陈美球 袁东波 邝佛缘 筹. 农户分化、代际差异对生态耕种采纳度的影响[J]. 中国人口•资源与环境 2019 29(2):79 - 86. [CHEN Meiqiu, YUAN Dongbo, KUANG Foyuan, et al. Household differentiation, generational difference and ecological farming adoption [J]. China population, resources and environment, 2019 29(2):79 - 86.]

农户分化、代际差异对生态耕种采纳度的影响

陈美球 袁东波 邝佛缘 吴秋艳 谢贤鑫

(1. 江西农业大学农村土地资源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. 江西财经大学金融学院 江西 南昌 330013)

摘要 农户作为最直接的耕地利用主体 其生态耕种采纳度是耕地保护政策能否顺利落实和促使耕地保护的重要保证。基于江西省 2 068 份农户问卷调研数据 从农户分化与代际差异两大社会现象切入 在新古典经济学的"理性人"、行为经济学的"非理性人"理论框架下 提出研究假设 通过层次分析一熵值定权法构建了生态耕种采纳度的评价指标体系 运用 Tobit 模型 深入分析农户分化、代际差异对农户生态耕种采纳度的影响规律,以期为加强生态耕种行为,制定耕地生态保护相关政策提供参考依据。结果表明:第一,农户分化程度的加深会使农户的生态耕种采纳度降低,且农户分化每加深 1 个单位,其生态耕种采纳度的条件均值降低 0. 204 个单位。第二 新生代农户相对于老一代农户具有更积极的生态耕种采纳度,新生代农户的生态耕种采纳度比平均水平高 37. 84%。第三 相对于分化程度更深的农户而言,浅分化农户的代际差异变化使其生态耕种采纳度的边际效果更强。纠正内生性偏误后,代际差异与分化调节效应对农户生态耕种采纳度的影响程度增强、农户分化对农户生态耕种采纳度的影响程度减弱,但是总体回归结果依然支持结论。代际差异、农户分化与分化调节效应的分样本回归结果基本稳健,结论均得到了较稳健的模型结果支持。为此,建议鼓励深分化农户加强耕地流转,释放有效劳动力;加强浅分化农户的技术培训,政府应在产业合作组织设立、扩大经营规模等方面给予支持;对老一代农户加强耕地保护基本政策、农业补贴政策等方面的宣传。

关键词 农户分化;代际差异;生态耕种采纳度;江西省

中图分类号 F301 文献标识码 A 文章编号 1002-2104(2019)02-0079-08 DOI: 10.12

DOI: 10. 12062/cpre. 20180518

在耕地资源数量、质量、生态"三位一体"保护中,生态保护是核心,因为只有处于良好生态环境中的耕地才能维持耕地质量和生产能力[1]。在家庭责任承包制下,农户作为最直接的耕地利用主体,其耕种行为已成为耕地生态保护的关键[2-3],推行耕地的生态耕种行为已成为耕地生态保护的方法。农户的生态耕种行为取决于由认知、意愿和行为态度三个维度衡量构成的生态耕种采纳度,深入掌握农户的生态耕种采纳度及其影响规律对于促进农户生态耕种行为具有重要意义。随着我国工业化和城镇化的推进,农户分化与代际差异已成为两大社会突出现象[4]。一方面,农村劳动力外出就业机会增多,农户的收入水平稳步提升,非农收入增加使原本同质的农户出现分化,而农户分化的两个基本向度是职业分化

和经济分化,农户职业、经济收入等都会改变农户对耕地的价值认识和依赖程度,进而影响农业投入意愿与力度、耕地生态价值等[5-6]。另一方面,新老两代农户代际分化日益显现[7],生态耕种的认知、意愿、行为逐步差异化,必然影响耕地的生态保护[8]。基于此,了解农户分化和代际差异对生态耕种采纳度的影响规律,对耕地生态保护有着重要意义[9]。目前针对生态耕种采纳度的研究尚不多见,但围绕耕地生态耕种的认知、意愿和行为等相关研究已取得一定成果。主要成果有从认知水平分析对农户耕地生态保护的影响因素[10];从农户兼业角度对农户的生态耕种行为与耕地功能进行差异化分析[11];从耕地规模、收入结构等角度划分农户类型,对农户生态耕种投入进行差异化分析[12];将农户划分成不同户类,进而研

收稿日期: 2018 - 05 - 03 修回日期: 2018 - 07 - 15

作者简介: 陈美球 博士 教授 博导 主要研究方向为土地资源研究。E-mail: cmq12@263. net。

通信作者: 袁东波 .硕士生 .主要研究方向为土地资源管理研究。 E-mail: ydb598792420@ vip. qq. com。

基金项目: 国家自然科学基金"生计分化中农户农业面源污染防控行为及其调控对策研究——以江西省为例"(批准号: 71473112); 江西省哲学社会科学重点研究基地项目"基于农户行为的农产品质量安全保障对策研究"(批准号: 15SKJD13); 江西省 2011 协同中心"江西现代农业协同创新中心"项目"江西耕地质量提升对策研究"(批准号: 2015WT05); 江西省高校人文社科基地招标项目"农户生态耕种行为及其调控研究"(批准号: JD17067)。



究其对生态耕种的影响规律[13];研究还发现不同代际差异农户的生态耕种意愿稍有不同,且农户的生态耕种意愿与其行为采纳之间稍有差距[14]。已有成果为农户生态耕种采纳度研究提供了一定的思路与基础,但仍存在一些问题值得探讨:①多数研究主体为耕种意愿与态度,而耕种行为作为最直接影响耕地质量的因素关注较少;②针对代际差异的农户生态耕种行为研究尚不多见;③少有研究将农户分化与代际差异两大社会现象统一起来进行横向比较,更缺乏将两者交互影响进行深入分析。上西省是我国传统的农业生产大省,是全国13个粮食主产区之一,也是建国以来2个未间断向国家贡献粮食的省份之一。鉴于此,本文以江西省为例,通过问卷调研,深入分析农户分化、代际差异对农户生态耕种采纳度的影响规律,以期为加强耕地生态保护,制定耕地生态保护相关政策提供参考依据。

1 理论分析与研究假设

1.1 农户分化对生态耕种采纳度的影响

农户农业收入占家庭总收入越高 其农户分化程度 越浅 农业收入占家庭总收入越低 其农户分化程度越深 (后文简称"浅分化"对应"深分化")。根据新古典经济 学的"理性人"视角,以效益最大化对农户生态耕种采纳 度进行探讨。不同分化程度的农户需要的耕地功能不 同,产生的耕种效益也不同[15],农户在耕地经营中的投 入行为可划分为生态性投入行为和非生态性投入行为两 种。生态性投入行为是指有利于耕地质量不下降的行 为,使耕地生产力能够长期保持并得到提高,更多发挥耕 地的保障功能; 非生态性投入行为是指对耕地长期生产 力产生毁坏性作用的行为,例如大量施用农药、化肥等, 虽然这样能提升耕种的短期收益,但长期大量使用农药、 化肥会造成农业面源污染等,不利于耕地的可持续利 用[16] ,更多发挥耕地的生产功能。因此 ,农户生态耕种 采纳度取决于其生态性投入行为和非生态性投入行为的 优先排序(后文简称"排序"),生态性投入行为越多,生 态耕种采纳度越高。深分化农户需要的耕地收益较低, 且生态性投入行为对劳动力投入、农田基础建设投入等 成本更高,只有选择"短期"收益才能促使他们效益最大 化 因此非生态性投入行为的排序逐步靠前 深分化农户 群体更多地选择非生态性投入行为,这为消极的生态耕 种采纳度提供了解释。

本文又在行为经济学的"非理性人"视角分析此影响。得到了相同的结果。耕地情感可以影响人们的耕种行为[17] 浅分化农户不论从物质还是精神上,仍然非常依赖耕地、对耕地的情感较深;而深分化农户与城市逐步亲密,

对耕地的情感降低。耕地是农户于农村生活的重要依托,在可持续利用的前提下,深分化农户进行生态性投入行为的"情感"较低。在前景理论视角下,耕地对于深分化农户来说是迟早会"失去"的资产,此时反射效应促使"赌一把"短期收益高的非生态性投入行为;而耕地对于浅分化农户则是一个稳固的"保障",因此通过确定效应形成持续的生态性投入行为(见图1)。

由此 本文提出研究假设 1: 控制其他因素不变 ,分化程度与农户生态耕种采纳度负相关。

1.2 代际差异对生态耕种采纳度的影响

相关学者已总结出不同的代群之间的实际差异是代表了代际差异的代效应、年龄效应与时代效应共同作用的结果^[18-19] 而时代效应主要反映社会中各代群的"共同变化"对农户生态耕种采纳度的影响可以忽略 因此仅考虑前两种效应。

代效应造成了代群之间在行为认知上的分化^[20],新生代农户受教育程度,农业新知识、新技术接受能力以及可持续发展观念等方面都要优于老一代农户。年龄效应则与个体履历无关,单指年龄不同的个体在历事过程中对自身心理特征产生差异化。由于老一代农户年龄相对较大,更不愿意改变耕种习惯,具有更为守旧的耕种行为;而新生代农户对耕种长期投资意愿较大,耕种收入期望较高,愿意尝试更多的耕地质量改良技术,接受耕种技术培训,这同样可以为他们积极的生态耕种采纳度提供解释(见图 2)。

由此 本文提出假设 2: 控制其他因素不变 ,新一代农户具有更高的生态耕种采纳度。

1.3 农户分化、代际差异对生态耕种采纳度的交互影响

代际差异是否可通过分化渠道作用于农户生态耕种采纳度?本文将这种机制归纳为"逆转效应"与"循环效应","逆转效应"对深分化农户的生态耕种采纳度产生抑制作用,而"循环效应"对浅分化农户的生态耕种采纳

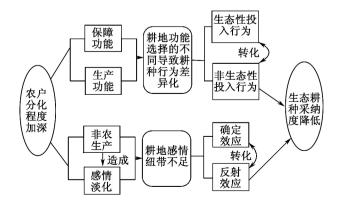


图 1 农户分化对生态耕种采纳度作用机理



度产生促进作用,造成两者接受度的"剪刀差",具体如下:

对于深分化农户,耕地效益期望更低,对耕种投资意愿较弱,故他们在代际差异中的耕种投入行为排序发生一定程度的逆转,即耕地的非生态性投入行为不向生态性投入行为转化或转化程度不足;另外,耕地的生产功能对于深分化农户禀赋条件更能产生效益最大化,由此在代际差异中其耕地功能同样发生逆转,即耕地的生产功能并不完全向保障功能转化;最后深分化农户与城市的联系逐步强化,对耕地的情感依赖降低,因而在代际差异的作用下,耕地情感同样会发生一定程度的逆转,使其对生态耕种采纳度的作用减弱。

更高的务农边际收益是生态耕种行为的重要动因,而对于浅分化农户,耕地是他们于农村的重要资源,耕地使用时生态耕种采纳度更高。新生代农户相比老一代农户在农业新知识、新技术接受能力等方面更强,这为浅分化农户的生态耕种行为提供了良好的理论基础。最终通过代际差异机制对生态耕种采纳度产生促进作用(见图3)。

由此 本文提出研究假设 3: 代际差异对农户生态耕种采纳度的作用受农户分化的影响 即农户分化在此作为

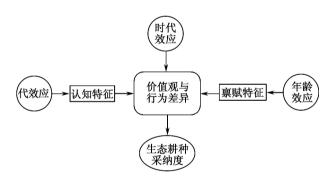


图 2 代际差异对生态耕种采纳度作用机理

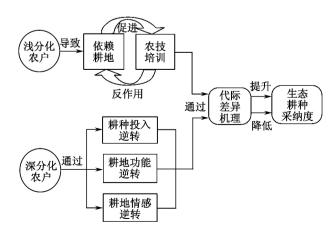


图 3 分化调节效应对生态耕种采纳度作用机理

调节变量发挥分化调节效应 浅分化农户的代际差异变化 使其农户生态耕种采纳度的边际效果更强。

2 数据来源与研究设计

2.1 数据来源

根据江西省三种主要地形地貌的分布特征、课题组于2017年1—3月在鄱阳湖平原、吉泰盆地和丘陵地带选取调研样本点、调研采用分层随机抽样的方法在江西省选取了44个县市(区),每个县市(区)随机抽取两个村,每个村发放25~30份问卷。课题组共发放2370份问卷。回收问卷2176份剔除存在矛盾、信息不全等问题的问卷,共有2068份有效问卷问卷回收率为91.81%。问卷有效率为95.04%。问卷涉及了农户的家庭禀赋特征、农药使用方法与习惯以及农户对生态耕种认知、意愿、行为等相关内容。

2.2 变量设计与描述统计

2.2.1 被解释变量

生态耕种采纳度。农户对某一行为的采纳度 取决于 其认知、意愿与行为决策 ,其中认知是前提 ,意愿是条件 , 行为是结果 ,认知与意愿态度虽不直接形成生态耕种 ,却 为更多的生态耕种提供了契机 ,因此本文从认知、意愿和 行为态度三个维度对生态耕种采纳度进行衡量。本文借 鉴已有研究^[21] 构建了生态耕种采纳度的评价指标体系 , 利用层次分析—熵值定权法 ,先通过层次分析法衡量—级 指标权重 ,之后利用客观赋权的熵值法确定二级指标权重 (见表 1) 。

2.2.2 核心解释变量

- (1)农户分化程度。本文借鉴陆学艺^[22]对农户的职业划分,参考中国社会科学院农村发展所 2002 年以农户家庭农业收入比重的划分标准,即农业收入占家庭总收入90%以上为纯农户,赋值为1;农业收入比重在50%~90%之间的为一兼农户,赋值为2;农业收入比重在10%~50%之间的为二兼农户,赋值为3;农业收入比重在10%以下的为非农户,赋值为4^[2,4]。赋值增大意味着非农收入比重的提高,即代表分化程度的加深。
- (2) 代际差异。通常学者以 1980 年出生划分新老两代农户的界限^[23]。但考虑"代效应"中价值观形成的滞后性^[24] 本文在岁数上后延 5 岁,以 1975 年出生为界,若户主为 1975 年之前出生,则代际差异取值为 0 成之为 1 并按照不同年龄划分组别通过独立样本 t 检验,其中,以 43 岁左右作为分界点的两组样本的 t 检验值最显著,显示分组合理。

2.2.3 控制变量

考虑其他可能影响农户生态耕种采纳度的因素 本文



将控制变量归纳为四个维度: ①户主特征变量。男性视野一般更开阔 对于生态性投入行为意愿更强^[25]; 务农年限越长对农业耕作越了解,但耕种行为也越依赖经验。②家庭特征变量。家庭总人口数越多,家庭需求越大,耕种行为因需求的不同而发生改变。家庭劳动力比重决定在应对家庭需求时可通过劳动改善家庭的能力,也直接对生态耕种采纳度起作用。③耕地特征变量。农户耕种面积越大,越有利于通过增加生态性耕种行为实现长期收益; 而耕种面积越大,其投入成本越高,可能会使农户倾向非生

表 1 生态耕种采纳度评价指标体系

| 人工 主心树作木纳皮片川相物件尔 | | | | |
|------------------|---------------------|----------------------------------|--|--|
| 变量名称 | 一级指标 | 二级指标 | 二级指标定义 | |
| | 认知态度 (0.0881) | 化肥施用是否越 多越好(0.0940) | 是=0;否=1 | |
| | | 农药使用是否越 多越好(0.0940) | 是=0;否=1 | |
| | | 是否了解农药安 全 间 隔 期 (0.2267) | 是 =1; 否 =0 | |
| | | 是否了解生态耕作(0.5853) | 是=1;否=0 | |
| 生态耕种 采纳度 | 意愿态度 (0. 194 7) | 是否愿意使用重 金属超标的猪场 粪肥(0.1429) | 是=0;否=1 | |
| | | 是否愿意进行生 态耕作(0.8571) | 是=1;否=0 | |
| | 行为态度 (0.717 2) | 选择农药种类(0.8000) | 价格低廉、毒性强、 病虫害防治效果 好=0;低毒低残留 的专用农药=1 | |
| | | 农药空瓶袋等处 理方式(0.2000) | 自己丢掉、埋起来、 烧掉 = 0; 送到指定 地点或等人来收 = I | |

态性耕作投入^[26]。④规模特征变量。加入农民合作社有利于减少农户农业生产经营活动的盲目性,并提升其组织性和计划性^[27] 本文变量为有实际合作的农民合作社;家庭农场是农户借助政府和市场等外部条件变化,不断调整和优化耕作方式,从而满足日益增长的家庭需求^[28],故规模特征会影响农户生态耕种采纳度。本文模型中主要变量的说明与统计性描述见表 2。

2.3 实证检验模型

考虑到生态耕种采纳度为 $0 \sim 1$ 之间的双向归并数据 其条件分布并非正态分布 ,故在基准回归及后续分析中 本文采用针对归并数据更常用的 Tobit 模型 具体设置如式(1) 同时利用极大似然估计(MLE) 对方程系数进行估计:

$$Adoption_{i} = \beta_{0} + \beta_{1}Occup_{i} + \beta_{2}Intergen_{i} + \beta_{3}Occup_{i} \times Intergen_{i} + \beta_{4}Controls' + u_{i}$$
(1)

式中 i 表示户主个体 $Adoption \ Occup$ 和 Intergen 分别 表示生态耕种采纳度、农户分化程度和代际差异 $Occup \times Intergen$ 表示农户分化程度与代际差异的交互项 $Controls \times Intergen$ 表示农户分化程度与代际差异的交互项 $Controls \times Intergen$ 表示控制变量所构成向量的转置 μ_i 为随机扰动项。若假设 $1 \sim \mathbb{Q}$ 假设 $1 \sim \mathbb{Q}$ 企为正且显著 $1 \sim \mathbb{Q}$ 应为正且显著 $1 \sim \mathbb{Q}$ 应为正且显著 $1 \sim \mathbb{Q}$ 应为正且显著 $1 \sim \mathbb{Q}$ 应为正且显著 $1 \sim \mathbb{Q}$ 记为负且显著。

3 实证结果

3.1 回归结果与分析: 关键因素的挖掘

本文接下来通过前期设计的回归模型对假设 1~假设 3进行检验。由于方程中含二元交互项,为避免多重共线的干扰,本文采取中心化的方式进行处理。由表 3 给出的模型 1 是将控制变量作为解释变量得到的回归模型;模型 2 是在模型 1 的基础上加入核心解释变量及其交互项:

| 主っ | 主要变量说明与统计性描述 |
|----|--------------|
| | |

| 变量解释 | 变量名称 | 英文代码 | 变量定义 | 均值 | 标准差 | 最大值 | 最小值 |
|--------|---------|--------------|---------------------------------|---------|---------|-------|-----|
| 因变量 | 生态耕种采纳度 | Adoption | 由层次分析 – 熵值定权法计算得到 | 0. 394 | 0. 326 | 1 | 0 |
| 核心解释变量 | 农户分化程度 | Occup | 纯农户=1,一兼农户=2,二兼农户=3,非农户=4 | 2. 814 | 0. 957 | 4 | 1 |
| | 代际差异 | Intergen | 1975 年之前出生 = 0 ,1975 年及之后出生 = 1 | 0. 240 | 0. 427 | 1 | 0 |
| 控制变量 | 家庭总人口 | Pop | 家庭总人口数/人 | 5. 332 | 2. 075 | 40 | 1 |
| | 家庭劳动力比重 | Man power | 家庭劳动力/家庭总人口数 | 0. 373 | 0. 199 | 1 | 0 |
| | 性别 | Sex | 女=0 男=1 | 0.744 | 0. 437 | 1 | 0 |
| | 务农年限 | Agricultural | 实际务农时间 $/a$ | 22. 738 | 12. 824 | 67 | 0 |
| | 耕种面积 | Area | 实际种植面积/亩 | 8. 980 | 45. 873 | 1 700 | 0 |
| | 家庭农场 | Farm | 是=1;否=0 | 0. 011 | 0. 105 | 1 | 0 |
| | 加入合作社 | Cooperative | 是=1; 否=0 | 0. 035 | 0. 185 | 1 | 0 |



模型 3 是考虑农户分化程度的内生性 引入工具变量采用 IV - Tobit 模型;模型 4 是考虑可能存在的"弱工具变量"问题 因此采用对弱工具变量更不敏感的有限最大似然方法(LIML) 对模型进行估计。

根据表 3 中(1) 列,个人特征变量中,性别在 5% 水平上显著且系数为正,说明男性更注重耕地的可持续利用,偏好生态耕种行为,与前人研究结论一致^[25];务农年限在 1% 水平上显著且系数为负,说明务农时间越久,越倾向于"老旧固守"的非生态耕种行为。 规模特征变量中 认定为家庭农场与加入合作社的系数估计值均为正且在 1% 水平上显著,说明统一性管理、规模化经营能有效推广生态性投入行为,与前人研究结果较为一致^[27-28]。

按照设计,在模型1的基础上,加入农户分化程度、代际差异及其二元交互项。由(2)列结果可知,农户分化程度在1%的置信区间上显著,边际效应为-0.204,表明分化程度加深会使农户的生态耕种采纳度降低,且农户分化每加深1个单位(即农户每进行一个层次的职业转化,例如从纯农户转化为一兼农户),其生态耕种采纳度的条件均值降低0.204个单位,假设1得以验证。而代际差异虚拟变量的边际效应为0.149,且在1%的置信区间上显著表示新生代农户相比于老一代农户具有更积极的生态耕种采纳度,假设2得以验证。且在样本中,生态耕种采纳度的均值为0.394(见表2),这意味着在控制其他因素不变的条件下,新生代农户的生态耕种

采纳度比平均水平高了 37.8% (0.149/0.394 = 0.378)。 二元交互项在 1% 的置信区间上显著且系数为负 ,表明相对于分化程度更深的农户而言 ,浅分化农户的代际差异变化使其农户生态耕种采纳度的边际效果更强 ,假设3 得以验证。并且 Pseudo R^2 从模型 1 到模型 2 呈现递增的趋势 ,说明模型的整体拟合优度有较大提高 ,意味着农户分化、代际差异及其二元交互项对于农户的生态耕种采纳度有良好解释力度。

3.2 内生性检验

因为数据不可能捕捉到农户的所有个人特征变量 沱 们的遗漏可能导致农户分化程度与随机扰动项相关,而这 将使得 OLS 估计量不一致。其次 较高的生态耕种采纳度 能带来长期效益 促进农户分化 而分化程度的加深又会 影响农户的生态耕种采纳度。换言之,它们可能存在反向 因果关系 农户分化程度可能是一个"内生变量"[29] 因此 考虑变量的内生性问题。为准确估计农户分化对生态耕 种采纳度的影响,需引入"工具变量"以解决可能存在的 内生偏误。首先 农户的受教育年限(Edu)可能与农户分 化程度有直接影响,且由于本文研究的调查对象为农户户 主,他拥有耕种行为决策权,因此可以避免因低教育水平 家庭成员的要求而被迫产生非生态耕种行为,使教育年限 变量对农户生态耕种采纳度的作用仅通过农户分化渠道 来实现。其次 耕地破碎度(Broken) 在可能对农户分化产 生影响的前提下能够有效避免上述双向因果关系。经分 析 教育年限和耕地破碎度与农户分化程度都高度相关,

| 亦 目 右 45 | 模型(1) | 模型(2) | 模型(3) | 模型(4) | |
|-----------------------|-------------------|---------------------|-----------------------------|-----------------------------|--|
| 变量名称 | Tobit | Tobit | IV – Tobit | LIML | |
| 农户分化程度 | _ | -0.204 *** (0.006) | - 0.152 *** (0.057) | -0.150 *** (0.057) | |
| 代际差异 | _ | 0.149 *** (0.040) | 0.292* (0.162) | 0.295* (0.162) | |
| 农户分化程度×代际差异 | _ | -0.055 *** (0.017) | -0.117 *** (0.192) | -0.119 [*] (0.070) | |
| 家庭总人口 | 0 .005(0.004) | 0.007 ** (0.003) | 0.006**(0.003) | 0.006 ** (0.003) | |
| 性别 | 0.042 ** (0.165) | 0.003(0.130) | 0.012(0.016) | 0.012(0.016) | |
| 家庭劳动力比重 | -0.001(0.379) | -0.110 *** (0.030) | -0.087 ** (0.039) | -0.087 ** (0.039) | |
| 务农年限 | -0.002*** (0.001) | -0.001 ** (0.001) | -0.001 ** (0.001) | -0.001 ** (0.001) | |
| 耕种面积 | 0.000(0.000) | -0.000 *** (0.000) | -0.000 [*] (0.000) | -0.000* (0.000) | |
| 家庭农场 | 0.257 *** (0.070) | 0.123 ** (0.055) | 0.130 ** (0.056) | 0.130 ** (0.056) | |
| 加入合作社 | 0.043 *** (0.031) | -0.040(0.031) | -0.016(0.041) | -0.016(0.041) | |
| 对数似然值 | -607.822 | -103.459 | _ | _ | |
| Pseudo \mathbb{R}^2 | 0.033 | 0.835 | _ | _ | |

表 3 假设 1 ~ 假设 3 检验结果: 农户分化、代际差异与生态耕种采纳度

注: * 、 ** 、 *** 分别表示在 10% 、5% 、1% 的水平上显著 括号外估计结果为边际效应 括号中为普通标准误。



与随机扰动项及代际差异等变量均不相关 教育年限与耕地破碎度亦不相关 因此可将教育年限、耕地破碎度作为农户分化的工具变量 ,第一阶段的回归方程如(2)式所示:

 $Occup_i = \varphi_0 + \varphi_1 Edu_i + \varphi_2 Broken_i + Controls' \varphi + \Lambda_i$ (2) 在第二阶段 利用拟合值所得的全效应模型如(3) 式所示:

$$Adoption_{i} = \chi_{0} + \chi_{1}Intergen_{i} + \chi_{2}Oc\hat{c}up_{i} + \chi_{3}Intergen_{i} \times Occup_{i} + Controls_{i} '\alpha + \Gamma_{i}$$
(3)

式中 $Ocêup_i$ 为第一阶段中农户分化程度的拟合值。通过 IV – Tobit 模型以及对弱工具变量更不敏感的有限最大似然方法(LIML) 对式(3) 进行估计。在工具变量检验方面 ,最小特征值为 19.326 ,大于经验临界值 10 ,因此可认为不存在弱工具变量陷阱; 而 Anderson – Rubin 统计量为 6.42 落入所对应的卡方分布接受域 ,这支持了工具变量为外生的假设。估计结果见表 3(3) 列、(4) 列。

纠正内生性偏误后,代际差异与分化调节效应对农户 生态耕种采纳度的影响程度增强 农户分化程度对农户生 态耕种采纳度的影响程度减弱。故基准模型回归中低估 了代际差异与代际差异通过作为调节变量的农户分化程 度对浅分化农户的作用,而高估了农户分化程度对农户生 态耕种采纳度的作用。但是总体回归结果依然支持本文 研究假设。

3.3 稳健性检验

前文研究结论对于不同农户群体是否有所差异?本 文按受访户主的性别、是否为家庭农场及是否加入农村合 作社进行了分样本回归,Tobit 回归结果见表 4。

由表 4 的(1)~(3) 列可知 ,代际差异、农户分化程度 与分化调节效应的分样本回归结果基本稳健 ,本文的研究 假设均得到了较稳健的模型结果支持。但3者的作用效果在"是否为家庭农场"与"是否加入农村合作社"的子样本中却呈现出新的表征,它在"是家庭农场"与"加入农村合作社"的农户中并不显著。究其原因,已成为家庭农场或者加入农村合作社的农户,具有较强的风险抵御能力和经济实力,耕种行为方面具有长远的眼光及判断选择能力,能有效选择使耕地生产力能够长期保持并得到提高的耕种行为。故代际差异与农户分化并未发挥作用,分化调节效应也并未得以体现。

4 结论与政策启示

农户作为最直接的耕地利用主体,充分了解农户生态耕种采纳度的影响因素对耕地生态保护和维持耕地生态平衡具有重要意义。本文从农户的微观角度出发,考虑了农户分化和代际差异两大社会现象,阐明了两者及其分化调节效应对生态耕种采纳度的作用机制,并通过实证得到主要结论如下:①务农年限长,成为家庭农场的农户对生态耕种行为有更高的采纳度,反映出耕种经验与规模对生态耕种行为的积极影响;②随着农户分化程度的加深,农户会具有更为消极的生态耕种采纳度,并且代际差异亦会通过农户分化的调节效应对农户产生影响,即浅分化农户的代际差异变化使其农户生态耕种采纳度的边际效果更强;③新生代农户相比于老一代农户,对于生态耕种行为会有更为强烈的采纳意愿,且在纠正内生偏误后该作用效果增强,实际调查情况和实证结果也都表明代际差异是造成农户生态耕种采纳度不同的主要原因。

基于上述结论可知 提升农户生态耕种采纳度的积极性 不仅要关注农户的资源禀赋 更要注重农户分化、代际差异及其分化调节效应的影响。为此,本文提出以下3

| 表 4 分样本回归结果 | | | | | | | | |
|-----------------------|------------|-------------|---------|------------|---------|-------------|--|--|
| 变量名称 一 | 模型 | 模型(1) | | 模型(2) | | 模型(3) | | |
| | 男性 | 女性 | 是家庭农场 | 非家庭农场 | 加入农村合作社 | 未加入农村合作社 | | |
| 农户分化 程度 | -0.193 *** | -0.213 *** | -0.178 | -0.197 *** | -0.217 | -0.197 **** | | |
| | (0.008) | (0.014) | (0.235) | (0.007) | (0.033) | (0.007) | | |
| 少匹羊巴 | 0.147 *** | 0.210*** | -0.169 | 0.177*** | -0.049 | 0.174*** | | |
| 代际差异 | (0.047) | (0.075) | (0.481) | (0.040) | (0.240) | (0.040) | | |
| 农户分化程度 × 代际差异 | -0.050 ** | - 0. 072 ** | 0.107 | -0.061 *** | 0.039 | -0.060 **** | | |
| | (0.020) | (0.031) | (0.317) | (0.017) | (0.117) | (0.017) | | |
| 样本容量 | 1 538 | 530 | 23 | 2 045 | 73 | 1 995 | | |
| Pseudo \mathbb{R}^2 | 0.740 | 1.028 | 0.107 | 0.810 | 0.649 | 0.806 | | |

表 4 分样本回归结果

注: * 、 ** 、 *** 分别表示在 10%、5%、1% 的水平上显著 括号中为普通标准误。



条建议:①鼓励农户家庭借助土地、劳动力和资本要素市场的发育。通过对其家庭劳动力的合理配置,发展成为家庭农场。实现规模化经营,提高农户的生态耕种采纳度。②对浅分化农户。政府应在产业合作组织设立、扩大经营规模等方面给予支持,降低农户的耕种风险,提升农户农业收入;对深分化农户,建立健全流转市场。加强和规范流转管理,促进耕地流转,释放有效劳动力。③对老一代农户应考虑其更依赖经验判断的特点,加强耕地保护基本政策、农业补贴政策等宣传,提高农户生态耕种采纳度。农户分化程度加深的同时,自然会通过分化本身及分化调节效应实现生态耕种采纳度的调节。但就代际差异而言,如何针对新生代农户与老一代农户的差异进行多元化的政策反哺,又如何处理深分化农户的"逆转效应"问题,都将是下一步研究工作值得深入探讨的。

致谢: 江西农业大学李志朋、刘静、彭欣欣、刘洋洋、谢晓文、王成量、袁梁、王思琪、廖小斌、姚冬莲、温丹、查李想、刘艳婷、张淑娴、周丹、黄婧轩等老师和同学参与调研,谨此致谢!

(编辑:王爱萍)

参考文献

- [1]陈美球. 耕地保护的本质回归[J]. 中国土地,2017(4): 12-14.
- [2] 邝佛缘,陈美球,鲁燕飞,等. 生计资本对农户耕地保护意愿的影响分析——以江西省 587 份问卷为例 [J]. 中国土地科学,2017,31(2):58-66.
- [3]王喜,梁流涛,陈常优.不同类型农户参与耕地保护意愿差异分析——以河南省传统农区周口市为例[J].干旱区资源与环境,2015,29(8):52-56.
- [4] 刘炎周, 王芳, 郭艳, 等. 农民分化、代际差异与农房抵押贷款接受度[J]. 中国农村经济, 2016(9): 16-29.
- [5]谢贤鑫,陈美球,李志朋,等. 不同类型农户农药使用特征及影响因素——以江西省为例[J]. 江苏农业科学,2017,45(18): 289-293.
- [6]杨志海,王雅鹏,麦尔旦·吐尔孙.农户耕地质量保护性投入行为及其影响因素分析——基于兼业分化视角[J].中国人口·资源与环境,2015,25(12):105-112.
- [7] 杨志海,王雨濛.不同代际农民耕地质量保护行为研究——基于鄂豫两省829户农户的调研[J].农业技术经济,2015(10):48-56.
- [8]袁东波,陈美球,李志朋,等. 基于农药化肥使用视角分析不同 兼业类型农户耕地质量保护行为[J]. 浙江农业科学,2018,59 (2):310-314.
- [9]王利敏, 欧名豪. 粮食主产区农户耕地保护现状及认知水平分析——基于全国 10 个粮食主产区 1 198 户农户的问卷调查 [J]. 干旱区资源与环境, 2013, 27(3): 14-19.
- [10] 陈梦娇,陈美球,鲁燕飞,等. 鄱阳湖区农户农业面源污染认知及其影响因素分析[J]. 土地经济研究,2016(1): 85-97.

- [11]王一超,郝海广,张惠远,等. 农牧交错区农户生计分化及其对耕地利用的影响——以宁夏盐池县为例[J]. 自然资源学报,2018,33(2):302-312.
- [12] 杨玉竹, 邵景安, 钟建兵. 山区农户耕地投入影响因素分析 [J]. 西南大学学报(自然科学版), 2016, 38(2): 104-112.
- [13]谢花林,程玲娟. 地下水漏斗区农户冬小麦休耕意愿的影响因素及其生态补偿标准研究——以河北衡水为例[J]. 自然资源学报,2017,32(12): 2012-2022.
- [14]陈美球,刘桃菊,黄建伟.农户耕地保护行为对农业补贴政策的响应分析[J].农村经济,2013(2):7-10.
- [15]陈美球,吴月红,刘桃菊.基于农户行为的我国耕地保护研究与展望[J].南京农业大学学报(社会科学版),2012,12(3):66-72.
- [16]李志朋. 农户农药化肥使用行为及其影响因素研究[D]. 南昌: 江西农业大学,2016.
- [17]王亚运,蔡银莺.不同主体功能区农户家庭耕地利用功能对土地流转行为的影响[J].中国人口·资源与环境,2017,27(7): 128-138.
- [18] 卡尔・曼海姆, 徐彬. 卡尔・曼海姆精粹[M]. 南京: 南京大学 出版社, 2005.
- [19] LYONS S, KURON L. Generational differences in the workplace: a review of the evidence and directions for future research [J]. Journal of organizational behaviour, 2014, 35(S1): S139 – S157.
- [20] DENCKER J C , JOSHI A , MARTOCCHIO J J. Towards a theoretical framework linking generational memories to workplace attitudes and behaviors [J]. Human resource management review , 2008 , 18(3):180-187.
- [21]李磊, 贾磊, 赵晓雪, 等. 层次分析—熵值定权法在城市水环境 承载力评价中的应用[J]. 长江流域资源与环境, 2014, 23 (4):456-460.
- [22]陆学艺. "三农"新论: 当前中国农业农村农民问题研究[M]. 北京: 社会科学文献出版社,2005.
- [23]何可 涨俊飚.农业废弃物资源化的生态价值——基于新生代农民与上一代农民支付意愿的比较分析[J].中国农村经济,2014(5):62-73 &5.
- [24]何军. 代际差异视角下农民工城市融入的影响因素分析——基于分位数回归方法[J]. 中国农村经济,2011(6):15-25.
- [25] 蔡弘, 黄鹂. 农业女性化下农村妇女生产参与及其生产意愿研究[J]. 人口与发展, 2017, 23(2):2-13.
- [26] 曹慧,赵凯. 代际差异视角下粮农保护性耕作投入意愿的影响 因素分析[J]. 西北农林科技大学学报(社会科学版),2018,18 (1):115-123.
- [27] 莫华,曾福生.现代农业视角下农民专业合作社发展水平评估研究——基于湖南数据的实证[J].农业现代化研究,2017,38(3):421-428.
- [28] 张建雷. 家庭农场发展的多重动力机制分析[J]. 西北农林科技大学学报(社会科学版), 2018, 18(1): 34-40.
- [29]方颖,赵扬. 寻找制度的工具变量: 估计产权保护对中国经济增长的贡献[J]. 经济研究,2011,46(5): 138-148.



Household differentiation, generational difference and ecological farming adoption

CHEN Mei-qiu¹ YUAN Dong-bo¹ KUANG Fo-yuan¹ WU Qiu-yan² XIE Xian-xin¹
(1. Jiangxi Provincial Key Laboratory for Agroecology in Poyang Lake Valley, Rural Land Resource
Utilization and Protection Research Center, Jiangxi Agricultural University, Nanchang Jiangxi 330045, China;
2. School of Finance, Jiangxi University of Finance and Economics, Nanchang Jiangxi 330013, China)

Abstract As the most direct main body of cultivated land utilization, the adoption of ecological cultivation is an important guarantee for the successful implementation and promotion of farmland protection. Based on 2 068 farmers questionnaire survey data of Jiangxi Province, from two social phenomena of household differentiation and generational difference, under the framework of the theory of 'rational man' in neoclassical economics and 'irrational man' in behavioral economics, the research hypothesis was put forward, and the evaluation index system of ecological farming acceptance degree was constructed by means of analytic hierarchy process (AHP) and entropy weight method. Then by using Tobit model , the influence rules of farmer household differentiation and intergenerational difference on the ecological farming acceptance degree were analyzed deeply, which provided reference basis for strengthening ecological farming behavior and formulating relevant policies for cultivated land ecological protection. Results showed that: first , the higher degree of household differentiation would reduce the ecological farming adoption farmers. Every increased 1 unit in household differentiation, the conditions of ecological farming adoption mean lowered 0.204 units. Second, the new generation of farmers had a more active eco-farming adoption than the older generation, and the adoption of ecological cultivation of the new generation of farmers was 37.84% higher than the average level. Third, in the case of farmers with deeper degree of differentiation, the change in generational difference of lower household differentiation made the marginal effect higher in the adoption of ecological cultivation. After correcting the endogenous bias , the influence of intergenerational difference and differentiation regulation effect on farmers undefined ecological cultivation adoption degree was enhanced, and the influence degree of peasant household differentiation degree on farmers undefined ecological cultivation adoption degree was weakened, but the overall regression results still supported the conclusion. The subsample regression results of intergenerational difference, differentiation degree and differentiation regulation effect of farmers were basically robust, and the conclusions were supported by robust model results. Therefore, it is suggested that the government should encourage deeply divided farmers to strengthen the circulation of cultivated land and release effective labor force, and support the establishment of industrial cooperative organizations and the expansion of business scale to strengthen technical training of shallowdifferentiated farmers. It also should promote the basic policies of farmland protection and agricultural subsidy to the old generation of farmers.

Key words household differentiation; generational difference; ecological farming adoption; Jiangxi Province