

土地流转契约稳定性对转入土地农户化肥施用强度和环境效率的影响

李博伟

(浙江农林大学经济管理学院, 杭州 311300)

摘要: 本研究目的在于分析土地流转契约稳定性对转入土地农户化肥施用强度和环境效率的影响, 并利用安徽省 414 户种粮大户的调研数据进行实证检验。研究方法包括 DEA-SBM 模型、多元回归模型和 Tobit 模型。结果表明: (1) 土地租期、土地租金对种粮大户种植小麦、水稻、玉米的化肥施用强度分别有显著负向和显著正向的影响。(2) 种粮大户种植小麦、水稻、玉米的平均环境效率分别为 0.54、0.58、0.59, 存在比较严重的环境效率损失; 土地租期、土地租金对种粮大户种植小麦、水稻、玉米的环境效率分别有显著正向和显著负向的影响。本文主要结论是提高土地流转契约的稳定性有利于降低转入土地农户的施肥强度, 进而提高农地规模经营的环境效率。

关键词: 土地流转契约; 转入土地农户; 施肥强度; 环境效率

中国的“赶超型发展战略”使得经济发展往往以过度资源消耗和牺牲生态环境为代价, 农业生产中化肥的使用便是其中一个典型案例。众所周知, 使用化肥能够补充土壤中植物生长所必需的氮、磷、钾及多种微量元素, 促进作物增产。世界粮农组织 (FAO) 的研究表明, 化肥投入对作物增产的贡献率达 40%~60%。因此, 在以增产为首要目标的政策指引下, 政府不惜以扭曲要素市场的制度安排鼓励农民增加化肥投入^[1], 比如从 2006 年开始实施的农资综合补贴政策通过降低化肥等农资的价格达到刺激要素投入的目的。有数据表明, 全国的农资综合补贴额度从 2006 年的 160 亿元增加到 2013 年的 1014.39 亿元, 涨幅超过 6 倍, 随之, 全国农业总化肥施用量从 2006 年的 4927.7 万 t 增加到 2013 年的 5911.86 万 t^[2], 年均增长 2.64%。不可否认, 增施化肥为粮食持续增产做出了贡献^[3], 但是, 高强度施用化肥带来的环境成本上升受到越来越多的关注。有研究表明, 中国化肥的有效利用率相比发达国家低 15%~20%, 其中, 氮肥、磷肥、钾肥的有效利用率分别为 30%~35%、10%~20%、35%~50%。大量作物无法吸收的化肥排向自然界引发水体富营养化等一系列环境问题^[4]。随着资源紧箍咒和环境压力的不断加剧, 化肥投入的政策导向逐渐由增量增产转变为减量增效, 如何使农户降低化肥投入强度成为学术界关注的焦点。其中, Xin 等^[5]认为消耗化肥量更高的经济作物播种面积增加是化肥投入增加的主要因素。仇焕广等^[6]认为风险规避心理是农户提高化肥投入强度的主要因素, 而化肥市场信息不对称加剧了农户规避风险的动机, 从而以增加施肥量换取产量增加^[7]; 相

收稿日期: 2019-04-19; 修订日期: 2019-08-10

基金项目: 国家自然科学基金项目 (71773116); 教育部人文社会科学规划基金项目 (15YJA790085); 浙江农林大学学科发展基金人才启动 (2018FR050)

作者简介: 李博伟 (1990-), 男, 安徽金寨人, 博士, 讲师, 研究方向为农业经济管理。

E-mail: 1052195380@qq.com

反,抗风险能力强的农户会减少化肥用量^[8]。此外,传统经验和习惯是决定农户化肥投入强度的重要因素,比如许多农户错误地认为在肥沃的土地上增施化肥有助于增产,而在贫瘠的土地上施肥无效^[9],因此,缺乏科学施肥知识是导致过量施肥的主要原因^[10]。综合看来,以往学者对施肥行为的研究多集中在小农户。然而,随着农村劳动力迁移和土地流转市场的不断发育,适度规模经营在全国范围内发展迅速。以安徽为例,截至2014年底,种植面积超过50亩的农户有42283户,总经营规模达1072.3万亩^①。一方面,不同于小农户追求产量最大化的生产目标,土地转入户的生产目标更接近利润最大化的厂商法则,出于控制成本会减少化肥投入^[11];另一方面,不同于将土地承包权和经营权集于一身的小农户,土地转入户只是转入土地的经营权,土地权属稳定性下降,因此,土地转入户更可能选择牺牲土壤肥力换取短期收益增加,从而增施化肥^[8]。近年来,部分地区通过完善市场使得土地流转更加规范化,有学者认为稳定的土地流转契约有利于降低土地转入户的施肥强度^[12]。但已有研究存在如下不足:(1)采用是否签订土地流转书面契约衡量契约稳定性存在不妥,原因是,一方面,在人情大量嵌入的乡土熟人社会中,口头约定的约束力未必弱于书面契约^[13];另一方面,书面契约的约束力来自于法律规制,然而诉诸法律面临的高昂成本使许多农户望而却步,相应地,书面契约成为一纸空文^[14]。(2)过度施肥最终导致环境约束下的生产效率损失,然而已有研究较少关注土地流转契约稳定性对环境效率的影响。本文利用自然科学的相关研究成果说明过量施肥对土壤肥力的破坏机理,并通过比较土地流转契约的两种极限状态推导出土地流转契约稳定性对转入土地农户施肥强度和效率的影响。使用作者2017年对安徽省11县(区、县级市)414户种粮大户的调研数据,以双方约定的土地租期作为衡量土地流转契约稳定性的主要解释变量,分小麦、水稻、玉米三种作物检验土地流转契约稳定性对土地转入户化肥施用强度的影响,进而使用基于非期望产出的DEA-SBM模型测度环境效率,并使用Tobit模型检验土地流转契约稳定性对环境效率的影响。所得结论可为降低适度规模经营中的施肥强度、提升农业生态效益提供对策建议。

1 研究方法 with 数据来源

1.1 过量施肥损害土壤肥力

土壤肥力是影响农业产出的重要自然因素,在其他投入相同的情况下,肥沃的土地比贫瘠的土地能获得更多产品,施肥能够有效补充土壤中缺失的营养元素,相比农家肥,化肥具有养分高、肥效快、容易保存等优势,但过度施肥会导致土壤肥力受损。

1.1.1 过量施肥导致土壤酸化

长期增施化肥会导致土壤酸化。在瑞士洛桑试验站中,施用化肥导致Geescroft Wilderness 试验区的土壤pH值在1883-1991年间由6.2降至3.8,导致Park Grass 试验区的土壤pH值在1876-1991年间由5.2降至4.2^[15];国内学者对江西、河南等地区土壤的研究得到类似结论^[16-17]。酸化增加土壤中钾、钙、镁等营养物质的溶解,并在雨水和灌溉水的作用下渗入地下,造成营养成分流失和土壤贫瘠化^[18];此外,酸化会激活土壤中镉、铅、汞等重金属元素的活性,加剧土壤毒性^[19]。

① 数据来源于安徽省农业委员会。

1.1.2 过量施肥损害土壤酶活性

土壤中酶的活性决定了作物对营养元素的吸收效果,因而成为反映土壤肥力的重要指标之一,相比化肥,施用有机肥或有机肥、化肥配施更有利于土壤酶活性的提升^[20]。以脲酶为例,脲酶能够将尿素水解并释放出可被作物吸收的氮元素,因此,脲酶的活性决定了土壤的供氮能力。实验表明,稻草回田和施用牛粪能够分别使土壤中的脲酶活性提升23.3%和15.6%,而单施化肥仅能使其提升1.9%^[21],过量施用化肥非但不能提升土壤酶活性,反而会损害其活性,致使土壤肥力下降^[22]。

1.1.3 过量施肥降低土壤微生物活性

土壤中的微生物主要包括细菌、真菌、放线菌、藻类、原生动物等五大类群,土壤肥力与土壤中微生物的活性息息相关,微生物在土壤中通过氧化、硝化、氨化、固氮、硫化等理化过程,促进土壤有机质的分解和养分转化,驱动土壤中的养分循环^[23]。有研究表明,大量施用化肥会抑制土壤中微生物的活性,导致土壤中微生物数量下降,同时会导致微生物种群数量的减少,不利于土壤微生物的功能多样性;而配施有机肥能够降低化肥对土壤微生物活性的抑制作用,有利于土壤肥力保持^[24]。

总体看来,过量施肥通过增加土壤酸性、降低土壤酶活性和微生物活性,使得土壤肥力下降。瑞士洛桑试验站的实验结果表明,由于化肥的长期大量使用,导致小麦在连续种植15年后产量开始下降,而该趋势在施用氮肥的处理组中最为明显^[25],为了维持产量,农民只得追加农资投入。因此,从长远来看,过量施肥会导致农业生产成本上升,不利于农民收入的可持续增长。

1.2 地权约束下土地转入户的施肥行为

小农户参与市场获得的收益有限却要面临较高的交易成本和市场风险,因此,小农户的生产第一原则是生计安全,土地更多承担的是生计保障职能;相反,本文关注的转入土地农户由于存在规模经济,相应的生产目标在于参与市场获取经济利益最大化。

土地经营权稳定性影响转入土地农户的施肥行为,根本原因在于土地经营权稳定性决定了农户的生产目标是短期利益最大化还是长期利益最大化。为了简化分析,本文抽象出两种极限状态进行比较,一种极限状态是土地流转契约极不稳定的情况,即土地租期仅限当年且存在高毁约风险,此时农户追求当年利益最大化(短期利益最大化的极限状态);另一种极限状态是土地租期无穷大且没有毁约风险的情况,此时农户在无限期内追求利益最大化(长期利益最大化的极限状态)。现实中,农户的生产决策在两种极限状态之间,土地租期越短、毁约风险越高,农户的生产决策越接近或等同于当年利益最大化目标;相反,农户的生产决策越接近于无限期利益最大化目标。本文对两种情况分别进行如下讨论。

1.2.1 土地流转契约极不稳定(租期仅限当年且存在高毁约风险)

在该条件下,农户追求当年利益最大化,相应的目标函数为:

$$\pi_1 = p_y f(F, L) - p_F F - p_L L \quad (1)$$

式中: π_1 是当年利润,由于土地仅在当年投入生产,农户无需考虑下一年度土壤肥力,从而也无需为保持土地肥力额外投入成本,而当年土壤肥力是定值,因此不必将其作为变量考虑进农户的生产目标函数。本文假设此时的投入品仅有化肥和劳动,生产函数为 $f(F, L)$, 化肥和劳动的价格分别为 p_F 、 p_L , 假设家庭资源禀赋为 w , 预算约束为:

$$p_F F + p_L L \leq w \quad (2)$$

化肥投入的均衡点满足边际产品价值等于要素价格,进而推导化肥投入的边际产品:

$$MP_{F1} = \frac{\partial f(F, L)}{\partial F} = \frac{p_F}{p_y} \quad (3)$$

1.2.2 土地流转契约极稳定(租期无限且没有毁约风险)

在该条件下,农户在无限期内追求利益最大化,相应的目标函数为:

$$\pi_2 = p_y f(F, L, S) - p_F F - p_L L - p_S S \quad (4)$$

式中: π_2 是无限期内利润,此时必须考虑土地肥力对产出的影响,因此将土地肥力(S)作为投入变量放入生产函数中,维护土地肥力的价格是 p_S 。由于增加化肥投入会损害土壤肥力,因此增加化肥投入会使维护土地肥力的成本上升,即 p_S 是 F 的增函数,记为 $p_S = p_S(F)$ 代入式(4)中,且有 $\frac{\partial p_S(F)}{\partial F} > 0$,此时,预算约束变为:

$$p_F F + p_L L + p_S S \leq w \quad (5)$$

对式(4)求导可知,均衡状态的化肥投入的边际产品应当在预算约束下满足:

$$MP_{F2} = \frac{\partial f(F, L, S)}{\partial F} = \frac{p_F + \frac{\partial p_S(F)}{\partial F} S}{p_y} \quad (6)$$

比较可知, $MP_{F2} > MP_{F1}$,即在无限期内追求利益最大化,要求化肥的边际产品更高,在预算约束不变的条件下,要求化肥投入量更低,可以理解为在无限期利益最大化目标下,农户会牺牲部分即期收益换取远期收益增加,从而为保护土壤肥力减少化肥施用;相反,在当年利益最大化目标下,农户会牺牲远期收益,从而不计代价消耗地力,增施化肥。现实中,土地流转契约稳定性越强,农户的生产决策越接近于无限期利益最大化目标,反之,农户的生产决策越接近于当年利益最大化目标。

1.3 土地流转契约稳定性对环境效率的影响

土地流转契约稳定性影响转入土地农户的施肥强度,而施肥强度与环境效率密切相关。具体来说,施肥强度过高导致作物无法完全被植物吸收,从而流入自然界,造成环境成本上升。按照某些发达国家的标准,化肥施用量超过 225 kg/hm^2 便被认为不利于生态环境,中国的生态文明县建设规定化肥施用量不得超过 250 kg/hm^2 ^[7]。然而,已有研究普遍认为农户的正常施肥量远远高于生态环境最优化目标下的施肥标准^[26-27]。以本文的414个种粮大户样本为例,小麦、水稻、玉米的平均化肥施用强度分别为 937.5 kg/hm^2 、 769.5 kg/hm^2 、 892.35 kg/hm^2 ,分别是发达国家标准的4.17倍、3.42倍、3.97倍,分别是中国生态文明县标准的3.75倍、3.08倍、3.57倍。不难看出,农户为了实现经济利益,通常会选择牺牲环境效益,而土地流转契约不稳定会使得转入土地农户在短期利益最大化目标下,更加不计代价地进行掠夺式生产,表现为不惜土地肥力地增施化肥,从而造成环境效率下降。

由此得出如下研究假说。

H1: 土地流转契约稳定性负向影响转入土地农户的化肥投入强度

H2: 土地流转契约稳定性正向影响转入土地农户的生产环境效率

1.4 数据来源

本文使用的数据来源于课题组2017年对安徽省5市、11县(区、县级市)414户种

粮大户的调研数据，调研地区包括安徽省淮河以北的阜阳、蚌埠、亳州、宿州四市以及江淮之间的滁州市，样本农户的地理分布和主要经营特征如表1所示。

安徽省淮河以北地区地势平坦、土壤肥沃，是发展适度规模经营的重点地区，因此是本次调研的主要区域。从种植结构来看，淮河以北地区以小麦—玉米轮作为主，江淮之间以小麦—水稻轮作为主。

表1 样本农户的地理分布
Table 1 Geographical distribution of sample farmers (个)

市 县(区、县级市)	阜阳 阜南、临泉、太和	蚌埠 固镇、五河	亳州 利辛、蒙城	宿州 埇桥、灵璧	滁州 明光、定远	合计
调查户数	112	72	94	64	72	414
小麦种植户	112	72	90	64	72	410
水稻种植户	20	30	6	10	72	138
玉米种植户	86	58	88	44	46	322

1.5 模型设置

1.5.1 多元回归

使用如下多元回归模型检验土地流转契约稳定性对土地转入户化肥施用强度的影响：

$$F_{w/r/c} = \beta_0 + \beta_1 X + \beta_2 Z + \varepsilon \tag{7}$$

式中：等号左边是种粮大户小麦、水稻、玉米的化肥投入强度 F_w 、 F_r 、 F_c ； X 是种粮大户面临的土地流转契约稳定性变量集合，是本文的关键解释变量； Z 是控制变量集合； ε 是随机扰动项。本文按照小麦、水稻、玉米分样本回归以检验模型的稳健性。

1.5.2 DEA-SBM模型

根据 Lotfi 等^[28]的研究，选择基于非期望产出的 DEA-SBM 模型测度环境效率，模型形式如下：

$$E = \min E^* = \min \frac{1 - \frac{1}{mE} \sum_{i=1}^m \frac{s_i^-}{x_{i0}}}{1 + \frac{1}{s_1 + s_2} \left(\sum_{i=1}^{s_1} \frac{s_i}{y_{i0}} + \sum_{i=1}^{s_2} \frac{s_i^b}{y_{i0}^b} \right)}$$

s.t. $c_0 = C\lambda + s^-$
 $y_0^g = Y^g \lambda - s^g$
 $y_0^b = Y^b \lambda + s^b$
 $\lambda \geq 0, s^- \geq 0, s^g \geq 0, s^b \geq 0$

(8)

式中： E 表示环境效率； s^- 、 s^g 、 s^b 分别表示投入、产出和污染的松弛变量；投入指标包括资本投入（元）、劳动投入（工日）、土地投入（hm²）^②。产出指标包括期望产出和非期望产出，其中，期望产出是粮食产量（kg）；非期望产出有两项，即生产过程中氮、磷的排放量（kg），根据物质平衡法^[29]，生产中的氮、磷排放量等于化肥中的氮、磷

② 资本投入包括种子、化肥、农药、农膜、灌溉、机械等费用总和；劳动投入包括自家用工、短期雇工和长期雇工的总和。

折纯量减去产品中的氮、磷含量^③，如果该指标为正，说明生产对环境具有负的外部性，反之说明对环境具有正的外部性。

1.5.3 Tobit模型

由于环境效率的测算结果介于0~1之间，属于受限因变量，因此选取Tobit模型作实证分析，模型形式如下。

$$E^* = \alpha_0 + \alpha_1 X + \alpha_2 Z + \varepsilon \quad (9)$$

式中： E^* 为潜变量， E^* 和环境效率 E 的对应关系为：若 $E^* \leq \min E$ ，则 $E^* = \min E$ ，若 $E^* > \min E$ ，则 $E^* = E$ ； X 表示土地流转契约稳定性变量集合； Z 是控制变量集合； ε 是随机扰动项。按照小麦、水稻、玉米分样本回归以检验模型的稳健性。

1.6 变量选取

化肥投入强度：选取种粮大户单位面积土地上投入的化肥数量表示化肥投入强度，分小麦、水稻和玉米分别考察。

土地流转契约稳定性：参考江激宇等^[30]的研究，选取双方口头或书面约定的土地租期直接表征土地流转契约稳定性^④。选取土地流转租金和土地流转是否经村委会协调两个代理变量间接表征土地流转契约稳定性，用以检验主体模型的稳健性，其中，土地流转租金反映当地土地经营权交易的市场供需，租金高意味着市场供不应求。土地转出户一方面出于看涨租金而拒绝签订长期租约，另一方面也可能为了经济利益最大化而毁约，从而难以达成长期稳定的流转契约^[31]。相反，土地租金越低越可能存在“人情地租”^[13]，而人情嵌入的土地流转必然更容易达成稳定的契约。村民委员会作为基层行政单位，熟悉当地情况，在土地转入户是外来户时有利于减少交易双方的信息不对称，同时，村民自治制度下村委会主导了村庄公共资源的配置，掌握政治权威。因此由村委会介入的土地流转能更有效地防范毁约等一系列机会主义行为^[32]。

风险偏好：仇焕广等^[6]认为风险厌恶的农户可能会通过增加施肥规避因为化肥质量不佳导致的减产风险，因此，选取种粮大户的风险偏好程度作为控制变量。

化肥市场信息不对称：市场信息不对称促使农户增加施肥以规避化肥质量不佳导致的减产风险^[7]，因此，选取农户对所使用化肥信息的了解程度作为控制变量。

转入土地规模和土壤肥力：转入土地规模增加使得农户在生产中面临的信贷约束加强，从而可能抑制化肥投入^[12]，因此选取农户转入土地规模变量。许多农户错误地认为在肥沃的土地上施肥越多越有助于增产，而在贫瘠的土地上施肥无效^[9]，因此选取土壤肥力变量，以农户自评肥沃的土地占总经营土地面积比例表示。

其他个人及家庭特征：农户异质性是影响农户行为的重要因素，必须在实证模型中加以控制，选取农户年龄、受教育年限、接受技术培训频率、是否参加产业组织等个人

③ 本文不考虑土壤中初始氮、磷含量以及作物种子中的氮、磷含量，化肥的氮、磷折纯标准参考《化肥折纯量参考计算表》。问卷主要调查了尿素、过磷酸钙和复合肥的用量：其中，尿素中的氮含量按46%计算；过磷酸钙中的磷含量按照17%计算；复合肥中的氮、磷含量按照《化肥折纯量参考计算表》中公布的14种主要复合肥的平均标准计算，其中，氮为15.18%，磷为27.43%。根据《农业技术经济手册》，每100 kg小麦、水稻、玉米产品中的氮含量分别为3 kg、2.05 kg、3.25 kg；每100 kg小麦、水稻、玉米产品中的磷含量分别为1.25 kg、0.95 kg、1.25 kg。

④ 由于正式制度的大量缺失，口头约定是农村社会契约表达的主要形式，在由血、亲缘搭建的乡土熟人社会中，农户间交易的不仅是“利益”，更是“人情”，因此，口头约定并不比书面约定更加脆弱。若双方未口头或书面约定土地租期，认为其只在当年流转，取值为1。

特征变量^[33]，同时考虑传统经验对农户施肥行为的影响^[34]，设置农户从事粮食生产年限变量；选取家庭人均收入、家庭务农人口分别控制农户家庭资本和劳动力禀赋，增加考虑非农收入占家庭总收入比例、65岁以上和16岁以下人口占家庭总人口比例等家庭特征变量^[35]。

变量的描述性统计特征如表2所示。

由统计结果可知：（1）三种作物的化肥施用强度总体较高，相比之下，平均施用强度由高到低依次是小麦、玉米和水稻。（2）样本平均土地租期较长，但个体差异明显，最长租期达30年，同时，有52户的租期为1年，占总样本的12.56%；样本平均土地租金高达1.8万元/hm²，但也存在零租金；仅92户在土地流转中经过村委会协调，占22.22%。（3）风险喜好的农户有274户，占66.18%；风险厌恶的仅46户，占11.11%，说明种粮大户的生产行为已不具有生计小农的特征。相反，在经济利益最大化目标的支配下表现出风险喜好的特征。217户农户表示对所用化肥的信息比较不了解或很不了解，占52.42%，说明化肥市场存在比较严重的信息不对称。（4）调查对象中，45岁以下青年农户142户，占34.3%；45~59岁的中年农户有260户，占62.8%；60岁及以上的老年农户仅12户，占2.9%^⑤。说明中青年是适度规模经营的主力军，而小农户多为难以获得非农就业机会的老年劳动力，因此适度规模经营使得土地由弱质劳动力流向优质劳动力，

表2 变量的描述性统计
Table 2 Descriptive statistics of variables

变量名	代码	单位及解释	均值	标准差	最大值	最小值
小麦施肥强度	<i>F_w</i>	kg/hm ²	937.5	202.05	1725	600
水稻施肥强度	<i>F_r</i>	kg/hm ²	769.5	158.25	1125	25
玉米施肥强度	<i>F_c</i>	kg/hm ²	892.35	413.55	5250	412.5
土地租期	<i>con</i>		6.77	4.16	30	1
土地租金	<i>ren</i>	万元/hm ²	0.99	0.39	1.8	0
是否通过村委会协调	<i>int</i>	0=否，1=是	0.22	0.42	1	0
风险偏好	<i>ris</i>	0=风险厌恶，1=风险中立，2=风险喜好	1.55	0.69	2	0
化肥信息	<i>inf</i>	0~4表示很不了解~很了解	2.09	1.3	4	0
转入土地规模	<i>sca</i>	hm ²	30.56	46.27	366.17	0.67
肥沃地比例	<i>fer</i>		0.65	0.43	1	0
年龄	<i>age</i>		46.92	6.87	65	29
受教育年限	<i>edu</i>		9.59	2.64	15	0
从事粮食生产年限	<i>yea</i>		19.32	11.11	45	2
技术培训	<i>tra</i>	单位：次/年	3.01	2.85	20	0
产业组织	<i>org</i>	0=否，1=是	0.67	0.47	1	0
家庭人均收入	<i>inc</i>	单位：万元/人	5.27	5.17	37	0.27
家庭务农人口	<i>peo</i>		2.45	1.1	7	1
非农收入比例	<i>unf</i>		0.37	0.31	0.99	0
老人小孩比例	<i>bur</i>		0.4	0.2	0.86	0
观测值	<i>obs</i>		414	414	414	414

⑤ 根据世界卫生组织1994年的最新标准划分年龄段。

有利于提高资源配置效率。样本种粮大户的平均受教育年限为9.59年，明显高于2012年全国农村劳动力平均受教育年限8.33年^⑥；样本中具备高中及以上文化程度的有190户，占45.89%，说明种粮大户普遍受教育程度较高；276户农户参加产业组织，占66.67%，种粮大户倾向于通过提高组织化程度降低由于规模增加导致的风险上升。（5）样本种粮大户的平均家庭人均收入5.27万元，远高于2016年全国农村居民人均可支配收入1.24万元^⑦。调研中发现，种粮大户多同时从事种植、加工、农资销售、农家乐等多个关联产业的经营，表现为兼业程度高^⑧，其中，纯农户104户、一兼农户176户、二兼农户134户，兼业农户占74.88%，三产融合的经营模式增收效果显著。

2 结果分析

2.1 环境效率测算结果

DEA-Solver测算样本小麦、水稻和玉米种植户的平均环境效率分别为0.54、0.58和0.59，将三种作物的环境效率按低、中、高分组统计如表3所示^⑨。

表3 三种作物的环境效率测算结果
Table 3 Calculation results of environmental efficiency of three crops

环境效率	小麦		水稻		玉米	
	样本数/个	占比/%	样本数/个	占比/%	样本数/个	占比/%
$E<0.75$	332	80.98	96	69.57	238	73.91
$0.75\leq E<0.9$	14	3.41	0	0	20	6.21
$E\geq 0.9$	64	15.61	42	30.43	64	19.88

三种作物的环境效率分布均表现为低效率样本数量多于高效率样本数量，三种作物的生产环境效率总体偏低。

2.2 土地流转契约稳定性对化肥施用强度的影响

由于土地租期、土地租金、土地流转是否经过村委会协调三个表征土地流转契约稳定性的变量之间存在相关性，为避免多重共线性，将三个变量分别代入多元回归模型中（表4）。

九组模型均在1%的水平上通过F检验且模型拟合优度较好。土地租期（con）的估计系数在OLS(I)、OLS(IV)、OLS(VII)均为负，且分别在5%、10%、5%的显著性水平上通过检验；土地租金（ren）的估计系数在OLS(II)、OLS(V)、OLS(VIII)均为正，且分别在10%、10%、1%的显著性水平上通过检验。结果表明稳定的土地流转契约能够降低土地转入户的化肥投入强度，且该结论稳健，假说H1得到验证。值得注意的是，土地流转是否经村委会协调（int）的估计系数在OLS(III)、OLS(VI)、OLS(IX)中符号不一致且均没有通过检验，说明该变量对施肥强度没有稳健的影响，通过村委会协调不能增强土地流转契约的稳定性，从而无法显著降低施肥强度。表面看来，仅92个样本在土地流转中

⑥ 根据2017年《中国农村统计年鉴》数据，按照小学文化程度人口比例×6+初中文化程度人口比例×9+高中文化程度人口比例×12+大专及以上文化程度人口比例×16计算得出。

⑦ 数据来源于2017年《中国统计年鉴》。

⑧ 非农收入比例小于10%为纯农户、10%~50%为一兼户、超过50%为二兼户^[36]。

⑨ 效率值高于0.9为高效率，效率值低于0.75为低效率，介于二者之间为中效率^[37]。

表 4 土地流转契约稳定性对化肥投入强度的影响

Table 4 Effect of land transfer contract stability on fertilization intensity

变量	小麦			水稻			玉米		
	OLS(I)	OLS(II)	OLS(III)	OLS(IV)	OLS(V)	OLS(VI)	OLS(VII)	OLS(VIII)	OLS(IX)
<i>con</i>	-0.5551** (-2.36)			-0.4313* (-1.69)			-1.0832** (-2.01)		
<i>ren</i>		0.0071* (1.92)			0.0073* (1.71)			0.0235*** (2.76)	
<i>int</i>			-0.4328 (-0.19)			3.9213 (1.4)			1.9549 (0.36)
<i>ris</i>	-3.7586*** (-2.84)	-4.0371*** (-3.02)	-3.8424*** (-2.86)	-2.703* (-1.72)	-3.5629** (-2)	-2.5006* (-1.71)	-8.3832*** (-2.74)	-9.4662*** (-3.11)	-8.4056*** (-2.69)
<i>inf</i>	-1.2615* (-1.85)	-1.3275* (-1.92)	-1.1665* (-1.67)	-1.6232* (-1.82)	-1.5854* (-1.78)	-1.848** (-2.01)	-3.8372** (-2.42)	-3.9378** (-2.52)	-3.5382** (-2.21)
<i>sca</i>	-0.0028** (-2.02)	-0.039*** (-2.92)	-0.0036*** (-2.67)	-0.0021* (-1.9)	-0.0023** (-2.2)	-0.0023** (-2.12)	-0.0107* (-1.75)	-0.0118** (-2.02)	-0.0147** (-2.46)
<i>fer</i>	5.2801** (2.51)	4.2269** (1.97)	4.9222** (2.31)	9.6791*** (2.93)	8.1807** (2.36)	10.364*** (3.11)	8.3527* (1.74)	11.8369** (2.48)	9.5708** (1.98)
<i>age</i>	0.014 (0.09)	0.048 (0.31)	0.0245 (0.16)	-0.0563 (-0.28)	0.0038 (0.02)	0.0168 (0.08)	-0.2709 (-0.75)	-0.1294 (-0.36)	-0.2569 (-0.7)
<i>edu</i>	-0.9337*** (-2.69)	-1.0654*** (-3.08)	-1.0361*** (-2.97)	-1.182*** (-2.6)	-1.2523*** (-2.81)	-1.219*** (-2.66)	-0.474 (-0.59)	-0.9479 (-1.2)	-0.6706 (-0.83)
<i>yea</i>	-0.0049 (-0.05)	0.0136 (0.15)	0.0043 (0.04)	-0.1817 (-1.59)	-0.1704 (-0.49)	-0.1665 (-1.43)	-0.1323 (-0.6)	-0.1196 (-0.55)	-0.1115 (-0.5)
<i>tra</i>	-0.0546 (-0.17)	-0.0341 (-0.11)	-0.0502 (-0.16)	-0.4003 (-0.82)	-0.5355 (-1.08)	-0.4033 (-0.82)	-1.2495* (-1.77)	-1.3953** (-2)	-1.3951* (-1.94)
<i>org</i>	-5.1258*** (-2.7)	-3.7111* (-1.88)	-4.8074** (-2.49)	-2.6457 (-1.2)	-2.1016 (-0.96)	-1.7909 (-0.8)	-0.1415 (-0.03)	-4.5183 (-0.97)	-0.8111 (-0.17)
<i>inc</i>	0.4369** (2.45)	0.3219* (1.86)	0.3317* (1.89)	0.2565 (1.3)	0.2153 (1.12)	0.214 (1.1)	0.131 (0.31)	0.0418 (0.1)	0.0604 (0.14)
<i>peo</i>	-0.3886 (-0.47)	-0.2359 (-0.29)	-0.2964 (-0.36)	-0.0634 (-0.07)	-0.3515 (-0.38)	-0.5152 (-0.55)	-0.1346 (-0.07)	-0.0133 (-0.01)	-0.3063 (-0.16)
<i>unf</i>	-1.4972 (-0.52)	-1.4203 (-0.49)	-1.3165 (-0.45)	-1.6741 (-0.45)	-2.1367 (-0.58)	-2.1606 (-0.58)	-12.6535* (-1.86)	-9.8463 (-1.44)	-13.2664* (-1.93)
<i>bur</i>	0.9317 (0.19)	0.5208 (0.11)	0.3512 (0.07)	2.2459 (0.38)	0.2323 (0.04)	0.848 (0.14)	10.7592 (0.98)	12.9843 (1.19)	11.2828 (1.01)
β_0	76.9605*** (8.17)	70.6766*** (7.36)	74.4216*** (7.84)	70.1856*** (5.64)	60.9356*** (4.94)	61.4713*** (4.93)	128.8442*** (6.09)	114.1949*** (5.36)	125.9919*** (5.89)
<i>F</i>	3.64	3.47	3.15	4.05	4.06	3.92	2.97	3.3	2.63
<i>P</i>	0.0000	0.0000	0.0002	0.0001	0.0001	0.0001	0.0005	0.0001	0.0020
<i>R</i> ²	0.2115	0.2038	0.1885	0.5121	0.5127	0.5043	0.2219	0.2401	0.2011
<i>AR</i> ²	0.1534	0.1451	0.1287	0.3856	0.3863	0.3757	0.1473	0.1673	0.1245
<i>obs</i>	410	410	410	138	138	138	322	322	322

注: *, **, ***表示在 10%、5%、1%的显著性水平上通过检验, 括号内为 *t* 检验值, 下同。

经过村委会协调,占22.22%,村委会协调作用有限与其参与农地交易市场中介力度不足有关。深层次原因在于:一方面,农民流动性增强使得原本联系紧密的乡土熟人网络出现松动,加剧信息不对称,增加村委会参与市场中介的难度;另一方面,农村市场化改革增加了农民收入,同时拉大了农民内部收入差距,使得原本“同质化”的农民群体出现“分层”。贫富差距成为激发农村社会矛盾的主要因素,增加了村庄治理难度,而“富人治村”的大量存在使得村委会的公信力进一步下降,削弱了村委会协调土地流转市场的功能。

在其他主要解释变量中,风险偏好(*ris*)的估计系数均为负且均通过检验,风险规避会使得农户增施化肥以防范化肥质量不佳。对所使用化肥信息的了解程度(*inf*)的估计系数均为负且均通过检验,化肥市场存在信息不对称使得农户倾向于通过增施化肥降低不确定性。转入土地规模(*sca*)的估计系数均为负且均通过检验,规模增加客观上增强了家庭预算约束,主观上激发了盈利动机,使得种粮大户更加注重控制成本,从而降低施肥强度。肥沃地比例(*fer*)的估计系数均为正且均通过检验,许多农民认为给肥沃的土地多施肥能增产,而给贫瘠的土地施肥不会有效果,这种错误的认知导致大量肥沃的耕地由于过度施肥而退化,以上各变量的回归结果均与预期相符。

在控制变量中,受教育年限(*edu*)的估计系数均为负,且对小麦和水稻施肥强度影响显著,原因在于文化程度高的农户更容易接受科学施肥知识,从而更懂得合理控制施肥强度。接受技术培训频率(*tra*)、参与产业组织(*org*)的估计系数均为负,且分别对玉米和小麦施肥强度影响显著,原因是,随着国家倡导生态农业建设,农业技术培训由完全以经济利益为导向逐渐转变为兼顾经济利益与环境效益,测土配方等两型技术的推广有效降低化肥施用强度。而产业组织通过联合分散农户提高了生产行为的标准化程度,从而有利于控制施肥强度。家庭人均收入(*inc*)的估计系数均为正,且对小麦施肥强度影响显著,而家庭务农人口(*peo*)的估计系数均为负但未通过检验,原因在于高收入农户更倾向于通过增加化肥投入替代成本上升的劳动,而劳动禀赋相对充裕不能引发劳动对化肥的明显替代。非农收入比例(*unf*)的估计系数均为负,且对玉米施肥强度影响显著,原因是,种粮大户从事的非农行业多为与农业产业高度关联的上、下游产业,通过产业融合提高农业的集约化程度,有利于降低施肥强度。老人小孩比例(*bur*)的估计系数均为正,但没有通过显著性检验,理论上家庭负担会使农户更倾向于规避风险,从而增加化肥投入,但由于种粮大户普遍收入较高,风险控制力强,对家庭负担的影响起到一定的缓冲作用。年龄(*age*)和从事粮食生产年限(*yea*)的估计系数符号不一致且均没有通过检验,说明两组变量对农户施肥强度没有稳健的影响。

2.3 土地流转契约稳定性对环境效率的影响

以测得的三种作物的环境效率为被解释变量,以土地租期、土地租金、土地流转是否经过村委会协调为主体解释变量分别代入Tobit模型,估计结果如表5所示。

模型的 σ 值和LR值均在1%的显著性水平上通过检验,说明总体拟合情况较好。土地租期(*con*)的估计系数在Tobit(I)、Tobit(IV)、Tobit(VII)中均为正,且均在5%的显著性水平上通过检验;土地租金(*ren*)的估计系数在Tobit(II)、Tobit(V)、Tobit(VIII)中均为负,且分别在5%、1%、1%的显著性水平上通过检验,结果符合预期,表明稳定的土地流转契约能够促进生产环境效率提升且该结论稳健,假说H2得到验证。土地流转是

表5 土地流转契约稳定性对环境效率的影响

Table 5 Effect of land transfer contract stability on environmental efficiency

变量	小麦			水稻			玉米		
	Tobit(I)	Tobit(II)	Tobit(III)	Tobit(IV)	Tobit(V)	Tobit(VI)	Tobit(VII)	Tobit(VIII)	Tobit(IX)
<i>con</i>	0.0122** (2.47)			0.0209** (2.39)			0.0139** (2.26)		
<i>ren</i>		-0.0156** (-2)			-0.038*** (-2.72)			-0.0239*** (-2.66)	
<i>int</i>			0.0045 (0.09)			-0.0056 (-0.06)			-0.0167 (-0.28)
<i>ris</i>	0.0426* (1.83)	0.0494* (1.75)	0.0426* (1.69)	0.0957* (1.86)	0.1368** (2.22)	0.1136* (1.76)	0.0562* (1.72)	0.0694** (2.13)	0.0607* (1.82)
<i>inf</i>	0.028* (1.92)	0.0339** (2.3)	0.0297** (2)	0.0555* (1.74)	0.0661** (2.17)	0.0785** (2.42)	0.0421** (2.45)	0.0442** (2.57)	0.0381** (2.2)
<i>sca</i>	0.0001*** (3.08)	0.0001** (2.48)	0.0001** (2.47)	0.0002*** (3.48)	0.0001*** (2.84)	0.0001*** (2.99)	0.0001** (2.04)	0.0002*** (2.85)	0.0002*** (2.97)
<i>fer</i>	-0.1133** (-2.51)	-0.0934** (-1.99)	-0.1178** (-2.57)	-0.2315** (-2.07)	-0.2835** (-2.56)	-0.2726** (-2.32)	-0.1273** (-2.52)	-0.1412*** (-2.83)	-0.1415*** (-2.78)
<i>age</i>	-0.0006 (-0.19)	-0.0006 (-0.19)	-0.0005 (-0.17)	0.012* (1.7)	0.0137** (1.97)	0.0147** (2.01)	-0.0046 (-1.19)	-0.0063 (-1.61)	-0.0051 (-1.3)
<i>edu</i>	0.0132* (1.82)	0.0123* (1.69)	0.0108* (1.76)	0.0528*** (3.36)	0.0413** (2.57)	0.0521*** (3.07)	0.0013 (0.15)	0.0006 (0.07)	0.0009 (0.1)
<i>yea</i>	-0.0018 (-0.93)	-0.0017 (-0.86)	-0.0015 (-0.75)	1.83E-05 (0.01)	-0.0006 (-0.15)	-0.0002 (-0.06)	0.0025 (1.09)	0.0025 (1.1)	0.0023 (0.96)
<i>tra</i>	0.0054 (0.83)	0.0048 (0.72)	0.0056 (0.84)	0.0117 (0.69)	0.0044 (0.26)	0.0095 (0.53)	0.0239** (2.55)	0.0269*** (2.89)	0.0276*** (2.88)
<i>org</i>	0.0846** (2.13)	0.0704* (1.71)	0.0911** (2.24)	0.1293* (1.71)	0.1267* (1.68)	0.1679** (2.11)	0.0549 (1.13)	0.0956* (1.92)	0.0649 (1.3)
<i>inc</i>	-1.62E-05 (-0.01)	-0.0023 (-0.64)	-0.0023 (-0.63)	-0.0091 (-1.42)	-0.0103 (-1.63)	-0.0121* (-1.8)	-0.0139*** (-3.07)	-0.0111** (-2.55)	-0.0113** (-2.54)
<i>peo</i>	0.0542*** (3.13)	0.0516*** (2.96)	0.0516*** (2.93)	0.0527 (1.53)	0.0282 (0.82)	0.0377 (1.05)	0.021 (1.04)	0.0227 (1.13)	0.0222 (1.08)
<i>unf</i>	0.0925 (1.52)	0.092 (1.51)	0.0968 (1.57)	0.0851 (0.66)	0.0457 (0.36)	0.0447 (0.33)	0.0314 (0.42)	0.0446 (0.6)	0.024 (0.32)
<i>bur</i>	-0.1703* (-1.67)	-0.1573 (-1.54)	-0.1596 (-1.54)	-0.1839 (-0.93)	-0.1223 (-0.63)	-0.1371 (-0.66)	-0.1104 (-0.93)	-0.0858 (-0.73)	-0.1088 (-0.91)
α_0	0.7223*** (3.55)	0.7097*** (3.47)	0.6669*** (3.25)	-0.5109 (-1.24)	-0.5346 (-1.32)	-0.8695** (-2.07)	0.4689** (2.04)	0.676*** (2.89)	0.5273** (2.28)
<i>sigma</i>	0.2654*** (17.83)	0.2599*** (17.83)	0.2625*** (17.86)	0.2671*** (9.41)	0.2654*** (9.42)	0.2812*** (9.4)	0.2668*** (15.3)	0.2657*** (15.31)	0.271*** (15.28)
<i>LR</i>	52.99	50.96	46.99	54.04	55.74	48.52	48.23	50.1	43.11
<i>P</i>	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0001
<i>R²</i>	0.3674	0.3533	0.3258	0.5875	0.6059	0.5274	0.3589	0.3728	0.3208
<i>obs</i>	410	410	410	138	138	138	322	322	322

否经村委会协调 (*int*) 对环境效率没有显著影响, 村委会介入无法明显提高土地流转契约稳定性, 从而无法减少施肥, 提升环境效率。

在其他主要解释变量中, 风险偏好 (*ris*)、对所用化肥信息的了解程度 (*inf*)、转入土地规模 (*sca*) 显著正向影响环境效率, 多元回归结果表明这些因素能显著降低化肥投入强度, 因此结果符合预期。肥沃地比例 (*fer*) 显著负向影响环境效率, 对肥沃土地增施化肥导致环境效率下降, 进一步导致土壤肥力流失, 从而使优质耕地遭到破坏。

在控制变量中, 受教育年限 (*edu*)、接受技术培训频率 (*tra*)、参与产业组织 (*org*) 对环境效率的影响方向均为正, 家庭人均收入 (*inc*) 的估计系数均为负, 且系数在个别模型中通过检验, 由于学历教育、技术培训和产业组织均对施肥强度有负向影响, 而家庭人均收入对施肥强度有正向影响, 因此结果符合预期。家庭务农人口 (*peo*) 的估计系数均为负且对小麦环境效率影响显著, 说明虽然劳动力成本上升使得劳动对化肥的替代程度有限, 但已能在一定程度上帮助提升环境效率。非农收入比例 (*unf*) 的估计系数均为正, 家庭负担 (*bur*) 的估计系数均为负, 影响方向与预期相符, 但都没有通过检验。年龄 (*age*) 和从事粮食生产年限 (*yea*) 的估计系数符号互不一致, 说明两组变量对环境效率没有稳健的影响。

3 结论与讨论

3.1 结论

本文的主要结果及结论有: (1) 稳定的土地流转契约能够显著降低土地转入户的化肥施用强度; 风险偏好、转入土地规模增加有利于降低化肥施用强度, 而化肥市场信息不对称会使得农户增加施肥以规避风险, 此外, 农户倾向于在肥沃的土地上增加施肥强度; 其他对施肥强度有显著影响的因素包括受教育年限、接受技术培训频率、参与产业组织、家庭人均收入和非农收入比例。(2) 小麦、水稻、玉米的平均环境效率分别为 0.54、0.58、0.59, 三种作物的生产环境效率总体偏低; 稳定的土地流转契约有效促进土地转入户的生产环境效率提升; 风险偏好、转入土地规模增加有利于提高环境效率, 而化肥市场信息不对称导致环境效率下降, 此外, 肥沃的土地上生产环境效率更低; 其他对环境效率有显著影响的因素包括受教育年限、接受技术培训频率、参与产业组织和家庭人均收入。

3.2 讨论

降低农业适度规模经营中的化肥施用强度对于保护耕地地力, 发展环境友好型生态农业具有至关重要的意义, 而稳定的土地流转契约能够显著降低土地转入户的施肥强度, 因此, 需要在放活土地经营权的同时, 保障土地经营权的稳定性。本文对此提出如下建议:

(1) 必须坚持经营权确权颁证, 让土地转入户吃上“定心丸”, 同时, 将一些已成文的规制法制化以增强其约束力, 比如在租约到期后, 土地转出方在同等条件下必须优先选择原土地转入方。

(2) 建立健全合同机制保障土地经营权的稳定。尽管“人情”嵌入有利于土地流转契约的稳定, 但随着农地交易范围的扩大, 交易不再局限于亲朋好友, 需要引入合同机制替代“人情”保障土地经营权的稳定。首先, 引导交易双方的契约方式从“口头合

约”走向“正规合同”,同时,合同内容应当灵活机动,比如设定一个上下浮动的地租范围以规避土地市场波动带来的不确定性;其次,健全相关法律法规以保障土地流转合同具有法律约束力;最后,建立有效的农村法律援助制度以降低农民通过法律进行维权的成本。

(3) 培养农民的契约精神,将契约精神写入乡规民约。农村劳动力迁移使得原本联结紧密的乡土社会网络出现松动,旧有社会规范约束力下降,而培养农民的契约精神是顺应农村市场化改革的必然要求,应当将契约精神打造为新时期农村社会规范的重要内容之一,使其成为法律规制外约束土地流转中交易双方行为的重要力量。

(4) 培育中介主体以完善土地流转市场。在市场未充分发育前,仍然需要调动村委会在土地流转的协调作用,要求村干部详细了解本村每块土地及其承包户信息,并重视维护和谐的干群关系,从而更好地发挥桥梁作用,促成双方达成稳定的土地流转契约。

此外,尚需进一步规范化肥市场,减少化肥市场信息不对称;进一步活跃土地市场,增强土地的要害流动性;建立地力监测系统保护优质耕地;继续加强测土配方等科学施肥技术的公共推广;提高农业产业组织化程度;向高收入农户推广商品有机肥,鼓励有机肥和无机肥配施。通过以上途径,力求降低化肥施用强度,促进农业适度规模经营的生态可持续发展。

参考文献(References):

- [1] 葛继红,周曙东.要素市场扭曲是否激发了农业面源污染:以化肥为例.农业经济问题,2012,33(3): 92-98, 112. [GE J H, ZHOU S D. Does factor market distortions stimulate the agricultural non-point source pollution? A case study of fertilizer. Issues in Agricultural Economy, 2012, 33(3): 92-98, 112.]
- [2] 于伟咏,漆雁斌,余华.农资补贴对化肥面源污染效应的实证研究:基于省级面板数据.农村经济,2017,35(2): 89-94. [YU W Y, QI Y B, YU H. Empirical study on the effect of agricultural subsidies on non-point source pollution of fertilizers based on provincial panel data. Rural Economy, 2017, 35(2): 89-94.]
- [3] 朱晶,李天祥,林大燕,等.“九连增”后的思考:粮食内部结构调整的贡献及未来潜力分析.农业经济问题,2013,34(11): 36-43, 111. [ZHU J, LI T X, LIN D Y, et al. Analysis on China's nine-year consecutive grain production growth: Contribution and future potential of inter-crop structural adjustment. Issues in Agricultural Economy, 2013, 34(11): 36-43, 111.]
- [4] 王明新,姚静波,孙向武.不同施肥模式下甘薯乙醇生命周期能效与环境影响分析.自然资源学报,2017,32(2): 245-254. [WANG M X, YAO J B, SUN X W. Life cycle energy efficacy and environmental impact analysis of ethanol production from sweet potato with different fertilization modes. Journal of Natural Resources, 2017, 32(2): 245-254.]
- [5] XIN L, LI X, TIAN M. Temporal and regional variations of China' fertilizer consumption by crops during 1998-2008. Journal of Geographical Sciences, 2011, 22(4): 643-652.
- [6] 仇焕广,栾昊,李瑾,等.风险规避对农户化肥过量施用行为的影响.中国农村经济,2014,30(3): 85-96. [QIU H G, LUAN H, LI J, et al. The effect of risk avoidance on farmers' excessive fertilizer application behavior. Chinese Rural Economy, 2014, 30(3): 85-96.]
- [7] 纪月清,张惠,陆五一,等.差异化、信息不完全与农户化肥过量施用.农业技术经济,2016,35(2): 14-22. [JI Y Q, ZHANG H, LU W Y, et al. Differentiation, incomplete information and excessive fertilization by farmers. Journal of Agrotechnical Economics, 2016, 35(2): 14-22.]
- [8] 巩前文,穆向历,田志宏.农户过量施肥风险认知及规避能力的影响因素分析.中国农村经济,2010,26(10): 66-76. [GONG Q W, MU X L, TIAN Z H. Analysis on the influencing factors of farmers' risk cognition and avoidance ability of excessive fertilization. Chinese Rural Economy, 2010, 26(10): 66-76.]
- [9] 张林秀,李强,何浩然.中国农田生态系统化肥投入的经济和政策驱动机制.北京:科学出版社,2008: 35-38.

- [ZHANG L X, LI Q, HE H R. Economic and Policy-driven Mechanism of Fertilizer Input in Farmland Ecosystem of China. Beijing: Science Press, 2008: 35-38.]
- [10] 张福锁. 我国肥料产业与科学施肥战略研究报告. 北京: 中国农业大学出版社, 2008: 56-62. [ZHANG F S. Research Report on Fertilizer Industry and Scientific Fertilization Strategy in China. Beijing: China Agricultural University Press, 2008: 56-62.]
- [11] 占辉斌, 胡庆龙. 农地规模、市场激励与农户施肥行为. 农业技术经济, 2017, 36(11): 72-79. [ZHAN H B, HU Q L. Agricultural land scale, market incentive and farmers' fertilization behavior. Journal of Agrotechnical Economics, 2017, 36(11): 72-79.]
- [12] 诸培新, 苏敏, 颜杰. 转入农地经营规模及稳定性对农户化肥投入的影响: 以江苏四县(市)水稻生产为例. 南京农业大学学报: 社会科学版, 2017, 17(4): 85-94, 158. [ZHU P X, SU M, YAN J. Impact of farmland scale and stability on fertilizer input: Taking rice production of four counties of Jiangsu province as example. Journal of Nanjing Agricultural University: Social Sciences Edition, 2017, 17(4): 85-94, 158.]
- [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. 中国农村观察, 2017, 38(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. China Rural Survey, 2017, 38(4): 43-56.]
- [14] 冯双生, 张桂文. 宅基地置换中农民权益受损问题及对策研究. 农业经济问题, 2013, 34(12): 31-39, 111. [FENG S S, ZHANG G W. Research of the problems and countermeasures of the damage to farmers' rights and interests in the homestead replacement. Issues in Agricultural Economy, 2013, 34(12): 31-39, 111.]
- [15] BLAKE L, GOULDING T, MOTT B, et al. Changes in soil chemistry accompanying acidification over more than 100 years under woodland and grass at Rothamsted Experimental Station UK. European Journal of Soil Science, 1999, 50(3): 401-412.
- [16] 李伟峰, 叶应聪, 朱安繁, 等. 近30 a江西省农田土壤pH时空变化及其与酸雨和施肥量间关系. 自然资源学报, 2017, 32(11): 1942-1953. [LI W F, YE Y C, ZHU A F, et al. Spatio-temporal variation of pH in cropland of Jiangxi province in the past 30 years and its relationship with acid rain and fertilizer application. Journal of Natural Resources, 2017, 32(11): 1942-1953.]
- [17] 张桂兰, 宝德俊, 王英, 等. 长期施用化肥对作物产量和土壤性质的影响. 土壤通报, 1999, 30(2): 64-67. [ZHANG G L, BAO D J, WANG Y, et al. Effects of long-term application of chemical fertilizer on crop yield and soil property. Chinese Journal of Soil Science, 1999, 30(2): 64-67.]
- [18] FRANCHINI J C, CRISPINO C C, SOUZA R A, et al. Microbiological parameters as indicators of soil quality under various tillage and crop-rotation systems in Southern Brazil. Soil & Tillage Research, 2007, 92(1-2): 18-29.
- [19] BLAKE L, JOHNSTON A E, GOULDING K W T. Mobilization of aluminum in soil by acid deposition and its uptake by grass cut for hay a chemical time bomb. Soil Use and Management, 1994, 10(2): 51-55.
- [20] BURNS R G. Enzyme activity in soil: Location and a possible role in microbial ecology. Soil Biology and Biochemistry, 1982, 14(5): 423-427.
- [21] 林诚, 王飞, 李清华, 等. 不同施肥制度对黄泥田土壤酶活性及养分的影响. 中国土壤与肥料, 2009, 46(6): 24-27. [LIN C, WANG F, LI Q H, et al. Effects of different fertilizer application strategies on nutrients and enzymatic activities in yellow clayey soil. Soil and Fertilizer Sciences in China, 2009, 46(6): 24-27.]
- [22] 夏雪, 谷洁, 高华, 等. 施氮水平对土壤水解酶活性和作物产量的影响. 自然资源学报, 2010, 25(5): 756-765. [XIA X, GU J, GAO H, et al. Effect of nitrogen application rates on soil hydrolase activities and crop yield. Journal of Natural Resources, 2010, 25(5): 756-765.]
- [23] XU M G, LIN D C, LI J M, et al. Effects of organic manure application with chemical fertilizers on nutrient absorption and yield of rice in Hunan of Southern China. Agricultural Sciences in China, 2008, 7(10): 1245-1252.
- [24] GUAN G, TU S X, YANG J C, et al. Effects of nitrogen fertilizer application modes on nutrient uptake, crop yield and soil biological properties in rice-wheat rotation system. Agricultural Sciences in China, 2011, 10(8): 1254-1261.
- [25] RASMUSSEN P E, ROHDE C R. Long-term tillage and nitrogen fertilization effects on organic nitrogen carbon in semiarid soil. Soil Science Soc Amer J, 1988, 52(4): 1114-1117.

- [26] 栾江, 仇焕广, 井月, 等. 我国化肥施用量持续增长的原因分解及趋势预测. 自然资源学报, 2013, 28(11): 1869-1878. [LUAN J, QIU H G, JING Y, et al. Decomposition of factors contributed to the increase of China's chemical fertilizer use and projections for future fertilizer use in China. *Journal of Natural Resources*, 2013, 28(11): 1869-1878.]
- [27] 崔振岭, 陈新平, 张福锁, 等. 华北平原小麦/夏玉米轮作体系土壤硝态氮的适宜含量. 应用生态学报, 2007, 18(10): 2227-2232. [CUI Z L, CHEN X P, ZHANG F S, et al. Appropriate soil nitrate N content for a winter wheat/summer maize rotation system in North China Plain. *Chinese Journal of Applied Ecology*, 2007, 18(10): 2227-2232.]
- [28] LOTFI F H, POURSAKHI N A. Mathematical model for dynamic efficiency using desirable and undesirable input-output. *Applied Mathematical Sciences*, 2012, 6(3): 141-151.
- [29] HOANG V N, COELLI T. Measurement of agricultural total factor productivity growth incorporating environmental factors: A nutrients balance approach. *Journal of Environmental Economics and Management*, 2011, 62(3): 462-474.
- [30] 江激宇, 张士云, 李博伟. 社会资本、流转契约与土地长期投资. 中国人口·资源与环境, 2018, 29(3): 67-75. [JIANG J Y, ZHANG S Y, LI B W. Social capital, circulation contract and long-term investment on land. *China Population, Resources and Environment*, 2018, 29(3): 67-75.]
- [31] 王亚辉, 李秀彬, 辛良杰, 等. 中国土地流转的区域差异及其影响因素: 基于 2003-2013 农村固定观察点数据. 地理学报, 2018, 85(3): 487-502. [WANG Y H, LI X B, XIN L J, et al. Regional differences of land circulation in China and its drivers: Based on 2003-2013 rural fixed observation points data. *Acta Geographica Sinica*, 2018, 85(3): 487-502.]
- [32] 李晓鹏. 论“村民自治”的转型和“乡一村”关系的重塑. 社会主义研究, 2016, 39(6): 96-101. [LI X P. Transformation of villager's self-governance and reshaping of township-village relationship. *Socialism Studies*, 2016, 39(6): 96-101.]
- [33] 王亚运, 蔡银莺. 不同主体功能区农户家庭耕地利用功能对土地流转行为的影响. 中国人口·资源与环境, 2017, 28(7): 128-138. [WANG Y Y, CAI Y Y. The effect of the function of cultivated land use on their land rental behavior of rural household in different main function zones. *China Population, Resources and Environment*, 2017, 28(7): 128-138.]
- [34] 陈菲菲, 张崇尚, 罗玉峰, 等. 农户种植经验对技术效率的影响分析: 来自我国 4 省玉米种植户的微观证据. 农业技术经济, 2016, 35(5): 12-21. [CHEN F F, ZHANG C S, LUO Y F, et al. Analysis of the impact of farmer's planting experience on technical efficiency: Micro-evidence from maize growers in four provinces of China. *Journal of Agrotechnical Economics*, 2016, 35(5): 12-21.]
- [35] 黄祖辉, 王建英, 陈志钢. 非农就业、土地流转与土地细碎化对稻农技术效率的影响. 中国农村经济, 2014, 30(11): 4-16. [HUANG Z H, WANG J Y, CHEN Z G. Effects of non-agricultural employment, land transfer and land fragmentation on technical efficiency of rice farmers. *Chinese Rural Economy*, 2014, 30(11): 4-16.]
- [36] 张忠明, 钱文荣. 农户土地经营规模与粮食生产效率关系研究. 中国土地科学, 2010, 24(8): 52-58. [ZHANG Z M, QIAN W R. Empirical research on the relationship between farmers' land management scale and food production. *China Land Science*, 2010, 24(8): 52-58.]
- [37] NORMAN M, STOKER B. Data Envelopment Analysis: The Assessment of Performance. New York: Wiley, 1991: 70-72.

The effect of the stability of land transfer contract on the fertilization intensity and environmental efficiency of the farmer who transfers in land

LI Bo-wei

(School of Economics and Management, Zhejiang A&F University, Hangzhou 311300, China)

Abstract: The research purpose of this paper is to analyse the effect of land transfer contract stability on fertilization intensity and environmental efficiency of the farmer who transfers in land, and the theoretical analysis result is tested empirically by using survey data of 414 big grain farmers from Anhui province. The research methods are concluded of DEA-SBM model, Multiple Regression model and Tobit model. Main results are shown as follows. (1) The marginal effects of land tenancy on the fertilization intensity of wheat, rice and maize planted by big grain farmers are -0.5551 , -0.4313 and -1.0832 , respectively, and the results pass the statistical test at the significance level of 5%, 10% and 5%, respectively. The marginal effects of land rent on the fertilization intensity of wheat, rice and maize planted by big grain farmers are 0.0071 , 0.0073 and 0.0235 , respectively, and the results pass the T test at the significance level of 10%, 10% and 1%, respectively. (2) Average environmental efficiency of wheat, rice and maize cultivated by big grain farmers are 0.54 , 0.58 and 0.59 , respectively, which shows that there is a serious environmental efficiency loss. The results of Tobit model show that the regression coefficients of land tenancy on the environmental efficiency of wheat, rice and maize planted by big grain farmers are 0.0122 , 0.0209 and 0.0139 , respectively, and the results all pass the T test at 5% significance level; The regression coefficients of land rent on the environmental efficiency of wheat, rice and maize planted by big grain farmers are -0.0156 , -0.038 and -0.0239 , respectively. Moreover the results pass the T test at the significance level of 5%, 5% and 1%, respectively. Main conclusion of this paper is that improving land transfer contract stability can help reduce fertilization intensity of the farmer who transfers in land, which can further increase environmental efficiency of farmland scale management. Moreover, risk preference of farmer and land scale expanding can help to reduce the fertilization intensity and improve the environmental efficiency of the farmer who transfers in land, while, the asymmetric information of the fertilizer market is not conducive to reduce the fertilization intensity and improve the environmental efficiency of the farmer who transfers in land; farmers tend to increase fertilization intensity on fertile land, making the fertile land has a lower environmental efficiency.

Keywords: land transfer contract; farmer who transfers in land; fertilization intensity; environmental efficiency