

生态脆弱区与连片特困区重叠地区农户的技术选择 决策研究^{*1}

苗建青 刘宁宁

(西南大学经济管理学院, 重庆 400715)

【摘要】: 在生态脆弱区与连片特困区重叠地区, 推广兼具生态效益和经济效益双重特性的生态农业技术是建设农村生态文明的有效路径。研究以巫山县为研究区, 以金银花为例, 运用双阈模型, 研究了农户禀赋, 外部环境及土地禀赋如何影响农户的农业技术选择决策。结果表明, 吸引高素质人才加入到生态农业的建设队伍中能够促进生态修复和重建; 市场风险依然是生态农业技术推广的最大障碍, 需要发挥政府支持和定向信贷的作用; 土地禀赋构成了农户技术选择决策的自然约束, 关系到家庭农场的形成难度。

【关键词】: 生态脆弱区; 连片特困区; 生态农业技术; 技术采用决策; 双阈模型

【中图分类号】: F323.3 **【文献标识码】**: A **【文章编号】**: 1671-4407(2017)03-120-06

1 引言

生态文明建设的本质是人与自然的和谐发展, 然而在我国经济飞速发展的同时, 也造成了生态环境的严重破坏, 生态退化区与生态脆弱区在我国大量存在, 生态文明建设已经成为我国的一项基本国策。在农村地区, 毫无低效的传统农业技术既是造成农村生态退化乃至生态破坏的诱因, 也是农民难以致富的根源, 显然兼具生态效益和经济效益双重特性的生态农业技术的大力推广对于农村地区的生态文明建设是一个可行有效的方法, 因此不论是小型农户还是家庭农场都面临着生态农业技术的选择决策问题。

为此, 本文选择了一个生态脆弱区与连片特困区重叠的地区作为研究区。重庆市巫山县位于三峡库区腹心地带, 为典型的生态脆弱区, 同时又是国家公布的连片特困区以及扶贫开发工作重点县。该地区坡耕地的主要农作物是玉米和红薯, 由于在种植与收获时都需大量翻土, 极易激发石灰岩表层土壤流失而导致基岩大面积裸露, 并最终引发了严重的石漠化。石漠化治理至今已连续三次被列入国家五年计划纲要, 党的十八大报告中又首次把石漠化治理纳入生态文明建设之中。石漠化的治理虽然已有成效, 然而坡耕地的石漠化面积却在继续增加, 表明了长期以来以政府为主导的定点治理模式效果有限, 而广大农户放弃易造成石漠化的传统农业技术而采用生态农业技术则应为实现生态改善和脱贫致富的根本之策。

生态农业技术是一种适宜植物生长的耕作技术, 该技术由国家投入并由相关部门或研究机构开发, 且以恢复和重建生态为目的。某种新作物代表的农业新技术通常被同类研究所采用, 本文生态农业技术选取的是巫山县国家生态农业技术示范基地所培育的金银花。该金银花为多年生的树形藤本灌木, 根系发达, 具有粗壮的主根, 发达的毛细根, 生命可达 40 余年, 耐干旱,

¹**基金项目**: 重庆市哲学社会科学规划项目(2013YBJJ034); 西南大学博士基金项目(SWU1209351); 重庆市人文社会科学重点研究基地项目(13SKB006)

第一作者简介: 苗建青(1964-), 男, 内蒙古呼和浩特人, 博士, 副教授, 主要从事生态环境经济研究。E-mail:miaojq@swu.edu.cn

对土地的要求低，是良好的故土保水植物，其花具有药用价值，是收益性很高的经济作物。

本研究与前人关于农户技术选择决策研究的显著不同在于，第一，前人研究区一般为普通农业区，而较少关注生态脆弱区，也较少关注连片特困区，更缺乏关注两者广泛的重叠区；第二，前人研究多忽略农户尺度的土地禀赋差异，而本文充分考虑了在生态脆弱区土地禀赋的自然约束；第三，前人研究多侧重于一般农业技术的选择决策，而较少关注生态农业技术。

2 分析框架和研究假说

通常来讲，影响农户采取农业技术决策的因素大致有以下几种：①农户禀赋因素：农户户主及家庭成员的特征、经济状况和文化程度等因素^[1-3]；②外部环境因素：公共政策、农地制度、土地规模及市场风险等^[4]、生产要素价格^[5]、技术供给、政策法规、信贷条件、推广服务及社会组织等因素^[6]。李后建^[7]、Arellanes & Lee^[8]等国内外学者做了有关生态农业技术扩散方面的研究，影响因素类似于一般农业技术。此外，土地禀赋的空间异质性也是影响生态脆弱地区农户选择农业技术的因素之一。

本文采用的研究方法借鉴了林毅夫的农户选择农业新技术的两个决策阶段的研究方法即采用决定阶段和采用程度阶段^[9]。采用决定指种植与否，采用程度为种植面积的大小，采用决定以采用概率度量，采用程度以采用密度度量即坡耕地金银花种植面积与坡耕地总面积之比来度量。本文拟分析农户自身禀赋、外部环境和土地禀赋三个方面对农户选择生态农业技术决策的影响。

2.1 农户禀赋

农户禀赋中农户自身具备的能力（年龄、学历等）和所拥有的条件（占有土地的规模、外出务工和收入状况）能够影响农户的农业技术选择。针对本研究具体情况定义如下所示。

2.1.1 户主年龄

随着农户年龄的增大，人们会趋于保守，采用旧技术，排斥新技术，因此普遍认为户主越年轻越倾向于采用农业新技术，罗小锋和秦军认为由于年龄越大的农户，往往具有更丰富的种植经验，采用新技术的可能性越大^[10]。

假说 H1a：农户户主的年龄对金银花采用概率和采用密度的影响不确定。

2.1.2 户主学历

由于随着学历的增加，对于新事物的接受能力也在变强，因此农户户主的文化程度与农户采用新技术有显著的正相关关系^[1-2,9]。但是有研究认为教育水平对农户的技术选择决策产生了消极作用^[11]。葛继红等认为农户的文化程度与农业技术选择没有关系^[12]。因此可以做出如下假说：

假说 H1b：农户户主的文化程度即学历与金银花的采用概率和采用密度的关系不确定。

2.1.3 坡耕地面积

农户的耕地面积越小越不容易采用农业新技术^[9-10]。但也有研究结果没有支持这种观点，反而得出了土地规模越大，越不倾向于采用新技术的结论^[2,6]。甚至也有无论土地面积的大小，对于采用新技术的决策没有任何关系的结论^[12]。同时，有研究认为中性的现代农业技术使得土地规模并不能作为进入决策系统的一个有效变量^[5]。因此，耕地面积与农户技术选择决策的关系是一次线性的可能性很小。

假说 H1c: 农户的坡耕地面积与金银花的采用概率和采用密度的关系可能为二次函数的关系。

2.1.4 外出务工比例

郭晶和郑亚莉认为兼业农户相比纯农户采用农业新技术的可能性更高^[13]。王瑜等认为如果外出打工取得的现金收入能够投资于农业生产,那么新技术采用的概率将会提高^[14]。而且在农业劳动力缺乏的地区,劳动节约型的农业技术更容易被采用^[9,15]。

假说 H1d: 农户外出务工比例与金银花的采用概率和采用密度为负相关关系。

2.1.5 农业收入比

笼统而言,农户年收入的多少并不影响农户的农业技术采用行为^[15],但农业收入在农户总收入中的比例越高,采用农业新技术的可能性越大^[16]。由于金银花属于收益较高的农业经济作物,那么以农业收入为主要收入来源的农户对于金银花的种植会更感兴趣。

假说 H1e: 农业收入比与农户金银花的采用概率和采用密度呈正相关关系。

2.2 外部环境

2.2.1 政府支持

政府的扶持能够促进农户做出选择新技术的决策^[10,17]。由于金银花的种植需采用生态农业技术,因此,单纯地依靠市场机制的作用并不能很好地推广金银花的种植。

假说 H2a: 政府的支持能够提高农户的采用概率和采用密度。

2.2.2 贷款容易度

罗小锋和秦军认为贷款的容易获得对农户新技术的采用有促进作用^[10]。种植金银花需要大量的资金投入,因此可做出如下假设:

假说 H2b: 贷款的容易获得能够提高金银花采用概率和采用密度。

2.2.3 销售担忧

市场风险对于农户新技术的采用有显著的作用^[4]。有调查显示影响农户技术选择决策的首要因素是农户对于农产品销售渠道的担忧^[18]。农产品如果可以全部售完,那么农业新技术的采用概率会增大^[13]。而且农户相应的市场信息的更容易获得,能够促进农户对于新技术的采用^[6]。

假说 H2c: 农户对于金银花销售问题的担忧,会降低农户金银花的采用概率和采用密度。

2.2.4 距示范基地距离

王武科等认为既具有经营性技术又具有生态农业技术特征的中间性技术的扩散效果与空间距离的关系不确定^[19]，金银花的种植技术属于生态农业技术，因此得出假说：

假说 H2d：农户的家庭住址与金银花示范区的距离与金银花采用概率和采用密度的关系不确定。

2.3 土地禀赋

田玉军等认为土地禀赋应该包括人均耕地面积、坡地面积、平地面积等，土地禀赋的含义应该包含耕地破碎度，即土地禀赋的内涵包括土地的空间异质性^[20]；皮啸菲等认为土地禀赋包含空间上的土地类型差异^[21]。

本研究利用土地利用结构分析法完整地描述土地禀赋的异质性，并结合金银花研究区的实际情况将农户尺度土地禀赋的结构指标定义如下。

2.3.1 二元地貌结构

根据研究区的经济用途和地貌特点，将研究区农户的土地利用类型分为坡耕地和平坝田两种类型。坡耕地水土贫瘠，用于粗放经营，多种植玉米和红薯；平坝田水土肥沃，用于集约经营，多种植水稻。林毅夫研究发现，农户杂交水稻的技术采用概率和采用密度与平原区俱呈现负向关系，与丘陵区俱为正向关系，而与山区采用概率呈现的是正向关系，采用密度呈现的是负向关系^[9]；有研究发现农户耕地节约型技术的采用比例从平原到丘陵到山地依次上升而农户劳动节约型技术的采用比例从平原到丘陵到山地依次下降^[22]。显然，不同的地貌类型显著影响着农户的新技术采用，本研究从微观尺度上用坡耕地与平坝田的面积比作为衡量农户的二元地貌结构的指标（简称坡坝比），作出如下假说：

H3a：农户耕地的坡坝比与金银花的采用概率和采用密度具有正相关关系。

2.3.2 细碎空间结构

由于我国实行家庭联产承包责任制，因此大多数农户的土地空间分布比较分散，大面积的耕地往往被分成许多的地块，分属于不同的农户，土地细碎化程度较为严重。有研究指出相对于相互分割的细碎化地块，大地块一般会种植同一种作物，而小地块则可能种植多种作物^[23]。本研究在农户承包地的微观尺度上，将农户每亩坡耕地的地块数量作为细碎空间结构的衡量指标。

假说 H3b：农户每亩坡耕地的地块数量与金银花采用概率和采用密度的关系不确定。

2.3.3 斑块质量结构

在喀斯特地区，石漠化程度不同的斑状地块构成了农户的坡耕地，这主要是由于土壤下覆的石灰岩的不均匀风化作用形成的。石漠化程度的不同导致了土壤的肥沃程度不同，显然石漠化程度越大，岩石裸露越多，土壤越贫瘠，越不适宜农作物的生长。张巨勇和张欣认为土地的可持续发展性是农户采用新技术决策的参考性因素^[24]。地块土壤越贫瘠，农户采用新技术的可能性越低。

本研究从农户承包地的微观尺度上，将抽样地块的石漠化率（即岩石裸露率）作为衡量斑状质量结构的指标，并作出假说如下：

假说 H3c：农户坡耕地的石漠化率与金银花的采用概率和采用密度负相关。

3 数据来源、变量说明及假说检验

3.1 数据来源与变量说明

数据来自实地调查和测量。将地块作为抽样对象目的是为了土地禀赋结构样本更好地代表总体，并进行了石漠化的实地测量，最后对地块的主人进行问卷调查。操作方法是在数字地图上划分地块后，利用电脑生成随机数表进行随机抽样。采样于2011年3~5月实施，样本共280份，有效问卷278份。

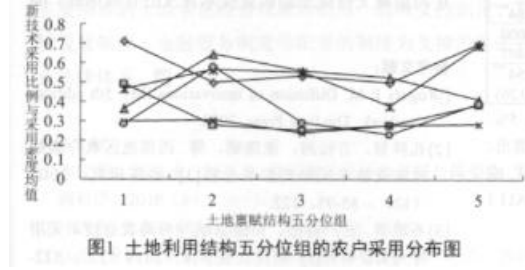
由于本研究所关注的是生态脆弱区农户的脱贫致富以及相关地区的生态重建，因此把农户利用自家坡耕地的金银花种植的决策行为作为模型的因变量。如表1所示，样本统计表明55.6%的农户在坡耕地种植金银花，平均每户的采用密度为37.0%。农户户主的年龄普遍偏大，学历普遍偏低，家庭住址距离金银花示范基地的平均距离为10公里左右；农户所拥有坡耕地面积是平坝田面积的3.57倍；坡耕地的石漠化率平均为56%；获得政府支持的农户为40%，将近一半的农户信贷困难，农业收入比为43%。

表1 变量定义与说明					
变量	定义说明	均值	方差	预期影响方向	
被解释变量	z_i, y_i				
采用决定 z	已在坡耕地种植金银花=1, 没有种植=0	0.56	0.25	—	
采用密度 y	已种植金银花面积占坡耕地总面积的比重	0.37	0.33	—	
解释变量	x_1, x_2				
农户禀赋	户主年龄	45岁以上=1; 45岁以下=0	0.62	0.24	??
	户主文化程度	以户主受教育程度衡量, 小学及以下=0; 初中=1; 高中及以上=2	0.67	0.45	??
	坡耕地面积	反映农户农业规模经营的条件, 以每户坡耕地总面积表示。单位: 亩	5.60	24.46	$F(x_1^2)/F(x_1)$
	外出务工比例	反映农户外出务工强度, 以农户家庭成员中以外出务工为主的人数占家庭劳动力总人数的比例衡量	0.25	0.04	-/-
	农业收入比	反映农户经济状况, 以农户的全年农业收入占总收入之比表示。不计种植金银花的收入	0.43	0.09	+/+
	政府支持	反映政府对农户采用生态农业技术的扶持作用, 能够获得种苗补贴及相应的栽培技术指导=1, 其他=0	0.40	0.24	+/+
外部环境	贷款容易度	反映农户用于生产的融资难度, 容易获得贷款=1, 不容易=0	0.52	0.25	+/+
	销售担忧	反映农户进入市场难度, 农户若担忧金银花销路=1, 其他=0	0.57	0.25	-/-
	距示范基地距离	金银花生态示范基地到农户住家的距离, 3公里以内=1; 3~5公里=2; 5~10公里=3; 10公里以上=4	3.40	1.32	??
土地禀赋	二元地貌结构	以坡地与平坝田的面积比衡量(简称坡坝比), 反映农户土地的地貌类型结构	3.57	11.82	+/+
	细碎空间结构	以每亩坡耕地的地块数量衡量, 反映农户坡耕地在空间上的分离程度。单位: 块/亩	0.90	0.23	??
	亩状质量结构	以抽样坡地地块的石漠化率(岩石裸露率)衡量, 反映农户耕地肥力情况。数据范围: 0~100%	0.56	0.04	-/-

注: ???表示不确定; +/+表示正相关; -/-表示负相关。

注：??表示不确定；+/+表示正相关；-/-表示负相关。

图1为土地禀赋结构五分位组的生态技术采用分布图，横坐标为均分为五组的从小到大排序的土地禀赋的结构指标；纵坐标为与各组相对应的农户新技术采用密度和采用比例的均值。由图1可见，土地禀赋结构与采用决策的关系曲线大致为非线性关系，为了考察土地禀赋结构与采用决策是否具有二次函数的关系，将土地禀赋结构的平方俱引入模型。



3.2 模型选择

由于没有种植金银花的农户相关被解释变量的数据缺乏，如果采用经典的 Tobit 模型会与本文所依据的研究方法有所冲突，因此，本文采用的是 Cragg 对 Tobit 模型扩展改进的双槛模型（double hurdle model）^[25]。双槛模型如下：

$$\begin{cases} z_i^* = \alpha X_{1i}' + u_i & u_i \sim N(0,1) \\ y_i^* = \beta X_{2i}' + v_i & v_i \sim N(0, \sigma^2) \\ \begin{cases} z_i = 1, & z_i^* > 0 \\ z_i = 0, & z_i^* \leq 0 \end{cases} & i = 1, 2, \dots, n \\ \begin{cases} y_i = y_i^*, & \text{如果 } z_i^* > 0, \text{ 且 } z_i = 1 \\ y_i = 0, & \text{不然的话} \end{cases} \end{cases} \quad (1)$$

式（1）中： X_{1i}' 、 X_{2i}' 为影响因素向量； n 为变量的数量； α 、 β 为方程系数； u_i 、 v_i 为残差项，分布均服从古典假定。是农户采用决策的潜在指示变量，不可被直接观测。当 $z_i^* \leq 0$ ，则 $z_i = 0$ ，表示农户没有采用生态农业技术；当 $z_i^* > 0$ ，则 $z_i = 1$ ，表示第 i 个农户采用生态农业技术。 y_i^* 为采用密度的潜在变量，当 $z_i^* > 0$ ，则 $z_i = 1$ 时， $y_i = y_i^*$ ， y_i 表示第 i 个农户的采用密度，可以被观测到的连续变量。当 y_i^* 取负值，则 $y_i = 0$ ，此时潜在的变量无法被直接测量，相当于小于0的分布被从左边截尾。双槛模型似然函数如下：

$$L(\alpha, \beta, \sigma^2) = \prod_i \left[1 - \Phi(\alpha X_{1i}') \right] \prod_i \left[\Phi(\alpha X_{1i}') \frac{1}{\sigma} \phi\left(\frac{y_i - \beta X_{2i}'}{\sigma}\right) \right] \quad (2)$$

Double hurdle 模型的似然函数是 Probit 模型和 Truncated 模型的组合，模型回避了多重共线性，卡方检验表明模型高度有效，采用极大似然估计法（MLE）对模型进行估计，应用 STATA10.1 统计软件操作，结果如表 2 所示。

表2 农户采用生态农业技术决策双门槛模型估计结果

变量		模型					
		Probit 模型				Truncated 模型	
		模型 1		模型 2		模型 1	模型 2
解释变量		系数 α	边际效应	系数 α	边际效应	系数 β	系数 β
农户禀赋	户主年龄	0.605*** (2.70)	0.242	—	—	—	-0.178** (-1.94)
	户主学历	-0.408** (-2.26)	-0.134	-0.365** (-1.96)	-0.121	0.102* (1.56)	0.039* (0.66)
	坡耕地面积	-0.176** (-2.09)	-0.058	—	—	—	-0.039* (-1.44)
	坡地面积的平方	0.008** (2.11)	0.003	—	—	—	0.001 (1.56)
	外出务工比例	-0.483** (-2.79)	-0.160	—	—	—	0.507*** (2.85)
	农业收入比	—	—	0.605* (1.60)	0.241	-0.195* (-1.45)	—
外部环境	政府支持	0.893*** (2.58)	0.249	0.791*** (2.13)	0.229	—	0.235*** (2.79)
	贷款容易度	-0.408* (-1.53)	-0.137	-0.440* (-1.54)	-0.149	0.255*** (2.77)	—
	销售担忧	-1.027*** (-4.59)	-0.389	-0.139 (-0.50)	-0.047	—	-0.170* (-1.86)
	距示范基地距离	-0.009 (-0.07)	0.003	0.092 (0.62)	0.031	-0.029 (-0.67)	-0.028 (-0.73)
	农业收入比	—	—	0.605* (1.60)	0.241	-0.195* (-1.45)	—
土地禀赋	二元地貌结构	—	—	-0.209* (-1.33)	-0.079	-0.078* (-2.39)	—
	坡地比的平方	—	—	0.018 (1.31)	0.007	0.002 (2.33)	—
	细碎空间结构	1.353 (1.50)	0.539	—	—	—	-0.519* (-1.41)
	每亩地块数的平方	-0.754* (-1.71)	-0.300	—	—	—	0.282* (1.77)
	斑状质量结构	—	—	1.663** (2.24)	0.028	2.699** (1.89)	1.176 (1.55)
	石漠化率的平方	—	—	-1.232 (-0.39)	-0.021	-2.411* (-1.83)	-1.712* (-1.61)
	常数项	-0.705** (-1.74)	—	0.210 (0.25)	—	0.148 (0.43)	0.482 (1.29)
样本数		276	—	275	—	154	153
LR 检验 /Wald 检验		39.03***	—	32.16***	—	14.04***	32.64***
Prob>chi2		0.000	—	0.000	—	0.000	0.000
Log likelihood		-93.466	—	-69.156	—	4.459	5.497
Pseudo R ² /Sigma		0.173	—	0.189	—	0.294*** (9.53)	0.254*** (10.26)

注：(1)括号内数字为z检验值，***、**、* 分别表示单尾检验结果在1%、5%、10%的水平上显著；(2) Probit 模型的边际效应 (dy/dx) 是以 dprobit 指令算出，Truncated 模型的边际效应是其系数本身，二次函数的边际效应为： $\alpha_1 + 2\alpha_2 X_{it}$ 或 $\beta_1 + 2\beta_2 X_{it}$ ，代入相应的系数或边际值计算均可；(3)全部结果应用 STATA11.1 输出。

3.3 检验结果

3.3.1 农户禀赋

在 Probit 模型和 Truncated 模型中，在不同的检验水平上农户禀赋的各个系数都是显著的。年龄越大、学历越低、外出打工的比例越低、农业收入占总收入比例越高的农户采用生态农业技术的概率越大，但采用密度越低。

3.3.2 外部环境

在 Probit 模型和 Truncated 模型中，政府支持的系数在 1% 的显著水平上均大于零，表明政府支持能够对于农户采用新技术具有促进作用，而销售担忧的系数则分别在 1% 和 5% 的显著水平上均小于零，说明农作物销售的担忧对于采用新技术具有消极作用。农户家庭住址到示范基地距离的系数在统计上均不显著。

贷款容易度的系数 Probit 模型和 Truncated 模型中分别在 10% 和 1% 的显著水平上与采用概率为负相关，与采用密度为正相关。结果与假设有所矛盾，原因可能是，金银花的种植不是农户投资的首选，一旦农户贷到了款项，首先会将资金投入其他经

营,但是如果农户已经采用了生态农业技术,那么贷款的获得会提高农户扩大规模的积极性。因此,如果对农户实施定向信贷支持,将会有利于生态农业技术的推广。

3.3.3 土地禀赋

(1) 在 Probit 模型中二元地貌结构一次项系数为负,二次项系数为正,且在 10%统计检验水平上显著。在 Truncated 模型中二元地貌结构一次项系数为负,二次项系数为正,且在 10%统计检验水平上显著。用二次曲线的极值原理计算得极值分别为 5.8~15.8 倍,表明当坡坝比低于该值时,农业新技术的采用概率和采用密度都趋于下降,超过这个限度时逆转为上升,原因可能与家庭劳动力被激化后的重新配置有关。

(2) 在 Probit 模型中坡耕地细碎空间结构的一次项和二次项系数分别为正和负,在 10%的统计检验水平上显著。在 Truncated 模型中坡耕地细碎空间结构的一次项和二次项系数分别为负和正,在 10%的统计检验水平上显著。计算极值为 0.9 块/亩,表明在土地细碎化程度低于 0.9 块/亩时,采用生态农业技术的农户数量在增加而种植规模却在减小;而当土地细碎化超过 0.9 块/亩时,采用农业生态技术的农户的数量减少但种植规模却在增加。该结果表明土地细碎化有可能促进土地流转到少数农户手里,从而克服土地细碎化浪费劳动力的这个缺点。

(3) 在 Probit 模型和 Truncated 模型中坡耕地斑状质量结构的一次项系数均为正,二次项均为负,除 Probit 模型的二次项以外均在 5%的统计检验水平上显著。计算得极值为 52.9%,表明石漠化率超过 52.9%时,农业生态技术的采用概率继续上升但采用密度开始下滑。说明石漠化越严重,土地的机会成本也越低,因而越会激励农户种植金银花,但会因生态环境过于恶化而大幅减少种植面积。

4 结论

生活在连片特困区与生态脆弱区重叠区的农户其生态农业技术的选择决策特点鲜明,其影响因素的研究结论对于采用生态农业技术的专业农户选择、专业家庭农场的扶持以及组织化的推动具有参考价值。

(1) 年龄越大、文化程度越低、成员外出打工的比例越低、农业收入占总收入的比例越高的农户采用生态农业技术的可能性越大,但是种植面积却越少。表明这类农户采用农业生态技术的意愿更高,但由于某些条件的限制却没有能力或条件扩大种植规模。因此吸引高素质的农户加入到生态农业种植的队伍中关系到水土保持可持续性和生态脱贫的有效性。

(2) 生态脆弱区的土地禀赋构成了农户技术选择的自然约束,关系到家庭农场的形成可能性:丘陵低山区是介于纯平原区与纯山区的一种过渡形态,只有在坡耕地面积或坡耕地相对于平坝田的面积比超过一定限度时生态农业技术才更容易推广;土地细碎化超过一定限度时生态农业技术才更容易由多数农户的零星种植转变为少数农户的规模化种植;在生态环境过于破坏严重时与其简单地加大扶持力度不如干脆放弃支持。

(3) 政府支持能够促进生态农业技术的有效推广,市场风险是生态农业技术推广的最大障碍,定向信贷支持是生态农业技术普及的有效措施。

参考文献:

[1] Rogers E M. Diffusion of innovations [M]. 5th edition. NewYork: The Free Press, 2003.

[2] 孔祥智,方松海,庞晓鹏,等.西部地区农户禀赋对农业技术采纳的影响分析[J].经济研究,2004(12):85-95,

- [3] 石洪景. 农户特征、资源禀赋与台湾农业技术采用行为实证研究[J]. 浙江农业学报, 2014 (2): 522-529.
- [4] Feder G, Slade R. The role of public policy in the diffusion of improved agricultural technology [J]. American Journal of Agricultural Economics, 1985, 67(2): 423-428.
- [5] [日]速水佑次郎, [美]弗农·拉坦. 农业发展的国际分析[M]. 郭熙宝, 张进铭, 译. 北京: 中国社会科学出版社, 2000.
- [6] 高启杰. 农业推广理论与实践[M]. 北京: 中国农业大学出版社, 2008.
- [7] 李后建. 农户对循环农业技术采纳意愿的影响因素实证分析[J]. 中国农村观察, 2012 (2): 28-36, 66.
- [8] Arellanes P, Lee D R. The determinants of adoption of sustainable agriculture technologies evidence from the hillsides of Honduras [C]. Durban, South Africa: International Association of Agricultural Economists, 2003: 693-699.
- [9] 林毅夫. 制度、技术与中国农业发展[M]. 上海: 格致出版社, 上海三联书店, 上海人民出版社, 2008.
- [10] 罗小锋, 秦军. 农户对新品种和无公害生产技术的采用及其影响因素比较[J]. 统计研究, 2010 (8): 90-95.
- [11] Battese G E, Broca S S. Functional forms of stochastic frontier production functions and models for technical inefficiency effects: A Comparative study for wheat farmers in Pakistan [J]. Journal of Productivity Analysis, 1997, 8(4): 391-414.
- [12] 葛继红, 周曙东, 朱红根, 等. 农户采用环境友好型技术行为研究——以配方施肥技术为例[J]. 农业技术经济, 2010 (9): 57-63.
- [13] 郭晶, 郑亚莉. 浙江省农户技术采用行为影响因素的实证分析[J]. 浙江学刊, 2007 (6): 188-191.
- [14] 王瑜, 黄蓓, 陈传波. 农村劳动力外出务工对农村经济发展的影响——基于农村金融资本视角的分析框架[J]. 农村金融研究, 2010 (12): 47-51.
- [15] 唐博文, 罗小锋, 秦军. 农户采用不同属性技术的影响因素分析——基于9省(区)2110户农户的调查[J]. 中国农村经济, 2010 (6): 49-57.
- [16] 王永强, 朱玉春. 农业技术扩散过程中的障碍因素分析[J]. 中国科技论坛, 2009 (1): 107-111.
- [17] 徐同道, 吴冲. 农户资源禀赋对优质小麦新品种选择影响之实证分析——以江苏丰县为例[J]. 中国农学通报, 2008 (1): 224-228.
- [18] 满明俊, 周民良, 李同昇. 农户采用不同属性技术行为的差异分析——基于陕西、甘肃、宁夏的调查[J]. 中国农村经济, 2010 (2): 68-78.

-
- [19] 王武科, 李同升, 刘笑明, 等. 农业科技园技术扩散的实证研究——以杨凌示范区为[J]. 经济地理, 2008(4): 661-666.
- [20] 田玉军, 李秀彬, 马国霞. 耕地和劳动力禀赋对农村劳动力外出务工影响的实证分析——以宁夏南部山区为例[J]. 资源科学, 2010 (11) : 2160-2164.
- [21] 皮啸菲, 周生路, 吴绍华. 江苏省土地资源禀赋度空间变化研究[J]. 土壤, 2010 (4) : 652-657.
- [22] 罗小锋. 农户采用节约耕地型与节约劳动型技术的差异[J]. 中国人口·资源与环境, 2011 (4) : 132-138.
- [23] 李小建. 农户地理论[M]. 北京: 科学出版社, 2009.
- [24] 张巨勇, 张欣. 可持续农业技术采用的经济学分析[J]. 经济问题探索, 2004 (10) : 91-94.
- [25] Cragg J G. Some statistical models for limited dependent variables with application to the demand for durable goods [J]. Econometrica, 1971, 39(5): 829-844.