

引用格式:曹慧,赵凯.耕地经营规模对农户亲环境行为的影响[J].资源科学,2019,41(4):740-752.[Cao H, Zhao K. Farmland scale and farmers' pro-environmental behavior: Verification of the inverted U hypothesis[J]. Resources Science, 2019, 41(4): 740-752.] DOI: 10.18402/resci.2019.04.11

耕地经营规模对农户亲环境行为的影响

曹 慧^{1,2}, 赵 凯^{1,2}

(1. 西北农林科技大学 经济管理学院, 杨凌 712100;

2. 西北农林科技大学 应用经济学研究中心, 杨凌 712100)

摘 要: 本文根据农户亲环境行为实施的动态优化模型理论分析了耕地经营规模对农户亲环境行为实施的可能影响, 并利用山东省549户农户1417块地块的样本数据, 运用Oprobit模型和Probit模型, 从家庭层面和地块层面分别实证检验了耕地经营总规模和地块经营规模对农户亲环境行为实施的影响及其差异, 以期制定治理农业面源污染、提升农业可持续发展能力等相关政策提供科学依据。研究结果表明: 农户耕地经营总规模和地块经营规模与农户总体亲环境行为实施之间均存在稳健的倒“U”型关系; 但上述关系因地块属性不同而呈现差异, 自家地的地块经营规模与农户总体亲环境行为实施呈倒“U”型关系; 而转入地的地块经营规模与农户总体亲环境行为实施呈“U”型关系。最后, 提出政府应积极推进农地流转, 促使农户耕地连片规模经营中应注意其适度性, 以及加强规范农地流转程序和管理等建议。

关键词: 耕地经营总规模; 地块规模; 农户亲环境行为; 粮食生产; 倒U型假说; 山东省

DOI: 10.18402/resci.2019.04.11

1 引言

当前, 中国粮食生产中的农业面源污染形势严峻, 不仅对农村生态环境和粮食质量安全造成影响, 还对城乡居民的健康安全构成威胁^[1]。协调农业与环境的可持续发展已成为中国经济社会发展面临的重大挑战^[2]。农业部在《关于打好农业面源污染防治攻坚战的实施意见》^[3]中对防治农业面源污染提出了“一控两减三基本”的目标。2018年中央一号文件和《全国国土规划纲要(2016—2030年)》^[4]均明确指出, 要加强农业面源污染防治, 推动生态农业和有机农业发展。这些政策旨在推动农户在农业生产中实施亲环境行为, 实现农业“转方式、调结构”。但在现实中, 农户实施亲环境行为的积极性仍然较低^[5,6]。

近年来, 农民收入结构、农业生产经营方式等在

城镇化进程不断加快的过程中发生了一系列变化, 农村土地流转增加, 土地流转规模也逐年加大^[7]。截至2016年底, 土地流转面积为3133.333万hm²(4.7亿亩), 占家庭承包耕地总面积的35%左右, 农户户均承包耕地面积从2010年的0.376 hm²(5.64亩)上升至2016年的0.397 hm²(5.96亩)^[1]。农户耕地经营规模的扩大会通过规模化效应影响农户的亲环境行为实施。有研究指出, 家庭扩大耕地经营规模对农户亲环境行为具有正向作用^[8,9]。耕地经营规模的扩大利于耕地建设成本内部化^[8], 使农户获得规模经济效益^[9], 激励农户提高耕地质量保护的中长期投资, 进而促使其实施亲环境行为。但也有研究表明, 耕地经营规模的扩大对农户的亲环境行为存在负的规模效应^[10-14]。随着耕地经营规模的扩大, 由于农户对化肥、农药等资本密集型生产要素投入依

收稿日期: 2018-05-02; 修订日期: 2018-11-01

基金项目: 国家重点研发计划项目(2016YFC0503703-03); 国家社会科学基金西部项目(15XJY010)。

作者简介: 曹慧, 女, 山西临汾人, 博士生, 主要研究方向为农业经济理论与政策。E-mail: caohuiery@163.com

通讯作者: 赵凯, E-mail: xinongzhaokai@sina.com

1) 数据来源: <http://www.tuliu.com/data/nationalProgress.html>

2019年4月

赖性的增强^[10-12]、大规模生产中雇佣劳动工人道德风险和逆向选择^[13]、以及农业生产和销售高风险的存在,影响农业预期收益的稳定性,会致使农户忽略甚至不愿意实施亲环境行为等中长期投资^[14]。还有研究表明,耕地经营规模对农户亲环境行为的选择没有显著影响^[15-17]。可见,耕地经营规模与农户粮食生产中亲环境行为实施的关系并无定论,需要更多的实证研究去进一步探索。

一般情况下,产权的明晰有利于自然资源利用中外部性问题的解决^[18,19],因而耕地产权的不稳定及不完整将会致使耕地质量的下降^[20]。当前,从农户经营耕地的属性看,主要包括自家地(自家承包经营耕地)和转入地(农地流转中流入的土地)两种类型,其产权稳定性存在显著差异(这与流转合同年限等信息有关^[21]),由此导致耕地经营规模对自家地和转入地的农户亲环境行为的影响可能存在差异。现有研究表明,由于当前农地流转市场建设机制尚不健全,转入地在产权的稳定性和流动性方面均不如自家地,农户在转入地上因追求短期的经济利益而可能会减少亲环境行为等长期投资^[14]。而随着土地流转方式、合同签订形式规范度和土地流转自由度等农地流转市场化程度的发展完善,农户亲环境行为的实施会有所增加^[14,22]。但也有研究表明,转入地的农户更有意识选择实施亲环境行为^[23]。同时,在农户耕地经营规模方面,由于中国耕地细碎化程度普遍较高,农户家庭层面耕地经营总规模的扩大不一定伴随地块层面经营规模的扩大^[24],只有当农户转入耕地与自家原有耕地相连时,土地流转才会使耕地细碎化问题减轻^[2]。因此,从农户家庭层面和地块层面来看,耕地经营总规模和地块经营规模对农户亲环境行为实施的影响均有待验证。

本文拟采用粮食主产区山东省产粮大县的农户调查数据,在农户亲环境行为范畴界定及其实施机理分析的基础上,从农户家庭层面和地块层面深入分析土地流转背景下耕地经营总规模和地块经营规模对农户亲环境行为实施的影响,并从自家地和转入地视角探讨其对农户亲环境行为实施的影响差异,以期引导、规范和优化农户亲环境行为实施,为治理农业面源污染、提升农业可持续发展能力等相关政策制定提供科学依据。

2 研究范畴、机理分析与研究假设

2.1 研究范畴

农户在粮食生产中选择实施亲环境行为,对于降低土壤污染、提升耕地生产能力和实现农业可持续发展具有重要作用。不同学者对亲环境行为的范畴界定略有不同。如亲环境行为特指那些能够降低生态伤害、保护自然资源以及能提升环境质量的行为^[25,26]。农户亲环境行为则指农户在农业生产过程中自觉地进行减量化、再利用、低污染的农业经营模式^[27-29]。典型的农户亲环境行为主要包括保护性耕作(免耕、减少耕作、土地深松)、作物轮作、节水灌溉、施用农家肥、种植绿肥、堆肥、测土配方施肥、遵守农药化肥等化学要素的使用标准、合理处理或循环利用畜禽粪尿和作物秸秆等形式^[5,6,30,31]。根据上述研究的界定,考虑到农户调研数据的可得性,本文将农户粮食生产中亲环境行为的范畴界定为:农户在粮食生产的灌溉、施肥、施药以及秸秆处理等环节中采用有利于减少农业污染、保护地力、节约资源的生产要素投入行为。其具体内容包括:农户是否自觉地进行农业水资源的节约利用;农户是否按照化肥、农药等要素的合理施用量来组织生产;农户是否采用作物秸秆还田等农副产品资源化和再利用等生产行为。

2.2 机理分析与假设提出

为了分析耕地经营规模对农户亲环境行为的影响,本文假定:①农户在农业生产中不进行种植结构调整,即农户只种植粮食作物;②农户不存在抛荒现象;③根据农户理性经济人假说,农户在既定约束条件下对亲环境行为的实施是在利益最大化目标下基于亲环境行为的成本收益所作出理性选择的自然结果。

借鉴 Gedikoglu^[32]和刘乐等^[2]的分析框架,本文建立农户亲环境行为实施的动态优化模型如下:

$$\max_{x \in \{0,1\}} \sum_{t=0}^T k^t R_t \quad (1)$$

式中: k 表示贴现因子且 $0 < k < 1$; x 表示农户在粮食生产中对亲环境行为的选择, $x=0$ 表示农户在粮食生产中选择不实施亲环境行为,设此时获得的收益 $R_t = R_c$; $x=1$ 表示农户在粮食生产中选择实施亲环境行为,设此时获得的收益 $R_t = R_D$ 。其中, t 和 T 表示时

间,下标 C 和 D 分别表示实施和未实施亲环境行为所对应的时间点。进一步用 Bellman 方程的值函数来解决上述问题。

$$v(R_D) = \max_{x \in \{0,1\}} \left\{ \frac{R_D}{1-k} - C(L), R_C + k \int_0^B v(R'_D) dF(R'_D) \right\} \quad (2)$$

式中: L 表示耕地经营规模, $C(L)$ 表示农户选择实施亲环境行为而进行的相应投入。 $\frac{R_D}{1-k} - C(L)$ 表示农户实施亲环境行为所获得的净收益现值; $R_C + k \int_0^B v(R'_D) dF(R'_D)$ 表示农户不实施亲环境行为所获得的净收益现值,其中 B 表示区别于 T 的时间, R'_D 表示 B 时间内某一期实施亲环境行为所获得的收益, $F(R'_D)$ 为 R'_D 的分布函数, $v(R'_D)$ 表示 R'_D 的值函数, $k \int_0^B v(R'_D) dF(R'_D)$ 表示 B 时间内农户获得的收益现值。存在一个均衡收益值 R_D^* , 在此收益水平下农户选择实施和不实施亲环境行为所对应的收益相等。由此,可计算得均衡收益值 R_D^* :

$$R_D^* = (1-k) \left[C(L) + R_C + k \int_0^B v(R'_D) dF(R'_D) \right] \quad (3)$$

此时,耕地规模变化下,农户在粮食生产中的亲环境行为实施概率 $p(x=1)$ 可表达为以下形式:

$$p(x=1) = \begin{cases} 0, & \text{if } \frac{\partial R_D}{\partial L} \leq \frac{\partial R_D^*}{\partial L} \\ > 0, & \text{if } \frac{\partial R_D}{\partial L} > \frac{\partial R_D^*}{\partial L} \end{cases} \quad (4)$$

式中: $\frac{\partial R_D}{\partial L}$ 表示边际收益 MR_D , $\frac{\partial R_D^*}{\partial L}$ 表示边际均衡收益 MR_D^* 。其经济学含义为:随着耕地面积的扩大,如果农户在粮食生产中选择实施亲环境行为后,所获得的边际收益 MR_D 小于或等于边际均衡收益值 MR_D^* , 那么农户将不实施亲环境行为;如果农户在粮食生产中选择实施亲环境行为后,所获得的边际收益 MR_D 大于边际均衡收益值 MR_D^* , 那么农户将倾向于实施亲环境行为。这意味着,在其他条件不变的情况下,随着耕地经营规模的扩大,如果边际均衡收益值 MR_D^* 越小,农户在粮食生产中越有可能选择实施亲环境行为。

将式(3)两边对 L 求导可得:

$$\frac{\partial R_D^*}{\partial L} = (1-k) \frac{\partial C(L)}{\partial L} \quad (5)$$

由式(5)可知, $\frac{\partial R_D^*}{\partial L}$ 和 $\frac{\partial C(L)}{\partial L}$ 符号同方向变化,其中 $\frac{\partial C(L)}{\partial L}$ 表示边际成本。即:当农户选择实

施亲环境行为的边际成本随着耕地经营规模的扩大而减少时,边际均衡收益值 MR_D^* 也会随着耕地经营规模的扩大而减小,表达式为:

$$\frac{\partial^2 C(L)}{\partial L^2} < 0 \longrightarrow \frac{\partial^2 R_D^*}{\partial L^2} < 0 \quad (6)$$

当农户选择实施亲环境行为的边际成本随着耕地经营规模的扩大而增加时,边际均衡收益值 MR_D^* 也会随着耕地经营规模的扩大而增大,表达式为:

$$\frac{\partial^2 C(L)}{\partial L^2} > 0 \longrightarrow \frac{\partial^2 R_D^*}{\partial L^2} > 0 \quad (7)$$

理性农户在粮食生产中要素投入量的选择一般由要素相对价格及其资源禀赋决定^[33],在生产技术一定的情况下,耕地作为粮食生产中最重要最稀缺的生产资料^[34],其他要素的投入依此为准,此时,农户所拥有的土地数量及质量共同决定农业生产规模及要素投入量^[35]。根据边际报酬递减规律,当耕地经营在一定规模之前,随着耕地经营规模的扩大,农户实施亲环境行为的边际成本会降低,则 MR_D^* 也随之降低,此阶段农户在粮食生产中倾向于选择实施亲环境行为;到达一定规模之后,耕地经营进入规模报酬递减阶段,粮食生产的边际收益开始递减^[36],即随着耕地经营规模的扩大,农户实施亲环境行为的边际成本会增加,则 MR_D^* 也随之增加,此阶段农户在粮食生产中倾向于选择不实施亲环境行为。即耕地经营规模 L 与农户亲环境行为实施概率 $p(x=1)$ 的关系如图1所示。

基于此,本文提出如下假说:

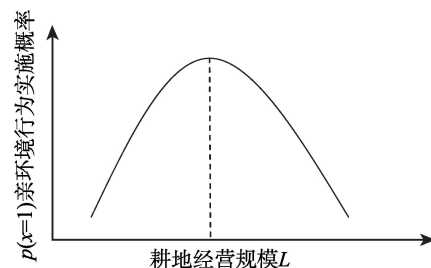


图1 耕地经营规模与农户亲环境行为实施概率的关系

Figure 1 Relationship between farmland scale and the probability of farmers' adoption of pro-environmental behavior

2019年4月

H₁:农户家庭耕地经营总规模与农户粮食生产中亲环境行为的实施呈倒“U”型关系。

H₂:地块经营规模与农户粮食生产中亲环境行为的实施呈倒“U”型关系。

3 数据来源与模型设定

3.1 调研地点选择及样本描述

3.1.1 调研地点选择、调研方法及样本统计

山东省耕地率属中国最高省份,农业增加值长期稳居中国各省区第一位,是中国13个粮食主产区之一。2016年,山东省粮食总产量4700.7万t,为历史第二高产年份。首先通过产粮大县(市)的总人口、人均GDP、耕地面积、耕地面积占该县(市)国土面积的比重、农业人口占该县(市)总人口比重、农业产值占该县(市)GDP的比重等6个指标,将山东省16个产粮大县聚类并选择3个有代表性的样本县:齐河县、邹平县、东昌府区(聊城);其次,运用分层随机抽样方法,在每个县随机选择3~6个样本乡镇,每个乡镇随机选择4~8个样本村,每个村随机选择9个农户进行面对面访问,入户调查于2017年8月实施,最终获得549户农户,涉及1417块地块样本。被调查农户的描述特征见表1。

由表1可以看出,调查对象男女比例约为2:1;年龄在31~70的人数占比为93.45%;调查对象中有14.03%的人为村干部或党员;文化程度初中及以下的人数占比为77.04%;调查对象家庭劳动力人数在2~3人的占比为69.95%。调查对象的结构基本可以反映调研地点各个群体层面的特征。

表1 样本数据特征

Table 1 The sample data

指标	变量	频数	比例/%
性别	男	366	66.67
	女	183	33.33
年龄	≤30	5	0.91
	31~50	134	24.41
	51~70	379	69.04
	≥71	31	5.64
是否为村干部或党员	是	77	14.03
	否	472	85.97
文化程度	小学及以下	221	40.25
	初中	202	36.79
	高中/中专/职高	100	18.22
	大专及以上	26	4.74
家庭劳动力人数	≤1	41	7.47
	2~3	384	69.95
	≥4	124	22.58

3.1.2 不同耕地经营规模下农户实施亲环境行为的统计分析

为考察农户家庭层面和地块层面耕地经营规模与农户亲环境行为实施情况间的关系,根据样本数据分布特征,将农户家庭耕地总规模和地块规模分别以5亩和2亩为区间分为6组,分组计算了各组农户四环节亲环境行为的总体实施情况(表2)。

由表2可知,随着耕地经营规模的扩大,农户家庭耕地经营总规模与农户亲环境行为的实施在整体上大致呈现先增后减的倒“U”型趋势。农户家庭耕地经营总规模为5亩以下时,亲环境行为实施为1

表2 不同耕地经营规模下农户亲环境行为总体实施情况

Table 2 Adoption of farmers' pro-environmental behavior under different cultivated land management scales

耕地总规模 /亩	样本量 /个	农户家庭层面不同亲环境行为 实施情况所占比率/%					地块规模 /亩	样本量 /个	地块层面不同亲环境行为 实施情况所占比率/%				
		0	1	2	3	4			0	1	2	3	4
(0, 5)	138	0	21.01	36.23	40.58	2.17	(0, 2)	499	3.41	25.45	34.07	36.07	1.00
[5, 10)	225	0	25.33	35.56	37.78	1.33	[2, 4)	435	2.76	21.61	35.63	38.85	1.15
[10, 15)	116	0	21.55	33.62	43.97	0.86	[4, 6)	260	1.54	28.85	23.85	44.23	1.54
[15, 20)	36	0	19.44	30.56	47.22	2.78	[6, 8)	128	0.00	24.22	37.50	37.50	0.78
[20, 25)	16	0	12.50	50.00	37.50	0.00	[8, 10)	30	3.33	16.67	46.67	30.00	3.33
[25, +∞)	18	0	16.67	38.89	38.89	5.56	[10, +∞)	65	0.00	6.15	41.54	49.23	3.08
合计	549	0	22.40	35.52	40.44	1.64	合计	1417	2.40	23.71	33.59	39.03	1.27

注:0、1、2、3和4,是灌溉、施肥、施药和秸秆处理四个环节的亲环境行为实施的综合水平,其中,0表示四个环节均不实施亲环境行为;1表示四个环节中有一个环节实施亲环境行为;2表示四个环节中有两个环节实施亲环境行为;3表示四个环节中有三个环节实施亲环境行为;4表示四个环节均实施亲环境行为。

的农户所占比例为21.01%,5~10亩时,该比例上升为25.33%,此后逐渐下降;亲环境行为实施为2的农户在20亩以下时所占比例约为30%,20~25亩时,该比例上升为50.00%,此后呈现下降态势;亲环境行为实施为3的农户在15~20亩时所占比例最大(47.22%),在15亩以下和20亩以上均呈现波动态势。地块层面亲环境行为实施情况变化趋势与家庭层面类似,即随着地块经营规模的扩大,农户亲环境行为实施所占比例大致呈现中间高、两端低的态势。因此,有必要在实证分析中进一步验证耕地经营规模与农户亲环境行为实施的非线性关系。

3.2 模型选择与说明

为检验农户家庭耕地经营总规模和地块经营规模对农户亲环境行为实施的影响,本文从农户家庭层面和地块层面建立基本模型。

(1)农户家庭层面分析模型。其基本模型表达式为:

$$Y_i = a_0 + a_1 S_{li} + a_2 S_{li}^2 + \sum_{m=1}^2 a_{3m} Z_{mi} + \sum_{n=1}^4 a_{4n} D_{ni} + \varepsilon_i \quad (8)$$

式(8)中, Y_i 表示第*i*户农户亲环境行为总体实施情况,取值为0、1、2、3和4,为灌溉、施肥、施药和秸秆处理四个环节的亲环境行为实施的综合水平; S_{li} 和 S_{li}^2 为分别表示第*i*户农户家庭经营耕地总规模及其平方项,引入平方项的目的在于考察耕地总规模与亲环境行为实施的非线性关系; Z_{li} 表示第*i*户农户转入农地的二分变量,0表示非转入户,1表示转入户; Z_{2i} 表示第*i*户农户转出农地的二分变量,0表示非转出户,1表示转出户; D_{ni} 则表示第*i*户农户的农户特征、家庭特征、耕地特征、技术环境特征、村庄特征和区域虚拟变量等控制变量; a_0 为常数项, a_1 、 a_2 、 a_{3m} 、 a_{4n} 为待估计系数, ε_i 为误差项。

(2)地块层面分析模型。其基本模型表达式为:

$$y_j = b_0 + b_1 s_{lj} + b_2 s_{lj}^2 + b_3 z_j + \sum_{p=1}^4 b_{4p} D_{pj} + \delta_j \quad (9)$$

式(9)分别识别了三组具体的估计模型。在地块层面模型的第一组模型中, y_j 表示第*j*块地块农户亲环境行为总体实施情况,取值及含义与上文一致; s_{lj} 和 s_{lj}^2 为分别表示第*j*块地块规模及其平方项; z_j 表示第*j*块地块类型的二分变量,0表示自家地,1表示转入

地; D_{pj} 则表示第*j*块地块对应的农户特征、家庭特征、地块特征、技术环境特征、村庄特征和区域虚拟变量等控制变量; b_0 为常数项, b_1 、 b_2 、 b_3 、 b_{4p} 为待估计系数, δ_j 为误差项。

为进一步考察地块规模对转入地和自家地上农户亲环境行为实施的影响差异,在地块层面第二组和第三组模型中, y_j 分别表示第*j*块转入地和自家地农户亲环境行为总体实施情况; $b_3=0$;其余变量定义与地块层面第一组模型中一致。

上述模型中,因变量都是0、1、2、3和4赋值,为排序数据,因此,本文选择Oprobit回归模型进行实证分析。为了检验估计结果的稳定性,分别对四个环节的亲环境行为实施情况进行独立分析,农户家庭层面模型中 Y_i 以及地块层面模型中 y_j 分别表示第*i*户农户以及第*j*块地块上四个环节的亲环境行为实施与否情况,取值为0和1,其余变量与上文一致,相应地选择Probit模型进行分析。

3.3 变量选择与说明

(1)因变量。本文中模型的因变量为农户在粮食生产中灌溉、施肥、施药以及秸秆处理四个环节的亲环境行为实施情况。各环节亲环境行为表征方式为:浇水过程中是否采用节水灌溉;化肥施用是否以低于或等于说明书上的配备比例进行操作;农药施用是否以低于或等于说明书上的配备比例进行操作;秸秆是否以还田、喂养牲畜、制作沼气等资源化和再利用的方式进行处理。农户亲环境行为总体实施的表征方式为:灌溉、施肥、施药和秸秆处理四个环节亲环境行为综合情况,即四个环节亲环境行为实施数的加总。

(2)主要自变量。本文一方面希望从农户家庭层面分析耕地经营总规模对农户亲环境行为实施的影响,另一方面则希望从地块层面考察地块经营规模对农户亲环境行为实施的影响,同时试图考察自家地地块规模和转入地地块规模对农户亲环境行为实施的影响差异。由此,本文中农户家庭层面模型的主要自变量为耕地总规模和农地流转情况,其中农地流转情况包括转入农地、转出农地。地块层面模型的主要自变量为地块规模和地块类型,其中地块类型包括自家地和转入地2种类型。

2019年4月

(3)控制变量。控制变量包括农户特征、家庭特征、耕地特征、技术环境特征、村庄特征。农户特征变量选取了年龄、教育程度^[6,10,37];家庭特征变量选取了家庭劳动力、家庭年收入、非农劳动力占比、非农收入占比、亲戚中是否有村干部^[2];耕地特征变量选取了地块数、地块肥力、地块到家距离^[13];技术环境特征变量选取了参加培训次数、信息渠道个数^[2];

村庄特征变量选取了村庄位置、村庄交通状况^[38];本文也控制了县(区)的虚拟变量。需要注意的是,非农就业和农地流转是相互影响的^[39,40],直接将非农劳动力占比和非农收入占比引入模型存在内生性问题,因此,借鉴田传浩等^[41]、周来友等^[42]的做法,选取村庄所有农户非农劳动力占比均值和非农收入占比均值作为上述两变量的工具变量(表3)。

表3 变量的定义、说明与描述性统计

Table 3 Definition, assignment, and descriptive statistics of the variables

变量			定义与赋值	均值	标准差
1.因变量					
家庭层面农户亲环境行为实施		0=四个环节均不实施亲环境行为;1=四个环节中有一个环节实施亲环境行为;2=四个环节中有两个环节实施亲环境行为;3=四个环节中有三个环节实施亲环境行为;4=四个环节中均实施亲环境行为		2.21	0.81
地块层面农户亲环境行为实施				2.13	0.87
2.主要自变量					
耕地总规模		家庭实际经营耕地面积/亩		8.71	6.62
地块规模		地块实际面积/亩		3.37	3.06
转入户		1=转入户,0=其他		0.15	0.36
转出户		1=转出户,0=其他		0.06	0.23
地块类型		1=转入地,0=自家地		0.11	0.31
3.控制变量					
农户特征	年龄	户主的年龄/周岁		56.97	9.86
	文化程度	1=文盲;2=小学;3=初中;4=高中/中专/职高;5=大专及以上学历		2.91	1.01
家庭特征	家庭劳动力	家庭实际劳动力/人		2.54	1.00
	家庭年收入	家庭实际年收入/万元		6.48	5.85
	非农劳动力占比	标准化非农就业人数占家庭劳动力比重/% ²⁾		35.00	30.00
	非农收入占比	家庭非农收入占家庭总收入的比重/%		46.00	35.00
耕地特征	家中是否有村干部	1=是;0=否		0.09	0.29
	耕地地块数	耕地地块数/块		2.78	2.56
	地块肥力	1=一等地,2=二等地,3=三等地,4=四等地		1.61	0.74
	地块到家距离	地块距离家的实际距离/m		797.56	881.14
转入地块特征	转入方式	1=亲戚,2=朋友,3=本村农户,4=外村农户,5=村集体		2.96	1.40
	转入年限	约定耕种年限/年		9.44	8.36
	转入租金	租金水平/(元/年·亩)		405.86	208.94
	转入合同	1=没有约定;2=口头合约;3=书面合同		2.10	0.62
技术环境特征	参加培训次数	参加农业技能培训的次数/次		0.55	4.51
	信息渠道个数	接收农业技术信息渠道的个数/个		1.17	0.73
村庄特征	村庄位置	距离最近乡镇的距离/km		3.74	2.48
	村庄交通	是否有城乡公交? 1=是,0=否		0.53	0.50
区域虚拟变量		齐河县、邹平县、东昌府区(聊城)的区域虚拟变量		—	—

注:与模型估计中样本量会因为变量的处理和Stata系统对样本的选择性剔除而发生变化不同,上表的统计均是针对549户农户和1417块地块整体进行的描述。

2) 非农劳动力占比,参照钱忠好的做法^[43],通过家庭标准化非农就业人数[标准化非农就业人数=(一年内非农就业10个月以上人数)×1+(一年内非农就业7~9个月以上人数)×0.75)+(一年内非农就业4~6个月以上人数)×0.5)+(一年内非农就业3个月以下人数)×0.25)]占家庭劳动力比重来表征。

4 实证结果与分析

4.1 农户家庭耕地经营总规模对农户亲环境行为实施的影响

由表4可知,在家庭层面上,农户耕地经营总规模的扩大并不一定导致农户总体亲环境行为实施的增加,由耕地总规模的一次项和二次项系数可以看出,二者之间存在稳健的倒“U”型关系,其拐点约为18.50亩。从不同环节来看,耕地总规模与农户亲环境行为实施的关系在灌溉环节、施肥环节和施药环节中呈倒“U”型,其拐点分别约为57.50亩、

38.75亩和29.00亩。这表明,随着农户家庭耕地经营总规模的扩大,农户对农地的依赖程度相对提高,其更加重视农地经营中的中长期投资,总体上更倾向于选择实施亲环境行为;但随着耕地经营总规模的进一步扩大,农户在生产中存在雇工交易成本和雇工监督问题,可能抑制农户总体上亲环境行为的实施。灌溉、施肥、施药环节同理。同时,在秸秆处理环节,耕地总规模与农户亲环境行为实施的关系为“U”型,其拐点为0.74亩,这一结果与刘乐等^[2]的研究结果相悖,可能是由于样本农户差异造成的。

表4 农户家庭层面亲环境行为实施的影响因素模型估计

Table 4 Modeling results of the influencing factors for farmers' pro-environmental behavior at the household level

变量	总体		灌溉环节		施肥环节		施药环节		秸秆处理环节	
	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
主要自变量										
耕地总规模	0.037*	0.019	0.023	0.038	0.031	0.023	0.029	0.025	-0.092	0.372
耕地总规模平方	-0.001	0.000 5	-0.000 2	0.001	-0.000 4	0.001	-0.000 5	0.001	0.062	0.048
转入户	-0.037	0.166	0.324	0.299	-0.036	0.181	-0.119	0.189	0.051	0.893
转出户	0.118	0.224	—	—	0.376	0.254	-0.058	0.264	-0.394	0.786
农户特征变量										
年龄	-0.005	0.005	0.028**	0.012	-0.015**	0.006	0.000	0.007	-0.024	0.027
文化程度	-0.052	0.049	0.187	0.122	-0.038	0.059	-0.142**	0.061	0.163	0.214
家庭特征变量										
家庭劳动力	-0.036	0.063	0.075	0.149	-0.063	0.073	-0.047	0.077	-0.116	0.281
家庭年收入	0.004	0.011	-0.009	0.025	-0.004	0.014	0.021	0.015	-0.014	0.062
非农劳动力占比	-1.740**	0.711	-0.582	1.625	-3.916***	0.940	-0.583	0.939	14.597***	4.016
非农收入占比	1.238**	0.581	0.536	1.023	2.152***	0.740	1.230	0.754	-8.889***	1.955
家中是否有村干部	-0.223	0.188	-0.283	0.337	0.103	0.206	-0.400**	0.201	0.533	0.865
耕地特征变量										
耕地块数	-0.035**	0.017	-0.119	0.109	-0.051*	0.030	-0.010	0.021	-0.273**	0.123
技术环境特征变量										
参加培训次数	-0.005	0.004	—	—	-0.029**	0.013	0.020	0.019	-0.229***	0.089
信息渠道个数	0.067	0.061	0.003	0.137	0.319***	0.083	-0.168**	0.079	-0.328	0.207
村庄特征										
村庄位置	-0.024	0.020	0.072*	0.040	-0.016	0.025	-0.031	0.026	0.041	0.105
村庄交通	-0.074	0.105	-0.057	0.193	-0.075	0.128	-0.049	0.133	—	—
区域虚拟变量										
齐河县	0.132	0.123	0.443	0.337	0.135	0.151	0.097	0.152	—	—
邹平县	0.244*	0.138	0.827**	0.355	0.375**	0.160	0.088	0.169	—	—
观测值	549		549		549		549		549	
Log pseudo likelihood	-610.427		-70.300		-348.047		-305.218		-22.736	
Wald χ^2	29.56**		56.31***		59.31***		25.70*		62.73***	

注:运用多重共线性诊断法得到的全部结果显示,方差膨胀因子(VIF)均小于10,各自变量之间不存在多重共线性;标准误均为robust稳健标准误;Log pseudo likelihood表示对数伪似然值;“*”、“**”和“***”分别表示在1%、5%和10%的置信水平上显著。

2019年4月

本文的样本农户为小麦和玉米种植户,而刘乐的样本农户为水稻种植户。同时,从实际调研可以发现,样本地区农户家庭耕地经营总规模(均值约8.71亩)普遍较小,结合拐点可知,无论是总体上还是四环节,现阶段农户家庭耕地经营总规模的扩大会促进亲环境行为实施。至此,假说H₁部分得到验证。值得注意的是,耕地地块数对农户亲环境行为实施的影响显著为负,即地块数越多,耕地越细碎化,农户实施亲环境行为的成本越高,越不愿意实施亲环境行为。

4.2 地块经营规模对农户亲环境行为实施的影响

由表5可知,在地块层面上,地块规模与农户总体亲环境行为实施的一次项系数为正,二次项系数为负,这意味着,地块规模与农户总体亲环境行为的实施均呈稳健的倒“U”型关系,其拐点约为78.75亩。从不同环节来看,施肥环节和秸秆处理环节中,地块规模与农户亲环境行为的实施均呈倒“U”型关系,秸秆处理环节尤为稳健,这一研究结果与刘乐等^[2]的结论一致,同时部分验证了假说H₂。在秸秆处理环节,地块规模与农户亲环境行为实施倒

表5 地块层面农户亲环境行为实施的影响因素模型估计

Table 5 Modeling results of the influencing factors for farmers' pro-environmental behavior at the plot level

变量	总体		灌溉环节		施肥环节		施药环节		秸秆处理环节	
	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
主要自变量										
地块规模	0.063***	0.019	0.054	0.045	0.038	0.024	0.055*	0.031	0.293***	0.072
地块规模平方	-0.0004	0.001	0.001	0.002	-0.0003	0.001	0.001	0.002	-0.007***	0.002
地块类型	-0.173	0.106	0.313	0.201	-0.182	0.119	-0.174	0.119	-0.555***	0.201
农户特征变量										
年龄	-0.005	0.003	0.011	0.009	-0.013***	0.004	0.004	0.004	-0.020**	0.009
文化程度	-0.065**	0.031	0.189**	0.077	-0.024	0.036	-0.131***	0.038	-0.173**	0.069
家庭特征变量										
家庭劳动力	-0.050	0.036	-0.061	0.083	-0.088**	0.043	-0.059	0.044	0.108	0.074
家庭年收入	-0.001	0.007	-0.013	0.013	-0.001	0.008	0.016*	0.008	-0.047***	0.014
非农劳动力占比	-2.042***	0.437	-2.480**	1.194	-3.629***	0.554	-1.393**	0.548	2.341*	1.238
非农收入占比	1.513***	0.347	1.002	0.638	1.594***	0.430	2.072***	0.450	0.355	0.858
家中是否有村干部	-0.256**	0.108	-0.656	0.412	-0.041	0.126	-0.481***	0.121	0.108	0.252
耕地特征变量										
地块肥力	0.068	0.045	0.154	0.106	0.063	0.051	0.173***	0.054	-0.189**	0.088
地块到家距离	-0.000 05*	0.000 03	-0.000 01	0.000 1	-0.000 1**	0.000 1	-0.000 05***	0.000 04	0.000 3**	0.000 1
技术环境特征变量										
参加培训次数	-0.003	0.002	-0.025	0.098	-0.030***	0.006	0.015	0.004	0.000	0.009
信息渠道个数	0.070*	0.036	—	—	0.296***	0.048	-0.137	0.048	-0.075	0.078
村庄特征										
村庄位置	-0.016	0.013	0.037	0.031	-0.022	0.016	-0.014	0.017	0.013	0.028
村庄交通	-0.084	0.065	-0.230*	0.135	-0.029	0.080	-0.001	0.083	-0.787***	0.203
区域虚拟变量										
齐河县	0.111	0.077	0.011	0.235	0.043	0.091	0.083	0.092	0.998***	0.195
邹平县	0.198**	0.086	0.595***	0.207	0.372***	0.100	0.028	0.107	-0.099	0.157
观测值	1416		1416		1416		1416		1416	
Log pseudo likelihood	-1681.159		-152.937		-894.609		-806.127		-198.944	
Wald χ^2	100.89***		83.20***		164.67***		114.54***		151.27***	

注:运用多重共线性诊断法得到的全部结果显示,方差膨胀因子(VIF)均小于10,各自变量之间不存在多重共线性;标准误均为robust稳健标准误;Log pseudo likelihood表示对数伪似然值;***、**和*分别表示在1%、5%和10%的置信水平上显著。

“U”型的拐点大约在 20.93 亩左右,小于刘乐等^[2]的研究结果(32 亩),可能同样是由于研究样本农户差异造成的。结合调研的实际情况可知,地块经营规模(均值约 3.37 亩)普遍较小,因而在推动耕地流转的过程中,不仅要考虑农户自身的资源禀赋而适度扩大家庭耕地经营总规模,还需要注意流转耕地的集中连片经营,以减少耕地的细碎化程度。

4.3 农户在自家地与转入地上实施亲环境行为的比较分析

耕地流转导致农户开始经营自家地和转入地两种类型的耕地。相比于自家地,农户在转入地上不仅要投入转入耕地的租金成本,还要承担转入地在产权的稳定性和流动性方面所带来的风险^[14],有可能致使不同属性地块经营规模的扩大对农户亲环境行为实施的影响存在差异。因此,需要进一步考察地块经营规模对转入地和自家地上农户亲环境行为实施的影响,回归结果见表 6。

自家地对应的模型回归结果与所有地块回归结果一致,即自家地地块规模与农户总体亲环境行为实施的一次项系数为正,二次项系数为负,呈稳

健的倒“U”型关系,其拐点约为 30.29 亩。同时,在施肥环节和秸秆处理环节,自家地地块规模与农户亲环境行为的实施均呈倒“U”型关系,其拐点分别约为 13.75 亩和 15.04 亩。这说明在一定规模之前,随着自家地地块规模的扩大,农户在粮食生产中总体上倾向于选择实施亲环境行为;而当自家地地块规模达到一定规模时,随着地块规模的扩大,农户在粮食生产中实施亲环境行为的积极性就会降低。

转入地对应的模型回归结果显示,转入地地块规模与农户总体亲环境行为实施的一次项系数为负,二次项系数为正,呈现“U”型关系,其拐点约为 5.64 亩,这一结果与假说 H₂相悖。可能是由于转入地产权稳定性和流动性方面的风险以及租地成本的存在,起初随着转入地地块规模的扩大,农户在转入地上进行有利于提升耕地质量水平的中长期投资无法得到合适补偿,即无法补偿其在转入地上实施亲环境行为带来的正外部效应^[19],此阶段农户倾向于选择短期投资,即选择不实施亲环境行为;而当转入地块达到一定规模时,随着转入地地块规模的扩大,农户在转入地地块上可能会实现正的规

表 6 转入地和自家地上农户亲环境行为实施的影响因素模型估计

Table 6 Modeling results of the influencing factors for farmers' pro-environmental behavior in rented-in plot and contracted plot

变量	转入地					自家地				
	总体	灌溉 环节	施肥 环节	施药 环节	秸秆处 理环节	总体	灌溉 环节	施肥 环节	施药 环节	秸秆处 理环节
主要自变量										
地块规模	-0.062 (0.067)	-0.086 (0.172)	-0.320** (0.154)	-0.534* (0.298)	0.934** (0.458)	0.080** (0.033)	0.006 (0.064)	0.072** (0.035)	0.053 (0.038)	0.358*** (0.087)
地块规模平方	0.005*** (0.002)	0.004 (0.004)	0.017** (0.007)	0.037** (0.015)	-0.048** (0.023)	-0.001 (0.003)	0.004 (0.004)	-0.003 (0.003)	0.001 (0.003)	-0.012** (0.005)
流转特征										
转入方式	-0.076 (0.164)	0.108 (0.377)	0.216 (0.163)	-0.297 (0.221)	-2.310** (1.145)	—	—	—	—	—
转入年限	-0.045** (0.020)	-0.242* (0.136)	-0.072** (0.033)	-0.080** (0.032)	0.099** (0.043)	—	—	—	—	—
转入租金	-0.002** (0.001)	-0.003* (0.002)	-0.002* (0.001)	-0.005*** (0.002)	-0.003 (0.003)	—	—	—	—	—
转入合同	0.385 (0.314)	-1.143 (1.045)	-0.152 (0.348)	1.447*** (0.453)	5.540* (2.953)	—	—	—	—	—
其余控制变量	引入	引入	引入	引入	引入	引入	引入	引入	引入	引入
观测值	106	107	106	106	106	1266	1266	1266	1266	1266
Log pseudo likelihood	-102.167	-8.050	-31.399	-19.926	-13.291	-1492.650	-129.058	-803.952	-720.179	-162.125
Wald χ^2	117.86***	52.91***	95.39***	89.54***	330.77***	81.17***	68.83***	137.60***	90.69***	132.81***

注:运用多重共线性诊断法得到的全部结果显示,方差膨胀因子(VIF)均小于 10,各自变量之间不存在多重共线性;括号中为 robust 稳健标准误;Log pseudo likelihood 表示对数伪似然值;“*”、“”和“”分别表示在 1%、5%和 10%的置信水平上显著。

2019年4月

模效应,此阶段农户可能倾向于选择中长期投资,即选择实施亲环境行为。该特征同样体现在灌溉环节、施肥环节和施药环节,其拐点分别为11.05亩、9.46亩和7.30亩。为进一步考察耕地流转特征对转入地上农户亲环境行为实施的影响,模型同时引入了耕地流转特征变量。从回归结果可以看出,转入地的转入年限和转入租金对农户亲环境行为实施的影响显著为负,说明转入地转入年限越长,转入租金越高,越不利于农户在转入地上选择实施亲环境行为。转入方式和转入合同对农户总体亲环境行为的影响系数分别为负和正,一定程度上说明耕地流转方式越自由,流转合同越规范,越有助于农户在转入地上选择实施亲环境行为,即耕地流转市场化程度的发展和完善会激励农户在转入地上选择实施亲环境行为。

5 结论与启示

5.1 结论

农户在粮食生产中实施亲环境行为是治理农业污染,改善耕地质量和提升农业可持续发展能力的关键。本文利用山东省3个产粮大县549户农户、1417块地块调研数据,从农户家庭层面和地块层面检验了耕地经营规模对农户粮食生产中亲环境行为实施的影响。研究表明,农户家庭耕地经营总规模与农户总体亲环境行为实施之间存在稳健的倒“U”型关系,该关系同样体现在灌溉、施肥和施药环节。地块经营规模与农户总体亲环境行为实施之间也存在稳健的倒“U”型关系,尤其体现在施肥和秸秆处理环节。同时根据地块类型,分别对自家地和转入地的地块经营规模与农户亲环境行为实施的影响进行回归,模型估计结果表明,自家地的地块经营规模与农户总体亲环境行为实施呈现倒“U”型关系;而转入地的地块经营规模与农户总体亲环境行为实施呈“U”型关系。

值得讨论的是,转入地的地块经营规模与农户亲环境行为选择的“U”型关系。理论上,一方面相对于自家地而言,转入地产权稳定性和完整性都较低,另一方面转入农地需要支付租金,转入地的投资成本较高,二者可能共同增加了农户在初始转入农地的过程中预期收益的不确定性,进而致使其缺乏中长期投资动力,呈现出较低的亲环境行为实施

水平。而在一定规模之后,转入地地块经营规模的增大有助于农户实现规模效益,进而会促使其选择实施亲环境行为。但由于本文中转入地地块样本量的限制,转入地地块规模与农户亲环境行为实施的“U”型关系有待进一步验证。

5.2 启示

根据上述结论,为更好地推进农业可持续发展,提出如下对策建议:第一,积极推进农户耕地连片规模经营中要注意其适度性。通过积极推进耕地流转、耕地整合,促使农户耕地连片规模经营,增加农户对耕地投资的稳定预期,促进农户在耕地质量保护和经济效益间进行长期调整和均衡,激励其在粮食生产中实施亲环境行为。同时,在农户规模经营过程中,需要适度扩大其耕地面积,保证耕地经营规模处于正面促进农户亲环境行为实施阶段。第二,规范耕地流转程序和管理。通过提升耕地流转方式的自由度和耕地流转合同的规范度等,促进耕地流转市场化程度的发展和完善,合理引导转入地农户的生产方式,推动农户在转入地上积极主动地实施亲环境行为。

参考文献(References):

- [1] 徐志刚,张炯,仇焕广.声誉诉求对农户亲环境行为的影响研究:以家禽养殖户污染物处理方式选择为例[J].中国人口·资源与环境,2016,26(10):44-52.[Xu Z G, Zhang J, Qiu H G. Effects of reputation demands on farmers' pro-environmental behavior: Taking the farmers' disposal behavior of poultry waste as an example[J]. China Population, Resources and Environment, 2016, 26(10): 44-52.]
- [2] 刘乐,张娇,张崇尚,等.经营规模的扩大有助于农户采取环境友好型生产行为吗:以秸秆还田为例[J].农业技术经济,2017,(5):17-26.[Liu L, Zhang J, Zhang C S, et al. Does the expansion of business scale help farmers to adopt environmentally friendly production practices? Take straw as an example[J]. Journal of Agrotechnical Economics, 2017, (5): 17-26.]
- [3] 农业部.农业部关于打好农业面源污染防治攻坚战的实施意见[EB/OL].(2015-04-13)[2018-05-02].http://jiuban.moa.gov.cn/zwlzm/zwdt/201504/t20150413_4524372.htm. [Ministry of Agricultural of the People's Republic of China. Implementation Opinions of Ministry of Agricultural of the People's Republic of China on Doing a Good Job in the Prevention and Control of Agricultural Non-Point Source Pollution [EB/OL]. (2015-04-13)[2018-05-02]. http://jiuban.moa.gov.cn/zwlzm/zwdt/201504/t20150413_452

- 4372.htm.]
- [4] 国务院. 国务院关于印发全国国土规划纲要(2016-2030年)的通知[EB/OL]. (2017-02-04) [2018-05-02]. http://www.gov.cn/zhengce/content/2017-02/04/content_5165309.htm. [People's Republic of China State Council. Notice of People's Republic of China State Council on Printing and Distributing the National Land Planning Outline (2016-2030) [EB/OL]. (2017-02-04) [2018-05-02]. http://www.gov.cn/zhengce/content/2017-02/04/content_5165309.htm.]
- [5] 罗小娟, 冯淑怡, 黄挺, 等. 测土配方施肥项目实施的环境和经济效益评价[J]. 华中农业大学学报: 社会科学版, 2014, 33(1): 86-93. [Luo X J, Feng S Y, Huang T, et al. Assessment on environmental and economic effects of formula fertilization by soil testing project[J]. Journal of Huazhong Agricultural University (Social Sciences Edition), 2014, 33(1): 86-93.]
- [6] 高瑛, 王娜, 李向菲, 等. 农户生态友好型农田土壤管理技术采纳决策分析: 以山东省为例[J]. 农业经济问题, 2017, (1): 38-47. [Gao Y, Wang N, Li X F, et al. Adoption of eco-friendly soil management practices by smallholder farmers in Shandong of China[J]. Issues in Agricultural Economy, 2017, (1): 38-47.]
- [7] 张璋, 周海川. 非农就业、保险选择与土地流转[J]. 中国土地科学, 2017, (10): 42-52. [Zhang Z, Zhou H C. Off-farm employment, insurance selection and land transfer[J]. China Land Sciences, 2017, (10): 42-52.]
- [8] 占辉斌, 胡庆龙. 农地规模、市场激励与农户施肥行为[J]. 农业技术经济, 2017, (11): 72-79. [Zhan H B, Hu Q L. Agricultural land scale, market incentives and farmers' fertilization behavior [J]. Journal of Agrotechnical Economics, 2017, (11): 72-79.]
- [9] 黄凌翔, 郝建民, 卢静. 农村土地规模化经营的模式、困境与路径[J]. 地域研究与开发, 2016, 35(5): 138-142. [Huang L X, Hao J M, Lu J. Model, dilemma and path of rural farmland formula management[J]. Areal Research and Development, 2016, 35(5): 138-142.]
- [10] 田云, 张俊嫔, 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. [Tian Y, Zhang J B, He K, et al. Analysis on farmers' low carbon production behavior and its influence factors in agriculture: Taking chemical fertilizer application and pesticide use as examples[J]. China Rural Survey, 2015, (4): 61-70.]
- [11] 马才学, 金莹, 柯新利, 等. 基于STIRPAT模型的农户农药化肥施用行为研究: 以武汉市城乡结合部为例[J]. 资源开发与市场, 2018, 34(1): 1-5. [Ma C X, Jin Y, Ke X L, et al. Pesticide and fertilizer application behavior of farmers based on STIRPAT model: A case study in Wuhan peri-urban area[J]. Resource Development & Market, 2018, 34(1): 1-5.]
- [12] 李昊, 李世平, 南灵. 农户农业环境保护为何高意愿低行为? 公平性感知视角新解[J]. 华中农业大学学报(社会科学版), 2018, (2): 18-27. [Li H, Li S P, Nan L. Why farmers' higher willingness of agricultural environmental protection results in lower behavior? New insights from fairness perception[J]. Journal of Huazhong Agricultural University (Social Sciences Edition), 2018, (2): 18-27.]
- [13] 龙云, 任力. 农地流转对农业面源污染的影响: 基于农户行为视角[J]. 经济学家, 2016, (8): 81-87. [Long Y, Ren L. Impact of farmland transfer on agricultural nonpoint source pollution: Based on farmers' behavior[J]. Economist, 2016, (8): 81-87.]
- [14] 龙云, 任力. 农地流转制度对农户耕地质量保护行为的影响: 基于湖南省田野调查的实证研究[J]. 资源科学, 2017, 39(11): 2094-2103. [Long Y, Ren L. Influence of the farmland transfer institution on farmers' behaviors of cultivated land quality protection: An empirical study of the fields in Hunan Province[J]. Resources Science, 2017, 39(11): 2094-2103.]
- [15] Gong Y Z, Baylis K, Kozak R, et al. Farmers' risk preferences and pesticide use decisions: Evidence from field experiments in China [J]. Agricultural Economics, 2016, 47(4): 411-421.
- [16] 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, 40(1): 74-88. [Li H, Li S P, Nan L, et al. A meta-analysis of farmers' environment-friendly pesticide application behavior in China[J]. Resources Science, 2018, 40(1): 74-88.]
- [17] 徐涛, 赵敏娟, 李二辉, 等. 规模化经营与农户“两型技术”持续采纳: 以民勤县滴灌技术为例[J]. 干旱区资源与环境, 2018, 32(2): 37-43. [Xu T, Zhao M J, Li E H, et al. Scaled operation and continuous adoption of “two-oriented technology”: The case of drip irrigation in Minqin County[J]. Journal of Arid Land Resources and Environment, 2018, 32(2): 37-43.]
- [18] Coase R H. The Problem of Social Cost[A]. Gopalakrishnan C. Classic Papers in Natural Resource Economics[C]. London: Palgrave Macmillan, 1960.
- [19] 俞海, 黄季焜, Rozelle S, 等. 地权稳定性、土地流转与农地资源持续利用[J]. 经济研究, 2003, (9): 82-91. [Yu H, Huang J K, Rozelle S, et al. Use rights security, land transfer and resource degradation[J]. Economic Research Journal, 2003, (9): 82-91.]
- [20] Otsuka K, Suyanto S, Sonobe T, et al. Evolution of land tenure institutions and development of agroforestry: Evidence from customary land areas of Sumatra[J]. Agricultural Economics, 2001, 25(1): 85-101.
- [21] Gao L, Huang J, Rozelle S. Rental markets for cultivated land and agricultural investments in China[J]. Agricultural Economics, 2012, 43(4): 391-403.
- [22] 邵亮亮, 黄季焜. 不同类型流转农地与农户投资的关系分析[J]. 中国农村经济, 2011, (4): 9-17. [Gao L L, Huang J K. Analysis of the relationship between different types of transferred agricultural land and farmers' investment[J]. Chinese Rural Economy, 2011, (4): 9-17.]

2019年4月

- [23] 赵丹丹, 周宏. 农村土地流转对农户耕地质量保护选择行为的影响研究[J]. 价格理论与实践, 2017, (11): 54-57. [Zhao D D, Zhou H. Study on impact of rural land circulation on farmers' choice of farmland quality protection[J]. Price: Theory & Practice, 2017, (11): 54-57.]
- [24] 钟甫宁, 王兴稳. 现阶段农地流转市场能减轻土地细碎化程度吗?来自江苏兴化和黑龙江宾县的初步证据[J]. 农业经济问题, 2010, 31(1): 23-32. [Zhong F N, Wang X W. Can land transfer markets reduce land fragmentation currently? Evidence from Xinghua City of Jiangsu Province and Bin County of Heilongjiang Province[J]. Issues in Agricultural Economy, 2010, 31(1): 23-32.]
- [25] Jensen B B. Knowledge, action and pro-environmental behaviour [J]. Environmental Education Research, 2002, 8(3): 325-334.
- [26] Ehrlich P R, Kennedy D. Millennium assessment of human behavior[J]. Science, 2005, 309(5734): 562-563.
- [27] 梁流涛, 曲福田, 冯淑怡. 经济发展与农业面源污染: 分解模型与实证研究[J]. 长江流域资源与环境, 2013, 22(10): 1369-1374. [Liang L T, Qu F T, Feng S Y. Economic development and agricultural non-point source pollution: Decomposition model and empirical analysis[J]. Resources and Environment in the Yangtze Basin, 2013, 22(10): 1369-1374.]
- [28] Cheng C H, Monroe M C. Connection to nature: Children's affective attitude toward nature[J]. Environment and Behavior, 2012, 44 (1): 31-49.
- [29] 郭利京, 赵瑾. 农户亲环境行为的影响机制及政策干预: 以秸秆处理行为为例[J]. 农业经济问题, 2014, 35(12): 78-84. [Guo L J, Zhao J. The influence mechanism and policy intervention of peasants' pro-environmental behavior: Taking straw treatment as an example[J]. Issues in Agricultural Economy, 2014, 35(12): 78-84.]
- [30] 苏毅清, 王志刚. 农户施用测土配方肥及效果满意度的影响因素: 基于山东省平原县的问卷调查数据[J]. 湖南农业大学学报(社会科学版), 2014, 15(6): 25-31. [Su Y Q, Wang Z G. Effects of testing and formulated fertilization and farmers' satisfaction: Evidence from rural household survey in Pingyuan county, Shandong province[J]. Journal of Hunan Agricultural University (Social Sciences), 2014, 15(6): 25-31.]
- [31] 郭利京, 赵瑾. 非正式制度与农户亲环境行为: 以农户秸秆处理行为为例[J]. 中国人口·资源与环境, 2014, 24(11): 69-75. [Guo L J, Zhao J. Informal institutions and farmers pro-environmental behavior: As an example of the farmers' straw processing behavior [J]. China Population, Resources and Environment, 2014, 24(11): 69-75.]
- [32] Gedikoglu H. Impact of Farm Size and Uncertainty on Technology Disadoption[C]. Orlando: The Southern Agricultural Economics Association Annual Meeting, 2010.
- [33] 陈秧分, 孙炜琳, 薛桂霞. 粮食适度经营规模的文献评述与理论思考[J]. 中国土地科学, 2015, (5): 8-15. [Chen Y F, Sun W L, Xue G X. Literature comment and theoretical study on the optimum management scale of farmland[J]. China Land Sciences, 2015, (5): 8-15.]
- [34] 许庆, 尹荣梁, 章辉. 规模经济、规模报酬与农业适度规模经营: 基于我国粮食生产的实证研究[J]. 经济研究, 2011, (3): 59-71. [Xu Q, Yin R L, Zhang H. Scale economy, scale remuneration and moderate scale management of agriculture: An empirical study based on grain production in China[J]. Economic Research Journal, 2011, (3): 59-71.]
- [35] 王嫚嫚, 刘颖, 陈实. 规模报酬、产出利润与生产成本视角下的农业适度规模经营: 基于江汉平原 354 个水稻种植户的研究 [J]. 农业技术经济, 2017, (4): 83-94. [Wang M M, Liu Y, Chen S. Moderate scale management of agriculture in perspective of scale return, output profit and production cost: Based on the research of 354 rice farmers in Jiangnan plain[J]. Journal of Agrotechnical Economics, 2017, (4): 83-94.]
- [36] 仇童伟, 石晓平, 马贤磊. 农地流转经历、产权安全认知对农地流转市场潜在需求的影响研究: 以江西省丘陵地区为例[J]. 资源科学, 2015, 37(4): 645-653. [Qiu T W, Shi X P, Ma X L. The impact of rural land transfer experience and property security cognition on the potential demand of agricultural land transfer market: A case study of hilly areas in Jiangxi province[J]. Resources Science, 2015, 37(4): 645-653.]
- [37] 褚彩虹, 冯淑怡, 张蔚文. 农户采用环境友好型农业技术行为的实证分析: 以有机肥与测土配方施肥技术为例[J]. 中国农村经济, 2012, (3): 68-77. [Chu C H, Feng S Y, Zhang W W. An empirical analysis of farmers' adoption of environmentally friendly agricultural technology: Taking organic fertilizer and soil testing fertilization as examples[J]. Chinese Rural Economy, 2012, (3): 68-77.]
- [38] 仇童伟, 罗必良. 农地产权强度对农业生产要素配置的影响[J]. 中国人口·资源与环境, 2018, 28(1): 63-70. [Qiu T W, Luo B L. The impacts of land tenure intensity on distribution of agricultural factors[J]. China Population, Resources and Environment, 2018, 28 (1): 63-70.]
- [39] Kung K S. Off-farm labor markets and the emergence of land rental markets in rural China[J]. Journal of Comparative Economics, 2002, 30(2): 395-414.
- [40] 钱龙, 洪名勇. 非农就业、土地流转与农业生产效率变化: 基于 CFPS 的实证分析[J]. 中国农村经济, 2016, (12): 2-16. [Qian L, Hong M Y. Non-agricultural employment, land transfer and agricultural production efficiency change: An empirical analysis based on CFPS[J]. Chinese Rural Economy, 2016, (12): 2-16.]
- [41] 田传浩, 李明坤. 土地市场发育对劳动力非农就业的影响: 基于浙、鄂、陕的经验[J]. 农业技术经济, 2014, (8): 11-24. [Tian C H, Li M K. The impact of land market development on labor non-agricultural employment: Based on the experiences of Zhejiang, Hubei and Shaanxi provinces[J]. Journal of Agrotechnical Econom-

- ics, 2014, (8): 11–24.]
- [42] 周来友, 饶芳萍, 马贤磊, 等. 丘陵地区非农就业类型对农地流转的影响: 基于江西省东北部农户调查数据的分析[J]. 资源科学, 2017, 39(2): 209–219. [Zhou L Y, Rao F P, Ma X L, et al. The impact of non-agricultural employment types on farmland transfer in hilly areas: Based on survey data of farmers in northeastern of Jiangxi province[J]. Resources Science, 2017, 39(2): 209–219.]
- [43] 钱忠好, 王兴稳. 农地流转何以促进农户收入增加: 基于苏、桂、鄂、黑四省(区)农户调查数据的实证分析[J]. 中国农村经济, 2016, (10): 39–50. [Qian Z H, Wang X W. Why does farmland transfer increase the income of farmers? An empirical analysis based on survey data of farmers in Jiangsu, Guangxi, Hubei and Heilongjiang provinces[J]. Chinese Rural Economy, 2016, (10): 39–50.]

Farmland scale and farmers' pro-environmental behavior : Verification of the inverted U hypothesis

CAO Hui^{1,2}, ZHAO Kai^{1,2}

(1. College of Economics and Management, Northwest A&F University, Yangling 712100, China;

2. Applied Economics Research Center, Northwest A&F University, Yangling 712100, China)

Abstract: The purpose of this study was to analyze the possible impact of farmland scale on farmers' pro-environmental behavior based on the dynamic optimization model, to empirically test the impact of total farmland scale and plot size on farmers' pro-environmental behavior using the data of 549 households and 1417 plots in Shandong Province, and to explore measures for the treatment of agricultural non-point source pollution and the improvement of agricultural sustainable development capacity. The Oprobit model and the Probit model were employed in this study. The results show that total farmland scale has a steady inverted “U” relationship with farmers' overall pro-environmental behavior. Plot size also has a steady inverted “U” relationship with farmers' overall pro-environmental behavior. For the contracted plots, the relationship between plot size and farmers' overall pro-environmental behavior is an inverted “U” type, but a “U” type is observed for the rented-in plots. In conclusion, we should pay close attention to the speed and scale of cultivated land consolidation, and standardize the procedures and management of farmland transfer.

Key words: total farmland scale; plot size; farmers' pro-environmental behavior; grain production; inverted U hypothesis; Shandong Province