

# 要素供给主体差异对化肥施用量的影响分析

——基于江苏省 526 份农户调查数据

朱哲毅, 周力\*

(南京农业大学经济管理学院, 江苏 南京 210095)

**摘要:** 基于江苏省 4 市 526 份农户调查数据, 构建无约束和有约束两个模型, 将要素细分为家庭供给和社会供给两类, 分析要素供给主体差异对化肥施用量的影响, 结果表明: 家庭化劳动力投入量、承包地面积和社会化灌溉支出、机械服务支出和租入土地面积均显著影响化肥施用量; 但仅有社会灌溉支出对化肥具有较强的替代能力, 且能有效弥补家庭小型水利设备的投资不足, 而社会化机械服务和雇工因其替代成本过高导致其对化肥的替代并不可行。

**关键词:** 化肥施用; 要素投入; 家庭供给; 社会供给

中图分类号: F323.4

文献标志码: A

文章编号: 1009-2013(2016)04-0001-07

## Influence of different factors input on the application of chemical fertilizer:

### An empirical analysis on 526 households in Jiangsu province

#### in 526 Farmers from Jiangsu Province

ZHU Zheyi, ZHOU Li\*

(College of Economics and Management, Nanjing Agriculture University, Jiangsu 210095, China)

**Abstract:** This passage selects 526 households survey data of four cities in Jiangsu province, constructs two models with and without constrains, subdivides elements into two types of family and social supply and analyzes the effect on fertilizer amount of different factor input. Results show that the labor and land factors from family and irrigation, machine and land factor from society play a role on fertilizer application. But only irrigation funded by the society can substitute fertilizer, which effectively makes up the investment of small water conservancy facilities, while it is not feasible to substitute fertilizer with machine and labor factors funded by society because of its high replacement cost.

**Keywords:** fertilizer application; factor input; family supply; social supply

## 一、问题的提出

随着城市化的推进和市场化改革的深入, 要素市场流动加快。户籍制度的改革和人口流动限制规定的取消使得劳动力得以在不同部门间自由流动, 大量农村劳动力转向非农产业。2014年, 全国农村

劳动力外出从事非农就业达 15 153 万人, 占农村劳动力总数的 39.94%<sup>[1]</sup>。农业劳动力减少, 提高了要素相对价格, 农户不得不通过要素替代、改变要素投入结构以及购买社会化服务来应对, 因此, 农业生产方式发生改变。与此同时, 中国农业环境问题愈发严重。大量化肥、农药等化学品通过地表径流或地下渗透进入水体, 导致农业土壤、水体、大气等质量严重衰退<sup>[2-3]</sup>, 严重影响了生态环境和人类健康。伴随着劳动力向非农产业转移和生产方式转变产生的化肥以及其他化学药品施用超标问题亟待解决, 深入探究其成因对于有效防治种植业面源污染将极具现实意义。

收稿日期: 2016 - 04 - 27

基金项目: 国家自然科学基金青年项目(71203094); 国家社会科学基金重大项目(11&ZD155); 江苏省高校优势学科建设工程资助项目(PAPD); 南京农业大学“中国粮食安全研究中心”的资助项目

作者简介: 朱哲毅(1990—), 女, 江苏南通人, 博士研究生, 主要研究方向为农业经济。\*为通信作者。

江苏作为人均 GDP 前五名的省份,单位耕地面积化肥施用量约达 713.25 千克/公顷,明显超过其他四省的单位耕地面积化肥施用量(根据《中国农村统计年鉴 2015》中的相关指标计算、整理所得),原因何在?仔细分析,笔者发现,江苏省近年来呈现出要素流动性加强与化肥施用量增加并存的局面。化肥施用量的变化伴随着农业劳动力的非农转移而发生,似可理解为在劳动力要素短缺条件下,不同要素发生替代所产生的新要素投入组合对农业生产化肥施用量产生了影响。

已有研究从多个方面探讨了化肥施用量的影响因素。农民追求个人利润最大化,即产出与投入的差额,会引起化肥施用量的变化<sup>[4-5]</sup>;就作物化肥需求来看,种植结构、土壤条件、复种指数等也会影响化肥的施用量<sup>[6-7]</sup>;其他要素的投入变化也会对化肥施用量造成影响,尤其是要素价格变化引起要素投入结构变化<sup>[8]</sup>,进而化肥投入量也随之改变;土地产权越稳定,有机肥等有利于长期保持土壤肥力的投入越多,否则,化肥施用量越多<sup>[9-11]</sup>。此外,要素市场扭曲会使得化肥的边际产出与实际价格偏离<sup>[12]</sup>,从而引起化肥施用量的变化。总体来看,种植业中的化肥施用是由农户家庭特征、农业推广技术、要素投入、社会经济环境等多种因素综合作用的结果<sup>[4]</sup>。

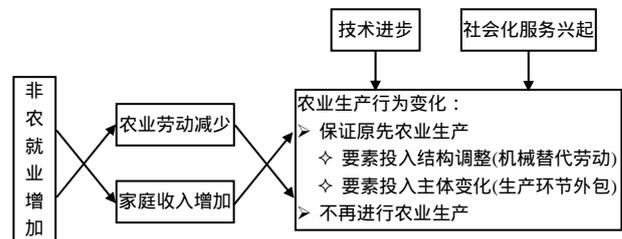
综上,一些学者已经关注到生产要素投入组合不同对化肥施用量的影响,但尚未与当前劳动力大量向非农产业转移、农业劳动力大量减少的农业生产背景联系起来,未根据要素供给主体的差异对化肥施用量的影响作进一步分析。基于此,笔者拟对城市化进程相对较快、非农产业相对较发达的江苏省展开调查,细分农业生产过程中常见的要素,分析要素供给主体差异对化肥施用量的影响,求证江苏省化肥施用量居高不下的深层次原因。

## 二、分析框架与模型构建

### 1. 分析框架

传统农业生产中,农户要素投入均以资源禀赋为约束条件,如土地规模、家庭劳动力数量、灌溉条件等家庭资源禀赋制约了农户农业生产的投入与产出水平。随着城市化进程加快及经济的迅速发展,非农产业劳动力需求大幅上升,推动了农村劳

动力的产业转移,农户农业生产受到影响并做出相应的调整或改变。在技术进步和社会化服务兴起的大背景下,农户农业生产可能的调整行为主要表现在两个方面:一是农业生产劳动力减少,传统生产方式改变引起要素替代,如用机械替代劳动力;二是农村家庭总收入增加,家庭农业生产的资本约束降低,新的投资行为或生产方式产生,如家庭投资灌溉设备弥补社会供给不足,或是采用社会化服务将部分生产环节外包等。特别是当非农收入增加到一定程度,农户会选择退出农业生产。当然,该情形不在本文讨论范围内,不予讨论。农业生产行为调整的作用路径,详见图 1。



从调整行为一来看,农业生产劳动力减少,机械等逐渐替代劳动力,但受技术水平等的限制,机械只适宜标准高度一致的作业项目,为了保证原先的农业产出水平不变,农户可能会增加化肥以维持产量。在技术水平允许的地区,这种类型的调整已经初具规模且发挥了一定作用。在第二种调整行为下,非农就业增加了家庭收入,农户可以进行新的投资。如原先不能利用公共渠道灌溉的土地,可以通过个人投资增加其获得灌溉的可能性。再者,随着土地流转市场的兴起,部分农户租入土地,耕种规模扩大。而对于租入的土地,农户将倾向于使用短期内能提高土地肥力而忽视保持土地肥力的长期措施,如增加化肥的投入而忽视有机肥的使用。与此同时,诸如社会化服务等新的生产方式也开始替代传统农业生产中农户的亲力亲为。农业生产部分环节的投入从原先的由家庭提供转变为由社会提供,采纳外包服务可能受交易成本限制,达不到精耕细作的效果。如耕地环节,农户传统耕作会尽量将其翻深、翻松,社会化服务则有可能出于节省劳动时间的考虑而减少耕地的深度和松紧度,从而后期需要施用更多的化肥保持土地肥力。

在劳动力短缺、技术进步以及社会化服务兴起的背景下，农业生产已不同于传统耕作方式下的农业生产，要素投入及投入主体都发生相应的改变。作为追求产量最大化的理性小农，在农业生产过程中将增加与产量密切相关要素的使用，从而保证农业产出不受损。也就是说，在要素替代过程中，多种要素互相影响、交替作用将导致化肥施用量发生变化。已有研究尚未明确指出该变化是由具体哪种要素引起的，且没有细分生产要素投入主体的差别。

2. 模型构建

为方便讨论，笔者在实证分析过程中主要列举农业生产过程中涉及到的较常见的生产要素，具体包括灌溉、劳动力、机械和土地四种。每种要素根据其供给主体的差别，又可进一步细分为家庭供给和市场供给两类，然后分别构建无约束和有约束条件下两个模型进行验证。

(1)无约束条件下要素投入对化肥施用量影响的实证模型。为检验上述观点，笔者设定的模型如下：  

$$F = \alpha_0 + \alpha_1 \cdot I_S + \alpha_2 \cdot I_F + \alpha_3 \cdot L_S + \alpha_4 \cdot L_F + \alpha_5 \cdot M_S + \alpha_6 \cdot M_F + \alpha_7 \cdot T_S + \alpha_8 \cdot T_F + \alpha_9 \cdot Z + \theta$$
 (1)

模型(1)中， $F$  表示化肥投入量， $I$ 、 $L$ 、 $M$ 、 $T$  分别表示灌溉、劳动、机械和土地四种生产要素的投入量，每一种要素又进一步细分为家庭(family)供给量和社会(social)供给量两部分， $Z$  为各类控制变量， $\alpha_0$ - $\alpha_9$  为待估参数， $\theta$  为随机扰动项。

(2)产出最大化约束条件下生产要素替代弹性的计量模型。笔者研究目标并非仅仅估计生产要素对化肥施用量的影响，而是将重点放在估算要素的边际技术替代率(Rate of Marginal Technical Substitution，简称 MRTS)。即分析在农业产出不变的前提下(维持等产量线不移动)，1 单位投入要素可替换另一种要素单位数的比率。模型设定具体如下：  

$$\ln y = \beta_0 + \beta_1 \cdot \ln I_S + \beta_2 \cdot \ln I_F + \beta_3 \cdot \ln L_S + \beta_4 \cdot \ln L_F + \beta_5 \cdot \ln M_S + \beta_6 \cdot \ln M_F + \beta_7 \cdot \ln T_S + \beta_8 \cdot \ln T_F + \beta_9 \cdot \ln F + \beta_{10} \cdot Z + \varepsilon$$
 (2)

在样本均值水平上，两两要素间的边际技术替代率，比如社会化劳动对化肥投入的边际技术替代率可表示为：

$$MRTS(L_S, F) = (\beta_3 / \beta_9) \cdot (\bar{F} / \bar{L}_S) \quad (3)$$

边际技术替代率大于 0 表示两种要素间是替代关系；反之，则为互补关系<sup>[13]</sup>。

上述模型中涉及的变量如表 1 所示。其中核心解释变量区分了家庭供给与社会供给的生产要素。借鉴已有研究中关于土地与化肥施用量间关系的分析，笔者将土地细碎化程度、田地坡度、土壤质量等列为控制变量<sup>[8-10,14]</sup>，其中土壤质量根据农户经验来判断衡量。考虑到农户个体特征对其行为的影响，笔者主要选取了家庭男女比例、劳动力平均年龄、决策者文化程度三项农户个体特征<sup>[4-5,15-16]</sup>。考虑家庭种植结构的影响，笔者列举了小麦、水稻、棉花、蔬菜几种农作物种植面积的占比。同时，设置地区虚拟变量，将徐州地区设定为基准。

表 1 变量设定及描述性统计

| 变量名           | 单位 | 定义                                  | 均值        |
|---------------|----|-------------------------------------|-----------|
| $Y$           | 元  | 该农户家庭取得的农业总收入                       | 15 039.40 |
| $F$           | 千克 | 该农户种地施用的化肥总量                        | 913.40    |
| $I_S$         | 元  | 排灌费用                                | 227.90    |
| $I_F$         | 元  | 自行购置的灌溉类机械生产性余值                     | 145.90    |
| $L_S$         | 日  | 雇佣工数量                               | 88.20     |
| $L_F$         | 日  | 自投工数量                               | 6.90      |
| $M_S$         | 元  | 获取机械服务支出                            | 1 209.80  |
| $M_F$         | 元  | 除灌溉设备外的自有机机械的生产性余值                  | 3 265.30  |
| $T_S$         | 亩  | 租入土地的面积                             | 10.56     |
| $T_F$         | 亩  | 承包土地的面积                             | 2.80      |
| Fragmentation |    | 细碎化指数                               | 0.54      |
| Land_slope    |    | 1 为 15 度；2 为 15~25 度；3 为 25 度；4 为梯田 | 1.17      |
| Land_quality  |    | 1=好；2=中；3=差                         | 1.66      |
| Male          | %  | 家庭中男性所占占比                           | 0.53      |
| Age           | 岁  | 家庭劳动力平均年龄                           | 45.30     |
| Education     | 年  | 户主文化程度                              | 6.30      |
| Cropwheat     | %  | 小麦播种面积占比                            | 0.38      |
| Croprice      | %  | 水稻播种面积占比                            | 0.35      |
| Cropcotton    | %  | 棉花播种面积占比                            | 0.01      |
| Cropvegetable | %  | 蔬菜播种面积占比                            | 0.07      |
| City1         |    | 1 表示淮安；0 表示其他地区                     | 0.31      |
| City2         |    | 1 表示扬州；0 表示其他地区                     | 0.31      |
| City3         |    | 1 表示苏州；0 表示其他地区                     | 0.09      |

由于部分变量无法直接获取，需要进一步测算，具体如下：1)土地细碎化程度的衡量。参考已有关于土地细碎化方面的实证研究，笔者采用如下土地细碎化衡量指标： $SI = 1 - \sum_{i=1}^n \alpha_i^2 / (\sum_{i=1}^n \alpha_i)^2$ 。其中，

$n$  代表农户耕种的地块数量,  $\alpha_i$  表示每一地块的面积。 $SI$ (Simpson's Index)为细碎化指数,介于 0~1 之间,  $SI$  值越大,细碎化程度越高<sup>[17]</sup>。2)自有机械生产性余值的计算。笔者选用家庭机械的生产性余值来衡量自有机械的使用。根据用途不同,将机械分为灌溉类和非灌溉类两种。参照会计核算中固定资产账面价值的计算方法,生产性余值可表示为:机械生产性余值 = 购置价格 - 购置价格 / 预计使用年限 × 已使用年限。

### 三、数据来源与描述性分析

笔者在综合考虑地区经济发展水平和农业生产情况基础上,随机抽取了江苏省徐州、淮安、扬州和苏州四个市,每个市随机抽取 2~3 个乡镇,每个乡镇再随机抽取 2~3 个村进行调查。其中,苏州代表经济发展程度较高、非农就业发达地区,徐州、淮安代表经济发展水平相对较低、非农就业相对欠发达地区,扬州则处于两者之间。下文在对比不同情况下化肥施用情况时,将直接以地区名称代替区域要素市场特点。调查共发放问卷 800 份,收回有效问卷 741 份,其中,涉及农业生产的问卷有 526 份。徐州、淮安、扬州和苏州四个地区收回的问卷分别是 150 份、164 份、166 份、46 份。苏州地区非农产业较发达,农业生产小农户数量较少,因此收回问卷的地区分布与现实情况相符。

总体来看,在要素市场发展程度不一样的地区,单位面积化肥施用量差异较大(表 2)。

不同地区在不同劳动力投入情况下,对应的化肥施用量也有所差别。从劳动力投入来看,在家庭劳动、雇佣劳动和家庭劳动与雇佣劳动相结合的生产模式下,徐州地区的单位面积化肥施用量均明显高于其他三市。徐州和扬州地区在家庭劳动与雇佣劳动相结合的作业情况下,化肥施用量最高;雇佣劳动力情况下化肥施用量次之;家庭劳动力情况下化肥施用量最少。淮安地区在完全依靠家庭劳动力进行农业生产情况下对应的单位面积化肥施用量最高。苏州地区在雇佣劳动情况下化肥施用量最多。需要特别说明的是,受样本量和随机抽样的限制,淮安地区没有完全依靠雇佣劳动进行农业生产的情况,因此对应的单位面积化肥施用量缺失。

从机械投入看,地区差异较为明显。对于不涉及机械投入的农户,不同地区单位面积化肥施用量相差较小。徐州和扬州均是家庭机械投入和市场机械投入相结合,这种情况下,对应的单位面积化肥施用量最多。淮安地区是完全依靠市场机械投入情况下单位面积化肥施用量最多,苏州则是完全依靠家庭机械投入情况下单位面积化肥施用量最高。机械投入地区差异下的化肥施用量差别与劳动力投入地区差异下的化肥施用量差别基本一致。

表 2 样本村平均每亩土地化肥施用情况统计 千克

|          | 徐州    | 淮安    | 扬州    | 苏州    |
|----------|-------|-------|-------|-------|
| 不区分要素投入  |       |       |       |       |
| 化肥施用量    | 82.16 | 66.32 | 73.96 | 65.92 |
| 区分要素投入   |       |       |       |       |
| 劳动力:家庭劳动 | 80.76 | 66.97 | 67.40 | 65.82 |
| 雇佣劳动     | 81.43 | —     | 70.81 | 75.00 |
| 家庭雇佣结合   | 87.54 | 63.94 | 80.90 | 65.04 |
| 机械:无机械投入 | 74.63 | 72.85 | 69.84 | 72.94 |
| 家庭机械投入   | 84.71 | 56.35 | 64.22 | 77.75 |
| 市场机械投入   | 73.90 | 79.35 | 73.95 | 60.09 |
| 家庭市场机械结合 | 87.09 | 73.26 | 75.10 | 69.73 |
| 土地:承包地   | 79.69 | 72.83 | 76.08 | 66.00 |
| 租入地      | 84.17 | 78.99 | 72.16 | 65.00 |
| 承包地租入地结合 | 81.41 | 77.16 | 65.78 | 66.23 |
| 灌溉:无灌溉   | 68.36 | 74.08 | 64.72 | 70.03 |
| 家庭灌溉     | 76.16 | 61.71 | 80.65 | 79.98 |
| 市场灌溉     | 85.89 | 63.48 | 74.69 | 63.27 |
| 家庭市场灌溉结合 | 82.95 | 68.12 | 74.95 | 57.48 |

数据来源:作者根据调查数据计算整理所得。

从土地投入来看,地区间差异较为一致。在承包地、租入地和既有承包地又有租入地三种情况下,徐州地区单位面积化肥施用量均超过其他三个地区。但在同一地区内部,土地产权差别并不导致化肥施用量的明显差别,这说明农户并不会区别对待租入地和承包地。上述现象可以用农户租种土地的收益来源来解释:租入土地的农户,租金是沉没成本,田块产量决定种田收益,因此,为了追求收益最大化,农户不会区别对待租入的土地。

从灌溉投入来看,地区间差异较为明显。徐州和扬州地区,有灌溉情况下对应的单位面积化肥施用量明显超过无灌溉情况;而淮安地区,无灌溉情况下对应的单位面积化肥施用量却最多。扬州和苏州地区在完全依赖家庭自有条件进行灌溉情况下

对应的单位面积化肥施用量最多，而徐州地区则在市场灌溉情况下对应的化肥施用量最多。

上述分析仅仅是根据要素投入差别对单位面积化肥施用量进行描述性对比，并未控制其他因素进行分析。因此，为了更好地检验要素投入差别对化肥施用量的影响及其影响程度，需要进一步作计量经济分析。

#### 四、实证检验

##### 1. 无约束条件下化肥施用行为分析

表 3 给出了无产出最大化约束条件的化肥投入影响因素模型的估计结果。为了剔除量纲影响，笔者测算了所有变量的标准化系数( $\beta$ )。模型整体的  $F$  值为 299.95，在 1% 置信水平上显著，说明模型整体解释效果较好。

表 3 无约束和有约束条件下要素投入对比分析

|                 | 无约束条件下              |        | 产出最大化约束条件下          |       |                 | 无约束条件下             |        | 产出最大化约束条件下              |        |
|-----------------|---------------------|--------|---------------------|-------|-----------------|--------------------|--------|-------------------------|--------|
|                 | 非标准化系数              | 标准化系数  | 非标准化系数              | 标准化系数 |                 | 非标准化系数             | 标准化系数  | 非标准化系数                  | 标准化系数  |
| $F$             | —                   | —      | 1.046***<br>(4.899) | 0.210 | $Age$           | 4.299<br>(1.051)   | 0.013  | -0.011 8<br>(-0.917)    | -0.030 |
| $I_S$           | 0.985***<br>(4.217) | 0.091  | 0.005 00<br>(0.136) | 0.005 | $Edu$           | -3.412<br>(-0.236) | -0.003 | -0.004 12<br>(-0.090 0) | -0.003 |
| $I_F$           | -0.119<br>(-0.726)  | -0.009 | 0.030 2<br>(1.039)  | 0.035 | $Cropwheat$     | -182.0<br>(-0.443) | -0.009 | -0.461<br>(-0.366)      | -0.017 |
| $L_S$           | 2.025<br>(1.450)    | 0.030  | 0.118***<br>(2.840) | 0.095 | $Croprice$      | -67.82<br>(-0.228) | -0.004 | -1.178<br>(-1.235)      | -0.054 |
| $L_F$           | 0.740*<br>(1.752)   | 0.023  | 0.175***<br>(3.065) | 0.103 | $Cropcotton$    | 1,223<br>(1.125)   | 0.014  | 0.189<br>(0.054 8)      | 0.002  |
| $M_S$           | 0.082 5*<br>(1.783) | 0.112  | 0.027 1<br>(0.681)  | 0.026 | $Cropvegetable$ | 917.4**<br>(2.394) | 0.041  | 0.585<br>(0.476)        | 0.021  |
| $M_F$           | 0.003 53<br>(0.836) | 0.011  | 0.026 5<br>(0.966)  | 0.033 | $Land\_slope$   | -128.5<br>(-1.494) | -0.020 | 0.703***<br>(2.597)     | 0.086  |
| $T_S$           | 77.69***<br>(11.97) | 0.748  | 0.157**<br>(2.445)  | 0.087 | $Land\_quality$ | 99.38<br>(1.180)   | 0.015  | -0.072 2<br>(-0.268)    | -0.009 |
| $T_F$           | 25.39***<br>(5.035) | 0.068  | 0.384***<br>(3.209) | 0.137 | $City\_dummy$   | 省略                 | 省略     | 省略                      | 省略     |
| $Fragmentation$ | 1,090***<br>(4.932) | 0.066  | 2.235***<br>(2.949) | 0.108 | $Constant$      | 697.3*<br>(1.662)  | —      | 6.291***<br>(4.478)     | —      |
| $Male$          | -343.6<br>(-0.986)  | -0.012 | 1.817<br>(1.643)    | 0.052 | 样本量             | 526                |        | 526                     |        |
|                 |                     |        |                     |       | $F$ 值           | 299.95             |        | 44.41                   |        |

注：括号里是t统计量值；“\*”、“\*\*”、“\*\*\*”分别表示在10%、5%、1%的置信水平上具有统计显著性。

首先，家庭化劳动力投入正向影响单位面积化肥施用量，在 10% 置信水平上显著。可能的原因是家庭投入农业生产的劳动力越多，对土地期望产出也越高，因此会增加化肥施用量、提高土地肥力，从而提高产量。

其次，社会化灌溉支出正向影响化肥施用量，在 1% 置信水平上显著。这可能是受制于家庭生产条件等的限制，对于水利投资，农户难以完全依赖家庭自行解决。而作物生长过程中存在“水肥耦合效应”的一般规律，即作物生长过程中，水分和养分间具有协同效应。因此，当灌溉条件改善后，相应的化肥施用量也将有所上升。

再者，社会化机械服务支出正向影响化肥施用量，在 10% 置信水平上显著。这与当前农业劳动力减少、社会化服务兴起，生产环节外包日益盛行的农业生产现状有关。当劳动力短缺时，机械替代劳动力进行部分环节的耕作是必然趋势，但机械只适宜标准高度一致的作业，无法根据土地和作物情况实施针对性的操作。而且，出于服务收益最大化考虑，机械生产会相对粗放，如机械耕作的土地松软程度、作物对养分吸收能力等较人工耕作情况下相对较弱。因此，当外包服务覆盖面积越大、覆盖比例越高时，农户越有动机增加化肥施用量来保证土地预期产出。

最后,家庭承包土地面积和社会租入土地面积均正向影响化肥施用量,在1%置信水平上显著。但社会租入土地面积对化肥施用量的影响程度明显超过家庭承包土地面积的影响(0.748>0.068)。当前农业生产方式已经不同于传统农业生产中的精耕细作,因此对于家庭承包土地,农户会增加化肥施用量以提高土地产出;对于租入土地,在租金等沉没成本既定前提下,农户会选择增加化肥这一“速效肥”的施用量、获得土地高产出,追求短时间内产出最大化。因此,当租入土地面积增加时,对单位面积土地化肥施用量的影响更大,超过承包

土地。

此外,农户个体特征(性别、年龄、教育程度)对化肥施用量的影响并不显著。说明农户对化肥的认识不够全面,仅停留在化肥对作物产量的促进层面,没有意识到化肥的大量施用已经造成了严重的面源污染问题。

## 2. 产出最大化约束下:生产要素替代弹性计算结果

笔者进一步研究基于等产量线约束的要素配置优化情景。根据式(2)的估计结果(表3),计算出不同生产要素间的替代弹性,如表4。

表4 生产要素边际技术替代率估算表

| 情景      | 情景1     | 情景2       | 情景3     | 情景4     | 情景5   | 情景6       | 情景7        | 情景8   | 情景9   |
|---------|---------|-----------|---------|---------|-------|-----------|------------|-------|-------|
|         | $F$     | $I_S$     | $I_F$   | $L_S$   | $L_F$ | $M_S$     | $M_F$      | $T_S$ | $T_F$ |
|         | 千克      | 元         | 元       | 日       | 日     | 元         | 元          | 亩     | 亩     |
| $F$ 千克  | 1       | 26.098    | 2.766   | 0.428   | 0.023 | 25.561    | 70.553     | 0.039 | 0.004 |
| $I_S$ 元 | 0.038   | 1         | 0.106   | 0.016   | 0.001 | 0.979     | 2.703      | 0.001 | 0.000 |
| $I_F$ 元 | 0.362   | 9.435     | 1       | 0.155   | 0.008 | 9.241     | 25.505     | 0.014 | 0.002 |
| $L_S$ 日 | 2.337   | 60.980    | 6.463   | 1       | 0.053 | 59.725    | 164.851    | 0.090 | 0.010 |
| $L_F$ 日 | 44.294  | 1 156.014 | 122.529 | 18.957  | 1     | 1 132.226 | 3 125.116  | 1.706 | 0.185 |
| $M_S$ 元 | 0.039   | 1.021     | 0.108   | 0.017   | 0.001 | 1         | 2.760      | 0.002 | 0.000 |
| $M_F$ 元 | 0.014   | 0.370     | 0.039   | 0.006   | 0.000 | 0.362     | 1          | 0.001 | 0.000 |
| $T_S$ 亩 | 25.963  | 677.593   | 71.820  | 11.112  | 0.586 | 663.650   | 1 831.774  | 1     | 0.108 |
| $T_F$ 亩 | 239.515 | 6 250.971 | 662.554 | 102.508 | 5.407 | 6 122.341 | 16 898.588 | 9.225 | 1     |

从不同要素和化肥的替代弹性来看,在保证农业产出不变前提下,1 千克化肥投入的效果可以由0.038 元社会化灌溉支出或者0.362 元家庭化灌溉投入替代,也可以由0.039 元社会化机械服务或者0.014 元家庭机械投入替代,还可以由44.294 个家庭劳动工日或者2.337 个雇工工作日替代。但从生产成本角度考虑上述替代行为可以发现,劳动力对化肥的替代并不可行。以早籼稻为例,基于成本收益资料汇编的数据,2010 年全国早籼稻每亩地需要用工8 个工日(雇工一般在1 个工日以内,雇工工价为65 元左右),每亩地化肥使用20 千克,如果想使每亩地少用1 千克化肥(5%),那么需要增加4 个雇工日,单位面积成本则会增加250 元左右。相比之下,灌溉支出和机械投入替代化肥的可行性更高,这亦符合当前社会化服务兴起并被不断推广的趋势。

所有要素在家庭供给和社会供给之间为替代关系为:1)社会化机械支出对家庭机械投入的替代能力最弱(替代弹性为2.760),当家庭机械投入下降1 元(情景7),需要增加2.760 元的社会化机械服务

支出才能实现产出不变。这与社会化机械服务和家庭小型农业机械作用于不同生产环节、分工不同相关,因此可替代性并不强。2)社会灌溉支出对家庭灌溉投入的替代能力较强(替代弹性为0.106),这意味着当家庭逐步退出小型水利设施投资时,公共灌溉及用水户协会(Water User Association, WUA)将可以非常有效的替代农户投资以维持农业产出。3)雇工劳动对家庭劳动的替代能力较强(替代弹性为0.053),这表示家庭劳动减少1 个工日时,雇工劳动增加0.053 个工日即可保障产出不变,这反映了家庭留守劳动力的明显不足,也进一步体现了劳动力转移背景下时,农村社会化服务可以非常有效地解决家庭劳动力供给不足的问题。4)租入土地对自有承包土地的替代能力较强(替代弹性为0.108),这可能源于自有承包土地与租入土地的种植作物品种差异、规模经济等因素。

对照模型一回归结果可知,家庭供给和社会供给生产要素间的替代关系可以进一步解释家庭灌溉投入和家庭机械支出并不显著影响化肥施用量

的结论。

## 五、结论及启示

上述研究表明：首先，社会化的灌溉支出显著影响化肥施用量，且对化肥具备较强的替代能力，也可以非常有效的弥补家庭小型水利设备的投资不足；其次，社会化的机械服务支出也显著影响化肥施用量，亦可以在保障农业产出的条件下替代化肥，但是，农机社会化服务对家庭机械投资的替代成本相对较高；再次，社会化的劳动力(即雇工)虽然可以有效弥补农户留守劳动力的不足，但是其减少化肥施用量的成本较高，可行性不高，因此对化肥施用量没有明显影响；最后，社会租入土地(即土地流转)虽然能形成规模经济，但是依赖土地流转来减少化肥施用量并不可行。可以推论，增强农田水利公共投资并发展参与式灌溉，应是保障农业产量和质量的双重安全目标的重中之重。增加灌溉能够增加单位肥料的增产效应，这将在很大程度上能起到替代化肥投入的效果。

以上结论对于政府治理种植业面源污染问题有以下启示：一是应加强公共投资，完善配套设施与技术的开发。政府加强水利建设，兴修、扩建农村灌溉渠道，扩大农田有效灌溉面积。改变传统意义上市场难以对农户农业生产缺水做出有效反应的局，加强水资源的要素内替代，从而促进农业增长。同时，还应结合不同地区、不同作物的特点，加强农化物质投入最小化技术的研究<sup>[18]</sup>，加大“测土配方肥”的开发与推行力度，推行科学、合理的施肥方法，从而减少化肥施用量。二是应改变补贴方式，实行绿色补贴激励。对有机肥、无公害农产品用肥等的使用，实行补贴；对每个农户有单位时间内购买化肥的最高限额，超过部分将根据超额数量征收过度施肥税。加强农技推广服务，传播有机肥与化肥合理配合使用的正确认识，避免双重污染。此外，政府可以对畜禽粪便进行加工的有机肥厂进行补贴，从而扩大有机肥的市场供给。

参考文献：

- [1] 曾虎，罗玉辉．促进农村劳动力非农就业的政策建议[J]．中国物价，2016(3)：79-82．  
[2] Ongley E D, Zhang X, Yu T．Current status of

agricultural and rural non-point source pollution assessment in China [J]．Environmental Pollution, 2010, 158(5)：1159-1168．

- [3] 张维理，武淑霞，冀宏杰，等．中国农业面源污染形势估计及控制对策 I．21 世纪初期中国农业面源污染的形势估计[J]．中国农业科学，2004(7)：1008-1017．  
[4] 巩前文，张俊飏，李瑾．农户施肥量决策的影响因素实证分析——基于湖北省调查数据的分析[J]．农业经济问题，2008(10)：63-68．  
[5] 马骥．农户粮食作物化肥施用量及其影响因素分析——以华北平原为例[J]．农业技术经济，2006(6)：36-42．  
[6] 廖婧琳，苏跃，李航，等．喀斯特山区不同农作方式下土壤质量变化对浅层地下水质量的影响[J]．环境科学学报，2010(12)：2351-2356．  
[7] 刘爱民，封志明，于格．基于农作物需求的中国化肥资源供求平衡研究( I )——中国氮肥资源[J]．资源科学，2005(3)：41-46．  
[8] 胡瑞法，黄季焜．农业生产投入要素结构变化与农业技术发展方向[J]．中国农村观察，2001(6)：9-16．  
[9] 何凌云，黄季焜．土地使用权的稳定性与肥料使用——广东省实证研究[J]．中国农村观察，2001(5)：42-48+81．  
[10] 饶静，许翔宇，纪晓婷．我国农业面源污染现状、发生机制和对策研究[J]．农业经济问题，2011(8)：81-87．  
[11] 钟甫宁，纪月清．土地产权、非农就业机会与农户农业生产投资[J]．经济研究，2009(12)：43-51．  
[12] 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[J]．农业经济问题，2012(3)：92-98．  
[13] 胡瑞法，冷燕．中国主要粮食作物的投入与产出研究[J]．农业技术经济，2006(3)：2-8．  
[14] 巩前文，穆向丽，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——基于江汉平原 284 个农户的问卷调查[J]．中国农村经济，2010(10)：66-76．  
[15] 赵智，郑循刚，李冬梅．土地流转、非农就业与市民化倾向——基于四川省农业转移人口的调查分析[J]．南京农业大学学报(社会科学版)，2016(4)：90-99+158．  
[16] 张永强，高延雷，王刚毅，李翠霞．黑龙江省土地转出行为分析——基于 13 个地市 47 个村的调研数据[J]．农业技术经济，2016(3)：68-74．  
[17] 李功奎，钟甫宁．农地细碎化、劳动力利用与农民收入——基于江苏省经济欠发达地区的实证研究[J]．中国农村经济，2006(4)：42-48．  
[18] 蔡荣．农业化学品投入状况及其对环境的影响[J]．中国人口·资源与环境，2010(3)：107-110．

责任编辑：李东辉