

农户施药量选择的邻里效应

——基于外部技术获得、经验资本的调节作用分析

李立朋 李桦¹

(西北农林科技大学 经济管理学院, 陕西 杨陵 712100)

【摘要】: 农药污染严重威胁产地环境与食品安全, 关注农户施药量选择有利于促进农户农药减量化及农业绿色发展。利用陕西、四川、浙江、安徽四省重点茶区实地调查数据建立 Ordered Probit 模型基于邻里施药信息传递研究农户施药量选择的邻里效应及外部技术获得、经验资本的调节作用。考虑到农药效用认知可能存在内生性问题, 还利用工具变量进行了 Extended Ordered Probit 估计。结果表明: (1) 邻里施药信息传递显著促进农户增加施药量, 说明农户施药量选择中存在邻里效应; (2) 外部技术获得中, 企业施药技术获得、政府施药技术获得促进农户减少施药量, 但调节作用均不显著; (3) 经验资本中, 病虫害防治记录促进农户减少施药量, 种植年限显著促进农户增加施药量, 但调节作用均不显著。因此, 政府应通过村庄科技示范户培育将邻里信息传递机制“化弊为利”, 带动其他农户减少施药量; 同时, 辅之以必要的技术培训、专项工程等。

【关键词】: 邻里效应; 外部技术获得 经验资本

【中图分类号】: F323.3 **【文献标识码】:** A **【文章编号】:** 1004-8227(2020)11-2508-11

农药滥用及高残留造成的农药污染以“插花型”分布在广大农村地区, 危及产地环境与食品安全。已有的农户施药行为成果侧重于成本收益、农户认知等个体决策视角, 较少关注农户间相互影响^[1~3]。Manski^[4]认为, 人是社会关系的产物, 其各种决策不可避免地受他人影响; 有学者将人们行为之间的相互影响称之为邻里效应^[5], 并以群体行为为自变量、个体行为为因变量验证邻里效应是否存在。但是, 考虑环境因素导致邻里效应被高估及个体行为与群体行为互为因果等问题, 基于邻里信息传递视角分析农户间相互影响能更好的验证邻里效应存在^[6,7]。

农户施药量选择本质上是一种技术选择, 可能会受邻里施药信息传递的影响而存在邻里效应, 这是因为: 村庄是一个血缘、亲缘、地缘关系交织的熟人社会, 邻里信息传递的路径短、效率高等特点使其成为农户常规信息来源^[8], 连片种植同一种作物的农户施药行为不可避免要受到村庄其他成员施药经验或知识影响; 农户基于收益考虑会学习、模仿收入比自己高的农户施药行为^[9,10]。需要强调的是, 外部技术获得、经验资本对农户施药能力具有重要作用, 使得外部技术获得、经验资本一方面可以直接影响着农户施药量选择, 另一方面也能在邻里施药信息传递与农户施药量选择之间发挥重要调节作用^[11,12]。

已有成果具有重要借鉴意义, 但至少在以下两方面有待完善: (1) 缺乏基于邻里施药信息传递视角考察农户施药量选择“邻里效应”的实证成果; (2) 较少有研究关注外部技术获得、经验资本在邻里施药信息传递与农户施药量选择之间的调节作用。鉴于此, 本文利用陕西、四川、浙江、安徽四省重点茶区 802 份农户调查数据建立 Ordered Probit 模型, 基于邻里施药信息传递视

¹作者简介: 李立朋(1993~), 男, 博士研究生, 主要研究方向为资源与环境. E-mail: feixiang2022@126.com

李桦 E-mail: lihua7485@163.com

基金项目: 国家社会科学基金(18XJY007)。

角研究农户施药量选择的邻里效应及外部技术获得、经验资本在其中的调节作用,以期为促进农户农药减量化及农业绿色发展提供理论依据与决策参考。

1 材料与方法

1.1 理论分析与研究假说

个体普遍具有追求经济利益最大化的倾向,但经济理性假设下的利润或效用最大化并非人们实际行为的指南。这是因为,一方面,人是经验的产物,总会按照经验去“循规蹈矩”或判断新生事物是否可信,以达到自己的满意目标;另一方面,人是关系的产物,长期交往的信任使得人们更容易接受强关系(邻里等)的同质信息,而在弱关系(企业、政府等)作用下人们能够获得所需的异质信息^[13,14]。因而,在农户施药量选择研究中,依附于两种关系的技术信息及农户自身经验的影响不容忽视。

1.1.1 邻里施药信息传递与农户施药量选择

个体在体验、知识上存有差异是信息传递的基础,具有不同知识或技能的人会交流信息、学习技能^[15]。村庄中,农户间保持着一种相对纯朴且密切的人际交往关系,彼此的信息共享加快了技术信息扩散速度、降低了技术交易成本^[16]。Allly 等对澳大利亚东北部地区的肉牛产业研究发现,农场主间信息与知识共享活动非常活跃,他们分享的信息与知识集中于工具性知识和日常交流两个领域^[17]。Canadian Prairies 的研究显示,加拿大农民能够获取信息和学习知识的渠道包括观察、相互沟通、社交渠道交流等^[18]。刘亚等^[19]认为很少有农户在农业技术应用的早期愿意承担风险、先行采用,但一旦得到认可后,通过这些农民口头传播、示范,就能迅速带动更多农户学习和接受新技术。因此,在村庄群居特征下,农户施药量选择很容易受邻里施药信息传递影响,这种影响可能来自于农户模仿其他农户生产行为的间接信息传递,也可能来自于农户“面对面”交流的直接信息传递^[20]。但是,邻里施药信息传递并不能保证农户施药量选择的科学合理。这是因为邻里交流获得的技术信息属于非完美信息,且这些信息本质上与农户私人信息具有高度的同质性,再加上农户显著的风险规避偏好,其在邻里施药信息传递情境下可能倾向于采取多保险的施药行动:农户不仅采用自己常规方式防治病虫害,而且还依照其他邻里的方式重复施药、混合施药。基于此,本研究提出以下假设:

H_{1a}: 邻里施药信息传递对农户施药量选择有显著正向影响。

1.1.2 外部技术获得在邻里施药信息传递与农户施药量之间的调节作用

农户知识欠缺是普遍现象,因而其在病虫害等侵袭时很难对症下药^[21]。政府、企业提供的施药技术支持是农业专家系统的重要构成,承担着农业知识和先进技术扩散的职责,其提供的施药技术能够使农户了解更多农药施用规范及科学施药知识,优化农户施药行为^[22]。相关实证成果也已证实,外部技术获得对农户绿色防控技术采纳意愿及采纳程度亦有显著正向影响^[23];农药技术培训对农户过量施用施药有负向影响,能够显著降低农户施药次数,农户每获得 1 个单位培训其标准化生产的概率是原来的 3.97 倍^[24,25]。但需强调的是,外部技术获得在增强农户科学合理施药能力的同时,还在一定程度上拓展了农户施药信息来源渠道,使农户间信息传递的相互影响趋向平淡和疏远^[26],削弱了邻里施药信息传递对农户施药量选择的影响。鉴于此,本研究采用企业施药技术获得、政府施药技术获得两个维度表征外部技术获得并提出以下假设:

H_{2a}: 企业施药技术获得在邻里施药信息传递与农户施药量之间有显著负向调节作用

H_{2b}: 政府施药技术获得在邻里施药信息传递与农户施药量之间有显著负向调节作用

1.1.3 经验资本在邻里施药信息传递与农户施药量之间的调节作用

经验资本是个体行为决策的重要依靠,特别是在非完美信息或过度自信人格情境下,个体行为决策对经验资本的依赖更加显著。对农户而言,经验资本代表农业生产经验,农户会依赖经验资本进行施药。这种依赖,一方面可能导致农民沿袭传统农业生产方式,贻误病虫害最佳防治期,促使农户进一步增施农药以挽回损失,从而使得农药用量与经济意义上的最优用量相背离;另一方面,农业生产经验越丰富,农户越能更好地把握农药用量,同时,长期耕种土地的农民对土地情感更深厚,他们可能不希望土地质量、产地环境质量因过量施药而下降^[27,28]。与此同时,在村庄共同知识和价值观体系下,经验资本还使得农户具有衡量、判断其他农户知识与经验科学性的能力。已有研究提出,农户间群体性互动与学习行为是符合农户目标与性质的必然选择,而群体学习受经验资本影响^[29],进而作用于农户施药量选择。这主要表现在两方面:经验资本越丰富农户技术水平越高,越缺乏主动学习邻里技术或经验的积极性;经验资本在一定程度上提高农户对邻里施药信息的判别能力与接受程度。鉴于此,本研究采用病虫害防治记录与种植年限两个维度表征经验资本并提出以下假设:

H_{3a}:病虫害防治记录在邻里施药信息传递与农户施药量选择之间有显著负向调节作用;

H_{3b}:种植年限在邻里施药信息传递与农户施药量选择之间有显著负向调节作用。

基于上述分析,本文构建了如下理论框架:



图1 理论框架

1.2 研究设计

1.2.1 数据来源

数据源于2018年7~9月课题组在陕西省、四川省、浙江省、安徽省重点茶区的农户调查数据,具体调研区域包括富硒茶产区紫阳县、万源县、仙毫产区西乡县和南郑区、七佛贡茶产区青川县、龙顶茶产区开化县、猴魁茶产区黄山区、祁门红茶产区祁门县。以县为基础,课题组随机选择3个乡镇,每个乡镇随机抽取2个行政村并在村庄内随机选取10~20个农户。调研以问卷调查为主并结合访谈形式进行,将家庭调查对象设定为18岁以上的具有完全认知能力和行为能力的农业生产者,主要获取了农户施药情况、农药效应认知、技术获取、户主特征、家庭基本情况等相关信息。剔除无效问卷后共获得有效问卷802份。调研区域及样本分布如表1所示。

表2报告了样本农户的基本特征。户主男性占比95.14%,户主年龄45岁及以上占比88.90%,只有9.48%的农户接受过高中及以上水平的教育。家庭规模在3人以上农户占比为60.10%,家庭种植时间在10年以上农户占比为83.17%,未参与合作社农户占比为87.78%。家庭收入在1万及以下的农户占比为7.11%,1万至5万的农户占比43.39%,5万以上的农户49.50%。茶叶收入占比在10%及以下的农户37.53%,在10%~30%的农户有30.05%,在30至50%的农户有15.96%,在50%以上的农户有16.46%。总体而言,

样本分布比较均衡, 且与现阶段农户的一般特征相符, 具有一定代表性。

表 1 调研区域及样本分布

省	陕西			四川		浙江	安徽	
县	紫阳县	西乡县	南郑区	万源市	青川县	开化县	黄山区	祁门县
样本数	99	89	94	105	97	125	102	91
占比 (%)	12.34	11.10	11.72	13.09	12.09	15.59	12.72	11.35

表 2 样本农户特征

特征	选项	频数	百分比 (%)	特征	选项	频数	百分比 (%)
户主性别	男	763	95.14	家庭种植时间	10 年及以下	135	16.83
	女	39	4.86		10~20 年	199	24.82
户主年龄	45 岁及以下	89	11.10		20 年以上	468	58.35
	45~60 岁	280	34.89	合作社参与	未参与	704	87.78
	60 岁以上	433	54.01		参与	98	12.22
户主文化程度	小学及以下	484	60.35	家庭收入	1 万及以下	57	7.11
	初中	242	30.17		1~5 万	348	43.39
	高中及以上	76	9.48		5 万以上	397	49.50
家庭规模	3 人及以下	320	39.90	茶叶收入占比	10%及以下	301	37.53
	3 人以上	482	60.10		10%~30%	241	30.05
茶园规模	0.33 公顷及以下	528	65.84		30%~50%	128	15.96
	0.33 公顷以上	274	34.16		50%以上	132	16.46

1.2.2 变量选择

(1) 因变量。

由于农户施药量选择实际中难以直接观测, 在借鉴相关成果基础上采用亩均施用量、年施药频次等相关指标衡量农户施药量变化, 并最终将农户施药量选择划分为减少、不变、增加 3 个层次。在实际调查中, 调查员首先询问农户施药种类、施药频次等相关问题, 而后确定农户施药量相较于上一年度是减少(记为“1”)、不变(记为“2”)还是增加(记为“3”)。

(2) 核心变量。

邻里施药信息传递反映农户间施药信息交流情况。依据农户学习方式,本研究邻里施药信息传递既包含农户模仿其他农户行为的间接信息传递,也包含农户面对面交流的直接信息传递,能够较为全面度量邻里施药信息传递的真实影响。在实际调研过程中,调查员询问农户“是否依赖于邻里施药信息传递”,并将其对邻里施药信息传递的依赖度评价归为依赖于邻里施药信息(记为“1”)、不依赖于邻里施药信息(记为“0”)2类。

(3) 调节变量。

外部技术获得反映农户施药技术信息外部获取情况。企业、政府是农户施药技术获取重要来源,有助于提升农户施药技术应用能力与判别能力,本文构造企业施药技术获得(有记为“1”,无记为“0”)、政府施药技术获得(有记为“1”,无记为“0”)表征外部技术获得,以验证其在邻里施药信息传递与农户施药量选择之间的调节作用。经验资本既代表农户农业生产经验,也能反映农户对邻里信息的判别能力,本文构造有条理的病虫害防治记录(有记为“1”,无记为“0”)与无条理的种植年限(年)表征经验资本,以验证其在邻里施药信息传递与农户施药量选择之间的调节作用。

(4) 控制变量。

户主特征、家庭特征、农药效应认知等会影响农户施药决策。因而选取用设计户主特征、家庭特征、农药效应认知等变量来表征和控制其影响,以保证模型回归效果。

上述各变量的具体含义、赋值情况、均值等如表 3 所示。

1.2.3 模型构建

由于农户施药量选择由低至高分减少、不变、增加,属于有序多分类响应变量。本文采用近年来应用较广泛的 Ordered Probit 回归模型进行估计。首先定义一个潜变量 Y^* :

$$Y^* = \alpha X + \varepsilon \quad (1)$$

式中: Y^* 是不可观测的潜变量; X 为解释变量; α 为回归系数; ε 为扰动项服从 $N(0, 1)$ 。

$$Y = \begin{cases} 1, & \text{if } Y^* \leq c_1 \\ 2, & \text{if } c_1 < Y^* \leq c_2 \\ 3, & \text{if } c_2 < Y^* \leq c_3 \end{cases} \quad (2)$$

式中: Y 是可观测量; c_1 、 c_2 、 c_3 表示切点;且 $c_1 < c_2 < c_3$ 。可以得到如下 Ordered Probit 模型:

$$\begin{aligned}
P(Y = 1 | X) &= P(Y^* \leq c_1 | X) = \\
P(c &\leq \alpha X + \varepsilon_1 | X) = \Phi(c_1 - \alpha X) \quad (3) \\
P(Y = 2 | X) &= P(c_1 < Y^* \leq c_2 | X) = \\
\Phi(c_2 - \alpha X) - \Phi(c_1 - \alpha X) \quad (4) \\
P(Y = 3 | X) &= P(Y^* > c_2 | X) = \\
1 - \Phi(c_2 - \alpha X) \quad (5)
\end{aligned}$$

表 3 变量含义及描述统计

变量		赋值说明	均值	标准差	最小值	最大值
因变量						
施药量选择		减少=1;不变=2;增加=3	2.114	0.786	1	3
核心变量						
邻里施药信息传递		依赖于邻里施药信息=1;不依赖于邻里施药信息=0	0.273	0.446	0	1
调节变量						
外部技术获得	企业施药技术获得	有=1;无=0	0.360	0.480	0	1
	政府施药技术获得	有=1;无=0	0.451	0.498	0	1
经验资本	病虫害防治记录	有=1;无=0	0.742	0.438	0	1
	种植年限	截止 2017 年种茶时间(年)	25.450	12.581	1	58
控制变量						
户主特征	户主性别	男=1;女=0	0.951	0.215	0	1
	户主年龄	实际年龄(岁)	58.333	10.223	32	85
	户主文化程度	受教育年限(年)	6.075	3.502	0	16
家庭特征	家庭规模	家庭人口总数(人)	4.122	1.710	1	12
	茶园面积	(亩)	5.768	5.710	0.3	55
	农药选配主体	自己=1;其他=0	0.653	0.476	0	1
	茶叶收入占比	茶叶收入/总收入	0.259	0.252	0	1
农药效应认知	农药效应认知得分	农药效应认知高农户=1;农药效应认知低农户=0	0.542	0.499	0	1

2 结果与分析

利用 Stata15.0 进行回归, 模型通过了 1%显著性检验, 表明模型总体拟合效果较好, 估计结果较为稳健, 具体结果见表 4、表 5。

表 4 Ordered probit 模型结果

变量	模型 1	模型 2
	系数(标准误)	系数(标准误)
核心变量		
邻里施药信息传递		0.319*** (0.094)
控制变量		
户主性别	-0.306 (0.196)	-0.310 (0.195)
户主年龄	0.085 (0.253)	0.126 (0.255)
户主文化程度	0.016 (0.013)	0.017 (0.013)
家庭规模	0.016 (0.025)	0.016 (0.025)
茶园规模	-0.040 (0.055)	-0.036 (0.056)
农药选配主体	0.306*** (0.087)	0.292*** (0.087)
茶叶收入占比	-0.178 (0.180)	-0.170 (0.180)
农药效应认知	-0.433*** (0.085)	-0.432*** (0.085)
县级虚拟变量	已控制	已控制
Waldchi2	95.00	105.11
Prob	0.000	0.000

2.1 邻里施药信息传递对农户施药量选择的影响

核心变量。表 4 中, 邻里施药信息传递在 5%显著性水平上显著促进农户增加施药量, 说明农户施药量选择中存在邻里效应。假设 H_0 得到验证。农户具有风险规避偏好, 通常追求农药效果的“短平快”, 相互模仿、相互学习、相互依赖的生产习惯使得农户在其他村民影响下容易出现重复用药、混合用药等问题, 导致施药量增加。

控制变量。表 4 中, 农药选配主体在 1%显著性水平上促进农户增加施药量。在缺乏外部指导的情况下, 农户自身作为农药选配主体容易被用药惯性影响, 倾向于选择多重保险, 致使施药量增加。农药效应认知在 1%的显著性水平上显著促进农户减少施药量。农药效应认知得分越高, 说明农户对与农药的外部效应认知更加的科学合理, 促使农户减少施药量。

2.2 调节效应结果与分析

在前述模型 1、模型 2 基础上, 进一步检验企业施药技术获得、政府施药技术获得、病虫害防治记录、种植年限在邻里施药

信息传递与农户施药量选择之间的调节作用。首先将核心变量、调节变量、控制变量引入,如表4中模型3、模型5、模型7、模型9;随后将核心变量、调节变量、交互项、控制变量引入,如表4中模型4、模型6、模型8、模型10;最后,将核心变量、所有的调节变量、控制变量引入构建模型11,将核心变量、所有的调节变量与交互项、控制变量引入,构建模型12。具体结果如表5所示。

模型3中,企业施药技术获得在5%显著性水平上促进农户减少施药量。企业利用其市场支配地位,以产业链上下游协作的形式将科学施药技术传递给农户,显著提升了农户技术素养,显著减少农户施药量。模型4中,邻里施药信息传递与企业施药技术获得的交互项不显著,意味着企业施药技术获得不能调节邻里施药信息传递与农户施药量选择之间的关系。假设H_{2a}未得到验证。

表5 Ordered probit 模型调节作用结果

变量	企业施药技术获得		政府施药技术获得		病虫害防治记录		种植年限		总调节	
	模型3	模型4	模型5	模型6	模型7	模型8	模型9	模型10	模型11	模型12
	系数 (标准误)	系数 (标准误)	系数 (标准误)	系数 (标准误)	系数 (标准误)	系数 (标准误)	系数 (标准误)	系数 (标准误)	系数 (标准误)	系数 (标准误)
核心变量										
邻里施药信息传递	0.314*** (0.092)	0.313*** (0.092)	0.347*** (0.093)	0.352*** (0.093)	0.213** (0.099)	0.174* (0.101)	0.318*** (0.092)	0.318** (0.092)	0.416** (0.167)	0.351** (0.172)
调节变量										
企业施药技术获得	-0.214** (0.087)	-0.214** (0.087)							-0.372*** (0.145)	-0.372** (0.146)
政府施药技术获得			-0.211** (0.084)	-0.212** (-0.084)					-0.393*** (0.142)	-0.393*** (0.142)
病虫害防治记录					-0.313*** (0.108)	-0.254** (0.113)			-0.527*** (0.183)	-0.449** (0.192)
种植年限							0.130** (0.065)	0.131** (0.065)	0.214* (0.110)	0.206* (0.110)
交互项										
邻里施药信息传递* 企业施药技术获得		-0.060 (0.193)								-0.085 (0.324)
邻里施药信息传递* 政府施药技术获得				-0.078 (0.187)						-0.134 (0.319)
邻里施药信息传递* 病虫害防治记录						-0.375* (0.211)				-0.633* (0.360)

邻里施药信息传递* 种植年限								-0.069 (0.124)		-0.266 (0.210)
控制变量	有	有	有	有	有	有	有	有	有	有
Waldchi2	114.85	114.95	115.13	115.30	117.26	120.41	112.84	113.13	133.97	138.38
Prob	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000

模型 5 中, 政府施药技术获得在 5%显著性水平上促进农户减少施药量。政府在农药管理中居于关键地位, 通过将先进技术嵌入农户原生技术体系可以实现农户施药技术的转型升级, 显著减少农户施药量。模型 6 中, 邻里施药信息传递与政府施药技术获得的交互相不显著, 意味着政府施药技术获得不能调节邻里施药信息传递与农户施药量选择之间的关系。因此, 假设 H_{2b} 未得到验证。

模型 7 中, 病虫害防治记录在 1%显著性水平上显著促进农户减少施药量。农户通过有条理的病虫害防治记录对农药配施及病虫害有更理性、更科学的认知, 可以准确把握用药尺度, 减少不必要施药。模型 8 中, 邻里施药信息传递与病虫害防治记录的在 10%水平上显著, 意味着病虫害防治记录能负向调节邻里施药信息传递与农户施药量选择之间的关系。假设 H_{3a} 得到验证。

模型 9 中, 种植年限在 5%显著性水平上促进农户增加施药量。一方面, 种植年限越长, 茶园本身抗病虫害能力变弱, 迫使农户增加施药量; 另一方面, 种植年限长, 农户在化学技术普及过程中形成的生产观念、模式使得其对农药高度依赖。模型 10 中, 邻里施药信息传递与种植年限的交互项不显著, 意味着种植年限不能调节邻里施药信息传递与农户施药量选择之间的关系。假设 H_{3b} 未得到验证。

模型 11 中, 邻里施药信息传递、企业施药技术获得、政府施药技术获得、病虫害防治记录对农户施药量选择均有显著影响; 但在模型 12 中, 其交互项均不显著。

由上述模型结果可知, 企业施药技术获得、政府施药技术获得、种植年限虽对农户施药量选择有负向作用, 但都无法调节邻里施药信息传递与农户施药量的正相关关系。这是因为: (1) 农户对邻里信任程度较高, 邻里信息传递被农户视为一种常见且有效的信息渠道, 外部技术获得虽更具有科学性并影响农户施药知识储备, 但很难改变农户对邻里施药信息根深蒂固的信赖与依赖; (2) 病虫害防治结果具有不确定性, 邻里共担风险心理机制使得农户施药量选择偏好于学习其他农户, 从而减轻了农户因失败产生的恐惧和压力。因此, 农户施药量选择表现出强烈的邻里效应。

2.3 内生性问题处理

上述回归中, 农药效应认知可能存在内生性问题。其原因在于: (1) 可能存在遗漏变量而产生的内生性问题。本文虽然控制了户主特征、家庭特征、县级虚拟变量等变量, 但仍可能会遗漏一些与农药效应认知相关又影响农户施药量选择的变量。(2) 农药效应认知与农户施药量选择之间可能存在联立性偏误问题, 这是因为农药效应认知代表着农户对农药效应的把握程度, 其科学性深刻影响着农户对农药施药量选择; 而与此同时, 农户施药量选择所取得的结果也反作用于农药效用认知。已有文献解决内生性问题大多使用工具变量, 工具变量需与内生解释变量相关但与未观察到的农户特征不相关。本文选用“茶园是否处在高海拔地区”作为农药效应认知的工具变量, 该变量采用定位工具采集获得。茶园地势是天然形成的, 因而具有较强的外生性; 而茶园是否处在高海拔地区对农药效应认知具有重要影响。一般来说, 相较于低海拔地区, 高海拔地区的茶园受到的病虫害冲击更小, 其脆弱的环境也让农户更加友好的施用农药。

由于内生变量农药效应认知是离散变量, 但 Iv-Probit 程序不能处理内生解释变量是离散型数据的情形, 因而引入扩展回归模型的 Extended Ordered Probit 子块进行回归, 结果如表 6、表 7 所示。结果表明: (1) 模型的整体显著性提高, 方程间残差项相关性的 p 值显著, 因而这样的处理方式是合理的, 农药效应认知确实是内生变量; (2) 邻里施药信息传递、企业施药技术获得、政府施药技术获得、病虫害防治记录、种植年限及其交互项的显著性、方向及大小与 OrderedProbit 模型的回归结果基本一致, 说明邻里施药信息传递、企业施药技术获得、政府施药技术获得、病虫害防治记录、种植年限对农户施药量选择有着重要的影响, 且后 4 个变量在邻里信息传递与农户施药量选择之间并未发挥调节作用。

表 6 Extended ordered probit 模型结果

变量	模型 13	模型 14
	系数 (标准误)	系数 (标准误)
核心变量		
邻里施药信息传递		0.307*** (0.087)
控制变量		
户主性别	-0.313* (0.187)	-0.317* (0.187)
户主年龄	0.110 (0.235)	0.150 (0.236)
户主文化程度	0.016 (0.012)	0.018 (0.012)
家庭规模	0.013 (0.024)	0.012 (0.024)
茶园规模	-0.046 (0.054)	-0.041 (0.055)
农药选配主体	0.299*** (0.081)	0.284*** (0.082)
茶叶收入占比	-0.172 (0.181)	-0.168 (0.181)
农药效应认知	-1.011*** (0.158)	-1.010*** (0.087)
县级虚拟变量	已控制	已控制
Corr(e. 农药效应认知, e. 施药量选择)	0.000	0.000
Waldchi2	132.82	149.00
Prob	0.000	0.000

表 7 Extended ordered probit 模型调节作用结果

变量	企业施药技术获得		政府施药技术获得		病虫害防治记录		种植年限		总调节	
	模型 15	模型 16	模型 17	模型 18	模型 19	模型 20	模型 21	模型 22	模型 23	模型 24
		系数	系数	系数	系数	系数	系数	系数	系数	系数

	系数 (标准 误)	(标准 误)	(标准 误)	(标准误)	(标准 误)	(标准 误)	(标准 误)	(标准 误)	(标准 误)	(标准 误)
核心变量										
邻里施药信息传递	0.305*** (0.088)	0.304*** (0.087)	0.334*** (0.089)	0.338*** (0.089)	0.202** (0.093)	0.172* (0.096)	0.305*** (0.087)	0.304** (0.087)	0.224** (0.095)	0.190* (0.098)
调节变量										
企业施药技术获得	-0.181** (0.083)	-0.182** (0.083)							-0.185** (0.084)	-0.186** (0.084)
政府施药技术获得			-0.188** (0.080)	-0.188** (-0.080)					-0.203** (0.081)	-0.204** (0.081)
病虫害防治记录					-0.307*** (0.103)	-0.260** (0.107)			-0.320*** (0.104)	-0.285*** (0.109)
种植年限							0.132** (0.061)	0.134** (0.061)	0.120* (0.062)	0.120* (0.062)
交互项										
邻里施药信息传递* 企业施药技术获得		-0.082 (0.184)								-0.049 (0.186)
邻里施药信息传递* 政府施药技术获得				-0.090 (0.177)						-0.058 (0.182)
邻里施药信息传递* 病虫害防治记录						-0.303 (0.202)				-0.293 (0.205)
邻里施药信息传递* 种植年限								-0.090 (0.116)		-0.162 (0.119)
控制变量	有	有	有	有	有	有	有	有	有	有
Corr (e. 农药效应认 知, e. 施药量选择)	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000
Waldchi2	152.12	152.57	153.45	153.78	161.03	161.31	156.57	158.08	174.78	178.45
Prob	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000

3 讨论

现有农户施药行为研究多从成本收益、技术认知等个体特征切入。但在现实情境中,村庄内各种血缘、亲缘、地缘关系交织,

连片种植同一种作物、使用同一种技术农户之间的交流与联系十分频繁,且普遍存在从众心理,农户施药量受到村庄其他农户施药经验或知识的影响从而存在邻里效应。有学者从社会网络视角关注邻里、政府、企业等主体对农户施药选择的影响,但经过因子分析后的社会网络因子未能单列出邻里施药信息传递对农户施药选择的影响。本文基于邻里施药信息传递视角研究农户施药量选择的邻里效应及外部技术获得、经验资本在其中的调节效用,可以进一步厘清农户施药量选择的决策机制,为农户农药减量化及农业绿色转型提供理论基础与决策依据。研究结果表明,邻里施药信息传递显著促进农户增加施药量,说明农户施药量选择中存在邻里效应;外部技术获得中,政府施药技术获得、企业施药技术获得显著促进农户减少施药量,农户施药量选择有负向作用,但其对邻里施药信息传递与农户施药量的调节作用均不显著;经验资本中,病虫害防治记录显著促进农户则减少施药量,种植年限显著促进农户增加施药量,但其对邻里施药信息传递与农户施药量的调节作用均不显著。

然而,研究也存在一定局限性。受限于截面数据,无法有效控制经验资本与邻里施药信息传递、外部技术获得内在联系,即研究很难排除农户在外部技术获得、邻里施药信息传递中积累的农业生产经验,未来可考虑通过样本追溯获取面板数据来解决。对于邻里施药信息传递、外部技术获取、经验资本的度量不够系统,未来有必要建立各变量的综合指标体系测度其水平及对农户施药量选择的影响。

4 结论及政策建议

4.1 结论

(1) 邻里施药信息传递在 5%显著性水平上显著促进农户增加施药量,说明农户施药量选择中存在邻里效应。

(2) 外部技术获得中,企业施药技术获得 5%显著性水平上促进农户减少施药量,政府施药技术获得在 5%显著性水平上促进农户减少施药量,但在邻里施药信息传递与农户施药量选择之间均未发挥有效调节作用。

(3) 经验资本中,病虫害防治记录在 1%显著性水平上促进农户减少施药量,种植年限在 5%显著性水平上促进农户增加施药量,但在邻里施药信息传递与农户施药量选择之间均未发挥有效调节作用。

4.2 政策建议

在考虑外部技术获得、经验资本等特征基础上农户施药量选择中存在邻里效应。因此,要促进农户减量化施药,政府需要在以下 3 个方面制定具体政策措施。

(1) 政府应利用邻里信息传递机制,以村庄规模、布局为依据选择一定比例的病虫害防治科技示范户,以示范户科学施药技术培训为基础,采取补贴、荣誉等激励手段激励示范户辐射带动邻里减少施药量。

(2) 政府应在完善基层公共技术服务体系、加大技术投入基础上,通过制定激励政策、构建技术交流平台鼓励企业、高校、农民专业合作社组织等与农户结成技术帮扶小组,按农时向农户提供病虫害防治技术服务。

(3) 采取实物补助、推介等方式引导农户做好病虫害防治记录,启动老茶园升级改造工程、老茶农重点培训工程等工程,促使农户减少施药量。

参考文献:

[1]LIU E M, HUANG J K. Risk preferences and pesticide use by cotton farmers in China[J]. Journal of Development

of Economics, 2013, 103(1):202-215.

[2]王建华, 马玉婷, 李俏. 农业生产者农药施用行为选择与农产品安全[J]. 公共管理学报, 2015(1):117-126.

[3]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.

[4]MANSKI C F . Identification of endogenous social effects: the reflection problem. [J]. Madison, Wisconsin, University of Wisconsin-Madison, Center for Demography and Ecology, 1991, 1991, 60(3):531-542.

[5]晏艳阳, 邓嘉宜, 文丹艳. 邻里效应对家庭社会捐赠活动的影响——来自中国家庭追踪调查(CFPS)数据的证据[J]. 经济学动态, 2017(2):78-89.

[6]CONLEY T G, UDRY C. Learning about a new technology: Pineapple in Ghana[J]. The American Economic Review, 2010, 100(1):35-69.

[7]王玉斌, 华静. 信息传递对农户转基因作物种植意愿的影响[J]. 中国农村经济, 2016(6):71-80.

[8]WATTS D J, STROGATZ S H. Collective dynamics of small-world networks[J]. Nature, 1998, 393(6684):440

[9]EUN C S, WANG L L, STEVEN C. Culture and R2[J]. Journal of Financial Economics, 2015, 115(2):283-303.

[10]姚瑞卿, 姜太碧. 农户行为与“邻里效应”的影响机制[J]. 农村经济, 2015(4).

[11]应瑞瑶, 朱勇. 农业技术培训方式对农户农业化学投入品使用行为的影响——源自实验经济学的证据[J]. 中国农村观察, 2015(1):50-58.

[12]李昊, 李世平, 南灵, 等. 中国农户环境友好型农药施用行为影响因素的 Meta 分析[J]. 资源科学, 2018(1):74-88.

[13]MARSDEN P V. Getting a Job: A study of contacts and careers[J]. Contemporary Sociology, 1995, 4(3):264.

[14]李博伟, 徐翔. 社会网络、信息流动与农民采用新技术——格兰诺维特“弱关系假设”的再检验[J]. 农业技术经济, 2017(12):98-109.

[15]朱月季, 高贵现, 周德翼. 基于主体建模的农户技术采纳行为的演化分析[J]. 中国农村经济, 2014(4):58-73.

[16]杨志海. 老龄化、社会网络与农户绿色生产技术采纳行为——来自长江流域六省农户数据的验证[J]. 中国农村观察, 2018, 142(4):46-60.

[17]ALLY J L. Conceptual and operational understanding of learning for sustainability: A case study of the beef industry in North-eastern Australia[J]. Journal of Environmental Management, 2013, 119:182-193.

[18]TARNOCZI T J, Berkes F. Sources of information for farmers' adaptation practices in Canada' s Prairie agro

-ecosystem[J].Climatic Change, 2010, 98(1):299-305.

[19]刘亚. 农民社会网络及其对信息交流的影响[J]. 图书情报工作, 2012, 56(8):47-55.

[20]罗庆, 李小建. 农户互动网络特征、功能及培育建议[J]. 经济地理, 2010, 30(5):808-813.

[21]KHAN M,DAMALAS C A.Farmers' knowledge about common pests and pesticide safety in conventional cotton production in Pakistan[J].Crop Protection, 2015, 77:45-51.

[22]李秀义, 官志强. 农药安全施用方式及其影响因素分析——以福建安溪茶农为例[J]. 西安电子科技大学学报(社会科学版), 2013, 23(6):84-93.

[23]高杨, 张笑, 陆姣, 等. 家庭农场绿色防控技术采纳行为研究[J]. 资源科学, 2017(5):934-944.

[24]陈欢, 周宏, 孙顶强. 信息传递对农户施药行为及水稻产量的影响——江西省水稻种植户的实证分析[J]. 农业技术经济, 2017(12):23-31.

[25]陈昌洪. 农户选择低碳农业标准化的意愿及影响因素分析——基于四川省农户的调查[J]. 北京理工大学学报(社会科学版), 2013, 15(3):21-25.

[26]闫文鑫. 现代住区邻里关系的重要性及其重构探析——基于社会交换理论视角[J]. 重庆交通大学学报(社会科学版), 2010, 10(3):28-30, 44.

[27]李昊, 李世平, 南灵. 农药施用技术培训减少农药过量施用了吗?[J]. 中国农村经济, 2017(10):82-98.

[28]田云, 张俊飏, 何可, 等. 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[J]. 中国农村观察, 2015(4):61-70.

[29]MILLAR, CURTIS .Moving farmer knowledge beyond the farm gate:An Australian study of farmer knowledgein group learning[J].European Journal of Agricultural Education & Extension, 1997, 4(2):133-142.