



中国农业资源与区划

Chinese Journal of Agricultural Resources and Regional Planning

ISSN 1005-9121, CN 11-3513/S

《中国农业资源与区划》网络首发论文

题目： 劳动力禀赋、耕地破碎化与农户生态耕种决策行为
作者： 张洁，陈美球，谢贤鑫，赖昭豪，刘艳婷，张淑娴，张玉琴
收稿日期： 2020-07-21
网络首发日期： 2021-06-07
引用格式： 张洁，陈美球，谢贤鑫，赖昭豪，刘艳婷，张淑娴，张玉琴. 劳动力禀赋、耕地破碎化与农户生态耕种决策行为. 中国农业资源与区划.
<https://kns.cnki.net/kcms/detail/11.3513.S.20210607.1407.030.html>



网络首发：在编辑部工作流程中，稿件从录用到出版要经历录用定稿、排版定稿、整期汇编定稿等阶段。录用定稿指内容已经确定，且通过同行评议、主编终审同意刊用的稿件。排版定稿指录用定稿按照期刊特定版式（包括网络呈现版式）排版后的稿件，可暂不确定出版年、卷、期和页码。整期汇编定稿指出版年、卷、期、页码均已确定的印刷或数字出版的整期汇编稿件。录用定稿网络首发稿件内容必须符合《出版管理条例》和《期刊出版管理规定》的有关规定；学术研究成果具有创新性、科学性和先进性，符合编辑部对刊文的录用要求，不存在学术不端行为及其他侵权行为；稿件内容应基本符合国家有关书刊编辑、出版的技术标准，正确使用和统一规范语言文字、符号、数字、外文字母、法定计量单位及地图标注等。为确保录用定稿网络首发的严肃性，录用定稿一经发布，不得修改论文题目、作者、机构名称和学术内容，只可基于编辑规范进行少量文字的修改。

出版确认：纸质期刊编辑部通过与《中国学术期刊（光盘版）》电子杂志社有限公司签约，在《中国学术期刊（网络版）》出版传播平台上创办与纸质期刊内容一致的网络版，以单篇或整期出版形式，在印刷出版之前刊发论文的录用定稿、排版定稿、整期汇编定稿。因为《中国学术期刊（网络版）》是国家新闻出版广电总局批准的网络连续型出版物（ISSN 2096-4188，CN 11-6037/Z），所以签约期刊的网络版上网络首发论文视为正式出版。

· 绿色发展 ·

劳动力禀赋、耕地破碎化与农户生态耕种决策行为*

张洁¹, 陈美球^{1*}, 谢贤鑫^{1,2}, 赖昭豪¹, 刘艳婷¹, 张淑娴¹, 张玉琴¹

(1. 江西农业大学 农村土地利用与保护研究中心/江西省鄱阳湖流域农业资源与生态重点实验室, 江西 南昌 330045; 2. 南京农业大学 公共管理学院, 江苏 南京 210095)

摘要 [目的] 为清晰识别影响农户生态耕种决策行为的影响因素, 为我国农业可持续发展, 加快耕地数量、质量和生态“三位一体”保护目标的实现提供参考。[方法] 利用江西省 11 市 47 县(区)共 148 8 份农户的调研数据, 从农户劳动力禀赋结构转变和小农生产造成耕地破碎的两大社会现象切入, 采用双栏模型将农户生态耕种决策行为分为采纳意愿和采纳程度两个阶段进行实证分析研究。[结果] 以中位数为划分依据, 有生态耕种采纳意愿的农户数占样本总数的 67.20%, 有采纳意愿的农户对 10 项具体生态耕种行为的平均采纳数为 5.323 项; 家庭总人口对农户生态耕种采纳意愿与采纳程度均呈负相关、劳动力人数均呈正相关, 兼业程度对农户生态耕种采纳程度呈正相关, 耕地破碎化对农户生态耕种采纳意愿呈负相关。此外, 农户生态耕种决策行为还受到受教育程度、农业收入占比、是否加入合作社、是否享受农业补贴等因素影响。[结论] 政府及相关管理部门一方面应注重农户临时务工平台搭建, 拓展相关信息视野以提升生态耕种采纳率; 另一方面应规范和推动土地流转与土地整治, 促进土地规模化经营, 降低破碎度。

关键词 生态耕种 劳动力禀赋 耕地破碎化 双栏模型 江西省

中图分类号: F323.3

文献标识码: A

0 引言

耕地是农业生产最重要的物质基础,也是保障粮食安全和维护国家社会稳定发展的根本性资源^[1-2]。面对我国人多地少、耕地资源匮乏的基本国情,加强耕地保护有着重要的战略意义。以遵循生态系统原理、避免对耕地系统造成人为不可逆干扰、利于改善农业生态环境为特征的生态耕种,是实现我国耕地数量、质量和生态“三位一体”保护目标的内在需求。农户是农业耕种最直接和最主要的参与者,其对耕种方式的选择直接影响着耕地利用的可持续性,进而影响现代农业的发展与走向^[3]。探讨和掌握广大农户生态耕种决策行为的特征和影响规律,并有针对性地提出相关对策与建议,对生态耕种的推广与运用,落实耕地保护基本国策,实现农业可持续发展具有重要意义。家庭劳动力禀赋与耕地基本状况是农户农业生产行为决策的重要影响因素^[4]。随着工业化与城市化的发展,大量农村青壮年劳动力流向城市,我国农村劳动力禀赋结构已发生截然不同的变化,劳动力结构性稀缺成为常态^[5]。劳动力数量的减少和老龄化,促使传统农业生产方式发生转变,也影响到农户对新型生产方式的采纳意愿和采纳程度。我国小农生产模式将在一段时期内持续存在^[6],人多地少、耕地资源匮乏的基本国情造成了耕地破碎化,也使得土地成为中国农业发展的瓶颈制约因素^[7]。耕地

收稿日期: 2020-07-21

作者简介: 张洁(1995—),女,江西吉安人,硕士,研究方向:土地资源管理

*通讯作者: 陈美球(1967—),男,江西赣州人,博士,教授,博士生导师,研究方向:土地资源管理。E-mail:cmq12@263.net

*资助项目: 国家自然科学基金项目“不同经营主体的环境友好型技术采纳行为、相互影响机理及激励对策研究—以测土配方施肥为例”(71964016); 中国人民大学教育基金会林增杰土地科学发展基金优秀学术论文资助项目(2020)

破碎化程度越高,农户进行农业生产的难度越高,既会造成生产资料的浪费也不利于新技术与设备的应用,极大地降低了生产效率,也在很大程度上影响了农户对新技术的采纳意愿与程度。

近年来,农业面源污染的加重使生态耕种成为一个研究热点^[8-14],生态耕种方式包括如测土配方施肥、农膜回收、秸秆还田、作物轮作等保护性耕作和种植绿肥、使用有机肥、减量施用化肥等绿色农业生产行为。现有文献多是对农户生态耕种存在问题进行研究并提出建议^[15],或针对生态认知、信息传递^[16]等具体方面对农户生态耕种的采纳意愿或程度进行了研究,然而基于农户劳动力禀赋转变和耕地破碎化视角,对农户生态耕种决策行为开展研究的文献还很缺乏。同时,现有研究缺乏对农户生态耕种过程的分析。实际上,农户生态耕种采纳行为是一系列的决策过程,包括“是否愿意采纳”和“在多大程度上采纳”两个相互联系而且有先后顺序的过程,双栏模型能够较好地分析农户决策行为的两个过程。

鉴于此,本文从农户生态耕种决策行为出发,基于农户行为理论,结合 CRAGG 提出的双栏模型提出农户劳动力禀赋和耕地破碎化对其生态耕种决策行为影响的研究假设,借助江西省 1488 份农户的微观调查数据,对农户生态耕种采纳意愿和采纳程度影响因素进行实证研究。农户作为农业生产的主体和耕地的直接使用者,其对生态耕种的决策行为直接影响着耕地的质量以及政府耕地保护政策的制定与落实。因此,该研究不仅能丰富农户决策行为的研究内容,还可以拓展农户生态耕种决策行为的研究深度,为我国耕地保护、绿色农业的实践推广和政策设计提供参考依据。

1 理论分析与研究假设

农户生态耕种决策行为受到众多因素的影响,其中劳动力禀赋和耕地破碎化是重要影响因素。随着城市化的发展、市场化改革的深入、土地流转制度的完善以及农业生产结构的调整,农户家庭对劳动力的配置在 market 需求的引导下进行调整,劳动力禀赋差异给农户决策行为带来的差异日益显著^[17]。本文在现有研究的基础上^[18],把农户劳动力禀赋分为家庭总人口、劳动力人数、常年务农劳动力人数和兼业程度。耕地破碎化是耕地面积、距离、分布状态等的综合反映指标。耕地破碎化的大小对农业规模化、机械化生产,新技术、新设备的使用,耕地的集约利用效率等都有着极大的影响^[19]。

农户生态耕种决策行为是指农户愿意进行生态耕种,并且能够在一定程度上将生态耕种所包含的各项具体行为付之于实际的社会决策行为。根据农户行为理论,农户生态耕种决策行为分为采纳意愿和采纳程度两个方面,是两者的统一。生态耕种采纳意愿决定了农户生态耕种采纳的积极性,采纳程度则反映了愿意采纳生态耕种的农户对生态耕种的具体行为在多大程度上采纳。根据采纳意愿,农户可以分为愿意采纳生态耕种和不愿意采纳生态耕种两种类型。根据农户采纳生态耕种具体行为的项数,可以反映农户在多大程度上采纳了生态耕种。

农户劳动力禀赋是指农户个人及其整个家庭所有的劳动力资源和能力,包括劳动力人数以及投入劳动的比重^[20]。前人在研究劳动力禀赋时,通常只考虑家庭总人口和劳动力总人数,本文考虑到从事农业劳动对劳动力的依附性,将常年务农劳动力人数和兼业程度也纳入研究范围。劳动力禀赋包括:(1)家庭总人口数。家庭人口数能反映家庭人力资源储备情况,通常情况下,农户家庭总人口数越大,越倾向于采用保守的传统农业生产方式,采纳生态耕种的可能性越小。(2)劳动力人数。在我国小农经济依然为主体的前提下,劳动力人数越多其实施生态耕种的能力越强,选择生态耕种的可能性越大。(3)常年务农劳动力人数。常年务农劳动力人数是农户农业生产重要程度与依赖程度情况的反映指标,常年务农人数越多,其对农业的依赖度越大,对能增加收入的生态耕种采纳率越高。(4)兼业程度。农户兼业程度是在家务农时间与在外务工时间比重的反映指标,兼业程度越高,农户外出务工时间越长,非农收入越高,接触相关信息越多,采纳生态耕种的可能性越大。由此提出以

下假设:

H1: 劳动力禀赋对农户生态耕种决策行为存在显著影响。

耕地破碎化能综合反映耕地面积、距离、分布状态等指标。一方面,耕地破碎化使得农户难以进行机械化生产和规模化经营,极大地提升了农业生产的难度,不利于农户生态耕种采纳意愿和采纳程度的提高^[21];另一方面,耕地破碎化也有利于农业种植多样化与分摊自然风险,不仅能分散劳动强度、提高劳动效率,还能降低农业生产中存在的自然风险,从而提高农业整体效益,有利于农户对耕地进行长期投资。但基于江西省小农生产模式为主的农业生产现状,耕地破碎化越大,耕地越破碎,农户进行农业生产的难度越大,对生态耕种的采纳意愿和采纳程度积极性越低。基于上述研究,提出以下假设:

H2: 耕地破碎化对农户生态耕种决策行为有显著负向影响。

2 数据与方法

2.1 数据来源

数据来自课题组 2018 年 1-3 于江西省开展的《江西省农户生态耕种认知与行为》专题抽样调查。课题组采用分层抽样和随机抽样相结合的方式选取调查样本农户,抽样步骤为:根据经济发展水平和粮食生产情况在江西省内选取 4~5 个县(区),然后在每个县(区)随机选取 2~3 个乡镇,再在每个乡镇随机选取 1~2 个村,最后在每个村随机选取 10~15 户水稻种植户。此次调查采用访谈和问卷相结合的方式,对户主或是参与农业经营决策的家庭主要成员开展调查,一共发放 1600 份问卷,剔除部分核心数据缺失或数据前后矛盾的问卷,得到实际有效问卷 1488 份,问卷有效率为 93.00%。问卷主要内容包括农户个人及家庭基本情况、农户对生态耕种的了解情况与采纳情况以及农户对生态耕种行为的观点及看法三部分。

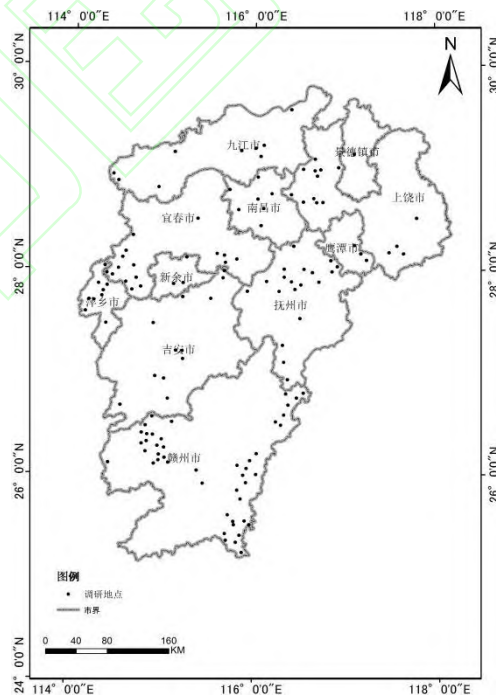


图 1 调研地点示意图

2.2 样本特征

通过对 148 8 份有效问卷分析发现：受访农户 74.6%为男性，男性仍是农业生产的主要力量；受访农户平均年龄达到 48.38 岁，50 岁以上农户比重达 36.15%，年龄总体偏大；受访农户受教育程度为初中及以下的农户比重为 82.86%，受教育程度普遍偏低；受访农户家庭总人口均值为 5.387 人，家庭人口规模 3~5 人的占样本的 55.51%，以中等规模为主；受访农户实际耕地面积为 5 亩及以下的占样本的 77.49%，耕地面积较小的小农户为农业生产最主要力量；家庭年收入均值为 8.083 万元，年收入低于 10 万的占样本总量的 80.38%，总体上处于较低水平。综上所述，样本农户具有以中老年男性为主，受教育程度偏低，中等家庭规模，耕地面积较小，家庭收入水平不高等特征，基本符合我国农户的一般特征，有一定代表性，详见表 1。

表 1 受访农户基本特征

统计指标	分类指标	比例 (%)	平均值	标准差	统计指标	分类指标	比例 (%)	平均值	标准差
性别	男	74.6	0.746	0.435	家庭总人口	1-2 人	1.88	5.387	1.772
	女	25.4				3-5 人	55.51		
年龄	30 岁以下	5.65	48.380	10.765	耕地面积	5 人以上	42.61	5.545	14.961
	30~40 岁	13.10				5 亩及以下	77.49		
	41~50 岁	45.09				5~10 亩	14.99		
	51~60 岁	24.46				10~15 亩	2.82		
	60 岁以上	11.69				15 亩以上	4.70		
文化程度	小学	39.05	1.835	0.834	家庭年收入	2 万元及以下	10.22	8.083	6.864
	初中	43.81				2~5 万元	34.21		
	高中	11.76				5~10 万元	35.95		
	中专及以上	5.38				10 万元以上	19.62		

2.3 变量说明

(1) 因变量。本文的因变量是农户生态耕种的决策行为，将其分解为采纳意愿和采纳程度两个阶段。第一阶段设置的问题是：对 10 项生态耕种具体行为是否有采纳意愿，选项参考 Likert Scale 采取五分变量形式，即很愿意得 5 分、比较愿意得 4 分、愿意得 3 分、不太愿意得 2 分和不愿意得 1 分。由于选项设置的前三项都是持“愿意”的态度，如果以平均数为界区分是否愿意的话会存在误差，因此便以中位数作为农户是否有生态耕种采纳意愿的划分依据。通过把 10 项具体行为的得分累计叠加后得到总分值[10,50]，中位数为 30，累计分值大于中位数的视为有采纳意愿，赋值为 1，累计分值小于中位数的视为无采纳意愿，赋值为 0。第二阶段为有意愿农户对生态耕种具体行为的采纳程度，基于本文对生态耕种的定义，结合问卷调查的局限性，本文所指生态耕种主要为目前农户较常见与使用的 10 项具体行为，包括测土配方施肥，农膜回收，减量施用化肥，种植绿肥，低毒低残留农药，作物合理轮作，秸秆还田，生态农业模式，少耕、免耕和施用有机肥等。采纳 1 项得 1 分，2 项得 2 分，依次叠加，最后得分区间为[0,10]。若第一阶段有采纳意愿，则可以继续第二阶段对采纳生态耕种具体行为项数的提问。

(2) 自变量。①劳动力禀赋。根据前文理论分析与研究假说，劳动力禀赋通过家庭总人口、劳动力人数、常年务农劳动力人数和兼业程度进行衡量。②耕地破碎化。耕地破碎化则采用耕地面积与耕地块数的比值来表示^[22]。③控制变量。为了提高研究结果的科学性和可信度，使农户生态耕种决策行为能得到更好地剖析而加入相关变量。已有相关研究表明^[23]，

其他相关因素对农户耕种决策行为同样具有重要影响，因此选择性别、年龄、受教育程度、健康状况、农业收入占比、是否加入合作社、是否享受农业补贴等作为控制变量。变量设定与赋值见表 2。

表 2 变量含义及描述性统计

变量类别	变量名称	变量含义及赋值	均值	标准差	最大值	最小值	
生态耕种 决策行为	采纳意愿	有采纳意愿=1, 意愿=0	无采纳 0.672	0.469	1	0	
	采纳程度	农户生态耕种具体 采纳项数	行为的 5.323	2.031	10	0	
劳动力禀赋	家庭总人口	受访农户家庭 数(人)	的人口 5.387	1.772	18	1	
	劳动力人数	受访者家庭 力数(人)	的劳动 3.454	1.313	12	0	
	常年务农劳动力人数	受访农户家庭常年 务农人 数(人)	1.366	0.875	5	0	
	兼业程度	务工=4, 务工为主兼业=3, 农业为主兼业=2, 农业=1	2.347	1.084	4	1	
耕地破碎化	耕地面积/耕地块数	1.084	1.331	20	0		
控制变量	性别	男=1, 女=0	0.746	0.435	1	0	
	年龄	受访者年龄	48.38	10.765	84	15	
	总体健康状况	很好=5, 比较好=4, 比较差=2, 很差=1	一般=3, 3.542	0.852	5	1	
	受教育程度	大专及以上=4, 中专=3, 及以下=1	高中或 初中=2, 小学	1.835	0.834	4	1
	农业收入占比	农业收入/家庭年收入	0.317	0.289	1	0	
	是否享受农业补贴	是=1, 否=0	0.776	0.417	1	0	
	是否加入合作社	是=1, 否=0	0.144	0.351	1	0	

2.4 模型构建

在本次调查中存在相当部分没有采纳意愿的农户个体，针对此类问题，学术界中多是采用 Tobit 模型来处理。但是，因为本文是将农户采纳生态耕种的决策行为分为采纳意愿和采纳程度两个阶段来分析，Tobit 模型并不能处理两阶段问题。对于分两阶段来研究分析影响因素的文章，学术界多采用 Heckman 模型来进行拟合^[24]，但该模型中采纳意愿方程和采纳程度方程并不是彼此独立的，采纳意愿方程的误差被带入采纳程度方程，这会使模型估计产生偏差。所以本文选择能很好地将采纳意愿与采纳程度分两个阶段独立，使两者不存在内生性问题的双栏模型 (Double hurdle model) 进行处理。

双栏模型是经济学家 Gragg 在 1971 年提出的计量经济模型^[25]，其将个体决策的过程分解为是否参与和参与程度两个阶段。双栏模型中只有两个阶段同时成立才能构成一个完整的决策行为，而且采纳意愿方程和采纳程度方程是两个独立的方程，很好的避免了方程之间产生影响而导致的误差。双栏模型在农户决策行为^[26]、农户受偿意愿^[27]、农户治理行为^[28]等

的实证研究中都得到了成功的应用。本文中首先考察农户对生态耕种行为采纳的意愿，构建方程如下：

$$\text{Prob}[y_i = 0|X_{1i}] = 1 - \Phi(X_{1i}\alpha) \quad (1)$$

$$\text{Prob}[y_i > 0|X_{1i}] = \Phi(X_{1i}\alpha) \quad (2)$$

公式（1）表示农户不愿意采纳生态耕种，即采纳意愿等于 0；公式（2）表示农户愿意采纳生态耕种，及采纳意愿大于 0。 $\Phi(\cdot)$ 表示标准正态分布的累计分布函数， y_i 表示因变量，即农户的生态耕种采纳意愿， X_{1i} 表示农户劳动力禀赋、耕地破碎化等自变量，其中 i 表示第 i 个观测农户样本， α 为相应的待估系数。

其次，考察农户采纳生态耕种的程度，构建方程如下：

$$E[y_i|y_i > 0, X_{2i}] = \beta X_{2i} + \delta \lambda(\beta X_{2i}/\delta) \quad (3)$$

公式（3）中， $E(\cdot)$ 表示条件期望，代表农户生态耕种的采纳程度； $\lambda(\cdot)$ 为逆米尔斯比率； x_{2i} 表示农户劳动力禀赋、耕地破碎化等自变量； β 表示相应的待估系数； δ 表示截取正态分布的标准差；其他符号与前文相同。

根据公式（1）～（3），可以构建以下对数似然函数：

$$\begin{aligned} \ln L = & \sum_{y_i=0} \{\ln[1 - \varphi(\alpha X_{1i})]\} \\ & + \sum_{y_i>0} \{\ln\varphi(\alpha X_{1i}) - \ln\varphi(\beta X_{2i}/\delta) - \ln(\varphi) + \ln\{\varphi[(y_i - \beta X_{2i})/\delta]\} \end{aligned} \quad (4)$$

公式（4）中， $\ln L$ 表示对数似然函数值。利用极大似然估计法估计公式（4），可以求得本文需要的相关参数。

3 结果与分析

3.1 农户生态耕种采纳意愿与程度分析

在 148 8 份有效问卷中，有 100 0 位受访农户对生态耕种有采纳意愿，占总样本的 67.20%。总体上农户对生态耕种有较高的采纳意愿。在有意愿采纳生态耕种的农户中，生态耕种具体行为采纳的均值是 5.32 项。此外，农户生态耕种采纳程度有着较大的差异(表 3)。在有生态耕种采纳意愿的农户中，采纳项数低于 6 项的农户较多，累计比例为 55.50%。结合江西省农业人口多、农村地域大、农业比重相对较高的典型农业大省现状，说明农户生态耕种的采纳意愿较高，但采纳程度并不高。

表 3 农户生态耕种采纳程度分布情况

采纳项数	样本量 (人)	比例 (%)	累计比例 (%)
0	21	2.10	2.10
1	13	1.30	3.40
2	39	3.90	7.30
3	93	9.30	16.60
4	169	16.90	33.50
5	200	20.00	53.50
6	198	19.80	73.30
7	138	13.80	87.10
8	68	6.80	93.90
9	31	3.10	97.00
10	30	3.00	100.00

3.2 农户生态耕种采纳意愿与程度的影响分析

为了保证模型的稳定性与准确性，使结果真实有效，在进行双栏模型的实证分析前，对各变量的多重共线性进行了检验。根据相关评定标准，如果同时满足容忍度 (Tolerance) >0.1 和方差膨胀因子 (VIF) <10 两个限制条件则说明变量间不存在严重的多重共线性问题。运行结果显示： $0.539 < \text{Tolerance} < 0.969$ 、 $1.03 < \text{VIF} < 1.86$ ，均在合理范围内，各变量之间不存在严重的多重共线性问题。实证结果如表 5 所示，模型较为稳定且整体拟合效果较好。

表 4 双栏模型实证结果

变量名称	采纳意愿			采纳程度		
	系数	标准误	P 值	系数	标准误	P 值
家庭总人口	-0.085	0.026	0.001***	-0.110	0.047	0.018**
劳动力人数	0.103	0.035	0.004***	0.145	0.637	0.023**
常年务农劳动力人数	-0.006	0.044	0.899	-0.082	0.080	0.304
兼业程度	0.036	0.039	0.353	0.166	0.069	0.017**
耕地破碎化	-0.072	0.027	0.007***	-0.028	0.059	0.635
性别	0.012	0.081	0.886	-0.001	0.144	0.995
年龄	0.005	0.004	0.202	-0.007	0.007	0.285
健康状况	0.040	0.041	0.320	0.039	0.073	0.595
受教育程度	0.171	0.049	0.001***	0.000	0.082	0.999
农业收入占比	0.537	0.139	0.000***	0.444	0.237	0.061*
是否享受农业补贴	0.396	0.082	0.000***	0.579	0.161	0.000***
是否加入合作社	0.248	0.104	0.018**	0.700	0.171	0.000***
常数项	-0.670	0.346	0.053*	4.769	0.619	0.000***
	Log likelihood=-904.69			Log likelihood=-1984.4225		
	LR chi ² =73.59			wald chi2(12)=59.56***		

注：*、**、***分别表示在 10%、5%、1%的统计水平上显著。

3.2.1 农户劳动力禀赋对生态耕种决策的影响

实证结果表明，家庭总人口对生态耕种采纳意愿和程度均产生负向显著影响。即家庭总人口越多，采纳生态耕种的意愿和程度都越低。基于我国传统小农生产模式现状以及江西省多山地丘陵的地形，较难形成规模经济效益以增加家庭收入，家庭总人口越多，家庭生活压力越大，且抗风险性越小，对于具有一定风险性的生态耕种，其采纳意愿与采纳程度越低；劳动力人数对农户生态耕种采纳意愿和采纳程度均产生正向显著影响。表明劳动力人数越多，农户采纳生态耕种的意愿和程度越高。生态耕种前期相较于传统的耕种方式需要投入的人力和物力较多，劳动力人数越多，便能保证采纳生态耕种对于劳动力的需求，使得农户生态耕种采纳的意愿和程度更高；兼业程度对生态耕种采纳程度产生正向影响。兼业程度越高，农户采纳生态耕种的程度越高。由于城市化的发展，大量农村劳动力流向城镇进行短期兼职或长期工作，纯务农农户比例较少，因此对于生态耕种的采纳意愿影响较不显著。但在有生态耕种采纳意愿的农户中，兼业程度较高的农户有较高的非农收入，资本约束较低，抗风险能力较强，接触外部相关信息较多，对于生态耕种等新型技术的采纳程度也较高。这一结果验证了假设 1，即劳动力禀赋对农户生态耕种决策行为存在显著影响。

3.2.2 耕地破碎化对生态耕种决策的影响

耕地破碎化对农户生态耕种采纳意愿有显著的负向影响，与假设 2 相符。即耕地破碎程

度越小,农户采纳生态耕种的意愿越高。耕地破碎化越大,农户规模化耕种与机械化耕种的难度越大,导致了耕地利用效率低下和农户生产成本提高,严重阻碍农户对于更先进与效用更高的耕种技术与模式的采纳意愿。然而,农户意愿与行为之间仍存在着差距,有意愿不一定有相应行为,甚至还会出现与意愿相反的行为^[29]。所以耕地破碎化影响了农户采纳生态耕种的意愿,但对其采纳行为程度却没有显著的影响。

3.2.3 控制变量对生态耕种决策的影响

受教育程度对农户生态耕种采纳意愿有显著的正向影响,通过教育,农户对生态耕种信息的反应、理解和接受能力能得到较大提高,其采纳生态耕种意愿更高;农业收入占比、是否享受农业补贴以及是否加入合作社对生态耕种采纳意愿及程度均产生显著的正向影响,农业收入占比代表着农业收入占家庭总收入的比重,占比越高,对农业的投入和依赖程度越大,为获取更高的收益采纳生态耕种符合理性小农学派的农户行为理论;农业补贴为农户加上了一重保险,增强了农户采纳新技术的抗风险性,享受农业补贴能增强农户采纳生态耕种的积极性;合作社模式相对于传统的农户经营主体具有更强的生命力与优势,加入合作社的农户对生态耕种有更强的采纳倾向。因此,农业收入占比高、享受农业补贴以及加入合作社的农户生态耕种采纳意愿更强烈、采纳程度更高。

4 结论与政策启示

本文基于江西省 1488 份农户的微观数据,将农户参与生态耕种决策行为分为采纳意愿与采纳程度两个阶段,采用双栏模型,实证分析了农户劳动力禀赋和耕地破碎化对农户生态耕种决策行为的影响。主要得到以下结论:(1)总体来看,农户对生态耕种采纳意愿较高,但采纳程度较低。以中位数为划分依据,愿意采纳生态耕种的农户占总样本数的 67.20%,而有采纳意愿的农户对 10 项生态耕种具体行为的平均采纳项数仅为 5.32 项,不利于我国生态耕种技术的推广和农业的可持续发展。(2)劳动力禀赋和耕地破碎化与农户生态耕种采纳意愿和采纳程度间均存在较强的相关性,其中劳动力人数对采纳意愿有显著的正向影响,家庭总人口和耕地破碎化对采纳意愿有显著的负向影响,家庭总人口较少、劳动力人数多、耕地破碎化小的农户,其生态耕种采纳意愿更高;劳动力人数和兼业程度对采纳程度有显著的正向影响,家庭总人口对采纳程度有显著的负向影响,家庭总人口较少、劳动力人数多、兼业程度高的农户,其生态耕种采纳程度更高。(3)受教育程度对采纳意愿有显著的正向影响,农业收入占比、是否享受农业补贴和是否加入合作社对农户生态耕种采纳意愿和采纳程度均有显著的正向影响,受教育程度高的农户采纳意愿更高,农业收入占比高、享受农业补贴、加入合作社的农户,生态耕种采纳意愿与程度均更高。

基于上述研究结论,为提高农户生态耕种采纳意愿与采纳程度,提出以下政策启示:(1)提高资金和相关技术服务投入,加大生态耕种推广力度。结合江西省的实际情况,切实保护生态耕种农户的自身利益,从而增强农户生态耕种采纳意愿、提高采纳程度。(2)搭建农户临时务工平台,鼓励农户在农闲时外出务工。农户外出兼业,能接触到外界更多生态耕种信息,扩大相关视野,使农户对相关政策与技术更为了解,从而提高生态耕种采纳意愿与采纳程度。(3)规范和推动土地流转与土地整治,促进土地规模化经营。农村土地流转与土地整理一方面能提高耕地利用效率,减少浪费,有效降低生态耕种成本,增加农户农业生产收入;另一方面,又能降低耕地破碎化,促进发展现代化、机械化农业生产。(4)加大农村教育的投入,完善农村教育体系,培育新型农业主体。发展农村教育,一方面可以提高农户受教育程度,进而促进对生态耕种行为的采纳;另一方面,培养新型农业主体既可以提高农户农业收入占比,又可以引导农户加入合作社等新型农业经营主体进而提高生态耕种的采纳意愿和采纳程度。

参考文献

- [1] 姚成胜,殷伟,李政通.中国粮食安全系统脆弱性评价及其驱动机制分析[J].自然资源学报,2019,34(8):1720-1734.
- [2] 朱庆莹,陈银蓉,胡伟艳,等.社会资本、耕地价值认知与农户耕地保护支付意愿——基于一个有调节的中介效应模型的实证[J].中国人口 资源与环境,2019,29(11):120-131.
- [3] 谢贤鑫,陈美球.农户生态耕种采纳意愿及其异质性分析——基于TPB框架的实证研究[J].长江流域资源与环境,2019,28(5):1185-1196.
- [4] 吴丽丽,李谷成,周晓时.要素禀赋变化与中国农业增长路径选择[J].中国人口·资源与环境,2015,25(8):144-152.
- [5] 王全忠,周宏.劳动力要素禀赋、规模经营与农户机械技术选择——来自水稻机插秧技术的实证解释[J].南京农业大学学报(社会科学版),2019,19(3):125-137+159-160.
- [6] Lai Z H, Chen M Q, Liu T J, Changes in and prospects for cultivated land use since the reform and opening up in China[J]. Land Use Policy, 2020. 97. Doi: 10.1016/j.landusepolicy.2020.104781
- [7] 李建林,陈瑜琦,江清霞,等.中国耕地破碎化的原因及其对策研究[J].农业经济,2006(6):21-23.
- [8] 冯燕,吴金芳.合作社组织、种植规模与农户测土配方施肥技术采纳行为——基于太湖、巢湖流域水稻种植户的调查[J].南京工业大学学报(社会科学版),2018,17(6):28-37.
- [9] 张聪颖,霍学喜.劳动力转移对农户测土配方施肥技术选择的影响[J].华中农业大学学报(社会科学版),2018(3):65-72+155.
- [10] 黄炎忠,罗小锋.化肥减量替代:农户的策略选择及影响因素[J].华南农业大学学报(社会科学版),2020,19(1):77-87.
- [11] 刘洋,翟雪玲,周孟亮.农户对农膜回收利用价值的认知与影响因素分析——来自新疆1067户棉农的经验证据[J].干旱区资源与环境,2020,34(2):80-87.
- [12] 李福夺,李忠义,尹昌斌,等.农户绿肥种植决策行为及其影响因素——基于二元Logistic模型和南方稻区506户农户的调查[J].中国农业大学学报,2019,24(9):207-217.
- [13] 姜维军,颜廷武,江鑫,等. 社会网络、生态认知对农户秸秆还田意愿的影响[J].中国农业大学学报,2019,24(8):203-216.
- [14] 俞振宁,谭永忠,吴次芳,等.基于兼业分化视角的农户耕地轮作休耕受偿意愿分析——以浙江省嘉善县为例[J].中国土地科学,2017,31(9):43-51.
- [15] 陈美球,刘桃菊.我国生态耕种存在的问题及其应对策略[J].中州学刊,2020(1):46-51.
- [16] 张淑娟,陈美球,谢贤鑫,等.生态认知、信息传递与农户生态耕种采纳行为[J].中国土地科学,2019,33(8):89-96.
- [17] Zhang H,Zhang Y, Wu S. The effect of labor migration on farmers' cultivated land quality protection[J]. Sustainability, 2020, 12.
- [18] 孙前路,乔娟,李秉龙.家庭资本禀赋与劳动力外流对牧民养殖技术需求的影响——基于西藏885户肉羊养殖户的入户调查[J].中国农业大学学报,2018,23(5):178-190.
- [19] 陈帷胜,冯秀丽,马仁锋,等.耕地破碎度评价方法与实证研究——以浙江省宁波市为例[J].中国土地科学,2016,30(5):80-87.
- [20] 薛超,周宏.劳动力禀赋变化与生产条件差异下的农业技术选择——以中国水稻机插秧技术推广应用为例[J].重庆大学学报(社会科学版),2019,25(6):36-49.
- [21] Liu J, Jin X, Xu W. Influential factors and classification of cultivated land fragmentation, and implications for future land consolidation: A case study of Jiangsu Province in eastern China[J]. Land Use Policy, 2019, 88:104185.
- [22] 崔悦,赵凯,贺婧,等.水稻优生区农户资本禀赋对其耕地保护决策行为的影响——基于双栏模型的实证研究[J].中国生态农业学报(中英文),2019,27(6):959-970.
- [23] 黄炎忠,罗小锋,刘迪,等.农户有机肥替代化肥技术采纳的影响因素——对高意愿低行为的现象解释[J].长江流域资源与环境,2019,28(3):632-641.
- [24] 潘亚茹,罗良国,刘宏斌.基于Heckman模型的支付意愿及强度的影响因素研究——以大理州276个奶牛养殖户为例[J].中国农业资源与区划,2017,38(12):99-107.
- [25] Cragg, John G. Some statistical models for limited dependent variables with application to the demand for durable goods[J].Econometrica, 1971, 39(5):829-844
- [26] 杨皓天,马骥.环境规制下养殖户的环境投入行为研究——基于双栏模型的实证分析[J/OL].中国农业资源与区划:1-11[2020-03-20].

- [27] 李晓平,谢先雄,赵敏娟.资本禀赋对农户耕地面源污染治理受偿意愿的影响分析[J].中国人口 资源与环境,2018,28(7):93-101.
- [28] 史恒通,睢党臣,吴海霞, 赵敏娟.社会资本对农户参与流域生态治理行为的影响:以黑河流域为例[J].中国农村经济,2018(1):34-45.
- [29] Zhang Y X, Halder Pradipta, Zhang X N. Analyzing the deviation between farmers' Land transfer intention and behavior in China's impoverished mountainous Area: A Logistic-ISM model approach[J]. Land Use Policy, 2020.94. Doi:10.1016/j.landusepol.2020.104534

FARMER'S LABOR ENDOWMENT 、 FARMLAND FRAGMENTATION AND FARMER'S ECOLOGICAL FARMING DECISION-MAKING BEHAVIOR^{*}

Zhang Jie¹, Chen Meiqiu^{1*}, Xie Xianxin^{1, 2}, Lai Zhaohao¹, Liu Yanting¹,
Zhang Shuxian¹, Zhang Yuqin¹

(1. Research Center on Rural Land Resources Use and Protection/The Key Laboratory of Poyang Lake Basin, Jiangxi Agricultural University, Nanchang Jiangxi 330045, China;

2. School of Public Management, Nanjing Agricultural University, Nanjing Jiangsu 210095, China)

Abstract In order to clearly to identify the factors that affect the decision-making behavior of farmers' ecological farming, It provides a reference from the sustainable development of agriculture and the realization of the "Trinity" protection goal of cultivated land quantity, quality and ecology. Based on the survey data onto 148 8 farmers in 47 counties (districts) of 11 cities in Jiangxi Province, This paper starts from the two social phenomena: the transformation of the structure of rural labor endowment and the fragmentation of cultivated land caused by small-scale agricultural production, Using the double hurdle model, the decision-making behavior of farmers' ecological farming is divided into two stages: willingness to adopt and degree of adoption. According to the median, 67.20% of the total samples were willing to adopt ecological farming, the average number of farmers that are willing to adopt the 10 specific ecological farming behaviors is 5.323; The total family population is negatively correlated with the willingness and degree of adoption of farmers' ecological farming, the number of laborers is positively correlated, the degree of part-time work is positively correlated with the degree of adoption of ecological farming by farmers, farmland fragmentation has negative correlation with farmers' willingness to adopt ecological farming. In addition, farmers' decision-making behavior of ecological farming is also affected by education level, proportion of agricultural income, whether to join cooperatives, whether to enjoy agricultural subsidies and other factors. On the one hand, the government and relevant management departments should pay attention to the construction of temporary work platform for farmers, expand the relevant information vision to improve the adoption of ecological farming; On the other hand, we should standardize and promote land circulation and land consolidation, promote the large-scale management of land and reduce the degree of fragmentation.

Keywords ecological farming; labor endowment; cultivated land fragmentation; double hurdle model; Jiangxi Province