

农户生产性特征对农药施用的影响： 机制与证据*

高晶晶 史清华

摘要：作为保障型生产资料，农药对农业的稳产高产起着重要的“保驾护航”作用。但当前中国的农药使用普遍存在着用量较大、效率较低的问题。本文基于 damage-abatement 生产函数的一般形式，结合中国生产实际情况，梳理农户生产性特征对农药施用行为产生影响的机制，并运用 1995~2016 年全国农村固定观察点农户数据进行验证。结果表明：农户生产性特征对农户农药用量存在显著影响。具体地，化肥施用强度越大的农户，一定程度上其农药单位用量也越多；土地耕种规模的增加有助于减少农药用量，但土地细碎化程度会降低土地规模的这一减量作用，特别是对主粮类大田作物。此外，农户的用药强度还受到农业生产商品化程度的正向影响，即农户的农产品用于销售的比例越高其施用更多农药的可能性越大。

关键词：农药 damage-abatement 生产函数 土地规模 商品化程度

中图分类号：F304.7 **文献标识码：**A

一、引言

农药是现代农业生产中常用的投入要素之一，但与化肥等的基础生产性功能不同，其主要是作为一种保护性要素，在现代农业生产中对产量和品质起着保障性的“保驾护航”作用。根据控制目标的不同，农药主要可分为除草剂、杀虫剂、杀菌剂和生长调节剂四类，最常用且用量最大的为前三类。据统计，全球每年有 45% 以上的粮食产量因病虫害而损失，因此有效的病虫害防治和管理成为保障农作物产出的战略之一（Abhilash and Singh, 2009）。然而，中国当前的农业生产中普遍存在着农药用量过度、平均利用率较低等问题（米建伟等，2012）。整体上看（如图 1 所示），1991~2016 年中国农药的用量水平始终远远高于世界平均水平，且增幅较大，2016 年单位用量为 10.44 千克/

*本文研究得到国家自然科学基金面上项目“化学农资施用的内在机理以及减控或替代方式研究”（编号：71973094）、“城镇化背景下劳动力转移与村庄秩序问题研究”（编号：71773076）和青年项目“农村要素市场改革对中国经济增长的影响研究”（编号：71603154）的资助。感谢《中国农村经济》《中国农村观察》第三届“三农论坛”上何秀荣和翁贞林两位教授的中肯点评，感谢上海财经大学王常伟和盖庆恩副教授对本文的帮助。本文通讯作者：史清华。

公顷，是同期全球水平的 4.04 倍，是 1991 年中国水平的 2.05 倍。与此同时，中国目前农药的平均利用率仅有 35%^①。大量的农药微粒蒸发至大气，残留在土壤和水体中，使其成为除化肥外导致中国农村面源污染的另一个主要因素。而残留在农产品上的农药通过食物链或饮用水直接或间接地进入人体，在内脏器官中积累，进而影响人们正常的生理活动，危害人体健康（钟秀明、武雪萍，2007）。特别是作为农药直接施用者的农户（农民），因为外部信息的缺失，缺乏必要的安全防护意识，常常没有任何安全防护直接进行农药喷洒作业，长期暴露在农药环境中更使得其自身健康受到了直接的威胁和影响（Arcury et al., 2002；蔡键，2014）。为此，原农业部 2015 年制定了《到 2020 年农药使用量零增长行动方案》，2017 年中央“一号文件”中再次强调了“推进农药零增长行动”，2019 年中央“一号文件”更是进一步提出“开展农业节肥节药行动，实现化肥农药使用量负增长”的目标和要求。因此，为了更好地调整农药用量、最终实现合理用药的目标，梳理农户生产中农药的施用机制、准确把握影响其农药用量的主要因素具有重要的现实意义。

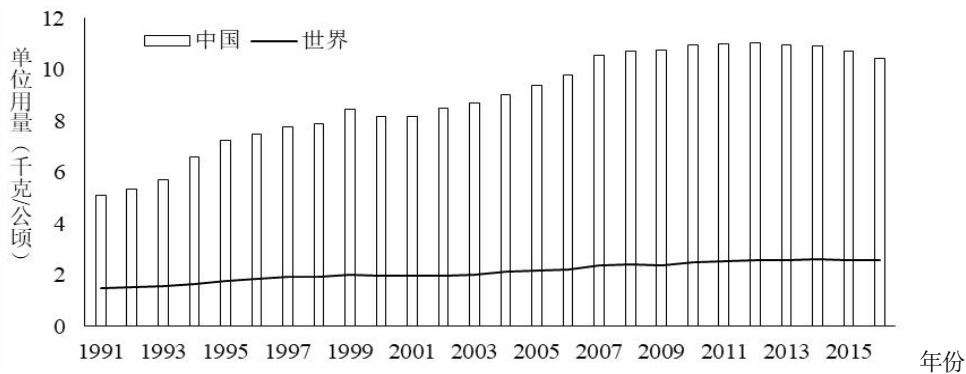


图 1 1991~2016 年中国和世界农药用量水平变化趋势

数据来源：国家统计局农村社会经济调查司（编）：《中国农村统计年鉴》（1991~2017 年，历年），中国统计出版社；FAO 数据库（<http://www.fao.org/faostat>）。

目前关于农户用药行为的研究已有不少，普遍研究结果认为：风险偏好程度、农产品价格、生产补贴政策等造成农户收益直接变动的因素是决定农户农药用量选择的重要因素（黄季焜等，2008；米建伟等，2012；Liu and Huang, 2013；王常伟、顾海英，2013；朱淀等，2014）。除此之外，样本农户成员的身份、知识水平等个体特征，土地面积及土壤质量等自然环境条件，收入结构及兼业程度等经济水平也会影响农户农药施用行为（李红梅等，2007；蔡荣、韩洪云，2012；王常伟、顾海英，2013；童霞等，2014；朱淀等，2014；纪月清等，2015；田云等，2015）。同时，由于保护性功能特征，农户对农药具有相对较强的需求刚性，因此政府有力的外部监管（如农产品农药残留检测、食品安全标准制定等）、对农户合理用药的技术培训以及农药税等政策被证实是规范农药施用量的有效措施（Goodhue et al., 2010；Templeton, 2010；Jacquet et al., 2011；王建华等，2014；李昊等，

^①参见农业部种植业管理司：《到 2020 年农药使用量零增长行动方案》，http://www.zzys.moa.gov.cn/gzdt/201503/t20150318_6309945.htm。

2017), 而相关政策、培训的欠缺被认为是造成当前农药施用普遍过量的主要原因 (Abhilash and Singh, 2009)。

通过与已有研究的比较, 本文可能的贡献主要有以下两点: 其一, 已有文献的数据多为基于统计年鉴的宏观数据, 一些基于田野调查的微观数据样本量也相对较小; 同时研究对象相对单一, 多为某种作物或无品种划分的农业生产整体。本文运用 1995~2016 年大样本、长序列的微观面板数据, 对中国农户农药的施用情况进行了综合分析, 并进一步分类考察了小麦、水稻、玉米三种主粮作物以及蔬菜、水果两类经济作物中的不同情况, 可以为今后相关调控政策的制定提供更综合的借鉴和参考。其二, 由于数据资料的约束或研究框架的局限, 已有研究对于影响因素的控制缺乏系统性和全面性, 可能会由于遗漏变量而导致解释力不足或结果存在一定偏差。同时, 除市场因素外, 已有研究将农户农药用量主要归因于风险态度等主观影响因素。但农药作为一种保护性要素, 农户用其的根本目的是保障农产品的最终产出, 进而保障收益。因此, 农户生产环节中各主要要素 (土地、劳动力、资本等) 投入以及生产商品化程度等相对客观的生产性特征类因素也应对其有重要影响。本文基于 *damage-abatement* 生产函数阐述了这一影响机制, 进而在尽力控制了其他所有可能的影响因素后, 用大样本的微观数据测算了化肥用量、土地规模、劳动力投入、产品销售比例等主要生产性特征对农户农药强度的影响大小, 在已有研究的基础上使相关分析研究更加全面。

二、理论框架

在进行农户农药用量的理论分析时, 已有研究常用的是由 Hall and Norgaard (1973) 以及 Talpaz and Borosh (1974) 最早提出的 *damage-abatement* 生产函数 (王常伟、顾海英, 2013; 张军伟等, 2018), 本文同样基于该生产函数搭建理论分析框架。基本模型如下:

$$Y_0 = F(x_1, x_2, x_3, \dots) \quad (1)$$

$$Y = (1-\alpha)Y_0 + \alpha Y_0 [1-D(Z)] \quad (2)$$

$$Z = Z_0 [1-C(T)] \quad (3)$$

$$I = P_y Y - P_x X' - P_t T, P_x = (P_1, P_2, P_3, \dots), X = (x_1, x_2, x_3, \dots) \quad (4)$$

上述公式中, Y_0 为理想条件下 (即没有任何病虫、杂草等因素的干扰), 农户投入要素 x_1 、 x_2 、 x_3 等 (分别代表不同的生产要素) 组合后理论上可获得的总产量或者可理解为农户预期获得的作物产量。然而, 现实中病虫、杂草等外生因素可能会造成农作物不同程度的减产, 它们对产量的这一影响用损害函数 $D(Z)$ (damage function)^① 来表示, 其中 Z 为实际造成损害的病虫、杂草等的数量。因此, 农作物的实际产量变为 Y , 如 (2) 式所示, 其中 α 为农作物产量受病虫、杂草影响的可能

^①不失一般地, $D'(Z) > 0$, 即病虫草害等的数量越多, 产量受损的比例越大, 一定程度上反映当前生产条件下病虫草害本身对作物的危害程度。

性，即病虫杂草危害发生的概率^①， $Y_0[1-D(Z)]$ 为农作物理想产出受病虫杂草危害等影响后剩余的部分。农药对农业生产的保障功能体现在对病虫、杂草等数量的干预上，如公式（3）所示。 Z_0 为害虫、病菌、杂草等的自然初始数量， T （treatment）代表使用的农药数量， $C(T)$ 为控制函数^②（control function），表示农药对病虫、杂草数量的控制程度。若假设最终农产品价格与农药用量无关^③，农户可获得的收益则为 I （如公式（4）所示），其中 P_y 为农产品的单价， P_x 、 P_t 则分别为各要素和农药的单价。

研究中常设 $G(T)=1-D\{Z_0[1-C(T)]\}$ ，由（4）式的一阶条件推导可得，以生产利润最大化为目标的农户最优农药用量的决策条件为^④：

$$\alpha P_y Y_0 G'(T) = P_t \quad (5)$$

以上基础分析框架中暗含的假设是所有农产品 Y 均用于销售，农户在此前提下基于利润最大化原则进行农药用量决策。事实上，在中国当前较普遍的小农户经营背景下，农业生产仍有一部分是用于家庭自给，这部分自食自用的非商品性农产品的生产不受市场因素的激励。因此，本文进一步加入衡量农业生产商品化程度的变量，即生产中计划用于销售的农产品比例 θ ，农户利润函数和最优农药用量的决策条件进而变为：

$$I = \theta P_y Y - P_x X' - P_t T, P_x = (P_1, P_2, P_3, \dots), X = (x_1, x_2, x_3, \dots) \quad (6)$$

$$\alpha \theta P_y Y_0 G'(T) = P_t \quad (7)$$

从（7）式中可以得出，农户的农药单位面积用量应与理想条件下可获得的作物单产 Y_0 以及其中计划用于销售的农产品比例 θ 这一综合的生产性特征正相关。其中关于 Y_0 的考察，以往基于damage-abatement生产函数的个别相关研究在实证分析时便直接选取当年农产品产量来衡量。然而事实上，农作物当年产量应是已投入农药进行病虫杂草控制后的结果 Y ，并非理想条件下理论上可获得的或者说农户预期获得的产出 Y_0 。因此，这样的直接替代是欠妥的。 Y_0 作为理想条件下的作物产量确实几乎无法通过直接观测获得^⑤，但是，基于农业生产函数的经典框架可以肯定的是，其大小将直接与各类要素投入条件等特征相关。因此，土地、劳动力、物质资本等要素投入组合将通过

^①已有研究也常把 α 解释为作物产量受病虫杂草影响的比例（王常伟、顾海英，2013；张军伟等，2018）。

^② $C'(T) > 0$ ，即农药投入量越大对病虫杂草等的控制程度越强，衡量农药的效果大小，即对病虫杂草的杀伤力强度。

^③随着消费者对食品安全重视程度的增加以及市场机制的完善，农药用量小、残留低的农作物在相应市场中可能获得更高的市场价格。此时，农产品价格对农药用量的影响将既包括产量要求增加的正向促进作用，也包括价格渠道产生的负向抑制作用，最终影响方向将取决于两方面力量的相对大小。但本文数据样本基本为传统生产农户，不包括具有规模化、品牌化并因此可能形成优质优价市场机制的新型农业生产主体，因此该假设具有一定合理性。

^④Fox and Weersink（1995）给出了不同形式损害函数和控制函数下 $G(T)$ 具体解析式，但一致的是 $G'(T) > 0$ ， $G''(T) < 0$ 。因 $G(T)$ 的具体形式并不影响本文的分析结果，故为写作简洁不引入其具体形式。

^⑤除非在保证完全无菌、无病虫杂草的实验室环境下。

影响理想条件下产量 Y_0 的大小而对农户用药量产生作用。具体地，本文将重点考察农户当年投入的化肥、劳动力、机械化水平等要素对农药单位面积用量的影响。已有研究中常用“农业机械台数”和“农业机械动力”两个指标来反映机械化水平，但本文的农产品研究中涉及小麦、水稻、玉米、蔬菜及水果五类种植作物，不同作物品种在播种、耕作等整个种植环节中使用的机械均不尽相同，且动力差异较大，对于多样化种植的样本农户也很难确定各作物使用的机械台数和动力数，此外除自己购买实体农机外，农户还可通过购买农机社会化服务来实现机械化生产，因此，机械化水平不好直接量化比较。但已有研究表明规模越大的农户可能越有条件使用固定成本更高的机械设备或购买农机服务从而提高单产（顾天竹等，2017；张晓恒等，2017），因此本文选取农户经营的土地规模作为对机械化水平的替代考察。

除上述要素投入和销售比例等生产性特征类因素的影响外，从（7）式中可以看出，农户的农药用量还受到市场因素（ P_v 和 P_t ）、病虫草害特征（ α 、 $D(Z)$ 和 Z_0 ）以及农药本身性质（ $C(T)$ ）等三类因素的影响。因此，本文将在下文的实证分析中也尽可能地予以控制，以减少可能存在的内生性问题。由于病虫草害特征更多地与土壤质量、天气情况等自然环境条件息息相关，农药药效作为产品性能主要由相关的研发及生产厂商所决定，对农户来说，基本均属于主观难以控制的外生因素，考虑到数据的可获得性和本文的研究目标，故在下文的实证分析中暂时未予具体讨论^①。

三、数据来源与描述性统计

（一）数据来源

本文使用的微观数据来源于全国农村固定观察点办公室。该项调查于1984年经中央书记处批准建立，目前由中共中央政策研究室和农业农村部共同组织指导实施，调查范围包括除港澳台地区之外的31个省份的300余个村约2万余个农户。因稳定性高、覆盖范围广、样本容量大、调查指标丰富等优势，全国农村固定观察点数据对于微观农户研究具有较强的代表性。本文采用1995~2016年的户级数据，在初步处理异常值和缺失值问题后，所用样本年均约有1.5万余户，数据为非平衡面板，具体分布如表1所示。

年份	样本数	年份	样本数	年份	样本数	年份	样本数	年份	样本数	年份	样本数
1995	14669	1999	17020	2003	16410	2007	15988	2011	13637	2015	11721
1996	16183	2000	17081	2004	15840	2008	15133	2012	13376	2016	9772
1997	16578	2001	16737	2005	16340	2009	15252	2013	12946		
1998	16901	2002	17127	2006	15773	2010	14357	2014	12210	合计	331051

（二）样本农户的农药施用情况

整体来看（如图2所示），1995~2016年微观数据表现出的农药用量变化与前文宏观数据反映

^①虽然本文研究无法具体将此类变量的时间变化纳入，但下文实证分析中采用的固定效应模型被普遍认为可以有效解决该类外生变量的遗漏问题，因此，不考虑该类外生变量不会对模型主要变量的有效估计产生影响。

的趋势基本一致，呈现出初始阶段较高速增长，2006年起增幅开始放缓并自2015年起有轻微下降趋势，2016年全国平均用量为1.79千克/亩（26.85千克/公顷）^①。与此同时，农药的投入成本却自2002年起持续上涨。与1995年相比，2016年农药价格增加了60.89%。因此，农户应无恶意增加农药用量的动机。进一步分区域来看（如图3所示），仅有上海的农药用量相较于初始年份有下降，平均每亩减少了1.55千克。其余省份农户的农药用量均有不同程度的增加，增幅超过1千克/亩的省份有8个，而增长最多的海南，增幅甚至达到2.37千克/亩，2016年其用量为3.63千克/亩，是全国平均用量的2.03倍。

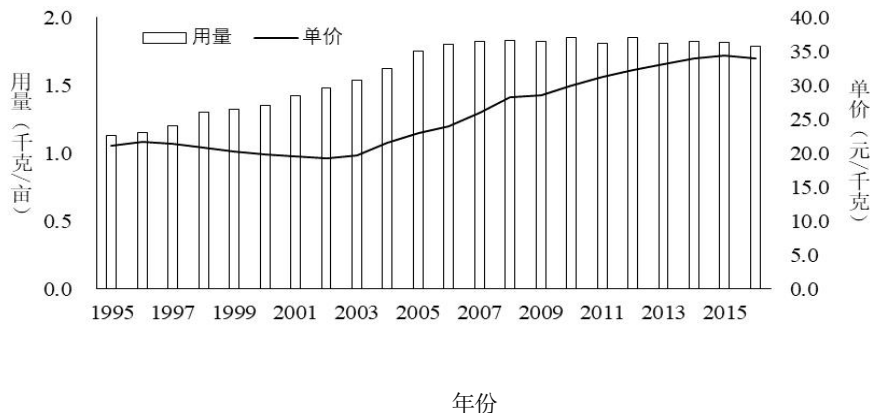


图2 1995~2016年中国农户农药年平均用量及单位价格变化趋势

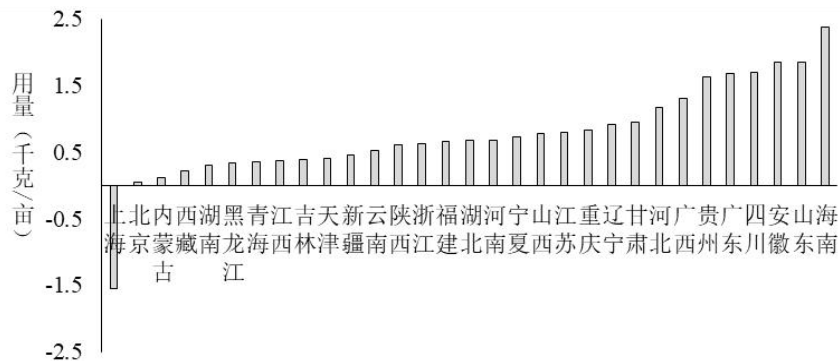


图3 1995至2016年各省农户农药年平均用量增减变化

注：重庆对照起始年为1997年（设为直辖市），西藏为1998年（农村观察点对于西藏的统计始于1998年）。

分作物种类来看（如表2所示），粮食作物的农药用量整体明显低于经济作物，其中施用强度最大的为水稻，2003~2016年间平均用量为1.65千克/亩，其次为玉米（0.81千克/亩），小麦最少，为0.70千克/亩。相比较，蔬菜的农药用量水平较高，2003~2016年间平均用量为2.58千克/亩；而水果的用量又远超过蔬菜，平均高达4.69千克/亩，是用量最少小麦的6.70倍。

纵向来看，各作物的农药施用量14年间均有一定程度的增加。其中，增长幅度最大的依然为水

^①固定观察点数据中面积单位均为亩，为使用方便下文中均用亩，需要与前文对比之处将列出换算为公顷的结果。

果，由 2003 年的 3.53 千克/亩增长至 2016 年的 5.69 千克/亩，增幅为 61.19%。分经营规模来看，纵向上与前文所述整体趋势一致，1995~2016 年各规模农户的农药用量均有相对较为明显的增加趋势。但横向上，农药的用量随着农户土地规模的扩大明显下降^①。土地规模在 10 亩以上的农户，农药用量最小，1995~2016 年平均为 0.84 千克/亩，而土地规模在 1 亩及以下的农户平均用量为 2.92 千克/亩，是前者的 3.48 倍。

表 2 各作物品种及土地规模农户的农药年平均用量 单位：千克/亩

年份	分作物品种					分土地规模				
	小麦	水稻	玉米	蔬菜	水果	≤1 亩	1~3 亩	3~5 亩	5~10 亩	>10 亩
1995	—	—	—	—	—	2.22	1.69	1.28	1.02	0.48
2003	0.58	1.34	0.69	2.37	3.53	2.72	2.16	1.71	1.42	0.71
2005	0.61	1.60	0.68	2.35	3.97	3.08	2.39	1.97	1.65	0.89
2010	0.70	1.70	0.83	2.59	4.95	3.16	2.51	1.99	1.69	1.09
2011	0.71	1.71	0.82	2.65	5.07	3.29	2.45	1.98	1.60	1.11
2012	0.80	1.74	0.91	2.76	5.53	3.01	2.45	2.01	1.69	1.20
2013	0.82	1.77	0.90	2.80	5.41	3.13	2.36	1.94	1.72	1.16
2014	0.82	1.83	0.90	2.88	5.44	3.06	2.36	2.01	1.79	1.16
2015	0.85	1.81	0.94	2.96	5.58	2.98	2.35	2.02	1.76	1.14
2016	0.88	1.84	0.92	2.98	5.69	3.03	2.34	1.93	1.75	1.12
整体	0.70	1.65	0.81	2.58	4.69	2.92	2.23	1.75	1.44	0.84

注：固定观察点数据中关于分作物种类的相关数据始于 2003 年。

四、计量模型与实证分析

(一) 变量选取与基础模型构建

基于前文的理论框架推导和数据的可获得性，本文首先选择化肥施用量、土地面积、土地细碎化程度、劳动力流出比例等作为主要解释变量，同时控制农药价格和农产品价格两种市场因素以及土地类型、产品销售方式、农户特征等其他可能会对作物单产产生影响的因素，采用面板数据个体与时间双向固定效应方法，构建如下基础计量模型：

$$\ln Q_{it}^p = \beta_0 + \beta_1 \ln Q_{it}^f + \beta_2 \ln land_{it} + \beta_3 simpson_{it} + \beta_4 \ln labor_flow_{it} + \beta_5 \ln P_{it} + \beta_6 \ln product_price_{i,t-1} + \beta_7 (\ln land_{it} - \mu_{1i}) (\ln labor_flow_{it} - \mu_{2i}) + \beta_8 mode_{it} + \beta_9 land_type_{it} + \beta_{10} Controls_{it} + \gamma_t + f_i + \varepsilon_{it} \quad (8)$$

^①对这一判断，有人可能会有异议，认为农药用量与土地规模的这一相关性与种植结构相关，因为大规模种植（特别是几十亩、百亩以上）多为主粮类大田作物，如前文所述，主粮作物的平均用药量本身相对就小。为此，本文进一步按作物种类分类，统计了各类作物农药单位用量与其种植规模的关系，发现这一结果在各作物品种中均成立（因统计表格过大，不在正文中列出），因此排除种植结构的影响，后文分作物种类的计量估计结果也可进一步证明这一判断。

(8) 式中, Q_{it}^P 为被解释变量——农户农药的单位面积施用量, Q_{it}^F 为农户化肥的单位面积施用量。 $land_{it}$ 为农户经营土地总面积, $simpson_{it}$ 指数为常用的衡量土地细碎化程度的指标, 其数值越大代表土地细碎化程度越高^①。 $labor_flow_{it}$ 表示农户家庭劳动力中的外出比例, 用于从侧面反映农户农业生产中的劳动力投入情况^②。同时加入土地规模和劳动力变量的交叉项, 用以克服二者异质性可能带来的影响, 并考虑到主变量回归系数的意义进行去平均处理, μ_{1i} 、 μ_{2i} 分别为二者的均值, 下文中交叉项简写为 $\Delta land \times \Delta labor$ 。 P_{it} 为农药当年的单位价格, $product_price_{i,t-1}$ 为上一年农产品价格 (这里用农产品生产价格指数^③予以衡量)。 $mode_{it}$ 为农产品的销售方式, $land_type_{it}$ 为土地类型, $Controls$ 为其他可能影响单产进而影响农药用量的农户特征, 包括户主的身份特征、受培训情况、受教育程度和年龄。 γ_t 为时间固定效应, f_i 为个体固定效应, ε_{it} 为随机扰动项。 $\beta_0 \sim \beta_{10}$ 分别代表各回归系数, 变量下角标 i 表示农户个体, t 表示年份。变量设置的详细说明和描述性统计见表 3。

表 3 主要变量设置及描述性统计

变量名称	变量简写	变量解释	均值	标准差
农药施用量	Q^P	千克/亩	1.59	1.75
化肥施用量	Q^F	千克/亩	103.14	83.63
土地面积	$land$	当年经营土地面积 (亩)	9.02	12.65
土地细碎化程度	$simpson$	$1 - \sum_{i=1}^n a_i^2 / (\sum_{i=1}^n a_i)^2$	0.65	0.26
家庭劳动力流出比例	$labor_flow$	外出劳动力数/家庭总劳动力数	0.35	0.35
农药价格	P	元/千克	24.93	17.30
农产品价格指数	$product_price$	1994年=100	138.47	41.83
产品销售方式	$mode$	即时销售=1, 合同销售=0	0.95	0.21
土地类型	$land_type$	水田=1; 旱田=2; 塑料大棚=3	1.66	0.49
户主身份特征	$identity$	是否村干部: 是=1, 否=0	0.05	0.26
户主受培训情况	$train$	是否受过农业技术教育或培训: 是=1, 否=0	0.12	0.33
户主受教育程度	edu	在校学习时长 (年)	7.49	2.64
户主年龄	age	户主实际年龄	52.68	11.00

(二) 回归结果

1. 农药整体用量的影响因素分析。表 4 为对农户农药单位面积用量的回归结果, 模型 (1)、(2)、

^① $simpson = 1 - \sum_{i=1}^n a_i^2 / (\sum_{i=1}^n a_i)^2$, n 为农户所有土地的地块数目, a_i 为各地块的面积, 取值为 0~1。

^② 固定观察点数据中对于家庭劳动力数的观察办法在 2003 年和 2009 年有所调整, 为保障前后数据口径的一致性, 本文定义使用的家庭劳动力为家庭人口中 15 周岁以上、非学生、身体健康状况优秀或良好的个体, 外出劳动力定义为家庭劳动力中外出从事非农工作 90 天及以上的劳动力。

^③ 农产品价格指数为一定时期内农产品生产者出售农产品价格水平变动趋势及幅度的相对数。本文中 1994 年=100。

数据来源: 国家统计局 (编): 《中国统计年鉴》(1995~2017 年, 历年), 中国统计出版社。

(3) 分别为在化肥单位投入量、土地面积、土地细碎化程度、劳动力流出比例四类主要的农户生产性特征和个体、时间固定效应的基础上，逐步加入市场影响因素（农药价格和农产品价格）、农产品销售方式、土地类型及农户特征等其他控制变量的回归结果。可以看出，在逐渐增加变量的过程中，主要解释变量的回归系数均在 1% 的水平上显著且影响方向一致，表明估计结果是稳健的。根据模型 (3) 的估计结果，各解释变量对农药用量影响的详细说明如下：

(1) 在农户生产性特征中，化肥单位用量的估计结果显著且系数为正。具体地，其单位面积投入量每增加 10%，农药用量将增加 3.04%。这一结果一定程度上可以说明化肥施用强度越大，农户对单位面积可能获得的产出预期越大，因而发生病虫害时也越有动机增加农药用量^①。

(2) 土地面积作为农户机械化水平的替代衡量指标，并未表现出通过提高作物单产进而对农药用量产生正向刺激，其估计结果显著但系数为负。平均意义上，农户经营土地面积每扩大 10%，农药用量将减少 2.03%，表明大规模农户的单位农药用量相对更小。土地细碎化程度的影响显著且系数为正，进一步证实了上述判断。说明一定程度上，农户经营土地的零散程度降低了土地规模化的质量，使规模扩大的作用效果大打折扣。估计结果显示，土地细碎化程度每加重 10%，农药的用量将增加 1.09%，说明当前中国由于农村土地分配制度导致的农户经营土地较为细碎的现状一定程度上加重了农药的用量。因此可以认为，有条件的情况下促进土地资源的整合将有利于调整当前农业生产中的农药使用水平。土地面积的这一作用可能的解释有：一是规模化种植更多的是大田作物，即主粮作物，而小规模农户种植经济作物的偏多。如前文所述，主粮作物的农药用量远远小于经济作物，对此下文将进一步检验。二是大规模农户更有条件采用一些较先进的生产技术（如无人机撒药等），这些技术不仅可以直接提高农药施用效率降低用量，还可能从根本上通过优化生产环境降低病虫害发生的可能性，从根本上减少农药用量。三是小规模农户的用药强度更容易受到相邻农户行为的影响，如相邻农户普遍用药较多，小农户则不得不使用同等数量甚至更多的农药，以避免自家农田由于用药量相对偏小而成为病虫害的“乐园”，遭受更大的损失。大规模农户则可以根据实际情况更好地控制农药用量。四是较大规模经营的农户本身可能具有更高的经营管理能力，对农药的利用效率较高，因而单位用量较小。

(3) 劳动力流出比例的估计结果显著且系数为负，但系数大小与其他影响变量相比很小，说明劳动力对于农户农药用量的影响相对较小。平均意义上，家庭流出劳动力的占比每增加 10%，农户农药的单位面积用量减少 0.31%。这一负向作用表明一般农业生产中农药对劳动力的替代作用并不太明显，更可能由于劳动力投入少、对产出并无较高预期或要求（如兼业化程度高，甚至抛荒弃耕等情况）而减少农药投入。这一结果与部分已有研究结果一致（周曙东、张宗毅，2013），但也有学者得出相反结论，认为兼业农户过量施用农药的可能性更高（朱淀等，2014）。不过，已有研究的样本数量均相对较小，变量控制不甚完备，且研究对象均为某一种主粮作物。而从前文描述性统计分

^①化肥对农药用量的影响在技术层面还有一种可能的渠道，即长期较大的化肥施用强度可能导致土壤团粒结构破坏、土壤硬化等问题，这种累积的土质的逐渐变化也可能增加该土壤中病虫害发生的概率，进而增加农药的用量。

析可知，不同作物品种的农药用量情况差别很大，因此，本文在下文中将进一步考察不同作物品种中劳动力投入对农药用量的影响，以期得出更合理、准确的结论。

(4) 控制变量中市场因素作用的结果与理论推导及前人研究结果均保持一致。农药价格的估计结果在 1%的水平上显著且系数为负，其每增加 10%，整体上的农药用量将减少 5.76%。而农产品价格指数则在 1%的水平上显著且系数为正。上一年农产品价格指数每增加 10%，整体上的农药用量将增加 9.49%。农产品价格表现出的这一正向作用结果，一定程度上证实当前普通农户的生产机制中产量要求对农药用量产生的正向刺激大于产品价格渠道的负向抑制，农药用量少的农产品没有在最终交易市场中获得足够的更高的价格激励和肯定。因此，上一年农产品价格越高，当年农户就越有动力增加农药投入以保障产出，而非减少农药用量来保证达到较少农药残留的产品标准。同时，从二者系数的大小可以看出，相比农药价格，农产品价格对农药用量的影响更大，即农户对农产品价格的变动更敏感。

(5) 其他控制变量中，土地类型的两个变量估计结果均显著且系数为负。农产品销售方式作为可间接影响农户生产预期的因素对农药用量存在显著的负向影响，说明采用合同销售的方式没有对农户起到规范农药用量的作用，而是通过产量机制对用量产生了一定的正向刺激。农户特征类因素中除受培训情况外，户主身份特征、受教育程度及年龄对农药用量均无显著影响。这一定程度上可以说明农药作为应对病虫害草害的生产保障要素，其用量在普通农业生产者^①中与个人特征的关系不太大，这两类控制变量对农药用量的影响同样与已有研究结果（王常伟、顾海英，2013）保持一致。

表 4 农药单位用量回归结果

解释变量	模型(1)	模型(2)	模型(3)
$\ln Q^F$	0.312*** (0.004)	0.325*** (0.003)	0.304*** (0.004)
$\ln land$	-0.243*** (0.005)	-0.208*** (0.005)	-0.203*** (0.007)
$simpson$	0.122*** (0.015)	0.134*** (0.014)	0.109*** (0.021)
$\ln labor_flow$	-0.026*** (0.005)	-0.022*** (0.005)	-0.031*** (0.006)
$\Delta land \times \Delta labor$	0.049*** (0.013)	0.039*** (0.011)	-0.011 (0.016)
$\ln P$		-0.531*** (0.003)	-0.576*** (0.004)

^①这里指区别于现代生态或有机农业生产者，他们普遍因文化程度较高、食品安全意识较强而选择其他方式控制病虫害草害，降低农药用量。对于广大的普通农民来说，他们相对缺乏必要的生产知识、技术、资本等条件，面对病虫害草害只能选择喷洒相应的防治农药。本文数据中的样本对象为传统的普通农户，基本不包括生态或有机生产主体。

农户生产性特征对农药施用的影响：机制与证据

<i>ln product _ price</i>		1.475*** (0.018)	0.949*** (0.016)
<i>mode</i>			-0.119*** (0.012)
<i>land _ type</i>	旱田		-0.078*** (0.010)
	塑料大棚		-0.083** (0.034)
<i>identity</i>			-0.003 (0.013)
<i>train</i>			0.026*** (0.009)
<i>edu</i>			-0.001 (0.002)
<i>age</i>			-0.001 (0.000)
个体和年份固定效应		已控制	已控制
常数项		-1.613*** (0.023)	-7.045*** (0.091)
R ²		0.163	0.334
样本数量		149144	146012

注：*、**、***分别表示在 10%、5%、1%的水平上显著；括号中数字为标准误。

2.不同作物品种中农药用量的影响因素。前文为整体上农户农药用量的影响分析，但事实上，不同作物由于品种特性、种植方式等的较大差异，可能遭受的病虫和杂草危害影响也有很大差别，因此，各影响因素在不同作物中的作用方向和大小可能也不尽相同。故在本节中，本文将进一步考察不同主粮作物和经济作物中农药用量的影响因素情况。为了分析的更加充分和合理，基于前文基础计量模型进一步做出以下调整：

第一，因细分了作物种类，进而将前文的农产品价格指数替换为各农作物产品的实际销售价格，土地经营面积替换为农作物当年的播种面积。同时，进一步增加当年各农产品销售比例^①变量以考察农户生产商品化属性这一生产性特征对农药用量的影响。

第二，前文模型使用的劳动力流出比例为外出劳动力个数占家庭劳动力总数的比重，一定程度上可能低估了农业生产中的劳动力投入量^②，故本节中改用家庭劳动力流出时间比例（劳动力外出

^①虽然当年农产品销售情况也是农业生产过程完成后才发生的结果，但现实中农户在最初种植时对最终产出是以自食为主还是销售为主有大致预期，即最终的销售比例与最初的种植目的基本上是一致的，已有文献中也同样使用农产品最终的商品化率来反映农户的不同种植目标（黄炎忠、罗小锋，2018）。

^②人数的比值意味着假设外出工作的劳动力完全不会再进行家庭农业生产，事实上由于农业生产的季节性和周期性，

从事非农工作的时长占比)作为进一步优化的衡量指标,具体设定如下:

$$labor_flow' = \frac{\sum_{i=1}^n \text{劳动力一年从事非农工作天数}}{\text{家庭劳动力个数} \times 365} \quad (9)$$

计量模型因此变更为:

$$\begin{aligned} \ln Q_{it}^P = & \beta_0 + \beta_1 \ln Q_{it}^F + \beta_2 \ln sowingarea_{it} + \beta_3 simpson_{it} + \beta_4 \ln labor_flow_{it}' + \\ & \beta_5 ratio_s + \beta_6 \left(\ln sowingarea_{it} - \mu_{1i}' \right) \left(\ln labor_flow_{it}' - \mu_{2i}' \right) + \beta_7 \ln P_{it} + \\ & \beta_8 \ln product_price_{i,t-1} + \beta_9 mode_{it} + \beta_{10} land_type_{it} + \beta_{11} Controls_{it} + \gamma_t + \\ & f_i + \varepsilon_{it} \end{aligned} \quad (10)$$

(10)式中, Q_{it}^P 、 $product_price_{i,t-1}$ 、 $sowingarea_{it}$ 、 Q_{it}^F 分别为各农作物的农药单位面积用量、上年实际销售价格、当年播种面积和化肥单位用量, $labor_flow_{it}'$ 为家庭劳动力流出时间比例, $ratio_s$ 为各农产品销售比例,交叉项中 μ_{1i}' 和 μ_{2i}' 分别为 $\ln sowingarea_{it}$ 和 $\ln labor_flow_{it}'$ 的均值,下文中将交叉项简写为 $\Delta land \times \Delta labor$,其余变量含义与之前的相同。在调整和加入新变量后,各模型的 R^2 相较之前有显著增加,说明分作物品种进行拟合的合理性,具体实证结果如表5所示。

(1)主要解释变量中,化肥单位用量和土地面积的回归结果对于各农作物来说基本仍均在1%的水平上显著且影响方向与之前保持一致,进一步说明结果的稳健性,不再赘述。土地细碎化程度在主粮作物中的回归结果同样与之前保持一致,但在经济作物中影响则不再显著,证实了大田生产的主粮类作物更易受到土地细碎化的影响。而劳动力流出的影响除水稻外,在其余各作物品种中均不再显著,水稻中的系数也进一步减小,说明相比于其他解释变量,劳动力确实不是影响用药强度的主要因素。事实上,与人工劳作相比,农药更高的除草灭虫效率本身就有节约劳动力及劳动时长的作用,即农药喷洒施用本身需要的劳动力相对就少,在现代农业生产的中耕环节早已不再需要传统生产中那么多的人力进行除草灭虫劳作。所以,劳动力流出代表的家庭剩余劳动力的转移释放不会对理性农户的用药强度有额外的较大影响。

(2)农产品销售比例在不同作物品种中(除蔬菜外)均在1%的水平上对单位面积农药用量存在显著的正向影响,说明用于销售的比例越大,以商品经营为主要目的的农户越有动力增加农药施用强度来保障实现生产预期,而自给性质为主的农户因没有追求产量的生产预期,用药强度也就相对较小。

(3)控制变量中,市场价格因素回归结果的显著性水平与影响方向均与之前保持一致。农产品销售方式的影响在不同农作物之间各有不同,其对主粮作物单位面积农药用量的负向作用相对更显著,而对水果用药强度的影响则在5%的水平上显著为正,这一结果可能是由于不同品种产品销售订单状况不同造成的。农户个体类特征的影响在不同作物中的表现也不尽相同,但影响依然相对较

单个农业劳动力本身很多为兼业,同时从事农闲时的外出打工和农忙时的务农劳作。

小，由于该类变量并非本文的研究重点，故在此不做详细分析，未来将根据研究需要结合更多相关针对性数据（如结合生态/有机农业生产者的个体特征）再进一步研究。

表 5 各作物品种农药单位用量回归结果

解释变量		小麦	水稻	玉米	蔬菜	水果
$\ln Q^F$		0.134*** (0.012)	0.210*** (0.009)	0.165*** (0.010)	0.336*** (0.010)	0.326*** (0.012)
$\ln sowingarea$		-0.179*** (0.014)	-0.197*** (0.011)	-0.229*** (0.010)	-0.174*** (0.011)	-0.270*** (0.020)
$simpson$		0.113*** (0.043)	0.186*** (0.038)	0.068* (0.038)	0.042 (0.063)	0.088 (0.063)
$\ln labor_flow'$		-0.005 (0.009)	-0.011* (0.006)	-0.008 (0.007)	0.000 (0.012)	-0.043 (0.014)
$ratio_s$		0.091*** (0.023)	0.075*** (0.017)	0.074*** (0.021)	0.052 (0.036)	0.151*** (0.054)
$\widetilde{\Delta land} \times \widetilde{\Delta labor}$		0.026 (0.023)	0.030* (0.016)	0.007 (0.015)	-0.019 (0.016)	0.068* (0.035)
$\ln P$		-0.744*** (0.009)	-0.651*** (0.007)	-0.710*** (0.008)	-0.610*** (0.012)	-0.662*** (0.015)
$\ln product_price$		1.411*** (0.036)	0.931*** (0.027)	1.256*** (0.037)	1.200*** (0.058)	0.520*** (0.036)
$mode$		0.036 (0.027)	-0.088*** (0.020)	-0.076*** (0.025)	-0.024 (0.038)	0.099** (0.045)
$land_type$	旱田	-0.052** (0.025)	0.009 (0.016)	-0.027** (0.026)	0.026 (0.042)	-0.069 (0.045)
	塑料大棚	-0.071 (0.107)	0.161 (0.162)	0.013* (0.094)	0.150** (0.068)	-0.187* (0.098)
$identity$		0.003 (0.031)	-0.014 (0.026)	-0.001** (0.021)	-0.064** (0.041)	-0.037 (0.057)
$train$		-0.081*** (0.021)	0.043*** (0.016)	-0.026 (0.018)	-0.128*** (0.026)	-0.045 (0.033)
edu		-0.009** (0.004)	0.007* (0.004)	0.009** (0.004)	0.008 (0.007)	0.004 (0.009)
age		-0.001 (0.001)	-0.001 (0.001)	0.000 (0.001)	-0.002 (0.002)	-0.002 (0.003)
个体和年份固定效应		已控制	已控制	已控制	已控制	已控制
常数项		0.743*** (0.119)	1.083*** (0.096)	0.704*** (0.095)	0.350** (0.152)	1.292*** (0.218)

R ²	0.415	0.382	0.348	0.322	0.382
样本数量	16647	23795	26744	13963	7391

注：*、**、***分别表示在 10%、5%、1%的水平上显著；括号中数字为标准误。

(三) 稳健性检验

内生性问题的影响在本文中已被充分考虑并尽力削弱，在现有数据条件下，本文尽可能地将理论模型推导中得出的影响变量加入实证模型中，以尽量减少遗漏变量可能带来的内生性问题；同时，控制年份和农户个体的双向固定效应模型本身也有助于消除一部分内生性问题（陈强，2014）。为了进一步检验上述结果的稳健性，本文选取农户家庭劳动力在本村内从事农业劳动的时间（用 *labor_input* 表示）作为劳动力投入的替代指标再次进行分析，结果如表 6 所示。可以发现，各主要解释变量对农户农药用量的影响均与前文基本保持一致。这一定程度上说明本文研究结果具有较好的稳健性^①。

表 6 稳健性检验结果

解释变量	小麦	水稻	玉米	蔬菜	水果
$\ln Q^F$	0.155*** (0.012)	0.206*** (0.008)	0.181*** (0.009)	0.339*** (0.009)	0.305*** (0.011)
$\ln sowingarea$	-0.185*** (0.013)	-0.192*** (0.010)	-0.198*** (0.009)	-0.172*** (0.010)	-0.239*** (0.017)
<i>simpson</i>	0.127*** (0.041)	0.172*** (0.034)	0.091*** (0.035)	0.062 (0.054)	0.053 (0.050)
$\ln labor_input$	-0.026*** (0.008)	0.031*** (0.006)	0.000 (0.006)	0.017 (0.012)	0.061*** (0.014)
<i>ratio_s</i>	0.086*** (0.022)	0.079*** (0.016)	0.094*** (0.019)	0.064** (0.032)	0.139*** (0.046)
其他变量、个体和年份固定效应	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制
常数项	0.782*** (0.118)	0.931*** (0.091)	0.304*** (0.091)	0.154 (0.149)	1.256*** (0.207)
R ²	0.394	0.380	0.338	0.317	0.347
样本数量	18009	27638	33350	17479	9400

注：*、**、***分别表示在 10%、5%、1%的水平上显著；括号中数字为标准误。

五、结论与评述

本文基于 *damage-abatement* 生产函数的一般形式并考虑中国农业生产中的实际情况进行拓展，得出农户生产性特征对农药单位用量的影响机制，同时，运用全国农村固定观察点的农户数据对具体影响大小和方向进行了分析。双向固定效应模型的估计结果表明，作为生产保障型要素，农户的

^①由于本文没纳入生产环节可能存在的雇工的情况，因此对于劳动力的影响未来还可再做进一步的细分考察。

农药用量除了农药价格、农产品价格等市场因素的直接影响外，主要还受到农户生产性特征因素的影响。具体地，化肥施用强度越大的农户，一定程度上其农药单位用量也相对更多；土地面积的增加则可能通过满足更好的生产条件（如机械化水平提高或利于使用无人机喷药等其他技术手段）等机制来降低病虫害发生率或提高用药效率，从而有助于减少各作物农药单位用量，而土地细碎化程度则会在一定程度上降低土地规模对农药的这一减量作用，特别是大田类主粮作物，受细碎化程度的影响相对更大。此外，农户生产的商品化程度也会影响其农药用量，产出农产品中用于销售的比例越高，农户生产过程中更有可能出于对产量的追求而施用相对更多的农药。劳动力投入的影响由于无法得知可能存在的雇工等其余相关情况，因此目前研究存在一定不足和局限性，未来在获取更多相关数据资料后将进行更有针对性的深入研究。

综上所述，由于农药的保障性功能，其在农业生产中的施用机制与其余生产性要素有所不同，农药施用强度除市场因素外还受到农户生产性特征的重要影响，与其他生产要素的使用具有较强的关联性和协同性。因此，为了更有效地实现农药减量计划之目标，应在理解农户保障商品性产出的生产需求前提下，重视要素间这一系列的关联性以及品种间的差异性。在此基础上本文提出以下政策建议：一方面，农药减量与化肥减量行动的实施具有一定的一致性和协同性，因此关于二者具体的减控行动或可统筹进行，可能达到事半功倍的效果；另一方面，促进农户间土地合理规模化流转、降低大田作物农户的土地细碎化程度、改善生产条件等也是可以有效保障农户产量、增强其生产安全感、在长期中从根本上提高用药效率、降低用药强度的有效手段。此外，政府还可通过新闻宣传引导普通消费者逐渐改变诸如过分重视农产品外观品相消费习惯，从需求端反向促进农户在进行生产决策时减少对外观更完好的农产品产量的追求，从而在一定程度上减少农药用量。

参考文献

1. 蔡键, 2014: 《风险偏好、外部信息失效与农药暴露行为》, 《中国人口·资源与环境》第 9 期。
2. 陈强, 2014: 《高级计量经济学及 Stata 应用 (第二版)》, 北京: 高等教育出版社。
3. 蔡荣、韩洪云, 2012: 《农民专业合作社对农户农药施用的影响及作用机制分析——基于山东省苹果种植户的调查数据》, 《中国农业大学学报》第 5 期。
4. 顾天竹、纪月清、钟甫宁, 2017: 《中国农业生产的地块规模经济及其来源分析》, 《中国农村经济》第 2 期。
5. 黄炎忠、罗小锋, 2018: 《既吃又卖: 稻农的生物农药施用行为差异分析》, 《中国农村经济》第 7 期。
6. 黄季焜、齐亮、陈瑞剑, 2008: 《技术信息知识、风险偏好与农民施用农药》, 《管理世界》第 5 期。
7. 纪月清、刘亚洲、陈奕山, 2015: 《统防统治: 农民兼业与农药施用》, 《南京农业大学学报(社会科学版)》第 6 期。
8. 李红梅、傅新红、吴秀敏, 2007: 《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》, 《农业技术经济》第 5 期。
9. 李昊、李世平、南灵, 2017: 《农药施用技术培训减少农药过量施用了吗?》, 《中国农村经济》第 10 期。
10. 米建伟、黄季焜、陈瑞剑、Liu, Elaine M., 2012: 《风险规避与中国棉农的农药施用行为》, 《中国农村经济》第 7 期。

- 11.童霞、高申荣、吴林海, 2014:《农户对农药残留的认知与农药施用行为研究——基于江苏、浙江 473 个农户的调研》,《农业经济问题》第 1 期。
- 12.田云、张俊飏、何可、丰军辉, 2015:《农户农业低碳生产行为及其影响因素分析——以化肥施用和农药使用为例》,《中国农村观察》第 4 期。
- 13.王常伟、顾海英, 2013:《市场 VS 政府, 什么力量影响了我国菜农农药用量的选择?》,《管理世界》第 11 期。
- 14.王建华、马玉婷、王晓莉, 2014:《农产品安全生产: 农户农药施用知识与技能培训》,《中国人口·资源与环境》第 4 期。
- 15.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。
- 16.钟秀明、武雪萍, 2007:《我国农田污染与农产品质量安全现状、问题及对策》,《中国农业资源与区划》第 5 期。
- 17.周曙东、张宗毅, 2013:《农户农药施药效率测算、影响因素及其与农药生产率关系研究——对农药损失控制生产函数的改进》,《农业技术经济》第 3 期。
- 18.张军伟、张锦华、吴方卫, 2018:《中国粮食生产中农药高强度施用行为之经济学分析》,《财经理论与实践》第 3 期。
- 19.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。
- 20.Arcury, T. A., Quandt, S. A. and Russell, G. B., 2002, Pesticide Safety among Farmworkers: Perceived Risk and Perceived Control as Factors Reflecting Environmental Justice, *Environmental Health Perspectives*, 110(Suppl 2): 233-240.
- 21.Abhilash, P. C. and Singh, N., 2009, Pesticide Use and Application: An Indian Scenario, *Journal of Hazardous Materials*, 165(1): 1-12.
- 22.Fox, G. and Weersink, A., 1995, Damage Control and Increasing Returns, *American Journal of Agricultural Economics*, 77(1): 33-39.
- 23.Goodhue, R. E., Klonsky, K. and Mohapatra, S., 2010, Can an Education Program Be A Substitute for A Regulatory Program That Bans Pesticides? Evidence from A Panel Selection Model, *American Journal of Agricultural Economics*, 92(4): 956-971.
- 24.Hall, D. C. and Norgaard, R. B., 1973, On the Timing and Application of Pesticides: Reply, *American Journal of Agricultural Economics*, 55(2): 198-201.
- 25.Jacquet, F., Butault, J. P. and Guichard, L., 2011, An Economic Analysis of The Possibility of Reducing Pesticides in French Field Crops, *Ecological Economics*, 70(9): 1638-1648.
- 26.Liu, E. M. and Huang, J., 2013, Risk Preferences and Pesticide Use by Cotton Farmers in China, *Journal of Development Economics*, 103:202-215.
- 27.Templeton, D. J., 2010, Economic Assessment of a Change in Pesticide Regulatory Policy in The Philippines, *World Development*, 38(10):1519-1526.
- 28.Talpaz, H. and Borosh, I., 1974, Strategy for Pesticide Use: Frequency and Applications, *American Journal of Agricultural Economics*, 56(4): 769-775.

(作者单位：上海交通大学安泰经济与管理学院)

(责任编辑：陈静怡)

The Impacts of Rural Households' Productive Characteristics on Pesticide Application: Mechanism and Evidence

Gao Jingjing Shi Qinghua

Abstract: As a guarantee for agricultural production, pesticide plays an important role in ensuring the stable and high yield of agriculture. However, overuse of pesticides and low average utilization rate are widespread in China's agricultural production. This article extends the general form of damage-abatement production function based on the actual production situation in China and analyzes the impact mechanism of rural households' productive characteristics on pesticide application behavior. It uses the dataset of National Rural Fixed Observation Point from 1995 to 2016 to make an empirical analysis. The results show that, farmers' productive characteristics have an important impact on their pesticide consumption. Specifically, the intensity of fertilizer application has a significant positive impact, while land cultivation scale has a significant negative impact. However, the degree of land fragmentation will reduce this reduction effect of land scale, especially for staple crops. In addition, the degree of commercialization of agricultural production is positively correlated with the pesticide use intensity. The farmers who plan to sell more proportion of agricultural products are more likely to use more pesticide.

Key Words: Pesticide; Damage-abatement Production Function; Land Scale; Degree of Commercialization