

引用格式: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[J]. 资源科学, 2022, 44(8): 1533-1544. [Liang Z H, Zhang L, Zhang J B. Impact of the market-based allocation of farmland on farmers' chemical fertilizer input[J]. Resources Science, 2022, 44(8): 1533-1544.] DOI: 10.18402/resci.2022.08.01

土地要素市场化配置对农户化肥用量的影响

梁志会^{1,2}, 张 露^{1,2}, 张俊飏^{1,2}

(1. 华中农业大学经济管理学院, 武汉 430070; 2. 湖北农村发展研究中心, 武汉 430070)

摘 要:已有研究主要从要素禀赋相对稀缺性视角来考察农户化肥用量差异,但普遍忽视了稀缺要素市场化配置的潜在影响。本文在理论层面阐明了土地要素市场化配置影响农户化肥用量决策的内在机理;进一步地,基于湖北省2016—2019年水稻种植户的独立混合截面数据,运用KIV-IV估计方法和拓展回归模型估计了土地要素市场化配置对农户化肥用量的影响效应及传导机制。研究表明:①土地要素市场化配置水平对农户化肥用量具有显著的负向影响;②土地要素市场化配置主要通过土地经营规模与农户经营能力的匹配度,即土地要素配置效率作用于农户化肥用量决策;③土地要素市场不完全使相关要素市场的发育具有重要的资源配置意义,农户通过从事非农活动和购买生产性服务实现要素匹配,显著增强了土地要素配置效率改善带来的化肥减量施用效应。本文的理论意义在于为解释农户要素投入偏向提供一种有普遍意义的理论视角,有助于测度与诊断农业生产化肥高量乃至过量施用现象的根源与机制,实践意义在于为推进化肥减量施用提供政策参考。

关键词:要素禀赋;要素市场化配置;土地流转;化肥减量;资源错配;中介效应;湖北省

DOI: 10.18402/resci.2022.08.01

1 引言

化肥作为最重要的现代农业生产要素之一,实质上是一种物化的技术形式^[1],被普遍视为土地节约型技术的代表^[2]。诱致性技术变迁理论认为,在完全要素市场中,要素相对稀缺性的变化会反映在要素相对价格上,从而诱致农户根据市场价格信号采纳那些能够节约相对稀缺(因而更加昂贵)要素的技术^[3]。它还表明,土地要素相对稀缺的国家应选择以化肥密集投入为重要标志的土地节约型农业发展模式^[4]。但应当看到,诱致性技术变迁理论并不依赖于完全要素市场假设,即便是在土地和劳动等要素市场交易受限的计划经济时代,中国农业技术变迁路径仍是通过化肥要素的密集投入来节约相对稀缺的土地要素^[5]。

理论逻辑的自洽性,加之经验证据的印证,使

大量研究将中国农户普遍存在的化肥高量施用问题归咎于土地要素的相对稀缺性^[1,2,6,7],但这是否意味着其他土地要素相对稀缺国家的农业化肥用量也是普遍高量的?或者说,拥有相似资源禀赋特征的国家或经营主体在农业要素投入水平上必然趋同?至少在经验上并非如此。世界银行2018年的数据显示,在日本、印度、英国和荷兰等人口密度远高于中国的国家中,他们的农业化肥施用强度却远低于中国^[8]。可见,仅从要素相对稀缺性角度仍难以进一步解释为何中国农业化肥用量相较其他人地关系紧张国家显得尤为过量。事实上,已有文献逐渐意识到经济增长和技术创新不仅是土地、劳动和资本要素的稀缺问题,同样重要的是稀缺要素的市场化配置问题^[9,10]。发达国家与欠发达国家在经济发展和技术进步上的差异,实际在很大程度上源

收稿日期:2022-04-22;修订日期:2022-07-12

基金项目:国家自然科学基金项目(42071157);中央高校基本科研业务费专项资金资助项目(2662020JGPY11;2662022XCZX004);清华大学中国农村研究院博士论文奖学金项目(202107)。

作者简介:梁志会,男,广西河池人,博士研究生,研究方向为农业资源与环境经济学。E-mail: zhihui.liang@webmail.hzau.edu.cn

通讯作者:张露,女,湖北宜昌人,教授,研究方向为农业资源与环境经济学。E-mail: luzhang@mail.hzau.cn

于欠发达国家更为普遍的要素市场不完全问题^[11,12]。由此引发的推论是,尽管诱致性技术变迁理论假说的成立不以完全要素市场为前提,但由于要素市场化配置水平的差异,拥有类似资源禀赋的国家(或生产主体)在化肥用量上也将难以趋同。

现有研究普遍从要素禀赋视角来考察农户化肥用量决策,本质上仍是要素稀缺诱致性技术变迁思路的延续,却严重忽视了对要素市场的分析。已有文献认为要么是土地、劳动或资本要素禀赋约束、要么是多种要素禀赋约束共存导致农户出现化肥过量施用行为^[13-16]。但经验研究已然表明,在控制劳动和资本要素的干扰性影响下,不同土地经营规模下的农户均有可能出现化肥过量施用的现象^[1,14]。可见,农户土地要素禀赋与化肥用量之间的关系研究并未取得逻辑一致的结论。之所以如此,一个很重要的原因在于,此类研究通常忽略了农户要素禀赋是由初始要素禀赋(权利界定)和要素市场发育水平(权利交易)共同决定^[13]。更为重要的是,如果要素市场是完备的,农户可以通过权利交易来缓解与初始权利界定相关的要素禀赋约束^[17],意味着初始要素禀赋对农户化肥用量的影响可能不具有决定性。应当强调的是,要素市场不完全限制了农户通过市场交易来缓解初始禀赋约束的问题,导致要素禀赋特征与经营能力不匹配,进而可能造成农户在化肥-土地最优配比决策上存在差异。

目前,有关土地要素市场化配置的影响研究主要集中于非农部门。研究发现,土地要素市场不完全带来的土地要素错配对于工业绿色全要素生产率^[9]、城市创新能力^[18]、全要素生产率^[19]、产业结构升级^[20],以及经济发展稳定性^[21]与经济发展质量^[22]等形成了负面影响。在农业领域,零星的研究亦发现土地要素错配会加剧农业生产效率的损失,抑制农业劳动生产率的提高^[10,12]。然而,土地要素市场化配置对农户化肥用量的影响尚未得到充分讨论。郑旭媛等^[13]虽然意识到不完全要素市场所引致的农户资源禀赋差异会影响农户化肥施用技术选择偏向,但学者们并未直接关注土地要素市场化配置对农户化肥用量的影响。据此,本文试图从以下方面对既有文献进行拓展:①基于土地要素市场化配置视角考察农户化肥用量决策,突破了要素相对稀缺视角的研究局限;②基于农业种植领域的探究,补充了来

自农业领域土地要素市场化配置的环境影响机理与经验证据;③基于湖北省水稻主产区2016—2019年的独立混合截面数据,将土地要素配置效率作为机制变量,探究了土地要素市场化配置对农户化肥用量的影响效应及传导机制。

2 理论分析与研究假说

行为主体的能力具有异质性,不同主体使用同一资源所产生的价值存在差异。要实现社会总福利最大化,稀缺要素的产权应界定给能实现其最大价值的行为主体^[23]。但问题在于,识别此类更有经营能力的主体的交易费用并不为0,意味着完全按照经营能力来分配初始土地权利难以操作。即使假定能够免费识别出不同农户经营能力的差异,从而形成富有效率的初始土地权利界定,但这种“有效率”的权利界定却是“静态”的,随着内外部环境的变化,经由初始土地权利界定达成的效率水平通常难以维持^[24]。

权利交易能够减少或者消除初始土地权利界定带来的效率损失。假定市场上的竞争性交易不存在讯息问题,资源最终会配置给能够实现资源最大价值的所有者^[25],即在完全市场条件下,农户可以在市场上自由交易土地权利,进而实现土地和资本要素等的最优投入比例与农户经营能力匹配^[16]。为便于分析,本文假定所有农户拥有如下生产函数^[10]:

$$y = g[\theta K^\sigma + (1 - \theta)(aL)^\sigma]^\gamma \quad (1)$$

式中: y 表示农业产出; g 表示外生技术水平; K 表示资本要素投入,在本文主要指农业机械等固定资本和化肥、农药等可变资本要素; L 表示土地要素投入; θ ($0 < \theta < 1$)反映了农业生产中资本相对于土地的重要程度性; σ 反映了土地和资本要素的替代弹性; a 表示农户经营能力; γ ($0 < \gamma < 1$)用于衡量农业生产的规模报酬。

假定农业产出、土地和资本要素的市场价格分别为 P_y 、 P_L 和 P_K ,农户的目标函数 $\max_{(L,K)} U$ 可表示为:

$$\max_{(L,K)} U = P_y g[\theta K^\sigma + (1 - \theta)(aL)^\sigma]^\gamma - P_L L - P_K K \quad (2)$$

根据式(2),可得到如下—阶条件:

$$P_K = \gamma \theta P_y \frac{y}{\left[\theta \left(\frac{K}{L}\right)^\sigma + (1 - \theta)a^\sigma\right] L^\sigma} K^{\sigma-1} \quad (3)$$

2022年8月

$$P_L = \gamma(1-\theta)P_y \frac{y}{\left[\theta\left(\frac{K}{L}\right)^\sigma + (1-\theta)a^\sigma\right]L^\sigma} a^\sigma L^{\sigma-1} \quad (4)$$

此时,农户最优的资本和土地需求为:

$$K = \left[\frac{\theta}{1-\theta} \cdot \frac{P_L}{P_K} \right]^{\frac{1}{1-\sigma}} \left[\gamma(1-\theta)g \frac{P_y}{P_L} \right]^{\frac{1}{1-\gamma}} \left[\theta \left(\frac{\theta}{1-\theta} \cdot \frac{P_L}{P_K} \right)^{\frac{\sigma}{1-\sigma}} + (1-\theta)a^{\frac{\sigma}{1-\sigma}} \right]^{\frac{\gamma-\sigma}{\sigma(1-\gamma)}} \quad (5)$$

$$L = \left[\gamma(1-\theta)g \frac{P_y}{P_L} \right]^{\frac{1}{1-\gamma}} \left[\theta \left(\frac{\theta}{1-\theta} \cdot \frac{P_L}{P_K} \right)^{\frac{\sigma}{1-\sigma}} + (1-\theta)a^{\frac{\sigma}{1-\sigma}} \right]^{\frac{\gamma-\sigma}{\sigma(1-\gamma)}} a^{\frac{\sigma}{1-\sigma}} \quad (6)$$

农户的农业产出为:

$$y = g^{\frac{1}{1-\gamma}} \left[\gamma(1-\theta) \frac{P_y}{P_L} \right]^{\frac{\gamma}{1-\gamma}} \left[\theta \left(\frac{\theta}{1-\theta} \cdot \frac{P_L}{P_K} \right)^{\frac{\sigma}{1-\sigma}} + (1-\theta)a^{\frac{\sigma}{1-\sigma}} \right]^{\frac{\gamma(1-\sigma)}{\sigma(1-\gamma)}} \quad (7)$$

农户最优的资本-土地要素投入比为:

$$\frac{K}{L} = \left(\frac{\theta}{1-\theta} \cdot \frac{P_L}{P_K} \right)^{\frac{1}{1-\sigma}} a^{-\frac{\sigma}{1-\sigma}} \quad (8)$$

由式(5)和式(6)可知,技术水平 g 、资本价格 P_K 、土地价格 P_L 和产出价格 P_y 均是外生决定的,而最优经营规模是由农户经营能力内生决定。在其他条件不变的情况下,经营能力越高的农户,其土地经营规模越大,所需要的资本份额也越大,农业产出相对更高。可见,农户经营能力决定了其最优土地经营规模,也决定了最优资本-土地投入比。理论上,农户经营能力的分布应该与土地经营规模的分布一致。但实际上,土地经营规模与农户经营能力的匹配度是由初始土地禀赋(权利界定)和要素市场(权利交易)共同决定的^[13]。

中国农村初始土地权利按照农户家庭劳动人口进行平均分配(界定),相对忽视了农户在经营能力上的差异,可能造成农户土地经营规模与农户边际生产能力脱节^[26]。但囿于交易费用,权利的市场交易无法完全消除与初始权利界定相关的效率损失^[27]。假定可以从两个市场进行选择,由于交易效率与交易费用之间存在着严格的负相关关系,理性农户必然选择交易效率较高(交易费用较小)的市场来实现利益最大化^[28]。换言之,交易费用决定了

农户最终会出现在哪一类要素市场上,以及通过调整哪一类生产要素来实现收益最大化。

中国农村土地要素市场发育滞后,农地流转市场存在明显的交易费用^[28]。一旦交易费用高到阻碍资源权利交易,资源的价值就只能采用非货币的衡量标准,而权利交易也会大概率呈现出非市场化特征^[25]。现阶段,中国农村土地流转过程中普遍存在人情租、契约口头化和流转期限短期化等非市场特征,实际上是土地流转市场交易费用过高的具体表现。土地权利市场交易面临较高的交易费用,将会减少农户依据自身经营能力自由调整土地经营规模的可能性。农户要实现收益最大化目标必然会选择在交易效率更高的非土地要素市场中进行交易,如调整化肥等资本要素的投入量。

需要说明的是,若将交易费用考虑在内,农户要素投入比在不完全要素市场情景下仍是最优的,因为农户的要素配置依然是交易费用局限条件下的最优决策。这说明,即便农户化肥投入出现高量的情况也并非是无效率(浪费)的行为。但相较于完全要素市场情景,不完全要素市场情景下农户的最优化肥用量水平可能更高^[29]。一方面,如果土地经营规模超出农户经营能力范围,土地要素市场不完全导致农户难以顺利调整土地经营规模,农户在家庭劳动约束下可能会放弃精耕细作模式,倾向于增加化肥投入来替代劳动要素投入,采取“种懒田”“隐性抛荒”行为。另一方面,如果土地经营规模过小不足以匹配农户的经营能力,农户从事农业生产要想获得至少不低于其从事其他非农活动的收益,增加化肥用量来提高土地边际产出、以获得与自身经营能力相匹配的收益将成为农户的占优策略。由此可见,无论是规模农户还是小规模农户,若农户的经营能力与土地经营规模脱钩,则均有可能出现化肥高量施用的现象。

综上,本文提出如下研究假说:土地要素市场化配置水平越高,越有利于实现土地经营规模与农户生产能力匹配(即提高土地配置效率),在均衡状态下农户的最优化肥用量水平也将越低。

3 数据、模型与变量

3.1 数据来源

本文数据来源于课题组2016—2019年在湖北省水稻主产区的农户问卷调查,并将随机样本合并

形成独立混合截面数据。湖北省不同地区的土地交易市场发育水平存在显著差异,如表1所示,2016—2019年湖北省县(区、市)级层面上的土地流转占比的标准差均在15%以上。这为研究土地要素市场化配置对农户化肥用量的影响提供了有利条件。

农户问卷调查采用多阶段抽样方法:第一阶段,抽样范围界定为湖北省三大稻区,即鄂中丘陵、鄂北岗地单季籼稻板块,江汉平原、鄂东单双季籼稻板块和鄂东北粳稻板块,在每个板块选择2~3个样本县(区、市);第二阶段,根据板块规模确定了样本县(区、市),在每个样本县(区、市),依据水稻种植面积随机抽取2~3个乡镇(街道、管理区);第三阶段,在每个样本乡镇(街道、管理区)随机抽取2个行政村;第四阶段,在每个样本村随机抽取若干农户家庭开展问卷调查,2016、2017、2018和2019年分别随机抽取了20~25、20~25、45~50和25~30户农户。问卷调查共获得4650份有效问卷,其中水稻种植户4350户,非水稻种植户300户。

3.2 实证模型设置

为考察土地要素市场化配置对农户化肥用量的影响,本文构建如下半结构参数模型:

$$\ln F_{i,t,c} = \beta_0 + \beta_1 \text{Land_market}_{i,t,c} + \zeta X_{i,t,c} + \mu_{i,t,c} \quad (9)$$

$$\text{Land_market}_{i,t,c} = \pi_0 + \eta H_{i,t,c} + v_{i,t,c} \quad (10)$$

式中: $\ln F_{i,t,c}$ 表示村庄 c 内的农户 i 在年份 t 内水稻生产的亩均化肥用量(折纯量)取自然对数; $\text{Land_market}_{i,t,c}$ 表示土地要素市场配置指标; $X_{i,t,c}$ 、 $H_{i,t,c}$ 表示控制变量; β_0 和 π_0 表示常数项; β_1 、 ζ 和 η 表示待估计参数; $\mu_{i,t,c}$ 和 $v_{i,t,c}$ 表示扰动项,若不可观测因素同时影响其区域土地市场化配置水平和农户化肥用量,那么将会使 $\mu_{i,t,c}$ 与 $v_{i,t,c}$ 相关,最终导致最小二乘法(OLS)估计有偏。

工具变量法是克服内生性问题的有效方法,所

选取的工具变量需要与解释变量(土地要素市场化配置水平)相关,与被解释变量(化肥用量)无直接相关^[30]。然而,寻找有效的外部工具变量对于实证分析而言是一个严峻的挑战。有鉴于此,Klein等^[31]提出一种基于扰动项的异方差性质构建的内部工具变量法(KV-IV),专门应用于工具变量排他性约束难以满足情景下的因果推断。

在存在异方差的情况下,扰动项的基本表达式如下^[29]:

$$\mu_{i,t,c} = S_{\mu_{i,t,c}}(X)\mu_{i,t,c}^* \quad (11)$$

$$v_{i,t,c} = S_{v_{i,t,c}}(H)v_{i,t,c}^* \quad (12)$$

式中: $S_{\mu_{i,t,c}}(X)$ 和 $S_{v_{i,t,c}}(H)$ 表示扰动项的标准差,用于捕捉不可观测因素的影响; $\mu_{i,t,c}^*$ 和 $v_{i,t,c}^*$ 表示同方差项。进一步地,可以利用控制函数法(Control function, CF)估计土地市场化配置对农户化肥用量的影响,其基本表达式为:

$$\ln F_{i,t,c} = \beta_0 + \beta_1 \text{Land_market}_{i,t,c} + \zeta X_{i,t,c} + \delta \frac{\hat{S}_{\mu_{i,t,c}}(X)}{\hat{S}_{v_{i,t,c}}(H)} \hat{v}_{i,t,c} + e_{i,t,c} \quad (13)$$

式中: δ 表示 $\mu_{i,t,c}^*$ 和 $v_{i,t,c}^*$ 的相关系数; $\hat{S}_{\mu_{i,t,c}}(X)$ 、 $\hat{S}_{v_{i,t,c}}(H)$ 和 $\hat{v}_{i,t,c}$ 分别表示 $S_{\mu_{i,t,c}}(X)$ 、 $S_{v_{i,t,c}}(H)$ 和 $v_{i,t,c}$ 的拟合值; $e_{i,t,c}$ 表示扰动项。可以通过求解如下最小化问题获得估计参数 β_1 、 ζ 和 δ :

$$\min_{\{\beta_1, \zeta, \delta\}} \sum_{i=1}^I \left[\ln F_{i,t,c} - \left(\beta_0 + \beta_1 \text{Land_market}_{i,t,c} + \zeta X_{i,t,c} + \delta \frac{\hat{S}_{\mu_{i,t,c}}(X)}{\hat{S}_{v_{i,t,c}}(H)} \hat{v}_{i,t,c} \right) \right]^2 \quad (14)$$

式中: I 表示农户总数。

需要注意的是,利用上式考察土地要素市场化配置对农户化肥用量的影响还可能面临样本选择性偏误问题。这是因为,本文仅选择水稻种植户作为研究对象,但农户是否种植水稻不仅与其农业生

表1 2016—2019年湖北省县(区、市)级层面的土地流转率(%)

Table 1 Land transfer rate at the city (district, county) level in Hubei Province, 2016-2019 (%)

指标	2016年	2017年	2018年	2019年
平均值	38.79	39.38	46.14	37.82
标准差	15.99	21.12	20.00	16.61
极小值	2.12	1.84	1.84	1.36
极大值	82.70	97.78	92.36	68.62

注:土地流转率=家庭承包耕地流转面积/家庭承包经营的耕地面积×100%。

2022年8月

产决策者的性别、年龄等可观测因素相关,而且与其风险偏好、经营能力等不可观测因素相关。由此,本文构建如下样本选择模型来考察样本选择偏误问题:

$$Selected_{i,t,c} = \tau_0 + \zeta X_{i,t,c} + \varepsilon_{i,t,c} \quad (15)$$

式中: $Selected_{i,t,c}$ 表示村庄 c 内的农户 i 在年份 t 内是否被选择为研究对象,即是否为水稻种植户(是=1,否=0); τ_0 表示常数项; $\varepsilon_{i,t,c}$ 表示随机扰动项。

为同时克服遗漏变量和样本选择性偏误问题,本文利用拓展回归模型(extended regression model, ERM)将公式(14)和(15)纳入整合的分析框架中,并且通过检验上述公式误差项之间的相关性来判断模型是否存在内生性问题。

3.3 变量选择与描述性统计

3.3.1 被解释变量

核心被解释变量为化肥用量。考虑到化肥相对价格与市场可获得性等因素可能导致农户化肥种类选择与实际投入量存在差异,因此,利用实际化肥用量可能无法准确反映农户化肥用量差异。本文据此利用农户水稻生产的亩均化肥施用量的折纯量测度农户化肥用量。这是因为不同种类化肥所包含的营养元素比例存在差异,但在其他条件不变的情况下,农作物对营养元素的需求量(化肥折纯量)是固定的。

3.3.2 解释变量

核心解释变量为土地要素市场化配置水平。现阶段中国农村土地流转广泛存在不收取实物地租与货币租的现象,取而代之的是生产帮扶、照料老弱等人情租形式,通常被认为是土地流转市场发育不完善的表现^[32]。本文利用村庄土地市场化流转占比,即除农户本身之外,村庄内采用货币租流转土地的农户数量占流转土地样本农户总数的比重表征。计算公式为:

$$Land_market_{i,t,c} = \frac{1}{m-1} \sum_{j \neq i}^{m-1} trans_{j,t,c} \quad (16)$$

式中: m 表示村庄内流转土地的样本农户数量; $trans_{j,t,c}$ 表示村庄 c 内流转土地的样本农户 j 是否采用货币地租形式,若是变量取值为1,反之取值为0。

3.3.3 控制变量

纳入控制变量是缓解遗漏重要变量导致内生

性问题的有效策略^[30]。Angrist等^[33]认为有两类控制变量需要加以区分:①同时影响解释变量(土地要素市场化配置)和被解释变量(化肥用量)的变量,通常被认为是“好的控制变量(good controls)”,在本文主要包括:农业经营决策者的个体特征(性别、年龄、受教育年限、健康状况、技术培训与非农兼业);农户的家庭特征(如家庭规模、是否有小孩、老人数量与家庭成员最高学历),土地经营特征(土地细碎程度、土地流转、租金率、土壤肥力和生产性服务),以及外部环境特征(合作社成员、市场距离和化肥价格)。同时,本文在实证模型中还纳入年份虚拟变量以控制年份固定效应;并纳入农户所属县(区、市)的虚拟变量,用以控制地区气候、生态环境等地区固定效应。②仅影响被解释变量,但由解释变量决定(即解释变量通过此类变量影响被解释变量),通常被认为是“坏的控制变量(bad controls)”,控制此类变量会加剧选择性偏误问题,而将此类变量排除在模型之外可以更好地估计出解释变量影响被解释变量的总效应^[33]。在本文的研究情景中,土地经营规模、农业劳动力数量、收入水平和耕作措施(技术)等变量被排除在模型之外。因为土地要素市场的不完全会导致农户在土地、劳动和资本等要素禀赋方面出现差异,进而影响农户化肥用量决策。

3.3.4 机制变量

理论分析表明,土地要素市场化配置主要通过土地经营规模与农户经营能力的匹配度,即经由土地要素配置效率来影响农户化肥用量决策。本文据此将土地要素配置效率作为机制变量,进而对土地要素市场化配置影响农户化肥用量的传导机制展开分析。参考已有文献的做法^[26],本文利用OP(Olley-Pakes)协方差测度农户的土地要素配置效率,其基本表达式为:

$$Land_allo_{i,t,c} = \sum_{i=1}^I (y_{i,t,c} - \bar{y})(z_{i,t,c} - \bar{z}) \quad (17)$$

式中: $Land_allo_{i,t,c}$ 表示土地要素配置效率; $y_{i,t,c}$ 表示农户水稻生产效率(亩均产出); \bar{y} 表示村庄层面农户水稻生产效率的算术平均; $z_{i,t,c}$ 表示农户经营耕地面积占村庄样本农户耕地总面积的比重; \bar{z} 表示农户经营耕地面积占村庄样本农户的比重

术平均。 $Land_allo_{i,t,c}$ 越大,说明生产效率越高的农户获得的土地份额越多,意味着其土地要素配置效率越高^[26]。

表2汇报了变量的描述性统计结果。平均而言,样本农户在水稻种植过程中的化肥用量为347.25 kg/hm²。根据《全国农产品成本收益资料汇编》的数据,2016、2017、2018和2019年湖北省稻谷生产的化肥用量分别为332.10、350.85、339.00和331.95 kg/hm²。可见,本文样本数据与宏观统计数据相近,说明样本数据具有代表性。样本农户农业生产决策者的平均年龄约为58周岁,平均受教育年限约为6.6年,表明样本区域水稻种植以受教育程度较低的老龄农户为主,与湖北省农村地区的现实情况相符。

4 结果与分析

4.1 基准模型估计结果

表3报告了土地要素市场化配置对农户化肥用量的影响结果。列(1)普通最小二乘法(OLS)的估计结果显示,土地要素市场化配置对化肥用量的影响显著,且系数为负。这说明,土地要素市场化配置水平越高,农户水稻种植的单位面积化肥用量越少,OLS估计结果与前文的理论预期一致。平均而言,衡量土地要素市场化配置水平的村庄土地市场化流转占比每增加一个单位,农户水稻生产的单位面积化肥用量下降了17.65%。据此,本文的研究假说得到初步验证。

4.2 内生性问题及识别

考虑到潜在的内生性问题,OLS估计结果可能

表2 变量描述性统计

Table 2 Descriptive statistics of variables

变量	变量含义与赋值	均值	标准差
化肥用量	农户水稻亩均化肥施用量的折纯量/(kg/hm ²)	347.25	132.75
土地要素市场化配置	除农户本身之外,村庄内采用货币租流转土地的农户数量占流转土地样本农户总数的比重	0.03	0.02
性别	农业生产决策者的性别,男=1,女=0	0.83	0.38
年龄	农业生产决策者的实际年龄/周岁	58	10
受教育年限	农业生产决策者接受正规教育的年限	6.65	3.36
健康状况	农业生产决策者是否健康,是=1,否=0	0.48	0.50
技术培训	农业生产决策者是否获得过水稻生产技术培训,是=1,否=0	0.33	0.47
非农兼业	农业生产决策者是否非农兼业,是=1,否=0	0.28	0.45
家庭规模	农户家庭人口数量/人	5	2
是否有小孩	农户家庭是否有6岁及以下的小孩,是=1,否=0	0.52	0.79
老人数量	农户家庭中65岁及以上家庭成员数/人	1	1
家庭成员最高学历			
小学及以下	农户家庭最高学历为小学及以下=1,其他=0	0.07	0.28
初中	农户家庭最高学历为初中=1,其他=0	0.35	0.48
高中及同等学历	农户家庭最高学历为高中及同等学历=1,其他=0	0.29	0.46
大专、本科及同等学历	农户家庭最高学历为大专、本科及同等学历=1,其他=0	0.25	0.43
硕士及以上学历	农户家庭最高学历为硕士及以上学历=1,其他=0	0.02	0.13
土地细碎程度	农户经营的水稻地块数量/块	8.84	27.56
土地流转	农户是否流转土地(包括转入和转出),是=1,否=0	0.29	0.456
租金率	土地租金水平/(元/hm ²)	3188.55	2036.55
土壤肥力	农户对稻田土壤肥力的总体评价,肥沃=1,其他=0	0.21	0.41
生产性服务	农户是否购买生产性服务,是=1,否=0	0.31	0.46
合作社成员	农户是否加入农民专业合作社,是=1,否=0	0.14	0.35
市场距离	农户到达最近的镇级农贸市场所花费的时间/min	21.37	15.94
化肥价格	农户购买化学肥料的市场价格/(元/kg)	3.00	0.68

2022年8月

表3 土地要素市场化配置对农户化肥用量的影响

Table 3 Impact of the market-oriented allocation of farmland on farmers' chemical fertilizer input

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	OLS	KV-IV	ERM	KV-IV-ERM
土地要素市场化配置	-0.1765*** (0.0515)	-0.2683*** (0.0706)	-0.1766*** (0.0512)	-0.2013*** (0.0720)
农业经营决策者个体特征	控制	控制	控制	控制
农户家庭特征	控制	控制	控制	控制
土地经营特征	控制	控制	控制	控制
外部环境特征	控制	控制	控制	控制
年份固定效应	控制	控制	控制	控制
地区固定效应	控制	控制	控制	控制
常数项	3.1401*** (0.1267)	2.9621*** (0.1307)	2.9662*** (0.1229)	2.9156*** (0.1432)
BP 检验统计量	1708.3300 $P=0.0000$			
$corr(e_{i,t,c}, \varepsilon_{i,t,c})$			0.0681** (0.0309)	0.0784** (0.0324)
观测值	4350	3373	4650	3673
R^2	0.0665	0.0700	—	—

注:***、**、*分别代表在1%、5%、10%的统计水平上显著,括号内为稳健标准误。下同。

仅反映出土地要素市场化配置水平与化肥用量的相关关系,并不具备因果意义上的关系。基于此,进一步利用内部工具变量法(KV-IV)进行参数估计,以考察土地要素市场化配置对农户化肥用量的因果效应。

传统IV的外生性假设只有找到多个工具变量,且内生解释变量的影响系数为常数,即样本中不存在异质性影响时才能够验证^[30]。但在存在异方差的情况下,不同的工具变量将识别出不同的局部平均处理效应(local average treatment effect, LATEs),从而无法验证工具变量的外生性(即过度识别)^[34]。而KV-IV的有效性可以根据模型的异方差性检验,以及异方差的影响因素来加以考察。

表3的估计结果显示,Breush-Pagan(BP)检验统计量为1708.3300,且通过1%的显著性水平检验,故强烈拒绝同方差的原假设,满足KV-IV估计所要求的异方差假定。可以发现,表3列(2)KV-IV估计结果的定性结论与OLS一致,即土地要素市场化配置的改善能够显著降低农户化肥用量。平均而言,衡量土地要素市场化配置水平的村庄土地市场化流转占比每增加一个单位,农户水稻种植的单位面

积化肥用量下降26.83%。KV-IV估计结果的绝对值要大于OLS的估计结果,说明潜在的遗漏变量偏差倾向于低估土地要素市场化配置对化肥用量的负向影响。

表3列(3)为利用拓展回归模型(ERM)考虑样本自选择偏误后的估计结果。可以发现,式(13)和式(15)扰动项的相关系数 $corr(e_{i,t,c}, \varepsilon_{i,t,c})$ 的系数显著,拒绝了不存在样本选择偏误的原假设,且系数为负,说明潜在的样本选择性问题倾向于高估土地要素市场化配置对化肥用量的负向影响。可以发现,考虑潜在的样本选择偏误后,土地要素市场化配置对化肥用量的影响与OLS估计结果在方向和显著性水平上一致。

表3列(4)为内部工具变量法(KV-IV)和拓展回归模型(ERM)相结合的估计结果,从而同时考虑了遗漏变量和样本选择性偏误问题。可以发现土地要素市场化配置对化肥用量具有显著负向影响的基本结论不变,但土地要素市场化配置系数的绝对值大于OLS估计结果。这同样表明,在潜在的遗漏变量和样本选择偏误的共同作用下,OLS估计结果倾向于低估土地市场化配置对化肥用量的负向

影响。

4.3 机制分析

本文将土地要素配置效率视为机制变量,进而利用因果中介效应分析法(causal mediation analysis)展开机制分析。表4的因果中介效应模型估计结果显示,土地要素市场化配置对土地要素配置效率具有显著的正向影响。这说明,土地要素市场化配置水平越高,农户土地要素配置效率越高。列(2)估计结果表明,土地要素市场化配置对化肥用量具有显著的负向影响,但列(3)纳入土地要素配置效率变量后,土地要素市场化配置的系数不再显著。这一结果初步验证了土地要素市场化配置对农户化肥用量的影响主要通过土地要素配置效率传导实现的猜想。

表5报告了平均因果中介效应(average causal mediation effect, $ACME$)估计结果。可以发现,土地要素市场化配置通过土地要素配置效率影响农户化肥用量的 $ACME$ 为-0.1489,其对应95%的置信区

表4 因果中介效应模型估计结果

Table 4 Estimated results of the causal mediation model

变量	土地要素配置效率	化肥用量	
	(1)	(2)	(3)
土地要素市场化配置	2.6583*** (0.2483)	-0.1765*** (0.0515)	0.0013 0.0582
土地要素配置效率			-0.0641*** (0.0042)
控制变量	控制	控制	控制
年份固定效应	控制	控制	控制
地区固定效应	控制	控制	控制
常数项	0.1844 (0.3265)	3.1401*** (0.1267)	3.0814 (0.0763)
观测值	4350	4350	4350
Adj- R^2	0.0275	0.0665	0.0942

表5 平均因果中介效应

Table 5 Average causal mediation effect

平均效应	系数	95%置信区间
平均因果中介效应($ACME$)	-0.1489	[-0.1590, -0.1431]
平均直接效应(ADE)	-0.0285	[-0.0640, 0.0304]
平均总体效应(ATE)	-0.1775	[-0.2231, -0.1128]
中介效应比例	0.7568	[0.6679, 1.3210]

注:方括号内为点估计值对应的95%置信区间;置信区间基于准贝叶斯蒙特卡罗近似通过分位数法得到。

间小于0,表明存在中介效应。平均直接效应(average direct effect, ADE)为-0.0285,且95%的置信区间包含0值,说明平均直接效应不显著;平均总体效应(average total effect, ATE)为-0.1775,且95%的置信区间小于0。可以发现,中介效应占总效应的比例超过了3/4(75.68%),表明土地要素配置效率是土地要素市场化配置影响农户化肥用量的主要渠道。

为检验因果中介效应估计结果的可靠性,进行进一步的敏感性分析。中介效应模型估计需要满足中介效应序列可忽略性假设,意味着表4中列(1)和列(3)的随机扰动项不存在相关性,即二者的相关系数 $\rho=0$ 。据此可以通过观察 $\rho \neq 0$ 情况下 $ACME$ 的变动情况来判断估计结果的可靠性。图1绘制了 $ACME$ 与 ρ 的关系。当 $\rho=0$ 时, $ACME$ 取值为-0.1489。若要使 $ACME=0$, ρ 的取值为-0.2640。这表明,只有当 ρ 小于-0.2640时,才有可能推翻上述结论,以及如果存在着不可观测的混淆因素,那么这个混淆因素的方差占误差项方差的比例不应低于0.2640。表4列(1)和列(3)的Adj- R^2 分别为0.0275和0.0942,其误差项的可决系数分别为0.9725和0.9058,分别乘以0.2640得到不可观测的混淆因素方差占模型总方差的比例为0.2567和0.2391。这说明,若存在一个不可观测混淆因素对模型的解释力度远超过本文所有解释变量的解释力,那么前文中中介效应估计结果将有可能被推翻。显然,几乎不可能存在这样一个混淆因素。

为进一步说明土地要素市场配置水平及土地要素配置效率如何影响农户化肥用量决策,本文基

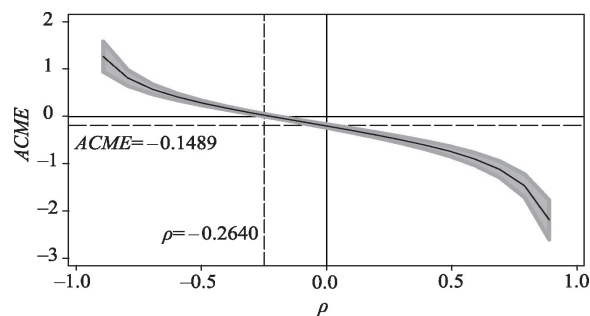


图1 敏感性分析结果

Figure 1 Sensitivity analysis result

注:阴影部分为95%置信区间。

2022年8月

于其他要素的市场化配置情况展开补充讨论。主要逻辑在于,如果土地市场是完善的,劳动力和服务要素市场的发育并不会影响土地市场资源配置的效率,因为农户总能调整土地经营规模,实现化肥要素与土地要素的最优配比。从这个角度来看,某一要素市场的不完善常常是其他要素市场发育的重要诱因^[28]。土地要素的低效配置意味在现有土地经营规模下,农户的经营能力将会出现过剩或不足的情况。如果经营能力高的农户囿于土地交易成本无法达成最优规模,那么理性农户便会到劳动力市场上将过剩的能力(或家庭中经营能力高的劳动力)转移到非农部门。反之,经营能力不足的农户便会通过雇佣劳动力,或者购买生产性服务来弥补家庭经营的不足。

图2和图3分别绘制了土地要素配置效率与非

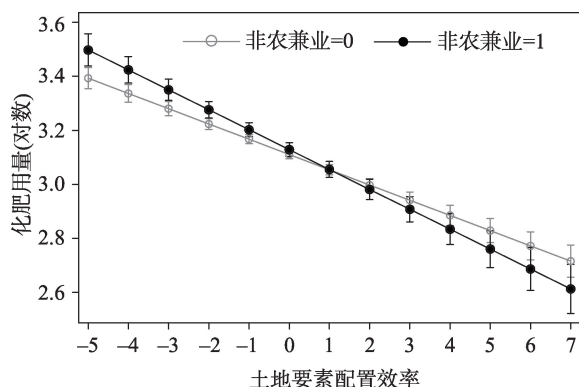


图2 土地要素配置效率与非农兼业的交互效应

Figure 2 Interactive effect of farmland allocation efficiency and off-farm activities

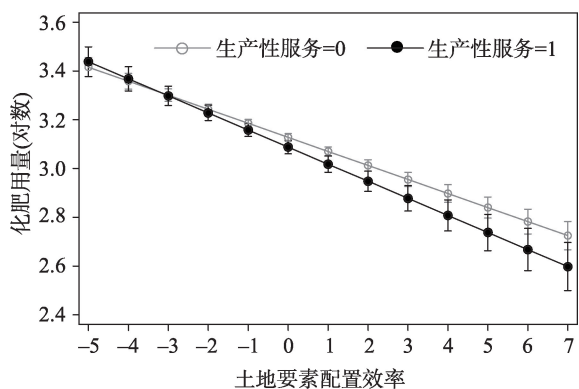


图3 土地要素配置效率与生产性服务的交互效应

Figure 3 Interactive effect of farmland allocation efficiency and productive service

农兼业和生产性服务的交互效应。可以直观地看出,在农户非农兼业和购买生产性服务情景下,土地要素配置效率对化肥用量的负向影响明显增强(斜率增加)。上述结果从侧面表明了土地要素市场的不完善性,并由此带来土地要素配置低效将进一步促使农户增加化肥用量。

5 结论与政策启示

5.1 结论

农户要素投入偏向不仅受到要素相对稀缺性的影响,而且与相对稀缺要素的市场发育水平及其配置效率有关。本文在理论层面上揭示了土地要素市场化配置对农户化肥用量的影响机理。在此基础上,基于湖北省水稻种植户2016—2019年独立混合截面数据,运用KV-IV和ERM估计方法克服潜在的内生性问题,估计了土地要素市场化配置对农户化肥用量的影响效应及传导机制。研究结论表明:

(1)土地要素市场化配置的改进能够显著减少农户化肥用量。平均而言,衡量土地要素市场化配置水平的村庄土地市场化流转占比每增加一个单位,农户水稻生产的单位面积化肥用量显著下降17.65%。

(2)土地要素配置效率在土地要素市场化配置和化肥用量之间存在显著的中介效应,且中介效应占总效应的比例高达75.68%。这表明,土地要素市场配置水平的提高可以通过改善土地要素配置效率,缓解土地经营规模与农户经营能力脱节问题,进而降低农户化肥用量。

(3)土地要素市场的不完善,使其他相关要素市场的培育具有重要的资源配置意义。特别地,完善农村劳动力市场,建立健全农业社会化服务体系,能够显著增强土地要素市场化配置水平提高而产生的化肥减施效应。

5.2 政策启示

基于上述主要研究结论,本文得出如下政策启示:

(1)探究农户要素投入偏向既要关注要素的相对稀缺性,也要重视相对稀缺要素的市场发育水平及其配置效率。相对稀缺的土地要素的低效配置会增强农户对化肥等土地节约型技术的依赖性。因此,可以合乎逻辑地推断,中国农业生产化肥用

量高于其他具有类似资源禀赋国家的可能原因在于,其农业生产中存在更为低效的土地要素市场化配置问题。

(2)在一个人地关系紧张的国家中,土地要素配置虽然无法全然遵循市场效率原则,但从土地要素市场化配置出发,不仅有利于正视和直面中国农村土地要素市场不完善与低效配置的问题,为农户生产行为决策提供一种有普遍意义的理论视角,而且有助于测度和诊断农业生产普遍出现化肥过量乃至过量施用现象的根源与机制。

(3)培育农村土地及其相关要素市场,发挥市场在资源配置中的决定性作用是提高要素利用效率的未来政策导向,有助于破解价格扭曲导致资源配置低效所带来的农业化肥面源污染问题。尽管目前土地权利交易的成本较高,但是可以选择在其他交易效率相对较高的要素市场交易实现资源优化配置。特别地,完善农村劳动力和农业服务要素市场是改善土地配置效率、抑制农户化肥过量施用的重要策略。同时,伴随土地经营规模的扩张,家庭劳动力难以有效满足农业生产的现场作业与生产环节多样化的劳动需求。因而,在保持农业家庭经营的质态的基础上,为农户提供专业多样化的生产性服务对实现化肥减量具有重要的意义。

参考文献(References):

- [1] 高晶晶, 彭超, 史清华. 中国化肥高用量与小农户的施肥行为研究: 基于1995-2016年全国农村固定观察点数据的发现[J]. 管理世界, 2019, 35(10): 120-132. [Gao J J, Peng C, Shi Q H. Study on the high chemical fertilizers consumption and fertilization behavior of small rural household in China: Discovery from 1995-2016 national fixed point survey data[J]. Journal of Management World, 2019, 35(10): 120-132.]
- [2] 纪龙, 徐春春, 李凤博, 等. 农地经营对水稻化肥减量投入的影响[J]. 资源科学, 2018, 40(12): 2401-2413. [Ji L, Xu C C, Li F B, et al. Impact of farmland management on fertilizer reduction in rice production[J]. Resources Science, 2018, 40(12): 2401-2413.]
- [3] 张寒, 周正康, 杨红强, 等. 劳动力成本上升对农户营林投入结构的影响: 基于林业社会化服务供给约束的视角[J]. 中国农村经济, 2022, (4): 106-125. [Zhang H, Zhou Z K, Yang H Q, et al. The impact of increased labor costs on farmers' input structure of forestland management: An analysis from the perspective of supply constraints of forestry socialized services[J]. Chinese Rural Economy, 2022, (4): 106-125.]
- [4] 张云华, 彭超, 张琛. 氮元素施用与农户粮食生产效率: 来自全国农村固定观察点数据的证据[J]. 管理世界, 2019, 35(4): 109-119. [Zhang Y H, Peng C, Zhang C. The use of nitrogen element and grain production efficiency: Evidence from national fixed point survey data[J]. Journal of Management World, 2019, 35(4): 109-119.]
- [5] 罗浩轩. 农业要素禀赋结构、农业制度安排与农业工业化进程的理论逻辑探析[J]. 农业经济问题, 2021, (3): 4-16. [Luo H X. On the theoretical logic of agricultural factor endowment structure, agricultural institutional arrangement and agricultural industrialization process[J]. Issues in Agricultural Economy, 2021, (3): 4-16.]
- [6] 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[J]. 中国农村经济, 2021, (4): 123-144. [Liang Z H, Zhang L, Zhang J B. Land consolidation and fertilizer reduction: Quasi-natural experimental evidence from China's well-facilitated capital farmland construction [J]. Chinese Rural Economy, 2021, (4): 123-144.]
- [7] 邹伟, 张晓媛. 土地经营规模对化肥使用效率的影响: 以江苏省为例[J]. 资源科学, 2019, 41(7): 1240-1249. [Zou W, Zhang X Y. Effects of land management scale on fertilizer use efficiency: Taking Jiangsu as an example[J]. Resources Science, 2019, 41(7): 1240-1249.]
- [8] World Bank. Fertilizer Consumption (Kilograms Per Hectare of Arable Land) [DB/OL]. (2021-03-19) [2022-07-12]. <https://data.worldbank.org/indicator/AG.CON.FERT.ZS>.
- [9] 邓楚雄, 赵浩, 谢炳庚, 等. 土地资源错配对中国城市工业绿色全要素生产率的影响[J]. 地理学报, 2021, 76(8): 1865-1881. [Deng C X, Zhao H, Xie B G, et al. The impacts of land misallocation on urban industrial green total-factor productivity in China [J]. Acta Geographica Sinica, 2021, 76(8): 1865-1881.]
- [10] 盖庆恩, 朱喜, 程名望, 等. 土地资源配置不当与劳动生产率[J]. 经济研究, 2017, 52(5): 117-130. [Gai Q E, Zhu X, Cheng M W, et al. Land misallocation and aggregate labor productivity[J]. Economic Research Journal, 2017, 52(5): 117-130.]
- [11] 钟文, 郑明贵, 钟昌标. 土地出让、资源错配与经济高质量发展[J]. 经济与管理, 2022, 36(1): 1-9. [Zhong W, Zheng M G, Zhong C B. Land transfer, resource mismatch and high-quality economic development[J]. Economy and Management, 2022, 36(1): 1-9.]
- [12] Adamopoulos T, Restuccia D. The size distribution of farms and international productivity differences[J]. American Economic Review, 2014, 104(6): 1667-1697.
- [13] 郑旭媛, 王芳, 应瑞瑶. 农户禀赋约束、技术属性与农业技术选择偏向: 基于不完全要素市场条件下的农户技术采用分析框架[J]. 中国农村经济, 2018, (3): 105-122. [Zheng X Y, Wang F, Ying R Y. Farmers' endowment constraints, technical properties and agricultural technology selection preferences: An analytical

2022年8月

- framework of farmers' technology adoption under an incomplete factor market[J]. *Chinese Rural Economy*, 2018, (3): 105-122.]
- [14] 张露, 罗必良. 农业减量化: 农户经营的规模逻辑及其证据[J]. *中国农村经济*, 2020, (2): 81-99. [Zhang L, Luo B L. Agricultural chemical reduction: The logic and evidence based on farmland operation scale of households[J]. *Chinese Rural Economy*, 2020, (2): 81-99.]
- [15] 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[J]. *农业技术经济*, 2020, (9): 117-129. [Liu X Y, Zhang D, Xu Z G. Does grain scale farmers also overuse fertilizer? Based on the heterogeneity of large-sized farmers and small-sized farmers[J]. *Journal of Agrotechnical Economics*, 2020, (9): 117-129.]
- [16] 郑纪刚, 张日新, 曾昉. 农地流转对化肥投入的影响: 以山东省为例[J]. *资源科学*, 2021, 43(5): 921-931. [Zheng J G, Zhang R X, Zeng F. Impact of farmland transfer on fertilizer input: Taking Shandong Province as an example[J]. *Resources Science*, 2021, 43(5): 921-931.]
- [17] 丰雷, 胡依洁, 蒋妍, 等. 中国农村土地转让权改革的深化与突破: 基于2018年“千人百村”调查的分析和建议[J]. *中国农村经济*, 2020, (12): 2-21. [Feng L, Hu Y J, Jiang Y. The deepening and breakthrough of China's rural land transfer rights reform: An analysis based on the 2018 "one thousand students and one hundred villages" survey[J]. *Chinese Rural Economy*, 2020, (12): 2-21.]
- [18] 安勇, 赵丽霞. 土地资源错配、空间策略互动与城市创新能力[J]. *中国土地科学*, 2021, 35(4): 17-25. [An Y, Zhao L X. Land resource misallocation, spatial strategy interaction and urban innovation capability[J]. *China Land Science*, 2021, 35(4): 17-25.]
- [19] 张少辉, 余泳泽. 土地出让、资源错配与全要素生产率[J]. *财经研究*, 2019, 45(2): 73-85. [Zhang S H, Yu Y Z. Land lease, resource misallocation and total factor productivity[J]. *Journal of Finance and Economics*, 2019, 45(2): 73-85.]
- [20] 彭山桂, 孙昊, 郭正宁, 等. 土地资源空间错配对城市产业转型升级的影响及作用机制[J]. *资源科学*, 2022, 44(5): 871-885. [Peng S G, Sun H, Guo Z N, et al. Impact mechanism of land resources spatial mismatch on urban industrial transformation and upgrading[J]. *Resources Science*, 2022, 44(5): 871-885.]
- [21] 段莉芝, 陈乐一, 李玉双. 土地资源错配与经济波动: 基于中国地级市数据的实证分析[J]. *中国土地科学*, 2019, 33(7): 64-72. [Duan L Z, Chen L Y, Li Y S. Land resource misallocation and economic fluctuation: An empirical analysis based on prefecture-level city data in China[J]. *China Land Science*, 2019, 33(7): 64-72.]
- [22] 张苗, 彭山桂, 刘璇. 土地资源错配阻碍新旧动能转换的作用机制研究[J]. *中国土地科学*, 2020, 34(11): 95-102. [Zhang M, Peng S G, Liu X. A study on the mechanism of land misallocation hindering the new and old kinetic energy conversion[J]. *China Land Science*, 2020, 34(11): 95-102.]
- [23] 罗纳德·高斯, 银温泉. 生产的制度结构[J]. *经济社会体制比较*, 1992, (3): 56-60. [Ronald G, Yin W Q. The institutional structure of production[J]. *Comparative Economic and Social Systems*, 1992, (3): 56-60.]
- [24] 罗必良. 从产权界定到产权实施: 中国农地经营制度变革的过去与未来[J]. *农业经济问题*, 2019, (1): 17-31. [Luo B L. The property rights: From delimitation to implementation: The logical clue of Chinese farmland management system transformation[J]. *Issues in Agricultural Economy*, 2019, (1): 17-31.]
- [25] 张五常. 佃农理论[M]. 北京: 中信出版社, 2010. [Zhang W C. *The Theory of Share Tenancy*[M]. Beijing: Zhongxin Press, 2010.]
- [26] 盖庆恩, 程名望, 朱喜, 等. 土地流转能够影响农地资源配置效率吗? 来自农村固定观察点的证据[J]. *经济学(季刊)*, 2020, 20(5): 321-340. [Gai Q E, Cheng M W, Zhu X, et al. Can land rent improve land allocation's efficiency? Evidence from national fixed point survey[J]. *China Economic Quarterly*, 2020, 20(5): 321-340.]
- [27] 罗必良. 科斯定理: 反思与拓展: 兼论中国农地流转制度改革与选择[J]. *经济研究*, 2017, 52(11): 178-193. [Luo B L. Rethinking and extension of the Coase Theorem: Reform and choice of land circulation institutions in rural China[J]. *Economic Research Journal*, 2017, 52(11): 178-193.]
- [28] 郜亮亮. 中国农户在农地流转市场上能否如愿以偿? 流转市场的交易成本考察[J]. *中国农村经济*, 2020, (3): 78-96. [Gao L L. Can Chinese farmers get what they desire? An empirical study on the transaction costs in China's farmland rental market[J]. *Chinese Rural Economy*, 2020, (3): 78-96.]
- [29] 魏后凯, 刘长全. 中国农村改革的基本脉络、经验与展望[J]. *中国农村经济*, 2019, (2): 2-18. [Wei H K, Liu C Q. The outline, experiences and prospect of China's rural reform[J]. *Chinese Rural Economy*, 2019, (2): 2-18.]
- [30] Chen Y Y, Wang L, Zhang M. Informal search, bad search? The effects of job search method on wages among rural migrants in urban China[J]. *Journal of Population Economics*, 2018, 31(3): 837-876.
- [31] Klein R, Vella F. A semiparametric model for binary response and continuous outcomes under index heteroscedasticity[J]. *Journal of Applied Economics*, 2009, 24(5): 735-762.
- [32] 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. [Chen Y S, Zhong F N, Ji Y Q. Why does "zero rent" exist in farmland transfer? An empirical analysis from the perspective of rent type[J]. *China Rural Survey*, 2017, (4): 43-56.]
- [33] Angrist J D, Pischke J. *Mostly Harmless Econometrics*[M]. Princeton: Princeton University Press, 2009.
- [34] Imbens G W, Angrist J D. Identification and estimation of local average treatment effects[J]. *Econometrica*, 1994, 62(2): 467-475.

Impact of the market-based allocation of farmland on farmers' chemical fertilizer input

LIANG Zhihui^{1,2}, ZHANG Lu^{1,2}, ZHANG Junbiao^{1,2}

(1. College of Economics and Management, Huazhong Agricultural University, Wuhan 430070, China; 2. Hubei Rural Development Research Center, Wuhan 430070, China)

Abstract: Existing studies focus on the impact of the relative scarcity of factors on farmers' chemical fertilizer input decisions, but little attention has been paid to the market allocation efficiency of relatively scarce factors. At the theoretical level, this study clarified the mechanism of influence of the market-oriented allocation of farmland on farmers' chemical fertilizer input. At the empirical level, this study used independent mixed cross-sectional data of rice farmers in Hubei Province from 2016 to 2019, and KV-IV estimators and the extended regression model to estimate the causal effect of the market-oriented allocation of farmland on the chemical fertilizer input of farmers. The results show that: (1) The market-oriented allocation of farmland has a negative and significant impact on the chemical fertilizer input. (2) The market-oriented allocation of farmland affects farmers' decision making on chemical fertilizer input by changing the degree of matching between the scale of land management and farmers' management capabilities, that is, the efficiency of farmland allocation. (3) Under the incomplete land market, the development of relevant factor markets have important resource allocation effects. Specifically, farmers achieve factor matching through engaging in off-farm activities and purchasing productive services, which significantly enhances the effect of reducing chemical fertilizer application caused by the improvement of farmland allocation efficiency. The theoretical value of this study is to provide a universal theoretical perspective for explaining farmers' factor input behavior, which contributes to measuring and diagnosing the cause and mechanism of high level chemical fertilizer input in agricultural production. The practical value is to provide a policy reference for promoting the reduction of fertilizer application.

Key words: factor endowments; factor market-oriented allocation; land transfer; chemical fertilizers reduction; resource misallocation; mediation effect; Hubei Province