

市场主体参与能否减少稻农的农药过量施用?

秦诗乐,吕新业

(中国农业科学院 农业经济与发展研究所,北京 100081)



摘要 基于五省的调研数据,利用损害控制模型,对稻农的农药过量施用水平进行测算,并采用倾向得分匹配法考察市场主体参与对稻农农药施用水平的影响。结果表明:稻农存在严重的过量施药行为。在控制其他影响因素的条件下,稻农如果选择非专业外包防治,将显著增加农药过量施用的概率;与“质量型”收购商交易,有助于抑制稻农的农药过量施用行为;当前合作社对小农户吸纳较少,并不会对稻农的过量施药行为产生显著的影响。因此,应继续加强对市场的监管,并积极完善市场的服务功能,从而保障农产品的质量安全。

关键词 市场主体;农药边际生产率;合作社;倾向得分匹配

中图分类号:F 323.3 **文献标识码:**A **文章编号:**1008-3456(2020)04-0061-10

DOI 编码:10.13300/j.cnki.hnwkxb.2020.04.007

农药是农业生产中的一种重要投入资料,在消灭害虫、祛除病菌、控制草害等方面发挥着重要作用,保障着农产品的产量,但也导致农业面源污染加剧、食品安全问题频出等。随着社会经济的飞速发展、农业现代化进程加快以及人民生活水平的提高,社会对农产品的需求已由数量需求转向质量需求,对农产品农药不超标、无残留的要求更高,那么究竟农产品是否被过量施用农药?量化我国农产品生产中农药的生产率,并探讨农药减施的可能路径,已成为当务之急。

关于农药的施用,它并不是单一主体的农户问题抑或是中间商问题,而是一个涉及多方利益主体的经济问题,这其中包括生产者农户、经销商、消费者甚至涉及监管职责的相关政府部门以及市场等多方主体。对农药过量施用问题的解决,可以从政府监管视角出发,以强制手段促使相关主体改善经营行为,也可以从经营主体视角出发,以市场激励或组织约束使经营主体自发注重农产品质量安全。目前来看,政府监管对我国农户行为改善的作用似乎并不显著^[1]。在现有的技术条件下,农药在农产品生产中仍然占据着非常重要且不可替代的地位。若想最大限度控制农药过量施用的外部成本,或许可从市场视角出发。市场主体参与农户施药行为这一视角可能更具有实践价值与经济可行性。那么,市场主体的参与究竟能否成为农户减施农药用量的重要路径值得探究。

一、文献回顾

农药是农业生产投入中不可或缺的元素之一,它通过有效抑制农作物病虫害来增加农产品的产量。世界范围内每公顷农产品的产量,其 1% 的增加都伴随着 1.8% 的农药用量的增长^[2]。由于农药施用量不断增长,其造成的食品安全问题与生态环境问题也受到越来越多学者的关注。有关农户施药行为的研究主要围绕农户是否过量施用农药问题的测算及其模型矫正、农户施药行为的影响因素等方面展开,主要观点可以归纳为:

第一,现有研究对于农户是否过量施药方面存在不一致的观点。大多数研究认为,农户的农药施

收稿日期:2019-12-17

基金项目:国家自然科学基金面上项目“农户种植行为与农产品质量安全:从粗放到标准——以水稻为例”(71573261);农业农村部农业农村资源等监测统计经费项目“俄罗斯农业发展与贸易跟踪”(12190201)。

作者简介:秦诗乐(1991-),女,博士研究生;研究方向:农业经济理论与政策。

通讯作者:吕新业(1973-),男,研究员,博士;研究方向:农业经济理论与政策。

用量超过了合理用药量,存在过量行为^[3-5],但也有研究认为事实并非如此,他们认为部分农户也存在施药量不足或零使用现象^[6-8]。尽管大部分研究站在农户存在过量施用农药行为的立场,但这一结论与农业生产者是理性人的假定不符,而且相关研究给出的解释并不全面。

第二,关于测算农药边际生产率模型的矫正。在农药边际生产率的研究中,学者们主要采用柯布-道格拉斯生产函数(简称“C-D 生产函数”)和损害控制生产函数等方法。早期关于边际生产率的研究往往采用 C-D 生产函数,来分析投入要素对农作物产出的影响。

在农业的持续发展、农民的有限理性选择、农药的品种和价格变化以及农作物的抗药性增强等背景下,农业生产中农药的边际生产率不断变化,但许多研究并不能准确反映农药边际生产率的变化规律。已有研究并未区分对待损害控制投入与生产性投入,这将导致对农药投入生产率的过高估计或对其他投入生产率的低估,因此,Lichtenberg 等提出损害控制模型(Damage Control Model)来估计农药的边际生产率^[9]。Babcock 等^[10]和 Chambers 等^[11]通过对比 C-D 生产函数与损害控制生产函数估计的农药边际生产率,证实以往研究中 C-D 生产函数可能高估农药生产率的结果,损害控制模型更加合理。

第三,农户施药行为的影响因素众多,既包括自身禀赋因素,也包括外部环境因素。农户自身禀赋因素包括:年龄、性别等个人特征因素^[12];对农药的专业认知和使用技能等认知因素^[8,13];种植年限^[14]、口粮比例^[15-16]等家庭特征因素。除了上述内部因素的影响,农户施药行为也受到外部环境因素的影响,如市场的收益激励、市场主体约束等市场环境因素。

从市场收益激励来看,大多数研究都将农户行为与市场激励挂钩,视之为影响农户施药行为的重要力量。一般而言,如果农户对作物产量更为依赖,他就更倾向于规避风险^[17],产量效应对农药使用量有正向影响,认为不使用农药对产量影响较大的农户倾向于使用过量农药,市场激励对农户的农药施用行为影响较大^[18]。同时,以市场为基础的激励政策对农户过量施用农药、阅读标签说明以及遵守间隔期均有显著的规范效果^[19]。

从市场主体约束来看,在影响农户施药行为的众多市场主体中,大多数学者将目光聚焦于合作社这一市场主体。在现代农业建设中,合作社作为新型农业经营主体,是市场组织中的重要组成部分,是农业发展的中坚力量。在合作社的管理和规范下,农业趋向于标准化生产,弥补了小农经济下农产品质量管理的普遍缺失,有效提升了农产品的质量和安全^[20],确保农户具有更规范的农产品质量控制行为^[21]。已有研究证实合作社和非合作社农民的农药使用存在差异^[22],加入合作社能够使家庭农场农药减量施用概率提高 43.7%^[23],一定程度上减少了农药的密集使用^[17]。但也有研究认为,参加合作社等市场因素对农户的农药用量甚至具有正向促进作用^[1]。关于其他市场主体对农户施药行为的研究较少。

综上所述,在农户施药行为的研究中,国内外学者已积累了大量的经验证据,这为本研究提供了丰富的理论基础和借鉴经验。但国内外大部分的研究将目标聚焦到微观农户层面,少有研究从市场主体参与这一视角进行探讨。即便农户是农药施用的主体,减施农药的重任也不能单单依赖农户本身。从市场激励对农户施药行为的显著影响^[18]可以看出,市场或许是减施农药的可行路径之一。作为市场组织的重要形式,合作社是规范农户用药行为的重要因素,而在水稻的生产过程中,包揽农户打药工作的承包者、与农户交易农产品的收购商,这些市场主体都可能是影响农户农药投入量的关键因素。如:农户将打药环节外包后,承包者对施药时机、施药设备的选择等;农户与收购商交易中,收购商是否重视农产品的农药残留超标与否等,市场主体的上述行为都可能会在一定程度上影响农户的施药行为。然而,在当前的研究中,少有学者关注到这些市场主体(承包者、收购商)在农户整个生产过程中的影响。因此,本文基于现有研究可能的缺失,立足于近期的调查数据,对稻农的农药边际生产率重新估计,重点关注合作社、承包者、收购商等市场主体对农户的农药用量选择的影响,这是减少农药施用量的一个重要突破口,也为从源头上控制农产品质量安全问题提供了一个新的视角。

二、理论分析与实验设计

整体来看,对农户行为的研究一般归结为两类,一类主要是基于农户追求利润最大化的假设,运

用经济学的方法进行研究,另一类主要是基于有限理性的假设,运用社会学方法进行研究。关于农药过量施用与否的判定可从两方面展开:一是从经济学角度来说,当农药施用的边际收益低于边际成本时,则为过量施用。二是技术意义上的过量,即用了比实际需求多的量,如未按照农药标签的规定用量和操作规程来使用农药所致的过量、错过最佳用药时机所致的过量等。因此,本文将从两个角度对农户的农药过量施用进行界定:在水稻种植中,农户每增加一单位农药投入所带来的边际收益低于边际成本时的农药用量,则为农药过量施用;当农户的单次用药剂量超过农药标签的规定,也为农药过量施用。

1. 理论分析

农户在水稻的生产种植过程中,究竟是否存在过量施药行为?用药过量或不足的程度如何?对于这一问题的判别,根本在于对农药边际生产率的测算。

(1)农药的边际生产率。假设所有农户都是理性的经济人,都以利润最大化为目标,利润最大化的目标利润函数为:

$$\Pi = \max_z p_y F(X, Z) - \sum_i r_i X_i - p_z Z \quad (1)$$

式(1)中, Π 表示稻农的农业生产净收益, $F(X, Z)$ 为生产函数,表示水稻的总产量, p_y 表示稻米价格。 X_i 表示一系列生产性投入, r_i 表示 X_i 的价格; Z 表示农药投入, p_z 表示农药的价格。在完全竞争的市场条件下,农药投入的最优一阶条件满足:

$$p_y F_z(x, z) = p_z \quad (2)$$

式(2)中, F_z 表示对 z 的一阶导数,根据微观经济学理论, $p_y F_z(x, z)$ 为农药的边际产品价值(value of the marginal product, VMP),表示每增加使用一单位农药增加的收益。因此农药的边际生产率则为每增加一单位农药投入量所增加的收入与农药价格的比值,即 VMP/p_z 。只有VMP等于 p_z 时,可获得最大利润,这意味着 $VMP/p_z = 1$ 表示用药达到最优; $VMP/p_z < 1$ 表示用药过量,减少农药施用才能提高利润; $VMP/p_z > 1$ 表示用药不足,增加农药施用才能增加利润。

(2)损害控制生产函数。水稻的产出受生产性投入与损害控制投入两者的共同影响。在农业生产活动中,农药投入与其他投入不同,它不能直接增加农作物的产量,而是作用于病虫害来减少由病虫害所引起的农作物产量损失。然而,在C-D生产函数中,并未区别对待农药投入,这将导致对农药投入生产率的过高估计或者对其他投入生产率的低估^[9]。因此,使用标准的C-D生产函数去估算农药的边际生产率并不恰当,而将农药投入当作风险控制投入进行估算,则可克服C-D生产函数无法准确拟合农药边际生产率的缺陷。

Lichtenberg等提出的损害控制生产函数具体表述为: $Q = F[X, G(Z)]$ ^[9]。 Q 表示水稻产值, $F(X)$ 表示C-D生产函数, X 表示一系列生产性投入,如有机肥投入、化肥投入、种苗投入、劳动力投入、灌溉投入、机械投入等。 $G(Z)$ 表示损害控制函数,有四个函数分布形式,其概率密度函数能够迅速收敛到0,介于0与1之间,因此决定了农药(Z)造成损害的程度和控制的有效性。本文选择Weibull函数形式进行估计^①,其表达形式如下:

$$G(Z) = 1 - \exp(-Z^\gamma) \quad (3)$$

在损害控制函数中,变量一般选择产值和投入要素成本,而非产量和要素投入量。同时,由于农药的防治对象(如:病害、虫害、草害及生长调节等)和加工剂型的不同,农药的品类和规格繁多且具体用药数值的单位不统一,导致在微观调研中难以对农药投入量进行精确计算,且农户对生产中投入的农药成本更为敏感。因此,选择利用水稻产值和投入要素的成本对农药边际生产率进行估计。在此基础上,建立损害控制模型的回归方程,如下:

$$\ln Q_i = \alpha + \sum \beta_i \ln X_i + \ln G(Z) + \sum \theta_j C_j + \mu \quad (4)$$

① 在四种分布中,Pareto分布的模型隐含着产出弹性不变的条件,因此本研究不予采纳。在实证研究中,除Pareto分布外,其余三种分布都曾被应用于实证分析中。但由于没有确切的理论依据表明选择哪种形式是最好的,可依据计算简便、易于理解、对数据拟合度较好的原则,选择三种分布中的一种,而本研究中Weibull分布对数据的拟合效果较好,予以采纳。

式(4)中, Q_i 为第*i*个稻农的种植收入, C_j 代表一系列控制变量, α 、 β 和 θ 均是待估参数, μ 是误差项。在模型中,因变量为稻农的种植收入,自变量主要包括农药投入(Z)、化肥投入、种苗投入、劳动力投入、灌溉投入、机械投入和其他物质投入等。

将(4)式左右两边分别对 Z 求偏导,得出农药边际生产率为:

$$\frac{\partial Q}{\partial x} = \gamma \cdot \frac{\bar{Q}}{G(Z)} \cdot \frac{\partial G(Z)}{\partial Z} \quad (5)$$

2. 准实验设计

在确定农户是否存在过量施药行为之后,如果控制其他条件不变的情况下,农户选择各市场主体参与对其自身的施药行为会产生多大影响呢?

常用的研究方法包括三种:第一种是在回归模型中引入“是否有市场主体参与”这一虚拟变量来估计市场主体参与对农户施药行为的影响。但农户对市场主体参与的选择决策并不是随机的,是农户综合多方面因素而做出的决定,具有自选择性。这种自选择性会导致传统回归的估计结果产生偏误。第二种是直接比较两类农户在施药行为上的差异,这种方法的缺陷在于忽略了在农业生产过程中选择市场主体参与的农户与未选择市场主体参与的农户之间的异质性,即存在样本选择性偏差。第三种是采用 DID 方法比较市场主体参与前后农户施药行为的差异,但这种方法并不可行。这是因为生产过程有市场主体参与的农户在市场主体参与之前的施药行为特征是难以被准确地观察到的。

综上所述,本文将在反事实分析框架下,利用倾向得分匹配法(PSM)来模拟自然实验的状态,从而检验不同市场主体参与对稻农农药施用行为的影响。倾向得分匹配法于 1983 年由 Rosenbaum 和 Rubin 提出,他们将反事实框架下人们不能观测的结果界定为反事实结果。农户在生产过程中,特别是在其施药行为中,他们对市场主体参与的选择并不是随机的,而是根据自身需求和禀赋条件所作出的“自选择”结果,存在选择偏差。倾向得分匹配法的机理在于试图通过匹配再抽样使得观测数据尽可能接近随机试验数据,这可以在很大程度上降低观测数据的偏差,是克服选择偏差进行实证估计的有效方法。

倾向得分匹配法的研究思路:首先,利用 Logit 模型估计市场主体参与对稻农的农药施用量影响的概率,将其作为倾向匹配得分即倾向值,再利用受访农户的农药施用量选择作为倾向得分匹配法的输出结果,最后评价市场主体参与对稻农的农药施用量的减量效果。

(1)农户对市场主体的选择模型。本文的研究重点是市场主体(合作社、承包者、收购商)在农户整个生产过程中的影响,即当农户选择加入合作社后,合作社的农资购买、技术指导等行为;当农户选择将打药环节外包后,承包者对施药时机、施药设备的选择等行为;当农户选择与收购商交易时,收购商是否重视农产品的农药残留超标与否等行为,这三种行为能否对农户的农药施用量的判断与选择产生影响。为考察市场主体参与对稻农的农药施用量的影响机制,本文将加入合作社、非专业外包防治、与重视农产品的农药残留超标与否的收购商(以下简称“质量型”收购商)交易等 3 个变量加入模型,3 个变量均为二元离散选择变量,建立 Logit 模型如下:

$$Y_j = \ln\left(\frac{p}{1-p}\right) = \alpha_{ij} + \sum_{i=1}^n \beta_{ij} X_{ij} + \epsilon_{ij} \quad (6)$$

式(6)中, Y_j ($j=1,2,3$)表示市场主体参与, $j=1$ 表示加入合作社; $j=2$ 表示选择非专业外包防治; $j=3$ 表示与“质量型”收购商交易。 P 为因变量为 1 的概率, α 为常数项, β_i ($i=1,2,3,\dots,n$)为第*i*个影响因素的回归系数, X_i 为农户对市场主体选择与否的影响变量, n 为有效变量个数, ϵ_{ij} 为随机误差项且服从正态分布。在给定禀赋特征 X_i 时,样本中市场主体参与对稻农的农药施用量的影响概率就是 PSM 得分。

(2)PSM 方法。将样本稻农分为处理组 I 和对照组 J ,定义虚拟变量 M , $M_i=1$ 表示市场主体参与稻农的农药施用行为,作为处理组; $M_i=0$ 表示市场主体未参与稻农的农药施用行为,作为对照组。 y_{1i} 和 y_{0i} 分别表示有市场主体参与的稻农农药施用量与市场主体未参与情况下的稻农农药施用量,其差值($y_{1i} - y_{0i}$)即为市场主体参与的净效应。PSM 步骤如下:

第一步,选择协变量 X_i ,将影响市场主体参与稻农的农药施用行为与否的变量 M_i 与 (y_{1i}, y_{0i}) 的变量尽可能包括进来。

第二步,估计倾向得分,一般使用Logit回归。稻农 i 的倾向得分为:在给定 X_i 的情况下,稻农 i 进入处理组的条件概率:

$$p(y_{1i}) = p(M_i = 1 | x = x_i) \quad (7)$$

第三步,进行倾向得分匹配。协变量 x_i 在匹配后,处理组与对照组之间应分布均匀,这一数据平衡要通过检验协变量 x_i 每个分量的标准化偏差来进行,表达式为:

$$S = \frac{|\bar{x}_{treat} - \bar{x}_{control}|}{\sqrt{(s_{x,treat}^2 - s_{x,control}^2)/2}} \quad (8)$$

式中, \bar{x}_{treat} 和 $\bar{x}_{control}$ 分别表示处理组稻农与对照组稻农协变量分量的均值, $s_{x,treat}^2$ 与 $s_{x,control}^2$ 分别表示处理组稻农与对照组稻农协变量分量的方差。

第四步,根据匹配样本计算平均处理效应。ATT估计量的一般表达式为:

$$ATT = \frac{1}{N_1} \sum_{i: M_i = 1} (y_i - \hat{y}_{0i}) \quad (9)$$

式中, N_1 表示处理组稻农的数量, $\sum_{i: M_i = 1}$ 表示对处理组稻农进行加总。

三、数据来源与变量特征

本研究所采用数据来自作者2018年7—8月的实地调查,根据全国各省稻谷产量,选择产量最高的水稻主产省为样本省份,主要包括湖北、湖南、江苏、江西和四川五省份,从而保证样本的代表性。调研实发问卷750份,有效问卷731份,有效率为97.47%。

1. 农药边际生产率的变量特征

稻农每亩的种植收入为1 233.97元,其中,每亩的农药投入为101.82元。在农药边际生产率测算中,除了化肥投入、种苗投入和劳动力投入等变量外,还引入一些额外控制变量,包括农户的兼业情况、种植年限、技术指导以及收购商关注点等。同时纳入省份虚拟变量,从而控制样本所处不同省份的政策、土壤等宏观因素,如表1所示。

表1 农药边际生产率测算的变量释义

| 变量 | 定义与赋值 | 均值 | 方差 |
|-------------|------------------------------------|----------|--------|
| 产出变量 | | | |
| 种植收入 | 连续变量;每亩水稻种植收入/(元/亩) | 1 233.97 | 291.88 |
| 投入变量 | | | |
| 农药投入 | 连续变量;每亩农药成本/(元/亩) | 101.82 | 62.39 |
| 化肥投入 | 连续变量;每亩化肥成本/(元/亩) | 146.01 | 73.33 |
| 种苗投入 | 连续变量;每亩种苗成本/(元/亩) | 75.46 | 47.24 |
| 劳动力投入 | 连续变量;每亩劳动力成本/(元/亩) | 113.04 | 160.87 |
| 灌溉投入 | 连续变量;每亩灌溉成本/(元/亩) | 22.43 | 31.09 |
| 机械投入 | 连续变量;每亩机械成本/(元/亩) | 200.55 | 119.50 |
| 其他物质投入 | 连续变量;每亩其他物质成本/(元/亩) | 30.51 | 105.19 |
| 控制变量 | | | |
| 兼业 | 是否兼业:是=1;否=0 | 0.66 | 0.48 |
| 种植年限 | 农户水稻的实际种植年限 | 25.80 | 15.49 |
| 技术指导 | 是否受到用药技术指导:是=1;否=0 | 0.54 | 0.50 |
| 收购商的关注点 | 在收购过程中,收购商更关注稻米的什么特征:内在特征=1;外部特征=0 | 0.20 | 0.40 |

2. 市场主体参与模型的变量特征

在市场主体参与对稻农农药过量施用的影响分析中,具体变量的特征如表2所示。关于“农药施用量”的界定,选择以农户每次的农药剂量是否超过农药标签的规定为判别标准,如果农户每次的农药剂量都选择超过农药标签的规定来施用,则认为过量,用“1”表示,否则用“0”表示。当前,调研区

域中 23.26% 的稻农选择过量施用农药。

关于市场主体参与,选择加入合作社、非专业外包防治、与“质量型”收购商交易等 3 个变量综合衡量。当前,调研区域中有 25.58% 的稻农加入了合作社,合作社在农业产业化经营中发挥着重要作用,为农民提供生产技术指导和农资购买等服务,不仅可以增强农民生产经营的组织化程度,克服小生产与大市场之间的矛盾,更可以有效规范和约束农户行为。但据调研数据统计,样本区域加入合作社的稻农多以大农户为主,小农户的比重较低。在大农户中有 44.86% 的农户加入了合作社,而小农户中入社比例不足 20%,说明合作社对小农户吸纳率较低,内部结构不平衡^①。

“非专业外包防治”是指农户在水稻种植中,将全部或部分稻田的农药打药环节外包出去,外包的对象是非专业的个体或私人,他们基本以同村或邻村的兼业村民为主,这个群体的组织化水平、植保防治手段与合作社、植保站等专业化的统防统治存在很大的差距,在统防统治中属于非常初级的阶段。数据显示,调研区域中有 22.44% 的稻农选择非专业外包进行防治,承包者主要以同村或邻村的村民为主,防治水平较低。

与“质量型”收购商交易,主要指农户是否将自家生产的稻米,出售给重视稻米农残超标与否的收购商。数据显示,农户在与收购商进行稻米交易中,19.56% 的农户选择了重视稻米农残超标与否的收购商,而 80.44% 的农户则选择更为重视稻米外观和形态的收购商,二者之间比重差别较大(表 2)。

另外,控制变量主要选择性别、受教育年限及其二次项、兼业、农残认知、种植年限及其二次项、口粮比例、种植收入的依赖度以及安全用药的培训等变量。

表 2 市场主体参与模型的变量释义

| 变量 | 定义与赋值 | 均值 | 方差 |
|-------------|---|--------|--------|
| 因变量 | | | |
| 农药施用过量 | 虚拟变量;单次的农药使用剂量是否过量(超过农药标签的规定用量);是=1;否=0 | 0.23 | 0.42 |
| 核心变量 | | | |
| 加入合作社 | 虚拟变量;农户加入合作社;是=1,否=0 | 0.26 | 0.44 |
| 非专业外包防治 | 虚拟变量;农户将全部或部分稻田的打药环节外包给非专业的承包者;外包=1;非外包=0 | 0.22 | 0.42 |
| 与“质量型”收购商交易 | 虚拟变量;农户选择与重视稻米农残超标与否的收购商交易;交易=1;不交易=0 | 0.45 | 0.50 |
| 控制变量 | | | |
| 性别 | 虚拟变量;男=1;女=0 | 0.82 | 0.39 |
| 受教育年限 | 连续变量;稻农的受教育年限 | 8.11 | 3.13 |
| 受教育年限二次项 | 连续变量;受教育年限的二次项 | 75.48 | 49.52 |
| 兼业 | 虚拟变量;农户是否兼业;是=1;否=0 | 0.66 | 0.48 |
| 农残认知 | 虚拟变量;农户是否了解农药残留;是=1;否=0 | 0.79 | 0.41 |
| 种植年限 | 连续变量;农户水稻的实际种植年限/年 | 25.80 | 15.49 |
| 种植年限二次项 | 连续变量;种植年限的二次项 | 905.22 | 871.93 |
| 口粮比例 | 连续变量;农户家庭水稻产量用于口粮的比例/% | 0.32 | 0.37 |
| 对种植收入的依赖度 | 连续变量;水稻种植收入占家庭总收入的比例/% | 0.44 | 0.38 |
| 安全用药培训 | 虚拟变量;农户参与安全用药培训;是=1;否=0 | 0.49 | 0.50 |

四、结果分析

1. 农药边际生产率的测算

损害控制模型具有非线性的特征,本文选用非线性最小二乘法(Non-linear least squares, NLLS)对农药的边际生产率进行估计,回归结果见表 3。在模型一和模型二中,Weibull 分布的 γ 值分别在 10% 和 1% 的水平上显著且为负,说明当前的农药投入不仅不会提高稻农的种植收入,反而起负向作用,稻农应适当减少当前的农药施用量。根据表 3 的估计结果,本文利用已构建的具体的损害控制生

^① 对大农户的界定为:年内实际投入水稻生产的耕地面积在 50 亩及以上的农户,农户经营耕地包括农户承包耕地和流转耕地。种植面积在 50 亩以下者为小农户。

产函数的方程,对农药投入 Z 求一阶偏导,将 Weibull 分布的函数形式和相关投入要素等变量的均值代入,得到的农药边际生产率(VMP/p_z)为 -0.214 。这说明,稻农每继续增加 1 元农药投入,收益将减少 0.2 元,这一实证结果基本与调研区域农户介绍的情况一致,部分农户曾提到“怎么打药都治不住”“打药量增加,产量却不见增加,有的甚至越来越差”,这是因为农药的大剂量和高频次投入,造成了病虫害抗性的增强。抗药性越强,病虫害越多,农户的农药使用量就越多,形成了病虫害与农药投入之间的恶性循环,因此,农户的农药投入造成了的种植收益的减少,这与许多已有研究的结果是一致的。

2. 市场主体参与对稻农农药施用水平的影响

(1)Logit 模型估计。本文运用 Stata 软件进行倾向得分的 Logit 模型估计,因变量为“加入合作社”“非专业外包防治”和“与‘质量型’收购商交易”等 3 个变量。在农户的个人特征中,性别对农户加入合作社、与“质量型”收购商交易的负向影响显著,女性加入合作社的概率较高,也更倾向于与“质量型”收购商交易。农户的文化程度越高越倾向于将农药防治过程外包,同时对农药残留更为了解的农户与“质量型”收购商交易的可能性更高(表 4)。

在农户的家庭特征中,种植经验与“加入合作社”“非专业外包防治”和“与‘质量型’收购商交易”的关系均呈现“U”型趋势。以加入合作社为例,在到达拐点之前,随着种植年限的增加,农户越不愿意加入合作社,种植年限较少的新型农民,加入合作社的可能性更大,他们更愿意尝试和利用新型的市场组织实现其种植利润。当种植年限达到 35 年(农户种植经验与加入合作社的拐点,经计算所得)以后,随着种植年限的增加,农户加入合作社的概率又逐渐增强,这可能是由于种植年限较大的农户多为年老者,精力难以支撑种植生产的需要,对合作社这种市场组织更为依赖。农户对种植收入的依赖度正向作用于“加入合作社”“非专业外包防治”,也就是说,农户家庭的水稻种植收入占总收入的比例越大,农户加入合作社和将打药环节外包的概率越大。安全用药的培训正向作用于农户“加入合作社”“非专业外包防治”“与‘质量型’收购商交易”等方面,接受安全用药培训指导的农户,他们更倾向于加入合作社、“质量型”收购商交易,同时选择非专业外包防治的可能性也更高(表 4)。

表 3 损害控制模型的回归估计结果

| | 模型一 | | 模型二 | |
|----------|----------|-------|-----------|-------|
| | 系数 | 稳健标准误 | 系数 | 稳健标准误 |
| γ | -0.020* | 0.011 | -0.029*** | 0.011 |
| 化肥投入 | -0.013 | 0.010 | -0.013 | 0.010 |
| 种苗投入 | 0.008* | 0.005 | 0.007* | 0.004 |
| 劳动力投入 | -0.005 | 0.003 | -0.003 | 0.003 |
| 灌溉投入 | 0.002 | 0.002 | 0.002 | 0.002 |
| 机械投入 | 0.009*** | 0.002 | 0.009*** | 0.002 |
| 其他物质性投入 | 0.003 | 0.002 | 0.002 | 0.002 |
| 兼业 | | | -0.036** | 0.014 |
| 种植年限 | | | -0.001** | 0.000 |
| 技术指导 | | | 0.021 | 0.016 |
| 收购商的关注点 | | | -0.046** | 0.018 |
| 常数项 | 7.476*** | 0.062 | 7.551*** | 0.064 |
| 省份 | 控制 | | 控制 | |
| 调整 R^2 | 0.455 | | 0.47 | |

注:***、**和* 分别表示变量在 1%、5%和 10%的水平下显著,后表同。

表 4 倾向得分的 Logit 模型估计结果

| | 加入合作社 | | 非专业外包防治 | | 与“质量型”收购商交易 | |
|----------|----------|--------|-----------|--------|-------------|--------|
| | 系数 | 稳健标准误 | 系数 | 稳健标准误 | 系数 | 稳健标准误 |
| 性别 | -0.438* | -0.248 | -0.320 | -0.320 | -0.604** | -0.251 |
| 受教育年限 | 0.065 | -0.091 | 0.254* | -0.143 | 0.027 | -0.088 |
| 受教育年限二次项 | -0.002 | -0.005 | -0.007 | -0.008 | -0.006 | -0.006 |
| 兼业 | 0.205 | -0.218 | 0.415 | -0.266 | -0.241 | -0.252 |
| 农残认知 | -0.313 | -0.22 | -0.046 | -0.258 | 0.897*** | -0.304 |
| 种植年限 | -0.052** | -0.021 | -0.089*** | -0.022 | -0.070*** | -0.021 |
| 种植年限二次项 | 0.001* | 0.000 | 0.001*** | 0.000 | 0.001** | 0.000 |
| 口粮比例 | 0.313 | -0.282 | 0.387 | -0.32 | 1.132*** | -0.297 |
| 对种植收入依赖度 | 0.818*** | -0.312 | 2.731*** | -0.376 | -0.179 | -0.393 |
| 安全用药培训 | 0.863*** | -0.187 | 0.620*** | -0.218 | 0.960*** | -0.226 |
| 常数项 | -1.264** | -0.614 | -3.584*** | -0.811 | -1.275* | -0.653 |
| 调整 R^2 | | 0.065 | | 0.230 | | 0.105 |
| P | | 0.000 | | 0.000 | | 0.000 |

(2)平衡性检验。本文的匹配方法采用有放回抽样的最近邻匹配法,为保证倾向得分匹配结果的可靠性,需对市场主体参与组与未参与组农户协变量的平衡性进行检验,即经过匹配后,协变量不应该存在显著的系统性差异,具体结果如表 5 所示。匹配后,两组农户的绝大部分特征变量的标准化偏差绝对值都降到了 20% 以下,同时 t 检验结果表明,不能拒绝市场主体参与组与未参与组农户协变量差异为零的原假设,即满足匹配后两组农户在每个特征变量上不具有系统性差别的要求。经过匹配后,两组农户绝大部分特征变量的标准化偏差绝对值都有所减少,表明倾向得分匹配法确实能够降低两组农户之间的差异。匹配前,两组农户大部分特征变量的差异在统计上显著异于零,表明确实存在显著差异;而匹配后,两组农户的每个特征变量上的差异不再显著。可见,倾向得分匹配法能够有效地降低处理组、控制组之间农户样本的组间异质性,样本匹配通过了平衡性检验,匹配效果较好。

同时,PSM 方法还需要满足共同支撑假设,即必须要求处理组和控制组的样本个体的倾向得分值尽可能处于相同范围。匹配前,加入合作社组与未加入合作社组农户、非专业外包防治组农户与非外包组农户、与“质量型”收购商交易组农户与非交易组农户的倾向得分值分布均存在明显差异,匹配后,以上三类处理组农户和控制组农户的倾向得分曲线都几乎重叠,不存在显著差异,表明匹配效果良好。

表 5 倾向得分的平衡性检验结果

| | 匹配前后 | 加入合作社 | | 非专业外包防治 | | 与“质量型”收购商交易 | |
|----------|------|-------|----------|---------|----------|-------------|----------|
| | | 标准化偏差 | t 值 | 标准化偏差 | t 值 | 标准化偏差 | t 值 |
| 性别 | 前 | -1.8 | -0.21 | 25.8 | 2.73*** | -21.4 | -2.42** |
| | 后 | 0.3 | 0.03 | -5.7 | -0.63 | -6.7 | -0.53 |
| 受教育年限 | 前 | 20.7 | 2.43** | 58.5 | 6.27*** | -3.9 | -0.42 |
| | 后 | -1.4 | -0.14 | -2.2 | -0.23 | -4.5 | -0.39 |
| 受教育年限二次项 | 前 | 19.9 | 2.37** | 52.8 | 6.01*** | -4.7 | -0.50 |
| | 后 | -2.7 | -0.25 | -0.7 | -0.06 | -3.5 | -0.29 |
| 兼业 | 前 | -11.3 | -1.34 | -38.3 | -4.43*** | -10.3 | -1.12 |
| | 后 | -0.8 | -0.08 | 2.5 | 0.21 | 1.7.0 | 0.15 |
| 农户农药残留认知 | 前 | -3.3 | -0.39 | 14.6 | 1.6 | 32.4 | 3.21*** |
| | 后 | -5.5 | -0.54 | -8.8 | -0.89 | 4.6 | 0.44 |
| 种植年限 | 前 | -34.5 | -4.09*** | -79.8 | -8.8*** | -24.4 | -2.68*** |
| | 后 | 3.3 | 0.31 | -3.9 | -0.37 | 4.2 | 0.34 |
| 种植年限二次项 | 前 | -29.0 | -3.42*** | -71.5 | -7.46*** | -17.0 | -1.87* |
| | 后 | 2.7 | 0.26 | -2.9 | -0.31 | 4.9 | 0.42 |
| 口粮比例 | 前 | -2.9 | -0.34 | -31.0 | -3.31*** | 41.0 | 4.50*** |
| | 后 | -2.7 | -0.27 | 12.7 | 1.35 | -5.2 | -0.41 |
| 对种植收入依赖度 | 前 | 30.6 | 3.61*** | 104.1 | 11.01*** | -7.2 | -0.78 |
| | 后 | 0.5 | 0.05 | -5.1 | -0.5 | -8.2 | -0.68 |
| 安全用药培训 | 前 | 48.4 | 5.65*** | 53.9 | 5.97*** | 45.0 | 4.76*** |
| | 后 | 2.2 | 0.22 | 6.5 | 0.6 | -1.2 | -0.11 |

3. 估计结果分析

本文通过最近邻匹配法,对市场主体参与组农户与未参与组农户的特征变量进行倾向得分匹配,将两组农户对农药施用量选择差异的估计结果分析如下,见表 6。

匹配前,加入合作社组与未加入合作社组农户过量用药的概率分别为 0.214 和 0.239,差值为 0.025。匹配后,两组农户过量用药的概率差值为 0.023,与匹配前的差异不显著,即加入合作社组农户在农药过量施用的概率上,不显著低于未加入合作社组(表 6)。这说明,在考虑了农户选择性偏差后,加入合作社对农户农药过量施用的抑制作用不明显。这可能是因为,第一,当前合作社的服务功能更偏重于提供农资购买和农产品销售等,在农户施药行为方面的技术指导与约束效果不明显;第二,现阶段,整个农户群体仍以小农户为主,但合作社的内部成员大部分以种植面积较大的农户为主,对小农户吸纳率较低,内部结构不平衡。因此,加入合作社对农户整体在农药过量施用上的约束作用有限。

关于非专业外包防治组与非外包组,无论在匹配前还是匹配后,二者在农户农药过量施用与否的选择上均存在显著差异。从变量的系数大小和显著程度可知,在样本匹配前后,非专业外包防治对农户农药过量施用与否的影响显著。匹配前,外包组农户的农药过量施用概率比非外包组农户高0.117,且在1%水平上显著。匹配后,非专业外包防治的平均处理效应为0.170,在1%水平上显著。这说明在考虑农户选择偏差后,非专业外包防治对农户农药过量施用的正向影响显著,当农户选择将非专业外包防治,农药过量施用的概率就会增加5.3%。可见,在排除不同类别的组间协变量差异性之后,非专业外包防治会增加农户农药过量施用的概率(表6),这是因为当前调研区域的农户选择将打药环节外包给私人或者个体承包者,而非统防统治的专业病虫害防治组织,农户家庭的施药频次与私人、个体承包者的利益直接挂钩,而当前相关部门对非专业外包防治这一市场环节的监管较少。

关于与“质量型”收购商交易,匹配前,交易组农户与非交易组农户农药过量施用的概率分别为0.126和0.259,前者概率比后者低0.133,且在1%的水平上显著。这表明,与“质量型”收购商交易,将大大降低农户的农药过量施用概率。匹配后,与“质量型”收购商交易的平均处理效应为0.143。这说明忽视选择性偏差,会造成农户与“质量型”收购商交易,对是否过量施用农药的影响效果估计产生偏差。可见,采用倾向得分匹配法修正样本选择偏误是十分必要的。如果不消除组间协变量差异所产生的估计偏误,实证结果将低估与“质量型”收购商交易对农户农药用量选择的作用(表6)。

为验证上述结果的准确性,同时采用了有放回抽样的半径匹配法与核匹配法,对处理组农户和控制组农户的特征变量进行匹配。表6显示,采用半径匹配法与核匹配法估算市场主体参与对农户农药过量施用的影响效果,与采用最近邻匹配法得出的结果基本一致,研究结果具有稳健性。

表6 倾向得分匹配法的估计结果

| | 匹配方法 | 匹配前后 | 处理组 | 对照组 | ATT | T 值 |
|-------------|-------|------|-------|-------|--------|----------|
| 加入合作社 | — | 前 | 0.214 | 0.239 | -0.025 | -0.70 |
| | 最近邻匹配 | 后 | 0.214 | 0.237 | -0.023 | -0.56 |
| | 半径匹配 | 后 | 0.212 | 0.241 | -0.030 | -0.76 |
| | 核匹配 | 后 | 0.214 | 0.231 | -0.018 | -0.47 |
| 非专业外包防治 | — | 前 | 0.323 | 0.206 | 0.117 | 3.14*** |
| | 最近邻匹配 | 后 | 0.323 | 0.153 | 0.170 | 3.26*** |
| | 半径匹配 | 后 | 0.333 | 0.178 | 0.156 | 2.98*** |
| | 核匹配 | 后 | 0.323 | 0.179 | 0.144 | 2.96*** |
| 与“质量型”收购商交易 | — | 前 | 0.126 | 0.259 | -0.133 | -3.39*** |
| | 最近邻匹配 | 后 | 0.126 | 0.269 | -0.143 | -3.19*** |
| | 半径匹配 | 后 | 0.129 | 0.260 | -0.132 | -2.96*** |
| | 核匹配 | 后 | 0.126 | 0.242 | -0.116 | -2.87*** |

五、结论与启示

在资源环境约束趋紧、食品安全问题严峻的背景下,如何走出农业安全、高效生产的现代化发展之路,已成为重要的现实问题。本文通过湖北、湖南、江苏、江西和四川五省的抽样调查数据,利用损害控制模型对稻农的农药过量施用水平进行测算,发现稻农存在严重的过量施药行为。基于此,采用倾向得分匹配考察市场主体参与对稻农农药施用水平的影响,得出以下结论:第一,“质量型”收购商对农户施药行为的约束作用明显。在控制其他影响因素的条件下,与“质量型”收购商交易,将有助于抑制稻农的农药过量施用行为。收购商对稻米的无公害、绿色、有机等特性越重视,稻农对稻米的农药残留等质量问题就越关注,也就越倾向于采用符合规定的安全农药施用量。第二,合作社对农户施药行为的作用微弱。当前合作社对小农户吸纳有限,内部社员主要以大农户为主,结构不平衡,并不能对以小农户为主的农户群体的施药行为产生显著的影响,约束作用有限。第三,非专业外包防治对农户施药行为有较强的负外部性。非专业外包防治与专业的统防统治在植保先进性、科学性、规范性上存在很大的差异,对稻农施药行为的负向影响显著,这是当前市场体系发展中的短板,是限制市场环境整体作用水平的直接因素。

因此,应加强对市场的监管,特别是对打药环节承包主体中私人、个体的管理,确保其植保方式和技术行为的安全、专业与规范。同时,加强合作社等市场组织对小农户的吸纳能力,充分利用市场组织的内部质量评价、生产决策控制以及系列奖惩机制,规范农户行为,缩小农户在农药知识与农药使用之间的差距,实现从认知提升到行为规范的跨越,根本上保障安全的农药使用环境。

参 考 文 献

- [1] 王常伟,顾海英.市场 VS 政府,什么力量影响了我国菜农农药用量的选择? [J].管理世界,2013(11):50-66,187-188.
- [2] SCHREINEMACHERS P, TIPRAQSA P. Agricultural pesticides and land use intensification in high, middle and low income countries [J]. Food policy, 2012, 37(6): 616-626.
- [3] HUANG J K, HU R F, ROZELLE S, et al. Transgenic varieties and productivity of smallholder cotton farmers in China [J]. Australian journal of agricultural and resource economics, 2002, 46(3): 367-387.
- [4] 朱淀,孔霞,顾建平.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[J].中国农村经济,2014(08):17-29,41.
- [5] 姜健,周静,孙若愚.菜农过量施用农药行为分析——以辽宁省蔬菜种植户为例[J].农业技术经济,2017(11):16-25.
- [6] ASFAW S, MITHÖFER D, WAIBEL H. EU food safety standards, pesticide use and farm-level productivity: the case of high-value crops in Kenya [J]. Journal of agricultural economics, 2009, 60(3): 645-667.
- [7] GHIMIRE N, RICHARD T. Wood ward under- and over-use of pesticides: an international analysis [J]. Ecological economics, 2013, 5(89): 73-81.
- [8] ZHANG C, HU R F, SHI G M, et al. Overuse or underuse? An observation of pesticide use in China [J]. Science of the total environment, 2015, 15(538): 1-6.
- [9] LICHTENBERG E, ZILBERMAN D. The econometrics of damage control; why specification matters [J]. American journal of agricultural economics, 1986, 68(2): 261-273.
- [10] BABCOCK B A, LICHTENBERG E, ZILBERMAN D. Impact of damage control and quality of output: estimating pest control effectiveness [J]. American journal of agricultural economics, 1992, 74(1): 163-172.
- [11] CHAMBERS R G, KARAGIANNIS G, TZOUVELEKAS V. Another look at pesticide productivity and pest damage [J]. American journal of agricultural economics, 2010, 92(5): 1401-1419.
- [12] 李红梅,傅新红,吴秀敏.农户安全施用农药的意愿及其影响因素研究——对四川省广汉市 214 户农户的调查与分析 [J]. 农业技术经济, 2007(5): 99-104.
- [13] CHEN R J, HUANG J K, QIAN F B. Farmers' knowledge on pest management and pesticide use in Bt cotton production in China [J]. China economic review, 2013(27): 15-24.
- [14] JALLOW M F A, AWADH D G, ALBAHO M S, et al. Pesticide risk behaviors and factors influencing pesticide use among farmers in Kuwait [J]. Science of the total environment, 2017(574): 490-498.
- [15] 黄炎忠,罗小锋.既吃又卖:稻农的生物农药施用行为差异分析 [J].中国农村经济,2018(7):63-78.
- [16] 余威震,罗小锋,唐林,等.土地细碎化视角下种粮目的对稻农生物农药施用行为的影响 [J].资源科学,2019(12):2193-2204.
- [17] FEOLA G, BINDER C R. Identifying and investigating pesticide application types to promote a more sustainable pesticide use. The case of smallholders in Boyacá, Colombia [J]. Crop protection, 2010, 29(6): 612-622.
- [18] ZHAO L, WANG C W, GU H Y, et al. Market incentive, government regulation and the behavior of pesticide application of vegetable farmers in China [J]. Food control, 2018(85): 308-317.
- [19] 黄祖辉,钟颖琦,王晓莉.不同政策对农户农药施用行为的影响 [J].中国人口·资源与环境,2016,26(8):148-155.
- [20] MOUSTIER P, TAM P T G, ANH D T, et al. The role of farmer organizations in supplying supermarkets with quality food in Vietnam [J]. Food policy, 2010(35): 69-78.
- [21] KIREZIEVA K, BIJMAN J, JACXSENS L, et al. The role of cooperatives in food safety management of fresh produce chains; case studies in four strawberry cooperatives [J]. Food control, 2016(62): 299-308.
- [22] AL ZADJALI S, MORSE S, CHENOWETH J, et al. Factors determining pesticide use practices by farmers in the Sultanate of Oman [J]. Science of the total environment, 2014(476-477): 505-512.
- [23] 蔡荣,汪紫钰,钱龙,等.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 [J]. 中国农村观察, 2019(1): 51-65.

(责任编辑:陈万红)