



王术坤,林文声,刘长全,等.“粮改饲”补贴政策对农地租金的影响及作用机制[J].中国人口·资源与环境,2024,34(9):182-192.
[WANG S K, LIN W S, LIU C Q, et al. Impact and mechanisms of China's 'Grain-to-Fodder Crop Conversion Program' on farmland rental prices[J]. China population, resources and environment, 2024, 34(9): 182-192.]

“粮改饲”补贴政策对农地租金的影响及作用机制

王术坤¹, 林文声², 刘长全¹, 杨国蕾³

(1. 中国社会科学院农村发展研究所,北京 100732; 2. 北京理工大学经济学院,北京 102488;

3. 国家粮食和物资储备局科学研究院粮食产业技术经济研究所,北京 100037)

摘要 “粮改饲”补贴政策主要是通过补贴农业企业撬动农户生产方式改变,以达到农业调控的整体目标,目前鲜有文献研究此类补贴模式对农地租金的影响。该研究首先理论分析了“粮改饲”补贴政策从养殖企业传导到农户进而影响农地租金的传输机制,然后利用2020年和2022年中国乡村振兴综合调查10省份50县300村4384户5894个地块数据,采用双向固定效应模型,实证分析了“粮改饲”补贴政策对农地租金的影响及作用机制。研究结果表明:①“粮改饲”补贴政策显著提高了农户收取土地租金的比例和价格。②机制分析发现,“粮改饲”补贴政策主要通过提高饲料粮种植比例、增加农民收入、培育农地流转市场的方式提高农地流转租金。③异质性分析发现,对于养殖企业附近、耕地资源禀赋较好、土地密集型作物种植区的农地,“粮改饲”补贴对农地租金发挥更大的政策效应;对于劳动力资源禀赋差异,该补贴对农地租金的影响没有表现出显著差异。基于以上研究结论提出政策建议:①优化“粮改饲”补贴政策,将“粮改饲”补贴政策与适宜当地青贮玉米等饲料粮生产的自然条件相结合,减少耕地资源与农产品市场错配,有效发挥耕地资源的使用效率。②优化农地流转市场,发挥土地规模效应,引导农户大规模种植青贮玉米。③探索更加灵活的“粮改饲”补贴模式,鼓励农业企业与农业大户直接合作,通过企业引导农户生产出更加符合市场需求的产品,提高整体的社会福利。

关键词 “粮改饲”补贴;农地租金;农地流转;饲料粮

中图分类号 F321.1 **文献标志码** A **文章编号** 1002-2104(2024)09-0182-11 **DOI:10.12062/cpre.20240710**

在不同的经济发展阶段,国家往往会根据食物供需的动态变化对农业保护政策进行调整。近年来,中国居民食物消费的典型趋势是肉蛋奶消费增加,口粮消费下降,饲料粮安全供应问题成为粮食安全的关键。2015年中共中央、国务院印发的《关于加大改革创新力度加快农业现代化建设的若干意见》中明确提出:“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”。“粮改饲”补贴政策在此背景下应运而生。“粮改饲”补贴政策最大的特点是通过直接补贴养殖企业进而撬动农地经营者生产行为改变,部分学者称之为“以企带户”补贴^[1]。目前学术界主要聚焦“粮改饲”补贴对农户种植结构、投入产出的影响^[2-5],鲜有学者分析“粮改饲”补贴对农地租金的影响。早期关于农业补贴与农地租金关系的研

究主要以理论模型分析为主^[6-7],由于假设农地供给无弹性,与生产脱钩的补贴资金全部转化为农地租金。但是,现实的农地市场供给并不是完全无弹性,大部分实证分析结果也表明农业补贴资金会在农地租出者和租地经营者之间分配。“粮改饲”补贴模式对农地租金的影响机制与上述补贴资金发放给农地经营者的模式存在一定差异。该政策主要是通过补贴养殖企业引起青贮玉米市场价格的变化以及农地经营者生产行为改变,进而传输到农地租赁市场。那么,“粮改饲”补贴政策如何影响农地租金变化?“粮改饲”补贴通过哪些渠道影响农地租金,以及在不同生产要素禀赋条件下影响效果存在怎样的差异?现有研究中很少给予回答。鉴于此,本研究采用中国10个省份两期的农户追踪调查数据,从理论和实证两个维度分析“粮改饲”补贴模式对农地租金的影响及影响机制。

收稿日期:2024-05-04 修回日期:2024-08-06

作者简介:王术坤,博士,副研究员,主要研究方向为农业技术经济。E-mail:wangshukun@cass.org.cn。

通信作者:林文声,博士,讲师,主要研究方向为土地经济管理。E-mail:linwensheng@bit.edu.cn。

基金项目: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”(批准号:72003194),“‘中国好粮油’行动计划对优质粮油供给影响的作用机制、实证分析与政策优化”(批准号:72303048);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”(批准号:CARS-36);北京理工大学青年教师学术启动计划“中国农用地流转价格的演变趋势、驱动力及其影响”(批准号:2022-2024);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”(批准号:GQDC2020017;GQDC2022020;2024ZDDC001)。



1 政策介绍和理论分析

1.1 政策介绍

“粮改饲”补贴政策主要是通过补贴养殖企业带动农户种植青贮饲料,按照“种养结合,以养定种”的模式,促进中国农业结构由“粮食-经济作物”二元结构向“粮食-经济作物-饲草料”三元结构转变。补贴对象主要是草食家畜养殖场、青贮饲料收贮企业等新型经营主体。2015年中央财政提供3亿元补贴,在10个省份的30个县(市、区)开展试点。2016—2020年中央一号文件和多个重大会议文件中强调“粮改饲”补贴政策在调整种植结构方面的重要性。2022年,“粮改饲”试点范围扩大到全国19个省份的906个项目县(市、区),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,目前实施区域基本覆盖中国养殖主产区。“粮改饲”补贴标准和方式在各地略有差异,主要是由县级主管单位根据实际情况灵活调整,根据农业农村部统计数据,养殖企业每贮藏1t青贮玉米大致可以得到50~60元补贴。

1.2 理论分析

“粮改饲”补贴对农地租金的影响主要通过提高农户收入、改变农户种植结构、培育农地租赁市场3个渠道提高农地租金价格(图1和图2)。

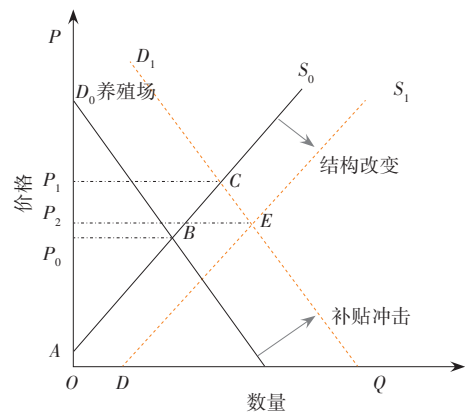
1.2.1 “粮改饲”补贴与农地租金:局部均衡视角分析

“粮改饲”补贴通过改变市场供求关系,进而提高青贮玉米的价格增加农户收入。具体而言,“粮改饲”补贴主要是根据养殖场存贮的青贮玉米数量给予财政补贴。因此,养殖场在补贴资金的激励下,会通过扩大养殖规模或调整饲喂结构,增加青贮玉米的需求。根据市场供求均衡模型(图1(a)),青贮玉米需求曲线由 D_0 变为 D_1 ,青贮玉米市场价格则由 P_0 上升为 P_1 ,短期内农民收入增加最为明显,对应着图1(a)中 P_1P_0BC 的面积;在补贴政策实施一段时间后,农户在市场价格引导下,逐步调整生产决策,开始增加青贮玉米的种植,市场上青贮玉米供给量不断增加,此时青贮玉米供给曲线由 S_0 增加到 S_1 ,青贮玉米价格则下降为 P_2 。但是与没有补贴相比,农户收入依然

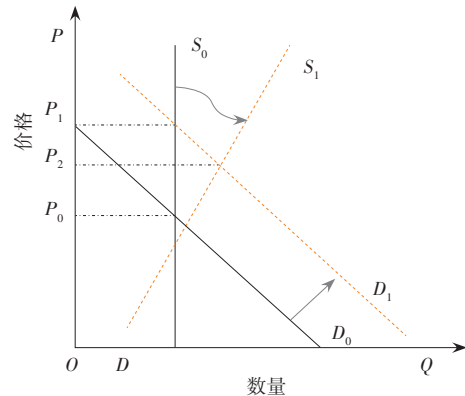
增加,对应着图1(a)中 P_2ADE 的面积减去 P_0AB 的面积。

农户收入增加进一步提高了农地流转租金。农户种植青贮玉米的收入增加,无论对于农地转出户还是转入户,对于农地的预期价值得到提高,而农地租金在很大程度上取决于农产品的预期价值,尤其是像“粮改饲”这类“挂钩补贴”,对土地租金的影响更为明显^[8-9]。

农户收入增加,会扩大青贮玉米的种植规模,提高当地的农地租金。此时,见图1(b),农户对农地的需求曲线则由 D_0 变为 D_1 ,短期内农地租金由 P_0 上升为 P_1 (假定短期内养殖场附近农地供给有限,农地供给完全无弹性,因此供给曲线垂直于横轴);随着农地租金的增加,农户开始



(a) 补贴政策对种植结构和收入的影响



(b) 收入增加对土地租金影响

图1 “粮改饲”补贴政策从养殖场到农户生产行为的传导机制

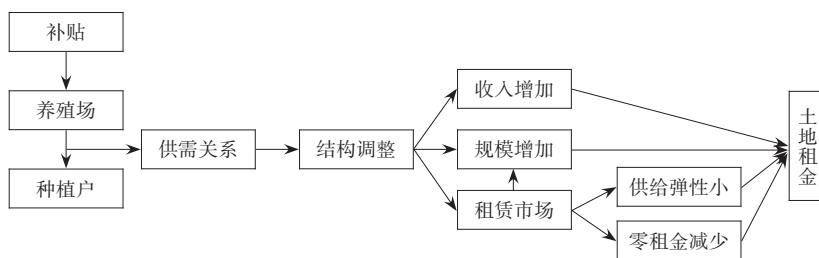


图2 “粮改饲”补贴政策对土地租金的影响机制

租赁离养殖场更远的农地(假定随着距离养殖场越远,农地供给越多,因此供给曲线发生偏移),农地租金开始下降,最终达到新的市场平衡。但是,与没有补贴相比,农地租赁市场中新的均衡价格仍然得到提高^[6-7,10]。

综上所述,提出以下两个研究假说。

H1:“粮改饲”补贴通过提高农户收益增加农地预期价值,进而提高了农地租金。

H2:“粮改饲”补贴通过提高青贮玉米的种植规模增加农地需求,进而提高了农地租金。

1.2.2 “粮改饲”补贴与农地租金:土地租赁视角分析

相对其他作物,青贮玉米生产的规模效应更加明显,农户倾向转入更多的农地。第一,相对其他粮食作物或者籽粒玉米,青贮玉米生产过程中更加依赖大型专业机械,小规模种植青贮玉米的收割成本较高。第二,养殖企业对青贮玉米需求较大,为了减少交易成本,养殖企业更倾向从经营规模较大的农户收购青贮玉米。因此,相对普通玉米,农户对大规模生产青贮玉米有更强的需求。一般而言,养殖场附近的耕地资源有限,在“粮改饲”补贴刺激下,农户对农地的需求增加,当地的农地流转市场变成需求市场。农户为了获得更多的农地,将会搜集更多农地租赁信息,租赁双方农地流转信息更加透明、更倾向约定明确的租期时间、倾向书面租约、减少熟人型交易等方式进行农地流转^[11]。因此,“粮改饲”补贴促进了农地租赁市场化转型。

农地租赁市场化转型将提高养殖场附近更具资源稀缺性的农地的租金价格。主要有3个方面:一是养殖场附近农地资源有限,农地供给缺少弹性。由于养殖场附近农地流转市场为需求市场,农地流转市场发育将会使有限的土地市场竞争更加激烈,进而提高了当地的农地租金^[10,12]。二是农地流转市场发育减少了人格化交易的零租金和低租金现象。在中国现有的农地流转市场中,农地流转服务中心以及监管机构的缺失,农地流转信息不对称,农地流转竞争者较少,流转往往在亲戚和熟人之间进行,亲友之间的农地流转可能以隐蔽的人情租代替了显性的实物与货币租。土地流转市场发育后,将会减少熟人间的零租金或低租金现象,从一定程度上提高了土地租金^[13-14]。三是农地流转市场发育有利于土地规模经营,引起农地租金提高。规模化生产可以通过提高单位面积土地利用效率和单位劳动生产率促进农业生产,尤其是青贮玉米生产,规模效应更加明显,农业劳动的边际报酬和总收入得到提升^[15-16],进一步提高了农地租金。

综上所述,提出第3个研究假说。

H3:“粮改饲”补贴通过促进农地租赁市场化转型,进而提高农地租金。

2 数据来源、模型设定和描述性分析

2.1 数据来源

研究数据来自中国社会科学院农村发展研究所于2020年和2022年实施的中国乡村振兴综合调查(China rural revitalisation survey, CRRS)。CRRS按照多阶段分层随机抽样原则,在10个省份50个县(市、区)300个行政村组织了二轮追踪调查。具体抽样原则为:①按三分之一的比例分别从东部、中部、西部和东北地区随机抽取省份,总计抽出10个省份,分别是浙江、山东、广东、安徽、河南、贵州、四川、陕西、宁夏、黑龙江。②在每个省份按照人均GDP高低将所有县(市、区)等分为5组,从每组中随机抽取1个样本县(市、区)(以下简称“样本县”)。③在每个样本县按照人均GDP高低将所有乡镇等分为3组,从每组中随机抽取1个乡镇。④将每个样本乡镇按照经济发展水平分为2组,每组随机抽取1个村。⑤依据村委会提供的花名册筛选出全部在村里居住的农户,随机抽取12户。2020年完成基线调查,调查样本3 800余户,2022年进行第二期追踪调查,样本追踪率为79.4%,对于第一期无法追踪的样本,课题组在村委会花名册上按照同样的方法重新抽取样本,保证每个村庄样本量在12户以上^[17]。

研究中主要使用CRRS两个方面的数据。一是农户所在县域“粮改饲”补贴政策实施情况。将CRRS调查县域名单与全国“粮改饲”补贴县域名单进行匹配,定义调查当年实施了“粮改饲”补贴政策的县域内的农户为处理组,没有受到补贴的县域内的调查农户为对照组。通过有效地识别县域“粮改饲”补贴政策实施时间与农户地块转出(转入)时间的先后顺序,从而确保县域实施“粮改饲”补贴政策早于农户地块流转决策。二是地块层面农地租金及农地转出和转入情况。CRRS调查了农户转出或转入面积最大两块地的农地租金及市场交易信息(如是否收取租金、租金价格、转出或转入年份、交易对象、合约形式、合约期限、租金形式和租金价格)和地块特征(如离家距离、是否与自家地块相连、能否灌溉和地块坡度、是否高标准农田、是否测土配方施肥)。经过数据清理,两期共5 894块流转农地,2020年和2022年分别调查的流转地块为2 964和2 930块。

2.2 模型设定

使用双向固定效应(TWFE)估计“粮改饲”补贴政策对农地租金的影响,模型设定见公式(1):

$$Rental_{ijt} = \beta_0 + \beta_1 Treat_{it} + \alpha_2 P_{ijt} + \alpha_1 X_{it} + \alpha_3 V_{it} + Village_i + \gamma_t + \varepsilon_{ijt} \quad (1)$$

被解释变量。 $Rental_{ijt}$ 表示第*i*个农户的第*j*块地在第

t 年农地流转租金情况。为检验结果稳定性,选取“是否收取租金”和“租金价格”两个被解释变量衡量农地流转租金,前者表示地块流转时出租方是否收取租金,此变量为离散变量(1=收取租金;0=不收取租金),后者表示出租方收取租金的价格,为连续变量。

核心自变量。 $Treat_{it}$ 表示第*i*个农户在第*t*年所在县域是否实施了“粮改饲”补贴政策,定义调查年份实施了补贴政策为1,没有实施补贴政策为0,系数 β_1 为“粮改饲”补贴政策对农地租金影响的估计系数。

控制变量。参照采用农户模型的相关文献,分别从地块、户主和村庄3个方面选取控制变量。公式(1)中 P_{ijt} 为地块层面控制变量,包括地块离家距离、地理位置、灌溉条件、地块的坡度等衡量流转地块的基本特征;地块的流转方式也可能会影响租金^[18-19],选择“地块是否通过中介平台流转”加以控制。公式(1)中 X_{it} 为户主层面控制变量,主要包括性别、年龄、教育、职务等反映户主基本特征的变量;当地农地流转市场发育情况及经济发展水平在一定程度上也可能会影响农地租金^[20],采用村级流转市场发育程度和距离县城的距离加以控制,在公式(1)中采用 V_{it} 表示。为了控制村庄不随时间变化的情况及农地租金随时间变量的情况,公式(1)中采用 $Village_t$ 和 γ_t 分别表示村庄固定效应和年份固定效应; ε_{ijt} 为随机扰动项。 β_0 、 α_1 — α_3 为变量系数。上述各变量的详细解释见表1。

表1 变量名称、含义和赋值

变量类型	变量名称	变量含义和赋值	
被解释变量	收取租金	是否收取租金:是=1,否=0	
	租金价格	地块流转的租金(元/亩;1亩≈667 m ²)	
核心自变量	“粮改饲”	农户所在县域实施“粮改饲”政策:是=1,否=0	
	中介平台	通过中介平台获得地块租赁信息:是=1,否=0	
	离家距离	流转地块离家距离/km	
	地理位置	流转地块与农户经营地块相邻:是=1,否=0	
	灌溉条件	流转地块可以灌溉:是=1,否=0	
	坡度	流转地块是平地:平地=1,否=0	
	性别	户主的性别:男=1,女=0	
	年龄	户主的年龄/岁	
	控制变量	教育	
		文盲	教育水平为小学以下=1,其他=0
		小学	教育水平为小学=1,其他=0
		初中	教育水平为初中=1,其他=0
		高中	教育水平为高中=1,其他=0
大学	教育水平为大学及以上=1,其他=0		
职务	户主是否在村内担任村干部:是=1,否=0		
流转市场	村耕地流转总面积占耕地面积的比例/%		
县城距离	村委会到县政府的距离/km		

注:中介平台指农户通过微信群、村委会、合作社、交易所等方式流转地块的平台或组织。

2.3 描述性分析

变量描述性统计见表2。

被解释变量。从整体样本看,有78%的农户在农地流转时收取了租金,没有收取租金的主要原因是农地在亲戚或朋友间流转,多发生在农户种植收益较低的地区^[14]。农地流转租金价格平均为430元/亩。对比处理组和对照组样本可以看出,实施“粮改饲”补贴的地区收取租金的农户比例平均高出12%,但是租金价格没有明显的差异。由于农地租金价格受到地块特征、户主特征、当地流转市场等多方面的影响,要想准确估计“粮改饲”补贴政策对农地租金的影响,还需要通过实证模型控制其他变量的影响。

控制变量。地块层面,有36%的地块通过中介平台流转,平均离家距离为2.65 km,26%的流转地块与自家地块相邻,66%的流转地块能够灌溉,80%的流转地块为平地。户主层面,男性占比为94%、平均年龄为55.43岁、主要受教育水平为初中和小学教育(占比77%),上述人口基本统计特征与目前以调查农户为研究对象的文献基本一致。在“粮改饲”补贴地区和非补贴地区,地块层面的中介平台、灌溉条件,户主层面的性别、年龄、职务以及村庄农地流转市场、村委会到县城的距离存在显著差异。因此,为准确估计“粮改饲”补贴政策对农地租金的影响,有必要控制相关变量进行计量模型估计。

3 基准回归结果

表3为“粮改饲”补贴政策对农户收取租金的影响结果。收取租金为离散变量,采取Logit模型估计。列(1)和列(2)回归模型中没有控制其他变量,列(3)和列(4)控制了村庄和年份固定效应,以控制不随时间变化的地区差异和两期调查农地租金随时间的变化。列(5)和列(6)进一步增加了影响农地租金的控制变量,防止遗漏变量造成的偏误问题。整体而言,模型估计结果符合预期,“粮改饲”补贴政策显著提高了农户收取农地租金的比例。在不增加控制变量情况下,“粮改饲”补贴可以提高14%的地块收取租金(表3列(2)),在依次增加时间和村庄固定效应以及其他控制变量后,补贴政策分别提高8%和10%的地块收取租金,可以看出“粮改饲”补贴政策对收取租金影响的估计结果比较稳健。

表4为“粮改饲”补贴政策对农地租金价格的影响结果。首先采用最小二乘法(OLS)估计“粮改饲”补贴对租金价格的影响,鉴于部分地块租金为0元,最后采用Tobit模型进行稳健性估计。表4列(1)—列(3)为OLS模型估计,列(4)为Tobit模型估计。此处与表3的估计方法一致,依次在模型中增加相关控制变量。估计结果显示,在

表2 变量的描述性统计

变量名称	(1) 全部样本	(2) 处理组	(3) 控制组	(2)-(3) 独立样本 t 检验
收取租金	0.78	0.87	0.75	0.12***
租金价格	430.09	416.73	435.38	-18.65
“粮改饲”	0.27	—	—	—
中介平台	0.36	0.22	0.39	-0.17***
离家距离	2.65	2.60	3.60	-0.99
地理位置	0.26	0.24	0.26	-0.02
灌溉条件	0.66	0.60	0.67	-0.07***
地块坡度	0.80	0.80	0.80	0.00
性别	0.94	0.95	0.94	0.02**
年龄	55.43	53.87	55.09	-1.21***
教育				
文盲	0.07	0.08	0.08	0.00
小学	0.31	0.32	0.30	0.01
初中	0.46	0.45	0.48	-0.02
高中	0.13	0.13	0.12	0.01
大学	0.02	0.02	0.02	0.00
职务	0.19	0.18	0.21	-0.03**
流转市场	38.30	34.35	38.68	-4.34***
县城距离	22.84	23.80	22.73	1.07**

注：** $P < 0.05$, *** $P < 0.01$;列(2)和列(3)表示在“粮改饲”补贴县与未补贴县之间差异的独立样本 t 检验。租金价格按照2019年CPI折算。处理组为地块流转前实施“粮改饲”补贴的样本,控制组为地块流转前未实施“粮改饲”补贴的样本。

表3 “粮改饲”补贴政策对农户收取租金的影响

变量	(1)基准	(2)边际	(3)基准	(4)边际	(5)基准	(6)边际
“粮改饲”	0.82*** (0.17)	0.14*** (0.03)	0.57** (0.23)	0.08** (0.03)	0.85*** (0.25)	0.10*** (0.03)
常数项	1.08*** (0.11)	—	2.32*** (0.09)	—	2.04*** (0.64)	—
控制变量	未控制	未控制	未控制	未控制	已控制	已控制
村庄固定效应	未控制	未控制	已控制	已控制	已控制	已控制
年份固定效应	未控制	未控制	已控制	已控制	已控制	已控制
伪 R^2	0.02	—	0.25	—	0.39	—
观察值	3 980	—	2 831	—	2 672	—

注：** $P < 0.05$, *** $P < 0.01$;括号内数值为村庄层面的聚类稳健标准误。限于篇幅,控制变量的估计结果略。列(1)—列(6)均为Logit模型估计。列(1)和列(2)没有控制其他变量,列(3)和列(4)控制了村庄和年份固定效应,列(5)和列(6)进一步增加了影响农地租金的控制变量。

表4 “粮改饲”补贴政策对农地租金的影响

变量	OLS模型			Tobit模型	
	(1)	(2)	(3)	(4)基准	(5)边际
“粮改饲”	-18.65 (27.59)	36.46** (15.64)	36.29** (14.38)	36.29*** (13.79)	27.24*** (10.36)
常数项	435.38*** (22.76)	293.61*** (7.32)	2 337.20*** (65.65)	237.75*** (50.05)	—
控制变量	未控制	未控制	已控制	已控制	已控制
村庄固定效应	未控制	已控制	已控制	已控制	已控制
年份固定效应	未控制	已控制	已控制	已控制	已控制
R^2 /伪 R^2	0.00	0.57	0.62	0.07	—
观察值	3 980	3 980	3 811	3 811	—

注：** $P < 0.05$, *** $P < 0.01$;括号内数值为村庄层面的聚类稳健标准误。限于篇幅,控制变量的估计结果略。列(1)没有控制其他变量,列(2)控制了村庄和年份固定效应,列(3)进一步增加了影响农地租金的控制变量。

没有控制任何变量情况下,估计结果为负值且不显著,但是在控制年份和村庄固定效应后,估计结果在5%的统计水平上显著为正,这也解释了描述性统计分析中农地租金在处理组和控制组没有表现出显著差异的原因。在增加控制变量和使用Tobit模型估计后,估计结果依然稳健,可见“粮改饲”补贴政策可以显著提高农地租金的价格。具体而言,“粮改饲”补贴可以显著提高农地租金价格36元/亩左右,根据全样本平均租金430元/亩计算,平均提高农地租金8.4%,表现出一定的经济显著性。

4 机制分析结果

4.1 “粮改饲”补贴政策对农户收益影响的检验

2018年对河南和河北省的试点县农户进行专题调查,采用专题调查数据估计了青贮玉米和籽粒玉米在投入产出方面的差异,估计结果见表5。表5列(1)为青贮玉米对农户资金投入的估计结果,相对籽粒玉米,青贮玉米可以减少农户生产投入资金10.7%,且在1%水平上统计显著。列(2)为青贮玉米对劳动力投入的估计结果,相对籽粒玉米,种植青贮玉米平均减少劳动力投入26.6%。列(3)为青贮玉米对农户玉米收入的估计结果,相对籽粒玉米,青贮玉米可以显著提高农户种植青贮玉米的收入,平均每亩地增加收入77元。由此可以得出,在“粮改饲”政策的影响下,农户种植青贮玉米可以节省农业生产成本,提高农业收入。此处作者只是估计了农户种植青贮玉米对生产成本和收益带来的直接影响,可以看出,农户也可以将节省的劳动力用于其他产业增收,间接提高家庭总收入。

4.2 “粮改饲”补贴政策对青贮玉米种植面积影响的检验

根据理论分析,“粮改饲”补贴通过补贴养殖场提高市场对青贮玉米的需求,增加青贮玉米的种植规模,进一步

提高农地租金。由于地块层面没有统计种植作物的情况,此处采用两期农户面板数据进行检验。选取农户是否种植青贮玉米、青贮玉米占农户总播种面积比例两个变量衡量青贮玉米规模,估计结果见表6。可以看出,“粮改饲”补贴政策显著提高了农户种植青贮玉米的规模。具体而言,“粮改饲”补贴可以提高6%的农户种植青贮玉米,提高青贮玉米种植比例3%,且均在1%的水平上统计显著。

4.3 “粮改饲”补贴政策对农地租赁市场影响的检验

“粮改饲”补贴改变了农地租赁市场的供求关系导致农地租金的上涨,而供求关系最直接的反映是租赁市场的变化。借鉴王术坤等^[1]的做法,选取“熟人型交易”“书面租约协议”“约定租赁期限”3个变量衡量农地租赁市场化转型。以上3个变量均为离散型变量,采用Logit模型进行估计,估计结果见表7,模型估计结果基本符合预期。首先,“粮改饲”补贴政策可以显著减少熟人之间的交易。表7列(2)边际效应的结果显示,“粮改饲”补贴政策在5%的统计水平上减少的熟人交易的可能性为7%。其次,“粮改饲”补贴显著增加了农户约定明确期限的比例。表7列(6)边际效应的结果显示,“粮改饲”补贴政策在1%的统计水平上促使农户约定明确租赁期限的可能性提高了8%。但是没有发现“粮改饲”补贴对农户使用书面租约协议产生显著影响。整体而言,“粮改饲”补贴在一定程度上促进了农地租赁市场化转型。

5 进一步分析

5.1 补贴政策对养殖场附近农户的影响

“粮改饲”补贴模式主要通过补贴企业撬动农户生产行为发生改变,养殖企业是农业补贴传导到农户的唯一渠道。“粮改饲”补贴对象是饲喂青贮玉米的养殖企业,那么补贴地区在养殖企业附近的农地租金是否更高?为回答这个问题,将农户按照所在村庄是否有规模养牛场进

表5 种植青贮玉米对农业生产成本和收入的影响

变量	(1)资金投入	(2)劳动力投入	(3)收入
青贮玉米	-0.107*** (-2.64)	-0.266*** (-2.76)	0.077** (2.10)
常数项	-1.00*** (-5.492)	1.53*** (3.414)	0.40** (2.335)
控制变量	已控制	已控制	已控制
县域固定效应	已控制	已控制	已控制
年份固定效应	已控制	已控制	已控制
R^2	0.097	0.531	0.081
观察值	499	491	489

注:** $P < 0.05$,*** $P < 0.01$;括号内数值为 t 统计量。列(1)和列(2)的被解释变量取对数处理,列(3)的被解释变量有少数负值,按照原值估计。限于篇幅,控制变量的估计结果略。研究数据来自2018年作者团队在河南和河北两省组织的“粮改饲”政策实施效果专题调研,通过随机抽样的原则共调查了有效样本495份,由于篇幅限制,详细内容参阅文献[4]。

表6 “粮改饲”补贴对农户种植结构的影响

变量	青贮玉米		青贮玉米占总播种面积比例	
	(1)	(2)	(3)	(4)
“粮改饲”	0.06*** (0.02)	0.06*** (0.02)	0.03*** (0.01)	0.03*** (0.01)
常数项	0.010 (0.012)	0.136 (0.108)	0.004 (0.006)	0.101 (0.110)
控制变量	未控制	已控制	未控制	已控制
农户固定效应	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
Within-R ²	0.004	0.020	0.004	0.030
观测数	4 883	4 670	4 883	4 670

注:*** $P < 0.01$;括号内数值为村庄层面的聚类稳健标准误。限于篇幅,控制变量的估计结果略。列(1)和列(3)未加入控制变量,列(2)和列(4)加入控制变量。

表7 “粮改饲”补贴政策对农地租赁市场的影响

变量	熟人型交易		书面租约协议		约定租约期限	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
“粮改饲”	-0.26 (0.16)	-0.46** (0.18)	-0.14 (0.16)	-0.14 (0.18)	0.38** (0.17)	0.52*** (0.18)
常数项	2.31*** (0.09)	-3.08*** (0.60)	-2.49*** (0.07)	-14.14*** (0.68)	-0.26*** (0.08)	11.63*** (1.05)
控制变量	未控制	已控制	未控制	已控制	未控制	已控制
村庄固定效应	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
伪R ²	0.214	0.321	0.209	0.364	0.201	0.315
观察值	3 909	3 703	3 703	3 569	3 719	3 541
边际效用	-0.05 (0.03)	-0.07** (0.03)	-0.03 (0.03)	-0.02 (0.02)	0.07** (0.03)	0.08** (0.03)

注:** $P < 0.05$,*** $P < 0.01$;括号内数值为村庄层面的聚类稳健标准误。列(1)—列(6)均为Logit模型估计。限于篇幅,控制变量的估计结果略。

行分类,然后进行异质性分析。估计结果见表8。表8列(1)、列(3)、列(5)为“粮改饲”补贴政策在村庄没有养殖场的样本中对农地租金的影响,表8列(2)、列(4)、列(6)为“粮改饲”补贴政策在有养殖场的样本中对农地租金的影响。表8列(1)、列(2)为Logit模型计算结果,表8列(3)、列(4)为OLS计算结果,表8列(5)和列(6)为Tobit模型的计算结果。由此得出,虽然“粮改饲”补贴对农地租金影响的方向都符合预期,但是只有在养殖场所在村(附近)的估计结果表现出显著的正向影响。从养殖场附近样本的估计系数上看,补贴对提高收取租金农户的比例与基准模型估计结果相近,对租金价格的影响略高于基准回归结果,估计结果整体符合理论预期。

5.2 农地要素禀赋差异下补贴政策对农地租金的影响

根据理论分析,“粮改饲”补贴实施后,青贮玉米的市场价格提高,农户在收入效应和规模效应双重诱致下会

改变生产决策,扩大农地规模种植青贮玉米。如果当地耕地资源相对丰富,“粮改饲”补贴提高农地租金价格的空间相对更大。为检验上述假设,选取农户所在村庄的地形衡量农地禀赋条件。如果农户所在村为平原地区,说明该地区农地资源禀赋较好,农户会较容易地租赁到农地;反之,如果农户所在村庄为山区地形,农户流转农地相对较难。表9为村庄在不同地形条件下“粮改饲”补贴对农地租金的影响。表9列(1)、列(3)、列(5)为农户所在村庄为平原地形的估计结果,表9列(2)、列(4)、列(6)为农户所在村庄为山区地形的估计结果。表9列(1)和列(2)为Logit模型估计结果,表9列(5)和列(6)为Tobit模型的估计结果。由此得出:在平原地区,“粮改饲”补贴增加了农户收取租金的比例(表9列(1)),提高了农地租金的价格(表9列(3)和列(5));在山区,“粮改饲”补贴对农户收取租金的比例和农地租金价格都没有表现出显著影



响。因此,“粮改饲”补贴在农地资源禀赋更好的地区对农地租金提高的影响更大。

5.3 劳动力要素禀赋差异下“粮改饲”补贴对农地租金的影响

农业劳动力是农业生产的重要生产要素。长期以来,中国农村劳动力外出务工比例一直较高,农村“空心化”和“老龄化”问题严重,通过农地流转,实现规模化和机械化生产是解决农业劳动力不足的有效途径。由于劳动力和农地存在一定的要素配比,“粮改饲”补贴对农地租金的提高可能会因为农村劳动力不足而减弱。为检验这一假说,选取农户所在村庄中长期外出务工占总劳动力比例衡量当地劳动力资源,通过在基准模型中增加交互项进行检验,估计结果见表10。由此得出,外出务工劳动力越高,“粮改饲”补贴对农户收取农地租金的比例越低,但是对农地租金价格的影响不受劳动力资源条件的

影响。可见,“粮改饲”补贴对农地租金的影响一定程度上会受到当地劳动力资源的影响,但是影响并不明显。

5.4 不同作物类型条件下“粮改饲”补贴对农地租金的影响

“粮改饲”补贴主要通过补贴养殖场改变对青贮玉米的需求,种植青贮玉米对农地的需求更强,属于土地密集型作物。与之相反,经济作物对劳动的需求更强,属于劳动密集型作物。由此,假设相对劳动密集型作物,在土地密集型作物的地区“粮改饲”补贴对农地市场需求的刺激更强,可能会引起更高的农地租金。为此,选取农户所在村庄中粮食作物占比衡量土地密集型作物的特点,与上文估计方法一致,在基准模型中增加交互项进行检验,估计结果见表11。由此得出,村庄粮食作物占比越高,在“粮改饲”补贴的影响下,农户收取农地租金的比例越高(表11列(1)),农地租金价格也越高(表11列(2)和列

表8 农户所在村庄有无养殖企业情况下的异质性估计

变量	收取租金		租金价格			
	Logit		OLS		Tobit	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
“粮改饲”	0.12 (0.08)	0.10*** (0.03)	12.40 (40.53)	41.36*** (15.07)	13.19 (31.46)	33.56*** (11.45)
常数项	-0.31 (1.20)	2.03** (0.82)	2475.34*** (131.65)	327.00*** (55.19)	372.80*** (142.76)	110.33 (83.72)
控制变量	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制
村庄固定效应	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
R ²	0.294	0.417	0.607	0.605	0.070	0.077
观察值	674	1998	1081	2730	1081	2730

注:** $P < 0.05$,*** $P < 0.01$;括号内数值为村庄层面的聚类稳健标准误。列(1)、列(3)、列(5)为农户所在村庄没有养牛场的样本进行的回归,列(2)、列(4)、列(6)为农户所在村庄有养牛场的样本进行的回归。限于篇幅,控制变量的估计结果略。

表9 耕地资源禀赋的差异化条件下“粮改饲”补贴对农地租金的影响

变量	收取租金		租金价格			
	Logit		OLS		Tobit	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
“粮改饲”	0.09*** (0.03)	0.07 (0.07)	32.96* (18.10)	-8.70 (34.94)	30.97** (14.78)	-0.41 (28.60)
常数项	25.97*** (7.72)	-1.03 (1.39)	2363.79*** (95.60)	35.52 (118.28)	9396.63*** (613.49)	25.06 (156.19)
控制变量	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制
村庄固定效应	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
R ² / 伪R ²	0.31	0.38	0.58	0.60	0.06	0.08
观察值	1202	908	1902	1021	1902	1021

注:* $P < 0.10$,** $P < 0.05$,*** $P < 0.01$;括号内数值为村庄层面的聚类稳健标准误。列(1)、列(3)、列(5)为农户所在村庄为平原地形,列(2)、列(4)、列(6)为农户所在村庄为山区地形。限于篇幅,控制变量的估计结果略。

(3)。可见,“粮改饲”补贴对农地租金的影响在土地密集型作物种植地区更为明显。

6 模型稳健性讨论

6.1 因果关系的讨论:排除其他补贴政策干扰

中国高度重视粮食安全,在农业领域出台了大量支持粮食生产的补贴政策。“粮改饲”补贴地区很有可能也受到其他政策的干扰,如果多种补贴在同一地区同时发生,则难以识别出“粮改饲”补贴对农地租金的真实影响。比较巧妙的是,“粮改饲”补贴政策不同于其他直接补贴给农户的政策,从而可以通过是否有养殖场的样本排除

其他补贴的干扰。具体而言,“粮改饲”政策(政策干预 D)通过补贴养殖企业(M)传导到农户农地流转行为(Y),因此养殖企业是补贴政策传导到农户的唯一途径(图3)。如果政策因果识别不存在误差,则在有养殖企业的地方,补贴对农户的影响存在明显的效果,而在没有养殖企业的地方,就相当于把养殖企业这个唯一的传输渠道切断,则补贴政策对农地租金不存在影响。上文对“有无养殖企业”进行分组回归正好验证了这一结论,即在有养殖企业的地方政策效果显著,在没有养殖企业的地方政策效果不显著。如果基准回归的结果也受到其他补贴政策的影响,则没有养殖企业的样本也会存在显著效果,结果并

表 10 农业劳动力差异化条件下“粮改饲”补贴对农地租金的影响

变量	收取租金	租金价格	
	(1)Logit	(2)OLS	(3)Tobit
“粮改饲”	1.14*** (0.39)	57.77*** (20.05)	57.77*** (19.23)
外出务工占比	0.01* (0.01)	-18.26*** (0.41)	0.93** (0.42)
“粮改饲”×外出务工占比	-0.01 (0.01)	-0.74 (0.50)	-0.74 (0.48)
常数项	-1.52* (0.79)	2 206.35*** (64.73)	86.41 (54.57)
控制变量	已控制	已控制	已控制
村庄固定效应	已控制	已控制	已控制
年份固定效应	已控制	已控制	已控制
R^2 / 伪 R^2	0.39	0.62	0.07
观察值	2 672	3 811	3 811

注: * $P < 0.10$, ** $P < 0.05$, *** $P < 0.01$; 括号内数值为村庄层面的聚类稳健标准误。限于篇幅,控制变量的估计结果略。

表 11 土地密集型作物条件下“粮改饲”补贴对农地租金的影响

变量	收取租金	租金价格	
	(1)Logit	(2)OLS	(3)Tobit
“粮改饲”	-0.70 (0.64)	-61.85* (35.89)	-61.85* (34.43)
粮食作物占比	-0.01 (0.01)	1.05*** (0.19)	-0.73** (0.33)
“粮改饲”×粮食作物占比	0.02*** (0.01)	1.34*** (0.43)	1.34*** (0.42)
常数项	-0.39 (0.95)	2 351.89*** (64.49)	177.98*** (62.95)
控制变量	已控制	已控制	已控制
村庄固定效应	已控制	已控制	已控制
年份固定效应	已控制	已控制	已控制
R^2 / 伪 R^2	0.39	0.62	0.07
观察值	2 672	3 811	3 811

注: * $P < 0.10$, ** $P < 0.05$, *** $P < 0.01$; 括号内数值为村庄层面的聚类稳健标准误。限于篇幅,控制变量的估计结果略。

非如此,说明上述政策识别结果不会受到其他补贴政策的干扰。同时,通过切断没有养殖企业的回归路径,在有养殖企业的传输路径上估计结果依然显著,也进一步验证了“粮改饲”补贴模式对农地租金影响的因果关系。

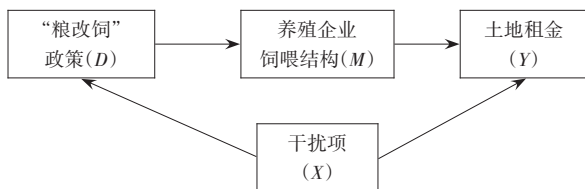


图3 “粮改饲”政策对农地租金影响的传输路径

6.2 其他内生性讨论

补贴对农地租金因果关系的研究最大的内生性主要是由反向因果关系导致。在实证过程中主要采用两种策略进行识别。一是空间上的外生性。“粮改饲”补贴政策作为核心自变量,属于县级层面的政策干预,相对地块层面的流转决策在空间上具有很强的外生性。二是时间上的外生性。借鉴王术坤等^[11]的做法,通过识别出县域“粮改饲”补贴政策实施时间与农户地块流转时间的先后顺序,从而确保县域实施“粮改饲”补贴政策发生于农户地块流转决策之前。因此,通过上述两种策略可以避免核心自变量和因变量逻辑上的反向因果关系。

7 研究结论和政策建议

本研究分析了“粮改饲”补贴政策从养殖企业到农户生产行为改变,再到农地租金影响的传输机制;利用CRRS两期调查数据,实证分析了“粮改饲”补贴政策对农地租金的影响及作用机制,并从耕地资源禀赋、劳动力资源、作物类型进行异质性分析。研究结果显示,“粮改饲”补贴政策通过补贴养殖企业促使农地租金提高约8.4%,并且经过多种方法检验后估计结果依然稳健。机制分析得出,“粮改饲”补贴政策通过减少成本投入、增加农户收入、提高农户种植青贮玉米比例、培育农地流转市场的方式,提高了农地流转租金。具体而言,相对籽粒玉米,青贮玉米平均减少农户资金投入10.7%,减少劳动力投入26.6%,并增加收入77.0元/亩。“粮改饲”补贴不仅提高6%的农户种植青贮玉米,而且增加青贮玉米种植比例为3.4%。同时,“粮改饲”补贴政策减少了熟人之间的交易、增加了明确约定期限的可能性,从而促进了农地流转市场化转型。具体而言,“粮改饲”补贴政策不仅促使熟人间交易的可能性下降8%,而且提高农户约定明确的租赁期限的可能性为7%。异质性分析发现,对养殖企业附近、耕地资源禀赋较好、土地密集型作物种植区的农户,

“粮改饲”补贴政策对农地租金的影响更大,但是对当地劳动力资源异质性的影响并不明显。

“粮改饲”补贴主要按照“种养结合,以养定种”的模式,通过补贴养殖场引导中国农业结构调整。其政策目标主要有两个:一是调整种植结构;二是增加农户收入。目前看,“粮改饲”确实可以引起农户种植结构的改变,增加种植收入,但是该政策也间接地增加了农地租金,其主要原因是养殖场附近耕地资源相对较少,对青贮玉米种植的需求增加抬高了当地的农地租金。因此,上述研究结论可以得到如下的政策启示:一是优化“粮改饲”补贴模式,将“粮改饲”补贴与适宜当地青贮玉米等饲料粮的生产条件相结合,减少耕地资源与农产品市场错配,有效发挥耕地资源的使用效率。二是优化农地流转市场,引导农户大规模种植青贮玉米。青贮玉米作为饲料粮,其生产具有明显的规模效应。因此建议在遵循市场竞争条件下,适度引导家庭农场、合作社等新型经营主体规模化种植青贮玉米。三是探索更加灵活的补贴模式。鼓励农业企业与职业农民以及大规模农户的合作,发挥“粮改饲”补贴的精准性,通过企业引导农户生产出更加符合市场需求的产品,提高整体的社会福利。

参考文献

- [1] 王术坤,杨国蕾,郑沫利.“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[J].中国农村经济,2021(12):87-108.
- [2] 王国刚,王明利,王济民,等.中国南方牧草产业发展基础、前景与建议[J].草业科学,2015,32(12):2114-2121.
- [3] 王怡然,孙芳,丁玎.京津冀区域冀北地区“粮改饲”结构调整效益分析[J].中国农业资源与区划,2019,40(11):158-165.
- [4] WANG S K, LIU C Q, HAN L, et al. Corn grain or corn silage: effects of the grain-to-fodder crop conversion program on farmers' income in China[J]. Agriculture, 2022, 12(7):976.
- [5] 郭世娟,胡铁华,胡向东,等.“粮改饲”补贴政策该何去何从:基于试点区肉牛养殖户的微观模拟[J].农业经济问题,2020(9):101-110.
- [6] SCHULTZE C L. The distribution of farm subsidies: who gets the benefits[R]. Washington, D. C.: Brookings Institute, 1971.
- [7] ROBERTS M J, KIRWAN B, HOPKINS J. The incidence of government program payments on agricultural land rents: the challenges of identification[J]. American journal of agricultural economics, 2003, 85(3): 762-769.
- [8] 吴学兵,尚旭东,何蒲明.有偿抑或无偿:政府补贴、农户分化与农地流转租金[J].经济问题,2021(12):59-66.
- [9] 钟钰,陈希,普冀喆.土地租金销蚀了粮食补贴的“稳粮”效果吗[J].华中农业大学学报(社会科学版),2024(3):118-130.
- [10] 徐娜,张莉琴.谁获得了更多的农业补贴:基于农业补贴对土地租金的影响研究[J].哈尔滨工业大学学报(社会科学版),

- 2018, 20(4):134-140.
- [11] 王术坤, 林文声. 高标准农田建设的农地流转市场转型效应[J]. 中国农村经济, 2023(12):23-43.
- [12] TOWE C, TRA C I. Vegetable spirits and energy policy [J]. American journal of agricultural economics, 2013, 95(1): 1-16.
- [13] 陈奕山, 钟甫宁, 纪月清. 为什么土地流转中存在零租金: 人情租视角的实证分析[J]. 中国农村观察, 2017(4):43-56.
- [14] 王亚辉, 李秀彬, 辛良杰. 山区土地流转过程中的零租金现象及其解释: 基于交易费用的视角[J]. 资源科学, 2019, 41(7): 1339-1349.
- [15] 陈洁, 高韵哲, 罗丹, 等. 耕地经营权流转对粮食生产的影响[J]. 农村经营管理, 2015(4):28-30.
- [16] 徐志刚, 谭鑫, 郑旭媛, 等. 农地流转市场发育对粮食生产的影响与约束条件[J]. 中国农村经济, 2017(9):26-43.
- [17] 魏后凯, 张海鹏, 王术坤. 中国乡村振兴综合调查研究报告: 2023[M]. 北京: 中国社会科学出版社, 2023:1-6.
- [18] 宋珂, 刘卫柏, 魏逊, 等. 农业经营外包对土地流转租金的影响: 基于3省(市)农户调查数据的实证分析[J]. 经济地理, 2022, 42(3):133-140.
- [19] 蔡键, 郭欣琪, 刘文勇. 中介参与土地流转是否有助于保障转出户的福利: 基于地块样本的研究视角[J]. 农村经济, 2021(4):32-39.
- [20] 郜亮亮, 纪月清. 中国城乡转型中的农村土地集体产权与流转配置效率[J]. 中国农村经济, 2022(10):24-40.

Impact and mechanisms of China's 'Grain-to-Fodder Crop Conversion Program' on farmland rental prices

WANG Shukun¹, LIN Wensheng², LIU Changquan¹, YANG Guolei³

(1. Rural Development Institute, Chinese Academy of Social Sciences, Beijing 100732, China;

2. School of Economics, Beijing Institute of Technology, Beijing 102488, China;

3. Institute of Technology and Economy of Grain Industry, Academy of National Food and Strategic Reserves, Beijing 100037, China)

Abstract The subsidy policy of China's 'Grain-to-Fodder Crop Conversion Program' mainly aims to achieve the overall goal of agricultural regulation by subsidizing livestock enterprises and encouraging farmers to change their production methods. However, there is limited literature on the impact of such subsidies on farmland rental prices. The study first theoretically analyzed the mechanisms of the transmission of the subsidy policy from farming enterprises to farmers and how this transmission affected farmland rental prices. Using data from 4 384 households and 5 894 plots in 300 villages across 50 counties in 10 provinces from the 2020 and 2022 China Rural Revitalization Survey (CRRS), we empirically analyzed the impact of the subsidy policy on farmland rental prices and its mechanisms by adopting the two-way fixed-effects model. The results of the study showed that: ① The 'Grain-to-Fodder Crop Conversion Program' subsidy increased the proportion of farmers earning land rent and rent prices. ② Mechanism analysis revealed that the 'Grain-to-Fodder Crop Conversion Program' primarily raised land transfer rent by increasing the proportion of fodder grain cultivation, increasing farmers' income, and promoting the development of the land transfer market. ③ Heterogeneity analysis found that for farmland near livestock enterprises, better endowed with arable land resources, and land-intensive crop-growing land, the 'Grain-to-Fodder Crop Conversion Program' subsidy had a greater impact on farmland rental prices, while the heterogeneity concerning local labor resources was not significant. Based on these conclusions, this paper provides the following policy recommendations for the 'Grain-to-Fodder Crop Conversion Program': ① Optimize the program by combining the subsidy policy with policies suitable for local silage maize and other crops, reducing the mismatch between arable land resources and the agricultural products market, and effectively utilizing arable land resources. ② Optimize the agricultural land transfer market to maximize the land-scale effect and guide farmers to plant silage corn on a large scale. ③ Explore a more flexible 'Grain-to-Fodder Crop Conversion Program' model, encouraging direct cooperation between agricultural enterprises and large agricultural households. This will guide farmers to produce agricultural goods that meet market demand through enterprises, thereby improving overall social welfare.

Key words 'Grain-to-Fodder Crop Conversion Program' subsidy; farmland rental price; farmland transfer; fodder grain

(责任编辑:李 琪)