

引用格式:陈海江, 司伟, 刘泽琦, 等. 政府主导型生态补偿的多中心治理: 基于农户社会网络的视角[J]. 资源科学, 2020, 42(5): 812-824. [Chen H J, Si W, Liu Z Q, et al. Polycentric governance of government-led ecological compensation: Based on the perspective of farmers' social network[J]. Resources Science, 2020, 42(5): 812-824.] DOI: 10.18402/resci.2020.05.02

政府主导型生态补偿的多中心治理 ——基于农户社会网络的视角

陈海江¹, 司伟², 刘泽琦², 李朝柱³, 张燕燕⁴

(1. 绍兴文理学院商学院, 绍兴 312000; 2. 中国农业大学经济与管理学院, 北京 100083;
3. 浙江农林大学暨阳学院, 绍兴 311800; 4. 上海财经大学公共经济与管理学院, 上海 200433)

摘要:政府主导型生态补偿由于补偿资金来源单一, 因此项目提供的生态服务通常和政策周期同步, 持续性较差。本文以改善该类生态补偿项目生态服务的持续性为目标, 以粮豆轮作补贴这一政府主导型生态补偿为例, 基于多中心治理理论和二元Probit模型、双变量Probit模型研究了社会网络对农户粮豆轮作决策的影响, 探索实现政府主导型生态补偿项目多中心治理的路径。研究结果显示: ①亲缘社会网络显著促进农户进行粮豆轮作, 而友缘社会网络对农户粮豆轮作决策的影响不显著; ②亲缘社会网络有助于农户将粮豆轮作意愿转化为具体行为。结合以上两点推断: 亲缘社会网络可以成为政府补偿之外的激励机制, 促进农户进行粮豆轮作。本文的研究结论支持政府主导型生态补偿项目采取政府补偿+自主治理(社会网络)这一多中心治理模式。这对于提高长江流域和黄淮海地区正在实施的轮作补贴项目生态服务的持续性具有一定的政策启示, 同时对此后出台的政府主导型生态补偿政策亦具有一定的借鉴意义。

关键词:社会网络; 多中心治理; 生态补偿; 政府主导; 粮豆轮作; 可持续性

DOI: 10.18402/resci.2020.05.02

1 引言

20世纪60—80年代掀起的“绿色革命”极大地改善了发展中国家的粮食供给, 是人类利用科学技术打破自然资源限制的典范。然而不无讽刺的是“绿色革命”并没有催生“绿色农业”, 相反, 由于广泛应用化学制剂, 许多发展中国家在粮食增产的同时, 也遭受了诸如农业面源污染、温室气体排放、生物多样性破坏、土壤酸化等问题。中国的农业发展很大程度上同样以牺牲环境为代价。当前, 中国农药和化肥单位面积施用量已经超过美国和欧盟的两倍多。据原环境保护部和原国土资源部2014年发布的《全国土壤污染状况调查报告》显示: 目前中国土壤环境状况整体不容乐观, 长江三角洲、珠江

三角洲和东北地区污染严重。土壤退化是生产系统不可持续的关键因素, 为此, 政府相继出台了一系列政策举措, 从2016年开始, 更是明确提出“中国将建立和完善以绿色生态为导向的农业补贴制度改革”, 即尝试将生态补偿机制进一步引入到农业生态治理领域。

农业生态补偿考虑到农田生态系统生态服务的外部性问题和农业本身的弱质性问题, 遵循使用者付费原则, 是当前国际农业生态治理领域主流的政策工具之一^[1]。在中国, 目前农业生态补偿还处于起步阶段, 已有生态补偿实践主要集中在流域、森林和草原等领域^[2]。粮豆轮作利用豆科作物的固氮作用和作物换茬对寄生宿主的破坏, 能够有效减

收稿日期: 2019-08-20; 修订日期: 2020-03-29

基金项目: 农业农村部软科学项目(RRX2019019A); 国家大豆产业技术体系专项(CRAS-04-07B); 浙江省社科规划项目(20NDQN324YB)。

作者简介: 陈海江, 男, 浙江绍兴人, 博士, 研究方向为农业经济理论与政策。E-mail: chenhaijiangcau@163.com

通讯作者: 司伟, 男, 安徽太和人, 教授, 研究方向为农业经济理论与政策。E-mail: siwei@cau.edu.cn

2020年5月

少农药化肥投入和提高土壤质量^[3]。为改善东北地区土壤质量堪忧的现状,激励农户进行粮豆轮作,中国政府从2016年开始在该地区开展了粮豆轮作补贴试点,其试点面积2016年为500万亩,2017年扩大到1000万亩,2018年则达到2000万亩,补贴金额为150元/亩^[4]。

然而,作为一项政府主导型生态补偿,粮豆轮作补贴受制于政策实施周期^①,因而涉及到项目结束之后生态服务的持续性(Permanence)问题^[5,6]。而在市场主导型生态补偿项目中,由于生态补偿的主体(卖方和买方)对生态服务的供求类似于市场上交易的商品,双方随时可以通过重新谈判达成新的协议;如果协议一旦破裂则意味着该类生态服务的交易不能实现社会的帕累托改进,此时,停止生态服务的供给是生态补偿机制本身效率的体现;因此,在此类生态补偿项目中不存在生态服务的持续性问题^[7]。从针对中国已有的两个政府主导型生态补偿项目——退耕还林和草原生态补偿的研究来看:退耕还林政策在设计之初,政府就希望通过对农户5~8年的生态补偿,实现1.1亿亩退耕地长期还林^[8];但随着首轮退耕还林补贴政策到期,农户退耕还林的收益大为减少,许多农户存在复耕的倾向,项目生态服务的持续性较差^[9,10]。与此类似,胡振通等^[11]对第一轮草原生态补偿进行政策评估时发现,草原生态补偿是影响牧户提供草原生态服务的关键因素,补偿标准偏低和弱监管直接导致牧民超载过牧现象普遍。因而,如果不进行第二轮草原生态补偿,或者在第二轮草原生态补偿中继续执行低标准补偿,则牧户超载过牧的现状将不会得到根本性扭转。从评估结果推断,草原生态补偿项目生态服务的持续性也较差。

退耕还林和草原生态补偿案例的研究表明,在政府主导型生态补偿项目中,通过单一的政府补偿引导并不能解决生态服务的持续性问题。事实上,近年来,在国外生态治理的相关研究中同样发现这些问题;因此,传统的企图通过单一的政府手段进行生态治理的方式已经引起一些学者的诟病,而以社区为基础,综合政府和市场的多中心治理理论越

来越受到学界和决策部门的关注^[12,13]。

鉴于此,本文以粮豆轮作补贴政策为切入点,尝试在政府补偿之外探索其他影响农户提供生态服务可能的作用机制,旨在探求政府主导型生态补偿的多中心治理,以期为解决该类型生态补偿项目生态服务的持续性问题提供思路。

2 文献综述

在公共事务管理中,由于外部性、信息不对称等问题,市场失灵和政府失灵可能同时存在,但在现有公共事务管理经典模型中,无论是哈丁的“公地悲剧”、图克的“囚徒困境博弈”,还是奥尔森的“集体行动逻辑”,都将解决此类问题的方案局限在政府和市场之内^[12]。而文森特·奥斯特罗姆与埃莉诺·奥斯特罗姆通过大量案例研究发现社会自主治理在公共资源管理中亦能发挥重要作用,可以作为政府和市场之外的“第三只手”,在此基础上他们认为公共事务治理需要摆脱政府或市场的单中心治理方式,构建政府、市场、社会多维框架下的治理模式,即多中心治理^[13]。在生态补偿领域,按照生态服务购买的主体,生态补偿可分为政府主导型和市场主导型两类^[5],因此,政府主导型生态补偿的多中心治理就是要将政府和社会两个维度进行有机统合,即把自主治理引入该类型的生态补偿项目。

多中心治理理论通过引入自主治理,开创了提供公共物品的新途径^[14,15]。作为多中心治理的一个重要维度,自主治理强调依靠资源占用者的自发行和制度构建来避免公共资源的过度开发和利用^[16]。由于自主治理引入了与公共资源管理关系密切的本地用户,因此,政府主导型生态补偿如果实现多中心治理,一方面可以解决政府单一治理过程中出现的有效信息不足;另一方面还可以利用本地用户社区内部的社会规范、信任、声誉机制等提升补偿对象提供生态服务的持续性^[17,18]。鉴于此,当前,世界银行在该类型的生态补偿政策设计时越来越注重政府和社会维度的有机统合^[19]。

那么,如何实现自主治理,促使公民积极参与到公共事务的管理中?埃莉诺·奥斯特罗姆^[20]进一步认为社会资本在其中扮演重要角色,因为社会资

① 从2019年开始东北地区为期3年的粮豆轮作补贴政策到期,轮作补贴试点由东北地区转向长江流域(水稻、油菜轮作)和黄淮海地区(玉米、大豆轮作)。

本是关于互动模式的共享知识、理解、规范、规则和期望,而这些因素都有利于推动集体协作。Torsvik^[21]、罗家德等^[22]同样认为社会资本内生的信任机制、声誉机制和互惠机制能够增强集体行动的可能性。在社群层面,Bromiley等^[23]、Sabatier等^[24]发现社会资本充足的社群更可能为集体利益和愿景进行合作。而基于个体层面的研究显示:个人社会资本可以降低成员之间交流和合作的成本,同时还有利于知识与理念的传播,因而能够促进公共服务的管理和质量^[25,26]。

具体到社会资本对生态补偿的影响:Sommerville等^[27]认为生态补偿成功的关键在于当地人们对项目的接受程度。其中,生态补偿资金分配的公平性对农户接纳生态补偿项目起到重要作用,而社会资本能够促进生态补偿资金公平分配。Noordwijk等^[28]同样认为社会资本有利于平衡生态补偿项目的公平与效率,这一点对于贫困地区实施的生态补偿尤其重要,因此在发展中国家生态补偿项目中要注重社会资本对补偿项目的作用。Gong等^[29]则发现在森林清洁发展项目中(Clean Development Mechanism forest projects),虽然项目提供了相对于生态服务提供成本而言较高的补偿金额,但是依然有许多农户不愿意参加该项目,其主要原因之一是一些村落的社会资本太低,该研究从反面证明了社会资本在生态补偿项目中的重要性。此外,Guillen等^[30]还发现社会资本能够提高生态补偿项目的持续性。

而由于社会资本包括信任、规范和网络3个维度^[31],其中社会网络作为人与人之间互动形成的相对稳定的关联体系,因为容易量化、影响最为直接,所以在关于社会资本的研究中最为学者关注^[32],因此部分学者还直接以社会网络为切入点关注社会资本对农户生态补偿的影响。Garbach^[33]等的研究表明在哥斯达黎加的林牧复合生态系统生态补偿项目中,由于政府忽视了农户社会网络这一非正式渠道在信息分享中的作用,仅关注制度性正式渠道对项目的信息传递,导致农户生态补偿项目的参与度较低。Folke等^[17]系统梳理了关于生态系统适应性治理的已有研究,认为由于社会网络中镶嵌了信任、知识分享和社会学习,因此,在生态治理中社会网络能够促进社会成员之间的相互合作,降低发生

冲突的可能性。Bodin等^[34]进一步发现,虽然总体来说社会网络在自然资源管理中能够产生积极作用,但是社会网络中的关系密度、内聚度、子群互联性、网络集中度等方面的结构性差异会造成治理过程和治理结果的显著不同,因此在相关研究中关注网络结构和关注网络规模同样重要。Bremer等^[35]的研究则表明社会网络可以降低生态补偿项目实施的交易成本。而社会网络之所以对农户参与生态补偿这一决策产生影响,其主要作用机制包括:社会网络可以在社群内部传递与共享信息、提供担保、分担风险^[32],此外社会网络还可以通过社会学习和声誉机制影响农户的生产决策^[36]。

基于已有文献,当前学者们已经对多中心治理的必要性、内涵、实现路径以及政府主导型生态补偿的多中心治理模式进行了研究,但是这些研究成果多是基于国外情境,而从中国现实出发的相关研究还鲜有涉及。从研究结果来看,实现政府主导型生态补偿的多中心治理就是要在政府补偿之外进一步关注社会资本在生态补偿中的作用,而社会网络作为社会资本的重要维度,其在生态补偿中的重要性已为一些学者所关注。

因此,基于当前研究,本文以社会网络为切入点,关注社会网络对农户粮豆轮作采纳决策的影响,以此探求中国情境下政府主导型生态补偿的多中心治理。如果社会网络可以作为一种激励机制促进农户进行粮豆轮作,那么,将其纳入研究视野,通过统合政府补偿和社会网络(自主治理)这一多中心治理方式,将有可能为提高政府主导型生态补偿项目生态服务的持续性提供一种新的治理模式。

3 模型设定

基于本文的研究目标,首先采用二元Probit模型研究社会网络对农户粮豆轮作决策的影响;在此基础上,借鉴张复宏等^[37]的研究,运用双变量Probit模型检验社会网络是否和粮豆轮作补贴一样,具有将农户粮豆轮作意愿转化为行为的功能,以此进一步推测社会网络能否作为粮豆轮作补贴之外的另一种激励机制,在政府补偿之外起到弥补、承接的作用。

3.1 二元Probit模型

由于本文的研究对象为社会网络对农户粮豆

2020年5月

轮作决策的影响,所以因变量“农户是否进行粮豆轮作”是典型的二值选择变量,在实证研究中可以选择二元Probit模型或二元Logit模型。考虑到本文的农户问卷数据有效样本为来自一个省的1270份样本,样本量较大,故根据大样本理论,在具体实证分析时选择累积分布函数为标准正态分布的二元Probit模型作为基准模型。其具体表达式如下:

$$P(y=1|X)=F(X, \beta)=F(\beta_0+\beta_1x_1+\sum_{i=2}^n\beta_ix_i) \quad (1)$$

式中: y 为因变量“农户是否进行粮豆轮作”; X 为影响农户粮豆轮作决策的自变量向量; $P(y=1|X)$ 为农户进行粮豆轮作的概率; β 为自变量的系数估计向量; β_0 为常数项; β_1 为本文核心解释变量社会网络的系数估计值; β_i 为其他解释变量的系数估计值; x_1 为本文核心解释变量社会网络; x_i 为其他解释变量。

3.2 双变量Probit模型

为分析社会网络对农户轮作意愿和行为的影响,进一步采用双变量Probit模型对此展开分析。具体研究中对以下模型进行考察:

$$\begin{cases} y_1^* = x_1'\alpha_1 + \varepsilon_1 \\ y_2^* = x_2'\alpha_2 + \varepsilon_2 \end{cases} \quad (2)$$

式中: y_1^* 和 y_2^* 为不可观测的潜变量; x_1' 为影响农户粮豆轮作意愿的特征向量; α_1 为 x_1' 的系数; x_2' 为影响农户粮豆轮作行为的特征向量; α_2 为 x_2' 的系数;扰动项 $(\varepsilon_1, \varepsilon_2)$ 服从二维正态分布,其期望为0,方差为1,相关系数则为 ρ 。而可观测变量 y_1 和 y_2 由以下方程决定:

$$y_1 = \begin{cases} 1, & \text{若 } y_1^* > 0 \\ 0, & \text{若 } y_1^* \leq 0 \end{cases} \quad (3)$$

$$y_2 = \begin{cases} 1, & \text{若 } y_2^* > 0 \\ 0, & \text{若 } y_2^* \leq 0 \end{cases} \quad (4)$$

式中: y_1 表示农户是否具有粮豆轮作意愿; y_2 表示农户是否进行粮豆轮作。公式(2)–(4)为双变量Probit模型,其中当 $\rho=0$ 时该模型等价于两个独立的Probit模型,而当 $\rho \neq 0$ 时则可对不同的 (y_1, y_2) 进行最大似然估计。由于本文关注社会网络对农户轮

作意愿和行为的影响,因此 y_1 和 y_2 都取1,即对 $(y_1=1, y_2=1)$ 进行最大似然估计,其估计式如下:

$$\begin{aligned} p_{11} &= P(y_1=1, y_2=1) = P(y_1^* > 0, y_2^* > 0) \\ &= P(\varepsilon_1 > -x_1'\alpha_1, \varepsilon_2 > -x_2'\alpha_2) \\ &= \int_{-\infty}^{x_1'\alpha_1} \int_{-\infty}^{x_2'\alpha_2} \varphi(z_1, z_2, \rho) dz_1 dz_2 \\ &= \Phi(x_1'\alpha_1, x_2'\alpha_2, \rho) \end{aligned} \quad (5)$$

式中: p_{11} 为有粮豆轮作意愿农户进行粮豆轮作的概率; $\varphi(z_1, z_2, \rho)$ 为标准化二维正态分布的概率密度函数; $\Phi(x_1'\alpha_1, x_2'\alpha_2, \rho)$ 为标准化二维正态分布的累积分布函数。

4 数据、变量及统计性描述

4.1 数据来源

本文数据来源于课题组成员2018年7月对粮豆轮作补贴试点面积最大的省份黑龙江省^②进行的农户调研。样本农户选取采用分层抽样和随机抽样相结合的方式。具体而言,首先,根据黑龙江省各县(市)的经济发展水平和地理分布情况选取15个样本县;其次,在乡镇层面,根据同样的原则,在每个样本县选取3个样本乡镇;第三,在村级层面和农户层面则按照随机抽样的原则抽取样本村和在家的样本农户,其中,每个样本乡镇抽取样本村3个,每个样本村抽取在家样本农户10户,最终共获得调查问卷1350份,其中有效问卷1270份,问卷有效性为94.07%。问卷内容涵盖户主个人和家庭情况、农业生产情况、家庭资产和社会网络状况等信息,可以满足本文研究所需的相关变量选取。此外,考虑到大兴安岭地区的气候环境(高纬、高寒)和种植结构,在样本地区抽样过程中没有将该地区纳入抽样范围。同时,为保证农户调研顺利进行,课题组在正式调研之前会先行安排两名调研员进村进行农户抽样,并在抽样过程中预留一定比例的备选农户,样本农户在调研地区的具体分布情况如表1所示。

4.2 变量选取与统计性描述

Foster等^[38]系统回顾了微观主体技术采纳的影响因素,陈海江等^[39]则具体研究了农户粮豆轮作技

② 2018年中央财政补贴的轮作休耕试点面积为2400万亩,其中轮作试点面积为2000万亩,而黑龙江省2018年的轮作试点面积达到1150万亩,占试点总面积的57.50%。

表1 黑龙江省调研地区选取及样本量分布情况

Table 1 Survey area selection and sample distribution in Heilongjiang Province

样本市	东部		南部		西南部		西部			北部			中部		
	佳木斯市		哈尔滨市		大庆市		齐齐哈尔市			黑河市			绥化市		
样本县	富锦市	同江市	依兰县	尚志市	肇州县	林甸县	依安县	讷河市	克山县	北安市	五大连池市	嫩江县	海伦市	庆安县	明水县
样本量/个	90	89	90	70	58	90	84	80	89	88	88	90	89	86	89

注:表1中各县的样本量是剔除遗漏变量、异常值之外本文最终使用的数量。

术采纳的影响因素。本文借鉴上述研究,同时结合自身的研究目的,将社会网络作为本文的核心自变量,其余控制变量分为以下几类:农户特征变量、家庭特征变量、地块特征变量以及地域特征变量。其中,农户特征变量包括:性别、年龄、受教育程度、是否为村干部、是否兼业、是否接受过技术培训和是否具有粮豆轮作意愿7个变量;家庭特征变量包括:家庭经营规模、家庭农业收入占比、家庭人口数、是否参加专业合作组织、2017年是否享有粮豆轮作补贴资格5个变量;地块特征变量包括:地块数和耕地质量两个变量;地域特征变量则以农户所在县的虚拟变量来表征。

而关于本文的核心自变量社会网络,其测量的关键在于如何体现网络的强度和规模,但是社会网络本身是一个比较宽泛的概念,根据研究对象、社会情境的不同,测量指标也有所差异^[32]。考虑到中国的传统习俗和乡土社会的“差序格局”,方然^[40]在综合已有学者研究的基础上,认为春节拜年网可以作为测量中国“社会网络”规模的本土化测量指标,并且可以通过进一步区分春节拜年网中的朋友和亲友数量来彰显网络的强度差异。本文结合方然的研究,同时参考已有关于社会网络和农户绿色技术采纳的相关文献^[41],在文中设置了亲缘社会网络和友缘社会网络两个变量,并分别通过2018年春节亲戚来访数(亲缘社会网络)和2018年春节老乡、朋友来访数(友缘社会网络)来表征,以此彰显网络的强度和规模。各变量定义及统计性描述具体见表2。

从表2可知,2017年黑龙江省样本农户进行粮豆轮作的比例为46.1%;而根据陈海江等^[39]2017年对黑龙江和内蒙古两省(区)的农户调研显示,在粮豆轮作补贴政策实施的前一年(2015年),样本农户进行粮豆轮作的比例仅为36.3%,虽然两者的调研

区域并不完全一致,但是直观来看,补贴政策实施两年来,农户进行粮豆轮作的比例还是有较大幅度的提升。而关于本文的核心解释变量亲缘社会网络和友缘社会网络,2018年春节亲戚来访数大于朋友、老乡来访数,这应该与春节的传统主题为与家人(亲缘)团聚有关。

从农户特征和农业经营情况来看:样本农户户主年龄较大,平均而言在50岁左右,这在一定程度上佐证了当前中国农村社会的老龄化现象严重。户主的受教育程度较低,平均来看还不到初中二年级水平。而具有粮豆轮作意愿的农户达到77.2%,远高于农户实际进行粮豆轮作的比例(46.1%),这说明农户粮豆轮作行为和意愿存在较大的背离。此外,样本农户家庭经营规模的面积较大,平均达到198.845亩,这一点和黑龙江省作为国家粮食安全压舱石的地位相符,也因此农户的家庭收入以农业收入为主。但2017年享有粮豆轮作补贴资格的农户占比较低,仅为16.3%,这表明总体而言政府补偿的覆盖面较低,鼓励农户进行粮豆轮作需要在政府补偿之外进一步探求其他的激励机制。

5 结果与分析

5.1 基准回归结果与分析

考虑到强弱社会关系对农户绿色技术采纳行为的影响机制存在差异^[41],本部分对亲缘社会网络(回归(1)、回归(2)、回归(3))和友缘社会网络(回归(4))分别进行回归,分析两者对农户粮豆轮作决策的影响。结果估计之前,首先对模型的自变量进行多重共线性检验,检验结果显示模型的方差膨胀因子(VIF)都在3以下,表明模型的自变量之间不存在严重的多重共线性。模型的具体回归结果如表3所示。其中,回归(1)、回归(2)和回归(4)为全样本回归;回归(3)仅对2017年没有享有粮豆轮作补贴资格的农户进行回归。由表3可知:

表2 变量定义及统计性描述

Table 2 Variable definition and descriptive statistics

变量名称	变量含义及赋值	均值	标准差
因变量			
农户是否进行粮豆轮作	是=1, 否=0	0.461	0.499
解释变量			
亲缘社会网络	2018年春节亲戚来访数;单位:户	5.831	7.295
友缘社会网络	2018年春节老乡、朋友来访数;单位:户	5.480	9.744
户主性别	男=1, 女=0	0.956	0.206
户主年龄	单位:岁	49.732	9.424
户主受教育程度	单位:年	7.580	3.001
户主是否为村干部	是=1, 否=0	0.158	0.365
户主是否兼业	是=1, 否=0	0.266	0.442
户主是否接受过技术培训	是=1, 否=0	0.167	0.373
户主是否具有粮豆轮作意愿	是=1, 否=0	0.772	0.420
家庭经营规模	单位:亩	198.845	521.679
家庭农业收入占比	农业收入占家庭总收入的比例;90%以上=1, 50%~90%之间=2(含50%和90%), 50%以下=3	1.357	0.619
家庭人口数	单位:个	3.488	1.378
是否参加专业合作组织	是=1, 否=0	0.213	0.409
2017年是否享有粮豆轮作补贴资格	是=1, 否=0	0.163	0.370
地块数	单位:块	6.717	6.599
耕地质量	低=1, 较低=2, 中等=3, 较高=4, 高=5	3.231	0.817

(1)模型的 LR 统计量均在350以上,且对应 P 值在1%水平上显著,表明模型整体系数的联合显著性很高;模型的准 R^2 均在0.25以上,说明自变量对农户粮豆轮作决策具有较好的解释力。

(2)作为本文关注的核心解释变量,亲缘社会网络显著影响农户粮豆轮作决策,而友缘社会网络对农户粮豆轮作决策的影响不显著,表明强弱社会关系对农户技术采纳决策具有不同的影响,这一结果与杨志海等^[41]的研究结论相一致。

而亲缘社会网络对农户粮豆轮作决策的影响不仅在全样本回归下显著,并且在仅针对没有享受粮豆轮作补贴的农户进行分样本回归时依然显著。这表明社会网络中的强关系可以在一定程度上替代补贴政策,作为一种激励机制鼓励农户进行粮豆轮作。一般而言,社会网络在促进农户技术采纳方面的作用机制包括社会学习、信息传递、声誉机制、风险分担和缓解资金约束^[42]。具体到本文的研究对象,如果社会学习、信息传递和声誉机制是

社会网络促进农户采纳粮豆轮作技术的作用机制,那么逻辑上讲友缘社会网络也应该显著影响农户的粮豆轮作技术采纳决策。进一步考虑到粮豆轮作的技术特点之一是产生的部分“减肥增效”效应存在一定程度的递延,并且由于不同作物的收益存在差距,相对于连作而言,轮作农户当季的收益常常会有所减少^[43],因而亲缘社会网络促进农户粮豆轮作的可能机制是:亲缘社会网络能够起到平滑农户消费,提供私人融资的功效,这在一定程度上可以缓解农户农业生产的资金约束和应对风险的能力,由此促进农户进行粮豆轮作。发展中国家农户在农业技术采纳过程中,常常面临不确定性和资金约束,而政府对农业的资金支持通常有限,由此,亲属社会网络时常成为农户融资和增强风险抵抗能力的重要渠道^[44]。

此外,在回归(1)中发现虽然亲缘社会网络与2017年是否享有粮豆轮作补贴资格同样正向影响农户粮豆轮作决策,但是其作用强度远低于后者,

表3 二元Probit回归模型的估计结果

Table 3 Estimation results of binary probit regression model

解释变量	回归(1)		回归(2)		回归(3)		回归(4)	
	系数	稳健标准误	系数	稳健标准误	系数	稳健标准误	系数	稳健标准误
亲缘社会网络	0.014**	0.006	0.015**	0.006	0.013*	0.007	—	—
友缘社会网络	—	—	—	—	—	—	-0.003	0.005
户主性别	0.134	0.231	0.032	0.226	0.221	0.275	0.119	0.229
户主年龄	0.008	0.005	0.008	0.005	0.010*	0.006	0.009*	0.005
户主受教育程度	0.027*	0.016	0.027*	0.016	0.028	0.018	0.027*	0.016
户主是否为村干部	-0.175	0.139	-0.202	0.136	-0.174	0.150	-0.156	0.138
户主是否兼业	0.019	0.121	-0.004	0.118	0.001	0.134	0.006	0.121
户主是否接受过技术培训	0.002	0.127	0.062	0.124	-0.043	0.140	0.012	0.126
户主是否具有粮豆轮作意愿	1.145***	0.132	1.227***	0.130	1.182***	0.136	1.135***	0.131
家庭经营规模	4.89E-04**	2.17E-04	0.001**	2.10E-04	3.32E-04	2.19E-04	0.001**	2.22E-04
家庭农业收入占比	0.045	0.08	0.071	0.079	0.087	0.088	0.053	0.08
家庭人口数	0.048	0.035	0.036	0.034	0.066*	0.038	0.056	0.035
是否参加专业合作组织	0.073	0.116	0.124	0.114	0.074	0.127	0.081	0.116
2017年是否享有粮豆轮作补贴资格	0.799***	0.132	—	—	—	—	0.806***	0.132
地块数	0.051***	0.010	0.051***	0.010	0.055***	0.011	0.051***	0.01
耕地质量	-0.049	0.056	-0.050	0.055	-0.015	0.060	-0.041	0.056
LR统计量	541.59***		502.30***		389.82***		537.12***	
Pseudo R ²	0.327		0.303		0.286		0.324	

注：a. *、**和***分别代表在10%、5%和1%的水平上显著；b. 县级虚拟变量估计结果略；c. 在友缘社会网络部分笔者参照亲缘社会网络的方式同样进行了3个模型的回归，回归结果均显示友缘社会网络不显著，为节省篇幅仅列示了回归(4)。

可能的原因是政府补贴对农户粮豆轮作风险的保障程度要大于农户的亲缘社会网络。在发展中国家,社会网络对农户农业生产的风险往往不能得到完全的保险,因此,缺乏正式风险规避机制的农民常常将生产经营中的保守行为作为规避风险的主要方式^[45]。

(3)从控制变量来看,基准回归中多数控制变量无论是显著性还是作用方向都基本一致。其中,除了2017年是否享有粮豆轮作补贴资格在1%水平上显著影响农户进行粮豆轮作之外,地块数也显著影响农户进行粮豆轮作,这可能和耕地细碎化有利于农户开展种植业的多种经营有关。

5.2 稳健性检验

为了对亲缘社会网络正向影响农户进行粮豆轮作这一结果的稳健性进行检验,以表3回归(1)的

结果为基准^③,分别通过学界常用的核心自变量指标替换和模型变换两种方法展开稳健性检验。

5.2.1 核心自变量指标替换的稳健性检验

当前主流文献对社会网络的衡量方式主要是通过行为指标进行测量^[32],因此,本文进一步以2018年春节打电话拜年亲戚数(户)这一行为指标作为亲缘社会网络的代理变量,采用二元Probit模型对(1)式进行回归,具体回归结果见表4。

从表4可知,对亲缘社会网络这一核心自变量进行测量指标替换之后,回归结果依然显示亲缘社会网络显著促进农户进行粮豆轮作,并且其他控制变量的显著性和作用方向也都和表3回归(1)的结果相一致,这一结果支持表3的估计结果稳健。

5.2.2 模型变换的稳健性检验

如果亲缘社会网络显著促进农户采纳粮豆轮

③ 回归(2)和回归(3)仅作为检验社会网络中的强关系是否可以在一定程度上替代补贴政策的辅助回归,其本身存在明显的遗漏变量问题和样本选择偏差问题,因此稳健性检验和后文的内生性问题处理仅针对表3中的回归(1)。

2020年5月

表4 通过变量指标替换的稳健性检验

Table 4 Robustness test of variable substitution

解释变量	回归系数	稳健标准误	解释变量	回归系数	稳健标准误
亲缘社会网络	0.005*	0.003	家庭经营规模	0.001**	2.18E-04
户主性别	0.098	0.230	家庭农业收入占比	0.045	0.080
户主年龄	0.009	0.005	家庭人口数	0.051	0.035
户主受教育程度	0.027*	0.016	是否参加合作社	0.082	0.116
户主是否为村干部	-0.180	0.139	2017年是否享有粮豆轮作补贴资格	0.799***	0.132
户主是否兼业	0.015	0.121	地块数	0.051***	0.010
户主是否接受过技术培训	-0.001	0.127	耕地质量	-0.048	0.056
户主是否具有粮豆轮作意愿	1.124***	0.131	常数项	-2.040***	0.465
LR统计量	539.61***		Pseudo R ²	0.326	

作,那么逻辑上来说它也应该促进农户进行粮豆轮作的频率。因此,这一部分以最近5年内农户粮豆轮作的次数为因变量,自变量与基准回归中采用的自变量一样,进一步对亲缘社会网络显著促进农户进行粮豆轮作这一结果进行稳健性检验,具体采用的模型为有序Probit模型和泊松回归。回归结果见表5。

从表5的回归结果可知,无论是采用有序Probit模型还是通过泊松回归,亲缘社会网络都显著促进农户进行粮豆轮作的频率,这一结果同样支持表3

回归(1)的结论,进一步证明本文核心自变量估计结果的稳健。

5.3 内生性问题的处理

采用行为指标来测量社会网络可能会存在测量误差、遗漏变量和双向因果等问题,由此造成估计结果存在内生性^[32]。本文采用2018年春节亲戚来访数和2018年春节打电话拜年亲戚数两个行为指标来衡量亲缘社会网络,因此需要考虑估计结果的内生性问题。为此,借鉴王春超等^[46]的研究,采用村庄人口数和村庄幅员面积作为亲缘社会网络的

表5 基于有序Probit模型和泊松回归的稳健性检验

Table 5 Robustness test based on ordered probit model and Poisson regression estimation

解释变量(有序Probit模型)	回归系数	稳健标准误	解释变量(泊松回归)	回归系数	稳健标准误
亲缘社会网络	0.009*	0.005	亲缘社会网络	0.009***	0.003
户主性别	-0.073	0.181	户主性别	-0.067	0.121
户主年龄	0.008*	0.004	户主年龄	0.006**	0.003
户主受教育程度	0.009	0.013	户主受教育程度	0.005	0.008
户主是否为村干部	-0.105	0.109	户主是否为村干部	-0.087	0.072
户主是否兼业	-0.005	0.096	户主是否兼业	0.022	0.061
户主是否接受过技术培训	0.054	0.097	户主是否接受过技术培训	0.009	0.059
户主是否具有粮豆轮作意愿	1.457***	0.114	户主是否具有粮豆轮作意愿	1.782***	0.132
家庭经营规模	1.49E-04*	7.90E-05	家庭经营规模	5.52E-05*	2.99E-05
家庭农业收入占比	0.109*	0.063	家庭农业收入占比	0.083**	0.038
家庭人口数	0.003	0.027	家庭人口数	-0.008	0.018
是否参加专业合作组织	0.037	0.093	是否参加专业合作组织	0.036	0.061
2017年是否享有粮豆轮作补贴资格	0.986***	0.096	2017年是否享有粮豆轮作补贴资格	0.523***	0.051
地块数	0.010**	0.005	地块数	0.005*	0.003
耕地质量	0.006	0.045	耕地质量	-0.017	0.029
LR统计量	742.43***		LR统计量	1123.25***	
Pseudo R ²	0.202		Pseudo R ²	0.255	

工具变量,采用IV-Probit模型中的2SLS进行回归,回归结果依然显示亲缘社会网络在1%水平上显著促进农户进行粮豆轮作,但是第一阶段的 F 值小于10,因此本文选取的工具变量存在弱工具变量问题。

受限于工具变量的可得性,本文参照毛其淋等^[47]的研究,进一步采用对弱工具变量不敏感的有限信息最大似然估计法(LIML)进行估计,但是该方法的应用只适用于线性模型。而由于本文基准回归中的二元Probit回归结果和通过线性概率模型(LPM)回归得出的结果极其一致,因此可通过IV-LIML回归作为参照。回归结果同样显示亲缘社会网络在10%水平上显著促进农户进行粮豆轮作。因此,综合以上分析,工具变量的回归结果支持亲缘社会网络显著促进农户进行粮豆轮作这一结果。

5.4 进一步讨论

根据计划行为理论,个人能力会显著影响个体将行为意愿落实成具体的行动^[48]。粮豆轮作补贴通过增加农户收入可以缓解农业生产的资金约束和分担风险,能够显著增强农户的行动能力,进而有助于农户将轮作意愿落实为轮作行动。因此,假如亲缘社会网络可以作为政府补偿之外的另一种激励机制,则从逻辑上来说也应该能够增强农户行动能力,促进农户将粮豆轮作意愿落实成具体的行为。本部分参考张复宏等^[37]的研究,采用双变量Probit模型同时分析亲缘社会网络对农户粮豆轮作行为和意愿的影响。

双变量回归结果显示粮豆轮作意愿和行为扰动项的相关系数 ρ 为0.624,且在1%水平上显著,说明有必要通过双变量Probit模型对两者进行联合估

计。表6显示了亲缘社会网络对具有粮豆轮作意愿且进行粮豆轮作农户生产行为的边际效应。

从表6的回归结果来看,本文关注的核心解释变量亲缘社会网络与粮豆轮作补贴(2017年是否享有粮豆轮作补贴资格)一样,显著促进农户将轮作意愿落实为轮作行为。因此,表6的结果进一步支持亲缘社会网络可以作为政府补偿之外的另一种激励机制,鼓励农户进行粮豆轮作。

6 结论与启示

6.1 结论

生态补偿作为国际上生态治理的主要手段之一,在农业生态治理领域开始受到国内决策部门和学者们的重视。粮豆轮作补贴作为中国在国家层面首次出台的耕地生态补偿,虽然在东北地区开展的为期3年的政策试点已结束,但在长江流域和黄淮海地区还将继续深入推进耕地轮作补贴试点,助力中国农业绿色转型。而鉴于中国已有的两个政府主导型生态补偿项目退耕还林和草原生态补偿的生态服务持续性较差,本文基于多中心治理理论将研究视野拓展到政府和市场之外,重点关注社会网络对农户粮豆轮作决策的影响,旨在政府和市场之外探求“第三条道路”,为统合政府补偿和社会网络(自主治理)这一多中心治理方式提供经验基础。

利用2018年度对粮豆轮作补贴试点地区黑龙江省的1270份农户调查问卷,本文研究了社会网络对农户粮豆轮作决策影响和社会网络是否有助于农户将粮豆轮作意愿落实为轮作行为两个问题。研究发现:

(1)友缘社会网络并不显著影响农户粮豆轮作

表6 双变量Probit模型边际效应回归结果

Table 6 Marginal effect regression results of bivariate probit model

解释变量	边际系数	稳健标准误	解释变量	边际系数	稳健标准误
亲缘社会网络	0.003*	0.002	家庭经营规模	1.55E-05***	5.84E-05
户主性别	0.093*	0.057	家庭农业收入占比	0.016	0.02
户主年龄	0.003	0.001	家庭人口数	0.004	0.009
户主受教育程度	0.008**	0.004	是否参加专业合作组织	0.019	0.029
户主是否为村干部	-0.059	0.035	2017年是否享有粮豆轮作补贴资格	0.281***	0.033
户主是否兼业	0.028	0.031	地块数	0.015***	0.003
户主是否接受过技术培训	0.041	0.033	耕地质量	-0.014	0.014

2020年5月

技术采纳决策。

(2)亲缘社会网络显著促进农户采纳粮豆轮作技术,这一结果在使用社会网络不同的代理变量、模型变换,以及考虑内生性问题之后依然稳健。

(3)双变量Probit模型显示亲缘社会网络有助于农户将轮作意愿落实为轮作行为。

综合以上几点本文认为亲缘社会网络可以作为另一种激励机制鼓励农户进行粮豆轮作。而由于模型显示亲缘社会网络和粮豆轮作补贴可以同时农户粮豆轮作行为起到促进作用,因此,统合政府补偿和亲缘社会网络两种激励机制,不仅能够通过双管齐下的方式提高农户采纳粮豆轮作技术的额外性;同时,在粮豆轮作补贴项目结束之后,亲缘社会网络还能够作为一种后备机制,在政府补偿出现缺位之后起到缓冲、承接的作用,进而提高粮豆轮作补贴这一政府主导型生态补偿项目生态服务的持续性。

6.2 启示

本文研究结论蕴含的政策含义是:

(1)在相对封闭的乡土社会中,政府要充分意识到信息、财务、服务在农户社会网络中的高度流动性,培育互助互济的乡土人情。

(2)运用生态补偿机制进行农业生态治理时,政府要认识到单一政府补偿在政策覆盖面和提供生态服务持续性方面的不足,充分利用乡土社会特点,发挥社会网络这一非正式制度在激励农户提供生态服务方面的作用,通过统合政府补偿和自主治理(社会网络)这一多中心治理方式,提高治理绩效。

本文的研究结论不仅能够为提高长江流域和黄淮海地区正在推行的轮作补贴项目生态服务持续性提供政策启示,同时对此后开展的政府主导型生态补偿亦具有一定的借鉴意义。

参考文献(References):

[1] 李琪,王兴杰,王爱萍,等.农牧业生态补偿的国际比较及其借鉴[J].干旱区资源与环境,2018,32(6):1-10. [Li Q, Wang X J, Wang A P, et al. Comparative study of international farming and animal husbandry ecological compensation and its implications[J].

Journal of Arid Land Resources and Environment, 2018, 32(6): 1-10.]

- [2] 靳乐山,楚宗岭,邹苍改.不同类型生态补偿在山水林田湖草生态保护与修复中的作用[J].生态学报,2019,39(23):8709-8716. [Jin L S, Chu Z L, Zou C G. Role of various types of eco-compensation in ecological protection and restoration of mountains-rivers-forests-farmlands-lakes-grasslands[J]. Acta Ecologica Sinica, 2019, 39(23): 8709-8716.]
- [3] 陈海江,司伟,刘泽琦.粮豆轮作生态服务价值估算:基于农户支付意愿的分析[J].干旱区资源与环境,2020,34(3):173-179. [Chen H J, Si W, Liu Z Q. Estimation of ecological service value of grain-soybean rotation based on the farmers' willingness to pay [J]. Journal of Arid Land Resources and Environment, 2020, 34(3): 173-179.]
- [4] 陈海江,司伟,王新刚.粮豆轮作补贴标准测算及差异化补偿:基于不同积温带下农户受偿意愿的视角[J].农业技术经济,2019,(6):17-28. [Chen H J, Si W, Wang X G. Grain-soybean rotation subsidy: Standard measurement and differential compensation: Based on the perspective of farmers' willingness to accept in different accumulation temperate zones[J]. Journal of Agrotechnical Economics, 2019, (6): 17-28.]
- [5] Engel S, Pagiola S, Wunder S. Designing payments for environmental services in theory and practice: An overview of the issues[J]. Ecological Economics, 2008, 65(4): 663-674.
- [6] 张晏.国外生态补偿机制设计中的关键要素及启示[J].中国人口·资源与环境,2016,26(10):121-129. [Zhang Y. Key elements in designing mechanism for payments for ecosystem services abroad and the enlightenment[J]. China Population, Resources and Environment, 2016, 26(10): 121-129.]
- [7] Pagiola S, Platais G. Payments for Environmental Services: From Theory to Practice[M]. Washington: World Bank, 2007.
- [8] 蒋海.中国退耕还林的微观投资激励与政策的持续性[J].中国农村经济,2003,(8):30-36. [Jiang H. The micro investment incentive and policy continuation of Chinese de-farming and reforestation program[J]. Chinese Rural Economy, 2003, (8): 30-36.]
- [9] 陈儒,邓悦,姜志德,等.中国退耕还林还草地区复耕可能性及其影响因素的比较分析[J].资源科学,2016,38(11):2013-2023. [Chen R, Deng Y, Jiang Z D, et al. Comparative analysis of regional factors influencing land reconversion possibility in returning farmland to forest and grassland project areas in China[J]. Resources Science, 2016, 38(11): 2013-2023.]
- [10] 任林静,黎洁.退耕还林政策交替期补偿到期农户复耕意愿研究[J].中国人口·资源与环境,2017,27(11):135-143. [Ren L J, Li J. Reconversion willingness of compensation-expired households in key phase of Sloping Land Conversion Program[J]. China Population, Resources and Environment, 2017, 27(11): 135-143.]

- [11] 胡振通, 孔德帅, 靳乐山. 草原生态补偿: 弱监管下的博弈分析[J]. 农业经济问题, 2016, 37(1): 95–102. [Hu Z T, Kong D S, Jin L S. Grassland eco-compensation: Game analysis under weak supervision[J]. Issues in Agricultural Economy, 2016, 37(1): 95–102.]
- [12] 陈秋红. 自然资源可持续管理的制度选择: 理论与实践述评[J]. 中国农村观察, 2008, (6): 67–77. [Chen Q H. System selection of sustainable management of natural resources: Review of theory and practice[J]. China Rural Survey, 2008, (6): 67–77.]
- [13] 匡小平, 肖建华. 埃莉诺·奥斯特罗姆公共治理思想评析[J]. 当代财经, 2009, (11): 32–35. [Kuang X P, Xiao J H. A review of Elinor Ostrom's ideology of public governance[J]. Contemporary Finance & Economics, 2009, (11): 32–35.]
- [14] 谭江涛, 蔡晶晶, 张铭. 开放性公共池塘资源的多中心治理变革研究: 以中国第一包江案的楠溪江为例[J]. 公共管理学报, 2018, 15(3): 102–116. [Tan J T, Cai J J, Zhang M. Polycentric transformation in open common pool resources: A case study of Nanxi River in the Zhejiang Province[J]. Journal of Public Management, 2018, 15(3): 102–116.]
- [15] 熊光清, 熊健坤. 多中心协同治理模式: 一种具备操作性的治理方案[J]. 中国人民大学学报, 2018, 32(3): 145–152. [Xiong G Q, Xiong J K. The model of polycentric synergetic governance: An operable practical governance strategy[J]. Journal of Renmin University of China, 2018, 32(3): 145–152.]
- [16] 鲍文涵, 张明. 从市场治理到自主治理: 公共资源治理理论研究回顾与展望[J]. 吉首大学学报(社会科学版), 2016, 37(6): 58–66. [Bao W H, Zhang M. From market governance to self-governance: Retrospect and prospect of common-pool resources governance theories[J]. Journal of Jishou University (Social Sciences), 2016, 37(6): 58–66.]
- [17] Folke C, Hahn T, Olsson P, et al. Adaptive governance of social-ecological systems[J]. Annual Review of Environment and Resources, 2005, 30(1): 441–473.
- [18] Barton D N, Benavides K, Chacon-Cascante A, et al. Payments for ecosystem services as a policy mix: Demonstrating the institutional analysis and development framework on conservation policy instruments[J]. Environmental Policy and Governance, 2017, 27(5): 404–421.
- [19] Prévost B, Rivaud A. The World Bank's environmental strategies: Assessing the influence of a biased use of new institutional economics on legal issues[J]. Ecosystem Services, 2018, 29(2): 370–380.
- [20] 埃莉诺·奥斯特罗姆. 社会资本: 流行的狂热抑或基本的概念?[J]. 龙虎, 译. 经济社会体制比较, 2003, (2): 26–34. [Ostrom E. Social capital: Popular fanatic or basic conception?[J]. Long H, Trans. Comparative Economic & Social Systems, 2003, (2): 26–34.]
- [21] Torsvik G. Social capital and economic development: A plea for the mechanisms[J]. Rationality and Society, 2000, 12(4): 451–476.
- [22] 罗家德, 孙瑜, 谢朝霞, 等. 自组织运作过程中的能人现象[J]. 中国社会科学, 2013, (10): 86–101. [Luo J D, Sun Y, Xie Z X, et al. Phenomena of capable persons in the functioning of self-organizations[J]. Social Sciences in China, 2013, (10): 86–101.]
- [23] Bromiley P, Cummings L L. Transaction Costs in Organizations with Trust[A]. Bies R, Sheppard B, Lewicki R. Research on Negotiation in Organizations[M]. Greenwich: JAI Press, 1995.
- [24] Sabatier P A, Leach W D, Lubell M, et al. Theoretical Frameworks Explaining Partnership Success[A]. Sabatier P. Swimming Upstream: Collaborative Approaches to Watershed Management[M]. Cambridge, MA: MIT Press, 2005.
- [25] Wasserman S, Faust K. Social Network Analysis: Methods and Applications[M]. Cambridge: Cambridge University Press, 1994.
- [26] Ostrom E. Beyond markets and states: Polycentric governance of complex economic systems[J]. American Economic Review, 2010, 100(3): 641–72.
- [27] Sommerville M, Jones J P G, Rahajaharison M, et al. The role of fairness and benefit distribution in community-based Payment for Environmental Services interventions: A case study from Menabe, Madagascar[J]. Ecological Economics, 2010, 69(6): 1262–1271.
- [28] Noordwijk M V, Leimona B. Principles for fairness and efficiency in enhancing environmental services in Asia: Payments, compensation, or co-investment?[J]. Ecology & Society, 2010, 15(4): 299–305.
- [29] Gong Y, Bull G, Baylis K. Participation in the world's first clean development mechanism forest project: The role of property rights, social capital and contractual rules[J]. Ecological Economics, 2010, 69(6): 1292–1302.
- [30] Guillen L A, Wallin I, Brukas V. Social capital in small-scale forestry: A local case study in Southern Sweden[J]. Forest Policy and Economics, 2015, 53: 21–28.
- [31] Putnam R D, Leonardi R, Nanetti R Y. Making Democracy Work: Civic Traditions in Modern Italy[M]. Princeton: Princeton University Press, 1994.
- [32] 郭云南, 张晋华, 黄夏岚. 社会网络的概念、测度及其影响: 一个文献综述[J]. 浙江社会科学, 2015, (2): 122–132. [Guo Y N, Zhang J H, Huang X L. The concept, measure and impacts of social network: A literature review[J]. Zhejiang Social Sciences, 2015, (2): 122–132.]
- [33] Garbach K, Lubell M, Declerck F A J. Payment for ecosystem services: The roles of positive incentives and information sharing in stimulating adoption of silvopastoral conservation practices[J]. Ag-

2020年5月

- riculture Ecosystems & Environment, 2012, 156(8): 27–36.
- [34] Bodin R, Crona B I. The role of social networks in natural resource governance: What relational patterns make a difference?[J]. *Global Environmental Change*, 2009, 19(3): 366–374.
- [35] Bremer L L, Farley K A, Lopez-Carr D. What factors influence participation in payment for ecosystem services programs? An evaluation of Ecuador's Socio Páramo program[J]. *Land Use Policy*, 2014, 36: 122–133.
- [36] Maertens A, Barrett C B. Measuring social networks' effects on agricultural technology adoption[J]. *American Journal of Agricultural Economics*, 2013, 95(2): 353–359.
- [37] 张复宏, 宋晓丽, 霍明. 果农对过量施肥的认知与测土配方施肥技术采纳行为的影响因素分析: 基于山东省9个县(区、市)苹果种植户的调查[J]. *中国农村观察*, 2017, (3): 117–130. [Zhang F H, Song X L, Huo M. Excess fertilizer application and growers' adoption behavior for soil testing for fertilizer formulation and their determinants: An empirical analysis based on survey data from apple growers in 9 counties of Shandong Province[J]. *China Rural Survey*, 2017, (3): 117–130.]
- [38] Foster A D, Rosenzweig M R. Microeconomics of technology adoption[J]. *Annual Review of Economics*, 2010, 2: 395–424.
- [39] 陈海江, 司伟, 赵启然. 粮豆轮作补贴规模导向与瞄准偏差: 基于生态补偿瞄准性视角的分析[J]. *中国农村经济*, 2019, (1): 47–61. [Chen H J, Si W, Zhao Q R. The scale orientation and targeting deviation of grain-soybean rotation subsidy: An analysis based on the targeting perspective of ecological compensation[J]. *Chinese Rural Economy*, 2019, (1): 47–61.]
- [40] 方然. “社会资本”的中国本土化定量测量研究[M]. 北京: 社会科学文献出版社, 2014. [Fang R. *Measuring Social Capital in China: An Research on Perspective of Political Sciences Indigenization*[M]. Beijing: Social Sciences Academic Press, 2014.]
- [41] 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. [Yang Z H. Ageing, social network and the adoption of green production technology: Evidence from farm households in six provinces in the Yangtze River Basin[J]. *China Rural Survey*, 2018, (4): 44–58.]
- [42] Lambrecht I, Vanlauwe B, Merckx R, et al. Understanding the process of agricultural technology adoption: Mineral fertilizer in Eastern DR Congo[J]. *World Development*, 2014, 59: 132–146.
- [43] Pannell D J, Llewellyn R S, Corbeels M. The farm-level economics of conservation agriculture for resource-poor farmers[J]. *Agriculture, Ecosystems & Environment*, 2014, 187: 52–64.
- [44] Zeweld W, Van Huylenbroeck G, Tesfay G, et al. Impacts of socio-psychological factors on smallholder farmers' risk attitudes: Empirical evidence and implications[J]. *Agrekon*, 2019, 58(2): 1–27.
- [45] 马小勇. 中国农户的风险规避行为分析: 以陕西为例[J]. *中国软科学*, 2006, (2): 22–30. [Ma X Y. Risk avoiding behavior of Chinese farmers: An empirical study in Shaanxi[J]. *China Soft Science*, 2006, (2): 22–30.]
- [46] 王春超, 袁伟. 社会网络、风险分担与农户储蓄率[J]. *中国农村经济*, 2016, (3): 25–35. [Wang C C, Yuan W. Social network, risk sharing and peasant household saving rate[J]. *Chinese Rural Economy*, 2016, (3): 25–35.]
- [47] 毛其淋, 盛斌. 对外经济开放、区域市场整合与全要素生产率[J]. *经济学(季刊)*, 2012, 11(1): 181–210. [Mao Q L, Sheng B. Economic opening, regional market integration and total factor productivity[J]. *China Economics Quarterly*, 2012, 11(1): 181–210.]
- [48] Ajzen I. The theory of planned behavior[J]. *Organizational Behavior and Human Decision Processes*, 1991, 50(2): 179–211.

Polycentric governance of government-led ecological compensation :

Based on the perspective of farmers' social network

CHEN Haijiang¹, SI Wei², LIU Zeqi², LI Chaozhu³, ZHANG Yanyan⁴

(1. Business College, Shaoxing University, Shaoxing 312000, China; 2. College of Economics and Management, China Agricultural University, Beijing 100083, China; 3. Jiyang College of Zhejiang Agriculture and Forestry University, Shaoxing 311800, China; 4. College of Public Economics and Management, Shanghai University of Finance and Economics, Shanghai 200433, China)

Abstract: Government-led ecological compensation has a single source of funding, therefore, the ecological services provided by the projects are usually synchronized with the policy cycle, and has poor sustainability. This paper aims to improve the sustainability of ecological services in such ecological compensation projects, and takes grain- bean rotation subsidy, a government- led ecological compensation, as an example. Based on the polycentric governance theory, Dual Probit model and Bivariate Probit model, this paper studied the influence of social network on farmers' crop rotation decision, and explored the path to realize polycentric governance of government-led ecological compensation project. The results show that: (1) Kin social network significantly promoted the adoption of grain- bean rotation technology by the farmers, while friend social network had no significant influence on the adoption of grain- bean rotation technology by the farmers. (2) The kin social network can help farmers to transform their willingness to practice grain-bean rotation into specific behaviors. Based on the above two points, it can be concluded that kin social network can be another mechanism besides government compensation to promote grain-bean rotation among farmers. The research result supports that government- led ecological compensation projects can adopt the polycentric governance model of government compensation + autonomous governance (social network). This has certain policy implications for improving the sustainability of the ecological services of the current grain-bean rotation subsidy projects in the Yangtze River Basin and the Huang-Huai-Hai Region, as well as certain reference significance for other government-led ecological compensation projects in the future.

Key words: social network; polycentric governance; ecological compensation; government- led; grain-bean rotation; sustainability