

服务精准化赋能绿色发展:基于“包干制” 施肥托管的实证研究*

蔡辛娟 马 骥

(中国农业大学经济管理学院 北京 100083)

摘要:化肥减量对农业可持续发展和农产品质量安全至关重要,是推动农业绿色转型的关键举措。本文基于全国12省1511户玉米种植户的调研数据,采用OLS模型、中介效应与调节效应模型实证分析“包干制”托管对化肥施用水平的影响及作用机制。研究表明:第一,“包干制”托管显著降低农户化肥施用水平,选择“包干制”托管可使亩均化肥折纯量下降约26.34%;第二,机制分析表明,“包干制”托管通过新型肥料替代和减少施肥次数实现化肥投入减量,正式契约在“包干制”托管对化肥施用水平的影响中具有显著调节作用,而分成契约的调节作用具有条件依赖性;第三,“包干制”托管对化肥施用水平的影响程度,在不同农户间存在差异,对小规模、西部地区、县域内建立配肥厂和县域实行化肥定额制农户的影响更为显著。据此,本文提出政府与市场协同推进“包干制”托管创新、差异化推广“包干制”托管服务、优化托管契约设计等政策建议。

关键词:包干制;化肥施用水平;新型肥料;施肥次数;契约

一、引言

化肥是现代农业生产要素,过量施肥已成为农业可持续发展的隐患。国内虽呈现化肥施用减量趋势,但主要以减少农作物播种面积实现总量和强度双减,而非源于施肥效率的提升(金书秦等,2020)。作为农业绿色发展目标实现的突破口,中国农户采纳科学施肥技术比例不足30%(周曙东等,2021),且部分农户即使采用也无法科学合理使用(周力等,2021)。与国际比较,2021年中国亩均化肥投入量为21.27公斤,是澳大利亚的4.8倍,也远高于欧美等国家(孔祥智等,2024)。由此可以看出,化肥施用强度并未停止增长(郭江影等,2024),基层化肥减量工作需借助外部力量以优化资源配置(高恩凯等,2023)。

随着社会分工与产权细化,农业生产托管以专业农事管理弥补部分农户种粮能力的退化和断层(芦千文等,2021),其投入服务化与产出服务化加快了农业发展方式绿色转型(姜长云等,2024;Wang等,2025),实现了专业化分工视角下的迂回投资(李琪等,2022;杨力超等,2025),为实现化肥减量提供了新思路。现有研究讨论农业生产托管对化肥施用的影响存在争议,正方观点认为服务商通过提高熟练程度、适时调整用量、采用先进机械等方式,实现精准施肥进而降低化肥投入成本(江帆等,2024);反方观点则认为农业生产托管服务水平和质量(孔祥智等,2024)、农户的配合度和接受度(李丹等,2024)以及服务商与农资商合谋(陈义媛,2018)等因素会反向加重化肥过量施用,甚至有研究

* 项目来源:中德玉米磷国际合作项目(编号:DFG328017493/GRK 2366)。马骥为本文通讯作者

发现二者并无显著相关性(Obisesan 等,2013)。

已有研究结论出现分歧的原因在于衡量农户选择施肥托管服务的标准不一致,文献普遍将施肥环节与其他环节托管合并分析,归并为技术密集型生产环节(何蒲明等,2024),或者农业生产托管占比(张仁慧等,2023),部分文献将视角瞄向施肥托管,但均以二元赋值法衡量(郑旭媛等,2022;夏显力等,2023)。这些研究显然忽视了施肥环节具有可分性,托管的广度与深度对化肥施用水平的影响可能存在明显差异。结合生产实际,施肥环节托管分为施肥不托管(自购自施)、包肥不包工、包工不包肥、包肥又包工4种形式*,其中,包工不包肥指服务商仅提供机械施肥作业服务,简称“作业制”;包肥又包工指服务商负责采购化肥和施肥作业的托管方式,简称“包干制”。“包干制”起源于中国改革开放初期,其核心原则是“交给国家的,留足集体的,剩下的都是自己的”(曹冉等,2025),概念对于当前农业生产托管同样适用,即农户将目标任务、决策权等要素委托给服务商,由其自主管理并承担盈亏。王楚涵等(2022)认为农业生产托管的本质是生产环节的规模化,需要通过标准化资料和机械化实现,“包干制”既能实现施肥环节的规模化,还代表了比“作业制”更高层次的范围经济与要素替代。现阶段少量文献已经注意到“包干制”托管对化学投入品减量的重要意义,姜长云等(2024)以山东莒县为例的分析结果表明,“包干制”托管的化肥减量效果优于农户自购自施;曹冉等(2025)通过江苏稻农数据实证分析发现相比作业服务,“包干制”可有效实现农药减量,且曹冉等(2025)通过案例研究分析得出“包干制”是一种保障服务商与农户双方利益的激励相容型服务模式。

然而,现有研究关于农业生产托管对化肥施用的影响尚未达成共识,特别是针对“包干制”托管促进化肥减量的定量研究相对匮乏,仍存在进一步拓展空间。鉴于此,本文致力于验证“包干制”托管通过重构施肥决策权能否在实现服务供需双方激励相容的同时驱动化肥减量?作用机制是什么?回答这些问题,以期为农业生产托管转型升级、农户行为决策优化与乡村生态振兴提供有益参考。

具体地,本文利用2024年1511份玉米种植户调研数据,探究“包干制”托管对农户化肥施用水平的影响及其内在机制。本文可能的边际贡献为:第一,理论机制上,相较于以往从农户自身探究化肥减量路径,本文提供并验证了一个新的思路,将“包干制”引入农业生产托管研究,揭示其通过“施肥决策权转移—成本责任内化—盈亏自负机制”的设计,实现服务供需双方激励相容,形成化肥减量新路径,为农业生产托管方式转型升级提供理论范式;第二,研究视角上,从精准服务视角系统解构作用机制,探究“包干制”托管通过选用新型肥料和优化施肥次数,实现资源投入精准化,提升肥料利用率,并深入分析契约精准设计对化肥减量效果的调节作用,拓展了现有研究的深度和广度。

二、理论分析与研究假说

(一)“包干制”托管对化肥施用水平的影响

借鉴孔祥智等(2004)、薛莹(2021)的研究,本文假定农户追求利润最大化,为简化分析,假设农业生产仅涉及化肥、机械与托管要素投入,不涉及土地流转,由此简化生产函数形式为:

$$y = g(A, h, m, k) \quad (1)$$

其中, y 为亩均产出; A 为基础技术水平; h 为亩均化肥投入; m 为亩均机械投入; k 为农业生产托管。进一步地,具体农户利润函数形式如下:

$$\pi = Pg(A, h, m, (1-r)k_n) - ah - bm - (C + CE(r)) \times k_n \quad (2)$$

其中, π 为亩均利润; P 为农作物价格; $g(A, h, m, (1-r)k_n)$ 为亩均产量; k_n 为农户选择生产托管的程

* 包肥不包工指服务商仅售卖肥料,结合团队调研实际,农户购肥基本是经验惯性、经销商与亲友推荐、品牌效应等因素共同作用的结果,仅购肥托管占比较少,故本文不考虑包肥不包工托管形式

度或数量,依据生产环节可分性与产权细分,可以将农户施肥环节托管行为分为自购自施、“作业制”与“包干制”3种类型; r 为农户购买农业生产托管服务面临风险(包含生产风险、交易风险等)的概率; a 为亩均化肥投入成本; b 为亩均机械投入成本; C 为购买生产托管环节所产生的单位费用。基于传统威廉姆森范式,本文从资产专用性、风险性和规模性3个维度衡量交易特性(胡新艳等,2015),由于此处衡量亩均成本收益,故规模性不做考虑, $CE(r)$ 仅指农业生产托管的可变交易成本。

在理论层面,“包干制”托管对化肥施用量的影响存在双向逻辑,既可能产生减量效应,又可能引致增量效应。增量逻辑涉及服务双方:一方面,服务商集中采购降低成本,可能诱发农户增加施肥,导致化肥过量使用;另一方面,统一施肥存在隐性增量,且与农资经销商的利益合谋会加剧过量投入。减量逻辑可由数理推导得出,假设3种托管方式下的产量函数均为规模报酬递减的Cobb-Douglas形式,托管技术会影响要素效率,托管前后作物价格不变:

$$y_i = A \times \varphi_i k_n \times h_i^\alpha \times m_i^\beta \tag{3}$$

其中, i 为施肥托管方式选择; $i=1$ 为自购自施, $i=2$ 为“作业制”, $i=3$ 为“包干制”; $\varphi_i k_n$ 为托管技术对化肥使用效率的影响,满足 $\varphi_3 > \varphi_2 > \varphi_1$,即托管水平越高,效率优化越强(张梦玲等,2022)。考虑不同情形的利润函数与成本结构。

情形1:自购自施,即农户自行购买化肥(价格 a_1)和机械(成本 b_1 ,投入量 m_1),表达式为:

$$\pi_1 = P y_1 - a_1 h_1 - b_1 m_1 \tag{4}$$

情形2:“作业制”托管,即农户购买化肥,服务商提供机械(服务价格 b_2 ,投入量 m_2),表达式为:

$$\pi_2 = P y_2 - a_1 h_2 - b_2 m_2 \tag{5}$$

服务商利润为:

$$\pi_{s2} = b_2 m_2 - c_1 m_2 \tag{6}$$

情形3:“包干制”托管,即服务商统一提供化肥(进货价为 a_3 , $a_2 = a_3 + \text{利润加成}$,满足 $a_3 < a_2 < a_1$)与机械(服务价格 b_3 ,投入量 m_3 ,成本 c_1),表达式为:

$$\pi_3 = P y_3 - a_2 h_3 - b_3 m_3 \tag{7}$$

服务商利润为:

$$\pi_{s3} = a_2 h_3 + b_3 m_3 - a_3 h_3 - c_1 m_3 \tag{8}$$

由此可得不同情形下的利润最大化条件,对每种情形求导并解出最优 h_i 。

情形1(自购自施):

$$h_1^* = \left(\frac{a_1}{PA \varphi_1 \alpha m_1^\beta} \right)^{\frac{1}{\alpha-1}} \tag{9}$$

情形2(“作业制”托管):

$$h_2^* = \left(\frac{a_1}{PA \varphi_2 \alpha m_2^\beta} \right)^{\frac{1}{\alpha-1}} \tag{10}$$

情形3(“包干制”托管):

$$h_3^* = \left(\frac{a_2}{PA \varphi_3 \alpha m_3^\beta} \right)^{\frac{1}{\alpha-1}} \tag{11}$$

通过参数对比三种施肥托管情形下的化肥最优投入量 h_i^* :(1)成本差异。服务商凭借规模效应与市场谈判优势采购化肥,理性农户会将自主购买肥料、自行施肥的总成本作为支付参照阈值,即在满足生产托管的前提条件(交易成本<生产成本)下,农户才具有施肥托管的意愿,因此, $a_2 < a_1$,进而 $h_3^* < h_2^*, h_1^*$;(2)效率差异。因 $\varphi_3 > \varphi_2 > \varphi_1$,分母增大进一步抑制 h_i^* ;(3)规模经济。服务商通过土地集

中连片和机械化作业提升 m , 使得 $m_3^\beta > m_2^\beta > m_1^\beta$, 放大 h_1^* 下降趋势, 得出 $h_3^* < h_2^* < h_1^*$ 。基于此, 本文提出如下假说:

假说 1: “包干制”托管能够降低化肥施用水平。

(二) “包干制”托管影响化肥施用水平的作用机制

在(2)式的基础上, 对化肥投入 h 求导, 利润最大化的条件为:

$$\frac{\partial \pi}{\partial h} = P \frac{\partial g(A, h, m, (1-r)k_n)}{\partial h} - a \quad (12)$$

“包干制”托管下施肥决策权从农户转移至服务商, 意味着农户利润函数中的化肥投入由服务商决定, 农户仅关注产量和托管费用。由(12)式可知, 利润最大化条件下的最优化肥投入量与机械投入量 m 、托管程度 k_n 以及化肥价格 a 有关。在“包干制”托管情形下, 服务商利益与其所提供的综合服务质量绑定, 服务商有直接经济动力降低投入成本。具体来看, 在购肥环节, 服务商凭借规模议价与专业甄别双重优势, 低成本引入缓控释肥料等高效新型肥料(王箴等, 2024), 养分利用效率提升带来了减量空间, 使服务商可将节肥收益直接转化为利润, 由此不仅可利用规模议价压低化肥单价 a , 还能提升边际肥效 $\partial g/\partial h$, 进而减少化肥用量。在施肥环节, 服务商提供有偿性、契约化的技术服务(徐志刚等, 2025), 由于单次作业存在固定成本约束, 服务商具备强烈的内在激励去优化施肥方案与作业频次, 从而降低作业成本。服务商全权承包化肥施用, 其经营目标受制于化肥施用效果的约束, 由此会激发专业技术采用行为和作业及时性的增强(曹冉等, 2025), 表现为在作物生长期内优化施肥次数, 以较少的化肥量提高边际肥效 $\partial g/\partial h$, 即压缩无效的机械投入 m 和化肥投入 h , 降低服务成本。由此, 本文提出如下假说:

假说 2: “包干制”托管通过新型肥料替代和优化施肥次数降低化肥施用水平。

(三) 契约在“包干制”托管对化肥施用水平影响中的调节作用

在(2)式的基础上, 对托管环节 k_n 求导, 利润最大化的条件为:

$$P(1-r) \frac{\partial g}{\partial k_n} = C + CE(r) \quad (13)$$

(13)式反映了农户购买农业生产托管服务时的均衡条件, 即边际生产价值 MPP 等于生产成本 C 和交易费用 CE 之和。仅考虑风险性 r 的条件下, 边际生产价值的关系式为:

$$MPP = \begin{cases} C + CE, & r = 0 \\ C + CE(r), & r > 0 \end{cases} \quad (14)$$

根据(14)式作图 1, 当 $r=0$ 时, 农户效用最大化的均衡点就是边际产出 MPP 与生产成本 C 和交易费用 CE 的交点 M , 此时服务商努力程度为 n_0 ; 当 $r>0$ 时, 即面临施肥等风险性较高的托管环节, 服务商的努力程度降低至 n_1 , 同时风险性增加了交易费用, 使得交易费用曲线斜率变大, 形成了边际产出 MPP_1 与生产成本 C 和交易费用 $CE(r)$ 的交点 N , 此时边际产出下降。激励契约理论聚焦委托—代理冲突, 核心在于设计契约条款, 使代理人效用函数与委托人目标函数耦合, 通过正式契约的标准化条款消除“供肥+施肥”环节的信息不对称与质量风险, 使农户的隐性监督成本转化为显性契约条款, 压缩服务商投机空间, 从而显著降低服务质量不确定性带来的信任壁垒。当服务商受到正式契约的外部约束时, 边际产量提高至 MPP_2 , 此时形成的新均衡点 S 满足了农户需求。由此可得, 正式契约通过降低信息不对称、明确产权、设计激励相容条款和约束机制, 可有效降低生产风险。基于此, 本文提出如下假说:

假说 3: 正式契约在“包干制”托管对化肥施用水平的影响中发挥调节效应。

尽管模型揭示了“包干制”托管对化肥施用水平的影响及作用机制, 但现实中农户面临的资源禀

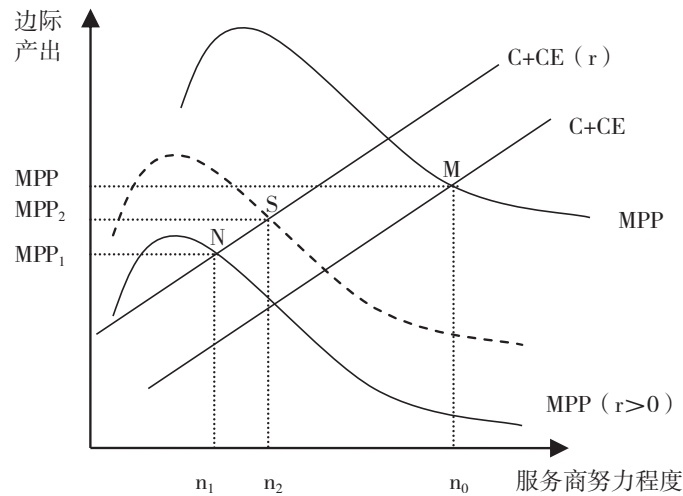


图1 契约影响下的边际产出与托管成本关系变动

赋和外部环境存在系统性差异,这将改变“包干制”托管的实际作用效果:(1)经营规模通过技术缺口与信贷约束调节边际效果。小农户技术获取受限且信贷约束较强,“包干制”通过技术导入与成本分摊机制更能缓解其双重约束,化肥减量效应呈规模递减特征;(2)区域禀赋决定化肥边际产出效率。在经济欠发达或气候受限地区,化肥增产弹性较高,“包干制”通过精准施肥节约化肥的空间更大;(3)市场发育程度决定技术替代可行性。市场化程度较低地区,化肥与有机肥等要素替代受交易成本制约,“包干制”化肥减量效应可能受限于要素配置刚性;(4)政策工具与“包干制”激励存在交互效应,环保补贴、减量约束等制度安排可能使成本节约与环保达标激励相互强化或彼此抵消。由此,“包干制”托管的化肥响应实则嵌套于多维决策环境中。

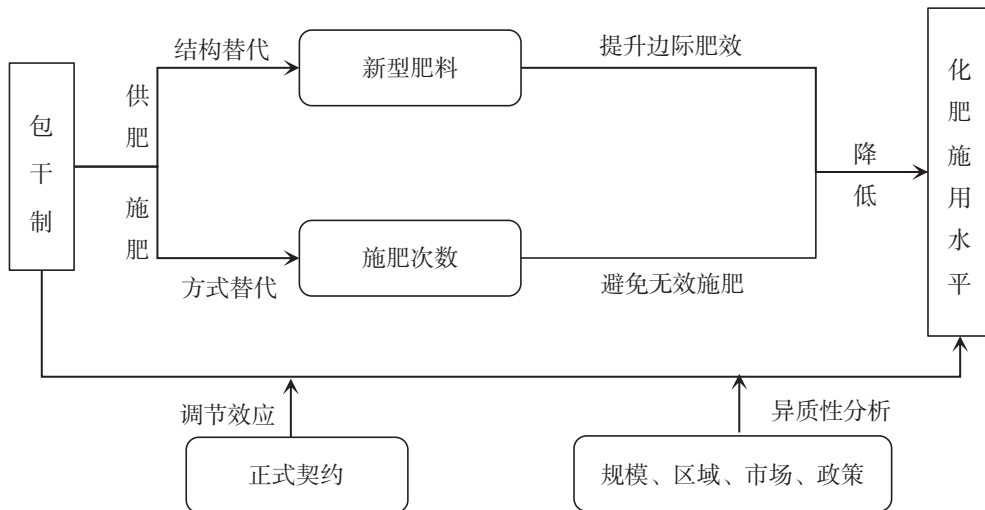


图2 “包干制”托管影响化肥施用水平的分析框架

三、数据来源与描述性分析

(一) 数据来源

本文根据多阶段分层抽样和随机抽样相结合的方法,考虑不同区域经济发展与粮食生产功能定位等因素,采用随机抽样方式以广西、河南、湖南、吉林、江苏、陕西、黑龙江、山东、安徽、河北、甘肃、四川共 12 个省份为样本省份。根据 2024 年各县市的种植面积进行排序,在每个省份随机抽取 4 个县(市),根据农户人均收入情况进行排序,每个县随机抽取 3 个乡镇,按照相同的原则在每个乡镇选择 2 个村,并依据农户种植规模进行分类,在不同规模种植户中进行随机抽样,每个村抽取 8~10 位农户。由于玉米是中国第一大粮食作物,种植分布更为广泛,样本量更多,在微观分析上更能展示农业生产托管分布及特征,故本文主要分析玉米种植户生产行为。调研问卷主要采用一对一访谈方式,调研内容主要包括农户个人及家庭情况、三大主粮种植投入情况、农业生产托管情况和粮农认知等。为保证调研数据准确性与后续研究科学性,审核去掉样本关键信息不完备、逻辑关系错乱等质量较差的问卷后,最终筛选保留 1511 位玉米种植户样本。

(二) 主要变量与描述性统计

1. 被解释变量。根据《国家农业可持续发展试验示范区(农业绿色发展先行区)管理办法(试行)》^①,本文以化肥折纯量反映农业生产中化肥施用水平,折纯量指把氮肥、磷肥、钾肥分别按含氮、含五氧化二磷、含氧化钾的百分比进行折算后的数量。本文参考相关研究(徐志刚等,2022;梁志会等,2022),对化肥折纯量取自然对数。

2. 核心解释变量。区别于“作业制”服务,“包干制”托管指服务商负责采购化肥和施肥作业的托管方式,以农户是否选择“包干制”托管作为核心解释变量,是则赋值为 1,反之为 0。

3. 中介变量。(1)新型肥料。根据《到 2025 年化肥减量化行动方案》^②,本文界定新型肥料为缓控释肥料、水溶肥料、微生物肥料、增效肥料和其他功能性肥料等,施用任何一类则视为新型肥料替代,赋值为 1,反之为 0。(2)施肥次数。施肥次数是施肥管理中的关键环节,专业化分工将传统农户的自主施肥决策转化为服务商的标准化服务,进而降低化肥施用水平。

4. 调节变量。本文设置契约类型为调节变量,以托管交易“是否有正式/书面契约”指标表征,是则赋值为 1,反之为 0,签订正式契约的农户占比 8.8%。本文结合 Cheung(1969)的佃农理论,根据农业生产和农业剩余索取权的分配将契约进一步拆分为工资契约、定额契约与分成契约,关于定额契约与分成契约,以农户问卷中的“您采用托管服务是如何分配收益的”选项划分,选项 1=承诺保底(定额)收益(支付作业费,给农户合同约定产出);选项 2=土地入股分红(按当季产量水平给农户产出或分红),选择 1 即为定额契约,选择 2 即为分成契约。根据样本农户的反馈,选择定额契约和分成契约的农户均签订了正式契约,分别占正式契约总数的 12.69%和 11.19%。

5. 控制变量。参考王如玉等(2024)、李亚娟等(2024)研究,本文选取农户个体特征(性别、年龄、受教育程度)、家庭特征(是否有兼业人员、粮食种植收入占比、是否是新型农业经营主体、是否有村干部)、土地特征(种植规模、是否土地流转、耕地质量、地貌类型是否为平地)、区域特征(是否粮食主产区)及品种特征(是否轮作)5 类控制变量。

^① 资料来源:农业农村部. 关于印发《国家农业可持续发展试验示范区(农业绿色发展先行区)管理办法(试行)》的通知, http://www.moa.gov.cn/nygb/2018/201812/201901/t20190106_6166194.htm

^② 资料来源:农业农村部. 农业农村部关于印发《到 2025 年化肥减量化行动方案》和《到 2025 年化学农药减量化行动方案》的通知, http://www.moa.gov.cn/govpublic/ZZYGLS/202212/t20221201_6416398.htm

表1 变量说明与描述性统计

| 类别 | 变量 | 赋值说明及单位 | 均值 | 标准差 |
|--------|---------------|------------------------------------|---------|---------|
| 被解释变量 | 化肥施用水平 | 公斤/亩,取自然对数 | 3.9022 | 0.4187 |
| 核心解释变量 | “包干制”托管 | 是=1,否=0 | 0.1396 | 0.3467 |
| 中介变量 | 新型肥料 | 是否施用新型肥料:是=1,否=0 | 0.0979 | 0.2973 |
| | 施肥次数 | 玉米生长期施肥次数 | 1.6777 | 0.8114 |
| 调节变量 | 契约形式 | 是否为正式契约:是=1,否=0 | 0.0887 | 0.2844 |
| 工具变量 | 同村农户采用农机服务的比例 | 同村采用农机服务的农户/全村农户(%) | 0.8910 | 0.1546 |
| | 村庄公路交通等基础设施水平 | 完全不完善=1,比较不完善=2,一般=3,比较完善=4,非常完善=5 | 4.0754 | 0.8994 |
| 个体特征 | 性别 | 男=1,女=0 | 0.9385 | 0.2404 |
| | 年龄 | 岁 | 57.7498 | 10.0879 |
| | 受教育程度 | 年 | 9.0450 | 3.0446 |
| 家庭特征 | 是否有兼业人员 | 是=1,否=0 | 0.5837 | 0.4931 |
| | 粮食种植收入占比 | 粮食种植收入/家庭总收入(%) | 0.5976 | 0.3210 |
| | 是否新型农业经营主体 | 是=1,否=0 | 0.3038 | 0.4600 |
| | 是否有村干部 | 是=1,否=0 | 0.1602 | 0.3669 |
| 土地特征 | 种植规模 | 亩,取自然对数 | 2.4465 | 1.3566 |
| | 是否土地流转 | 是=1,否=0 | 0.3786 | 0.4852 |
| | 耕地质量 | 差=1,中等=2,好=3 | 2.2773 | 0.5560 |
| | 地貌类型是否为平地 | 是=1,否=0 | 0.7776 | 0.4160 |
| 区域特征 | 是否粮食主产区 | 是=1,否=0 | 0.7128 | 0.4526 |
| 品种特征 | 是否轮作 | 是=1,否=0 | 0.7518 | 0.4321 |

6. 工具变量。本文选择村表中的“同村农户采用农机服务的比例”和“村庄公路交通等基础设施水平”作为工具变量。结合同群效应与社会网络理论,同村农户采用农机服务的情况会影响样本农户选择施肥托管的决策。村庄公路交通等基础设施水平直接影响服务可达性,若基础设施水平较高,可为农业生产托管提供更有利的环境(穆月英等,2025)。由此,两个工具变量符合相关性条件,且不会直接对农户化肥施用产生影响,符合工具变量的外生性原则。

四、研究方法

(一) 基准模型:OLS 模型

本文先采用 OLS 回归方法分析“包干制”托管对农户化肥施用水平的影响。模型如下:

$$\ln Y_i = \alpha_0 + \alpha_{1i} D_i + \sum_{k=1}^j \alpha_{nk} X_i + \varepsilon_i \quad (15)$$

其中,i 为农户个体; $\ln Y_i$ 为 i 农户亩均化肥施用折纯量的自然对数; D_i 为 i 农户是否选择“包干制”托管,是则为 1,反之为 0;控制变量 X_i 包括个体特征、家庭特征、土地特征、区域特征及品种特征; α_0 为常数项, α_{1i} 、 α_{nk} 为变量系数; ε 为随机干扰项。

(二) 中介效应模型

参考温忠麟等(2014)研究,本文运用 Baron 等(1986)提出的逐步回归法,分别进行新型肥料和施肥次数的中介效应检验:

$$MV_i = \varphi_0 + \varphi_{1i} D_i + \sum_{k=1}^j \varphi_{nk} X_i + \vartheta_i \quad (16)$$

$$\ln Y_i = \gamma_0 + \gamma_{1i} D_i + \gamma_{2i} MV_i + \sum_{k=1}^j \gamma_{nk} X_i + \tau_i \quad (17)$$

在基准回归的基础上,(16)式检验 D_i 自变量与中介变量 MV_i 之间的关系; φ_0 为常数项, φ_{1i} 、 φ_{nk} 为变量系数; ϑ 为随机干扰项。若两者之间存在显著相关,则进入(17)式,检验自变量 D_i 、中介变量 MV_i 对因变量 $\ln Y_i$ 的共同影响; γ_0 为常数项, γ_{1i} 、 γ_{2i} 、 γ_{nk} 为变量系数; τ 为随机干扰项。若 γ_{1i} 与 γ_{2i} 同向且显著,说明中介变量 MV_i 在“包干制”托管对化肥施用水平的影响中起中介作用,若异向,则说明中介变量具有遮掩效应。

(三) 调节效应模型

为了考察契约类型对“包干制”托管与农户化肥施用水平关系的调节作用,本文设定模型如下:

$$\ln Y_i = \beta_0 + \beta_1 D_i + \beta_2 T_i + \beta_3 D_i \times T_i + \sum_{k=1}^j \beta_{4k} X_i + \varphi_i \quad (18)$$

其中, T_i 表示调节变量; $D_i \times T_i$ 表示“包干制”托管与调节变量的交互项; β_0 为常数项, β_1 、 β_2 、 β_3 、 β_{4k} 为变量系数; φ 为随机干扰项。

(四) 内生性检验:工具变量法

在分析“包干制”托管对农户化肥施用水平的影响中,本文虽然尽可能控制了其他相关变量避免内生性问题,但仍可能存在反向因果关系导致的潜在偏误。具体而言,农户的化肥施用水平越高,意味着其在农业生产中的投入成本越高,在这种情况下,农户可能更倾向于选择“包干制”托管方式,以降低化肥施用成本。故本文采用常用的工具变量法来克服这一问题。模型设定如下:

$$D_i = \delta_0 + \delta_1 IV_i + \sum_{k=1}^j \delta_{2k} X_i + \mu_i \quad (19)$$

$$\ln Y_i = \rho_0 + \rho_1 D_i + \sum_{k=1}^j \rho_{2k} X_i + \sigma_i \quad (20)$$

其中,(19)式工具变量一阶段回归模型, δ_1 为工具变量 IV_i 对内生解释变量 D_i 的影响系数, δ_0 为常数项, δ_{2k} 为变量系数; μ 为随机干扰项。(20)式为工具变量二阶段回归模型, ρ_1 为内生变量 D_i 对 $\ln Y_i$ 的影响系数, ρ_0 为常数项, ρ_{2k} 为变量系数; σ 为随机干扰项。

五、实证结果分析

(一) 基准回归

“包干制”托管对化肥施用水平影响的 OLS 回归结果如表 2 所示。其中,模型(1)为不添加控制变量的回归结果,显示“包干制”托管显著降低化肥施用水平,模型(2)添加了控制变量后,“包干制”托管仍显著降低农户化肥施用折纯量,平均而言,选择“包干制”托管使得亩均化肥折纯量下降了约 26.34%,假说 1 得证。一方面是供肥,服务商利用社会网络、市场谈判、规模经济等条件在化肥的“价”与“质”层面更具优势;另一方面是施肥,服务商普遍拥有与其服务内容、服务能力相匹配的专业农业机械和设备以及农业技术力量(Shen 等,2025),精准施肥更有保障。

回归结果显示,家中有兼业人员与耕地质量提升对化肥施用折纯量有显著负向影响,但是新型农业经营主体、种植规模、地貌类型为平地均显著正向影响化肥施用折纯量,究其原因,新型农业经营主体的化肥减量效果存在规模异质性,调研样本中的新型农业经营主体平均种植规模为 114.6 亩,模型结果与孔庆洋等(2020)的研究一致,即小型(200 亩及以下)规模主体化肥施用量多。高额土地租金和资本回报压力驱动新型农业经营主体采取高投入的粗放式经营,过量施用化肥以追求短期产出最

大化。化肥通过养分含量对土壤地力与作物生长产生影响,农户对土壤与肥料的养分含量认知不足,规模越大,对地块的肥力特征越不了解,出于风险规避与成本收益的考虑会出现化肥施用折纯量偏高的情况(刘晓燕等,2020)。平地地块土地质量好、生产风险相对较低,农户可能因为追求更高产量而存在过度施肥现象(张驰等,2017)。

表 2 基准回归结果

| 变量 | 模型(1) | 模型(2) |
|----------------|------------------------|------------------------|
| “包干制”托管 | -0.2312*** (0.0294) | -0.2634*** (0.0308) |
| 性别 | | -0.0021 (0.0377) |
| 年龄 | | 0.0016 (0.0010) |
| 受教育程度 | | -0.0016 (0.0033) |
| 是否有兼业人员 | | -0.0617*** (0.0226) |
| 粮食种植收入占比 | | 0.0296 (0.0323) |
| 是否是新型农业经营主体 | | 0.0790*** (0.0247) |
| 是否有村干部 | | 0.0208 (0.0260) |
| 种植规模 | | 0.0306*** (0.0106) |
| 是否土地流转 | | 0.0047 (0.0248) |
| 耕地质量 | | -0.0389** (0.0182) |
| 地貌类型是否为平地 | | 0.1082*** (0.0279) |
| 是否粮食主产区 | | -0.3513 (0.2773) |
| 是否轮作 | | 0.0241 (0.0366) |
| 省份虚拟变量 | | 已控制 |
| 常数项 | 3.9345*** (0.0115) | 4.0566*** (0.3073) |
| R ² | 0.0367 | 0.1652 |
| 观测值 | 1511 | 1511 |

注: *、**、*** 分别表示在 10%、5%、1%的水平上显著;括号内为稳健标准误。下同

(二) 内生性检验

为了克服模型的内生性问题,本文选取村表中的“同村农户采用农机服务的比例”和“村庄公路交通等基础设施水平”作为工具变量,利用 2SLS 模型进行估计,结果如表 3 所示。引入工具变量后的 Sargan 过度识别检验 P 值为 0.3336,故接受原假设,认为工具变量均外生。第一阶段结果显示,两个工具变量系数联合显著性的 F 统计量为 11.95,故认为不存在弱工具变量问题。第二阶段结果显示,“包干制”托管依然显著降低化肥施用水平,说明在考虑模型内生性问题后,基准回归结果稳健。

表 3 内生性检验结果

| 变量 | 2SLS 模型 | |
|-------------------|------------------------|-----------------------|
| | 第一阶段 “包干制”托管 | 第二阶段 化肥施用水平 |
| “包干制”托管 | | -0.8306* (0.3843) |
| 同村农户采用农机服务占比 | 0.1257*** (0.0413) | |
| 村庄内基础设施水平 | 0.0288*** (0.0076) | |
| 控制变量 | 已控制 | 已控制 |
| 省份虚拟变量 | 已控制 | 已控制 |
| 常数项 | -0.4079*** (0.1049) | 3.9182*** (0.3394) |
| Sargan 过度识别检验 P 值 | | 0.3336 |
| 第一阶段 F 值 | 11.9500 | |
| 观测值 | | 1511 |

(三) 稳健性检验

本文采用更换被解释变量、增加控制变量与缩尾处理 3 种方式对基准回归结果做稳健性检验,结果如表 4 所示。模型(3)将被解释变量更换为化肥亩均成本(取对数),经模型重新测算后系数亦为显著负向影响;模型(4)对原有模型新增“最大地块离家距离”“是否购买农业保险”“最大地块是否可灌溉”“住址与农资店距离”“家庭在本村所处收入水平”5 个控制变量,所得结果显示“包干制”托管仍可显著降低化肥施用量;模型(5)为避免极端值影响,借鉴王慧敏等(2025)研究,将样本进行 1% 的缩尾处理,所得结果与基准回归结果基本一致。基于此,基准回归估计结果具有稳健性。

表 4 稳健性检验结果

| 变量 | 模型(3) 更换被解释变量 | 模型(4) 增加控制变量 | 模型(5) 缩尾处理 |
|----------------|------------------------|------------------------|------------------------|
| “包干制”托管 | -0.2350*** (0.0292) | -0.2597*** (0.0313) | -0.2597*** (0.0297) |
| 控制变量 | 已控制 | 已控制 | 已控制 |
| 省份虚拟变量 | 已控制 | 已控制 | 已控制 |
| 常数项 | 4.8663*** (0.1442) | 4.0677*** (0.3164) | 4.0251*** (0.2845) |
| R ² | 0.1441 | 0.1679 | 0.1673 |
| 观测值 | 1511 | 1511 | 1511 |

由于农户不可能同时出现选择“包干制”托管与不选择“包干制”托管两个结果,引发“反事实缺失”问题。倾向得分匹配法(PSM)为选择“包干制”托管农户匹配与之特征相似的对照组,通过构造反事实框架,解决样本自选择偏误影响参数估计精确性的内生性问题。为增强模型结果稳健性,本文

采用4种样本匹配方法进行匹配,分别为核匹配、k近邻匹配、卡尺匹配、半径匹配,若各匹配方法的估计参数大小与显著性相似,则表明样本和模型的适配度、有效性良好。表5展示了“包干制”托管对农户化肥施用水平的平均处理效应(ATT),结果显示,各匹配方法的平均处理效应估计结果基本一致,通过对比处理组与对照组数据,发现选择“包干制”托管相比未选择的农户,其化肥施用水平明显下降,表明前文结论具有稳健性。

表5 倾向得分匹配估计结果

| 匹配方法 | 处理组均值 | 对照组均值 | ATT | 标准误 | t值 |
|-------|--------|--------|------------|--------|--------|
| 核匹配 | 3.7033 | 3.9567 | -0.2534*** | 0.0366 | 6.9200 |
| k近邻匹配 | 3.7033 | 3.9607 | -0.2574*** | 0.0390 | 6.6000 |
| 卡尺匹配 | 3.6966 | 3.9597 | -0.2631*** | 0.0398 | 6.6200 |
| 半径匹配 | 3.6966 | 3.9649 | -0.2683*** | 0.0394 | 6.8100 |

(四) 作用机制分析

本文采用逐步回归法验证新型肥料和施肥次数的中介作用,结果如表6所示。具体来看,“包干制”托管能够显著实现新型肥料替代与优化施肥次数,且引入中介变量后,“包干制”托管对化肥施用水平的系数显著变小,表明使用新型肥料和优化施肥次数能够在“包干制”托管影响化肥施用水平的过程中发挥有效的中介作用,假说2得证。进一步地,本文计算得到新型肥料和施肥次数所发挥的部分中介效应对总效应的贡献率分别为5.51%和15.91%。在“包干制”方式下,化肥采购成本与施肥作业成本被内部化于服务商的利润函数之中,激励其控制内部供应链和操作流程。“包干制”托管下的服务商较之农资商或农机商更具资金与技术优势(马骥等,2025),凭借规模经济降低了新型肥料的购入成本,同时利用新型肥料绿色高效的特性减少化肥投入,在成本节约的激励下,引导肥料产品优化升级,调优施肥结构,实现化肥减量增效。在“包干制”托管情形下,服务商收取固定服务费用并负责整个周期的施肥服务,因此更倾向于优化施肥计划并精确控制施肥量,模型结果反映的不是服务商“偷懒”,而是“包干制”托管通过技术替代、成本控制和激励机制优化,把传统低效的多频次施肥压缩为高效低量的集中施肥,从而实现化肥减量。基于此,在施肥决策权转移与经济激励的双重条件下,“包干制”托管通过新型肥料替代和减少施肥频次的精准作业机制实现化肥减量。

(五) 调节效应分析

本文引入交互项系数评估契约在“包干制”托管对化肥施用水平影响中的调节作用,结果如表7所示。模型(6)结果表明,正式契约在“包干制”托管影响化肥施用水平过程中具有显著负向调节作用,即托管供需双方选择正式契约,“包干制”托管对化肥施用水平的降低效果更明显,假说3得证。技术密集型生产服务因其强技术属性、效果滞后性和高监督成本,本质上属于典型的信任品(李琪等,2022),服务双方达成的契约形式多样,涵盖了正式契约以及口头约定、声誉机制、信任机制等非正式契约类型(郭翔宇等,2025),但存在服务商和农户单方或双方违约风险。农业生产托管需要委托代理双方风险共担、利益共享,风险配置依赖于托管形式和利益分配模式,利益共享有赖于契约保障(孟盟等,2024)。正式契约使得契约违约风险在服务双方之间得到了分担(杜洪燕等,2021),清晰可量化、具有法律效力的规制利于减少交易双方的纠纷,规避可能存在的机会主义倾向行为,促使托管供需双方目标一致,提高了农业服务质量。

本文进一步分析了不同类型契约与“包干制”托管交互作用对化肥施用水平的影响。模型(7)显

示,无论是否加入控制变量,定额契约与“包干制”托管的交互项对化肥施用水平无显著影响。模型(8)则表明,分成契约与“包干制”托管的交互项在未加入控制变量时显著降低化肥施用水平,显示出分成契约的负向调节作用,分成契约兼顾风险共担与剩余所有权共同支配的特征,对于托管供需双方来说,是在风险与激励情况下的折中选择,因此有助于缓解双方目标不一致的矛盾,保证托管服务质量。然而,加入控制变量后,该交互项的影响转为正向,表明控制变量对结果有显著影响,提示在分析交互作用时需考虑更多的影响因素。通过逐步回归法验证发现,分成契约的负向调节作用特定于某些条件或群体,控制性别、年龄、教育程度、兼业和种植收入变量后,“包干制”与分成契约的交互项显著降低化肥施用水平,这些因素可能影响契约的接受度、理解程度以及对分成契约的敏感性,进而搭配“包干制”托管利于实现化肥减量。

表6 新型肥料和施肥次数的机制作用检验结果

| 变量 | 新型肥料 | 化肥施用水平 | 施肥次数 | 化肥施用水平 |
|------------------|------------------------|------------------------|------------------------|------------------------|
| “包干制”托管 | 0.1030*** (0.0305) | -0.2489*** (0.0307) | -0.2018*** (0.0531) | -0.2215*** (0.0290) |
| 新型肥料 | | -0.1411*** (0.0418) | | |
| 施肥次数 | | | | 0.2077*** (0.0160) |
| 控制变量 | 已控制 | 已控制 | 已控制 | 已控制 |
| 省份虚拟变量 | 已控制 | 已控制 | 已控制 | 已控制 |
| 常数项 | -0.2192*** (0.0779) | 4.0257*** (0.3082) | 1.8912*** (0.3027) | 3.6639*** (0.2824) |
| R ² | 0.1210 | 0.1741 | 0.3545 | 0.2698 |
| 中介效应占总效应比重(%) | | 5.5141 | | 15.9100 |
| Sobel 检验 | | -0.0145*** (-2.9310) | | -0.0419*** (-3.5220) |
| Bootstrap95%置信区间 | | [-0.0269, -0.0021] | | [-0.0646, -0.0192] |
| 观测值 | 1511 | 1511 | 1511 | 1511 |

注:Sobel 检验行分别表示系数与 Z 值

(六) 异质性分析

1. 规模异质性。为评估“包干制”托管对化肥施用水平的影响在不同种植规模下是否存在差异,本文利用分位数回归方法,选择0.25、0.50和0.75共3个点位进行深入检验,结果如表8所示。从各个分位点的系数看,“包干制”托管的影响均显著为负,表明无论农户处于何种规模,“包干制”托管均可有效降低化肥施用水平,且随着分位数的提升,系数逐渐减小,表明“包干制”托管对化肥施用水平的影响随着种植规模的增加而减弱。究其原因,“包干制”托管通过专业化组织接管施肥决策和执行,能够整合资源,实现规模经济,有效规避了小规模农户自身知识和技术能力的短板,故托管带来的边际减量效果非常显著;而大中规模农户本身已经具备一定的规模经济优势,经营更加专业化、集约化,种植结构相对单一,对现代农业技术的接受和采纳意愿更高,资金刚性约束较弱,在购买农资、应用大型农机和标准化作业方面已具备规模优势(夏显力等,2023),托管带来的额外减量和效率提升的潜力相比小规模农户较弱。

表7 契约的调节效应结果

| 变量 | 模型(6) | 模型(7) | | 模型(8) | |
|----------------|------------------------|------------------------|------------------------|------------------------|------------------------|
| | | 无控制变量 | 有控制变量 | 无控制变量 | 有控制变量 |
| “包干制”托管 | -0.2234*** (0.0340) | -0.2372*** (0.0300) | -0.2677*** (0.0315) | -0.2449*** (0.0305) | -0.2783*** (0.0314) |
| 正式契约 | 0.0677 (0.0512) | | | | |
| “包干制”×正式契约 | -0.2158*** (0.0796) | | | | |
| 定额契约 | | 0.1077 (0.1637) | 0.1205 (0.1410) | | |
| “包干制”×定额契约 | | 0.0259 (0.2099) | -0.0196 (0.1799) | | |
| 分成契约 | | | | 0.3340*** (0.0126) | 0.0258 (0.0376) |
| “包干制”×分成契约 | | | | -0.1736*** (0.0568) | 0.2512*** (0.0880) |
| 控制变量 | 已控制 | | 已控制 | | 已控制 |
| 省份虚拟变量 | 已控制 | | 已控制 | | 已控制 |
| 常数项 | 4.0536*** (0.3064) | 3.9340*** (0.0115) | 4.0564*** (0.3080) | 3.9345*** (0.011) | 4.0633*** (0.3072) |
| R ² | 0.1693 | 0.0376 | 0.1660 | 0.0388 | 0.1680 |
| 观测值 | 1511 | 1511 | 1511 | 1511 | 1511 |

表8 关于规模的异质性讨论

| 变量 | Q25 | Q50 | Q75 |
|----------------|-----------------------|-----------------------|-----------------------|
| “包干制”托管 | -0.2193* (0.1131) | -0.1381** (0.0599) | -0.1176** (0.0564) |
| 控制变量 | 已控制 | 已控制 | 已控制 |
| 省份虚拟变量 | 已控制 | 已控制 | 已控制 |
| 常数项 | 3.6690*** (0.6316) | 4.8282*** (0.4097) | 2.8662*** (0.5998) |
| R ² | 0.0898 | 0.1248 | 0.1988 |
| 观测值 | 507 | 511 | 493 |

2. 区域异质性。根据国家统计局对中国四大经济区域划分方法^①,本文将调研省份划分为东部、中部、西部与东北四个区域,以考察“包干制”托管对化肥施用水平的影响是否具有地理异质性。参考邓明艳(2025)的研究,本文在基准模型中加入地区虚拟变量与“包干制”托管的交互项。由表9结果可知,相对于东北地区,“包干制”托管在西部地区可显著降低化肥施用水平,可能的原因在于,虽然西部地区的农资、农机与农艺水平较低(梁志会等,2021),农业社会化服务市场发育相对迟缓,但西部地区正处于农业产业结构转型升级阶段,对新技术的需求较高(代丽等,2025),西部各省落实

^① 资料来源:国家统计局.东西中部和东北地区划分方法,https://www.stats.gov.cn/zt_18555/zthd/sjjr/dejtjkfr/tjzp/202302/t20230216_1909741.htm

“农药化肥减量”等绿色发展政策(付伟等,2023),在推动农业社会化服务水平提升方面表现出更强的驱动作用,“包干制”托管带来的化肥投入减量化边际贡献较高。

3. 市场环境。“包干制”托管涉及农资供应与作业服务两方面,农资供应关乎市场肥料产业链有效供给,作业服务关联化肥减量技术,二者的交点为配肥站,即配肥站在农业生产和市场运行之间建立了重要的桥梁和纽带。本文以“县域内建立配肥厂”表征市场环境,表9结果显示,县域内建立配肥厂将更利于“包干制”托管降低化肥施用折纯量。从协同效应理论看,配肥站的精准配肥服务与服务商的精准施肥服务之间存在着显著的协同效应,源于两者在资源共享与优势互补方面的潜力。县域内建立配肥厂,使得县域测土配方服务体系中的技术方案能够转化为本地化、定制化的实物产品。服务商可基于县域土壤数据库指导配肥厂制定差异化配方,配肥厂也可根据服务商的田间反馈及时优化配方,形成“测土—配方—生产—施用—反馈—调优”的闭环协同,最终提高科学施肥技术的落地率和肥料产品的适配性。

表9 关于不同地区、市场环境和政策规制的异质性讨论

| 变量 | 分地区 | 市场环境 | 政策规制 |
|----------------|------------------------|------------------------|------------------------|
| “包干制”托管 | -0.1041* (0.0603) | -0.2056*** (0.0347) | -0.2170*** (0.0339) |
| “包干制”×西部地区 | -0.3043*** (0.0781) | | |
| “包干制”×东部地区 | -0.0813 (0.0907) | | |
| “包干制”×中部地区 | -0.1241 (0.0770) | | |
| “包干制”×县域配肥站 | | -0.1651*** (0.0592) | |
| “包干制”×化肥定额制 | | | -0.1460** (0.0611) |
| 控制变量 | 已控制 | 已控制 | 已控制 |
| 省份虚拟变量 | 已控制 | 已控制 | 已控制 |
| 常数项 | 4.0508*** (0.3056) | 4.0451*** (0.3066) | 4.0577*** (0.3060) |
| R ² | 0.1736 | 0.1697 | 0.1684 |
| 观测值 | 1511 | 1511 | 1511 |

4. 政策规制。县级和村级的托管采纳可能受经济水平、区域政策、社会化服务市场发育程度等因素综合影响(董莹等,2024)。近年来中国部分地区已开始推行化肥定额制*,化肥定额兼顾环境污染与生产需求,既防止过量施肥,又避免了盲目减肥,施肥量较之前偏低(邹秦琦等,2024),利用环境规制实现了源头减量与精准施肥(廖小静等,2024),达到高产增效、绿色安全的目标。以“本县是否实行化肥定额制”表征政策规制,表9结果表明,化肥定额制通过强制性环境规制政策规定区域内化肥购施标准,在一定程度上对服务商的技术与管理提出更高要求,控制了化肥投入,相比于未实行化肥定额制的区域更利于降低化肥施用水平。这种强制性措施能够有效纠正市场失灵,特别是在农业

* 化肥定额制,是指通过制定主要作物化肥投入最高限量标准,综合采取免费测土、科学配方、合理替代、精准施肥等措施,以达到减少农田化肥投入、保障耕地综合产能、优化生态环境质量的目标

生产中存在外部性的情况下,政府干预是必要的。

六、研究结论与政策建议

本文基于2024年全国12省1511个玉米种植户微观数据,实证分析了“包干制”托管对化肥施用水平的影响及作用路径。主要结论如下:第一,“包干制”托管可显著降低农户化肥施用水平,说明在现阶段“包干制”托管具有化肥减量效应,具备积极的政策推广价值。第二,机制分析表明,“包干制”托管以新型肥料替代传统速效肥、以少量追施取代多次追肥,在保障作物养分供给的同时实现化肥减量。正式契约在“包干制”托管对化肥施用水平的影响中发挥显著调节作用,其中,分成契约的负向调节作用特定于性别、年龄、教育程度、兼业和种植收入等条件或群体。第三,异质性分析发现,“包干制”托管更利于降低小规模、西部地区、县域内建立配肥厂和县域实行化肥定额制的农户化肥施用水平,表明“包干制”托管的化肥减量策略需要因户施策、因地制宜。

基于以上研究结论,本文提出如下政策建议:第一,政府与市场协同发力,推动托管方式创新。政府端应扩大化肥定额制试点,依托测土配方数据设定施肥上限形成刚性约束,同时配套项目补贴、政府购买服务等柔性激励,实行“多干多补、优绩优补”;市场端搭建县域农资集采平台,推动服务商与上游肥企直采、下游粮企订单收购,打通“农资优价—减量降本—优粮优价”产业链,形成正向激励闭环,放大“包干制”托管规模效应。第二,精准适配分类施策,差异化推广“包干制”托管服务。针对不同规模农户精准施策,为小规模农户建立“包干制”托管村级示范基地实地展示;对规模农户推广“包干制+作业制”混合托管并提供低息设备贷;对大规模农户定制“作业制”托管并探索碳汇交易。在各区域实施“绿色双减增效”行动的基础上,为化肥减量效果显著的西部和中部地区提供技术支持,并以财政奖励或税收优惠的形式激励继续采用和推广“包干制”托管。第三,优化托管契约设计,保障供需双方收益。在契约文本方面,应将耕、种、防、收等基础服务细化为可验证绩效指标,并设置增施有机肥、绿色防控次数等柔性条款以适应差异化需求;建立“数值+图片+视频”三维技术清单,通过数字化存证固化至电子合同,提升履约可追溯性。在履约保障方面,推广分成契约实现风险分担与激励相容,明确设定最低保障收益、风险补偿等共担条款,增强契约透明度。政府可通过典型案例宣传与定向财政补贴,引导双方签订正式契约,降低交易成本并提升服务质效。

参 考 文 献

1. Baron, R. M., Kenny, D. A. The Moderator-Mediator Variable Distinction in Social Psychological Research: Conceptual, Strategic, and Statistical Considerations. *Journal of Personality and Social Psychology*, 1986(6): 1173~1182
2. Cheung, S. *The Theory of Share Tenancy*. University of Chicago Press, 1969
3. Obisesan, A. A., Akinlade, R. J., Fajimi, F. O. Determinants of Fertilizer Use Among Smallholder Food Crop Farmers in Ondo State, Nigeria. *American Journal of Research Communication*, 2013(7): 254~260
4. Shen, S., Cui, M., Zheng, F. How does Land Fragmentation Affect Farmers' Decision-making for Agricultural Socialized Services? *Journal of Rural Studies*, 2025(119): 103803
5. 曹 冉, 窦道龙, 徐志刚. 植保“包干制”减量化的激励机制研究——基于“委托—代理”视角. *华中农业大学学报(社会科学版)*, 2025(2): 116~126
6. 曹 冉, 张宗利. 农业生产外包服务对农药施用影响的再审视——基于“委托—代理”视角. *干旱区资源与环境*, 2025(5): 45~53
7. 陈义媛. 中国农资市场变迁与农业资本化的隐性路径. *开放时代*, 2018(3): 95~111+9~10
8. 代 丽, 张栋梁. 数字新质生产力赋能农业社会化服务水平提升的路径与机制. *农业现代化研究*, 2024(6): 1026~103
9. 邓明艳. 乡村振兴背景下光伏扶贫政策能否降低城乡收入差距——基于县域数据的分析. *农业技术经济*, 2025(6): 25~48
10. 董 莹, 王 欢, 黄采妮. 农业社会化服务及其集成: 破解农户秸秆还田困境的机理与实证. *中国农村经济*, 2024(12): 44~6

11. 杜洪燕,陈俊红,龚晶,刘宝印. 农业生产托管:模式、成效及风险分担机制——基于山西和黑龙江两省的调研. 价格理论与实践,2020(12):10~13+74
12. 付伟,胡乐祥,罗明灿,陈建成. 西部地区农业碳排放空间关联网络特征研究. 中国农业资源与区划,2024(7):3~11
13. 高恩凯,朱建军,郑军. 农业社会化服务对化肥减量的影响——基于全国31个省区面板数据的双重检验. 中国生态农业学报(中英文),2023(4):632~642
14. 郭江影,钟甫宁. 自然和市场双重风险下中国小农户的化肥投入及风险规避动机辨析. 农业技术经济,2024(11):4~17
15. 郭翔宇,方佳鸣,张恒. 农业生产托管契约履行的三方演化博弈分析. 中国农业大学学报,2025(5):278~293
16. 何蒲明,郭宣峰,魏君英. 农业生产托管与保障粮食安全——基于江汉平原的调研证据. 农业经济,2024(4):20~22
17. 胡新艳,朱文珏,刘恺. 交易特性、生产特性与农业生产环节可分工性——基于专家问卷的分析. 农业技术经济,2015(11):14~23
18. 江帆,种聪,宋洪远. 农业生产托管何以提高粮食生产技术效率. 自然资源学报,2024(3):582~600
19. 姜长云,芦千文. 中国农业的服务化转型和农业新质生产力的成长. 华中农业大学学报(社会科学版),2024(6):1~11
20. 金书秦,张惠,唐佳丽. 化肥使用量零增长实施进展及“十四五”减量目标和路径. 南京工业大学学报(社会科学版),2020(3):66~74+112
21. 孔庆洋,闵继胜. 风险、技术与中国新型农业经营主体化肥使用量. 安徽师范大学学报(人文社会科学版),2020(6):87~97
22. 孔祥智,程泽南,李愿. 建设农业强国:基本认识、核心指标和推进路径. 学习与探索,2024(5):17~25
23. 孔祥智,方松海,庞晓鹏,马九杰. 西部地区农户禀赋对农业技术采纳的影响分析. 经济研究,2004(12):85~95
24. 孔祥智,李愿. 新型农业经营体系建设:实践成效、现实问题与政策取向. 华南师范大学学报(社会科学版),2024(4):5~16+205
25. 李丹,周宏,夏秋. 农户生产性服务约束方式选择逻辑:来自生产风险与交易成本的考量. 农业技术经济,2024(1):111~126
26. 李琪,李凯. 病虫害防治托管对技术效率的影响——基于横向分工与纵向协同视角. 资源科学,2022(10):1964~1979
27. 李亚娟,唐文慧,马骥. 农业生产托管影响粮农增收的机制及环节异质性. 中国农业大学学报,2024(8):300~313
28. 梁志会,张露,张俊飏. 土地要素市场化配置对农户化肥用量的影响. 资源科学,2022(8):1533~1544
29. 梁志会,张露,张俊飏. 土地整治与化肥减量——来自中国高标准基本农田建设政策的准自然实验证据. 中国农村经济,2021(4):123~144
30. 廖小静,徐雪高,沈贵银,郑微微. 化肥面源污染全链条治理的主要困境、逻辑基础和路径构建. 环境保护,2024(5):32~37
31. 刘晓燕,章丹,徐志刚. 粮食规模经营户化肥施用也“过量”吗——基于规模户和普通户异质性的实证. 农业技术经济,2020(9):117~129
32. 芦千文,苑鹏. 农业生产托管与稳固中国粮食安全战略根基. 南京农业大学学报(社会科学版),2021(3):58~67
33. 马骥,王箬. 服务质量如何影响农户粮食生产薄弱环节托管?——以施肥环节为例. 农村经济,2025(2):20~28
34. 孟盟,于冷,史清华. 沉默的羔羊:畜牧代管下的道德风险与弱监管. 兰州大学学报(社会科学版),2024(1):137~151
35. 穆月英,张哲晰. 社会化服务助推农业高质量发展:内在逻辑、现实难点挑战与政策优化. 社会科学辑刊,2025(6):1~8
36. 王楚涵,李伟民. 农业生产托管“新模式”与农户经营行为研究:基于农户生产决策的模型分析. 辽宁大学学报(哲学社会科学版),2022(1):70~78
37. 王慧敏,朱建军. 农场主数字素养对耕地质量保护行为的影响——基于2023年山东省家庭农场调查数据的实证分析. 干旱区资源与环境,2025(4):85~96
38. 王箬,马骥. 农业社会化服务与农户绿色生产:研究综述与展望. 农业经济与管理,2024(5):77~91
39. 王如玉,肖海峰. 种养结合能否提升肉羊养殖环境技术效率?——基于不同种养结合模式的MTE模型分析. 中国农业大学学报,2024(3):260~273
40. 温忠麟,叶宝娟. 中介效应分析:方法和模型发展. 心理科学进展,2014(5):731~745
41. 夏显力,崔民. 农业托管服务对化肥减量施用的影响. 华南农业大学学报(社会科学版),2023(6):88~101
42. 徐志刚,刘家成. 以现代农机服务赋能农业强国建设:理论逻辑、关键约束与制度供给. 农经,2025(Z4):3~15
43. 徐志刚,郑姗姗,刘馨月. 农业机械化对粮食高质量生产影响与环节异质性——基于黑、豫、浙、川四省调查数据. 宏观质量研究,2022(3):22~34
44. 薛莹. 基于交易费用视角农户农业生产性服务行为与契约选择研究. 沈阳农业大学博士学位论文,2021
45. 杨力超,梁志会,游良志,胡平波. 生产性服务、迂回投资与农业化肥减量增效. 农业技术经济,2025(5):50~68

46. 张 驰,张崇尚,仇焕广,吕开宇. 农业保险参保行为对农户投入的影响——以有机肥投入为例. 农业技术经济,2017(6): 79~87
47. 张梦玲,陈昭玖,翁贞林,张予涵. 农业社会化服务对化肥减量施用的影响研究——基于要素配置的调节效应分析. 农业技术经济,2023(3):104~123
48. 张仁慧,林 燕,赵 凯,张 泽. 农业生产托管对粮食绿色生产效率的提升作用. 资源科学,2023(11):2248~2263
49. 郑旭媛,林庆林,周凌晨诺. 中国农业“双规模”经营方式创新、绩效及其外溢效应分析. 中国农村经济,2022(7):103~123
50. 周 力,冯建铭,应瑞瑶,曹光乔. 农户精准施肥两阶段异质性及采纳行为研究——基于劳动偏向型特征的再考察. 农业技术经济,2021(8):81~91
51. 周曙东,李幸子. 农户特征、外部环境与科学施肥. 华南农业大学学报(社会科学版),2021(1):50~58
52. 邹秦琦,姚 澜,江敬安,沈云鹏,薛彦东,张卫峰. 复合肥料养分含量和配比与农业需求的匹配度研究. 中国农业大学学报, 2024(12):1~11

Precise Service Empowers Green Development: An Empirical Study Based on Fertilization Trusteeship under the Lump-Sum Contract System

CAI Xinjuan, MA Ji

Abstract: The reduction of chemical fertilizers is crucial for sustainable agricultural development and the safety of agricultural products, and is a key measure to promote the green transformation of agriculture. Based on the survey data of 1511 maize growers in 12 provinces across China, this paper uses OLS models, mediation effects, and moderation effects models to empirically analyze the impact and mechanism of fertilization trusteeship under the lump-sum contract system on the level of fertilizer application. Research has found that, first, the contract system trusteeship significantly reduces the level of chemical fertilizer use among farmers, which can lead to a decrease of about 26.34% in the average pure amount of fertilizer per mu. Secondly, mechanism analysis indicates that the contract system trusteeship realizes the reduction of fertilizer input through the replacement of new fertilizers and the reduction of the number of fertilizations. Formal contracts have a significant moderating effect on the impact of contract system trusteeship on the level of fertilizer application, while the moderating effect of sharing contracts is conditionally dependent. Thirdly, there are differences in the degree of influence of contract system trusteeship on the level of chemical fertilizer application among farmers, and the impact on small-scale farmers, farmers in western regions, farmers in counties with fertilizer plants, and farmers in counties implementing fertilizer quota system is more significant. Therefore, this article proposes policy recommendations such as the government and market jointly promoting the innovation of the contract system trusteeship, differentiating the promotion of contract system trusteeship, and optimizing the design of custody contracts.

Keywords: Lump-sum contract system; Fertilizer application level; New fertilizers; Number of fertilizations; Contracts

责任编辑:李 芸