

农户异质性会影响绿色非正式制度效力吗？ ——来自湖北省799个农户数据的实证分析

李芬妮^{1,2}, 张俊飏^{1,2}, 何可^{1,2}, 罗斯炫^{1,2}

(1. 华中农业大学经济管理学院, 湖北武汉, 430070;

2. 湖北农村发展研究中心, 湖北武汉, 430070)

摘要: 基于湖北省799份农户数据, 借助Ordered Probit模型, 从经济异质性与社会异质性两个维度, 分析了农户异质性对绿色非正式制度效力的影响。研究表明: 当前绿色非正式制度的效力并不理想, 尚存在一定的提升空间; 农户异质性是绿色非正式制度效力存在差异的微观原因, 农户的经济异质性、社会异质性越小, 绿色非正式制度引导其参与绿色生产行为的效力越强; 二者对绿色非正式制度效力的影响存在交互作用, 社会异质性会加剧经济异质性对绿色非正式制度效力的负向影响。据此, 应根据农户异质性的特征, 通过降低农户经济异质性与社会异质性的方式, 来增强非正式制度效力, 从而不断提高乡村治理的绩效水平。

关键词: 绿色非正式制度; 制度效力; 绿色生产行为; 农户异质性

中图分类号: F303.3

文献标识码: A

文章编号: 1672-3104(2019)06-0118-10

一、引言

绿色非正式制度是一种旨在激发人们绿色发展意识、推广绿色生产生活方式的制度安排^[1], 其作为实现新时代中国特色绿色发展的重要保障之一^[1], 不仅在引导农户建设农村生态文明、培育绿色发展理念、稳定社会秩序等方面扮演着重要角色^[2-4], 而且能在正式制度较难顾及的领域, 实现对规范经济主体绿色行为的有效补充^[1]。2018年, 充分发挥村规民约等绿色非正式制度的积极作用、以绿色发展引领乡村振兴等相关内容更被写入中央一号文件, 成为构建乡村治理新体系、实现乡村可持续发展的战略举措。在这一背景下, 明晰绿色非正式制度在当前农村社会中的效力现状, 对于提升乡村治理绩效、推进乡村基层建设至关重要。然而, 随着人口与信息流动性的增强, 相对

封闭的传统农村被彻底打破, 非正式制度的作用空间发生异化; 加之农民群体不断分化, 农户利益诉求趋于多元, 绿色非正式制度逐渐陷入“形同虚设”的困境, 在引导、规范与约束农户行为上的效力日渐式微^[4-6]。

针对绿色非正式制度效力逐渐弱化的原因, 学者们从内容空洞^[4]、与正式制度冲突^[5]、合意成本上升^[6]及违规成本降低^[7]等方面进行了阐述, 但上述分析的研究视角往往基于绿色非正式制度本身, 未将目光聚焦到绿色非正式制度的作用对象——农户身上, 同时, 这些研究大多基于农户是同质的前提假设, 缺乏对现实中农户异质性的足够关注。事实上, 农户异质性是一种普遍现象^[8], 指的是农户在资源禀赋上的不平等。农户异质性的普遍性使得任何制度安排都需要对其予以慎重考量^[9], 因此, 绿色非正式制度理想效力的实现离不开对农户异质性的把握。具体来说, 农户在资源禀赋上广泛存在的个体差异导致不同农户面临不同

收稿日期: 2019-04-15; 修回日期: 2019-06-25

基金项目: 教育部哲学社会科学重大攻关项目“绿色化的重大意义及其实现途径研究”(15JZD014); 国家自然科学基金青年项目“集约化畜禽养殖有机废弃物循环利用的减碳补偿机理及政策设计研究: 基于‘养治统一’与‘养治分离’视角”(71703051); 中央高校基本科研业务费项目“畜禽养殖污染防治生态服务价值的形成机理与实现途径研究”(2662017QD009); 中宣部文化名家暨“四个一批”人才项目“中国农村绿色发展问题研究”

作者简介: 李芬妮(1995—), 女, 湖南株洲人, 华中农业大学博士研究生, 主要研究方向: 农业资源与环境经济, 联系邮箱: lfennie23@163.com; 张俊飏(1962—), 男, 陕西咸阳人, 管理学博士, 华中农业大学经济管理学院二级教授、博士生导师, 主要研究方向: 资源与环境经济、农业经济理论与政策; 何可(1989—), 男, 湖南浏阳人, 管理学博士, 华中农业大学经济管理学院副教授、硕士生导师, 主要研究方向: 资源与环境经济; 罗斯炫(1994—), 男, 湖南株洲人, 华中农业大学硕士研究生, 主要研究方向: 农业资源与环境经济

约束条件,不同约束条件必然造成个体间表现出差异化的行为目标与选择,由此,不同农户响应绿色非正式制度的积极性及程度也就千差万别。换言之,非正式制度在异质性农户身上会产生差异化的作用效力^[10],如若忽略农户异质性,将无法完全解释绿色非正式制度效力参差不齐甚至不尽如人意的内在原因。那么,绿色非正式制度效力是否受农户异质性的影响?其具体影响如何?上述问题的答案,对于增强绿色非正式制度的目标指向性和有效性以及实现绿色非正式制度效力的不断提升具有重要作用。

现有研究成果为本文奠定了良好的基础,具有重要的启发与借鉴意义,但仍有待完善:第一,从研究对象来看,以往研究大多聚焦于异质性对农户参与农田水利设施建设、公共事务自主治理等村庄集体行动的影响^[11-13],缺乏对绿色非正式制度效力的讨论,尤其在绿色非正式制度成为乡村环境治理重要抓手的背景下,探讨绿色非正式制度的效力及其影响因素诚有必要。第二,从研究内容来看,学者们已普遍意识到农户异质性的重要性,但大多从农户异质性的整体维度出发^[12],较少给予经济异质性、社会异质性等子维度足够的关注;此外,探讨经济异质性与社会异质性的交互作用的文献还相对有限。基于此,本文利用湖北省 799 个农户数据,以绿色非正式制度效力为研究对象,实证分析农户异质性对绿色非正式制度效力的影响,并从经济与社会两个维度的异质性出发,尝试分析二者对绿色非正式制度效力的影响路径与交互作用,以期弥补现有研究的不足,为改善绿色非正式制度效力、提升乡村治理水平提供有益的参考。

二、概念界定、理论分析与研究假说

(一) 概念界定

曼瑟尔·奥尔森(Mancur Olson)在《集体行动的逻辑》一书中将异质性定义为资源分配不均等程度^[14],因此,本文的农户异质性指的是农户在资源禀赋上的不平等,包括经济异质性与社会异质性等方面^[15-16]。从相关文献来看,制度效力包括质与量两方面的内容,前者指制度是否对人的行为发生现实影响,后者指制度对人的行为的现实影响程度^[17-18]。由于绿色非正式制度是绿色发展制度的重要组成部分^[19],旨在激发人们的绿色发展意识、推广绿色生产生活方式、实现绿色发展目标^[1],由此,绿色非正式制度效力的概念可以从制度效力引申出来,指的是绿色非正式制度所号

召的事项,如绿色生产,是否实现了农户生产经营朝绿色化方向转变及其影响程度。考虑到直接询问农户绿色非正式制度号召的绿色生产行为对其影响较为主观、片面,本文使用更为客观的指标,以农户在绿色非正式制度作用下实际参与绿色生产行为的数量,即农户响应绿色非正式制度并参与绿色生产行为的程度予以表征。

(二) 理论分析与研究假说

绿色非正式制度能否获得理想效力取决于农户之间的合作能否顺利达成^[20],而“合作要求从参与群体中最异质性要求中求得通约”^[21]。在现实生活中,理性农户通常以追求自身利益最大化为目标^[11],但农户异质性的普遍存在导致不同农户面临着不同的约束条件,不同约束条件进一步引发个体产生差异化的最优目标^[23],造成不同农户在同一绿色非正式制度影响下将做出不同的策略选择,农户们难以在行为响应上达成一致,绿色非正式制度效力的差异由此产生。因此,农户异质性将对绿色非正式制度效力产生重要影响。

农户异质性包含诸多方面,其中,经济异质性与社会异质性是两个最重要的维度^[8,11,16]。经济异质性指的是农户在耕地、劳动力和收入等资源禀赋上的差异^[8,11,16]。研究发现,响应绿色非正式制度号召、参与绿色生产行为往往始于个别农户的强烈意愿与持续推动,但由于经济异质性将加剧不平等^[23]并诱发出农户分层^[24],造成低经济水平农户对高经济水平农户存在抵触情绪与低水平信任^[8],从而削弱了低经济水平农户响应及参与的积极性。此外,经济异质性越大,农户就响应绿色非正式制度、达成绿色生产共识的交易成本更高,难度更大^[8],由此,农户之间难以达成一致,绿色非正式制度亦较难取理想效力。与之相反,较小的经济异质性意味着每个农户拥有类似的激励与偏好^[12],农户在响应绿色非正式制度号召、参与绿色生产行为上达成合作的协调成本较低^[25],更容易形成一致的成本承担与收益分配机制,从而更有利于绿色非正式制度效力的发挥。基于上述分析,本文提出如下假设:

H1: 农户的经济异质性显著负向影响绿色非正式制度效力。

社会异质性是指农户在社会资本、宗教信仰、受教育水平等方面的差异^[8,11,13,16]。学者们就社会异质性的负向影响已达成一致性意见,认为农户的社会异质性容易导致群体内部缺乏信任和理解^[8],使得农户产生自我疏离感,对所处村庄的制度缺乏认同感,参与村庄事务的积极性不高。这在一定程度上增加了农户

在响应绿色非正式制度号召、参与绿色生产达成一致的难度,不利于绿色非正式制度获得理想效力。与之相反,社会异质性越小,农户之间的社会关联越高、联系越紧密,向心力与凝聚力越强^[26],“搭便车”的投机行为也越少^[27]。农户具备更强的主体意识,对于参与村庄事务的积极性与主动性更高,更愿意响应号召、参与绿色生产行为,从而使得绿色非正式制度更易于取得理想效力。基于此,本文提出如下假设:

H2: 农户的社会异质性显著负向影响绿色非正式制度效力。

农户的经济异质性与社会异质性或存在一定的交互作用。具体来说,较大的社会异质性意味着农户群体中存在社会资本较多、宗教信仰多元、受教育水平较高的个体,这类农户往往可以通过乡邻乡亲、村干部以及同宗教教友等社会关系资源获取关于绿色非正式制度现状等村务信息以及劳动力、土地流转、农用物资等绿色生产信息,并凭借自身较强的学习与认知能力掌握农业绿色生产技能,从而缓解自身劳动力短缺、耕地资源不足、农业增收增产乏力等问题,实现经济实力的增强。而部分社会资本较少、宗教信仰相同、受教育水平较低的群体,因相对缺乏稳定而紧密的社会资源与较高水平的文化素质,逐渐在农业生产中趋于劣势,从而制约了自身经济水平的提升。长此以往,社会异质性将加大农户之间的经济异质性,使得农户们愈发难以在响应号召并参与绿色生产行为上达成共识,从而不利于绿色非正式制度理想效力的实现。因此,农户的社会异质性会加剧经济异质性对绿色非正式制度效力的负向影响。基于此,本文提出如下假设:

H3: 经济异质性与社会异质性对绿色非正式制度效力的影响存在负向交互作用。

三、研究设计

(一) 数据来源

本文所用数据来源于课题组2017年7—8月对湖北省天门市、黄冈市、随州市、武汉市和荆州市5个区域的实地调查。作为我国重要的农业大省和著名的商品粮基地,湖北省具有一定的区域代表性;而上述调研地区不仅位于湖北省的核心地带,同时受绿色非正式制度的影响较为明显,因而在研究绿色非正式制度效力方面具有较好的代表性^①。本次调研采取分层逐级抽样和随机抽样相结合的方式,先在每个县(市)随

机选取3~4个乡镇,再在每个样本镇随机选取2~3个样本村,最后在每个村随机选取10户农户进行调研。调研采取调研人员与农户“一对一”访谈的形式展开,问卷内容涉及家庭特征、农业生产经营情况、绿色非正式制度状况、绿色生产认知、意愿及行为等方面。最终,剔除未回收、农户漏答或中途停止作答等无效问卷外,适用于本研究目的的有效问卷共799份。

(二) 数据统计分析

表1显示了调查样本的基本特征。不难发现,调查对象以男性为主,年龄大多分布于51~60岁,受教育程度普遍偏低,接受小学及以下教育的农户占61.70%,受过高中及以上教育的农户仅为8.76%,83.35%的农户是兼业户。家庭特征方面,60.33%的农户居住在平原地形村庄,83.10%的农户家里没有党员或干部,78.22%的农户耕地面积在10亩以下,家庭规模多以3~5人的中小型家庭为主,占比达53.57%,家庭年收入集中在1万~5万元。根据《湖北省统计年鉴2017》^②,2016年湖北省农村居民平均每户经营耕地面积为8.24亩,家庭可支配收入为4.86万元,户均常住人口为2.89人,由此来看,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。

(三) 变量设定

本文的被解释变量为绿色非正式制度效力,使用农户响应绿色非正式制度并参与绿色生产行为的程度予以表征。参考联合国环境规划署关于绿色经济发展报告^[28]及相关研究^[29],本文以农户参与深耕深松、轮/套/间作、有机肥、生物农药、衬渠灌溉、秸秆还田6种核心技术的个数予以表征。农户参与绿色生产行为的数量越多,意味着农户响应绿色非正式制度的程度越高,绿色非正式制度效力越好。

表2统计了农户响应绿色非正式制度的程度。不难发现,在绿色非正式制度作用下,27.53%的农户仅参与了1种绿色生产行为,参与2种、3种、4种和5种绿色生产行为的农户分别占31.79%、18.90%、10.64%和1.38%。由此可见,尽管绝大多数农户都参与了绿色生产,但均停留在低水平的响应层面,绿色非正式制度的效力并不理想,尚存在一定的提升空间。

本文的核心解释变量为农户异质性,现有文献大多从经济异质性与社会异质性两方面来衡量。借鉴已有研究^[13],本文对经济异质性变量设定了耕地面积异质性、劳动力人口异质性和农业收入异质性3个具体指标,分别使用同一村庄内农户家庭耕地面积、家庭劳动力数和农业收入的标准差来测度^[13,30]。本文运用因子分析法,对表征经济异质性的3个具体指标进行降维,计算求得“经济异质性”。

表 1 调查样本的基本特征

划分标准	类别	人数(个)	比例(%)	划分标准	类别	人数(个)	比例(%)
性别	男	436	54.57	家庭中有无党员或干部	有	135	16.90
	女	363	45.43		没有	664	83.10
年龄(岁)	40 及以下	34	4.26	家庭耕地面积(亩)	5 以下	305	38.17
	41~50	132	16.52		5~10	320	40.05
	51~60	299	37.42		10~20	122	15.27
	61~70	257	32.16		20~50	46	5.76
	71 及以上	77	9.64		50 及以上	6	0.75
文化程度	小学及以下	493	61.70	家庭规模(人)	2 及以下	68	8.51
	初中	236	29.54		3~5	428	53.57
	高中(中专)	60	7.51		6~8	253	31.66
	大专及以上	10	1.25		8 以上	50	6.26
兼业	纯农户	133	16.65	家庭年收入(元)	10000 及以下	56	7.01
	兼业户	666	83.35		10 001~50 000	308	38.55
村庄地形	平原	482	60.33		50 001~100 000	306	38.30
	丘陵山地	317	39.67		100 001 及以上	129	16.14

表 2 农户响应绿色非正式制度的程度

响应程度	未参与	参与 1 种	参与 2 种	参与 3 种	参与 4 种	参与 5 种
参与数量(个)	78	220	254	151	85	11
百分比(%)	9.76	27.53	31.79	18.90	10.64	1.38

借鉴已有研究^[13], 本文对社会异质性变量设定了社会资本异质性、宗教信仰异质性和受教育水平异质性 3 个具体指标; 其中, 社会资本异质性采用村庄层面农户与乡邻乡亲、村干部打交道频率及信任程度的因子分析结果的标准差来体现, 宗教信仰异质性采用村庄宗教信仰农户数排名前三位宗教的占比计算 Blau 指数来度量, 受教育水平异质性采用同一村庄内农户受教育年限的标准差来测度^[13,31]。本文运用因子分析法, 对表征社会异质性的 3 个具体指标进行降维, 计算求得“社会异质性”。

进一步, 本文对“经济异质性”和“社会异质性”进行等权重加总再取平均, 求得“农户异质性”。为排除干扰, 本文还设置了性别、年龄、兼业情况、家里是否有党员或村干部、村庄地形、绿色生产行为成本、绿色生产行为效益及地区虚拟变量 8 个控制变量。所有变量的具体含义与赋值见表 3。

(四) 模型选择

本文的因变量为绿色非正式制度效力, 取值为 0、

1、2、3、4、5, 存在明显的递进关系。对于这类有序多分类变量, 本文选择 Ordered Probit 模型进行分析。模型的基本形式为:

$$y^* = \alpha EH + \beta SH + \delta X + \varepsilon \quad (1)$$

式(1)中, y^* 为不可观测的潜变量; EH 为经济异质性变量; SH 为社会异质性变量; X 为表 3 中所列的控制变量; α 、 β 、 δ 为待估系数; ε 为扰动项。进一步地, 在(1)式中加入 EH 与 SH 的乘积项, 以检验经济异质性与社会异质性的交互作用。可观测到绿色非正式制度效力 y 和不可观测的潜变量 y^* 之间存在以下关系, 见式(2):

$$y = \begin{cases} 0(\text{未参与}), & \text{若 } y^* \leq r_0 \\ 1(\text{参与1种}), & \text{若 } r_0 < y^* \leq r_1 \\ 2(\text{参与2种}), & \text{若 } r_1 < y^* \leq r_2 \\ 3(\text{参与3种}), & \text{若 } r_2 < y^* \leq r_3 \\ 4(\text{参与4种}), & \text{若 } r_3 < y^* \leq r_4 \\ 5(\text{参与5种}), & \text{若 } y^* > r_4 \end{cases} \quad (2)$$

式(2)中, r_0 、 r_1 、 r_2 、 r_3 、 r_4 为 y^* 的切点, 且 $r_0 < r_1 < r_2 < r_3 < r_4$ 。因变量 y 取哪一个值取决于潜变量 y^* 与切点之间的关系。由此得到农户未参与、参与 1 种、参与 2 种、参与 3 种、参与 4 种、参与 5 种绿色生产行为的概率如式(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
绿色非正式制度效力			
农户响应并参与绿色生产行为的程度	农户在绿色非正式制度作用下，实际参与绿色生产行为的数量(个)	1.97	1.18
经济维度			
耕地面积异质性	村庄层面农户家庭耕地面积标准差(亩)	5.65	3.75
劳动力人口异质性	村庄层面农户家庭劳动力数标准差(人)	1.34	0.29
农业收入异质性	村庄层面农户 2016 年农业收入标准差(万元)	1.07	1.04
社会维度			
社会资本异质性	通过因子分析法，对村庄样本农户与乡邻乡亲、村干部打交道的频率及信任程度 4 个指标进行降维(农户与乡邻乡亲、村干部打交道的频率：农户对乡邻乡亲、村干部的信任程度：非常少=1，比较少=2，一般=3，比较多=4，非常多=5；信任程度：非常不信任=1，不太信任=2，一般=3，比较信任=4，非常信任=5)，并计算村庄层面农户社会资本标准差，求得“社会资本异质性”	0.84	0.26
宗教信仰异质性	计算 Blau 指数： $H=1-\sum_i^n p_i^2$ 。其中，Pi 为村庄宗教信仰农户数排名前三位宗教的占比(宗教包括佛教、道教、基督教、天主教、伊斯兰教以及无宗教信仰)	0.11	0.13
受教育水平异质性	村庄层面农户受教育年限标准差(年)	3.38	0.64
总体维度			
经济异质性	运用因子分析法，对耕地面积异质性、劳动力人口异质性及农业收入异质性 3 个指标进行降维，求得“经济异质性”	0.00	1
社会异质性	运用因子分析法，对社会资本异质性、宗教信仰异质性和受教育水平异质性 3 个指标进行降维，求得“社会异质性”	0.00	1
农户异质性	“经济异质性”和“社会异质性”的加权平均值	0.00	0.68
控制变量			
性别	性别：男=1，女=0	1.45	0.50
年龄	农户年龄(岁)	58.39	10.11
兼业情况	农户是否兼业：纯农户=1，兼业户=0	0.17	0.37
家里是否有党员或村干部	家里是否有党员或村干部：有=1，无=0	1.83	0.37
村庄地形	农户所在的村庄地形：平原=1，山地丘陵=0	0.60	0.49
绿色生产行为成本	农户参与绿色生产行为平均成本(万元)	24×10^{-4}	0.01
绿色生产行为效益	绿色产品能以更高价格出售：能=1，不能=0	0.29	0.45
地区虚拟变量	1=武汉，0=其他	0.21	0.41
	1=荆州，0=其他	0.15	0.36
	1=随州，0=其他	0.21	0.41
	1=天门，0=其他	0.24	0.43

$$\begin{cases} p(y=0|X)=\Phi(r_0-\alpha EN-\beta SN-\delta X) \\ p(y=i|X)=\Phi(r_i-\alpha EN-\beta SN-\delta X)- \\ \Phi(r_{i-1}-\alpha EN-\beta SN-\delta X); i=1,2,3,4 \\ p(y=5|X)=\Phi(1-r_{i-1}-\alpha EN-\beta SN-\delta X) \end{cases} \quad (3)$$

式(3)中， Φ 为标准正态分布的累计密度函数。Ordered Probit 模型参数采用极大似然估计法估计。

四、实证分析

(一) 农户异质性对绿色非正式制度效力的影响
表 4 为 Ordered Probit 模型回归结果。其中，方程

1 只引入控制变量, 方程 2 在方程 1 的基础上引入了农户异质性, 方程 3 的解释变量为经济异质性与社会异质性, 方程 4 是表征经济异质性和社会异质性的 6 个具体指标的回归结果。总体来看, 模型中各变量的系数符号基本一致, 显著性水平也未发生变化, 各方程的卡方检验值均在 1% 的统计水平上显著, 伪 R 方有明显提高, 表明模型拟合效果较好。

1. 农户异质性

由表 4 中方程 2 可知, 农户异质性在方程 2 中 10% 的置信水平上显著, 且系数为负, 表明农户异质性显著负向影响绿色非正式制度效力, 农户的异质性越小, 绿色非正式制度的效力越理想。

2. 经济异质性

由表 4 中方程 3 可知, 经济异质性在方程 3 中 1% 的置信水平上显著, 且系数为负, 由此假设 1 得以成立, 即经济异质性显著负向影响绿色非正式制度效力, 农户的经济异质性越小, 绿色非正式制度的效力越理想。

进一步探究经济异质性各具体指标的影响, 由表 4 中方程 4 可知, 农业收入异质性在方程 4 中 1% 的置信水平上显著, 且系数为负, 表明农户的农业收入异

质性越小, 绿色非正式制度推动其参与绿色生产行为的效力越好。可能的原因是, 在农业收入异质性较大的群体中, 不同农业收入水平的农户对绿色生产的参与偏好及需求存在较大差异。高农业收入农户因对农业生产的依赖性较强, 更期望从响应号召、参与绿色生产中获得收益回报, 而低农业收入农户则倾向于将有限的资源配置到务工等非农工作中。这就增加了农户们在绿色生产行为响应上达成一致的难度, 使得绿色非正式制度难以发挥有效效力。

3. 社会异质性

由表 4 中方程 3 的结果可知, 社会异质性在方程 3 中 5% 的置信水平上显著, 且系数为负, 由此假设 2 得以成立, 即社会异质性显著负向影响绿色非正式制度效力, 农户的社会异质性越小, 绿色非正式制度的效力越理想。

进一步探究社会异质性各具体指标的影响, 由表 4 中方程 4 可知, 社会资本异质性在方程 4 中 5% 的置信水平上负向显著, 表明农户的社会资本异质性越小, 绿色非正式制度推动其参与绿色生产行为的效力越好。这可能是因为, 较小的社会资本异质性有助于减少农户之间的交流障碍, 降低内部交易成本, 提升整

表 4 Ordered Probit 模型回归结果

变量	方程 1	方程 2	方程 3	方程 4
耕地面积异质性				-0.013(0.013)
劳动力人口异质性				-0.171(0.151)
农业收入异质性				-0.298*** (0.053)
社会资本异质性				-0.571** (0.215)
宗教信仰异质性				-1.036** (0.376)
受教育水平异质性				-0.206** (0.070)
经济异质性			-0.180*** (0.054)	
社会异质性			-0.260** (0.081)	
农户异质性		-0.187* (0.076)		
性别	-0.043(0.079)	-0.056(0.079)	-0.047(0.079)	-0.011(0.080)
年龄	-0.004(0.004)	-0.003(0.004)	-0.003(0.004)	-0.002(0.004)
兼业情况	0.312** (0.113)	0.327** (0.112)	0.406*** (0.114)	0.459*** (0.112)
家里是否有党员或村干部	0.408** (0.125)	0.383** (0.126)	0.333** (0.128)	0.363** (0.127)
村庄地形	-0.560** (0.196)	-0.538** (0.195)	-0.584** (0.189)	-0.532** (0.198)
绿色生产行为成本	-2.340(3.657)	-1.779(3.738)	-0.868(3.942)	-0.288(3.790)
绿色生产行为效益	0.049(0.100)	0.043(0.100)	0.076(0.101)	0.059(0.099)
地区虚拟变量	已控制	已控制	已控制	已控制
卡方检验统计量	231.92***	229.85***	266.95***	305.35***
伪 R 方	0.124	0.126	0.139	0.163

注: *、**和***分别表示在 10%、5%和 1%的水平上显著; 括号内为稳健标准误

体凝聚力^[13],从而推动农户在响应绿色非正式制度、参与绿色生产行为上达成共同意愿。由表4中方程4可知,宗教信仰异质性在方程4中5%的置信水平上负向显著,表明农户的宗教信仰异质性越小,绿色非正式制度推动其参与绿色生产行为的效力越好。可能的解释是,宗教在一定程度上会造成农户集体行动的隔离,农户或因宗教信仰的不同而出现心理距离^[13],社会信任水平亦随之降低^[32],从而不利于合作的达成,影响了绿色非正式制度的有效施行。由表4中方程4可知,受教育水平异质性在方程4中5%的置信水平上负向显著,表明农户的受教育水平异质性越大,绿色非正式制度效力越不理想。可能的解释是,受教育水平的差异容易造成价值观的多样化,这种多样性在一定程度上会削弱农户的心理认同,降低人际信任水平^[33],从而导致农户在行为响应上难以同其他农户达成一致,不利于理想绿色非正式制度效力的取得。

4. 控制变量

兼业情况在方程4中1%的置信水平上正向显著,表明绿色非正式制度推动纯农户参与绿色生产行为的效力越好。相较于大部分时间都在外地工作的兼业户,纯农户因长期生活与停留在村中,对非正式制度等村务的了解及参与程度更高,更容易受到绿色非正式制度的影响、参与到绿色生产中。家里是否有党员或村干部在方程4中5%的置信水平上正向显著,表明绿色非正式制度对家庭中有党员或村干部的农户参与绿色生产行为的作用效力较好。绿色非正式制度的顺利实施离不开村干部和党员的表率作用,家里有党员或村干部的农户更容易受到辐射作用,响应绿色非正式制度。村庄地形在方程4中5%的置信水平上负向显著,表明绿色非正式制度对山地丘陵地形的农户参与绿色生产行为的作用效力较好。可能的解释是,相较于地形为平原的村庄,地形为山地丘陵的村庄的封闭性以及熟人社会程度较高,更有利于绿色非正式制度效力的发挥。

(二) 经济异质性与社会异质性的交互作用

为探究经济异质性与社会异质性的交互作用,本文进一步引入经济异质性与社会异质性的交互项。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,本文先对原变量进行中心化处理,即将原变量分别减去其均值后,再进行回归。表5为交互作用结果,可以看出,卡方检验值在1%的统计水平上显著,表明模型拟合效果较好。进一步由表5

可知,经济异质性与社会异质性的交互项的系数显著为负,表明经济异质性与社会异质性对绿色非正式制度效力的影响存在交互作用,假设3得以成立。社会异质性会加剧经济异质性对绿色非正式制度效力的负向影响,社会异质性越大,经济异质性对绿色非正式制度效力的负向作用越明显。

表5 交互作用结果

变量	方程5
经济异质性	-0.154**(0.053)
社会异质性	-0.240**(0.079)
经济异质性×社会异质性	-0.276*** (0.052)
性别	0.011(0.081)
年龄	-0.001(0.004)
兼业情况	0.405*** (0.111)
家里是否有党员或村干部	0.368** (0.124)
村庄地形	-0.586** (0.199)
绿色生产行为成本	-0.726(3.786)
绿色生产行为效益	0.043(0.099)
地区虚拟变量	已控制
卡方检验统计量	277.39***
伪R方	0.166

注: *、**和***分别表示在10%、5%和1%的水平上显著;括号内为稳健标准误

(三) 稳健性检验

为验证上述结果的稳定性,本文从平滑样本奇异值和替换模型两方面进行稳健性检验。考虑微观调研时,农户可能策略性“低报”或礼貌性“高报”其真实想法,从而使得调查样本出现首尾奇异值。为消除特异值对回归结果的不利影响,本文运用 winsorize 方法对样本上下5%的特异值进行平滑处理后重新回归^[34]。表6为平滑样本奇异值的稳健性检验结果。不难发现,各方程的卡方检验值均在1%的统计水平上显著,伪R方有明显提高,平滑样本奇异值的回归结果与表4回归结果相似,表明本文回归结果是稳健的。进一步,本文采用 Ordered Logit 模型替代 Ordered Probit 模型进行重新回归。表7为替换模型的稳健性检验结果,不难发现,各方程的卡方检验值均在1%的统计水平上显著,伪R方有明显提高,替换模型的回归结果与表4回归结果相似,表明本文回归结果是稳健的。

表 6 稳健性检验结果——平滑样本奇异值

变量	方程 6	方程 7	方程 8	方程 9
耕地面积异质性			-0.014(0.015)	
劳动力人口异质性			-0.298(0.172)	
农业收入异质性			-0.299*** (0.053)	
社会资本异质性			-0.537* (0.256)	
宗教信仰异质性			-1.019** (0.382)	
受教育水平异质性			-0.219** (0.081)	
经济异质性		-0.216*** (0.059)		-0.138* (0.059)
社会异质性		-0.237** (0.083)		-0.295*** (0.068)
农户异质性	-0.202** (0.078)			
经济异质性×社会异质性				-0.328*** (0.036)
控制变量	已控制	已控制	已控制	已控制
卡方检验统计量	236.89***	269.42***	307.04***	358.78***
伪 R 方	0.128	0.141	0.163	0.165

注: *、**和***分别表示在 10%、5%和 1%的水平上显著; 括号内为稳健标准误

表 7 稳健性检验结果——替换模型

变量	方程 10	方程 11	方程 12	方程 13
耕地面积异质性			-0.017(0.024)	
劳动力人口异质性			-0.343(0.288)	
农业收入异质性			-0.550*** (0.091)	
社会资本异质性			-1.060** (0.399)	
宗教信仰异质性			-1.961** (0.637)	
受教育水平异质性			-0.393** (0.128)	
经济异质性		-0.297** (0.101)		-0.228* (0.091)
社会异质性		-0.572*** (0.136)		-0.492*** (0.131)
农户异质性	-0.402** (0.134)			
经济异质性×社会异质性				-0.531*** (0.081)
控制变量	已控制	已控制	已控制	已控制
卡方检验统计量	195.01***	240.05***	283.01***	244.31***
伪 R 方	0.127	0.141	0.165	0.167

注: *、**和***分别表示在 10%、5%和 1%的水平上显著; 括号内为稳健标准误

五、结论与启示

基于农户异质性视角, 文章利用湖北省 799 份农户数据, 借助 Ordered Probit 模型, 探讨了农户异质性对绿色非正式制度效力的影响。结果表明: ①当前绿色非正式制度的效力并不理想, 尚存在一定的提升空

间; ②农户异质性是影响绿色非正式制度效力的关键, 农户的经济异质性与社会异质性越小, 绿色非正式制度引导其参与绿色生产行为的效力越理想。经济异质性中, 绿色非正式制度对农业收入异质性越小的农户的作用效力较好; 社会异质性中, 农户的社会资本异质性、宗教信仰异质性以及受教育水平异质性越小, 绿色非正式制度引导其参与绿色生产行为的效力越好。③经济异质性与社会异质性对绿色非正式制度效

力的影响存在交互作用,社会异质性会加剧经济异质性对绿色非正式制度效力的负向影响。

区别于以往研究,本文的着力点在于解释农户异质性如何影响绿色非正式制度效力。绿色非正式制度效力理想与否依赖于农户之间的合作能否顺利达成。而从根源上看,异质性即指农户在资源禀赋与约束条件上的差异,差异化过大的农户群体将缺失“可通约性”。由此,异质性越大,农户越难在行为响应上达成一致,绿色非正式制度在引导农户绿色生产上的难度越高,最终导致绿色非正式制度效力越发不佳。相反,在异质性较低的农户群体中,由于农户之间的资源禀赋与约束条件大同小异,农户的预期目标与行为决策类似,其协调成本相对较低,因此,绿色非正式制度更容易发挥作用,效力水平也更为理想。

在国家实施“乡村振兴战略”的背景下,如何充分发挥绿色非正式制度的积极作用将成为提高乡村治理绩效、构建乡村治理新体系的关键所在。本文的政策启示在于:

第一,考虑到农户异质性是影响绿色非正式制度效力的关键,故在现实中,应充分理解农户异质性普遍存在这一客观事实。具体来说,一方面,设计与完善村规民约等非正式制度内容时,需综合考虑村庄当地的实际情况,注重结合农户的异质性特征;另一方面,建立具有不同异质性水平的村民自治小组,兼顾效率与规则公平。

第二,实证结果表明,经济异质性显著负向影响绿色非正式制度效力,故应适当考虑降低农户经济异质性。具体来说,应通过大力发展农村经济、引导农民创业增收以及稳定农产品市场价格和确保农产品供求均衡等方式,实现农户收入的不断增长,并逐步缩小人们的收入差距。

第三,研究发现,社会异质性显著负向影响绿色非正式制度效力,故应适当考虑降低农户社会异质性。具体来说,政府应加大对老人协会、专业合作社等多元化农村基层组织的建设,组织开展文艺汇演等群众性文娱活动,为农户创造一个培育与增加社会资本的机会;村干部和党员等基层工作人员也应加强与社区群众的联系互动,努力提升社会信任水平,从而实现农户社会资本的增加,并逐渐缩小人们的社会资本差距。同时,推动宗教活动规范有序开展,为农户搭建起良性交流与沟通的平台,增加农户的互动与认同。此外,还应大力发展农村地区基础教育,通过知识讲座、网络直播、微信公众号等新兴多媒体渠道,拓宽农户的知识面,强化劳动技能培训,从而弥补农户的受教育水平差距。

注释:

- ① 资料来源:曾都区:村规民约催生好风气,清廉随州网, http://www.szlz.gov.cn/html/2017/sldt_0410/5668.html; 狼刹“人情风”:因地制宜出实招 村规民约破旧俗,荆州新闻, <http://0716.58xw.net/news/show-3062.html>; 天门郢西338个村将河流保护写进村规民约,湖北日报, http://www.hubei.gov.cn/zwgk/xsqxw/201712/t20171227_1238154.shtml;【诚信建设万里行】百姓制定村规民约 与个人诚信信息挂钩,信用黄冈, http://huanggang.hbcredit.gov.cn/xyzx/shjj/201807/t20180713_37698.shtml; 武汉市推动农村移风易俗树文明乡风,湖北慈善公益网, http://www.sohu.com/a/211011766_219531。
- ② 资料来源:湖北省统计局《湖北统计年鉴2017》。

参考文献:

- [1] 张艳. 新时代中国特色绿色发展的经济机理、效率评价与路径选择研究[D]. 西安: 西北大学, 2018.
- [2] 杜熙. 农村绿色发展与生态文明建设中的人口素质——基于困境与策略的探讨[J]. 理论月刊, 2018(2): 154-160.
- [3] 高山, 李维民, 凌双. 社会资本对风险的社会放大的阻抑作用研究[J]. 中南大学学报(社会科学版), 2019, 25(1): 147-153.
- [4] 陈寒非, 高其才. 乡规民约在乡村治理中的积极作用实证研究[J]. 清华法学, 2018, 12(1): 62-88.
- [5] 刘昂. 乡村治理制度的伦理思考——基于江苏省徐州市JN村的田野调查[J]. 中国农村观察, 2018(3): 65-74.
- [6] 彭忠益, 冉敏. 乡村治理背景下村规民约发展的现实困境与重塑路径[J]. 中南大学学报(社会科学版), 2017, 23(6): 117-123.
- [7] 杜焱强, 刘平养, 包存宽, 等. 社会资本视阈下的农村环境治理研究——以欠发达地区J村养殖污染为个案[J]. 公共管理学报, 2016, 13(4): 101-112, 157-158.
- [8] 蔡荣, 李丰, 胡应得. 成员异质性对集体行动的影响——来自村落共用设施和资源管理的研究证据[J]. 华中农业大学学报(社会科学版), 2014, 33(5): 40-47.
- [9] 周建国. 同质性还是异质性?——关于现代社会特征的一种解释[J]. 社会科学家, 2009(12): 9-12.
- [10] 周晔馨, 涂勤, 胡必亮. 惩罚、社会资本与条件合作——基于传统实验和人为田野实验的对比研究[J]. 经济研究, 2014(10): 125-138.
- [11] 黄露, 朱玉春. 异质性对农户参与村庄集体行动的影响研究——以小型农田水利设施建设为例[J]. 农业技术经济, 2017(11): 61-71.
- [12] 丁冬, 郑风田, 吴磊, 等. 经济、社会异质性与农村集体行动水平——基于湖北省S县40村400个农户数据[J]. 中国人口·资源与环境, 2013, 23(9): 56-61.
- [13] 秦国庆, 朱玉春. 用水者规模、群体异质性与小型农田水利设施自主治理绩效[J]. 中国农村观察, 2017(6): 100-115.
- [14] OLSON M. The logic of collective action: Public goods and the theory of groups[M]. Cambridge: Harvard University Press, 1965.
- [15] NAIDU S C. Heterogeneity and collective management: Evidence from common forests in Himachal Pradesh, India [J]. World

- Development, 2009, 37(3): 676–686.
- [16] BARDHAN P. Irrigation and cooperation: An empirical analysis of 48 irrigation communities in South India [J]. *Economic Development & Cultural Change*, 2000, 48(4): 847–865.
- [17] 冯务中. 制度有效性理论论纲[J]. *理论与改革*, 2005(5): 15–19.
- [18] 陈一远. 制度的有效性及其影响因素研究[D]. 济南: 山东大学, 2016.
- [19] 曾凡银. 绿色发展: 国际经验与中国选择[J]. *国外理论动态*, 2018(8): 85–92.
- [20] 周家明. 乡村治理中村规民约的作用机制研究[D]. 南京: 南京农业大学博士论文, 2015.
- [21] 贺雪峰. 新乡土中国[M]. 修订版. 北京: 北京大学出版社, 2013.
- [22] BALAND J M, Bardhan P K, Bowles S. Inequality, cooperation, and environmental sustainability [M]. Princeton: Princeton University Press, 2007.
- [23] BALAND J M, Platteau J P. Division of the commons: A partial assessment of the new institutional economics of land rights[J]. *American Journal of Agricultural Economics*, 1998, 80(3): 644–650.
- [24] 蔡起华, 朱玉春. 社会信任、关系网络与农户参与农村公共产品供给[J]. *中国农村经济*, 2015(7): 57–69.
- [25] RUTTAN L M. Economic heterogeneity and the commons: Effects on collective action and collective goods provisioning [J]. *World Development*, 2008, 36(5): 969–985.
- [26] 庞娟, 舒银燕. 农村公共品合作供给的因素分析[J]. *商业时代*, 2010(27): 12–13.
- [27] 蔡荣. 管护效果及投资意愿: 小型农田水利设施合作供给困境分析[J]. *南京农业大学学报(社会科学版)*, 2015, 15(4): 78–86, 134.
- [28] UNEP. Towards a green economy: Pathways to sustainable development and poverty eradication [M]. Nairobi: United Nations Environment Programme, 2011.
- [29] 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.
- [30] 贾小虎, 马恒运, 赵明正, 等. 集体禀赋异质性与小型农田水利公共物品参与式供给[J]. *农业技术经济*, 2018(6): 19–31.
- [31] 周兆安, 张蕴洁. 村庄人口差异与村庄社会整合——基于 2014 年中国劳动力动态调查的分析[J]. *兰州大学学报(社会科学版)*, 2018, 46(4): 107–120.
- [32] 齐秀琳, 伍骏骞. 身份异质性、差序格局与社会信任[J]. *中南财经政法大学学报*, 2017(2): 41–49, 159.
- [33] 李洁瑾, 桂勇, 陆铭. 村民异质性与农村社区的信任——一项对农村地区的实证研究[J]. *中共福建省委党校学报*, 2007(2): 53–56.
- [34] 南永清, 臧旭恒, 蔡海亚. 社会网络影响了农村居民消费吗[J]. *山西财经大学学报*, 2019, 41(3): 1–15.

Will household heterogeneity affect the effectiveness of green informal institutions: Evidence from 799 farming households in Hubei Province

LI Fenni^{1,2}, ZHANG Junbiao^{1,2}, HE Ke^{1,2}, LUO Sixuan^{1,2}

(1. College of Economics & Management, Huazhong Agricultural University, Wuhan 430070, China;
2. Hubei Rural Development Research Center, Wuhan 430070, China)

Abstract: Using 799 farmers' data in Hubei Province, this study used Ordered Probit Model to analyze the impact of household heterogeneity on the effectiveness of green informal institutions. The results show that at present, the effectiveness of green informal institutions is not ideal with still room for further improvement, that the household heterogeneity is the micro reason for the difference in the effectiveness of green informal institutions as the smaller economic heterogeneity and social heterogeneity are, the more effective green informal institutions are in guiding farmers to participate in green production behavior, that there is still a certain interaction between the economic heterogeneity and social heterogeneity, and that social heterogeneity will aggravate the negative impact of economic heterogeneity on the effectiveness of green informal institutions. Based on this, in order to improve the effectiveness of informal institutions and the performance of rural governance, it is necessary to grasp the characteristics of household heterogeneity, give due consideration to decreasing the economic heterogeneity and social heterogeneity of peasant households.

Key Words: green informal institutions; the effectiveness of institutions; green production behavior; household heterogeneity

[编辑: 谭晓萍]