

连片种植能促进农户的绿色生产行为吗?

——以化肥、农药减量施用为例

苏柯雨, 罗必良*

(华南农业大学 国家农业制度与发展研究院, 广东 广州 510642)



摘要 农地规模经营是促进农业绿色发展的重要路径。连片规模作为农地规模的一种特殊形式,能否带动农户进行农业绿色生产,是值得讨论的重要话题。利用2017—2019年广东省阳山县的农户追踪数据分析水稻连片种植对农业绿色生产的影响,结果表明:第一,农户开展连片种植能够显著促进化肥与农药投入的减量,即连片种植显著促进了农户的绿色生产行为。经多种稳健性检验后结果依然成立。第二,机制分析发现,连片种植农户通过增加机械服务外包环节和提升机械服务外包契约化程度等路径实现绿色生产。第三,异质性分析表明,小经营规模农户和小地块规模农户开展连片种植后,更能够促进其进行农业绿色生产。第四,情景分析表明,在承包地完成了农地确权和村庄内拥有高信任水平的情景下,连片种植会强化农户的绿色生产行为。由此提出,鼓励农户开展连片种植,发育农业生产性社会化服务市场,有助于将小农户卷入农业绿色化发展进程之中。

关键词 连片种植; 连片规模经营; 服务外包; 农户绿色生产行为

中图分类号: F325.2 **文献标识码**: A **文章编号**: 1008-3456(2024)05-0044-13

DOI编码: 10.13300/j.cnki.hnwkxb.2024.05.005

推动农业绿色发展是实现农业现代化、建设农业强国的内在要求,也是落实习近平总书记“绿水青山就是金山银山”理论的具体实践。其中,开展化肥农药减量化是推进农业绿色发展的重要部署^[1]。农业农村部早在2015年制定了“到2020年农药化肥双零增长行动”方案。经过努力,已提前实现了到2020年化肥、农药使用量零增长的预定目标^[2]。

但事实上,我国化肥和农药的平均施用强度仍然处于超标状态,投入水平严重高于发达国家,也大幅超过了兼顾经济与环境效率的最优用量区间^[3]。国家统计局数据显示,我国2020—2022年化肥施用强度均值分别为313千克/公顷、308千克/公顷、298千克/公顷,均远高于国际公认标准(225千克/公顷)^①。联合国粮农组织(FAO)的数据表明,我国2021年平均每公顷耕地的农药施用量是1.90kg,其强度远高于瑞典(0.73千克)、挪威(0.88千克)及丹麦(1.25千克)等国^②。化肥和农药的长期过量施用,不仅使我国土壤污染和水污染问题日益突出,而且大量有毒有害物质的残留也带来了严重的安全隐患。因此,“十四五”期间,我国农业进入到加快全面绿色转型的新阶段,对化肥农药减量增效提出了新的更高要求。为此,农业农村部于2022年进一步推出了《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》。可见,我国推进绿色农业发展的决心之大和力度之大前所未有。

考虑到施肥施药的规模经济性,学界普遍认为农地规模经营是促进化肥农药减量的重要路径。其中,对农地规模的讨论主要聚焦于经营规模和地块规模。就经营规模而言,已有研究表明,通过农

收稿日期: 2024-05-09

基金项目: 国家社会科学基金重大项目“保障我国粮食和重要农产品稳定安全供给的路径与政策研究”(23&ZD121)。

*为通讯作者。

① 资料来源于国家统计局, <https://www.stats.gov.cn/sj/ndsj/>。

② 资料来源于FAO数据库, <http://www.fao.org/faostat/en/#data/RP>。

地流转或新型农业经营主体带动可以实现经营规模的扩大,进而显著降低化肥农药的施用量^[4-7],其主要逻辑是经营规模的扩大对农业生产过程中的人力资本提升^[8]、现代技术采纳^[9]、要素配置优化^[10]和交易成本降低^[11]等方面产生了改进效应。就地块规模而言,地块规模越大,即农地细碎化程度越低,越有利于化肥和农药的减量^[12-15]。可能的原因是,地块规模越大,越有利于机械使用和绿色技术采纳,从而通过保证作业的连续性而改善施用效率和减少化肥、农药的使用^[1,14,16-17]。值得强调的是,鉴于中国农村家庭承包制所决定的土地分散化格局,如果不能有效解决地块的细碎化问题,仅仅依赖于经营规模的扩大也并不必然会促进农户绿色生产行为的转型^[1]。

我国必须正视两个基本的现实条件:其一是小农户将长期且大量存在^[18],其二是农地细碎化问题仍然较为严重^[19]。因此,小农户作为我国农业生产经营的核心主体,如何将其卷入现代农业发展的进程之中,并使之成为推进我国农业绿色发展的可动员资源与积极力量,是必须重视的重要议题。农业农村部政策与改革司公布的2022年数据表明,在我国从事耕地经营的农户中,耕地规模在10亩以下的农户占比高达85.33%^①。农业农村部大数据发展中心全国农村土地承包信息数据库的统计数据显示,2018年农地确权完成后,全国农户户均承包地面积不到7.5亩,块地数却多达5.5块^[20]。虽然我国正在从国家层面上推动土地整治,以缓解农地细碎化等问题^[21],但目前该政策尚处于试点阶段,在全国范围内推行且生效仍需要较长的时间。

由此可见,我国农业经营规模和地块规模在短期内均难以达到理想状态。如何在双重困境下引导农户的化肥农药减量化,是当下农业绿色发展的难点堵点。为此,本文重点关注农地规模经营的第三种表现形式,即由连片种植带来的连片规模经营。连片种植指相邻地块的农户种植同种作物,由此产生的规模称之为连片规模,此时连片规模则表达为邻近地块种植的作物品种的一致性^[22]。张露等指出,已有研究大多忽略了农地规模的异质性,农地规模不仅仅表达为农户经营规模和地块规模,还表达为连片规模^[1]。事实上,连片种植对于帮助农户获取规模经济、推动现代农业发展的重要作用已受到学界肯定^[20,23]。然而,连片种植所隐含的农业减量化意义,尚未得到已有文献足够的重视^②,在仅有的一篇文献中,也未讨论其中的作用机制^[1]。

本文利用课题组于2017—2019年在广东省阳山县开展实地调研所获的农户追踪数据,重点讨论由水稻连片种植所表达的连片规模经营,是否促进了农户的化肥农药减量化,以此考察连片规模经营在农业绿色发展中所扮演的角色。本研究尝试回答如下问题:第一,农户开展连片规模经营是否能够促使其减施化肥和农药?第二,连片规模经营所决定的农业减量化,其内在机制与作用路径何在?第三,连片规模经营对农户绿色生产行为的影响是否存在不同家庭农业经营特征异质性与情景依赖性?

一、分析线索与研究假说

1. 连片种植如何影响农户的绿色生产行为

自20世纪80年代中期以来,我国政府一直试图推动农地流转与集中,来改善农业的规模经济性。遗憾的是,其实践绩效并不令人满意。我国农地流转率虽逐年提升,但零碎分散小规模经营的格局却没有改观,反而有恶化趋势^[24]。事实上,以农地流转推进农业规模经营仅仅是获取规模经济性的一个方面^[25]。规模经济的本质在于分工与专业化。在推进土地规模经营的同时诱导农业服务规模经营,是农业经营方式转型发展的重要路径^[22]。

农机装备的高投资门槛及其资产专用性特性(包括地域专用性、环节作业专用性等),决定了外包服务交易市场的发育必然要求有足量且连续不断的服务交易密度,即要求有一定规模的市场容量^[22]。市场容量越大,服务收益越高,愿意提供服务的供应商便越多,由此形成的有效竞争会促使服务供应商主动提供优质低价的外包服务。

① 资料来源于农业农村部政策与改革司:《中国农村政策与改革统计年报(2022年)》。

② 搜索中国知网相关内容,可以发现讨论连片种植对农药减量或农业绿色化影响的相关文献非常有限。

同样地,由连片种植所表达的连片规模经营,作为农地规模经营的其中一种形式,可以促使农户在农业生产环节中选择机械服务外包。原因在于,一方面,连片种植意味着同一区域的农户种植同种作物,从而将多个农户卷入横向分工形成外包服务需求与市场交易密度,由此形成的市场容量能够诱导农机外包服务商进入。另一方面,连片种植意味着农业生产布局的连片化,通过扩大单次农机作业的范围,既降低农机作业的操作难度,又有助于提高服务效率和收益率^[23]。重要的是,连片规模的扩大并不触及敏感的人格化财产及产权交易问题,仅需要通过对所种植作物的种类进行相机决策来分享规模经济与分工经济,因而更具现实可行性^[1]。可见,连片规模能够缓解经营规模和地块规模的约束,并激发机械外包服务的规模经济性。

进一步地,农业生产环节机械服务外包对化肥农药减量化的促进作用主要表现在提升效果和避免浪费上。一方面,机械化施肥施药意味着精准化和专业化,由此施用损耗降低,吸收效率提高,即提升了化肥和农药的施用效果,继而促进化肥农药的减量化。另一方面,与普通农户相比,机械外包服务供应商具备更强的肥效、药效信息采集与甄别能力,从而更可能克服关于农业化学投入品作为经验性产品的品质判断困境,进而避免不必要的过量施用。

相反,若农户未开展连片规模经营,又受限于经营规模和地块规模,将导致服务规模效应无法发挥,在农业生产中容易过量施用化肥和农药。此时,服务供应商会因为没有足够的交易密度而不愿意进入市场提供服务,或者说因为单次农机作业的可操作范围太小导致作业难度大且效率低,而难以以低价出售优质机械服务。在劳动力短缺且成本上升的问题叠加下,农户往往倾向于选择用化肥和农药替代机械和劳动,进行“少次多量”的施肥施药方式^[4],由此容易导致化肥和农药的过量施用。综上可提出假说1和假说2。

假说1:连片种植能够促进农户减施化肥和农药。

假说2:连片种植通过机械服务外包促使农户减施化肥和农药。

2. 连片种植的化肥农药减量效应的异质性特征

(1)经营规模。经营规模表达为农户实际经营的总面积^[26]。较大的经营规模为农户的绿色化生产提供了有利条件。对经营规模较大的农户而言,自身委托的机械外包服务面积可能已经达到既定规模门槛,服务供应商对其提供农机服务已经具有可营利性。换言之,经营规模较大的农户即使不与周边地块种植同种作物,也有条件吸引服务供应商进入市场为其提供农机服务。进一步地,其可以通过机械化作业来减少化肥和农药的用量,实现农业绿色生产。

不过,对经营规模较小的农户而言,如果单独种植某种作物,其委托的机械外包服务面积可能并未到既定规模门槛,因此无法吸引服务供应商进入市场为其提供农机服务,由此便无法享受到农机作业带来的化肥农药增效减量效应。经营规模较小的农户可以通过开展连片种植,同周边地块作物品种保持一致,进而达到采纳机械外包服务的规模门槛要求,即通过与周边地块的连结,产生足够大的市场容量吸引服务供应商进入市场提供农机服务。换言之,连片规模可以缓解小经营规模对采纳机械外包服务的相对约束。进一步地,农户有条件购买机械外包服务,由此通过机械化作业减少化肥和农药的用量,促进农业绿色生产。据此提出假说3。

假说3:经营规模越小,连片种植对农户减施化肥农药的促进作用越显著。

(2)地块规模。地块规模表达为最大地块的面积^[27]。较大的地块规模为农户的绿色化生产提供了有利条件。对地块规模较大的农户而言,自家地块为单次农机作业提供了较大的空间范围,农机进行作业时效率高、难度低、损耗少,服务供应商更愿意为其提供优质低价的服务。进一步地,其可以通过机械化作业减少化肥和农药的用量,实现农业绿色生产。

对地块规模较小的农户而言,如果单独种植某种作物,农机在其地块上开展作业并不经济,服务供应商便可能会高价出售机械服务。通常出于对生产成本的考虑,农户不会选择购买机械外包服务,叠加劳动力约束后,极大可能会采用大量施肥施药的方式来替代农机作业。不过,地块规模较小的农户可以通过开展连片种植,同周边地块作物品种保持一致,达到单次农机作业的地理空间规模

门槛要求,即通过与周边地块的连结,小地块种植合并为大地块种植,扩大单次农机作业的可操作空间范围,使得农机作业的效率提升、难度降低、损耗变少,此时服务供应商便愿意以低价提供优质的服务,进而促进农户选择购买机械外包服务。换言之,连片规模可以缓解小地块规模对采纳机械外包服务的相对约束。进一步地,农户可以通过机械化作业减少化肥和农药的用量,实现农业绿色生产。据此提出假说4。

假说4:地块规模越小,连片种植对农户减施化肥农药的促进作用越显著。

3. 连片种植的化肥农药减量效应的情景依赖

(1)农地确权。新一轮农地确权作为中国深化农村土地改革制度的重要举措,有着较高的农业经济绩效,其中之一便是能够激发农户的长期投资意愿^[28]。

在农地未确权的情景下,农户对耕地持有缺乏稳定的预期和足够的激励,进而即使在连片种植后有条件进行机施化肥和农药,也可能倾向于采取懈怠性经营^[29]。而在农地确权的情景下,地权稳定性、地权安全性和地权完整性得以提升,农户的耕地生态保护意识得以强化^[30],尤其是在进行连片种植后,农户会果断选择低价高质的机械外包服务,避免过量施肥施药的短期性生产行为。据此提出假说5。

假说5:农地确权会强化农户连片种植的化肥农药减量效应。

(2)特殊信任。农户作为理性经济人的同时也是社会人,容易受到社会网络、人际关系等外部环境的影响。其中,信任是社会资本中必不可少的部分,尤其是同村农户间的特殊信任^[31]。一般来说,农户在接触新事物时,往往对其存有较大的不信任感,若处于特殊信任强的社会网络中,同村农户的态度会影响其自身的决策,包括对农业绿色化生产的决策^[32]。

在特殊信任弱的情景下,即使农户进行了连片种植,也未必会相信机械化作业的效果,更可能倾向于选择传统的生产方式进行施肥施药。在特殊信任强的情景下,连片种植农户即使以往没有购买机械外包服务,也没有开展绿色生产的经验,但是出于对同村其他农户的信任,其更可能会采纳机械外包服务,继而合理安排化肥和农药的施用量。据此提出假说6。

假说6:特殊信任会强化农户连片种植的化肥农药减量效应。

二、数据、变量与模型选择

1. 数据来源

本文数据来自课题组2017年、2018年和2019年在广东省阳山县开展实地调研所获得的农户追踪数据。该调查主要涵盖了农户家庭耕地情况、生产经营情况、资产情况等围绕农户的众多议题,包含了农户个体、家庭和村庄三个层面的追踪数据。具体的调查安排和数据收集情况为:广东省阳山县辖区内共有12镇149行政村,课题组首先从中随机抽取80个行政村;其次经过检验效能计算(Power calculation),按照经济发展水平,分别在每个行政村随机抽取2个自然村;最后按照农户的收入水平进行分组,分别在每个自然村随机抽取10户农户,由此,共选取样本户1600户。

课题组于2017年1月开展基线调查,获得了基线数据,并于2018年1月、2019年1月分别获得了跟踪调查数据。其中,2017年完成160份村庄问卷,1590份农户问卷。2018年年初,按照第一轮基线调查名单,开展跟踪调查,共完成160份村庄问卷和1562份农户问卷。需要说明是,由于人口迁移、拒访等原因,此次调查除了追访在本村居住的样本农户外,对于外出到广东省内其他区县的样本农户也尽力追访。三次追访失败后,在同一自然村内选取家庭收入水平、土地资源条件和人口结构相近的农户进行替代。最终,追访样本农户1463户,替换99个农户样本,另有28个样本因无法找到合适的替代户而放弃。村庄样本追访率为100%,农户样本追访率为92.013%,替代率为6.226%,丢失率为1.761%。2019年年初,课题组继续对所有样本农户实施跟踪调查,共完成村庄问卷160份,农户问卷1562份。同样地,参照前述替代农户的原则对无法追访的农户进行替代。最终,按照基期样本框,追访样本农户1396户,替换166个农户样本。村庄样本追访率为100%,农户样本追访率为

89.372%,替代率为10.628%。

根据研究需要,本文仅保留稻农样本,在此基础上还剔除了存在数据缺失的样本,最终选取了2849个稻农家庭样本。在实证分析中,因问卷数据完整性问题,最终各模型的观测样本会有所不同。

2. 变量设置与描述统计

(1)被解释变量。为刻画农户的绿色生产行为,本文从两个维度进行测度。一是化肥投入,由农户回答的当年种植水稻的亩均化肥投入费用来衡量。由于该问项存在取值为0的农户样本,故最终用当年亩均化肥投入费用(元/亩)+1的自然对数对化肥投入进行赋值。二是农药投入,由农户回答当年种植水稻的亩均农药投入费用来衡量。同样地,由于存在取值为0的农户样本,故最终用当年亩均农药投入费用(元/亩)+1的自然对数对农药投入进行赋值。需要说明的是,笔者在调研过程中了解到,同一村庄农户施用的基本是同种类型化肥和农药,不存在单价差异较大的情况,因此采用农户的亩均化肥和农药的投入费用衡量其化肥和农药投入是可行的。

(2)解释变量。本文将“连片种植”作为核心解释变量,由农户回答是否与相邻地块统一种植水稻来进行赋值(是=1;否=0)。需要说明的是,本文的连片种植仅指主动与相邻地块保持一致、种植水稻,不包括农户无主动意识,相邻地块也恰好在种植水稻的情况。

(3)控制变量。本文控制了户主层面特征变量、家庭层面特征变量、村庄层面固定效应以及时间层面固定效应。其中,户主特征变量包括性别、年龄、受教育程度、政治面貌以及健康状况;家庭特征变量包括家庭务农收入占比、家庭务工收入占比、家庭存款、家庭拥有农机的价值、是否购买农业保险、种植水稻规模、承包地地块规模、承包地土壤肥力评价、承包地灌溉条件评价。此外,为控制村庄固定效应和时间固定效应,加入村庄虚拟变量和年份虚拟变量作为控制变量。

(4)中介变量。为检验农户连片种植是否通过机械服务外包促进绿色生产,本文设置“外包环节”和“外包契约化”这两个中介变量。其中,“外包环节”根据农户家庭在整地、育秧、播种、施肥、病虫害防治及收获这六个生产环节中选择机械服务外包的环节数进行取值(最小值为0;最大值为6),“外包契约化”采用农户家庭是否选择机械服务外包以及是否签订机械服务外包的合同来刻画(没有外包=0;有外包但没有签订合同=1;有外包且签订合同=2)。主要变量定义及描述性统计如表1所示。

3. 模型选择

鉴于本文将亩均化肥投入和农药投入作为农业绿色生产行为的代理变量,因存在部分农户并未施用化肥(如完全用有机肥替代)和未施用农药的情况,被解释变量为左侧截断的连续变量,因此采用Tobit模型,模型如下:

$$\text{greening}_{iht} = \alpha + \beta \text{connected}_{ht} + \theta_1 \text{individual}_{iht} + \theta_2 \text{household}_{ht} + \vartheta_j + \tau_t + \varepsilon_{iht}$$

其中,下标*i*是指第*i*个农民,*h*是指第*h*个农户,*j*是指第*j*个村庄,*t*则是年份。*greening*是本文的被解释变量,即农户的绿色生产行为,具体表示为亩均化肥投入费用+1的自然对数和亩均农药投入费用+1的自然对数。*connected*为本文的核心自变量连片种植,具体表示为是否连片种植的二值虚拟变量。*individual*指户主层面的控制变量,*household*指家庭层面的控制变量。 ϑ 是农户虚拟变量, τ 是时间虚拟变量, ε 是残差项,其他符号为待估系数。

三、实证结果与分析

1. 基准回归

表2汇报了连片种植对农户绿色生产行为的影响。模型(1)—模型(3)的被解释变量为化肥投入,模型(4)—模型(6)的被解释变量为农药投入,两个维度的回归均采用逐步回归法以提高模型估计结果的可靠性。其中,模型(1)和模型(4)控制了户主个体特征和农户家庭特征;为了降低时间趋势的影响,模型(2)和模型(5)在前一步的基础上增加控制了时间固定效应;进一步地,考虑到在连片

表1 变量定义及描述统计

变量		定义及赋值	均值	标准差	
被解释变量	化肥投入	当年亩均化肥投入费用/(元/亩)+1的自然对数	5.758	0.868	
	农药投入	当年亩均农药投入费用/(元/亩)+1的自然对数	4.703	1.013	
核心解释变量	连片种植	是否与相邻地块统一种植水稻:是=1;否=0	0.344	0.475	
	性别	家庭农业经营决策者的性别:男=1;女=0	0.923	0.266	
	年龄	决策者的年龄+1的自然对数	4.046	0.186	
	教育	决策者的受教育年限+1的自然对数	1.848	0.662	
	政治面貌	决策者是否中共党员:是=1;否=0	0.128	0.334	
	健康状况	决策者当年的医疗费用(元)+1的自然对数	5.437	3.113	
	务农收入	当年家庭务农收入占家庭总收入的比重	0.053	0.171	
	务工收入	当年家庭务工收入占家庭总收入的比重	0.838	0.305	
	控制变量	家庭存款	单位:万元。无=1;≤1=2;(1,5]=3;(5-10]=4;>10=5	1.770	0.997
农机价值		家庭拥有的农用机械价值(元)+1的自然对数	2.881	3.895	
农业保险		家庭当年是否购买农业保险:是=1;否=0	0.611	0.488	
农地转入		家庭当年是否转入农地:是=1;否=0	0.177	0.382	
种植规模		家庭当年种植水稻的总面积(亩)+1的自然对数	1.292	0.518	
地块规模		承包地平均地块面积(亩/块)+1的自然对数	0.371	0.229	
土壤肥力		承包地土壤肥力:比较差=1;一般=2;比较好=3	2.005	0.656	
灌溉条件		承包地灌溉条件:比较差=1;一般=2;比较好=3	2.088	0.766	
中介变量		外包环节	选择农机服务外包的环节数:从0—6取值	0.785	0.825
		外包契约化	农机服务外包:没有外包=0;有外包但没签合同=1;有外包且签合同=2	0.626	0.647

种植开展的过程中,部分农户特征可能会对其生产行为产生影响,由此模型(3)和模型(6)通过控制农户固定效应,以缓解连片种植和农户绿色生产行为之间存在的内生性问题。

从表2的回归结果看,农户连片种植能显著促进其进行农业绿色生产。具体而言,模型(1)一模型(3)中连片种植系数均为负,且在1%或5%的水平上显著,表明连片种植与化肥投入之间存在显著的负向因果关系。以模型(3)为例,由结果可知,连片种植后,农户会减少11.9%的化肥投入。模型(4)一模型(6)中连片种植系数均为负,且在1%的水平上显著,表明连片种植与农药投入之间也存在显著的负向因果关系。以模型(6)为例,由结果可知,连片种植后,农户会减少13.1%的农药投入。

可见,两个维度的实证分析结论均与理论推断一致,假说1得证。事实上,逐步回归法下两类被解释变量模型所得出的一致性结果,也在一定程度上表达了估计结果的稳健性。

2. 稳健性检验

(1)稳健性检验一:替换实证模型。部分农户之所以会减施化肥和农药,可能是因其本身的农业经营理念一直在更新,而具备现代农业经营理念的农户更可能选择连片种植,即基准回归可能自选选择问题。为规避自选选择导致的内生性问题,本文使用双稳健估计的IPWRA模型进行稳健性检验。

本文将进行连片种植的农户设定为实验组,未进行连片种植的农户设定为控制组,进而比较不同种植状态下农户绿色生产行为的差异,估计结果见表3。从表3可知,模型(1)和模型(4)展示了RA的结果,模型(2)和模型(5)展示了AIPW的结果,模型(3)和模型(6)展示了IPWRA的结果。在RA、AIPW和IPWRA三种不同估计方法下,模型中处理效应的估计结果大致相同,即连片种植均对化肥投入和农药投入产生了显著的负向影响。由此,验证了结果的稳健性。

(2)稳健性检验二:控制村庄固定效应。从某种程度而言,连片种植是村庄层面的区域专业化种植,农户在村内开展连片种植可能与村庄的特征具有密切的关联,且这种特征在短时间内不会发生变化。因此,本文在基准回归的基础上,变控制农户固定效应为控制村庄固定效应,以考察村庄异质性特征对估计结果的影响。表4的估计结果显示,无论是化肥投入模型还是农药投入模型,连片种植对农业绿色生产的负向影响依旧显著。由此,进一步验证了结果的稳健性。

(3)稳健性检验三:工具变量法估计。本文选取的工具变量是“连片关系×灌溉条件”。选择这

表 2 连片种植与农户的绿色生产行为 N=2849

变量	化肥投入			农药投入		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
连片种植	−0.107*** (0.033)	−0.070** (0.034)	−0.119*** (0.044)	−0.110*** (0.040)	−0.109*** (0.042)	−0.131*** (0.035)
性别	0.102* (0.061)	0.101* (0.060)	0.076 (0.051)	0.120* (0.073)	0.120 (0.073)	0.079 (0.068)
年龄	−0.025 (0.092)	−0.055 (0.091)	−0.033 (0.070)	−0.100 (0.102)	−0.104 (0.102)	−0.066 (0.092)
教育	−0.058** (0.026)	−0.065** (0.026)	−0.063** (0.025)	−0.034 (0.035)	−0.034 (0.035)	−0.022 (0.031)
政治面貌	−0.109** (0.044)	−0.103** (0.044)	−0.056 (0.047)	−0.158*** (0.061)	−0.159*** (0.061)	−0.113* (0.061)
健康状况	0.010* (0.005)	0.007 (0.005)	0.012** (0.006)	0.023*** (0.006)	0.022*** (0.006)	0.024*** (0.007)
务农收入	0.190 (0.126)	0.225* (0.126)	0.171 (0.127)	0.121 (0.154)	0.127 (0.153)	0.118 (0.141)
务工收入	0.229*** (0.068)	0.234*** (0.067)	0.195*** (0.065)	0.311*** (0.090)	0.315*** (0.090)	0.263*** (0.091)
家庭存款	−0.010 (0.015)	−0.007 (0.015)	−0.016 (0.015)	−0.063*** (0.021)	−0.062*** (0.021)	−0.069*** (0.020)
农机价值	0.016*** (0.004)	0.017*** (0.004)	0.014*** (0.004)	0.018*** (0.005)	0.018*** (0.005)	0.012** (0.005)
农业保险	−0.058* (0.032)	−0.079** (0.031)	−0.054 (0.039)	−0.007 (0.038)	−0.013 (0.038)	−0.023 (0.041)
农地转入	0.116*** (0.040)	0.110*** (0.039)	0.093* (0.045)	0.083* (0.044)	0.080* (0.044)	0.076* (0.042)
种植规模	−0.648*** (0.036)	−0.612*** (0.035)	−0.576*** (0.036)	−0.704*** (0.041)	−0.696*** (0.042)	−0.644*** (0.053)
地块规模	−0.132* (0.068)	−0.163** (0.068)	−0.051 (0.067)	−0.062 (0.074)	−0.067 (0.075)	0.019 (0.054)
土壤肥力	−0.040* (0.024)	−0.045* (0.024)	−0.052** (0.021)	−0.004 (0.030)	−0.005 (0.030)	−0.055** (0.026)
灌溉条件	−0.014 (0.021)	−0.026 (0.021)	−0.032 (0.025)	−0.031 (0.025)	−0.033 (0.025)	−0.026 (0.030)
时间固定效应	不控制	控制	控制	不控制	控制	控制
农户固定效应	不控制	不控制	控制	不控制	不控制	控制
常数项	6.646*** (0.391)	6.712*** (0.388)	7.091*** (0.939)	5.780*** (0.429)	5.792*** (0.429)	5.436*** (0.974)
R ²	0.077	0.085	0.347	0.062	0.062	0.349

注：***、**、*表示在 1%、5% 及 10% 的水平上显著；括号内为聚类(农户)稳健标准误；后表同。

表 3 稳健性检验：替换实证模型(IPWRA 模型)

变量	化肥投入			农药投入		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
ATE	−0.126*** (0.048)	−0.119*** (0.032)	−0.115*** (0.038)	−0.138*** (0.045)	−0.146*** (0.051)	−0.132*** (0.043)
ATT	−0.121*** (0.041)		−0.103*** (0.037)	−0.127*** (0.039)		−0.123*** (0.042)

两个变量的交互项作为工具变量的理由在于,农户是否会与相邻地块统一种植水稻,关键在于其与相邻地块主人的关系好坏和地块的灌溉条件好坏。一方面,若农户与相邻地块主人的关系较好,与其开展连片种植的可能性会更高;因水稻种植需要良好的灌溉条件,故只有当地块的灌溉条件足够好时,才更有可能选择种植水稻。因此,工具变量和连片种植水稻是相关的。另一方面,与相连地块主人的关系好坏,主要是通过影响农户连片种植行为而影响其农业生产行为;地块的灌溉条件也不会直接影响农户的施肥施药决策,故相对而言是外生的。因此,该工具变量符合相关性和排他性假设。需要说明的是,连片关系由农户回答与相邻地块主人的关系是否较好来进行赋值(是=1;否=0),灌溉条件根据农户对自家承包地的灌溉条件评价来识别(比较差=1;一般=2;比较好=3)。

表5中模型(1)和(2)报告了以“化肥投入”为受限被解释变量的ivtobit模型的回归结果。内生性检验系数为0.015,表明连片种植对农户化肥投入的影响存在一定的内生性问题。由第一阶段回归结果可知,工具变量与潜在内生变量显著高度相关,且Cragg—Donald和Kleibergen—Paap检验的F统计量均大于弱工具变量检验给出的10%偏误的临界值,由此认为不存在弱工具变量问题。第二阶段回归结果显示,连片种植的系数为-0.083,且在1%的水平上显著,说明考虑其他可能存在的内生性问题之后,连片种植能够促进农户减少化肥投入。

表5中模型(3)和(4)报告了以“农药投入”为受限被解释变量的ivtobit模型的回归结果。内生性检验系数为0.013,表明连片种植对农户农药投入决策的影响也存在一定的内生性问题。由第一阶段的回归结果可知,工具变量与潜在内生变量高度相关,且通过了Cragg—Donald和Kleibergen—Paap检验,由此基本排除了弱工具变量问题。第二阶段的回归结果显示,连片种植的系数为-0.106,且在1%的水平上显著,说明考虑其他可能存在的内生性问题之后,连片种植能够促进农户减少农药投入。

综上,工具变量回归的系数和显著性与基准回归结果相差不大,表明结果具有稳健性。

表5 稳健性检验:工具变量法				N=2849
变量	第一阶段	第二阶段	第一阶段	第二阶段
	(1)连片种植	(2)化肥投入	(3)连片种植	(4)农药投入
连片种植		-0.083*** (0.031)		-0.106*** (0.039)
工具变量	0.047*** (0.009)		0.050*** (0.007)	
控制变量	控制	控制	控制	控制
时间固定效应	控制	控制	控制	控制
农户固定效应	控制	控制	控制	控制
Cragg—Donald 检验		116.21		109.73
Kleibergen—Paap 检验		61.09		58.89
内生性检验		0.015		0.013

注:化肥投入模型和农药投入模型中,Stock—Yogo weak ID test critical values 中10%偏误的临界值分别为16.18和19.77。

四、机制分析、异质性分析与情景分析

1. 机制分析

(1)连片种植、机械服务外包与化肥投入。由表6的模型(1)—模型(4)汇报了连片种植对农户化肥投入影响的机制分析结果。由模型(1)可知,农户开展连片种植显著增加其机械服务外包环节数,模型(3)的回归结果表明,该模型中连片种植与农户化肥投入的关系面临内生性干扰,且不存在弱工具变量问题,将核心解释变量作为内生变量处理后,连片种植和机械服务外包环节数均对农户化肥

投入有显著的负向影响。由模型(2)可知,农户开展连片种植显著提升了机械服务外包契约化程度,模型(4)的回归结果表明,此模型中连片种植与农户化肥投入的关系面临内生性干扰,且不存在弱工具变量问题,将核心解释变量作为内生变量处理后,连片种植和机械服务外包契约化程度均对农户化肥投入有显著的负向影响。需要说明的是,关于机械服务外包与化肥投入关系的讨论结果,与张露等^[33]的研究结论一致。

以上结果表明,连片种植确实通过机械服务外包间接影响了农户的化肥投入决策,“连片种植—机械服务外包—农户化肥投入”的影响路径成立。

(2)连片种植、机械服务外包与农药投入。由表6的模型(1)、(2)、(5)和(6)汇报了连片种植对农户农药投入影响的机制分析结果。模型(1)和(2)的结果解释与前文相同。模型(5)的回归结果表明,此模型中连片种植与农户农药投入的关系面临内生性干扰,且不存在弱工具变量问题,将核心解释变量作为内生变量处理后,连片种植和机械服务外包环节数均对农户农药投入有显著的负向影响。模型(4)的回归结果表明,此模型中连片种植与农户农药投入的关系面临内生性干扰,且不存在弱工具变量问题,将核心解释变量作为内生变量处理后,连片种植和机械服务外包契约化程度均对农户农药投入有显著的负向影响。需要说明的是,关于机械服务外包与农药投入关系的讨论结果,与石志恒等^[34]的研究结论一致。

以上结果表明,连片种植确实通过机械服务外包间接影响了农户的农药投入决策,“连片种植—机械服务外包—农户农药投入”的影响路径成立。综上,假说2得以验证,也由此可见,与经营规模和地块规模相比,连片规模有着不一样的农业减量逻辑。

表 6 机制检验 N=2849

变量	Oprobit		IV-Tobit 第二阶段		IV-Tobit 第二阶段	
	(1)外包环节	(2)外包契约化	(3)化肥投入	(4)化肥投入	(5)农药投入	(6)农药投入
连片种植	0.116*** (0.037)	0.189*** (0.048)	-0.088*** (0.029)	-0.092** (0.039)	-0.134** (0.062)	-0.110*** (0.033)
外包环节			-0.093*** (0.025)		-0.086*** (0.030)	
外包契约化				-0.094*** (0.032)		-0.082** (0.036)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制
时间固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
农户固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
Cragg-Donald 检验			109.45	111.93	107.26	115.18
Kleibergen-Paap 检验			55.80	62.94	59.66	64.02
内生性检验			0.014	0.009	0.017	0.012

注:模型(3)、(4)、(5)和(6)中,Stock-Yogo weak ID test critical values 中 10% 偏误的临界值分别为 15.72、17.88、16.94 和 19.69。

2. 异质性分析

(1)经营规模。为验证假说3,本文找出样本农户水稻经营规模的均值(3.24 亩),将均值以上的样本农户视为大经营规模农户,将均值以下的样本农户视为小经营规模农户,由此对农户进行分组回归,结果如表7所示。

由结果可知,就化肥投入而言,小经营规模农户的连片种植系数在 1% 的水平上显著为负,大经营规模农户连片种植系数虽然也显著为负,但其系数的绝对值和显著程度均小于小经营规模农户。就农药投入而言,小经营规模农户的连片种植系数在 1% 的水平上显著为负,大经营规模农户的连片种植系数也呈现了负向影响,但在统计意义上并不显著。可见,经营规模越小,连片种植对农户减施化肥农药的促进作用越显著。由此,假说3得证。

(2)地块规模。为验证假说4,本文找出样本农户地块规模的均值(0.50 亩),将均值以上的样本农户视为大地块规模农户,将均值以下的样本农户视为小地块规模农户,由此对农户进行分组回归,结

表 7 异质性分析:不同经营规模

变量	化肥投入		农药投入	
	(1)小于平均经营规模	(2)大于平均经营规模	(3)小于平均经营规模	(4)大于平均经营规模
连片种植	-0.121*** (0.042)	-0.084*(0.048)	-0.194*** (0.071)	-0.075(0.056)
控制变量	控制	控制	控制	控制
时间固定效应	控制	控制	控制	控制
农户固定效应	控制	控制	控制	控制
常数项	7.368*** (0.452)	5.129*** (0.575)	4.162*** (0.280)	5.605*** (0.253)
观测值	1854	995	1854	995

果如表 8 所示。

由结果可知,就化肥投入而言,小地块规模农户的连片种植的影响系数在 1% 的水平上显著为负,大地块规模农户的连片种植系数虽然也为负,但仅在 5% 的水平上显著,显著程度低于小地块规模农户。就农药投入而言,小地块规模农户的连片种植的影响系数在 5% 的水平上显著为负,大地块规模农户的连片种植系数也呈现了负向影响,但仅在 10% 的水平上显著,显著程度低于小地块规模农户。可见,地块规模越小,连片种植对农户减施化肥农药的促进作用越显著。由此,假说 4 得证。

表 8 异质性分析:不同地块规模

变量	化肥投入		农药投入	
	(1)小于平均地块规模	(2)大于平均地块规模	(3)小于平均地块规模	(4)大于平均地块规模
连片种植	-0.110*** (0.040)	-0.109** (0.052)	-0.102** (0.048)	-0.141*(0.077)
控制变量	控制	控制	控制	控制
时间固定效应	控制	控制	控制	控制
农户固定效应	控制	控制	控制	控制
常数项	6.929*** (0.495)	6.119*** (0.643)	5.285*** (0.379)	4.624*** (0.321)
观测值	2012	837	2012	837

3. 情景分析

(1)基于不同农地确权状态的情景。为验证假说 5,本文根据农地确权情况进行分组比较,将已确权农户的农地确权变量赋值为 1;反之则赋值为 0,由此对农户进行分组回归。结果如表 9 所示。

由结果可知,就化肥投入而言,在农地未确权的情景下,连片种植对农户化肥投入的影响并不显著,而在农地已确权的情景下,农户连片种植显著减少了化肥投入。这表明,连片种植对化肥投入的作用存在很强的农地确权情景依赖特征。就农药投入而言,在农地未确权的情景下,连片种植对农户农药投入的负向影响在 10% 的水平上显著,而在农地已确权的情景下,连片种植对农户农药投入的负向影响在 5% 的水平上显著。这表明,连片种植对农药投入的作用也存在较强的农地确权情景依赖特征。由此,假说 5 得证。

表 9 情景分析:不同农地确权状态

变量	化肥投入		农药投入	
	(1)农地未确权	(2)农地已确权	(3)农地未确权	(4)农地已确权
连片种植	-0.034(0.040)	-0.187*** (0.069)	-0.089*(0.046)	-0.182** (0.083)
控制变量	控制	控制	控制	控制
时间固定效应	控制	控制	控制	控制
农户固定效应	控制	控制	控制	控制
常数项	6.132*** (0.199)	6.347*** (0.304)	4.861*** (0.417)	5.024*** (0.322)
观测值	1807	1042	1807	1042

(2)基于不同特殊信任状态的情景。为验证假说 6,本文根据特殊信任水平进行分组比较。在问项设计中,特殊信任分为 5 个等级,1 为非常不信任,5 为非常信任。本文将特殊信任取值为 1—3 的农户样本划分为低信任水平农户样本组,将取值为 4 和 5 的农户样本划分为高信任水平农户样本组,由

此对农户进行分组回归。结果如表 10 所示。

由结果可知,就化肥投入而言,在低特殊信任水平的情景下,连片种植对农户化肥投入的负向影响在 10% 的水平上显著,而在高特殊信任水平的情景下,连片种植对农户化肥投入的负向影响在 1% 的水平上显著。可见,连片种植对化肥投入的作用存在较强的特殊信任水平情景依赖特征。就农药投入而言,在低特殊信任水平的情景下,连片种植对农户农药投入的负向影响在 5% 的水平上显著,而在高特殊信任水平的情景下,连片种植对农户农药投入的负向影响在 1% 的水平上显著。可见,连片种植对农药投入的作用存在较强的特殊信任水平情景依赖特征。由此,假说 6 得证。

表 10 情境分析:不同信任水平

变量	化肥投入		农药投入	
	(1)低信任水平	(2)高信任水平	(3)低信任水平	(4)高信任水平
连片种植	-0.114*(0.059)	-0.125*** (0.039)	-0.123** (0.060)	-0.136*** (0.052)
控制变量	控制	控制	控制	控制
时间固定效应	控制	控制	控制	控制
农户固定效应	控制	控制	控制	控制
常数项	6.440*** (0.298)	5.965*** (0.197)	5.284*** (0.315)	4.921*** (0.216)
观测值	902	1947	902	1947

五、结论与政策启示

本文构建了“连片种植—机械服务外包—农业绿色生产”的分析框架,剖析了农户开展连片种植对化肥农药减量化的绿色生产行为的影响机理,得到如下研究结论:第一,相较于未开展连片种植的农户,开展连片种植的农户能够减少 11.9% 的化肥投入,减少 13.1% 的农药投入,即连片种植能够显著促进农户的绿色生产行为。利用各类稳健性检验和工具变量方法处理内生性问题后,结论仍然稳健。第二,机制分析发现,连片种植通过增加机械服务外包环节和提升机械服务外包契约化程度,能够显著促进农户的绿色生产行为。第三,异质性分析表明,小经营规模农户和小地块规模农户开展连片种植后,更能够促使其进行农业绿色生产。第四,情景分析表明,在承包地完成了农地确权和村庄内拥有高信任水平的情景下,连片种植对农户的绿色生产行为起到了更加有效的促进作用。

本文可能的贡献在于:一是理论上,将农地规模区分为经营规模、地块规模与连片规模,揭示连片规模经营的绿色生产效应,由此丰富了农地规模经营与农业减量化的相关研究文献。二是机制上,试图构建“连片种植—机械服务外包—农业绿色生产”的作用机制分析框架,并进行实证检验,揭示了服务规模效应的作用路径,由此拓展农业分工理论及其运用。

本文隐含的政策启示是:第一,鼓励农户通过与周边地块开展连片种植,实现连片规模的扩张,以迂回的方式达成服务规模的门槛要求,进而将家庭农业经营卷入分工,以突破零碎分散种植的小农经营对农业绿色生产行为的制约,改善化肥农药的减量效果。第二,因地制宜,在土地综合整治与标准化农田建设的基础上,按照当地的种植习惯和生产条件,统一规划种植,改善农业生产布局,实现区域性横向分工以及同向专业化。第三,构建区域性、多种类、多中心的具有适度交易半径的各类农业生产性服务交易平台,培养不同生产环节的外包服务经营主体,发育农业生产性社会化服务市场,鼓励农户通过采纳生产性服务,以服务规模经营的方式将小农户卷入农业绿色化的发展进程之中。

参 考 文 献

[1] 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.
[2] 魏后凯.化肥农药使用减量行动计划亟须加快推进[J].中国人大,2018(9):46.

- [3] 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(10):120-132.
- [4] WU Y Y, XI X C, TANG X, et al. Policy distortions, farmsize, and the overuse of agricultural chemicals in China[J]. Proceedings of the national academy of sciences of the United States of America, 2018(27):7010-7015.
- [5] 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(12):2401-2413.
- [6] ZHU W, WANG R. Impact of farm size on intensity of pesticide use: evidence from China[J]. Science of the total environment, 2021(1):141696.
- [7] 祝伟,王瑞梅.经营规模、地块数量、土地转入与农药减量[J].中国农业资源与区划,2023(5):91-100.
- [8] PAN D, KONG F B, ZHANG N, et al. Knowledge training and the change of fertilizer use intensity: evidence from wheat farmers in China[J]. Journal of environmental management, 2017(197):130-139.
- [9] 钱龙,冯永辉,陆华良,等.产权安全感对农户耕地质量保护行为的影响:以广西为例[J].中国土地科学,2019(10):93-101.
- [10] 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(5):921-931.
- [11] 赵昶,孔祥智,仇焕广.农业经营规模扩大有助于化肥减量吗——基于全国1274个家庭农场的计量分析[J].农业技术经济,2021(4):110-121.
- [12] 高晶晶,史清华.农户生产性特征对农药施用的影响:机制与证据[J].中国农村经济,2019(11):83-99.
- [13] HU X Y, SU K Y, CHEN W H, et al. Examining the impact of land consolidation titling policy on farmers' fertiliser use: evidence from a quasi-natural experiment in China[J]. Land use policy, 2021(109):105645.
- [14] 梁志会,张露,张俊飏.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[J].中国农村观察,2020(5):73-92.
- [15] 熊鹰,李晓,钟钰.基于减量化目标的农户施药行为研究——来自7省种粮农户的微观数据[J].中国生态农业学报(中英文),2021(7):1262-1273.
- [16] 卢华,胡浩.土地细碎化增加农业生产成本了吗?来自江苏省的微观调查[J].经济评论,2015(5):129-140.
- [17] LU H, HU L X, ZHENG W W, et al. Impact of household land endowment and environmental cognition on the willingness to implement straw incorporation in China[J]. Journal of cleaner production, 2020(262):121479.
- [18] 罗必良.基要性变革:理解农业现代化的中国道路[J].华中农业大学学报(社会科学版),2022(4):1-9.
- [19] 刘同山,钱龙.发达国家农地细碎化治理的经验与启示——以德国、法国、荷兰和日本为例[J].中州学刊,2023(7):58-66.
- [20] 刘同山,孔祥智,杨晓婷.“大小兼容”的农地连片经营如何实现——以江苏盐城亭湖区“小田并大田”为例[J].中国农村经济,2023(12):44-64.
- [21] 吴诗嫚,祝浩,卢新海,等.不同模式土地整治、农地细碎化与农户生态生产行为——以农药、化肥施用为例[J].中国农业资源与区划,2023(3):1-11.
- [22] 罗必良.论服务规模经营——从纵向分工到横向分工及连片专业化[J].中国农村经济,2017(11):2-16.
- [23] 刘相汝,李容.土地细碎背景下连片种植对农户获取地块规模经济的影响——以农机作业服务费为例[J].中国农机化学报,2020(3):185-191.
- [24] 王舒娟,马俊凯,李宁.农地经营规模如何影响农户的农业机械化选择?[J].农村经济,2021(4):111-118.
- [25] 胡新艳,朱文珏,罗必良.产权细分、分工深化与农业服务规模经营[J].天津社会科学,2016(4):93-98.
- [26] 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[J].南京农业大学学报(社会科学版),2017(4):85-94,158.
- [27] 王建英,陈志钢,黄祖辉,等.转型时期土地生产率与农户经营规模关系再考察[J].管理世界,2015(9):65-81.
- [28] 应瑞瑶,何在中,周南,等.农地确权、产权状态与农业长期投资——基于新一轮确权改革的再检验[J].中国农村观察,2018(3):110-127.
- [29] 周力,王德如.新一轮农地确权对耕地质量保护行为的影响研究[J].中国人口·资源与环境,2019(2):63-71.
- [30] 郑淋议,钱文荣,刘琦,等.新一轮农地确权对耕地生态保护的影响——以化肥、农药施用为例[J].中国农村经济,2021(6):76-93.
- [31] 陶源,仇相玮,周玉玺,等.风险感知、社会信任与农户有机肥替代行为悖离研究[J].农业技术经济,2022(5):49-64.
- [32] 何可,张俊飏,张露,等.人际信任、制度信任与农民环境治理参与意愿——以农业废弃物资源化为例[J].管理世界,2015(5):75-88.
- [33] 张露,杨高第,李红莉.小农户融入农业绿色发展:外包服务的考察[J].华中农业大学学报(社会科学版),2022(4):53-61.
- [34] 石志恒,符越.社会化服务对农户农药减量行为的影响——基于服务专业化维度的考察[J].中国农业资源与区划,2023(3):130-142.

Can Connected Planting Promote Green Production Practices Among Farmers?

——An Empirical Analysis of Fertilizers and Pesticides Reduction

SU Keyu, LUO Biliang

Abstract Scale operation of farmland is an important path to promoting green agricultural development. As a special form of farmland scale, whether connected planting can drive farmers to engage in agricultural green production is an important topic worth discussing. This paper analyzes the impact of rice connected planting on agricultural green production by using the tracking data of farmers in Yangshan County, Guangdong Province, from 2017 to 2019, and the results show that connected planting can significantly reduce the use of fertilizers and pesticides, thereby promoting farmer's green production practices. This finding remains robust after various tests. Second, mechanism analysis reveals that farmers engaged in connected planting achieve green production by increasing the outsourcing of mechanical services and enhancing the degree of contract of these services. Third, heterogeneity analysis indicates that farmers with smaller operational scales and smaller land plots benefit more from connected planting in terms of promoting green agricultural production. Fourth, scenario analysis shows that in contexts where land tenure is clarified and high levels of trust exist within villages, connected planting further strengthens farmers' green production practices. Therefore, encouraging farmers to carry out connected planting and developing the market for productive agricultural social services can help integrate small farmers into the process of greening agriculture.

Key words connected planting; scale operation of connected planting; service outsourcing; farmer's green production practices

(责任编辑:陈万红)