

外出务工影响了农民参与人居环境整治的方式选择吗?

李芬妮¹, 张俊飏^{2*}, 张童朝¹

(1.四川农业大学 管理学院, 四川 成都 611130;

2.浙江农林大学 浙江省乡村振兴研究院/经济管理学院, 浙江 杭州 311300)



摘要 基于农村劳动力大规模外出务工背景,促使农民以多元化方式参与人居环境整治对于优化村庄人居环境治理效果、建成宜居宜业和美乡村至关重要。借助湖北省655份微观数据,利用Multivariate Probit模型,探讨外出务工、村庄认同对农民参与人居环境整治的方式选择的影响,结果发现:(1)监督是农民在参与人居环境整治过程中最常选择的方式,其次是建言、投资、投劳。(2)外出务工能推动农民以投资、建言的方式参与人居环境整治,村庄认同能促使农民选择以投资、投劳、建言、监督的方式参与人居环境整治,且随着村庄认同程度的增强,外出务工对农民以投资、建言方式参与人居环境整治的推动力亦会随之增强。(3)对于新、老两代农民而言,外出务工和村庄认同对其参与人居环境整治方式选择的影响存在差异:外出务工能促使新、老两代农民选择以投资的方式参与人居环境整治,且这一作用对新生代农民更强;村庄认同能推动新、老两代农民以投资、建言、监督方式参与人居环境整治,且在新生代农民上的作用力更大。因此,应推动农民外出务工的良性发展、培育与增强农民的村庄认同,并针对新、老两代农民的特点,制定差异化农村人居环境整治推广措施。

关键词 外出务工; 村庄认同; 农村人居环境整治; 参与方式; Multivariate Probit

中图分类号: F323 **文献标识码**: A **文章编号**: 1008-3456(2023)06-0118-11

DOI编码: 10.13300/j.cnki.hnwkxb.2023.06.011

党的二十大提出,“城乡人居环境明显改善,美丽中国建设成效显著”是我国全面建设社会主义现代化开局起步关键期的主要目标任务之一。近年来,尽管我国农村人居环境整治成效较为显著,但“干部在做、群众在看”的现象仍然存在^[1]。为此,国家乡村振兴局等七部门印发的《农民参与乡村建设指南(试行)》明确强调,乡村建设迫切需要农民通过投工投劳、捐款捐物、志愿服务等多种方式参与^①。中共中央办公厅、国务院办公厅印发的《农村人居环境整治提升五年行动方案(2021—2025年)》亦强调“以乡情乡愁为纽带吸引个人、企业、社会组织等,通过捐资捐物、结对帮扶等形式支持改善农村人居环境”^②。由此可见,以“乡愁乡情”为抓手,实现农民的人居环境整治参与方式多元化诚有必要。但遗憾的是,现有文献多聚焦于农民是否参与、参与措施种类、参与程度^[2-3],鲜少关注农民参与人居环境整治的方式选择问题^[4-5]。由于不同人居环境整治参与方式的特征差异,如投资属于资金密集型、投劳属于劳动力密集型、建言属于知识密集型、监督属于时间密集型,因而对农民具有不

收稿日期: 2023-02-08

基金项目: 国家社会科学基金重点项目“基于经济高质量发展的农业自然资源高效利用研究”(20AZD091); 国家自然科学基金青年项目“农村人居环境整治‘过密化’形成机理、指标测度与福利效应”(72303169)。

*为通讯作者。

① 资料来源: 国家乡村振兴局 中央组织部 国家发展改革委 民政部 自然资源部 住房城乡建设部 农业农村部关于印发《农民参与乡村建设指南(试行)》的通知, 中国政府网, https://www.gov.cn/zhengce/zhengceku/2023-01/17/content_5737525.htm。

② 资料来源: 中共中央办公厅 国务院办公厅印发《农村人居环境整治提升五年行动方案(2021—2025年)》, 中国政府网, http://www.gov.cn/zhengce/2021-12/05/content_5655984.htm。

同的禀赋要求,如不对其进行细化与分类研究,则难以全面厘清农民选择的形成逻辑,并根据农民禀赋特征制定靶向精准的激励政策手段。因此,全面考察农民对于人居环境整治参与方式的选择决策,有助于更好整合农民禀赋和比较优势并形成强大合力,实现农村人居环境治理提质增效。

而少数探讨农民参与村庄事务方式的研究亦存在以下不足:一是研究内容上,在考察农民参与人居环境整治的方式时,普遍局限于投劳和投资这两种参与方式^[4-7],忽略了现实中农民的参与方式实则还涵盖建设、建言、监督、维护等^[7-10],且不同方式相互之间并不互斥,农民存在同时选择多种方式参与人居环境整治的可能。由此,细分投劳、投资、建言、监督等方式,选取合适计量模型观测农民参与人居环境整治的方式选择十分重要。二是研究对象上,忽略了农村劳动力大规模外出务工这一现实背景。当前,劳动力大规模外出务工已成为我国农村地区常态^[11],并深刻影响了农民的生产生活与家庭经营方式^[12-15]。而这些行为改变的本质在于,外出务工引发了农民在思想观念、眼界认知、收入消费等自身禀赋上的变化。从这一角度来看,具有不同特征属性和禀赋要求的人居环境整治参与方式,必然会受到农民外出务工的影响。三是研究视角上,缺乏对村庄认同这一“乡情乡愁”纽带的充分考虑。研究发现,在一系列乡情乡愁因素中,村庄认同不仅能为农民参与乡村生态环境治理提供直接驱动力^[2],同时还在外出务工影响农民参与人居环境整治上发挥扭转乾坤之效、促使外出务工发挥“扬长避短”的效果^[11],但村庄认同能否在劳动力大规模外出务工背景下促使农民参与方式的多元化尚不为人知。

鉴于此,本文利用湖北省655份调研数据,选择Multivariate Probit模型,讨论外出务工对农民参与人居环境整治方式选择的影响及代际差异,并论证村庄认同在其中的重要作用,以期实现对已有文献的有益补充,并为农村环境参与式治理模式的形成、生态振兴和美丽中国目标的顺利达成提供一定参考。

一、理论分析和研究假说

1. 外出务工对农民参与人居环境整治方式选择的影响

由于农村人居环境整治参与需要耗费农民一定的时间、人力、财力,因此,农民选择以何种方式参与人居环境整治必然是权衡与考量其资本禀赋后的结果。从这一角度来看,外出务工对农民参与人居环境整治方式选择的影响表现在以下三个方面。一是,外出务工因增强劳动力供给约束而影响了农民对于费时耗力的人居环境整治参与方式的选择。研究表明,外出务工存在劳动力流失效应^[16-17],通过提高农民参与环境治理的监督成本^[18]、引发组织群众投劳的困难^[19],从而增加农民在及时规劝他人破坏村庄环境行为上的难度^[18]、阻碍村庄公共工程建设的劳动力投入^[19],亦即外出务工抑制了农民对于投劳、监督等相对费时耗力的农村人居环境整治参与方式的选择。二是,外出务工因引发“干中学”效应而影响了农民以建言等智力方式参与人居环境整治。农民在外务工期间,通过“干中学”,不仅积累了人力资本,同时还实现了环境认知水平的提高^[3]、自身权益表达诉求的增强^[20]、村级公共事务参与广度的拓宽^[21],从而提升了以建言等智力方式参与人居环境整治的可能性。三是,外出务工因缓解流动性约束而影响了农民对于存在一定资金投入要求的人居环境整治参与方式的选择。研究表明,外出务工存在收入效应^[16-17],实现农民经济资本积累之余^[22],增强了农民支付生活垃圾清理和转运费用以及修建卫生化厕所、沼气池、排污管道等农村人居环境整治设施的经济实力,从而提升了农民选择以投资、捐钱的方式改善农村生产生活环境概率^[3,16]。基于此,本文提出以下假说:

H₁: 外出务工促进农民以投资、建言的方式参与人居环境整治,抑制农民对于投劳、监督参与方式的选择。

2. 村庄认同对农民参与人居环境整治方式选择的影响

村庄认同指的是农民与村庄在生活和成长过程中相互作用形成的认同、依恋、归属等情感联结关系^[23]。已有研究证实,农民的乡土情结越高、以供给村庄公共品的形式助力家乡建设的积极性越强^[24],农民对地方的归属感将促使其主动出钱出力、投身集体活动^[25],类似地,社区认同有助于推动居民积极参与社区治理和公众监督^[26]。而村庄认同之所以能影响农民参与人居环境整治的方式选择或

在于以下两个原因。一是,村庄认同通过降低农民心理成本进而影响其对人居环境整治参与方式的选择。高村庄认同度会促使农民形成共同体的感觉,推动农民将个体行为目标转移到集体层面^[27],减轻以破坏村庄人居环境为代价的利己心态^[2],降低农民参与村庄事务的交易成本和心理成本。二是村庄认同通过提高农民收益预期进而影响其对人居环境整治参与方式的选择。村庄认同有助于降低个体对公共资源的消耗^[28],促进农民利益趋同^[29]或将集体利益置于个人利益之上^[30],并对村庄形成稳定的未来预期^[31],提高农民对于以多元方式参与人居环境整治后的村庄环境质量提升、获得感和荣誉感等结果预期。基于此,本文提出以下假说:

H₂:村庄认同对农民以投资、投劳、建言、监督等方式参与人居环境整治均有显著的促进作用。

进一步,在同样的外出务工情境下,不同村庄认同度会导致农民在选择参与人居环境整治方式时有所差别。具体来说,外出务工对农民参与人居环境整治而言是一把“双刃剑”,农民依靠在外打工既能实现禀赋的积攒、见识的开阔、能力的提升、良好习惯的培养^[3,22],也将引发与村庄的空间隔阂、情感疏离^[32]。由此,若农民属于低村庄认同度群体,意味着其本身同村庄的情感联结便趋于脆弱并缺乏参与村庄建设的能动性,即便这类农民通过外出务工积累了一定环保知识、卫生理念与经济资本,外出务工的负向效应也将在一定程度上抵消其正向效应,从而降低该类农民以投入人力、物力、财力等方式参与村庄人居环境整治的可能性。与之相反的是,当农民对村庄持有较高认同度时,意味着其与村庄之间的纽带联系紧密、积极关注并参与村庄建设发展,“离土不离乡”意识强烈,此时面对相同的外出务工情境时,外出务工的负向效应将会消解^[11]，“干中学”和流动性约束缓解等正向效应得以强化,高村庄认同度农民会将务工的收入所得、知识所学充分运用在人居环境整治参与方式选择上,或是以支付垃圾和污水处理费用、出资建设环境治理设施等投资方式参与人居环境整治,或是借助在外务工的信息获取和知识储备优势、针对当前村庄环境治理现状及未来改进方向建言献策,或是监督他人采取合意的环境保护行为等^[2,11]。基于此,本文提出以下假说:

H₃:随着村庄认同的增强,外出务工对农民以投资、建言方式参与人居环境整治的促进作用得以强化,对农民以投劳、监督方式参与人居环境整治的抑制作用得以弱化。

3. 外出务工和村庄认同对新、老两代农民参与人居环境整治方式选择的影响差异

值得关注的是,新、老两代农民成长的经济社会发展环境不同,由此形成的行为动机、环境认知水平、事物接受和学习能力、乡土观念等亦有所差异,从而导致外出务工和村庄认同在不同代际农民参与人居环境整治方式选择中的影响存在差别。一般而言,老一代农民存在明显的体能衰退态势,同时受教育水平和新事物接受能力相对较低,因而即便在同样的外出务工情境下,其对于生态环保、环境治理等观念意识的接受度以及生活习惯的转变速度均弱于新生代农民;此外,相较于新生代农民,老一代农民的劳动力市场价格明显较低,故而老年劳动力外出务工的收入效应亦弱于新生代农民;综上,受自身禀赋差异和劳动力市场环境的双重影响,外出务工引致的禀赋特征变化在新、老两代群体之间差别明显,从而必然引发不同代际农民在参与人居环境整治上做出差异化方式选择。另一方面,老一代农民受“叶落归根”“离土不离乡”“安土重迁”等观念的熏陶普遍强于新生代农民,整体上对村庄的责任感、主人翁意识更强,新生代农民的乡土观念则相对薄弱,加之其所面临的市场观念和个体意识冲击较强并具备较强的接受能力,因此,在当前大力倡导培育和强化村庄认同感的背景下,新、老两代农民在村庄环境治理参与观念、行为乃至方式选择的改变上必然呈现出一定的代际差别。基于此,本文提出以下假说:

H₄:对于新、老两代农民而言,外出务工和村庄认同对其参与人居环境整治方式选择的影响存在差异。

二、模型与变量

1. 数据来源

本文数据由课题组收集于2021年7—8月。调研区域为湖北省黄石市、潜江市、荆门市、武汉市4地。选择湖北省作为调查区域的原因在于:湖北省是我国中部地区劳务输出大省,2020年,湖北省外

出务工农村劳动力数量达1143.72万^[33],占2020年全省农村人口的53.36%^①。选取这4个地区主要基于以下考虑:一是经济发展水平,根据《湖北统计年鉴2021》^[34],2020年,武汉市、荆门市、潜江市、黄石市的生产总值在湖北省17个市、州中分别居第1、8、15、9位,4地的经济发展水平基本涉及了不同层次。二是环境质量状况,2021年湖北省生态环境状况公报显示^②,2020年,武汉市、荆门市、黄石市、潜江市的生态环境状况指数分别为64.27、68.84、70.20、59.29,在17个市、州中分别居于第12、10、9、16位,均有极大的提升空间。三是地形差异,武汉市、荆门市、潜江市是平原地形,黄石市是丘陵山地地形。样本通过分层逐级和随机抽取得来:在每个县/市任意挑选3~4个乡镇,然后在此基础上随机挑选2~3个村,最后随机请村内10个农民接受问卷调研。剔除无效问卷后,适用于本研究目的的有效问卷共655份。样本特征见表1,根据《湖北省统计年鉴2021》^[34],2020年湖北省农民家庭年人均纯收入为2.19万元,户均常住人口为3.10人,表明本文研究样本基本符合湖北农村现实情况,具有一定代表性。

表1 样本特征

指标	分组	频数	频率/%	指标	分组	频数	频率/%
性别	女	260	39.69	家庭人均收入/万元	[0.4,0.5)	15	2.29
	男	395	60.31		[0.5,1)	70	10.69
出生年份	1975年及以后	87	13.28	[1,1.5)	99	15.11	
	1975年以前	568	86.72	[1.5,2)	92	14.05	
	未上学或不识字	79	12.06	≥2	323	49.31	
受教育程度	小学	239	36.49	≤2	106	16.18	
	初中	251	38.32	家庭规模/个	3~5	394	60.15
	高中(中专)	76	11.60		6~8	145	22.14
	大专及以上学历	10	1.53		≥9	10	1.53
耕地规模/亩	≤7.8	393	60.00	是	111	16.95	
	>7.8	262	40.00	家中有人当过村干部	否	544	83.05
	<0.2	28	4.28	平原	223	34.04	
家庭人均收入/万元	[0.2,0.3)	9	1.37	村庄地形	丘陵	418	63.82
	[0.3,0.4)	19	2.90		山地	14	2.14

注:第三次农业普查显示,我国农村户均经营耕地规模为7.8亩;家庭人均收入的划分标准参考《湖北统计年鉴》中“农民家庭年人均纯收入(可支配收入)分组”。

2. 变量说明

(1)被解释变量。参考胡德胜等^[8]、许骞骞等^[9]的研究,农民参与人居环境整治的方式选择即农民选择以何种方式参与人居环境整治,具体包括参与投资、参与投劳、参与建言、参与监督4种情况;其中,参与投资即农民在实际参与人居环境整治过程中是否出资,参与投劳即农民是否投工,参与建言即农民是否向村委会建言献策,参与监督即农民是否监督他人破坏村庄居住环境的行。表2展示了农民对不同人居环境整治参与方式的选择情况,不难看出,监督是最受农民所青睐的参与方式(79.39%),其次是建言(77.56%)和投资(64.89%),选择以投劳方式参与人居环境整治的农民数量相对较少(43.05%)。可能的原因是,农村基层组织建设的强化、城镇化进程的推进和政府宣传教育的开展,极大提升了农民参与村庄事务商议、决策、监督的意识和能力,而劳动力工资上涨、非农就业机会增多导致农民在投劳时面临着较高的机会成本。

表2 农民参与人居环境整治的方式选择

选项	频数/个	频率/%
参与投资	425	64.89
参与投劳	282	43.05
参与建言	508	77.56
参与监督	520	79.39

① 根据《湖北统计年鉴2021》计算得来,2020年湖北省农村人口为2143.22万人。

② 资料来源:2021年湖北省生态环境状况公报,湖北省生态环境厅, http://sthjt.hubei.gov.cn/fbjd/xxgkml/gysyjs/sthj/sthjgb/202206/t20220629_4197063.shtml。

(2)解释变量。外出务工方面,参考李芬妮等^[11]、王博等^[32]的研究,本文使用“外出务工人员占家庭总人口比重”作为表征。村庄认同方面,参考李芬妮等^[11]、吴理财^[29]、吴晓燕^[35]、庄晋财等^[24]的文献,借助熵值法,对“我认同本村的传统文化习俗”“我与村里其他成员具有共同的价值观念”“我很喜欢目前生活的村庄”“如果搬离村庄,我会感到很留恋”“我非常关心村庄事务”5个指标进行降维^①,最终求得农民的“村庄认同”。

(3)控制变量。本文设置了个人层面、家庭层面和地区层面可能会影响农民参与人居环境整治方式选择的因素。所有变量的含义与赋值见表3。

表3 变量的含义与赋值

变量名称	变量含义与赋值	均值	标准差
被解释变量			
	参与投资=1;否则=0	0.65	0.48
农民参与人居环境整治的方式选择	参与投劳=1;否则=0	0.43	0.50
	参与建言=1;否则=0	0.78	0.42
	参与监督=1;否则=0	0.79	0.40
解释变量			
外出务工	外出务工人员数在家庭总人口中所占的比重/%	0.30	0.24
村庄认同	通过熵值法,对表征村庄认同的5个具体指标进行降维,求得农民的“村庄认同”	0.70	0.17
控制变量			
性别	女=0;男=1	0.60	0.49
年龄	农民的实际年龄	58.35	11.56
受教育程度	农民的实际受教育年限	6.62	3.68
健康程度	很差=1;较差=2;一般=3;较好=4;很好=5	3.63	1.02
耕地规模	2020年家庭经营耕地面积/亩	19.23	98.02
家庭总收入	2020年家庭年总收入/万元	12.63	26.97
家庭规模	2020年家庭总人口数量	4.29	1.69
家中有人当过村组以上干部	否=0;是=1	0.17	0.38
村庄地形(以丘陵为基准组)	平原=1;其他=0	0.34	0.47
	山地=1;其他=0	0.02	0.14
住处到村委会的距离	农民住处到村委会的距离/千米	1.47	11.88
村规民约	无=0;有=1	0.91	0.29
乡镇驻地	否=0;是=1	0.15	0.36
地区虚拟变量(以荆门市为基准组)	黄石市=1;其他=0	0.25	0.43
	潜江市=1;其他=0	0.27	0.44
	武汉市=1;其他=0	0.20	0.40

3. 模型选择

由于农民在现实中往往会同时选择投资、投劳、建言、监督等方式参与人居环境整治,且这些方式之间并不相互排斥,因此,参考潘丹等^[12]、王青文等^[13]、杨歌谣等^[14]、孔凡斌等^[15]的做法,本文选用Multivariate Probit模型,以解决不同模型的误差项相关的问题、提高估计结果的精度。模型的具体形式如下:

$$Y_{ij}^* = \beta_i X_j + \mu_j \quad (i = 1, 2, 3, 4; j = 1, 2, \dots, n)$$

$$Y_{ij} = \begin{cases} 1, & \text{如果 } Y_{ij}^* > 0 \\ 0, & \text{如果 } Y_{ij}^* \leq 0 \end{cases} \quad (1)$$

① 通过考察农民对表征村庄认同的5个指标的同意程度,按完全不同意到完全同意赋值为1~5分。KMO检验值为0.748, Cronbach's α 值为0.753,说明指标设置的合理性。

式(1)中, j 为第 j 位农民, i 表示投资、投劳、建言、监督4种参与人居环境整治方式; Y_{ij}^* 表示不可观测的潜变量; Y_{ij} 是最终结果变量,若 $Y_{ij}^* > 0$,则 $Y_{ij} = 1$,表示农民 j 选择以方式 i 参与人居环境整治; X 表示影响农民参与人居环境整治方式选择的因素; β_j 为相应的估计系数; μ 为随机扰动项,服从多元正态分布 $MVN(0, \psi)$ 。式(2)展示了协方差矩阵 ψ :

$$\psi = \begin{bmatrix} 1 & \rho_{12} & \rho_{13} & \rho_{14} \\ \rho_{12} & 1 & \rho_{23} & \rho_{24} \\ \rho_{13} & \rho_{23} & 1 & \rho_{34} \\ \rho_{14} & \rho_{24} & \rho_{34} & 1 \end{bmatrix} \quad (2)$$

式(2)中,若非对角线上的元素值不为0,意味着农民选择不同方式参与人居环境整治存在关联,构建Multivariate Probit模型展开探讨确有必要。

三、结果与分析

1. 基准模型回归

本文借助StataSE 15.0软件展开验证,回归1是控制变量的估计结果,回归2是在回归1的基础上纳入外出务工和村庄认同的估计结果,具体如表4所示。不难看出,随着变量的纳入,Wald χ^2 从回归1的132.31增加至回归2的207.55,Log likelihood从回归1的-1399.275增加至回归2的-1356.082,表明回归结果的解释力逐步增加。

由表4回归2可知,外出务工在参与投资模型、参与建言模型中均1%的统计水平上正向显著, H_1 得证。可能的解释是,外出务工不仅实现了农民经济实力的增强^[22],使其具备了支付人居环境整治费用的实力,同时还强化了环境保护理念^[3],使得农民对治理村庄居住环境重要性和益处的了解程度加深,从而提高了农民以投资、建言方式参与人居环境整治的概率。而外出务工在参与投劳模型和参与监督模型中均未通过显著性检验,或在于外出务工影响了农民的家庭劳动力供给^[36]、降低了劳动力的在村时间,而投劳和监督方式的采用均需耗费一定的人力,前者离不开劳动力的直接投入,后者需要劳动力在日常生活中付出精力和时间,因此,外出务工未能推动农民选择以投劳、监督的方式参与人居环境整治。

从表4回归2不难看出,村庄认同在参与投资模型、参与投劳模型、参与建言模型、参与监督模型中均1%的统计水平上正向显著, H_2 得证。可能的原因是,村庄认同降低了农民参与人居环境整治的心理成本、提高了农民对于以多元方式参与人居环境整治的结果预期,从而使得农民对于需要耗费财力、人力、智力的参与方式均有选择倾向。

控制变量方面,表4回归2结果显示,耕地规模在参与投劳模型中10%的统计水平上负向显著,这或许是由于,农民经营的耕地规模越大,耗费在农业生产等经营活动上的人力、劳力和精力越多,从而在环境卫生这类非生产性事务上“无心”亦“无力”。家庭总收入在参与投资模型中5%的统计水平上正向显著,较高水平的家庭收入能为农民负担处理生活污水、修建和改造卫生厕所、转运和治理生活垃圾等费用提供一定经济保证,因此,家庭收入水平越高的农民更可能选择以投资的方式参与人居环境整治。平原地形在参与投资模型中1%的统计水平上负向显著,这可能是因为,平原地形的村庄往往地势较为平坦,在这类村庄修建垃圾桶、污水管道、厕所等环境治理设施上的可行性较高、难度相对较小、成本相对较低,从而在一定程度上增强了农民的收益预期与回报率、促使其以投资的方式参与人居环境整治。

2. 调节效应检验

为了探究村庄认同在外出务工影响农民参与人居环境整治方式选择中的作用,本文将外出务工和村庄认同的交互项纳入模型。考虑到交互项与原变量之间可能存在较高的相关性,在构建交互项之前,本文对原变量进行中心化处理,即将原变量分别减去其均值后重新回归,结果如表5所示。由表5回归3可以看出,外出务工和村庄认同的交互项在参与投资模型中10%的统计水平上正向显

表4 Multivariate Probit 模型回归结果

N=655

变量名称	回归1				回归2			
	参与 投资	参与 投劳	参与 建言	参与 监督	参与 投资	参与 投劳	参与 建言	参与 监督
外出务工					0.757*** (0.226)	0.323 (0.215)	0.983*** (0.259)	0.361 (0.236)
村庄认同					0.962*** (0.332)	1.376*** (0.328)	2.547*** (0.378)	0.966*** (0.347)
性别	-0.128 (0.119)	-0.055 (0.113)	0.188 (0.127)	0.191 (0.127)	-0.136 (0.121)	-0.071 (0.114)	0.176 (0.132)	0.184 (0.128)
年龄	-0.005 (0.005)	-0.001 (0.005)	-0.002 (0.006)	-0.003 (0.006)	-0.005 (0.005)	-0.002 (0.005)	-0.003 (0.006)	-0.004 (0.006)
受教育程度	-0.004 (0.017)	0.008 (0.016)	0.019 (0.018)	0.012 (0.018)	-0.003 (0.017)	0.008 (0.016)	0.020 (0.019)	0.012 (0.019)
健康程度	0.014 (0.057)	0.100* (0.056)	-0.041 (0.063)	-0.055 (0.063)	-0.022 (0.059)	0.072 (0.056)	-0.107 (0.068)	-0.084 (0.064)
耕地规模	-0.002 (0.001)	-0.003* (0.001)	-0.002 (0.002)	-0.001 (0.001)	-0.001 (0.001)	-0.003* (0.001)	-0.001 (0.002)	-0.001 (0.001)
家庭总收入	0.010*** (0.004)	0.002 (0.003)	0.012** (0.005)	0.001 (0.004)	0.008** (0.004)	0.001 (0.003)	0.007 (0.005)	-0.000 (0.004)
家庭规模	0.043 (0.032)	0.036 (0.030)	0.038 (0.035)	0.051 (0.035)	0.025 (0.032)	0.026 (0.031)	0.013 (0.037)	0.042 (0.035)
家中有人当过村组以上干部	-0.113 (0.140)	0.037 (0.135)	0.295* (0.164)	0.207 (0.160)	-0.122 (0.141)	0.001 (0.137)	0.256 (0.171)	0.194 (0.162)
平原	0.645*** (0.224)	0.236 (0.200)	-0.285 (0.217)	-0.241 (0.219)	0.714*** (0.227)	0.294 (0.202)	-0.182 (0.231)	-0.207 (0.220)
山地	0.099 (0.359)	0.187 (0.354)	0.102 (0.406)	-0.251 (0.397)	-0.008 (0.360)	0.136 (0.357)	-0.038 (0.433)	-0.324 (0.403)
住处到村委会的距离	0.006 (0.012)	-0.007 (0.009)	-0.061 (0.053)	-0.001 (0.005)	0.010 (0.022)	-0.006 (0.008)	-0.033 (0.055)	-0.000 (0.005)
村规民约	0.204 (0.191)	0.329* (0.184)	0.007 (0.192)	-0.126 (0.197)	0.149 (0.195)	0.284 (0.187)	-0.112 (0.202)	-0.178 (0.200)
乡镇驻地	-0.115 (0.151)	-0.089 (0.143)	0.040 (0.164)	0.193 (0.164)	-0.143 (0.154)	-0.144 (0.146)	-0.024 (0.172)	0.171 (0.167)
地区虚拟变量		已控制				已控制		
Wald chi ²		132.31				207.55		
Log likelihood		-1399.275				-1356.082		
Prob > chi ²		0.000				0.000		

注：*、**和***分别表示在10%、5%和1%的水平上显著,括号内为标准误;后同。

著,外出务工和村庄认同的交互项在参与建言模型中1%的统计水平上正向显著, H_3 得证,即随着村庄认同的增强、外出务工推动农民以投资、建言方式参与人居环境整治的作用力亦会随之增强。可能的解释是,外出务工的“干中学”和流动性约束缓解效应推动了农民对于资金和知识密集型参与方式的选择,而村庄认同度的提高愈发强化了这类农民的利益趋同、主人翁意识和预期收益,由此,外出务工更能推动其选择投资、建言等参与方式。

3. 稳健性检验

进一步,为了验证上述结果的可信性,本文运用Winsorize方法对样本上下5%的特异值进行平滑处理以及“外出务工收入占比”替换原有外出务工变量2种方法进行稳健性检验,结果如表6所示。不难发现,核心变量的显著性检验结果、方向同上表大体一致,从而证明了本文结果的稳健性。

表5 调节效应检验结果

N=655

变量名称	回归3			
	参与投资	参与投劳	参与建言	参与监督
外出务工	0.780*** (0.229)	0.321 (0.215)	1.248*** (0.291)	0.375 (0.237)
村庄认同	0.990*** (0.334)	1.373*** (0.328)	2.827*** (0.406)	0.967*** (0.348)
外出务工×村庄认同	2.431* (1.265)	0.767 (1.274)	4.763*** (1.659)	0.478 (1.285)
控制变量	已控制			
Wald chi ²	212.25			
Log likelihood	-1350.090			
Prob > chi ²	0.000			

表6 稳健性检验结果

N=655

变量名称	回归4(替换变量)				回归5(Winsorize)			
	参与投资	参与投劳	参与建言	参与监督	参与投资	参与投劳	参与建言	参与监督
外出务工	0.481*** (0.143)	0.163 (0.136)	0.842*** (0.179)	0.196 (0.155)	0.736*** (0.231)	0.336 (0.218)	1.280*** (0.294)	0.381 (0.241)
村庄认同	1.022*** (0.334)	1.383*** (0.328)	2.752*** (0.398)	0.966*** (0.348)	0.933*** (0.338)	1.419*** (0.332)	2.797*** (0.408)	0.806** (0.354)
外出务工×村庄认同	1.832** (0.829)	0.127 (0.824)	2.018** (1.021)	0.094 (0.877)	2.369* (1.264)	0.658 (1.259)	4.701*** (1.646)	0.578 (1.298)
控制变量	已控制				已控制			
Wald chi ²	213.59				217.40			
Log likelihood	-1349.812				-1351.766			
Prob>chi ²	0.000				0.000			

4. 代际差异分析

参考李芬妮等^[22]的做法,本文以1975年为界,将出生在此节点之前的样本定为老一代组,反之则为新生代组,进行似无相关回归,以考察外出务工和村庄认同在影响新、老两代农民参与人居环境整治方式选择中的作用差异,结果如表7所示。

表7 似无相关回归结果

变量名称	回归6(参与投资)			回归7(参与投劳)			回归8(参与建言)			回归9(参与监督)		
	新生代	老一代	p值	新生代	老一代	p值	新生代	老一代	p值	新生代	老一代	p值
外出务工	0.574*** (0.205)	0.203** (0.082)	0.093	-0.144 (0.256)	0.142* (0.086)	0.289	0.064 (0.173)	0.253*** (0.071)	0.312	-0.212 (0.204)	0.109 (0.077)	0.140
村庄认同	0.820*** (0.264)	0.241* (0.124)	0.047	0.784** (0.318)	0.428*** (0.123)	0.296	1.203*** (0.280)	0.633*** (0.114)	0.059	0.670*** (0.238)	0.222* (0.122)	0.094
控制变量	已控制	已控制		已控制	已控制		已控制	已控制		已控制	已控制	
N	87	568		87	568		87	568		87	568	
F	1.27	4.39		1.11	1.72		2.10	5.22		1.81	1.64	
R ²	0.292	0.145		0.264	0.062		0.404	0.167		0.368	0.059	

注:p值为组间系数差异检验的p值。

由回归6参与投资模型可知,外出务工在新生代组中1%的统计水平上正向显著,在老一代组中5%的统计水平上正向显著,组间系数差异检验p值在10%的统计水平上显著异于零,且外出务工在新生代组的系数大于老一代组;村庄认同在新生代组中1%的统计水平上正向显著,在老一代组中10%的统计水平上正向显著,组间系数差异检验p值在5%的统计水平上显著异于零,且村庄认同在新生代组的系数大于老一代组;上述结果表明外出务工、村庄认同均能推动新、老两代农民选择以投资的方式参与人居环境整治,但对新生代农民的作用力更大。由回归8参与建言模型可知,村庄认同

在新生代组中1%的统计水平上正向显著,在老一代组中1%的统计水平上正向显著,组间系数差异检验 p 值在10%的统计水平上显著异于零,且村庄认同在新生代组的系数大于老一代组;由回归9参与监督模型可知,村庄认同在新生代组中1%的统计水平上正向显著,在老一代组中10%的统计水平上正向显著,组间系数差异检验 p 值在10%的统计水平上显著异于零,且村庄认同在新生代组的系数大于老一代组;上述结果表明村庄认同在新、老两代农民参与人居环境整治方式选择中的影响存在明显差异,村庄认同均能推动新、老两代农民选择以投资、建言、监督方式参与人居环境整治,但在新生代农民上的作用力更大, H_4 得证。

对于上述发现,本文认为一方面得益于我国义务教育的大力推行和社会经济的迅速发展,新生代农民往往比老一代农民具备更高的受教育程度和认知水平,更能理解治理村庄居住环境的益处、学习和掌握环境治理知识和措施,从而为其在农村人居环境整治出谋划策、监督他人不良环境行为上更为得心应手、游刃有余;另一方面,改革开放、城镇化、市场化进程的快速推进诱发了更多营生、赚钱的机会和渠道,而新生代农民的体能明显强于老一代农民,由此,这类农民在谋求工作岗位、实现自身收入水平提高上更具优势,进而增强了其为农村人居环境整治投资、付费的能力和概率。

四、结论与启示

基于农村劳动力大规模外出务工背景,本文利用湖北省655份农民数据,选取Multivariate Probit模型,讨论外出务工、村庄认同对农民参与人居环境整治方式选择的影响,结果发现:(1)农民参与人居环境整治的方式包括投资、投劳、建言、监督4种,其中,监督是农民在参与人居环境整治中最常选择的方式,其次是建言、投资和投劳。(2)外出务工、村庄认同对农民参与人居环境整治的方式选择存在显著正向影响。其中,外出务工能够促使农民选择以投资、建言的参与方式,村庄认同有助于促使农民以投资、投劳、建言、监督的方式参与人居环境整治;同时,农民参与人居环境整治的方式选择还受家庭总收入的正向影响、受耕地规模和平原地形的负向影响。此外,随着村庄认同的增强,外出务工推动农民以投资、建言方式参与人居环境整治的正向影响亦会随之增强。(3)对于新、老两代农民而言,外出务工和村庄认同对其参与人居环境整治方式选择的影响存在差异:外出务工能促使新、老两代农民选择以投资的方式参与人居环境整治,且这一作用对新生代农民更强;村庄认同能推动新、老两代农民以投资、建言、监督方式参与人居环境整治,且对新生代农民的作用力更大。

目前学术界存在外出务工抑制农民参与村庄环境治理的声音,本文通过细分参与方式,揭示了其在推动农民响应乡村环境治理方面的积极作用,并证实了村庄认同这一内在情感因素在直接推动农民以多元化方式参与人居环境整治以及调节外出务工作用中所扮演的关键角色。这对于环境治理效果的优化和提升、生态宜居的乡村振兴战略目标的顺利达成的政策启示如下:

一方面,推动农民外出务工的良性发展。一是以“出得去”“回得来”为主旨,相关部门应搭建农村劳动力就业平台,为农民外出务工提供可信招聘资讯、提高工作质量的同时,邀请专家学者、示范户等来村开展田野教学、讲座培训、经验分享,加大对农民专业技能培训和职业教育的力度,提高农民的认知水平、操作和劳动能力,为村庄未来发展积蓄后备军。二是广泛宣传“造福桑梓”“回馈乡里”等理念,鼓励农民借助微信公众号、微博、抖音、快手等新媒体方式,通过返乡创业、捐款捐物、购买或推销地方特色农副产品,直接或间接地参与村庄事务治理中,构建人人为家乡发展做好事的良好氛围。

另一方面,培育与增强农民的村庄认同。一是挖掘和传承村庄特有的风俗习惯、社会礼仪等非物质文化遗产,合理、有序地开展祭祀宗族、舞龙舞狮舞灯等节庆民俗与趣味运动会、歌舞比赛等集体文娱活动,为农民提供丰富多彩的公共生活,唤醒其乡土情结和家园意识。二是大力建设村庄公众号、小组微信群、村情通APP等线上平台,采取电子村务、网络参政等形式,定期在村内发起事项的小组讨论、动员会议等,缩短农民和村庄之间的心理空间距离,降低农民参与村庄建设的成本、难度和信息的不对称,增强农民对村域事务的参与感、责任感和主人翁观念。

考虑到外出务工和村庄认同对于新、老两代农民参与人居环境整治方式选择的影响存在差异,由此,应采取差异化措施、鼓励农民以多元化方式参与人居环境整治。针对于老一代农民,应加大农村人居环境整治知识和政策的宣传力度、引导和支持力度,提升农民的环境认知水平,增加农民以建言、监督等方式参与人居环境整治的可能性。针对新生代农民,大力发展“互联网+村务”“互联网+财务”“互联网+公共服务”“互联网+党建”模式,增强农民参与村庄治理和建设的便利性,降低农民参与人居环境整治的交易和时间成本,提高农民以建言、监督等方式参与人居环境整治的概率。此外,还应加大农村的经济发展、促使更多的人才、资金、技术等要素注入乡村,为农民提供更多就业创收机会之余,增强农民参与人居环境整治的经济实力,从而促使农民选择以投资的方式参与人居环境整治。

参 考 文 献

- [1] 朱云.超越“二元博弈”:行政与自治均衡视角下农村人居环境整治研究[J].华中农业大学学报(社会科学版),2023(1):165-173.
- [2] 李芬妮,张俊飏,何可.资本禀赋、归属感对农户参与村域环境治理的影响[J].华中农业大学学报(社会科学版),2021(4):100-107,182-183.
- [3] 唐林,罗小锋,余威震.外出务工经历、制度约束与农户环境治理支付意愿[J].南京农业大学学报(社会科学版),2021,21(1):121-132.
- [4] 汪红梅,惠涛,张倩.信任和收入对农户参与村域环境治理的影响[J].西北农林科技大学学报(社会科学版),2018,18(5):94-103.
- [5] 蔡起华,朱玉春.社会信任、收入水平与农村公共产品农户参与供给[J].南京农业大学学报(社会科学版),2015,15(1):41-50,124.
- [6] 朱玉春,张亚亚,付阳奇.制度安排对河湖治理中农民参与意愿与行为悖离的影响研究[J].农林经济管理学报,2022,21(5):583-592.
- [7] 秦国庆,杜宝瑞,刘天军,等.农民分化、规则变迁与小型农田水利集体治理参与度[J].中国农村经济,2019(3):111-127.
- [8] 胡德胜,王雅楠,王帆,等.农户认知、制度环境与农户人居环境整治参与意愿研究——信息信任的中介效应[J].干旱区资源与环境,2021,35(6):15-23.
- [9] 许骞骞,王成军,张书赫.农户参与对农村生活垃圾分类处理效果的影响[J].农业资源与环境学报,2021,38(2):223-231.
- [10] 杨柳,朱玉春,任洋.社会资本、组织支持对农户参与小农水管护绩效的影响[J].中国人口·资源与环境,2018,28(1):148-156.
- [11] 李芬妮,张俊飏,何可.农户外出务工、村庄认同对其参与人居环境整治的影响[J].中国人口·资源与环境,2020,30(12):185-192.
- [12] 潘丹,孔凡斌.养殖户环境友好型畜禽粪便处理方式选择行为分析——以生猪养殖为例[J].中国农村经济,2015(9):17-29.
- [13] 王青文,罗剑朝,张珩.产权抵押贷款下农户融资方式选择及其影响因素研究——来自宁夏同心517个样本的经验考察[J].中国土地科学,2016,30(7):41-48.
- [14] 杨歌谣,周常春,杨光明.西部地区农户禀赋对农户参与休闲农业行为及方式的影响——基于云南省国家休闲农业示范区域的调查[J].中国农业大学学报,2020,25(4):205-220.
- [15] 孔凡斌,王智鹏,潘丹.畜禽规模化养殖环境污染处理方式分析[J].江西社会科学,2016,36(10):59-65.
- [16] 钱龙,钱文荣.外出务工对农户农业生产投资的影响——基于中国家庭动态跟踪调查的实证分析[J].南京农业大学学报(社会科学版),2018,18(5):109-121,158.
- [17] 李煜阳,陆迁,贾彬,等.劳动力外出务工对农户水土保持技术采用的影响——基于集体行动参与的中介效应[J].资源科学,2021,43(6):1088-1098.
- [18] 林绚,罗必良.农户分化、禀赋效应与农地流转契约选择[J].新疆农垦经济,2021(5):1-16.
- [19] 马春霞.甘肃省坡耕地水土流失综合治理工程建设的成效与做法[J].农业科技与信息,2019(17):37-38,42.
- [20] 陈梦琦,李晓广.我国农村基层协商民主制度化研究述评[J].南京航空航天大学学报(社会科学版),2018,20(1):29-34,51.
- [21] 李志军.务工经历差异对村级民主决策参与的影响[J].韶关学院学报,2013,34(7):59-66.
- [22] 李芬妮,张俊飏.“面子”还是“里子”:声誉激励、经济激励对外出务工农户参与村庄环境治理的影响[J].农村经济,2021,(12):90-98.
- [23] 胡珺,宋献中,王红建.非正式制度、家乡认同与企业环境治理[J].管理世界,2017(3):76-94,187-188.
- [24] 庄晋财,陈聪.乡土情结对农民创业者供给村庄公共品的影响研究[J].西安财经学院学报,2018,31(2):78-86.
- [25] 于涛.组织起来,发展壮大集体经济(下)——烟台市推行村党支部领办合作社、全面推动乡村振兴[J].经济导刊,2020(1):30-37.
- [26] 王峰.社区治理应加强三方面制度体系构建[J].国家治理,2020(26):30-32.
- [27] CHEN X P, WASTI S A, TRIANDIS H C. When does group norm or group identity predict cooperation in a public goods dilemma? The moderating effects of idiocentrism and allocentrism [J]. International journal of intercultural relations, 2007, 31(2): 259-276.
- [28] VAN VUGT M. Community identification moderating the impact of financial incentives in a natural social dilemma: water conservation [J]. Personality and social psychology bulletin, 2001, 27(11): 1440-1449.
- [29] 吴理财.农村社区认同与农民行为逻辑——对新农村建设的一些思考[J].经济社会体制比较,2011(3):123-128.
- [30] 王亮.社区社会资本与社区归属感的形成[J].求实,2006(9):48-50.

- [31] 赵晓峰,付少平.通过组织的农村社区文化治理:何以可能,何以可为——以农村老年人协会为考察对象[J].华中农业大学学报(社会科学版),2013(5):93-98.
- [32] 王博,朱玉春.劳动力外流与农户参与村庄集体行动选择——以农户参与小型农田水利设施供给为例[J].干旱区资源与环境,2018,32(12):49-54.
- [33] 湖北省统计局.湖北农村统计年鉴2021[M].北京:中国统计出版社,2022.
- [34] 湖北省统计局.湖北统计年鉴2021[M].北京:中国统计出版社,2022.
- [35] 吴晓燕.从文化建设到社区认同:村改居社区的治理[J].华中师范大学学报(人文社会科学版),2011,50(5):9-15.
- [36] LI F N,ZHANG J B,MA C B.Does family life cycle influence farm households' adoption decisions concerning sustainable agricultural technology?[J].Journal of applied economics,2022,25(1):121-144.

The Influence of Labor Migration on Farmers' Choice of Participating in Rural Living Environment Improvement Programs

LI Fenni,ZHANG Junbiao,ZHANG Tongchao

Abstract Based on the background that rural laborers go out to work on a large scale,it is crucial to encourage farmers to participate in rural living environment improvement programs in diverse ways, aiming to optimize the effect of village living environment, and build a beautiful and harmonious countryside that is desirable to live and work in. Based on the microdata of 655 rural households in Hubei Province,this paper examines the influence of labor migration and village identity on farmers' choices of participating in rural living environment improvement programs by using Multivariate Probit model. The results show that monitoring is the most commonly chosen approach by farmers in participating in rural living environment improvement, followed by providing suggestions, investing, and offering labor. Labor migration drives farmers to participate in programs through investment and providing suggestion while village identity encourages farmers to participate in programs through investment, labor contribution, providing suggestions, and monitoring. Moreover, as the degree of village identity strengthens, the impetus of labor migration towards farmers' participation through investment and suggestions also increases. The impact of labor migration and village identity on the choices of participation methods in rural living environment improvement differs between new and old generation farmers. Labor migration motivates both new and old generation farmers to participate through investment, with a stronger effect on the younger generation. Village identity drives both new and old generation farmers to participate through investment, providing suggestions, and monitoring, with a greater impact on the younger generation. Therefore, it is recommended to promote the healthy development of labor migration, cultivate and enhance their village identity, and develop differentiated rural habitat improvement promotion measures according to the characteristics of new and old generations of farmers.

Key words labor migration; village identity; rural living environment improvement programs; participation mode; Multivariate Probit

(责任编辑:余婷婷)