保障农户种植青贮玉米的收益和发挥专用品种的优势。目前农户没有采用青贮专用品种的最大原因在于青贮玉米市场价格不稳定，农户为了规避市场风险，倾向选择产量不高但是收益稳定的籽粒玉米品种。可以借鉴棉花“目标价格”政策、玉米“价补分离”政策、市场风险保险政策等，在不干预市场价格的情况下，保障农户种植青贮玉米收益的稳定。四是要探索更加灵活的“以企带户”补贴模式，发挥补贴政策的精准性，通过实施类似粮改饲政策这样“以养带种”和“以养定种”的策略，以匹配供需市场，防止出现“供不应求”和“供过于求”的极端现象。五是要将青贮玉米生产情况纳入国家统计体系，目前只有少数地区统计了青贮玉米的种植情况，缺少国家层面的统计数据，不利于行业分析、学术研究与国家决策。

本文研究不足主要有：第一，关于粮改饲政策的外溢效应待考虑。如果试点县的边界线附近养殖企业较多，粮改饲政策通过补贴试点县的养殖企业可能对临近的非试点地区产生外溢效应，目前研究中没有考虑这个问题。但是，根据笔者观察，在试点县的边界线附近，养殖企业很少，笔者判断该政策的溢出效应对本文的估计结果影响不大，还需进一步实证检验。第二，关于粮改饲政策对养殖企业生产行为的影响待进一步研究。粮改饲政策的影响对象主要是养殖企业和农户，本文重点分析了政策对农户生产行为的影响，后续将从企业视角做进一步研究。

#### 参考文献

- 1.程明军, 2017: 《从多年生饲草入手 四川推动农业供给侧结构改革》, 《四川畜牧兽医》第6期, 第8-9页。

- 2.邓干生、肖长惜、郭安国、叶俊, 2016: 《着力农业供给侧改革 加快推行“粮改饲”试点——以黄冈市发展为例》, 《中国农民合作社》第6期, 第11-12页。
- 3.范黎波、马聪聪、马晓婕, 2012: 《多元化、政府补贴与农业企业绩效——基于A股农业上市企业的实证研究》, 《农业经济问题》第11期, 第83-90页。
- 4.高鸣、宋洪远、Michael Carter, 2017: 《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》, 《管理世界》第9期, 第85-100页。
- 5.鄧明亮、杜志雄, 2018: 《棉花目标价格改革对国内棉花市场影响的实证分析》, 《改革》第7期, 第137-147页。
- 6.黄季焜、王丹、胡继亮, 2015: 《对实施农产品目标价格政策的思考——基于新疆棉花目标价格改革试点的分析》, 《中国农村经济》第5期, 第10-18页。
- 7.黄伟、张子尧、刘安然, 2022: 《从双重差分法到事件研究法》, 《产业经济评论》第2期, 第17-36页。
- 8.江帆、赵伟, 2018: 《山东省牧草产业供给侧结构性改革经济效益分析——基于“粮改饲”政策背景》, 《山东农业科学》第3期, 第163-166页。
- 9.刘冲、沙学康、张妍, 2022: 《交错双重差分: 处理效应异质性与估计方法选择》, 《数量经济技术经济研究》第9期, 第177-204页。
- 10.刘春青、胡瑞法、邓海艳、白格, 2024: 《财政研发补贴的创新激励效应——来自中国规模种子企业的证据》, 《中国农村经济》第4期, 第32-55页。
- 11.马梅、王明利、达丽, 2019: 《内蒙古“粮改饲”政策的问题及对策》, 《中国畜牧杂志》第1期, 第147-150页。
- 12.阮荣平、刘爽、郑风田, 2020: 《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。
- 13.速水佑次郎、神门善久, 2003: 《农业经济论》, 沈金虎、周应恒、张玉林、曾寅初、张越杰、于晓华译, 北京: 中国农业出版社, 第1-30页。
- 14.田淑英、孙磊、许文立、范子英, 2022: 《绿色低碳发展目标下财政政策促进企业转型升级研究——来自“节能减排财政政策综合示范城市”试点的证据》, 《财政研究》第8期, 第79-96页。
- 15.王术坤、杨国蕾、郑沫利, 2021: 《“以企带户”补贴模式能否增加优质粮油供给?——基于“中国好粮油”行动计划的准实验设计》, 《中国农村经济》第12期, 第87-108页。
- 16.王怡然、孙芳、丁玎, 2019: 《京津冀区域冀北地区“粮改饲”结构调整效益分析》, 《中国农业资源与区划》第11期, 第158-165页。
- 17.杨广亮、王军辉, 2022: 《新一轮农地确权、农地流转与规模经营——来自CHFS的证据》, 《经济学(季刊)》第1期, 第129-152页。
- 18.杨青、贾杰斐、刘进、许庆, 2023: 《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》, 《管理世界》第12期, 第106-123页。
- 19.杨生龙、杨焱、杜雪燕, 2018: 《青海“粮改饲”工作探索》, 《四川畜牧兽医》第10期, 第16-17页。
- 20.姚鹏、李慧昭, 2023: 《农业水权交易能否推动农业绿色发展》, 《中国农村经济》第2期, 第17-40页。
- 21.张子尧、黄伟, 2023: 《事件研究法的实现、问题和拓展》, 《数量经济技术经济研究》第9期, 第71-92页。



22. Bai, J., 2009, "Panel Data Models with Interactive Fixed Effects", *Econometrica*, 77(4): 1229-1279.
23. Bailey, M. J., and A. Goodman-Bacon, 2015, "The War on Poverty's Experiment in Public Medicine, Community Health Centers and the Mortality of Older Americans", *American Economic Review*, 105(3): 1067-1104.
24. Baker, A. C., D. F. Larcker, and C. C. Y. Wang, 2022, "How Much Should We Trust Staggered Difference-in-Differences Estimates?", *Journal of Financial Economics*, 144(2): 370-395.
25. Borusyak, K., X. Jaravel, and J. Spiess, 2024, "Revisiting Event-Study Designs: Robust and Efficient Estimation", *Review of Economic Studies*, 91(6): 3253-3285.
26. Callaway, B., and P. H. Sant'Anna, 2021, "Difference-in-Differences with Multiple Time Periods", *Journal of Econometrics*, 225(2): 200-230.
27. Cengiz, D., A. Dube, A. Lindner, and B. Zipperer, 2019, "The Effect of Minimum Wages on Low-Wage Jobs", *The Quarterly Journal of Economics*, 134(3): 1405-1454.
28. deChaisemartin, C., and X. d'Haultfoeuille, 2020, "Two-Way Fixed Effects Estimators with Heterogeneous Treatment Effects", *American Economic Review*, 110(9): 2964-2996.
29. deChaisemartin, C., and X. d'Haultfoeuille, 2023, "Two-Way Fixed Effects and Differences-in-Differences with Heterogeneous Treatment Effects: A Survey", *The Econometrics Journal*, 26(3): C1-C30.
30. Dube, A., D. Girardi, O. Jorda, and A. M. Taylor, 2023, "A Local Projections Approach to Difference-in-Differences Event Studies", NBER Working Paper 31184, <https://www.nber.org/papers/w31184>.
31. Gardner, J., 2022, "Two-Stage Differences-in-Differences", arXiv:2207.05943, <https://arxiv.org/abs/2207.05943>.
32. Hu, Y., J. Huang, and L. Hou, 2019, "Impacts of the Grassland Ecological Compensation Policy on Household Livestock Production in China: An Empirical Study in Inner Mongolia", *Ecological Economics*, Vol.161: 248-256.
33. Liu, L., Y. Wang, and Y. Xu, 2024, "A Practical Guide to Counterfactual Estimators for Causal Inference with Time-Series Cross-Sectional Data", *American Journal of Political Science*, 68(1): 2-17.
34. Liu, M., L. Dries, W. Heijman, J. Huang, X. Zhu, Y. Hu, and H. Chen, 2018, "The Impact of Ecological Construction Programs on Grassland Conservation in Inner Mongolia, China", *Land Degradation & Development*, 29(2): 326-336.
35. Roth, J., P. H. C. Sant'Anna, A. Bilinski, and J. Poe, 2023, "What's Trending in Difference-in-Differences? A Synthesis of the Recent Econometrics Literature", *Journal of Econometrics*, 235(2): 2218-2244.
36. Sun, L., and S. Abraham, 2021, "Estimating Dynamic Treatment Effects in Event Studies with Heterogeneous Treatment Effects", *Journal of Econometrics*, 225(2): 175-199.
37. Towe, C., and C. I. Tra, 2013, "Vegetable Spirits and Energy Policy", *American Journal of Agricultural Economics*, 95(1): 1-16.
38. Xu, Y., 2017, "Generalized Synthetic Control Method: Causal Inference with Interactive Fixed Effects Models", *Political Analysis*, 25(1): 57-76.
39. Yi, F., D. Sun, and Y. Zhou, 2015, "Grain Subsidy, Liquidity Constraints and Food Security—Impact of the Grain Subsidy Program on the Grain-Sown Areas in China", *Food Policy*, Vol.50: 114-124.

## The Planting Structure Adjustment Effects of Grain-to-Fodder Crop Conversion Program

WANG Shukun<sup>1</sup> HU Zhiyao<sup>2</sup> LIU Changquan<sup>1</sup> LIN Wensheng<sup>3</sup>

(1. Rural Development Institute, Chinese Academy of Social Sciences;  
2. School of Economics, University of Chinese Academy of Social Sciences;  
3. School of Economics, Beijing Institute of Technology)

**Summary:** Against the backdrop of China's agricultural supply-side structural reform, optimizing the cropping structure through agricultural subsidy policies has become a pressing issue. Unlike conventional subsidy models that directly target farmers, the Grain-to-Fodder Crop Conversion Program primarily subsidizes livestock enterprises that use silage forage as feed. By adopting a "crop-livestock integration, livestock-driven cropping" model, the policy guides farmers to grow forage crops, thereby adjusting their cropping structure and promoting the transformation of China's agricultural structure from a "grain-cash" dual cropping structure to a "grain-cash-fodder" ternary cropping structure.

This study first analyzes the Grain-to-Fodder Crop Conversion Program's transmission mechanism within the "government-enterprise-farmer" framework, examining how policy-induced forage demand from livestock enterprises influences farmers' production decisions. Utilizing county-level macro data, the China Rural Revitalization Survey, and thematic survey data on the program, the study empirically evaluates the policy's impact on farmers' cropping structures.

The results indicate that the policy has increased county-level maize planting by 8.3% without altering cross-crop structures. At the farmer level, silage maize adoption increased by 6.0 percentage points, with an average increase of 0.476 *mu* per household, raising its share in total maize planting by 5.9 percentage points. This shift from grain to silage maize aligns with policy objectives. In the short term, the policy effectively promotes the structural adjustments for maize. However, it has not induced cross-crop structural changes. Heterogeneity analysis reveals a stronger impact in major livestock counties and areas near livestock enterprises. Additionally, silage maize offers farmers higher incomes and reduced agricultural inputs compared to grain maize. Despite these benefits, the policy's overall efficiency in adjusting cropping structures is low, with limited adoption of maize-specific silage varieties. Once subsidies end, farmers are likely to discontinue silage maize cultivation.

Based on these findings, this study extends existing literature in the following aspects. First, it explores the transmission mechanism of the policy among the government, enterprises, and farmers, elucidating how demand-side subsidies influence farmers' production decisions through enterprise behavior. Second, it distinguishes the differential impacts of the policy on cross-crop structural adjustments and internal crop structural adjustments, addressing the limitations of existing studies that primarily focus on cross-crop adjustments. Third, by utilizing multiple nationally representative macro and micro datasets and employing various methods, this study provides rich empirical evidence on the implementation effects of the policy.

**Keywords:** Grain-to-Fodder Crop Conversion Program; Crop Structure Adjustment; Food Security; Feed Grain; Silage Corn

**JEL Classification:** Q1; Q12; Q15; D22

(责任编辑: 小林)