

务农年限、邻里交流与农户生态耕种采纳度

——基于江西省的数据验证

谢贤鑫 陈美球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)

【摘要】: 基于江西省 11 市 47 县(区)1488 份农户微观调查数据,运用 Tobit 模型实证分析了务农年限、邻里交流对农户生态耕种采纳度的影响,以期提升我国耕地生态保护成效和保障农作物质量品质提供参考。结果表明:(1)有 43.40%的样本农户对生态耕种持有积极的采纳态度,但仍有进一步提升的空间。(2)长期务农对农户生态耕种采纳度具有显著的消极影响,邻里交流,包括交流频率和交流程度,均对农户生态耕种采纳度起着显著的积极作用。(3)邻里交流的完善能够缓解长期务农对农户生态耕种采纳度的不利影响,不同维度邻里交流的调节作用存在差异,仅有交流程度变量的调节作用显著。(4)文化水平、生计类型、劳动力比重、地形条件、宣传力度和参与培训与否等变量也是影响农户生态耕种采纳度的重要因素。为激励农户的生态耕种行为,要在创新生态耕种培训与宣传推广方式、搭建邻里交流平台 and 构建生态耕种长效示范机制等方面制定针对性的政策措施。

【关键词】: 务农年限 邻里交流 生态耕种 Tobit 模型

【中图分类号】: F323.21 **【文献标识码】:** A **【文章编号】:** 1004-8227(2020)04-1016-11

随着城镇化的推进与青壮年劳动力的规模化转移,我国农村劳动力结构性失衡与老龄化等问题愈加突出。农村劳动力老龄化在一定程度上体现了这部分劳动力拥有更长的务农年限,年龄越大的劳动力更倾向坚持务农生计^[1]。务农年限反映的是从事农业生产所投入的年数,对农业活动的潜在影响不容忽视。研究表明,务农年限越长,农村劳动力种粮意愿越强烈,但土地流转意愿更弱^[2,3]。生态耕种是一个较为抽象的概念,凡是遵循生态系统基本原理、避免人为的对耕地系统不可逆的干扰,以利于改善农业生态环境的农业生产行为都可称作生态耕种。生态耕种作为提升耕地保护成效和保障农作物质量品质的重要生产行为,其受农户务农年限的影响也应引起足够重视。但根据人力资本存量生命周期理论,随着年龄增长,人力资本存量呈现先增后降,直至耗尽为止的规律^[4]。这意味着,年龄的增长与务农年限的增加,不可避免的弱化了农业人力资本,有可能阻碍生态耕种的采纳,进而对我国耕地生态保护形势带来潜在威胁。

近年来,国内外学者关于影响生态耕种相关行为的因素研究主要集中在以下 3 个方面:(1)农户个人及家庭特征。包括受访者年龄、农业经验和社会参与能力^[5],性别与务农年限^[6],受教育水平^[7],兴趣爱好^[8],对技术的接受能力等^[9]。(2)自然资源条件。有实验表明,规模化经营、干旱的气候条件和土壤易蚀性都能增加保护性耕作的采用^[10,11],但土壤肥力的提升会显著降低农户对有机

作者简介: 谢贤鑫(1994-),男,硕士研究生,研究方向为土地资源管理。E-mail:13699502519@163.com。

基金项目: 国家自然科学基金项目(71473112);江西省青年马克思主义理论创新工程(18QM98);江西农业大学研究生创新项目(NDYC2017-S004)。

肥的施用^[12],甚至作物品种也会影响农户的农业生产管理决策^[13]。(3)社会经济环境。比如学术机构与非政府组织机构,通过与农户的交流促进农业生态教育的传播^[14],种植预期收益与成本是决定农户采用保护农业的重要决定因素,相比村庄而言,区域一级的市场条件、利益主体的关系对农户采用保护农业的影响更为重要^[15],耕种信息可获得性、社会组织参与、技术援助等对农民采用保护性农业行为也有显著影响^[16,17]。四是政策制度安排。如政策补贴能使农民长期轮作的积极性更高^[18],农业培训能显著提高农户采纳农业技术的效率^[19],举办农民田间学校也是有效减少剧毒农药使用的重要教育途径^[20]。与此同时,也有学者指出,长期务农会对粮食增产起负向作用,但可通过科技进步、土地与化肥的贡献以及经济发展,从而缓解长期务农对粮食生产所带来的负面影响^[21],这就意味着一些外在条件可能改善长期务农的人力资本约束,进而改变生态耕种的采纳决策。

中国农村乡土社会是熟人之间的社会,人们通过不断重叠、蛛网式的社会关系网络影响到其他人^[22]。农村社会网络按其性质可划分为两类,一类是建立在血缘、亲缘、地缘关系基础上的同质性社会网络,另一类是建立在业缘关系基础上的异质性社会网络^[23]。而邻里交流作为同质性社会网络的重要表现,不仅是农户间常见的沟通方式之一,也是影响农户行为决策的重要考量因素。有学者重点关注了邻里交流对农户耕种行为的影响。比如邻里之间的日常交流是农户获取农药施用技术信息的重要渠道^[24],相邻农户交流对转基因作物种植意愿具有明显的正效应^[25]。那么,邻里交流对长期务农负面影响的调节作用到底是否显著?不同维度下邻里交流的调节作用是否存在差异?对上述问题的回答,将会为生态耕种推行政策的制定提供重要的参考依据,对提升耕地保护成效和保障农作物质量品质具有重大的现实意义。

已有文献为本文研究奠定了良好的基础,本文尝试在以下方面进一步完善:(1)以往研究多将被解释变量作为虚拟变量引入,未能从多维度衡量生态耕种采纳度;(2)现有文献很少关注邻里交流对长期务农农户生态耕种采纳度的调节作用;(3)以往研究尚未关注邻里交流调节作用的异质性,不同维度邻里交流的调节作用可能存在差异。基于此,本文以我国传统的农业生产大省,也是我国13个粮食主产区之一的江西省为例,通过专题调研,首先从收益预期、推广意愿、宣传程度和培训情况4个维度衡量农户的生态耕种采纳度,其次采用Tobit模型分析务农年限、邻里交流对农户生态耕种采纳度的影响,并探讨邻里交流是否具有调节作用,进一步从交流频率和交流程度两个维度考察邻里交流调节作用的差异性,最后就提升农户生态耕种采纳度提出针对性的政策建议。

1 理论分析

1.1 务农年限对农户生态耕种采纳度的影响

考虑到短期务农劳动力耕种经历相对少,此处重点探讨长期务农对农户生态耕种采纳度的影响机理(图1)。有学者指出,从事农业生产时间较长的劳动力,年龄也更大^[26],长期务农意味着劳动力年龄普遍偏大,其人力资本存量,比如知识技能、文化水平和健康体力等也应与老龄化的人力资本存量的变化周期相类似。即与短期务农劳动力相比,长期务农劳动力虽然务农经验更为丰富,但其劳动能力下降^[27]、认知能力有限^[28]和学习能力不够^[29]等弱势也同样显现。而生态耕种的采纳势必要求学习新的耕种知识,掌握新的耕种技能,在这一学习过程中就会进一步放大长期务农劳动力的人力资本弱势,从而抑制其生态耕种采纳度。此外,长期务农农户的耕种习惯在短期内难以改变,这也在一定程度降低了其生态耕种的采纳动机。基于此,本文提出以下假说:

H1:长期务农对农户生态耕种采纳度具有消极影响。

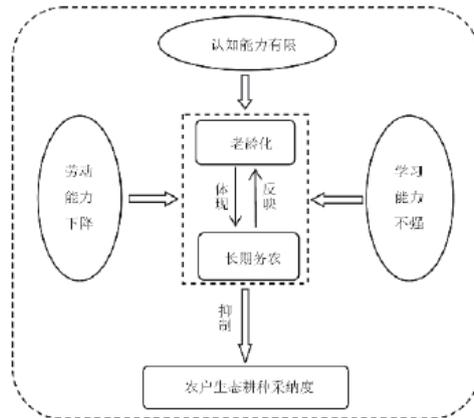


图 1 长期务农对农户生态耕种采纳度作用机理

1.2 邻里交流对农户生态耕种采纳度的影响

邻里交流对农户生态耕种采纳度的影响至少存在 3 条路径(图 2)。(1) 信息获取路径。邻里交流因传递路径短、效率高等特点,使其在信息初始传递中扮演着重要角色^[30],已成为农户间信息沟通与分享的重要方式之一。邻里交流可通过信息获取路径破解农户的信息约束,降低信息搜索成本,进而改变农户的行为决策^[23]。因此,借助邻里交流,农户能有效获取生态耕种信息,降低信息不对称带来的决策成本,从而对农户采纳生态耕种产生积极的影响。(2) 互动学习路径。邻里交流也是农户间相互学习的重要途径之一,交流形成的互动学习效应,不仅影响着农业生产效率,也对农户技术采纳意愿产生深刻影响^[31,32]。因此,农户可能通过模仿或请教邻里的生态耕种行为,掌握生态耕种的操作原理及要领,进而提升其采纳意愿和落实采纳行为。(3) 帮工支持路径。农业生产行为往往受到家庭劳动力资源的影响^[33],青壮年劳动力的规模化转移加剧了家庭有效劳动力的短缺^[34]。而邻里交流为农户寻求务农帮工支持提供了契机,通过换工或请工等方式获得邻里帮工支持,进而解决家庭有效劳动力不足的难题,这对提升农户生态耕种采纳度起着积极作用。基于此,本文提出以下假说:

H2: 邻里交流对农户生态耕种采纳度具有积极影响。

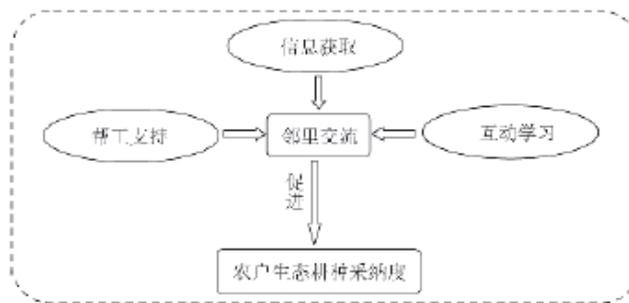


图 2 邻里交流对农户生态耕种采纳度作用机理

1.3 邻里交流对长期务农影响农户生态耕种采纳度的调节作用

前文分析了长期务农劳动力在劳动能力、认知能力与学习能力的弱势是制约其采纳生态耕种的可能因素,而邻里交流则可能通过帮工支持、信息获取和互动学习等路径提升农户生态耕种采纳度。由此,邻里交流的完善也有可能缓解长期务农带来的负面

影响,进而对农户生态耕种采纳起着积极作用。其原因有 3: (1) 针对长期务农劳动能力下降的现实困境,邻里间的积极交流为农户寻求有效劳动力支持,解决劳动能力不足难题提供了可能性。(2) 长期务农劳动力因年龄偏大,对生态耕种认知水平相应较低,而频繁的邻里交流恰好能够传播与普及生态耕种信息,分享耕种经验,从而提高长期务农劳动力的认知水平与采纳信心。(3) 针对长期务农劳动力学习能力不强的问题,邻里间紧密的交流一方面为生态耕种信息的传播与劳动力互动学习提供了前提条件,另一方面,通过交流与沟通,农户间产生的互动学习能够解决生态耕种遇到的新问题,进而突破长期务农对生态耕种采纳在学习能力上的约束。另外,农户也可能从邻里中获取生态耕种所需的资金与物质支持,提升其生态耕种采纳的风险承担能力,进而改善对生态耕种的采纳动机。基于此,本文提出以下假说:

H3: 邻里交流的完善能够缓解长期务农对农户生态耕种采纳度的负面影响。

考虑到邻里交流具有不同维度的内涵解释,其调节作用也可能存在差异。有学者基于博弈视角,从交流收益、交流范围和交流成本 3 方面探讨了农户间交流对其决策行为的影响^[36],也有研究指出交流频率在邻里关系的农户互动中表现的最为密集^[31],但邻里交流程度未能对农户绿色防控技术采纳起显著作用^[23]。基于此,本文提出以下假说:

H4: 不同维度下的邻里交流对长期务农影响农户生态耕种采纳度的调节作用存在差异。

2 数据、变量与模型

2.1 数据来源

数据来源于课题组 2018 年 1~3 月开展的《江西省农户生态耕种认知与行为》专题抽样调研,江西省是我国重要的粮食主产区,也是国家推行农业绿色生产的重点区域,在研究农户生态耕种方面具有较好的代表性。课题组采用分层抽样和随机抽样相结合的方式选取样本农户,具体抽样步骤为:首先根据经济发展水平和粮食生产情况在 11 个地级市中选取 4~5 个县(区),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,最后在每个村选取 10~15 户水稻种植户,如图 4 所示,此次调研地点多为江西省典型的水稻种植区。此次调研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,一共发放问卷 1600 份,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,有效问卷率为 93.00%。问卷内容主要有:(1) 个体及家庭基本情况。包括受访者年龄、性别、务农年限、文化程度以及家庭人口、家庭收入、家庭耕地资源特征等。(2) 农户对生态耕种的认知与采纳情况。包括农户对每一项耕种行为的采纳意愿和是否采纳等。(3) 农户对生态耕种的看法。包括耕地生产经营认知、生态耕种实施认知、政策安排等方面。为保证数据的有效性,运用 SPSS22.0 统计软件对数据进行信效度检验,Cronbach's Alpha 系数值 0.62>0.6, KMO 值 0.647>0.6, Bartlett 球型检验的显著性水平 sig<0.001,说明问卷设计相对合理、数据具有良好的信效度。

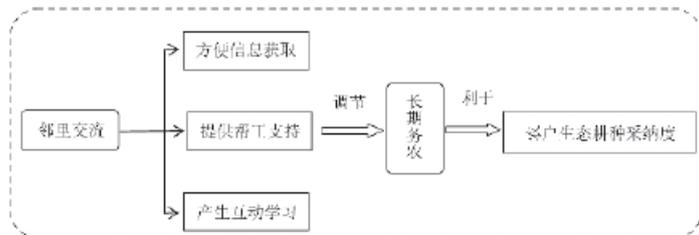


图 3 邻里交流的调节作用对农户生态耕种采纳度的影响机理



图 4 调研地点示意图

2.2 样本农户基本特征

在 1488 份有效问卷中, 男性人数将近女性的 3 倍。受访者年龄总体偏大, 其中 61 岁及以上人数占样本总数的比例高达 11.69%。受访者文化水平普遍不高, 以小学和初中为主, 两者比重之和高达 82.87%。有超过 65% 的受访者务农年限在 16 年以上, 反映了大部分受访者有较长期的务农经历。是新型农业经营主体 1 的家庭与不是新型农业经营主体家庭的比接近 1:3, 表明当前农村新型农业经营主体兴起已成趋势。绝大部分家庭劳动力比重 2 在 50% 以上。家庭人均年收入主要集中在 2 万元以下, 大于等于 5 万元以上比重最低。耕地的块均面积越大, 所占比重越低, 反映了研究区耕地破碎化现象明显, 耕地适度规模化经营有待进一步推动。以上特征与江西省的实际情况基本相符。

2.3 变量设计与描述统计

(1) 因变量的选取

农户生态耕种采纳度。以往研究多引入虚拟变量作为因变量, 为更全面的考察农户生态耕种采纳度, 借鉴已有研究思路^[36], 将从生态耕种收益预期、推广意愿、宣传程度和培训情况 4 个维度综合衡量。一方面, 上述 4 个维度遵循了生态耕种“动力-意愿-行为-优化”的逻辑思路, 以此为依据反映农户生态耕种采纳度具有一定的合理性; 另一方面, 各维度虽不能直接表征农户生态耕种采纳度, 但农户对不同维度的回答将直接影响其采纳程度的变化。此外, 生态耕种采纳意愿是采纳行为的先导, 也是采纳程度衡量的重要前提, 三者虽然概念不一致, 但依旧遵循了递进的逻辑关联。利用客观赋权的熵值法确定不同维度的权重, 然后以四个维度的线性组合后的加总量作为采纳度分值, 详见表 2, 农户生态耕种采纳度越大, 表明其采纳生态耕种的意愿和行为的可能性越强。经统计, 样本农户生态耕种采纳度区间为 [1, 3.47], 其中高于均值 2.15 的农户比重有 43.40%, 说明近半数农户对生态耕种持有积极的采纳态度, 但仍有进一步提升的空间。

表 1 样本农户基本情况

个人特征	分类	人数	占比 (%)	家庭特征	分类	人数	占比 (%)
性别	男	1110	74.60	新型农业经营主体	是	365	24.53
	女	378	25.40		否	1123	75.47
年龄	0~30 岁	103	6.92	劳动力比重	小于 20%	9	0.60
	31~45 岁	478	32.12		大于等于 20%, 小于 50%	208	13.98
	46~60 岁	733	49.26		大于等于 50%, 小于 80%	858	57.66
	61 岁及以上	174	11.69		大于等于 80, 小于等于 100%	413	27.76
文化水平	小学	581	39.05	家庭人均年收入	小于 1 万	502	33.74
	初中	652	43.82		大于等于 1 万, 小于 2 万	603	40.52
	高中或中专	175	11.76		大于等于 2 万, 小于 5 万	344	23.12
	大专及以上	80	5.38		大于等于 5 万	39	2.62
务农年限	0~5 年	226	15.19	耕地破碎度	小于 0.067 公顷	866	58.20
	6~10 年	168	11.29		大于等于 0.067 公顷, 小于 0.133 公顷	397	26.68
	11~15 年	108	7.26		大于等于 0.133 公顷, 小于 0.2 公顷	152	10.22
	16 年以上	986	66.26		大于等于 0.2 公顷	73	4.91

表 2 农户生态耕种采纳度评价指标体系

变量名称	指标	问题设定	回答选项
农户生态耕种采纳度	收益预期 (0.2149)	您认为实施生态耕种会增加农业收益吗?	不会=0, 会=1
	推广意愿 (0.2522)	您认为有必要大力推行生态耕种吗?	没必要=1, 不大必要=2, 一般=3, 有必要=4, 很有必要=5
	培训情况 (0.2202)	您是否参加过生态耕种相关培训?	未参加=0, 参加=1
	宣传程度 (0.3126)	您认为生态的宣传与传播力度如何?	很小=1, 比较小=2, 一般=3, 比较大=4, 很大=5

注: 括号内数值为对应指标的权重大小。

(2) 自变量的选取

务农年限变量的选取:务农年限变量以受访者对问卷问题“您的实际务农经历有多少年?”的回答为数据来源。考虑到当前农民兼业化已成为农村社会的突出现象,大部分农民不再全年从事农业生产,再参考已有研究对务农时间超过1个月,即认定为劳动力仍然保持着与农业直接联系的论断^[1],本文务农年限是指农户一年中有一个月以上务农经历的年数,即如果个人一年的务农经历时间超过一个月,即认定为有一年的务农年限。

邻里交流变量的选取:由于邻里交流属于无法直接观测的变量,学者们通常采用代理变量进行量化处理。比如,有学者将“对邻里的信息掌握”和“与邻里的互惠程度”作为邻里交往的代理变量^[37]。也有学者利用因子分析方法,多维度构建综合指标,从而更全面的反映农户间社会网络的内涵与特征^[4]。本文首先将邻里交流变量划分为邻里交流频率变量与交流程度变量,其次采用熵值法对邻里交流变量进行量化处理。其原因在于,邻里交流频率代表着农户间交流沟通的次数,是决定生态耕种信息有多大概率进行传播的重要前提,邻里交流程度代表着农户间交流对彼此农业生产的影响大小,是决定生态耕种实施成效的重要考量因素。而采用熵值法量化邻里交流变量,既保证了量化处理的客观性,也体现了邻里交流变量内涵的全面性,邻里交流变量数值越大,表明邻里交流更为紧密,交流效果更佳。

控制变量的选取:考虑到其他因素的影响,本文将控制变量归纳为4个维度:(1)个人特征。相比女性,男性是务农的主要劳动力;具备高文化水平的劳动力可能对生态耕种的认知更清晰;个人兼业程度的加深意味着农民对土地的依赖程度降低,从事生态耕种的可能性更低。(2)家庭特征。家庭收入是农户决定是否采纳生态耕种的重要考量;是新型农业经营主体的家庭更期望采纳生态耕种提高农作物的附加价值;家庭人口资源越丰富,从事生态耕种的劳动力更充足。(3)自然条件特征。交通、地形条件可能影响农户生态耕种地块的选择与种植规模;耕地破碎度越低,地块连接成片,则能为农户的生态耕种提供良好的自然条件。(4)政策安排特征。政府通过拓宽生态耕种信息获取渠道、加强宣传推广力度以及组织农户参与耕种培训等,对提升生态耕种的社会认知度、提高农户耕种技能水平具有积极作用。各变量的说明与统计性描述详见表3。

表3 变量定义与统计性描述

变量名称		变量含义	均值	标准差
因变量	生态耕种采纳度	由熵值法计算得到	2.15	0.44
核心变量	务农年限	实际务农经历的年数	22.38	13.83
	邻里交流	由熵值法计算得到	2.89	0.90
	交流频率	很少=1,较少=2,一般=3,较多=4,很多=5	2.88	1.09
	交流程度	完全没影响=1,没影响=2,一般=3,有影响=4,有很大影响=5	2.92	1.14
个人特征	性别	男=1,女=0	0.75	0.44
	文化水平	小学及以下=1,初中=2,高中或中专=3,大专及以上=4	1.84	0.83
	生计类型	务农=1,务业为主兼业=2,务工为主兼业=3,务工=4	2.35	1.08
家庭特征	家庭人均年收入	家庭年均总收入/总人口(取对数)	1.52	1.20
	新型农业经营主体与否	是=1,不是=0	0.25	0.43
	劳动力比重	劳动力人数/家庭总人数	0.66	0.21

自然条件特征	道路便捷度	很差=1, 比较差=2, 一般=3, 比价好=4, 很好=5	3.04	0.96
	地形条件	平原=1, 非平原=0	0.25	0.43
	耕地破碎度	耕地面积/耕地块数	1.08	1.33
政策安排特征	信息获取难度	很小=1, 较小=2, 一般=3, 较大=4, 很大=5	2.99	1.03
	宣传力度	很小=1, 较小=2, 一般=3, 较大=4, 很大=5	2.34	0.92
	参与培训与否	否=0, 是=1	0.09	0.28

注：“生计类型”划分依据为, 家庭非农收入占家庭总收入比重在 10%以内、[10%~50%)、[50%~90%)、[90%~100%]依次界定为务农、农业为主兼业、农工为主兼业和务工。

2.4 模型设定

考虑到因变量 (Adoption) 是由多个维度衡量的双向归并数据, 其条件分布并非正态分布, 因此采用针对归并数据更常用的 Tobit 模型, 其基本回归公式如 (1) 所示:

$$\begin{aligned}
 Adoption_i = & \beta_0 + \beta_1 Years_i + \beta_2 Neighborhood_i + \beta_3 \\
 & Years_i \times Neighborhood_i + \beta_4 Years_i \times Fre- \\
 & quency_i + \beta_5 Years_i \times Degree_i + \beta_6 Control \\
 & + u_i \quad (1)
 \end{aligned}$$

(1) 式中: i 表示受访者个人; $Adoption$ 、 $Years$ 、 $Neighborhood$ 、 $Frequency$ 、 $Degree$ 依次表示农户生态耕种采纳度、务农年限、邻里交流、交流频率和交流程度; $Years_i \times Neighborhood$ 表示务农年限与邻里交流的交互项; $Years_i \times Frequency$ 表示务农年限与交流频率的交互项; $Years_i \times Degree$ 表示务农年限与交流程度的交互项; $Control$ 表示控制变量所构成向量的转置; u_i 为随机扰动项。若前文假设 $H1 \sim H4$ 合理, 式 (1) 中 β_1 应为负且显著, β_2 与 β_3 应为正且显著, β_4 与 β_5 的显著性应存在差异。

3 估计结果与分析

首先考察务农年限、邻里交流对农户生态耕种采纳度的影响, 估计结果见表 4 方程 1; 其次加入交流频率和交流程度变量, 进一步分析不同维度邻里交流的影响, 其估计结果见方程 2; 然后依次加入务农年限与不同维度邻里交流的交互项, 再考察邻里交流是否可以缓解长期务农对农户生态耕种采纳度的影响, 以及探讨不同维度缓解作用的差异性, 上述估计结果分别对应方程 3 和方程 4。经比较, 4 组方程的卡方检验值均在 1% 水平上显著, 说明各方程整体拟合度良好。

3.1 务农年限、邻里交流对农户生态耕种采纳度的影响

(1) 务农年限的影响。

4 组方程估计结果显示, 务农年限在 1% 水平上对农户生态耕种采纳度均产生显著的负向影响, 表明务农年限越长, 农户生态耕种采纳度越低。据样本统计, 农户生态耕种采纳度均值为 2.15 (表 3), 务农年限为 10 年以下、10~20 年和 20 年以上农户的生态

耕种采纳度分值依次是 2.22、2.17 和 2.11, 可见随着务农年限的增加, 农户生态耕种采纳度分值呈下降趋势, 假设 H1 得以验证, 即长期务农确实对农户生态耕种采纳度具有显著的消极影响。

(2) 邻里交流的影响。

方程 1 估计结果显示, 邻里交流在 1%水平上显著正向影响农户生态耕种采纳度, 表明邻里交流的完善能够显著的提高农户生态耕种采纳度, 假设 H2 得以验证。此外, 结果还显示了邻里交流频率和交流程度均对农户生态耕种采纳度有正向影响, 且分别在 5%和 1%的统计水平上显著。这一结果表明, 无论是邻里交流频率或交流程度, 都对农户生态耕种采纳度起着积极作用。由于邻里交流变量是由交流频率和交流程度经熵值法计算得到, 上述结论也在一定程度检验了邻里交流变量的影响具有较好的稳健性。

3.2 邻里交流对长期务农影响农户生态耕种采纳度的调节作用

方程 3 估计结果显示, 务农年限与邻里交流的交互项在 1%水平上正向显著, 表明邻里交流的完善确实能够缓解长期务农对农户生态耕种采纳度的负面影响, 这一结论验证了假设 H3。一方面, 由 H1 假说验证结果说明了务农年限越长, 农户生态耕种采纳度越低。另一方面, 为便于比较, 将受访者务农年限分为 10 年以下、10~20 年和 20 年以上 3 个区间, 以交流程度大于其均值 3 的农户为例, 不同年限的生态耕种采纳度分值依次为 2.28、2.22 和 2.14, 均大于总体农户样本分值, 这就说明农户之间的交流程度越深, 邻里交流越完善, 对务农时间越久的农户而言, 其生态耕种采纳度会加深, 也进一步检验了邻里交流在此过程的缓解作用。

交流频率和交流程度两个维度的邻里交流变量与务农年限的交互项系数均为正, 但仅有交流程度与务农年限交互项在 1%水平上具有显著影响, 这说明交流频率和交流程度两个邻里交流变量的调节作用具有差异性, 进而验证了前文假说 H4。其原因可能是, 农户之间的交流越多, 农户对生态耕种相关信息了解越多, 但了解生态耕种并不意味着一定会采纳生态耕种, 农户可能还会考虑生态耕种的采纳风险与实施成本等, 进而可能降低交流频率的调节作用。而交流程度变量本身就代表了农户之间交流的相互影响程度, 交流程度越大, 农户跟随周边人采纳生态耕种的可能性越大, 也在缓解长期务农对农户生态耕种采纳度负面影响的作用更为明显。

3.3 控制变量对农户生态耕种采纳度的影响

从表 4 可看出, 在个人特征中, 受访者的文化水平和生计类型变量均在 1%水平上分别正向和负向显著影响农户生态耕种采纳度。即受访者文化水平越高, 对生态耕种优势的认知更全面, 接受新鲜事物的能力也更强, 其生态耕种采纳度表现为更高, 而若受访者生计类型趋向非农生计来源, 其对土地依赖程度将降低, 采纳生态耕种的可能性更低。在家庭特征中, 仅有家庭劳动力比重变量在 1%水平上显著正向影响农户生态耕种采纳度, 说明家庭有效的人力资源能促进生态耕种的采纳程度。在自然条件特征中, 仅有地形条件变量在 1%水平上显著正向影响生态耕种采纳度, 即相对于山地地形, 平坦地形能为农户提供规模经营和机械化耕种的自然条件, 进而提高农户采纳生态耕种行为的概率。在政策安排特征中, 宣传力度变量和参与培训与否变量均是在 1%水平上显著正向影响农户生态耕种采纳度, 若政府加大生态耕种实施宣传力度, 并组织农户参加技术培训, 则能够提升生态耕种的社会认可度, 提高农户的耕种技能, 并相应的降低农户的耕种风险与不确定性, 从而提升农户生态耕种采纳度。

表 4 务农年限、邻里交流对农户生态耕种采纳度影响的模型估计结果

变量名称	方程 1		方程 2		方程 3		方程 4	
	系数	标准误	系数	标准误	系数	标准误	系数	标准误
务农年限	-0.003***	0.001	-0.003***	0.001	-0.008***	0.002	-0.008***	0.002

邻里交流	0.048**	0.009			0.011	0.017		
交流频率			0.016**	0.008			0.004	0.014
交流程度			0.032**	0.007			0.007	0.014
务农年限×邻里交流					0.002**	0.001		
务农年限×交流频率							0.001	0.001
务农年限×交流程度							0.001**	0.001
性别	0.029	0.018	0.031*	0.018	0.027	0.018	0.029	0.018
文化水平	0.033**	0.011	0.032**	0.011	0.034**	0.011	0.033**	0.011
生计类型	-0.024**	0.009	-0.024**	0.009	-0.025**	0.009	-0.025**	0.009
家庭人均年收入	0.019	0.012	0.019	0.012	0.018	0.012	0.018	0.012
新型农业经营主体与否	0.024	0.189	0.024	0.019	0.024	0.019	0.023	0.019
劳动力比重	0.110**	0.039	0.111**	0.039	0.115**	0.039	0.116**	0.039
道路便捷度	-0.008	0.008	-0.008	0.008	-0.008	0.008	-0.008	0.008
地形条件	0.107**	0.017	0.108**	0.017	0.108**	0.017	0.110**	0.017
耕地破碎度	-0.008	0.006	-0.007	0.006	-0.007	0.006	-0.007	0.006
信息获取难度	0.005	0.008	0.006	0.008	0.005	0.008	0.007	0.008
宣传力度	0.321**	0.009	0.321**	0.009	0.321**	0.009	0.322**	0.009
参与培训与否	0.157**	0.028	0.158**	0.028	0.156**	0.028	0.158**	0.028
最大似然值	-340.228		-339.552		-336.690		-335.719	
调整 R ²	0.630		0.631		0.634		0.635	

注:①*、**、***分别表示 10%、5%、1%的显著性水平;②数值为方程回归系数。

3.4 稳健性检验

为检验回归结果的稳健性,本文首先将务农年限变量划分为“短期务农组(务农年限小于 35 年 4)”和“长期务农组(务农年限 35 年及以上)”两组,并依次赋值为 0 和 1,替代前文务农年限的实际数值。其次,通过改变函数形式,采用 OLS 回归模型再次估计务农年限、邻里交流对农户生态耕种采纳度的影响。表 5 显示,一方面,无论是作用方向或是显著性,务农年限分组、交流频率、交流程度以及彼此之间的交互项的估计结果与表 4 的结果基本一致;另一方面,OLS 回归结果与 Tobit 模型估计结果也保持一致。以上两个比较说明,前文关于务农年限、邻里交流对农户生态耕种采纳度影响的估计结果较为稳健。

表 5 稳健性检验结果

变量名称	方程 1(部分方程)		方程 2(全方程)		方程 3(OLS 回归)	
	系数	标准误	系数	标准误	系数	标准误
务农年限分组	-0.062***	0.022	-0.199***	0.068	-0.191***	0.068
交流频率	0.015**	0.008	0.012	0.008	0.012	0.008
交流程度	0.031***	0.007	0.025***	0.008	0.025***	0.008
务农年限×交流频率			0.010	0.020	0.010	0.020
务农年限×交流程度			0.036*	0.019	0.034*	0.019
其他控制变量	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制
调整 R ²	0.627		0.63		0.539	
对数似然值	-342.914		-340.307		-	

注:①*、**、***分别表示 10%、5%、1%的显著性水平;②数值为方程回归系数.

4 结论与政策启示

农户作为生态耕种的重要实施主体,其生态耕种采纳度的研究不仅为引导农户采纳生态耕种相关政策的制定提供参考依据,也为加强我国耕地“三位一体”保护提供新的研究视角。本文主要阐明了务农年限、邻里交流及其调节作用对农户生态耕种采纳度的作用机理,并通过实证检验,得到以下主要结论:

(1) 接近半数样本农户对生态耕种采纳持有积极的态度,但仍具备进一步提升的空间。

(2) 长期务农对农户生态耕种采纳度具有显著的消极影响,邻里交流,包括交流频率和交流程度,均对农户生态耕种采纳度具有显著的积极作用。

(3) 邻里交流的完善能够缓解长期务农对农户生态耕种采纳度的不利影响,不同维度邻里交流的调节作用存在差异,仅有邻里交流程度变量的调节作用显著。此外,文化水平、生计类型、劳动力比重、地形条件、宣传力度和参与培训与否等变量对农户的采纳度也起着积极影响。

基于上述结论,提出以下政策启示:

(1) 创新农户生态耕种培训与宣传推广方式,提升农户生态耕种认知与掌握水平,通过改善长期务农劳动力人力资本弱势进而提高其采纳积极性。

(2) 搭建邻里交流平台,比如设立农业生产交流中心、生产互助小组,定期举行耕种经验分享会等,进一步拓宽邻里交流范围,充分发挥邻里交流在劳动力支持、互助学习和信息获取等优势,从而提升农户生态耕种采纳程度。

(3) 针对长期农户劳动力,重点在于提高邻里交流的影响效果,建议构建生态耕种长效示范机制,发挥生态耕种采纳主体的示

范作用,增强邻里交流的有效影响与辐射带动,以此降低农户生态耕种信息获取与学习成本,进而增强长期务农劳动力从事生态耕种的可持续性。

参考文献:

- [1]张福明,张务伟.农村劳动力务农时间分布及影响因素分析[J].调研世界,2011(8):45-48.
- [2]李明贤,樊英.粮食主产区农民素质及其种粮意愿分析——基于6个粮食主产省457户农户的调查[J].中国农村经济,2013(6):27-37.
- [3]王志丹,张广胜,孙占祥,等.适度规模经营视角下的农地流转意愿分析——基于辽宁省的农户调查数据[J].农业经济,2017(1):91-93.
- [4]杨志海.老龄化、社会网络与农户绿色生产技术采纳行为——来自长江流域六省农户数据的验证[J].中国农村观察,2018(4):44-58.
- [5]NWACHUKWU C A.Adoption of organic agricultural technologies:Implications for radio farmer agricultural extension programmes in Imo State,Nigeria[C].Scientific and technical information and rural development IAALD XIIIth world congress, Montpellier, 2010:26-29.
- [6]田云,张俊飏,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.
- [7]LEE S, NGUYEN T T, POPPENBURG P, et al. Conventional, partially converted and environmentally friendly farming in South Korea: Profitability and factors affecting farmers' choice[J]. Sustainability, 2016(8):704.
- [8]BHATTARAI S M, DANGOL D R, SRIVASTAV S B, et al. Factors influencing local innovation in ecological agriculture in the central development region of Nepal[J]. Nepalese Journal of Agricultural Sciences, 2015(13):69-84.
- [9]JOGO W, KARAMURA E, TINZAARA W, et al. Determinants of farm-level adoption of cultural practices for banana xanthomonas wilt control in Uganda[J]. Journal of Agricultural Science, 2013, 5(7):70-81.
- [10]PERRY E, MOSCHINI G, HENNESSY D A. Testing for complementarity: Glyphosate tolerant soybeans and conservation tillage[C]. Agricultural and applied economics association & western agricultural economics association, San Francisco, California, 2016:aaw001.
- [11]AN V D P, GERARD G, JAN D, et al. Assessing the effect of soil tillage on crop growth: A meta-regression analysis on European crop yields under conservation agriculture[J]. European Journal of Agronomy, 2010, 33(3):231-241.
- [12]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,2017,38(1):38-47.
- [13]OELOFSE M, HOGHJENSEN H, ABREU L S, et al. Organic farm conventionalisation and farmer practices in China, Brazil

and Egypt[J]. *Agronomy for Sustainable Development*, 2011, 31(4):689-698.

[14] WILLOTT L. Food sovereignty in Cuba: A case study of the social support for agroecological farming with a focus on gender through participatory photography[J]. *Dissertations & Theses*, 2013.

[15] GILLER K E, CORBEELS M, NYAMANGARA J, et al. A research agenda to explore the role of conservation agriculture in African smallholder farming systems[J]. *Field Crops Research*, 2011, 124(3):468-472.

[16] PRATT O J, WINGENBACH G. Factors affecting adoption of green manure and cover crop technologies among Paraguayan smallholder farmers[J]. *Journal of Sustainable Agriculture*, 2016, 40(10):1043-1057.

[17] 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.

[18] RIDIER A, CHAIB K, ROUSSY C. A dynamic stochastic programming model of crop rotation choice to test the adoption of long rotation under price and production risks[J]. *European Journal of Operational Research*, 2016, 252(1):270-279.

[19] DEY M M, PARAGUAS F J, KAMBEWA P, et al. The impact of integrated aquaculture-agriculture on small-scale farms in Southern Malawi[J]. *Agricultural Economics*, 2010, 41(1):67-79.

[20] MANCINI F, TERMORSHUIZEN A J. Increasing the environmental and social sustainability of cotton farming through farmer education in Andhra Pradesh, India[J]. *Agricultural Systems*, 2008, 96(1):16-25.

[21] 席利卿, 彭可茂, 彭开丽. 中国务农人口老龄化对粮食增产的影响分析[J]. *北京社会科学*, 2014(5):116-123.

[22] 费孝通. *乡土中国*[M]. 北京:北京大学出版社, 2012:56-60.

[23] 耿宇宁, 郑少锋, 陆迁. 经济激励、社会网络对农户绿色防控技术采纳行为的影响——来自陕西猕猴桃主产区的证据[J]. *华中农业大学学报(社会科学版)*, 2017(6):59-69.

[24] 陈欢, 周宏, 孙顶强. 信息传递对农户施药行为及水稻产量的影响——江西省水稻种植户的实证分析[J]. *农业技术经济*, 2017(12):23-31.

[25] 王玉斌, 华静. 信息传递对农户转基因作物种植意愿的影响[J]. *中国农村经济*, 2016(6):71-80.

[26] 高晨雪, 汪明, 叶涛, 等. 基于农户特征的连续务农及稳定参保行为影响因素探究——以湖南省鼎城区匡家桥村为例[J]. *农业现代化研究*, 2015, 36(5):850-856.

[27] 李俊鹏, 冯中朝, 吴清华. 劳动力老龄化阻碍了农业生产吗?——基于空间计量模型的实证分析[J]. *南京审计大学学报*, 2018, 15(4):103-111.

[28] 汪伟, 姜振茂. 人口老龄化对技术进步的影响研究综述[J]. *中国人口科学*, 2016(3):114-125.

-
- [29]杨庆芳, 郭沧萍. 老年教育是中国积极应对人口老龄化不可或缺的[J]. 兰州学刊, 2014(1):68-72.
- [30]WATTS D J, STROGATZ S H. Collective dynamics of “small-world” networks[J]. Nature, 1998, 393(6684):440-442.
- [31]罗庆, 李小建. 农村社区农户互动效应的定量评估——来自河南省杞县孟寨村的实证[J]. 地理研究, 2010, 29(10):1757-1766.
- [32]王学婷, 何可, 张俊飏, 等. 农户对环境友好型技术的采纳意愿及异质性分析——以湖北省为例[J]. 中国农业大学学报, 2018, 23(6):197-209.
- [33]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.
- [34]董海荣, 李金才, 左停, 等. 互助:解决农村家庭劳动力短缺的有效途径[J]. 农村经济, 2008(11):110-113.
- [35]杨唯一, 鞠晓峰. 基于博弈模型的农户技术采纳行为分析[J]. 中国软科学, 2014(11):42-49.
- [36]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.
- [37]李向健, 孙其昂. 居住空间、邻里交往与社会距离——基于 CSS2011 的城镇居民与农民社会距离的影响因素研究[J]. 西北人口, 2016, 37(2):11-15.

注释:

1 新型农业经营主体是指农业专业大户、家庭农场和专业合作社, 满足其中一种及以上类型的农户, 即认定为是新型农业经营主体。

2 劳动力比重=家庭劳动力人数/家庭总人数, 将年龄在 16~60 岁之间的个体认定为家庭劳动力。

3 此处将交流程度算均值, 选取大于其均值的农户作为分析对象。

4 此处以 35 年作为长/短务农组的依据是样本农户务农年限均值为 35 年。