

土地转入、地块规模与化肥减量*

——基于湖北省水稻主产区的实证分析

梁志会^{1,2} 张露^{1,2} 张俊飏^{1,2}

摘要：化肥减量施用是实现农业可持续发展的重要举措。既有研究普遍强调土地转入、规模经营的化肥减量贡献，然而，不同土地转入情景所表达的规模经营内涵和化肥减量潜力差异尚未得到充分重视。本文将转入地块的空间分布特征纳入理论分析框架，探析在分散化和连片化两类土地转入情景下农户化肥施用量的差异，并利用湖北省水稻主产区 1314 户稻农的样本数据进行实证检验。研究结果表明，若土地转入呈分散化特征，经营规模扩张将伴随土地细碎程度的加深，由此经营规模扩张的化肥减量效应会被抵消，土地细碎化甚至会加剧农户的化肥增施行为；若土地转入呈连片化特征，经营规模与地块规模将同步扩张，由此形成的地块层面的规模经济性将显著促进化肥减量施用。

关键词：化肥减量化 土地流转 规模经营 水稻

中图分类号：F323 **文献标识码：**A

一、引言

改革开放以来，中国农业生产取得了巨大成就。1978~2018 年，粮食平均单位面积产量从 168.49 公斤/亩增至 374.70 公斤/亩，增幅约为 120%；人均粮食产量从 319 公斤/人增加至 472 公斤/人，增幅约为 50%^①。化肥和农药等化学品投入是中国粮食增产的重要驱动力。其中，仅化肥投入对粮食增产的贡献率就在 40%以上^②，甚至超过了家庭联产承包责任制实施所产生的制度红利（王剑锋、邓宏图，2014）。

*本文研究得到国家社会科学基金项目“基于流域生态系统特性的长江经济带农业绿色发展模式及利益关联主体协同响应策略研究”（项目编号：19BGL192）的资助。本文通讯作者：张露。

^①数据来源：1978 年的粮食平均单位面积产量数据来源于《改革开放三十年农业统计资料汇编》（国家统计局农村社会经济调查司编，中国统计出版社出版，2009 年）；2018 年的粮食平均单位面积产量数据与 1978~2018 年的人均粮食产量数据来源于《中国统计年鉴（2019）》（国家统计局编，中国统计出版社出版，2019 年）。

^②数据来源：农业部，《到 2020 年化肥使用量零增长行动方案》，http://www.moa.gov.cn/ztl/mywrfz/gzgh/201509/t20150914_4827907.htm。

同样令人瞩目的是，在中国的农业生产中，化肥过量施用与低效利用现象普遍，造成了土壤肥力下降与水体污染等资源与环境问题，严重威胁农产品质量安全，阻碍农业的可持续发展（魏后凯，2017；张云华等，2019）。于是，2015年，农业农村部（原农业部）出台《到2020年化肥使用量零增长行动方案》，着力解决化肥过量施用这一突出问题。

农户是中国农业生产的微观主体，化肥减量施用及农业可持续发展目标的实现有赖于农户生产行为的转变。已有围绕化肥减量施用行为的研究主要包括3个角度，其一是从生产端出发，聚焦于农民个体或家庭因素的影响，如认知特征（巩前文等，2010；张复宏等，2017）、风险偏好（仇焕广等，2014）、收入水平或者兼业化程度等（朱淀等，2014）；其二是从消费端出发，侧重于构建农产品质量安全追溯体系，加大农产品质量安全监管力度，增强消费者对有机或绿色农产品的偏好，以此倒逼农业生产向化肥减量化方向转型（赵大伟，2012）；其三是从农业经营制度层面出发，聚焦于土地产权界定（周力、王镜如，2019）、土地经营权稳定性（郜亮亮、黄季焜，2011）、土地流转和规模经营（诸培新等，2017；蔡颖萍、杜志雄，2016；蔡荣等，2019；高晶晶等，2019）。

其中，基于土地流转和规模经营的化肥减量逻辑受到普遍重视。部分研究指出，农户的生产投资决策首要考虑成本收益，土地经营规模狭小可能导致长期投资收益激励不足（钟甫宁、纪月清，2009）。小规模经营农户偏好采纳生物化学技术以提高土地产出（诸培新等，2017）。而通过土地流转改善规模经济性，可以有效激励农户进行长期生产投资、采纳化肥减量化技术（Gao et al., 2018；贾蕊、陆迁，2018；张建等，2019）。然而，亦有研究认为，随着规模经营的扩大，农户化肥过量施用问题并未得到有效缓解（张晓恒等，2017）。甚至指出，土地转入及经营规模的扩张加剧了农户短期生产行为（Bambio and Agha, 2018）。可见，土地流转能否促进化肥减量，既有研究尚未达成共识。

产生分歧的原因在于，上述研究主要遵循“土地转入—规模扩张—化肥减量”的分析逻辑，土地流转与规模扩张被同质化处理，不同土地流转情景所表达的经营规模内涵与化肥减量潜力差异被忽视。事实上，土地转入包括分散转入与连片转入两种情景，规模扩张也包括经营规模扩张和地块规模扩张两个层面（郭阳等，2019）。分散化的土地转入虽然能够扩大经营规模，但却无法克服地块规模狭小的弊端，所以既有土地经营规模的扩张并不必然改善规模经济性（叶兴庆、翁凝，2018）。地块层面的规模经济才是农户规模经济的基础，土地连片经营产生的地块规模经济性才能诱导农户的长期投资行为（胡新艳等，2018）。由此可进一步推断，转入土地的空间分布差异所引致的不同类型的土地规模变动，可能会导致截然不同的化肥减量绩效。

基于此，本文首先从理论层面探析两类土地转入情景（分散转入与连片转入）引致的两类规模（经营规模与地块规模）的相对变动所产生的化肥减量差异及其理论逻辑，然后在实证层面上，利用湖北省水稻主产区1314户稻农的样本数据建立计量回归模型，并克服模型潜在的内生性问题，对理论模型开展实证检验。通过定性与定量相结合的分析，本文旨在客观地揭示土地转入、地块规模与化肥减量之间的关系，进而为农业化肥减量政策的制定提供决策参考。

二、理论分析框架

长期以来，以美国为代表的规模化农业发展模式因其显著的规模经济性而备受推崇。规模经济指经济效益随生产规模扩大而增加的现象，其特征是长期平均总成本随产量增加而减少。在经典厂商理论中，生产规模的表征主要为产量，而在农业种植领域，生产规模多表达为土地规模（许庆等，2011）。土地规模的扩大能够实现经济效益的增加，这主要得益于内部规模经济性，如达到机械设备的经营规模门槛或者提高灌溉工程的利用效率，以及外部规模经济性，如通过集中化或者大批量采购生产（服务）要素获得议价能力。

然而，与美国人少地多的要素禀赋条件截然相反，中国农业发展面临的基本格局是人多地少。同时，中国农村的土地为集体所有，农户凭借集体成员身份获得土地的使用权，并按照“远近搭配、肥瘦均匀”的原则承包土地以确保公平性（罗必良，2019）。由此，小规模与细碎化经营成为中国农村土地制度安排的两个显著特征。于是，通过明晰土地产权，促进土地交易市场发育，实现土地经营权的流转集中，被认为是获得农业规模经济性的重要方式（罗必良，2019）。

理想的情景是，在要素市场开放的条件下，具备非农就业能力的农户将劳动力配置于务工活动，将土地经营权转出，实现家庭收入流最大化；具备农业生产优势的农户转入土地，扩大经营规模。然而，现实的情景是，农户“离农不弃农”“离乡不离土”现象普遍。虽然农地流转率从2005年的4.5%上升至2017年的37%，但2017年经营规模在10亩以下的农户仍占农户总数的85.2%，并且自2014年起，全国家庭承包土地流转面积增速逐年回落^①。所以，既有的土地流转并未从根本上改变中国分散化与细碎化的家庭经营格局（罗必良，2019）。

辨析土地转入与土地规模间的关系，可以归纳出两类主要情景：其一，土地分散转入，经营规模扩张，地块规模无增加，甚至可能缩减；其二，土地连片转入，经营规模与地块规模同步扩张（其中，若土地以同等规模置换方式转入，以实现邻近地块整合，则经营规模不变，地块规模扩张）。两类情景可能造成经营绩效的显著差距（郜亮亮，2020），也可能造成化肥减量潜力的明显不同。如图1（a）所示，土地分散转入和连片转入情景下的总生产成本曲线分别为 S_1 和 S_2 ，对应到图1（b）中，土地分散转入和连片转入情景下的生产活动的边际生产成本曲线分别为 MC_1 和 MC_2 ，平均生产成本曲线分别为 AC_1 和 AC_2 。

在土地分散转入情景中：①当经营规模从 A_0 增加至 A_1 ， S_1 呈上升趋势，但是上升的速度递减。原因在于，在该经营规模区间内边际生产成本 MC_1 呈下降趋势， A_1 所对应的点 W 为边际生产成本最低点；②当经营规模从 A_1 增加至 A_3 ，由于 MC_1 呈上升趋势， S_1 上升的速度递增。但在经营规模到达 A_3 前， $MC_1 < AC_1$ ，平均生产成本处于下降阶段，生产活动仍处于规模经济区间。③当经营规模为 A_3 时，平均成本 AC_1 降到最低点 G ，此时有 $MC_1 = AC_1$ ， A_3 为最优经营规模；④当经营规模大

^①数据来源：农业部农村经济体制与经营管理司、农业部农村合作经济经营管理总站，2018：《中国农村经营管理统计年报（2017）》，北京：中国农业出版社。其中，农地流转率为农地流转面积占家庭承包经营土地面积的比重。

于 A_3 时, $MC_1 > AC_1$, 生产活动处于规模不经济区间。同理, 在土地连片转入情景下, 边际生产成本 MC_2 的最低点为 K 点, 对应的经营规模为 A_2 ; 在 H 点有 $MC_2 = AC_2$, 对应的最优经营规模为 A_4 。

在土地分散转入情景中, 经营规模扩张伴随着土地细碎程度的加深, 地块之间的转换成本 (包括劳动力转场、生产资料运输、雇佣工人的劳动监督等成本) 随之增加。因而在同等经营规模水平下, 土地分散转入情景中的总生产成本要高于连片转入情景中的总生产成本, 即 $S_1 > S_2$ 。当经营规模达到一定水平时, 转入一块与原有经营地块不相连的土地所带来的边际生产成本将显著增加 (郭阳等, 2019), 这将加速生产活动跳过规模经济区间。因而相较于土地连片转入情景, 土地分散转入情景中总生产成本上升速度递增的经营规模拐点将提前, 即 $A_1 < A_2$, 最优经营规模也将更小, 即 $A_3 < A_4$ 。在两种情景中的最优经营规模水平上, 分散转入土地情景中的平均 (边际) 生产成本更高, 即 $Q_2 > Q_4$ 。

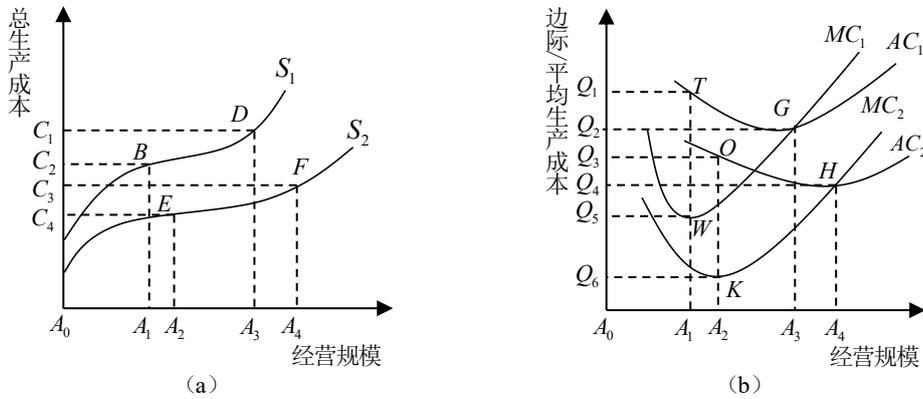


图 1 土地转入情景及其规模经济性差异

可以发现, 在土地分散转入情景中, 由于经营规模的扩张无法实现地块规模同步扩张 (或者说土地细碎程度的降低), 经营规模的进一步扩大难以有效改善规模经济性。而地块规模的局限也会形成对化肥减量的阻碍, 具体表现为:

第一, 化肥减量的机械化阻碍。机械作业需要在一定的空间范围内进行往复循环与转向运动, 地块规模狭小将降低机械作业的可能性, 而机械在不同地块之间转移也将增加生产作业成本, 增加了机械—劳动替代的难度。地块规模局限造成的机械化阻碍会进一步成为化肥减量的制约, 因为机械化一方面可以避免人工施肥的不均匀和不规范问题, 从而有效提升化肥的施用效率, 另一方面可以提升化肥用量的可追溯性, 从而显著增加产品“绿色”宣称的信度 (苏效坡等, 2015)。

第二, 化肥减量的专业化阻碍。由于地块的分散性, 农户可能更倾向于种植多种作物 (纪月清等, 2017)。地块分散再加上作物品种多样, 使得农户对农业专业化服务的需求有限, 难以吸引服务供应商进入市场, 继而会阻滞农业分工深化。然而, 农业施肥服务组织的培育正是实现化肥减量的关键所在, 其减量优势在于: 一是规模化的农业施肥服务组织较之于小农户, 不仅在化肥要素市场上具有更高的质量甄别能力和价格谈判能力, 而且组织的农技人员可以为农户选择恰当的化学肥料和制定科学的施

肥计划^①；二是组织化的农业施肥服务主体的化肥减量信息受企业信用背书，能够避免“漂绿”等败德行为的产生；三是机械化的农业施肥服务可以采取大规模作业，农户将获得化肥要素使用的服务规模经济性。

在土地连片转入情景中，首先，地块规模的扩张有利于机械作业及其劳动替代，改善内部规模经济性。一方面，进行土地整合可以破除田埂阻隔，增加经营面积。一项针对中国家庭农场的分析表明，2018年开展土地平整整理的家庭农场中，有约44.01%的农场的经营面积平均增加约7%（郜亮亮，2020）。另一方面，地块小并大、短并长、曲变直，更容易满足机械作业对地块规模化、标准化和规整化的要求（胡新艳等，2018）。

其次，地块规模的扩张能够促使农户将多地块、多样化的作物种植模式转变为单品种、专业化的种植模式（胡新艳等，2018）。一方面，专业化生产有利于节约工作转换时间、提高生产技能（斯密，1776），也有利于增加农户对化肥减量生产知识的积累。另一方面，连片专业化生产有助于拓宽农业分工市场容量，区域内多个农户开展同种作物的连片化经营将有效增加农业社会化服务交易密度，从而诱导农业社会化服务市场的发育与发展（罗必良，2017）。如前所述，服务组织不仅具有质量甄别能力和要素价格谈判优势，而且可以通过使用无人机、施肥机等精准化作业工具实现化学品减量（张露、罗必良，2020）。

综上，本文提出如下待检验的研究假说：若土地转入呈分散化特征，即经营规模扩张而地块规模无改进，则土地转入带来的化肥减量效应可能受限；若土地转入呈连片化特征，即经营规模与地块规模同步扩张，则可能显著降低化肥施用量。

三、数据、模型设置与变量选择

（一）数据来源

中国是水稻生产大国，然而水稻种植中的化肥过量投入，已经并仍在继续加剧土壤退化、温室气体排放与地下水体污染（Wang et al., 2018）。据此，本文聚焦水稻生产过程中的化肥施用展开研究。

湖北省是中国重要的水稻产区，2017年的稻谷播种面积和产量分别占全国的7.7%和9.08%^②，因此，本文选择湖北省水稻主产区开展农户调查。调查开展的年份为2018年。为了更好地了解受访农户农业生产的真实情况，受访对象均为2017年从事过农业生产的农户，收集的是反映他们2017年农业生产情况的数据。

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；第二阶段，根据板块规模确定了

^①农资市场上的化肥种类繁多，农户由于获取农资质量的信息成本较高，普遍采取过量施用化肥的策略规避风险（蔡荣等，2019）。而农业专业化施肥服务组织凭借其在农资质量信息获取方面所具有的优势，可以有效降低农户的交易风险，促进化肥减量施用。

^②数据来源：国家统计局，2018：《中国统计年鉴2017》，北京：中国统计出版社。

9 个样本县（市），在每个样本县（市），依据水稻播种面积大小选取 2~3 个乡镇（街道、管理区），共计 20 个样本乡镇；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，共计 40 个样本村；第四阶段，在每个样本村随机抽取 40~50 个农户家庭，并选择农户家庭中的农业生产决策者开展问卷调查。

调查的主要内容包括两个层面：第一，农户层面的内容，涵盖农户家庭成员基本信息和农业经营等情况；第二，地块层面的内容，考虑到农户经营多个地块，农户凭借记忆可能无法准确地描述地块间投入产出的差异，本文仅调查农户最大地块的基本特征与投入产出信息。本次调查共发放农户问卷 1800 份，剔除遗漏关键信息（如最大地块上的化肥施用量）的问卷后，共获得满足本文研究要求的有效样本 1314 份。

（二）模型设置与变量选择

本文重点关注土地转入、经营规模、土地细碎程度和地块规模对化肥施用量的影响，以及在不同的经营规模、土地细碎程度和地块规模水平下，土地转入对化肥施用量的影响差异。因此，本文分别构建了未包含和包含土地转入与经营规模、土地细碎程度和地块规模的交互项的模型进行实证检验。未包含交互项的模型表达式如下：

$$\ln(y_i) = \beta_0 + \beta_1 Trans_in_i + \beta_2 Scale_i + \beta_3 Plots_i + \beta_4 Pscale_i + \sum_{k=1} \beta_{5k} C_i + D_i + \mu_i \quad (1)$$

(1) 式中， y_i 表示第 i 个农户的水稻亩均化肥施用量（公斤/亩）。考虑到以实际化肥施用量作为被解释变量可能存在测量误差问题，本文利用农户水稻生产的亩均化肥施用量的折纯量测度化肥施用量^①。进一步地，水稻亩均化肥施用量的方差可能会随着核心解释变量（如水稻经营规模）的增加而增大，所以本文对水稻亩均化肥施用量进行了对数化处理，以削弱模型潜在的异方差问题（Wooldridge, 2015）。

$Trans_in_i$ 为二分类变量，表示第 i 个农户的土地转入行为，如果农户转入了土地，变量取值为 1，否则，变量取值为 0； $Scale_i$ 表示第 i 个农户的经营规模（用水稻总经营规模反映）， $Plots_i$ 表示第 i 个农户的土地细碎程度（用水稻地块数反映）， $Pscale_i$ 表示第 i 个农户的地块规模（用水稻总经营规模除以水稻地块数求得）。

C_i 代表控制变量，包括第 i 个农户的农业生产决策者的个体特征（性别、受教育年限、健康状况、是否为合作社成员）、农户 i 的家庭特征（农业劳动力数量）、农户 i 的农业生产特征（最大地块的土壤肥力、土壤质地、灌溉条件、田间交通与地块离家距离，以及稻作类型与商品化率），农户 i 所处的外部环境（政府补贴、市场距离、技术培训与信息服务）。 D_i 表示农户 i 所在区域的虚拟变量，用以控制气候条件与病虫害等区域固定效应， μ_i 为随机扰动项。 β_0 为截距项， β_1 、 β_2 、 β_3 、 β_4 和 β_{5k} 为待估计参数。

包含交互项的模型表达式如下：

^①除非特别说明变量和指标的含义，下文中提到的化肥施用量均指折纯量。

$$\ln(y_i) = \beta_0 + \beta_1 Trans_in_i + \beta_2 Scale_i + \beta_3 Trans_in_i \times Scale_i + \beta_4 Plots_i + \sum_{k=1} \beta_{5k} C_k + D_i + \mu_i \quad (2)$$

$$\ln(y_i) = \beta_0 + \beta_1 Trans_in_i + \beta_2 Plots_i + \beta_3 Trans_in_i \times Plots_i + \beta_4 Scale_i + \sum_{k=1} \beta_{5k} C_k + D_i + \mu_i \quad (3)$$

$$\ln(y_i) = \beta_0 + \beta_1 Trans_in_i + \beta_2 Pscale_i + \beta_3 Trans_in_i \times Pscale_i + \beta_4 Scale_i + \sum_{k=1} \beta_{5k} C_k + D_i + \mu_i \quad (4)$$

(2) 式中, $Trans_in_i \times Scale_i$ 表示土地转入与经营规模的交互项; (3) 式中, $Trans_in_i \times Plots_i$ 表示土地转入与土地细碎程度的交互项; (4) 式中, $Trans_in_i \times Pscale_i$ 表示土地转入与地块规模的交互项; 其余变量和参数的定义与 (1) 式中一致。为了克服交互项可能引致的多重共线性问题, 本文对交互项进行了中心化处理。

需要指出的是, 内生性问题是农户行为决策及其影响研究的重要挑战 (Khonje et al., 2018)。可能出现的问题包括: 其一, 自选择性偏误, 农户的土地转入决策不仅受到可观测因素 (如决策者性别、年龄、受教育年限等) 的影响, 还可能受到不可观测因素 (如经营能力等) 的影响。例如, 经营能力越高的农户越有可能转入土地, 也越有可能科学、规范地施肥。这可能造成在采用 OLS 估计时, 会高估土地转入对农户化肥减量施用的影响。其二, 联立性偏误, 即逆向因果, 这可以看作是一种特殊的遗漏变量问题。农户可能因为掌握了化肥减量化生产技术, 使得化肥投入成本显著下降, 因而更倾向于通过土地转入扩大经营规模, 进而增加生产收益。

为核心解释变量寻找恰当的工具变量, 是缓解上述内生性问题行之有效的方法 (Wooldridge, 2015)。村级土地流转率会通过土地流转市场的发育状况影响农户的土地转入和转出行为; 地形则因其对土地的天然分割, 不仅影响土地细碎程度, 而且影响可用的土地经营规模, 继而影响农户的化肥施用行为。据此, 本文选择除农户 i 之外的村级土地流转率 (有土地转入和转出行为的样本农户数占村庄总样本农户数的百分比) 作为该农户土地转入行为的工具变量; 选择农户经营的水稻地块是否以平原地块为主作为其经营规模、土地细碎程度和地块规模的工具变量。后文中笔者将对工具变量的有效性展开进一步的检验。

(三) 变量描述性统计

变量的含义及其描述性统计见表 1。如表 1 所示, 平均而言, 样本农户用于水稻生产的化肥施用量为 22.49 公斤/亩。根据《全国农产品成本收益资料汇编 2018》的数据^①, 2017 年湖北省早籼稻、中籼稻、晚籼稻和粳稻的化肥施用量分别为 20.11 公斤/亩、22.26 公斤/亩、22.13 公斤/亩和 25.92 公斤/亩。可以看出, 本文的样本数据与宏观统计数据相近, 说明样本数据具有代表性。转入土地的样本农

^①数据来源: 国家发展和改革委员会价格司, 2018: 《全国农产品成本收益资料汇编 2018》, 北京: 中国统计出版社。

户有 397 户，约占样本总体的 30.21%。独立分布 t 检验结果表明，未转入土地样本组中农户化肥施用量的折纯量（23.63 公斤/亩）显著高于转入土地组的农户（19.86 公斤/亩）；转入土地的农户在经营规模、土地细碎程度和地块规模上均显著大于或高于未转入土地的农户。

表 1 变量描述性统计结果

变量名称	变量含义与赋值	变量均值及标准差			均值差异
		总体	未转入土地	转入土地	
		(n=1314)	(n=917)	(n=397)	
化肥施用量	2017年农户水稻亩均化肥施用量的折纯量（公斤/亩）	22.49 (9.56)	23.63 (8.35)	19.86 (11.50)	3.77***
经营规模	2017年农户水稻经营总规模（亩）	44.26 (158.80)	18.60 (44.58)	103.50 (271.90)	-84.90***
土地细碎程度	2017年农户经营的水稻地块数量（块）	5.78 (16.98)	3.19 (4.22)	11.76 (29.38)	-8.57***
地块规模	2017年农户水稻经营总规模除以水稻地块数量（亩/块）	10.51 (21.93)	7.80 (10.58)	16.77 (35.77)	-8.97***
性别	农户中农业生产决策者的性别：男=1，女=0	0.91 (0.29)	0.89 (0.31)	0.94 (0.23)	-0.05***
年龄	2017年农户中农业生产决策者的实际年龄（周岁）	57.79 (9.71)	58.88 (9.49)	55.29 (9.77)	3.59***
受教育年限	农户的农业生产决策者接受正规教育的年限（年）	6.45 (3.44)	6.16 (3.37)	7.12 (3.50)	-0.96***
健康状况	截至2017年，农户的农业生产决策者是否患过疾病？是=1，否=0 ^a	0.46 (0.50)	0.51 (0.50)	0.35 (0.48)	0.16***
合作社成员	农户的农业生产决策者是否为合作社社员？是=1，否=0	0.19 (0.39)	0.17 (0.38)	0.24 (0.43)	-0.07***
农业劳动力数量	2017年农户家庭农业劳动力数量（人）	2.01 (0.86)	1.99 (0.84)	2.06 (0.90)	-0.07
土壤肥力					
土壤肥力较差	农户的农业生产决策者对最大地块的土壤肥力的评价为较差=1，其他=0	0.17 (0.37)	0.17 (0.35)	0.21 (0.41)	-0.04***
土壤肥力中等	农户的农业生产决策者对最大地块的土壤肥力的评价为中等=1，其他=0	0.51 (0.50)	0.53 (0.50)	0.48 (0.50)	0.05
土壤肥力较好	农户的农业生产决策者对最大地块的土壤肥力的评价为较好=1，其他=0	0.32 (0.47)	0.33 (0.47)	0.31 (0.46)	0.02
土壤质地					
砂土	2017年农户最大地块的土壤质地为砂土=1，其他=0	0.27 (0.44)	0.27 (0.45)	0.25 (0.43)	0.02
壤土	2017年农户最大地块的土壤质地为壤	0.21	0.18	0.27	-0.09***

土地转入、地块规模与化肥减量

	土=1, 其他=0	(0.41)	(0.39)	(0.44)	
黏土	2017年农户最大地块的土壤质地为黏土=1, 其他=0	0.53	0.55	0.48	0.07**
		(0.50)	(0.49)	(0.50)	
灌溉条件	最大地块的田间灌溉是否方便? 是=1, 否=0	0.64	0.67	0.56	0.11***
		(0.48)	(0.47)	(0.50)	
田间交通	最大地块的田间农机通行是否方便? 是=1, 否=0	0.89	0.90	0.87	0.03*
		(0.31)	(0.30)	(0.34)	
地块离家距离	2017年农户经营的最大地块到他们住宅的距离(米)	779.50	655.50	1066.00	-410.50***
		(1388.00)	(665.60)	(2291.00)	
稻作类型					
早稻	2017年农户是否种植早稻? 是=1, 否=0	0.03	0.03	0.03	0.00
		(0.16)	(0.16)	(0.16)	
中稻	2017年农户是否种植中稻? 是=1, 否=0	0.45	0.42	0.50	-0.08***
		(0.50)	(0.49)	(0.50)	
晚稻	2017年农户是否种植晚稻? 是=1, 否=0	0.02	0.02	0.04	-0.02***
		(0.15)	(0.13)	(0.20)	
再生稻	2017年农户是否种植再生稻? 是=1, 否=0	0.50	0.53	0.43	0.10***
		(0.50)	(0.50)	(0.50)	
商品化率	2017年农户的稻谷出售量占稻谷总产量的百分比(%)	83.00	83.00	80.00	3.00
		(33.00)	(32.00)	(35.00)	
政府补贴	2017年农户获得农业支持保护补贴的额度(元)	1691.00	975.10	3345.00	-2369.90***
		(11391.00)	(1566.00)	(20510.00)	
市场距离	农户到达最近的镇级农贸市场所花费的时间(分钟)	22.24	23.64	19.01	4.63***
		(20.94)	(24.08)	(9.88)	
技术培训	截至2017年农业生产决策者是否接受过水稻生产技术培训? 是=1, 否=0	0.46	0.40	0.62	-0.22***
		(0.50)	(0.49)	(0.49)	
信息服务	2017年农户家庭是否连接宽带? 是=1, 否=0	0.44	0.41	0.52	-0.11***
		(0.50)	(0.49)	(0.50)	
村级土地流转率	除农户自身外, 2017年村庄中土地转入和转出的样本农户数占村庄总样本农户数的百分比(%)	39.60	39.90	39.00	0.90**
		(0.07)	(0.07)	(0.07)	
平原地块	2017年农户经营的水稻地块是否以平原地块为主? 是=1, 否=0	0.68	0.68	0.69	-0.01
		(0.47)	(0.47)	(0.46)	
区域虚变量	以县为单位设置区域虚变量	—	—	—	—

注: **、**和*分别表示未转入土地组的变量均值减去转入土地组的变量均值在 1%、5%和 10%的统计水平上具有显著差异, 括号内为标准差。^a 疾病具体包括呼吸道疾病(如慢性支气管炎)、高血压、血脂异常(高或低血脂)、糖尿病、癌症、心脏病、消化系统疾病与关节炎(风湿病)。

四、实证结果与分析

（一）模型估计结果

表 2 汇报了未包含交互项模型的估计结果。回归 1 和回归 2 分别为未控制和控制水稻经营规模、水稻土地细碎程度的结果；回归 3 和回归 4 引入水稻地块规模，并分别控制了水稻经营规模和土地细碎程度。回归结果显示，在控制水稻经营规模、土地细碎程度和水稻地块规模前后，土地转入对农户的水稻亩均化肥施用量均有显著的负向影响。这表明，土地转入有利于提高农户的化肥要素利用效率，促进水稻化肥减量施用。

回归 2 控制了土地细碎程度后，农户的水稻经营规模对其化肥施用量具有显著的负向影响，而回归 3 控制了水稻地块规模后，农户的水稻经营规模对其亩均化肥施用量具有显著的正向影响。由此可以发现，经营规模的扩张并不必然引致化肥的减量施用，其减量效应的实现依赖于地块规模的变动。当土地细碎程度一定时，经营规模越大，意味着地块规模越大，农户越可能减少化肥施用量。

回归 3 控制了水稻经营规模后，水稻地块规模对农户水稻亩均化肥施用量具有显著的负向影响，表明水稻地块规模越大，农户的水稻亩均化肥施用量越少。在经营规模一定时，地块规模越大，意味着土地细碎程度越低，连片化经营的程度越高，地块层面具有的规模经济性将显著促进农户减量施用化肥。回归 2 和回归 4 中，水稻土地细碎程度对水稻亩均化肥施用量具有显著的正向影响，同样佐证了这一结论。

表 2 农户的水稻亩均化肥施用量影响因素的模型估计结果（未引入交互项）

变量	被解释变量：化肥施用量（取对数）			
	回归 1	回归 2	回归 3	回归 4
土地转入	-0.273*** (0.029)	-0.295*** (0.028)	-0.259*** (0.030)	-0.284*** (0.029)
经营规模	—	-0.001*** (0.000)	0.001*** (0.000)	—
土地细碎程度	—	0.006*** (0.002)	—	0.006*** (0.001)
地块规模	—	—	-0.007** (0.003)	-0.003*** (0.001)
性别	0.001 (0.039)	-0.001 (0.037)	0.006 (0.038)	0.001 (0.037)
年龄	-0.002 (0.001)	-0.001 (0.001)	-0.002 (0.001)	-0.001 (0.001)
受教育年限	0.001 (0.003)	-0.003 (0.003)	0.001 (0.003)	3.12E-05 (0.003)
健康状况	-0.022 (0.022)	-0.018 (0.021)	-0.015 (0.022)	-0.015 (0.021)

土地转入、地块规模与化肥减量

合作社成员	-0.151** (0.051)	-0.181*** (0.050)	-0.168*** (0.051)	-0.185** (0.050)
农业劳动力数量	-0.006 (0.012)	-0.001 (0.011)	-0.006 (0.012)	-0.001 (0.011)
土壤肥力 (以较差为对照组)	—	—	—	—
土壤肥力中等	0.025 (0.033)	0.043 (0.031)	0.023 (0.032)	0.040 (0.031)
土壤肥力较好	0.008 (0.036)	0.013 (0.034)	0.003 (0.035)	0.010 (0.033)
土壤质地 (以砂土为对照组)	—	—	—	—
壤土	0.013 (0.033)	0.013 (0.031)	0.007 (0.033)	0.010 (0.031)
黏土	-0.009 (0.027)	-0.010 (0.026)	-0.004 (0.026)	-0.008 (0.025)
灌溉条件	0.001 (0.024)	0.003 (0.022)	0.003 (0.024)	0.004 (0.022)
田间交通	-0.117** (0.037)	-0.114*** (0.034)	-0.105*** (0.036)	-0.109** (0.034)
地块离家距离	0.180*** (0.049)	0.138*** (0.047)	0.164*** (0.049)	0.136*** (0.047)
稻作类型 (以早稻为对照组)	—	—	—	—
中稻	0.062 (0.067)	0.039 (0.066)	0.052 (0.067)	0.038 (0.066)
晚稻	0.023 (0.095)	-0.005 (0.088)	0.003 (0.093)	-0.011 (0.088)
再生稻	0.008 (0.068)	0.009 (0.067)	0.007 (0.068)	0.002 (0.067)
商品化率	1.49E-04 (0.000)	-3.56E-04 (0.000)	9.61E-05 (0.000)	-3.34E-04 (0.000)
政府补贴	-2.35E-04** (0.000)	5.01E-04 (0.000)	-3.78E-04** (0.000)	5.47E-04 (0.000)
市场距离	0.001 (0.001)	0.001 (0.001)	0.001 (0.001)	0.001 (0.001)
技术培训	0.033 (0.023)	0.017 (0.022)	0.040* (0.023)	0.023 (0.022)
信息服务	-0.025 (0.023)	-0.035 (0.022)	-0.018 (0.023)	-0.030 (0.022)
区域虚变量	已控制	已控制	已控制	已控制
常数项	3.298***	3.262***	3.285***	3.258***

土地转入、地块规模与化肥减量

	(0.125)	(0.121)	(0.122)	(0.120)
观测值	1314	1314	1314	1314
R ²	0.156	0.248	0.194	0.257

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。

表3汇报了包含交互项模型的估计结果。估计结果显示，土地转入与水稻经营规模的交互项不显著（回归5）；土地转入与水稻土地细碎程度的交互项显著，且系数为正（回归6），说明土地细碎程度越高，有转入土地行为的农户的水稻亩均化肥施用量越高；土地转入与水稻地块规模的交互项显著，且系数为负（回归7），表明水稻地块规模越大，转入土地农户的水稻亩均化肥施用量越低。

表3 农户的水稻亩均化肥施用量影响因素的模型估计结果（引入交互项）

变量	被解释变量：化肥施用量（取对数）		
	回归5	回归6	回归7
土地转入	-0.293*** (0.027)	-0.290*** (0.027)	-0.277*** (0.029)
经营规模	-2.56E-04 (0.000)	-1.99E-04*** (0.000)	0.001** (0.000)
土地细碎程度	0.006*** (0.002)	0.003*** (0.001)	— —
地块规模	— —	— —	-0.002 (0.003)
土地转入×经营规模	8.93E-05 (0.000)	— —	— —
土地转入×土地细碎程度	— —	0.006*** (0.002)	— —
土地转入×地块规模	— —	— —	-0.008*** (0.003)
控制变量	已控制	已控制	已控制
区域虚变量	已控制	已控制	已控制
常数项	3.261*** (0.121)	3.307*** (0.119)	3.286*** (0.122)
观测值	1314	1314	1314
R ²	0.248	0.260	0.198

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。

图2（a）显示，尽管未转入土地组和转入土地组的农户的亩均化肥施用量随着水稻经营规模的增加均呈下降趋势，但在水稻经营规模的高位分布区，两组农户的水稻亩均化肥施用量差距逐渐缩小。图2（b）表明，两组农户的水稻亩均化肥施用量随着土地细碎程度的加深而增加，但转入土地组的农户的增加幅度更为明显。图2（c）显示，随着水稻地块规模的增加，两组农户的水稻亩均化肥施用量均呈下降态势，但是转入土地组农户的下降幅度更大。可见，土地转入带来的经营规模增加并不必然

促进化肥减量。若地块转入呈分散化态势，土地细碎经营程度的加深反而导致化肥施用量激增；若转入的地块趋于连片化，土地转入将实现经营规模、地块规模的同步增加，那么地块层面的规模经济性将有助于实现化肥减量施用。据此，本文的研究假说得到验证。

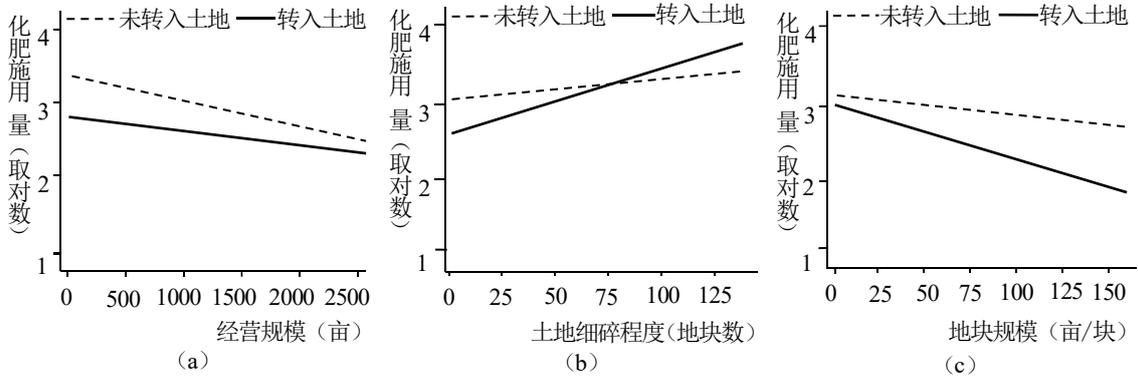


图2 土地转入与经营规模、土地细碎程度、地块规模的交互项对水稻亩均化肥施用量的影响

(二) 工具变量估计结果

表4报告了工具变量的估计结果。第一阶段的估计结果显示，村级土地流转率对农户的土地转入行为具有显著的负向影响。这表明，样本区域的土地流转集中于规模户。若一个规模户需要从多个农户手中转入土地，村级土地转出户的比例将高于土地转入户的比例。村级土地流转率越高，总体上农户转入土地的可能性反而越小。农户经营的水稻地块以平原为主对其水稻经营规模和地块规模具有显著的正向影响，对土地细碎程度具有显著的负向影响。地形因素对水稻经营规模、土地细碎程度的天然影响使得土地流转连片化策略的实施具有区域性，即在平原地区更具可行性。第一阶段回归的F检验值均大于10这一经验值，拒绝存在弱工具变量的原假设。Hausman检验拒绝了土地转入、水稻经营规模和地块规模为外生变量的原假设，表明采用工具变量估计法具有合理性。

第二阶段的估计结果显示，土地转入、水稻经营规模、土地细碎程度与水稻地块规模，以及核心解释变量之间的交互项对水稻亩均化肥施用量的影响在方向和显著性水平上与基准回归相似。这表明，在克服模型潜在的内生性问题后，前文的结论仍成立。

表4 工具变量估计结果

变量	回归8	回归9	回归10	回归11	回归12	回归13	回归14
第一阶段	土地转入	经营规模	土地细碎程度	地块规模	土地转入 ×经营规模	土地转入×土 地细碎程度	土地转入 ×地块规模
村级土地流转率	-0.363** (0.164)	—	—	—	—	—	—
平原地块	—	30.140*** (8.206)	-9.062*** (1.384)	2.759*** (0.849)	—	—	—
村级土地流转率 ×平原地块	—	—	—	—	57.082*** (13.090)	5.517*** (1.305)	2.566* (1.408)

土地转入、地块规模与化肥减量

F 值	13.220	37.220	11.520	42.130	33.520	90.630	33.240
第二阶段	被解释变量: 化肥施用量 (取对数)						
土地转入	-0.294*** (0.024)	-0.295*** (0.024)	-0.300*** (0.025)	-0.210*** (0.040)	-0.293*** (0.024)	-0.290*** (0.024)	-0.277*** (0.025)
经营规模	-0.002*** (0.000)	-0.001*** (0.000)	-0.003*** (0.000)	0.002** (0.001)	-2.59E-04 (0.000)	-0.001** (0.000)	0.001*** (0.000)
土地细碎程度	0.006*** (0.001)	0.006*** (0.001)	0.008*** (0.003)	— —	0.006*** (0.001)	0.003*** (0.001)	— —
地块规模	— —	— —	— —	-0.027** (0.011)	— —	— —	-0.002 (0.002)
土地转入 ×经营规模	— —	— —	— —	— —	8.93E-05 (0.001)	— —	— —
土地转入 ×土地细碎程度	— —	— —	— —	— —	— —	0.006*** (0.001)	— —
土地转入 ×地块规模	— —	— —	— —	— —	— —	— —	-0.008*** (0.003)
控制变量	已控制						
区域虚变量	已控制						
常数项	3.256*** (0.203)	3.231*** (0.158)	3.250*** (0.119)	3.242*** (0.147)	3.248*** (0.121)	3.199*** (0.119)	3.216*** (0.204)
Hausman 检验	155.850***	103.230***	5.160	14.540***	83.080***	5.470	93.280***
观测值	1314	1314	1314	1314	1314	1314	1314
R ²	0.248	0.242	0.240	0.245	0.221	0.197	0.198

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

(三) 进一步讨论: 工具变量的有效性检验

工具变量法的第一阶段估计表明, 工具变量与内生解释变量高度相关, 满足工具变量的相关性假设 (Wooldridge, 2015)。考虑工具变量排他性假设时发现, 村级土地流转率除了通过土地转入影响农户的水稻亩均化肥施用量外, 还可能通过其他未观测到的因素影响其水稻亩均化肥施用量。丘陵与山地土壤的基础肥力较低, 加之地形坡度较大, 容易导致肥料流失, 对此, 农户可能倾向于增加水稻的化肥施用量。若存在上述问题, 那么利用工具变量法仍无法获得一致的估计。于是, 本文进一步参考 Nunn and Wantchekon (2011)、Angris and Krueger (1994) 和 Van Kippersluis and Rietveld (2018) 等的做法, 通过工具变量有效性的证伪检验 (falsification test) 与放松排他性假设, 检验工具变量估计结果的稳健性。

首先是证伪检验。工具变量排他性假设要求工具变量仅通过内生解释变量影响被解释变量 (Van Kippersluis and Rietveld, 2018)。这意味着在工具变量未对内生解释变量产生显著影响的子样本中, 工具变量对被解释变量的影响同样不显著 (Van Kippersluis and Rietveld, 2018)。根据上述逻辑, 在未转

入土地农户组中，以及在水稻经营规模和地块规模的低位分布、土地细碎程度的高位分布上，工具变量不会对农户的水稻亩均化肥施用量产生显著影响，这是因为村级土地流转率并未对这部分样本农户的土地转入行为产生显著影响，同时，农户经营的水稻地块虽然以平原地块为主，但也未能实现水稻经营规模和水稻地块规模的显著增加，以及水稻土地细碎程度的显著下降。

表 5 分别报告了未转入土地农户组中，以及水稻经营规模与地块规模在后 5%和 10%、土地细碎程度在前 5%和 10%水平的子样本组中^①，工具变量对农户水稻亩均化肥施用量的影响结果。结果显示，村级土地流转率对于未转入土地农户的水稻亩均化肥施用量具有负向影响，但未通过显著性检验。这说明，对于未转入土地的农户而言，村庄土地流转率并不会显著降低他们的水稻亩均化肥施用量。对于水稻经营规模和地块规模处于低位，以及土地细碎程度处于高位分布的农户，经营的水稻地块以平原地块为主对他们的水稻亩均化肥施用量的影响均不显著。实证检验结果与前文的逻辑分析一致，说明工具变量具备有效性（Nunn and Wantchekon, 2011）。

表 5 工具变量有效性证伪检验结果

变量	被解释变量：化肥施用量（取对数）						
	回归 15	回归 16	回归 17	回归 18	回归 19	回归 20	回归 21
	未转入土地 农户组	经营规模 后 5%组	经营规模 后 10%组	地块规模后 5%组	地块规模 后 10%组	土地细碎 程度前 5%组	土地细碎程 度前 10%组
村级土地流转率	-0.207 (0.142)	—	—	—	—	—	—
平原地块	—	-0.017 (0.029)	-0.021 (0.083)	-0.049 (0.132)	0.034 (0.068)	-0.010 (0.053)	-0.071 (0.048)
控制变量	已控制						
区域虚变量	已控制						
常数项	3.195*** (0.164)	3.122*** (0.740)	3.078*** (0.451)	2.730*** (0.687)	2.756*** (0.352)	3.336*** (0.355)	3.257*** (0.312)
观测值	917	64	142	64	140	87	137
R ²	0.160	0.779	0.469	0.559	0.487	0.776	0.675

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。

其次是放松工具变量的排他性假设。主要的估计思路为：利用工具变量有效性证伪检验获取村级土地流转率、平原地块对农户水稻亩均化肥施用量的直接影响系数，进而将得到的影响系数纳入工具变量的第二阶段进行参数估计^②。表 6 报告了放松工具变量的排他性假设后的估计结果（由于第一阶段的估计结果与表 4 中的第一阶段估计结果相同，所以不再重复报告，只报告了第二阶段的估计结果）。回归 22~回归 28 与回归 8~回归 14 分别对应。

^①本文将经营规模、地块规模和土地细碎程度按从大到小（从高到低）的次序排序，继而筛选出经营规模与地块规模在后 5%和后 10%，以及土地细碎程度在前 5%和前 10%的子样本。

^②限于篇幅，本文未对放松工具变量的排他性假设的估计方法展开说明，相关说明参见 Van Kippersluis and Rietveld(2018)。

结果显示，土地转入、水稻经营规模、土地细碎程度和水稻地块规模，以及核心变量之间的交互项对农户水稻亩均化肥施用量的影响与前文传统工具变量法的估计结果基本一致。由此可见，前文工具变量法的估计结果具有良好的可信度。

表 6 放松工具变量排他性假设的估计结果

变量	被解释变量：化肥施用量（取对数）						
	回归 22	回归 23	回归 24	回归 25	回归 26	回归 27	回归 28
土地转入	-0.214*** (0.049)	-0.241*** (0.041)	-0.296*** (0.027)	-0.178*** (0.044)	-0.212 (0.159)	-0.143*** (0.028)	-0.685*** (0.126)
经营规模	-2.09E-04*** (0.000)	-0.001*** (0.000)	-2.46E-04** (0.000)	0.002*** (0.001)	-0.003 (0.005)	4.81E-05 (0.000)	0.001*** (0.000)
土地细碎程度	0.006*** (0.001)	0.008*** (0.001)	0.008*** (0.003)	— (0.002)	0.007*** (0.002)	-0.105*** (0.006)	— (0.006)
地块规模	—	—	—	-0.035*** (0.012)	—	—	0.115*** (0.033)
土地转入×经营规模	—	—	—	—	0.004 (0.008)	—	—
土地转入×土地细碎程度	—	—	—	—	—	0.202*** (0.012)	—
土地转入×地块规模	—	—	—	—	—	—	-0.184*** (0.050)
控制变量	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制
区域虚变量	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制
常数项	3.072*** (0.142)	3.072*** (0.143)	3.080*** (0.142)	2.878*** (0.171)	3.027*** (0.176)	4.721*** (0.174)	3.226*** (0.194)
观测值	1314	1314	1314	1314	1314	1314	1314

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。

（四）稳健性检验：基于地块层面的探析

农户的最大地块可以划分为自有地块（即家庭承包地块）、转入地块与合并地块（由自有地块与转入地块合并而成）。若地块规模经济存在，且土地细碎程度下降对农户水稻化肥减量施用具有显著的促进作用，那么农户在合并地块上的水稻亩均化肥施用量将显著减少（与自有地块比较）。但是，农户是否转入地块或合并地块具有自选择性，并不是随机分配的，加之稳健性检验仅考察农户最大地块的化肥施用情况，可能存在样本选择性偏误问题。借鉴 Khonje et al.（2018）的实证思路，本文利用多项内生处理效应模型（multinomial endogenous treatment effects, METE）克服潜在的选择性偏误问题。

表 7 报告了基于最大地块样本数据的模型估计结果。回归 29 为未克服选择性偏误的 OLS 估计结果，结果显示转入地块和合并地块对水稻亩均化肥施用量均有显著的负向影响。回归 30 的 METE 模型估计结果显示，选择偏误项 λ_1 、 λ_2 均显著为负。这表明，转入地块和合并地块与农户水稻亩均化肥

施用量之间存在正向偏误,即 OLS 估计倾向于高估转入地块和合并地块对水稻亩均化肥减量施用的影响。因此,有必要采用 METE 模型进行估计,克服潜在的选择性偏误问题。回归 30 考虑了选择性偏误后的估计结果显示,转入地块对水稻亩均化肥施用量的影响仍然为负,但未通过显著性检验;与自有地块相比,合并地块上的水稻亩均化肥施用量显著减少,降幅达 13.40%。地块层面的分析同样表明,当土地转入实现了水稻地块规模的增加与土地细碎程度的下降时,将有效促进农户在水稻生产中减少化肥施用量,据此可以判断,前文的基本结论具有稳健性。

表 7 最大地块为转入地块和合并地块对水稻亩均化肥施用量影响的估计结果

变量	被解释变量: 化肥施用量 (取对数) (最大地块)	
	回归 29	回归 30
最大地块类型 (以自有地块为对照组)		
转入地块	-0.065** (0.027)	-0.021 (0.017)
合并地块	-0.380*** (0.052)	-0.134*** (0.016)
经营规模	已控制	已控制
土地细碎程度	已控制	已控制
控制变量	已控制	已控制
区域虚变量	已控制	已控制
常数项	3.216*** (0.116)	-3.152*** (0.055)
观测值	1314	1314
选择偏误项	—	$\lambda_1 = -0.084$ *** (0.016)
	—	$\lambda_2 = -0.024$ ** (0.011)
R ²	0.211	—

注: **、*、*分别表示在 1%、5%以及 10%的显著性水平上显著,括号内为稳健标准误。

五、结论

土地转入包括连片转入与分散转入两种情景,土地规模包括经营规模与地块规模两个层面,不同土地转入情景所表达的规模经营内涵和化肥减量潜力存在差异。若土地转入呈分散化特征,则可能阻碍机械对劳动的替代和专业化服务市场的发育,不利于农业化肥减量施用。若土地转入呈连片化特征,则可能克服上述问题,获得地块层面规模经济性的减量效益。在理论分析的基础上,本文利用湖北省水稻主产区 1314 户稻农的样本数据进行实证检验。

研究表明,若土地转入呈分散化特征,经营规模扩张但地块规模并无改进,规模经营的化肥减量作用将受限;若土地转入呈连片化特征,经营规模与地块规模的同步扩张会带来地块层面的规模

经济，能够显著降低农户的化肥施用量。克服计量模型潜在的内生性问题，基于地块层面的稳健性检验同样支持上述结论。

本文的理论意义在于：揭示出土地转入及土地规模经营的化肥减量效应具有情景依赖性特征。在分散化与连片化土地转入两种情景下，土地经营规模和地块规模呈不同变动趋势，从而隐含着化肥减量绩效的差异性。本文可以深化人们对土地流转和土地规模内涵的理解，并拓展化肥减量施用的土地规模经营理论。

本文的实践意义在于：发现依托于土地流转改善规模经济性，继而实现化肥减量施用，需要重视地块层面的规模经济。可行的策略为：因地制宜，转变以往分散化的土地流转形式，鼓励地块整合与连片化流转。第一，对于规模户而言，考虑其在要素交易市场具有更高的谈判能力，建议开展以村组为单位的整组甚至整村流转，避免与分散农户交易可能产生的土地细碎化问题及其对化肥减量的阻碍。第二，对于小农户而言，建议积极引导他们开展土地置换与整合，促进其参与标准化、规整化的高品质良田建设，以改善地块层面的规模经济性，并实现化肥减量施用。

参考文献

- 1.蔡荣、汪紫钰、钱龙、杜志雄，2019：《加入合作社促进了家庭农场选择环境友好型生产方式吗？——以化肥、农药减量施用为例》，《中国农村观察》第1期。
- 2.蔡颖萍、杜志雄，2016：《家庭农场生产行为的生态自觉性及其影响因素分析——基于全国家庭农场监测数据的实证检验》，《中国农村经济》第12期。
- 3.高晶晶、彭超、史清华，2019：《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》，《管理世界》第10期。
- 4.郜亮亮，2020：《中国种植类家庭农场的土地形成及使用特征——基于全国31省（自治区、直辖市）2014~2018年监测数据》，《管理世界》第4期。
- 5.郜亮亮、黄季焜，2011：《不同类型流转土地与农户投资的关系分析》，《中国农村经济》第4期。
- 6.巩前文、穆向丽、田志宏，2010：《农户过量施肥风险认知及规避能力的影响因素分析——基于江汉平原284个农户的问卷调查》，《中国农村经济》第10期。
- 7.郭阳、钟甫宁、纪月清，2019：《规模经济与规模户耕地流转偏好——基于地块层面的分析》，《中国农村经济》第4期。
- 8.胡新艳、陈小知、米运生，2018：《土地整合确权政策对农业规模经营发展的影响评估——来自准自然实验的证据》，《中国农村经济》第12期。
- 9.纪月清、顾天竹、陈奕山、徐志刚、钟甫宁，2017：《从地块层面看农业规模经营——基于流转租金与地块规模关系的讨论》，《管理世界》第7期。
- 10.贾蕊、陆迁，2018：《土地流转促进黄土高原区农户水土保持措施的实施吗？——基于集体行动中中介作用与政府补贴调节效应的分析》，《中国农村经济》第6期。
- 11.罗必良，2017：《论服务规模经营——从纵向分工到横向分工及连片专业化》，《中国农村经济》第11期。

12. 罗必良, 2019: 《从产权界定到产权实施——中国土地经营制度变革的过去与未来》, 《农业经济问题》第 1 期。
13. 仇焕广、栾昊、李瑾、汪阳洁, 2014: 《风险规避对农户化肥过量施用行为的影响》, 《中国农村经济》第 3 期。
14. 斯密, 1776: 《国民财富的性质和原因的研究 (1997 年译本)》, 北京: 商务印书馆。
15. 苏效坡、曾爱军、米国华, 2015, 《中国和美国雨养玉米区机械化施肥技术比较分析》, 《玉米科学》第 6 期。
16. 王剑锋、邓宏图, 2014: 《家庭联产承包责任制: 绩效、影响与变迁机制辨析》, 《探索与争鸣》第 1 期。
17. 魏后凯, 2017: 《中国农业发展的结构性矛盾及其政策转型》, 《中国农村经济》第 5 期。
18. 许庆、尹荣梁、章辉, 2011: 《规模经济、规模报酬与农业适度规模经营——基于我国粮食生产的实证研究》, 《经济研究》第 3 期。
19. 叶兴庆、翁凝, 2018: 《拖延了半个世纪的土地集中——日本小农生产向规模经营转变的艰难历程及启示》, 《中国农村经济》第 1 期。
20. 张复宏, 宋晓丽, 霍明, 2017: 《果农对过量施肥的认知与测土配方施肥技术采纳行为的影响因素分析——基于山东省 9 个县 (区、市) 苹果种植户的调查》, 《中国农村观察》第 3 期。
21. 张建、诸培新、南光耀, 2019: 《不同类型土地流转对农户农业生产长期投资影响研究——以江苏省四县为例》, 《南京农业大学学报 (社会科学版)》第 3 期。
22. 张露、罗必良, 2020: 《农业减量化: 农户经营的规模逻辑及其证据》, 《中国农村经济》第 2 期。
23. 张晓恒、周应恒、严斌剑, 2017: 《农地经营规模与稻谷生产成本: 江苏案例》, 《农业经济问题》第 2 期。
24. 张云华、彭超、张琛, 2019: 《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》, 《管理世界》第 4 期。
25. 赵大伟, 2012: 《中国绿色农业发展的动力机制及制度变迁研究》, 《农业经济问题》第 11 期。
26. 钟甫宁、纪月清, 2009: 《土地产权、非农就业机会与农户农业生产投资》, 《经济研究》第 12 期。
27. 周力、王镫如, 2019: 《新一轮农地确权对耕地质量保护行为的影响研究》, 《中国人口·资源与环境》第 2 期。
28. 朱淀、孔霞、顾建平, 2014: 《农户过量施用农药的非理性均衡: 来自中国苏南地区农户的证据》, 《中国农村经济》第 8 期。
29. 诸培新、苏敏、颜杰, 2017: 《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)》第 17 期。
30. Angrist, J., and A. B. Krueger, 1994. "Why Do World War II Veterans Earn More than Nonveterans?" *Journal of Labor Economics*, 12(1): 74-97.
31. Bambio, Y., and S. B. Agha, 2018, "Land Tenure Security and Investment: Does Strength of Land Right Really Matter in Rural Burkina Faso?", *World Development*, 111(6): 130-147.
32. Gao, L., W. Zhang, Y. Mei, A.G. Sam, Y. Song, and S. Jin, 2018, "Do Farmers Adopt Fewer Conservation Practices on Rented Land? Evidence from Straw Retention in China", *Land Use Policy*, 79(8): 609-621.
33. Khonje, M. G., J. Manda, P. Mkandawire, A. H. Tufa, and A. D. Alene, 2018, "Adoption and Welfare Impacts of Multiple Agricultural Technologies: Evidence from Eastern Zambia", *Agricultural Economics*, 49(5): 599-609.
34. Nunn, N., and L. Wantchekon, 2011, "The Slave Trade and the Origins of Mistrust in Africa", *American Economic Review*,

101(7): 3221-3252.

35. Van Kippersluis, H., and C.A. Rietveld, 2018, "Beyond Plausibly Exogenous", *Econometrics Journal*, 21(13): 316-331.

36. Wooldridge, J. M., 2015, *Introductory Econometrics: A Modern Approach (Sixth Edition)*, Boston: Cengage Learning.

37. Wang, Y., Y. Zhu, S. Zhang, Y. Wang, 2018, "What Could Promote Farmers to Replace Chemical Fertilizers with Organic Fertilizers?", *Journal of Cleaner Production*, 199(10): 882-890.

(作者单位: ¹华中农业大学经济管理学院;

²湖北农村发展研究中心)

(责任编辑: 张丽娟)

Land Inward Transfer, Plot Scale and Chemical Fertilizer Reduction: An Empirical Analysis Based on Main Rice-producing Areas in Hubei Province

Liang Zhihui Zhang Lu Zhang Junbiao

Abstract: Chemical fertilizer reduction plays an important role in achieving sustainable development of agriculture. Existing studies generally emphasize the positive effects of land trans-in and land operation scale on chemical fertilizer reduction, but the aspect of differences in the type of operation scale and the potential of chemical fertilizer reduction, which is expressed by different land transfer scenarios, has not been fully taken into account. This study brings the spatial distribution characteristics of the transferred plots into the theoretical framework of analysis, analyzes the difference in chemical fertilizer application rates with a comparison of decentralized land inward transfer and continuous land inward transfer. It also empirically tests the theoretical framework by employing the survey data of 1314 rice farmers in Hubei Province. The results show that, if land inward transfer is characterized by decentralization, the expansion of the operation scale should be accompanied by an increase in land fragmentation. Thus, the effect of chemical fertilizer reduction caused by farmland operation scale expansion may be offset, and the land fragmentation may even aggravate farmers' chemical fertilizer application. However, if land inward transfer is characterized by continuous fragmentation, the operation scale and plot scale can expand simultaneously, and the scale economies at the plot level shall significantly promote the reduction of chemical fertilizer application.

Key Words: Chemical Fertilizer Reduction; Land Transfer; Economies of Scale; Rice