

引用格式:王小楠,朱晶,薄慧敏. 家庭农场有机农业采纳行为的空间依赖性[J]. 资源科学, 2018, 40(11): 2270-2279. [Wang X N, Zhu J, Bo H M. Spatial dependence of family farms' adoption behaviors of organic agriculture[J]. *Resources Science*, 2018, 40(11): 2270-2279.] DOI :10.18402/resci.2018.11.13

家庭农场有机农业采纳行为的空间依赖性

王小楠¹, 朱晶^{2,3}, 薄慧敏¹

(1. 南京农业大学经济管理学院, 南京 210095;

2. 南京农业大学江苏省粮食安全研究中心, 南京 210095;

3. 江苏现代粮食流通与安全协同创新中心, 南京 210095)

摘要: 本文基于黄淮海平原366户家庭农场的实地调研数据,运用全局Moran's I,构建贝叶斯空间杜宾Probit模型,设定合适的空间权重矩阵,从中选择最优模型进行参数估计,并借助偏微分方法,分解特征变量对家庭农场有机农业采纳行为的直接效应和空间溢出效应。研究结果表明:①邻近家庭农场有机农业采纳行为存在空间相关性;②家庭农场相距2.0km以内,其有机农业采纳行为的空间依赖性最强;③受教育程度、风险偏好程度、劳动力数量、资金状况、环保意识、对有机农业的认知程度、参加培训、从媒体获取信息程度、市场信息获取程度以及认识已采纳有机农业的农场主均显著正向影响家庭农场有机农业采纳行为,而农场主的性别、年龄显著负向影响家庭农场有机农业采纳行为;④家庭农场有机农业采纳行为主要是各特征变量直接效应的结果,但邻近家庭农场特征变量的空间溢出效应也不容忽视,尤其是邻近家庭农场是否参与培训、劳动力数量和资金状况。这一研究结论不仅为示范推广有机农业的有效性提供了理论支撑,也为选择什么样的家庭农场作为示范户提供了参考依据。

关键词: 家庭农场;有机农业;空间溢出效应;贝叶斯空间杜宾Probit模型

DOI :10.18402/resci.2018.11.13

1 引言

源于有机农业所具有的如保障农产品质量安全、改善生态环境、增加农民就业和收入、满足人们生活需求等多重功能,有机农业成为世界上发展最快的产业之一^[1]。中国政府在2017年中央一号文件中明确提出“大力发展有机农业”。

农户需求是有机农业得以发展的基础^[2]。国内外学者大多使用Probit模型^[3]、Logit模型^[4]、Tobit模型^[5]以及样本选择模型^[6]等,探究农户有机农业采纳行为的影响因素。这些研究方法尽管可以揭示特征变量对农户有机农业采纳行为的直接影响,但无法解释农户有机农业采纳行为的空间依赖性,即邻近农户采纳行为和特征变量对其采纳行为的空间溢出效应。

事实上,随着20世纪90年代新地理经济学在新增长理论中应用的深入,越来越多的学者开始关注农户采纳行为的空间依赖性。空间依赖性是指个人以某种方式行事的倾向会随着其社会群体行为而改变,具体表现为距离相近的农户会做出相似的选择行为^[7]。若忽视了空间依赖性,不仅无法诠释空间结构对农户有机农业采纳行为的影响,还会产生有偏的估计结果^[8]。Läpple等^[7]、Lewis等^[9]、Schmidtner等^[10]、Bjørkhaug等^[11]的研究均证实,相邻农户的有机农业采纳行为并非彼此独立,而是存在空间依赖性。然而,现有相关研究大多以美国、德国、爱尔兰等发达国家为例,以发展中国家为研究对象的文献尚未见报道。众所周知,相比于正式信息充裕的发达国家,发展中国家的正式信息资源相

收稿日期:2018-04-18 修订日期:2018-07-29

基金项目:国家自然科学基金项目(71673142)。

作者简介:王小楠,女,山东莱州人,博士生,研究方向为农业经济管理。E-mail: wangxiaonan907@163.com

通讯作者:朱晶, E-mail: crystalzhu@njau.edu.cn

2018年11月

对匮乏,农户获取农业信息主要依靠邻近农户的非正式信息网络,空间依赖性程度可能更高^[12]。

此外,在市场经济和农业现代化的政策体系冲击下,中国农户日益分化为以分散化、兼业化为特征的传统农户和以专业化、集约化、组织化、社会化为特征的家庭农场^[13]。无论是在土地、资本和劳动等生产要素构成上,还是在经营者劳动、产品属性和收入构成上,家庭农场均不同于传统农户。同时,较之于传统农户,家庭农场注重农产品认证,有生产高附加值农产品的动力和能力。故家庭农场与传统农户有机农业采纳行为的影响因素可能存在差异。然而,现有研究,如陈雨生^[14]、王奇^[15]、高杨^[16]等均以传统农户为例,以家庭农场为研究对象的文献相对阙如。

家庭农场是未来中国农业发展的趋势和走向,且在科技成果应用和绿色发展方面对传统农户具有引领功能^[17]。因此,本文以黄淮海平原366户家庭农场为例,首先采用全局Moran's I,检验中国家庭农场有机农业采纳行为的空间相关性;其次,建立贝叶斯空间杜宾Probit模型,并设定合适的空间权重矩阵,从中选取最优模型进行参数估计;最后,借助偏微分方法,分解特征变量对家庭农场有机农业采纳行为的直接效应和空间溢出效应。

本文的研究进展主要体现在以下三个方面:

(1)对研究对象进行了拓展,重点探究了家庭农场有机农业采纳行为。

(2)以中国为例,验证了发展中国家家庭农场有机农业采纳行为的空间依赖性。

(3)关注了空间溢出效应,不仅诠释了空间结构对家庭农场有机农业采纳行为的影响,还得到了更为严谨的估计结果。

2 研究设计

2.1 数据来源

本文选取黄淮海平原的河北、河南、安徽、山东和江苏五省进行调研。这是由于:

(1)五省是中国重要的粮食生产基地,其粮食总产量占中国总产量的34.2%^[18]。

(2)五省注册的家庭农场均逾万户,家庭农场发展势头良好。

(3)五省有机产品认证证书数量与有机农业面积均处于全国前列^[19],有机农业具有较好的发展基础。

调研分为两个阶段进行。第一阶段为预调研。于2016年12月,在山东省随机选取20户家庭农场进行访谈,针对预调研情况,对调查问卷的问题项进行调整和完善。第二阶段为正式调研。于2017年1—2月,组建以研究生为主的调研团队,采用多阶段整群随机抽样方法,在五省随机选取10个地级市,进而在每个地级市随机选取2个县(市、区),并在每个县(市、区)随机选取20户家庭农场进行入户调查。具体调研区域见表1,这些县(市、区)的地形复杂多样,具有较好的代表性。共发放问卷400份,获得有效问卷366份,问卷有效率为91.5%。

表1 调研区域

Table 1 Research area

省份	地级市	县(市、区)
河北	保定	安新
		博野
	邯郸	成安
		大名
河南	开封	杞县
		通许
	南阳	内乡
		新野
安徽	滁州	定远
		凤阳
	阜阳	太和
		阜南
山东	潍坊	寿光
		青州
	烟台	栖霞
		莱阳
江苏	常州	溧阳
		金坛
	宿迁	沐阳
		泗阳

2.2 变量选取、赋值与描述性统计

农户行为理论强调农户以家庭为基本经济单位,追求在有限禀赋条件下的效用最大化,农户主观态度会影响其个体行为^[20];计划行为理论在农户行为理论的基础上,强调农户行为并不完全出于自愿,还来源于其他控制因素^[21]。可见,家庭农场有机农业采纳行为受农场主特征、资源禀赋特征、心理认知特征和信息特征的综合影响。

在农场主特征方面,Thapa等^[22]发现,户主为女

性的家庭农场更倾向于采纳有机农业。Mala等^[23]指出,农场主越年轻,越容易接受新事物,采纳有机农业的可能性越高。Ma等^[6]证实,农场主的受教育程度越高,其理解能力也越高,越会对有机农业做出正面评价,从而越会采纳有机农业。此外,风险偏好程度越高的家庭农场,对有机农业的风险承受能力越强^[24]。因此,本文选取性别、年龄、受教育程度和风险偏好程度作为农场主特征的衡量指标。

在资源禀赋特征方面,充足的劳动力和较大的耕地面积有利于家庭农场采纳有机农业^[4, 25],而充裕的资金状况为家庭农场采纳有机农业提供了重要支撑^[26]。显然,劳动力数量、经营耕地面积和资金状况是反映家庭农场资源禀赋特征的主要指标。

在心理认知特征方面,环保意识对家庭农场行为具有内在约束力。家庭农场的环保意识越强,其采纳有机农业的可能性越大^[3]。同时,只有对有机农业潜在效用具有一定认知水平的家庭农场,才会采纳有机农业^[27]。故环保意识、对有机农业的认知程度可作为心理认知特征的具体衡量指标。

在信息特征方面,Rajput等^[28]发现,参加过相关培训的农场主更愿意采纳有机农业。Läpple等^[4]认为,媒体宣传推广是农户行为决策的风向标,对农户有机农业采纳行为具有重要影响。Tiraieyari等^[29]指出,市场信息获取程度是家庭农场有机农业采纳

行为的关键影响因素。Läpple等^[7]证实,如果家庭农场认识已采纳有机农业的农场主,则与不认识的家庭农场相比,其采纳概率要高10.9%。鉴于此,是否参加培训、从媒体获取信息程度、市场信息获取程度和是否认识已采纳有机农业的农场主是本文衡量家庭农场信息特征的具体指标。

变量含义、赋值与描述性统计分析见表2。

在366份有效问卷中,采纳有机农业的家庭农场有108户,占比29.5%。从农场主性别来看,样本均值为0.667,表明大多数农场主为男性。从农场主年龄来看,样本均值为42.165。从受教育程度来看,初中以及高中或中专的样本总和占比68.6%,而大专及以上学历和小学及以下的样本比例分别为24.3%和7.1%,这与中国中等受教育程度为主的劳动力结构相一致。从劳动力数量来看,样本均值为7.970。其中,劳动力数量为5~10人的家庭农场占比64.21%,劳动力数量为1~4人的家庭农场占比25.14%,其余10.65%的家庭农场拥有劳动力数量超过10人。从经营耕地面积来看,样本均值为9.058hm²,面积为6.67~20hm²的样本数量最多,占比55.19%,而面积在3.33~6.67hm²和20hm²以上的样本分别占比38.8%和6.01%,这在一定程度上体现了家庭农场适度规模经营的特征。样本特征分布与2013年中国农业部对家庭农场的统计结果基本吻合,表明此次

表2 变量含义、赋值与描述性统计分析

Table 2 The implication, evaluation and descriptive statistics of variables

变量类型	变量名称	变量赋值	均值	标准差
因变量	是否采纳有机农业	采纳=1,不采纳=0	0.295	0.456
农场主特征	性别	男=1,女=0	0.667	0.472
	年龄/岁	实际年龄	42.165	10.961
	受教育程度	小学及以下=1,初中=2,高中或中专=3,大专及以上=4	2.773	0.898
	风险偏好程度	非常厌恶=1,非常偏好=7	4.137	1.875
资源禀赋特征	劳动力数量/人	实际家庭劳动力和长期雇工的加总	7.970	5.190
	经营耕地面积/hm ²	实际经营耕地面积	9.058	9.137
	资金状况	非常短缺=1,非常充裕=7	2.814	1.522
心理认知特征	环保意识	非常低=1,非常高=7	4.322	1.672
	对有机农业的认知程度	非常低=1,非常高=7	4.106	0.629
信息特征	参加培训	是=1,否=0	0.781	0.414
	从媒体获取信息程度	非常低=1,非常高=7	4.265	1.938
	市场信息获取程度	非常低=1,非常高=7	4.217	1.653
	认识已采纳有机农业的农场主	是=1,否=0	0.549	0.498

2018年11月

调查的样本具有一定的代表性。

2.3 研究方法

2.3.1 贝叶斯空间杜宾 Probit 模型构建

空间相关性检验是构建贝叶斯空间杜宾 Probit 模型的必要前提,而现有研究通常采用全局 Moran's I 来检验空间相关性^[30],其公式如下:

$$\text{Moran's I} = \frac{\sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n w_{ij} (y_i - \bar{y})(y_j - \bar{y})}{S^2 \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n w_{ij}} \quad (1)$$

式中, $\bar{y} = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n y_i$, 为变量 y 的均值; $S^2 = \frac{1}{n}$

$\sum_{i=1}^n (y_i - \bar{y})^2$, 为变量 y 的方差; n 为家庭农场总数; y_i 为家庭农场 i 采纳行为的观测值; y_j 为邻近家庭农场 j 采纳行为的观测值; w_{ij} 为 $n \times n$ 阶空间权重矩阵中的元素。

当 Moran's I 值显著时,表明家庭农场有机农业采纳行为具有空间相关性,可构建贝叶斯空间杜宾 Probit 模型如下:

$$y = X\beta + \rho Wy + WX\theta + \varepsilon \quad (2)$$

式中, y 为一个 $n \times 1$ 阶向量,表示家庭农场有机农业采纳行为的观测值; X 为由农场主特征、资源禀赋特征、心理认知特征和信息特征组成的 $n \times k$ 阶解释变量向量; β 为 $k \times 1$ 阶的参数向量; $X\beta$ 表示家庭农场特征变量对其有机农业采纳行为的直接影响; W 为一个 $n \times n$ 阶空间权重矩阵; ρ 为空间相关的标量参数; ρWy 为空间滞后项,表示邻近家庭农场有机农业采纳行为对家庭农场有机农业采纳行为的间接影响; $WX\theta$ 为邻近家庭农场特征变量的空间加权线性组合,表示邻近家庭农场特征变量对家庭农场有机农业采纳行为的间接影响, θ 为 $k \times 1$ 阶的参数向量; $\varepsilon \sim N(0, I_N)$ 为 $n \times 1$ 阶的误差项向量, I_N 为 n 维单位矩阵。

为有效估计参数,本文采用基于马尔可夫链蒙特卡罗 (Markov Chain Monte Carlo, MCMC) 抽样算法的贝叶斯估计法。该方法结合模型的似然函数 $p(y|\tau)$ 和先验分布 $p(\tau)$, 估计未知参数 $\tau = (\beta, \theta, \rho)$, 充分考虑了先验信息的作用,从而优化了统计推断的结果,解决了参数的不确定性问题^[31]。

2.3.2 最优模型选择

空间溢出效应具有随距离衰减的特征。为保证每个样本家庭农场至少有一个邻近的家庭农场,

需要选择合适的阈值距离。Roe 等^[32]指出,超过某个特定的阈值距离后,空间溢出效应不再影响家庭农场行为决策,即在这个阈值距离之外的 w_{ij} 都为 0。可定义如下:

$$w_{ij} = \begin{cases} d_{ij}^{-1}, & 0 \leq d_{ij} \leq d \\ 0, & d_{ij} > d \end{cases} \quad (3)$$

式中, d_{ij} 为家庭农场 i 和家庭农场 j 之间的距离, d 代表阈值距离,超过这个距离的空间溢出效应被设定为 0。Wollni 等^[12]、Holloway 等^[33]、Yang 等^[34]均指出,家庭农场行为决策的空间依赖性半径大约在 2.0~4.0km,故本文分别选取 2.0km、2.5km、3.0km、3.5km、4.0km (间隔 500m) 为阈值距离,设定 5 个贝叶斯空间杜宾 Probit 模型。进而,比较这 5 个模型的后验模型概率,从中选择最高的,作为最优模型进行参数估计。

2.3.3 直接效应和空间溢出效应的分解

贝叶斯空间杜宾 Probit 模型的参数估计结果证实了特征变量对家庭农场有机农业采纳行为的正向或负向影响,但其回归系数包含了邻近家庭农场有机农业采纳行为互相影响的反馈效应,无法准确反映直接影响与间接影响的大小,需要进一步剔除反馈效应^[34]。由于点估计方法会导致模型估计偏误,本文采用偏微分方法,将公式(2)转换成矩阵形式:

$$y = (I_N - \rho W)^{-1} (X\beta + WX\theta) + (I_N - \rho W)^{-1} \varepsilon \quad (4)$$

则被解释变量 y 对解释变量 X 的偏微分方程矩阵为:

$$\begin{bmatrix} \frac{\partial y_1}{\partial X_{1k}} & \cdots & \frac{\partial y_1}{\partial X_{nk}} \\ \vdots & \ddots & \vdots \\ \frac{\partial y_n}{\partial X_{1k}} & \cdots & \frac{\partial y_n}{\partial X_{nk}} \end{bmatrix} = (I_N - \rho W)^{-1} \begin{bmatrix} \beta_k & w_{12}\theta_k & \cdots & w_{1n}\theta_k \\ w_{21}\theta_k & \beta_k & \cdots & w_{2n}\theta_k \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ w_{n1}\theta_k & w_{n2}\theta_k & \cdots & \beta_k \end{bmatrix} \quad (5)$$

其中,等号右端矩阵中,对角线元素的平均值为直接效应,表示家庭农场自身特征变量对其有机农业采纳行为的直接影响;非对角线元素的平均值则为空间溢出效应,表示邻近家庭农场特征变量对家庭农场有机农业采纳行为的间接影响。

3 模型估计结果与分析

空间相关性检验结果表明,全局 Moran's I 值为 0.348,且在 1% 的水平下显著。这意味着家庭农场有机农业采纳行为存在正的空间相关性,即家庭农

场有机农业采纳行为在地理空间上趋于集聚。其原因可能在于:相邻家庭农场之间日常交流与业务往来频繁,具有较强的同群效应^[35]。因此,有必要构建贝叶斯空间杜宾 Probit 模型。

进而,为了选择最合适的空间权重矩阵,本文分别以 2.0km、2.5km、3.0km、3.5km、4.0km 作为不同的阈值距离,构建了 5 个贝叶斯空间杜宾 Probit 模型。如表 3 所示,通过比较不同模型的参数值发现,以 2.0km 作为阈值距离时,后验模型概率最高。同时,随着阈值距离 d 的变大,越来越远的家庭农场被定义为“相邻家庭农场”,其空间滞后项系数 ρ 值逐渐减小。因此,本文以 2.0km 作为阈值距离所构建的贝叶斯空间杜宾 Probit 模型为最优模型。

表3 空间参数估计

Table 3 Spatial parameter estimation

模型规范	后验模型概率	ρ
$d=2.0\text{km}$	0.493	0.381 ($\rho=0.008$)
$d=2.5\text{km}$	0.204	0.168 ($\rho=0.045$)
$d=3.0\text{km}$	0.118	0.124 ($\rho=0.057$)
$d=3.5\text{km}$	0.085	0.081 ($\rho=0.098$)
$d=4.0\text{km}$	0.062	0.051 ($\rho=0.119$)

3.1 贝叶斯空间杜宾 Probit 模型参数估计结果

3.1.1 邻近家庭农场采纳行为与特征变量的影响

借助 Stata 14.0,对最优贝叶斯空间杜宾 Probit

模型进行参数估计,如表 4 的结果表明:

(1) ρ 在 1%的水平下显著为正,这表明家庭农场有机农业采纳行为存在空间依赖性,即邻近家庭农场采纳有机农业会提高家庭农场的有机农业采纳率。

(2)除经营耕地面积外,其他特征变量的空间滞后项均显著,这表明家庭农场有机农业采纳行为确实受到邻近家庭农场特征变量的影响。

3.1.2 家庭农场特征变量的影响

表 4 结果显示:

(1)在农场主特征方面,农场主的性别和年龄对其有机农业采纳行为具有显著负向影响,受教育程度和风险偏好则具有显著正向影响。其原因在于:①与男性农场主相比,女性农场主更为注重环境保护和关注农产品质量安全,故采纳有机农业的积极性更高^[36]。②较之于年轻的农场主,年长的农场主不仅学习新知识、新技术的能力较低,思想上也往往较为保守,倾向于固守传统农业。③农场主的受教育程度越高,其理解能力和信息获取能力越强,从而越可能采纳有机农业^[11]。④风险偏好的农场主具有先动性特征,往往会通过采纳有机农业,来达到获取更高利润的目的。

(2)在资源禀赋特征方面,充足的资金和劳动力是家庭农场采纳有机农业的重要前提,故资金状

表4 贝叶斯空间杜宾 Probit 模型参数估计结果

Table 4 Parameter estimation results of Bayesian spatial Durbin Probit model

变量	系数	t值	变量	系数	t值
性别	-0.213***	-2.612	$W \times$ 性别	-0.089*	-1.742
年龄	-0.204***	-3.016	$W \times$ 年龄	-0.066*	-1.697
受教育程度	0.328***	3.873	$W \times$ 受教育程度	0.073*	1.709
风险偏好程度	0.217***	2.877	$W \times$ 风险偏好程度	0.068*	1.699
劳动力数量	0.241***	3.473	$W \times$ 劳动力数量	0.102*	1.893
经营耕地面积	0.059	0.951	$W \times$ 经营耕地面积	0.013	0.724
资金状况	0.262***	3.405	$W \times$ 资金状况	0.097*	1.807
环保意识	0.203***	2.792	$W \times$ 环保意识	0.088*	1.820
对有机农业的认知程度	0.284***	3.182	$W \times$ 对有机农业的认知程度	0.076*	1.774
参加培训	0.325***	3.438	$W \times$ 参加培训	0.118*	1.801
从媒体获取信息程度	0.186***	2.792	$W \times$ 从媒体获取信息程度	0.054*	1.665
市场信息获取程度	0.214***	3.085	$W \times$ 市场信息获取程度	0.072*	1.754
认识已采纳有机农业农场主	0.309***	2.803	$W \times$ 认识已采纳有机农业农场主	0.079*	1.725
常数项	5.457**	2.153	R^2	0.721	
空间滞后因变量 ρ	0.409***	8.725	log-likelihood	-117.632	

注:*, **, ***分别代表在 10%, 5%, 1%的水平上显著。

2018年11月

况和劳动力数量均对家庭农场有机农业采纳行为产生显著正向影响。此外,经营耕地面积与家庭农场有机农业采纳行为在统计学上并不显著。这是由于,当经营耕地面积超过临界点后,随着其经营耕地面积的增加,家庭农场在规模效应优势的驱动下,均有动力采纳有机农业。就中国家庭农场而言,其经营耕地面积均达到了各地地方政府规定的规模标准并相对稳定^[37]。

(3)在心理认知特征方面,环保意识和对有机农业的认知程度显著正向影响家庭农场有机农业采纳行为。不难理解,与传统农业相比,有机农业大幅度降低了对生态环境的破坏程度。家庭农场的环保意识越强,越会积极采纳有机农业。同时,家庭农场对有机农业的认知程度越高,其有机农业感知易用性和有用性越高,从而越倾向于采纳有机农业^[38]。

(4)在信息特征方面,是否参加培训、从媒体获取信息程度、市场信息获取程度以及认识已采纳有机农业的农场主均对家庭农场有机农业采纳行为产生显著正向影响。其原因在于:①培训是农户获取农业知识和提高技术实践能力的重要途径,在引导农户采纳绿色生产方式上具有重要作用^[39]。②中

国农民闲暇时间乐于观看新闻和农业节目,媒体所报道的有机农业采纳案例和典型经验会提高家庭农场对有机农业的效用认知,激发其采纳有机农业^[40]。

③作为以市场需求为导向的农业经营主体,投资回报是家庭农场采纳有机农业首要考虑的因素^[41]。家庭农场对于有机产品市场信息的准确把握,能够有效避免信息不对称引发的市场风险,从而提升其采纳有机农业的信心。④家庭农场若认识已采纳有机农业的农场主,可以依靠“搭便车”获取有机农业的实践经验,从而促进其采纳有机农业^[42]。

3.2 空间影响分解结果

3.2.1 具有正向效应的特征变量

本文借助偏微分方法,将空间影响分解为直接效应和空间溢出效应。如表5所示,农场主受教育程度、是否参加培训、资金状况、劳动力数量、市场信息获取程度、对有机农业的认知程度、环保意识、认识已采纳有机农业的农场主、风险偏好程度和从媒体获取信息程度均正向影响家庭农场有机农业采纳行为,且总效应依次递减。具体而言:

(1)农场主受教育程度的影响最为重要,其直接效应为23.7%,空间溢出效应为6.1%。一方面,受

表5 直接效应和空间溢出效应分解结果

Table 5 Decomposition results of direct effect and spatial spillover effect

变量	直接效应	空间溢出效应	总效应
农场主特征			
性别	-0.131**(-2.072)	-0.058*(-1.703)	-0.189***(-3.169)
年龄	-0.132**(-2.375)	-0.046*(-1.682)	-0.178***(-2.699)
受教育程度	0.237*** (3.429)	0.061* (1.737)	0.298*** (4.126)
风险偏好程度	0.118** (2.164)	0.055* (1.673)	0.173*** (2.895)
资源禀赋特征			
劳动力数量	0.185*** (2.691)	0.084* (1.709)	0.269*** (3.186)
经营耕地面积	0.042 (1.134)	0.009 (0.407)	0.051 (1.572)
资金状况	0.192*** (2.874)	0.082* (1.723)	0.274*** (3.409)
心理认知特征			
环保意识	0.145*** (2.704)	0.063* (1.766)	0.208*** (3.474)
对有机农业的认知程度	0.184*** (3.234)	0.062* (1.842)	0.246*** (3.208)
信息特征			
参加培训	0.195*** (3.137)	0.091* (1.774)	0.286*** (3.885)
从媒体获取信息程度	0.107** (2.184)	0.042* (1.834)	0.149*** (2.749)
市场信息获取程度	0.187*** (3.073)	0.064* (1.713)	0.251*** (3.324)
认识已采纳有机农业农场主	0.123** (2.431)	0.061* (1.788)	0.184*** (2.697)

注:*, **, ***分别代表在10%, 5%, 1%的水平上显著;括号内数字为t统计量渐近值。

教育程度高的农场主,其学习新知识、新技术的能力往往较强。另一方面,农场主往往更会信服和模仿受教育程度高的农场主的行为决策。

(2)与未参加培训的农场主相比,参加过培训的家庭农场采纳有机农业的概率会增加28.6%。其中,19.5%来自于直接效应,9.1%来自于空间溢出效应。农业培训具有公益性和普惠性特征,面向区域内所有家庭农场。相邻家庭农场在参加培训时,会分享经验、交流知识并学习技术规范,不仅有助于降低彼此的信息约束,还会提高彼此的技术感知易用性和有用性。

(3)资金状况的直接效应和空间溢出效应分别为19.2%和8.2%,总效应为27.4%。相邻家庭农场通常存在资金借贷关系,这为彼此采纳有机农业提供了资金支持^[43]。

(4)劳动力数量的总效应为26.9%,包含18.5%的直接效应和8.4%的空间溢出效应。相邻家庭农场帮工现象较为普遍,这为彼此采纳有机农业提供了劳动力保障。

(5)市场信息获取程度、对有机农业的认知程度和环保意识分别具有25.1%、24.6%和20.8%的总效应,并可分别分解为18.7%的直接效应和6.4%的空间溢出效应、18.4%的直接效应和6.2%的空间溢出效应、14.5%的直接效应和6.3%的空间溢出效应。与乡邻交流是家庭农场进行社会学习的方式之一,邻近家庭农场的市场信息获取程度、对有机农业的认知程度和环保意识越高,越会提升家庭农场的市场信息获取程度、对有机农业的认知程度和环保意识。

(6)认识已采纳有机农业的农场主的总效应为18.4%,直接效应和空间溢出效应分别为12.3%和6.1%。若相邻家庭农场都认识已采纳有机农业的农场主,则会加快有机农业实践经验的扩散,从而增强彼此采纳有机农业的信心和动力。

(7)风险偏好程度的直接效应和空间溢出效应分别为11.8%和5.5%,其总效应为17.3%。若相邻家庭农场的农场主均为风险偏好型,则彼此均会积极采纳有机农业。

(8)从媒体获取信息程度的总效应为14.9%,包含10.7%的直接效应和4.2%的空间溢出效应。无论是家庭农场,还是邻近家庭农场,从媒体获取的信

息程度越高,越会增强其对有机农业的理解和采纳信心,从而有利于彼此采纳有机农业。

3.2.2 具有负向或不显著效应的特征变量

表5结果显示,女性农场主比男性农场主采纳有机农业的概率高18.9%。这是由于女性之间的交流往往比男性频繁,频繁的交流提高了女性农场主采纳有机农业的可能性,因而产生-0.58%的空间溢出效应。年龄对家庭农场有机农业采纳行为的总效应为-17.8%,其中空间溢出效应为-4.6%。由于年长的农场主种植经验相对丰富,其建议发挥着重要作用,其行为决策会受到其他家庭农场的模仿,从而会对区域内家庭农场有机农业采纳行为产生负向影响。

此外,经营耕地面积对家庭农场有机农业采纳行为的总效应仅为5.1%,普遍小于其他特征变量的总效应,进一步验证了其对于家庭农场有机农业采纳行为的影响并不显著。

3.2.3 特征变量的直接效应与空间溢出效应比较

表5结果显示,从特征变量的直接效应与空间溢出效应的大小来看,所有特征变量的空间溢出效应约为直接效应的一半,这表明家庭农场有机农业采纳行为主要受其特征变量的直接影响。此外,从特征变量的空间溢出效应大小来看,邻近家庭农场是否参加培训、劳动力数量和资金状况的空间溢出效应远远高于其他特征变量,这表明上述三个变量的空间溢出效应不容忽视。这一研究结论不仅为示范推广有机农业的有效性提供了理论支撑,也为选择什么样的家庭农场作为示范户提供了参考依据。

4 结论与建议

本文以黄淮海平原366户家庭农场为例,在全局Moran's I检验的基础上,建立贝叶斯空间杜宾Probit模型,设定合适的空间权重矩阵,从中选择最优模型进行参数估计,并借助偏微分方法,将特征变量对家庭农场有机农业采纳行为的影响分解为直接效应和空间溢出效应。主要研究结论为:

(1)邻近家庭农场有机农业采纳行为存在空间相关性,在地理空间分布上具有集聚特征。

(2)家庭农场相距2.0km以内时,其有机农业采纳行为的空间依赖性最强。

(3)受教育程度、风险偏好程度、劳动力数量、资金状况、环保意识、对有机农业的认知程度、参加

2018年11月

培训、从媒体获取信息程度、市场信息获取程度以及认识已采纳有机农业的农场主均显著正向影响家庭农场有机农业采纳行为,而农场主的性别、年龄显著负向影响家庭农场有机农业采纳行为。

(4)家庭农场有机农业采纳行为主要是各特征变量直接效应的结果,但邻近家庭农场特征变量的空间溢出效应也不容忽视,尤其是邻近家庭农场是否参与培训、劳动力数量和资金状况。

基于上述主要研究结论,本文的主要政策建议为:

(1)实行“非平衡推广战略”。鉴于家庭农场有机农业采纳行为具有空间集聚特征,应将政策向已有一定有机农业基础的若干区域适当倾斜,促使这些区域实现有机农业的大面积实施,从而逐步向周边区域扩散。

(2)多措并举。通过加大农场主再教育力度、创新融资模式、配备专业技术人员、提升技术培训效果等,改善家庭农场的内在条件,降低其采纳有机农业的风险和障碍。

(3)重视空间溢出效应。选择已参加农业培训、家庭劳动力数量充足和资金状况良好、已采纳有机农业的家庭农场作为有机农业采纳示范户,充分发挥其空间溢出效应。

当然,本研究还存在一定的局限性。一方面,本文的研究结论是基于黄淮海平原的家庭农场得出的,但在其他地区是否能得出一致的研究结论还有待考证。另一方面,尽管本文调研区域的地形复杂多样,但本文并未将地形因素纳入计量模型。为此,后续研究应进一步考虑地区差异和地形差异。

参考文献(References):

- [1] Seufert V, Ramankutty N, Mayerhofer T. What is this thing called organic? How organic farming is codified in regulations[J]. *Food Policy*, 2017, 68: 10-20.
- [2] Bravo-Monroy L, Potts S G, Tzanopoulos J. Drivers influencing farmer decisions for adopting organic or conventional coffee management practices[J]. *Food Policy*, 2016, 58: 49-61.
- [3] Läpple D, Kelley H. Understanding the uptake of organic farming: accounting for heterogeneities among Irish farmers[J]. *Ecological Economics*, 2013, 88(7): 11-19.
- [4] Läpple D, Van Rensburg T. Adoption of organic farming: are there differences between early and late adoption[J]. *Ecological Economics*, 2011, 70(7): 1406-1414.
- [5] Khaledi M, Weseen S, Sawyer E, et al. Factors influencing partial and complete adoption of organic farming practices in Saskatchewan, Canada[J]. *Canadian Journal of Agricultural Economics*, 2010, 58(1): 37-56.
- [6] Ma W, Ma C, Su Y, et al. Organic farming: does acquisition of the farming information influence Chinese apple farmers' willingness to adopt[J]. *China Agricultural Economic Review*, 2017, 9(2): 211-224.
- [7] Läpple D, Kelley H. Spatial dependence in the adoption of organic drystock farming in Ireland[J]. *European Review of Agricultural Economics*, 2015, 42(2): 315-337.
- [8] Boncinelli F, Bartolini F, Brunori G, et al. Spatial analysis of the participation in agri-environment measures for organic farming[J]. *Renewable Agriculture and Food Systems*, 2015, 31(4): 375-386.
- [9] Lewis D J, Barham B L, Robinson B. Are there spatial spillovers in adoption of clean technology? The case of organic dairy farming [J]. *Land Economics*, 2011, 87(2): 250-267.
- [10] Schmidtnr E, Lippert C, Engler B, et al. Spatial distribution of organic farming in Germany: does neighborhood matter[J]. *European Review of Agricultural Economics*, 2012, 39(4): 661-683.
- [11] Bjørkhaug H, Blekesaune A. Development of organic farming in Norway: a statistical analysis of neighbourhood effects[J]. *Geoforum*, 2013, 45(1): 201-210.
- [12] Wollni M, Andersson C. Spatial patterns of organic agriculture adoption: evidence from Honduras[J]. *Ecological Economics*, 2014, 97: 120-128.
- [13] 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, 39(5): 934-944. [Gao Y, Zhang X, Lu J, et al. Research on adoption behavior of green control techniques by family farms[J]. *Resources Science*, 2017, 39(5): 934-944.]
- [14] 陈雨生, 乔娟, 赵荣. 农户有机蔬菜生产意愿影响因素的实证分析-以北京市为例[J]. 中国农村经济, 2009, (7): 20-30. [Chen Y S, Qiao J, Zhao R. An empirical study on the determinants to farmers' households' willingness to produce organic vegetable-taking Beijing municipality as an example[J]. *Chinese Rural Economy*, 2009, (7): 20-30.]
- [15] 王奇, 陈海丹, 王会. 农户有机农业技术采用意愿的影响因素分析-基于北京市和山东省250户农户的调查[J]. 农村经济, 2012, (2): 99-103. [Wang Q, Chen H D, Wang H. Analysis on influencing factors of farmers' willingness to adopt organic agricultural technology: based on 250 farmers in Beijing and Shandong Province[J]. *Rural Economy*, 2012, (2): 99-103.]
- [16] 高杨, 王小楠, 西爱琴, 等. 农户有机农业采纳时机影响因素研究-以山东省325个菜农为例[J]. 华中农业大学学报(社会科学版), 2016, (1): 56-63. [Gao Y, Wang X N, Xi A Q, et al. Study on influencing factors of farmers' adoption time of organic agricul-

- ture: a case study of 325 organic vegetable farmers in Shandong Province[J]. *Journal of Huazhong Agricultural University (Social Sciences Edition)*, 2016, (1): 56–63.]
- [17] 何秀荣. 关于我国农业经营规模的思考[J]. 农业经济问题, 2016, 29(9): 4–15. [He X R. Consideration on the scale of agricultural management in China[J]. *Chinese Rural Economy*, 2016, 29 (9): 4–15.]
- [18] 国家统计局. 中国统计年鉴2017 [M]. 北京: 中国统计出版社, 2017. [National Bureau of Statistics. *China Statistical Yearbook 2017* [M]. Beijing: China Statistics Press, 2017.]
- [19] 国家认证认可监督管理委员会, 中国农业大学. 中国有机产品认证与产业发展2016[M]. 北京: 中国质检出版社, 中国标准出版社, 2016. [Certification and Accreditation Administration of the People's Republic of China, China Agricultural University. *Certification and Industrial Development of Organic Products in China 2016* [M]. Beijing: China Zhijian Publishing House, Standards Press of China, 2016.]
- [20] Becker G S. A theory of the allocation of time[J]. *The Economic Journal*, 1965, 75(299): 493–517.
- [21] Ajzen I. The theory of planned behavior[J]. *Organizational Decision and Human Decision Process*, 1991, 50(2): 179–211.
- [22] Thapa G B, Rattanasuteerakul K. Adoption and extent of organic vegetable farming in Mahasarakham province, Thailand[J]. *Applied Geograph*, 2011, 31(1): 201–209.
- [23] Mala Z, Maly M. The determinants of adopting organic farming practices: a case study in the Czech Republic[J]. *Agricultural Economics*, 2013, 59(1): 19–28.
- [24] Serra T, Zilberman D, Gil J M. Differential uncertainties and risk attitudes between conventional and organic producers: the case of Spanish arable crop farmers[J]. *Agricultural Economics*, 2008, 39 (2): 219–229.
- [25] Weber J G. How much more do growers receive for Fair Trade—organic coffee[J]. *Food Policy*, 2011, 36(5): 678–685.
- [26] Djokoto J G, Owusu V, Awunyo-Vitor D, et al. Adoption of organic agriculture: evidence from cocoa farming in Ghana[J]. *Cogent Food & Agriculture*, 2016, 2(1): 1–15.
- [27] Edpan A G, Rpe U M. Organic farming adoption: a probability analysis[J]. *University of Mindanao International Multidisciplinary Research Journal*, 2016, 1(2): 27–33.
- [28] Rajput A S, Singh R P, Kumar S, et al. Impact of training programme on adoption of organic farming technology in central zone [J]. *Journal of Krishi Vigyan*, 2014, 2(2): 49–52.
- [29] Tiraieyari N, Hamzah A, Samah B A. Organic farming and sustainable agriculture in Malaysia: organic farmers' challenges towards adoption[J]. *Asian Social Science*, 2014, 10(4): 1–7.
- [30] Wang C, Du X, Liu Y. Measuring spatial spillover effects of industrial emissions: a method and case study in Anhui Province, China [J]. *Journal of Cleaner Production*, 2017, 141: 1240–1248.
- [31] Gao Y, Li P, Wu L, et al. Support policy preferences of for-profit pest control firms in China[J]. *Journal of Cleaner Production*, 2018, 181: 809–818.
- [32] Roe B, Irwin E G, Sharp J S. Pigs in space: modeling the spatial structure of hog production in traditional and nontraditional production regions[J]. *American Journal of Agricultural Economics*, 2002, 84(2): 259–278.
- [33] Holloway G, Shankar B, Rahman S. Bayesian spatial probit estimation: a primer and an application to HYV rice adoption[J]. *Agricultural Economics*, 2002, 27(3): 383–402.
- [34] Yang W, Sharp B. Spatial dependence and determinants of dairy farmers' adoption of best management practices for water protection in New Zealand[J]. *Environmental Management*, 2017, 59(4): 594–603.
- [35] Dharshing S. Household dynamics of technology adoption: a spatial econometric analysis of residential solar photovoltaic (PV) systems in Germany[J]. *Energy Research & Social Science*, 2017, 23: 113–124.
- [36] 尹世久, 高杨, 吴林海. 构建中国特色的食品安全社会共治体系: 理论与实践[M]. 北京: 人民出版社, 2017. [Yin S J, Gao Y, Wu L H. *Construction of Chinese Food Safety Social Co-governance System: Theory and Practice* [M]. Beijing: People's Publishing House, 2017.]
- [37] Gao Y, Zhang X, Wu L, et al. Resource basis, ecosystem and growth of grain family farm in China: based on rough set theory and hierarchical linear model[J]. *Agricultural Systems*, 2017, 154: 157–167.
- [38] Kafle B. Factors affecting adoption of organic vegetable farming in Chitwan district, Nepal[J]. *World Journal of Agricultural Sciences*, 2011, 7(5): 604–606.
- [39] 应瑞瑶, 朱勇. 农业技术培训对减少农业面源污染的效果评估 [J]. 统计与信息论坛, 2016, 31(1): 100–105. [Ying R Y, Zhu Y. Impact of agricultural training on reducing agricultural non-point source pollution[J]. *Statistics & Information Forum*, 2016, 31(1): 100–105.]
- [40] 吴雪莲, 张俊飏, 何可. 农户高效农药喷雾技术采纳意愿—影响因素及其差异性分析[J]. 中国农业大学学报, 2016, 21(4): 137–148. [Wu X L, Zhang J B, He K. Farmers' willingness to adopt the effective pesticide spraying technology: influencing factors and group heterogeneity[J]. *Journal of China Agricultural University*, 2016, 21(4): 137–148.]
- [41] 李宪宝. 异质性农业经营主体技术采纳行为差异化研究[J]. 华南农业大学学报(社会科学版), 2017, 16(3): 87–94. [Li X B. The study on the differentiation of technical demand of agricultural operators[J]. *Journal of South Agricultural University (Social Science Edition)*, 2017, 16(3): 87–94.]

[42] Läpple D. Adoption and abandonment of organic farming: an empirical analysis of the Irish drystock sector[J]. *Journal of Agricultural Economics*, 2010, 61(3): 697–714.

[43] Gong Y, 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.

Spatial dependence of family farms' adoption behaviors of organic agriculture

WANG Xiaonan¹, ZHU Jing^{2,3}, BO Huimin¹

(1. College of Economics and Management, Nanjing Agricultural University, Nanjing 210095, China;

2. Jiangsu Province Center for Food Security Studies, Nanjing Agricultural University, Nanjing 210095, China;

3. Jiangsu Collaborative Innovation Center of Modern Grain Circulation and Safety, Nanjing 210095, China)

Abstract: Based on the field research data of 366 family farms in Huang-Huai-Hai Plain, this paper used the method of global Moran's I, developed a Bayesian spatial Durbin Probit model and set the appropriate spatial weight matrix, then selected the optimal model to estimate parameters. Direct effects and spatial spillover effects of characteristic variables on family farms' adoption behavior of organic agriculture were determined by using partial differential method. The results show that organic agricultural adoption behaviors of the neighboring family farms have a spatial correlation. When family farms are within a 2.0 km distance, their organic agricultural adoption behaviors have the most spatial dependence. The educational level, risk preference degree, number of laborers, fund status, environmental awareness, cognition degree on organic agriculture, participation in training, access to information from the media, market information acquisition degree and know the farmers who have adopted organic agriculture have positive influences on organic agricultural adoption behaviors of family farms. However, gender and age have negative influences on organic agricultural adoption behaviors of family farms. In addition, the organic agricultural adoption behaviors of family farms is mainly influenced by direct effects of their characteristic variables. However, the spatial spillover effects of neighboring family farms' characteristic variables can not be ignored, especially their participation in training, number of laborers and fund status. This conclusion not only provides theoretical support for the effectiveness of demonstration and extension of organic agriculture, but also provides a reference for choosing what kind of family farm to be the model family farm.

Key words: family farms; organic agriculture; spatial spillover effect; Bayesian spatial Durbin Probit model