



关系网络对农户参与村庄集体行动的影响

——以农户参与小型农田水利建设投资为例

蔡起华,朱玉春

(西北农林科技大学 经济管理学院,陕西 杨凌 712100)

摘要:厘清农户参与村庄集体行动的逻辑,对农村公共事务治理效果的提升有重要的理论及实践意义。基于宁夏、陕西和河南三个省份1440户农户入户调查数据,利用Heckman样本选择模型,以农户参与小型农田水利建设投资为例,实证分析关系网络对农户参与村庄集体行动的影响效应。研究表明,农户选择参与村庄集体行动的比例较低,但大多数农户参与村庄集体行动的程度较高。关系网络对农户参与村庄集体行动的意愿及程度均有显著正影响,在细分维度变量中,弱连接网络对农户参与村庄集体行动的意愿及程度均有显著正影响,而强连接网络对农户参与村庄集体行动的意愿有显著正影响,对农户参与村庄集体行动的程度有正影响,但不显著。进一步边际效应分析表明,关系网络对农户参与村庄集体行动的意愿及程度提升的边际效应都比较显著,在农户参与意愿提升方面,强连接网络边际效应略大于弱连接网络,而在农户参与程度提升方面,弱连接网络边际效应远大于强连接网络。

关键词:关系网络;农户参与;村庄集体行动;影响效应;Heckman样本选择模型

中图分类号:F303.1 **文献标志码:**A **文章编号:**1671-7465(2017)01-0108-11

一、引言

农村公共事务治理是国家治理的重要组成部分,但也是其薄弱环节,已经成为国家治理现代化的瓶颈,而探寻优化及提升农村公共事务治理效果的路径,对于深化农村治理认识和推进农村治理变革,具有重要意义^[1]。小型农田水利等公共池塘资源作为农村公共事务治理的重要组成部分,从微观层面厘清农户参与这一类型公共事务治理的村庄集体行动逻辑,对实现宏观层面农村公共事务治理的“善治”具有重要驱动作用^[2-4]。但现阶段,农户参与小型农田水利建设投资的积极性及贡献都不高^[5-6],从理论上讲,这一现象是由农户参与这一类型的村庄集体行动过程中,农户微观个体理性选择与村庄宏观集体理性选择的不一致所造成的。而基于地缘、血缘、亲缘等形成的关系网络,可充分发挥“桥梁”和“黏合剂”的作用,能显著地提高农户微观个体达成集体合作的可能性,进而实现个体利益与集体利益的统一,可有效促进村庄集体行动的成功,提高农户参与农村公共事务的治理效果,关系网络已成为影响农户参与村庄集体行

收稿日期:2016-09-27

基金项目:国家自然科学基金项目“基于农户收入差异视角的农田水利设施供给效果及改进路径研究”(71273210);教育部新世纪优秀人才支持计划“合作信任、关系网络与小型农田水利农户参与供给研究”(NCET-13-0492);陕西高校人文社会科学青年英才支持计划“小型农田水利农户参与供给研究:合作信任、社会网络视角”(陕教高2015(16)号)

作者简介:蔡起华,男,西北农林科技大学经济管理学院博士生,E-mail:caiqihua2007@163.com;朱玉春,女,西北农林科技大学经济管理学院教授,博士生导师。

动的重要因素。

关系网络与信任、规范被看作是社会资本的三大维度^[7],但社会资本与传统的资本概念有较大的区别,它是可作为正式制度补充的一种非正式制度,是利益相关者在个体或集体行动中获得和利用嵌入在关系网络中的资源^[8],而关系网络是指以“地缘、血缘、亲缘”为基础形成的一群特定个人之间的关系网,是个人生活的社会结构^[9]。国内外已有文献显示,在提升收入、提高就业、减少贫困、风险分担等方面,关系网络都有不同程度的作用^[8,10-14]。然而,关系网络对农户参与村庄集体行动的文献较少,故本文以农户关系网络为切入点,探究其对农户参与村庄集体行动的影响机理,以拓宽农村公共事务治理的研究路径和丰富农村公共产品供给研究的理论体系。

考虑到村庄集体行动的类型较多,本文主要以农户参与小型农田水利建设投资,这一类典型的、与农户生产经营活动密切相关的农村公共事务为例,探究农户参与村庄集体行动的作用机制。现有文献对农户参与小型农田水利建设投资的意愿关注较多,而对农户参与这一村庄集体行动程度的探究较少,且从关系网络视角解析农户参与村庄集体行动影响机制的文献则更少^[15-22]。基于此,本文的主要贡献在于:(1)将农户参与村庄集体行动,解构为农户参与意愿和农户参与程度两个决策过程,进而考察关系网络对这两个不同过程的影响效应;(2)将农户关系网络,分解为弱连接网络与强连接网络两个维度,进而探析这两者对农户参与村庄集体行动的意愿及程度影响效应的差异。

二、理论分析框架

由于农户参与小型农田水利建设投资这一村庄集体行动的决策过程,包括农户参与村庄集体行动的意愿和程度两个阶段,因此,本文在区分两者的基础上,从理论上剖析关系网络对农户参与村庄集体行动的作用机制。

嵌入性观点表明,行为个体在作出相关决策时并不是完全独立的,其所嵌入的关系网络对其决策行为的影响是确定的^[23],而在中国这样一个传统的乡土关系型社会,关系网络对农户家庭生产经营或生活决策的影响尤为重要^[24]。具体到本文的研究对象,在农户参与村庄集体行动过程中,农户的投资行为并不能孤立产生和发挥效应,社会关系必然嵌入其中,表现为关系网络对农户参与村庄集体行动的促进或制约^[25],而这一影响效应在特定的村庄、家庭条件下又存在一定差异,造成这一现象的主要原因在于关系网络的异质性^[26]。

关系网络可以协调小型农田水利供给和需求的关系,并可通过农户个体间沟通及交流的方式,来传递不能在公共渠道流通的关于小型农田水利建设投资的信息,进而通过关系网络中的威望或声誉机制,将那些不能建立紧密的面对面网络的农户个体连接起来,来提高他们实现共同合作的可能性^[27]。具体而言,一方面,在地缘、血缘、亲缘的基础上,网络内部成员通过相互联系,可实现信息的有效流通与共享,以改变农户的思想及观念,这有利于农户参与村庄集体行动的意愿提升;另一方面,网络成员之间的关系对成员个体存在潜在的监督与约束作用,进而影响农户的个体行为决策,这有利于农户参与村庄集体行动的程度提升。

关系网络异质性,可依据农户参与村庄集体行动过程中,农户对网络成员咨询的频次或联系的紧密程度,区别为弱连接网络和强连接网络两种类型。弱连接网络,属于相对开放型网络,可使农户获得自身所属社会生活圈之外的新的信息内容及信息渠道^[28],这有助于农户视野的开阔,提高其认知水平,进而提升农户参与村庄集体行动的意愿。弱连接网络更有可能给参与集体行动者带来经济利益等方面的好处,其在动员社会资源方面也更有效率^[29],这可有效促进农户参与村庄集体行动程度的提高。而强连接网络,属于相对封闭型网络,可为农户参与村庄

集体行动提供社会信任的基础^[23],这可减弱农户参与村庄集体行动的投机心理,从而提升其参与村庄集体行动的意愿,而借由信任关系,农户也更愿意提供“人情”的帮助,并产生长期、频率较高的社会交换^[30],但类似的社会交换由于具有较强的群体内部一致性,使得强连接网络对农户参与村庄集体行动程度的作用效果主要取决于网络中核心或精英成员的选择,致使其影响效应有一定的不确定性。两种关系网络相较而言,弱连接网络传递信息,强连接网络引发行为^[31]。两者差异的根源在于,获取信息及动员资源的能力不同,将会导致两者对农户参与村庄集体行动意愿及程度的影响效应存在一定差异。

综上所述,关系网络的嵌入特性对农户参与村庄集体行动的意愿及程度有重要影响,而这种嵌入效应主要通过信息获取、资源动员、观念传播、社会交换等路径来显示。本文的理论分析框架如图 1 所示。

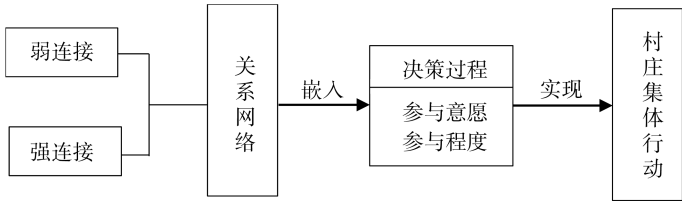


图 1 理论分析框架

三、模型、数据与变量

(一) 模型构建

以农户参与小型农田水利建设投资,这一类典型的村庄集体行动为例,可将农户参与村庄集体行动的决策行为分为两个过程:第一个过程是农户选择参与或不参与村庄集体行动,即参与村庄集体行动的意愿;第二个过程是选择参与的农户进一步决定投入多少资金,即参与村庄集体行动的程度。可见,只有在观测到农户选择参与村庄集体行动时,才能进一步观测到这部分农户参与村庄集体行动的投资金额,因此,样本选择偏误问题在本文研究中是存在的。

基于本文的样本选择机制,依据 Heckman^[32] 和 Greene^[33] 的研究,以 y_{1i} 代表农户参与村庄集体行动的程度,以 y_{2i} 代表农户参与村庄集体行动的意愿,以 X_{1i} 代表包括关系网络变量以及个人特征、家庭特征与村庄特征等一系列自变量,以 Z_{2i} 代表包括 X_{1i} 和识别变量在内的一系列自变量,进而构建如下模型:

$$y_{1i}^* = \alpha X'_{1i} + \mu_{1i}, \text{ 当 } y_{2i} = 1 \text{ 时, } y_{1i}^* = y_{1i} \tag{1}$$
$$y_{2i}^* = \beta Z'_{2i} + \mu_{2i}, \text{ 当 } y_{2i}^* > 0 \text{ 时, } y_{2i} = 1; \text{ 否则, } y_{2i} = 0 \tag{2}$$

式(1)代表决策程度方程,式(2)代表决策意愿方程,其决策机制为,当且仅当 $y_{2i} = 1$ (样本农户 i 选择参与村庄集体行动)时, y_{1i} 才能被观测到。式(1)与式(2)中, y_{1i}^* 、 y_{2i}^* 是两个潜变量, y_{1i} 、 y_{2i} 是两个可以观测的因变量, X'_{1i} 、 Z'_{2i} 是两组自变量向量, α 、 β 是两组对应的待估参数, μ_{1i} 、 μ_{2i} 代表残差项,服从均值都为 0,方差分别为 σ 和 1,相关系数为 ρ 的二元正态分布。

基于式(1)和式(2),可建立对数似然函数如下:

$$\ln L = \sum_{y_{2i}=0} \ln [\Phi(-\beta Z'_{2i})] + \sum_{y_{2i}=1} \ln \{ \Phi [(\beta z_{2i} + \rho \sigma^{-1} (y_{1i} - \alpha x_{1i})) / \sqrt{1 - \rho^2}] \} + \ln \{ \phi [(y_{1i} - x_{1i} \alpha) / \sigma] - \ln(\sigma) \} \tag{3}$$

式(3)中, $\ln L$ 表示似然函数的对数值, $\Phi(\cdot)$ 和 $\phi(\cdot)$ 分别表示标准正态分布的累积分布函数和概率密度函数,其他符号含义同前所述。根据式(3),利用极大似然估计法,可求得本文实证研究所需的相关参数。

(二) 数据说明

本文研究数据源自项目组成员 2014 年 7—8 月,利用分层抽样与简单随机抽样相结合的抽样方式,对宁夏、陕西、河南 3 个省份 9 个县(区)180 个村庄 1456 户农户进行的实地调研访谈,在删除无效样本后,最后得到 180 个村庄的 1440 份农户有效问卷。宁夏地处黄河灌区的上游,而陕西和河南则地处黄河灌区的中下游,3 个省份在农田水利条件、农村社会资本存量 and 经济发展水平等方面都有较大差异,样本调研地区选择具有一定的代表性。此次调查问卷主要内容包 括:样本农户家庭及其所在村庄的基本信息、当前小型农田水利投资与建设状况、样本农户家庭及其所在村庄的社会资本以及基本的农业生产经营状况等四个方面。

(三) 变量选择

本文被解释变量^①有两个,即农户参与村庄集体行动的意愿与农户参与村庄集体行动的程度,前者是二元虚拟变量,后者是连续型变量。对核心自变量关系网络的测度,本文依据 Knight 和 Yueh^[36]的研究结论,采用样本农户家庭拥有的亲友数来表征,进而根据 Granovetter^[28]和 Liu^[37]的研究,采用样本农户家庭拥有的亲戚数来表征强连接网络,而采用样本农户家庭拥有的朋友数来表征弱连接网络。对于控制变量的选择,本文选取以下三类:第一,农户个体特征变量,即受访农户的实际年龄、受教育程度、务农状况、健康情况。第二,农户家庭特征变量,即农户家庭可灌溉耕地占比、收入水平、地块数、劳动力状况。第三,村庄特征变量,即村组数、土地调整、贫困村、资金使用。对于识别变量^②的选择,依据已有文献^[6,20],本文选取是否自有小型农田水利这一变量。现有文献^[38]认定,第一阶段决策意愿方程的识别变量与第二阶段决策程度方程的因变量之间是否存在相关性,是“程度”问题,而非“有无”问题,这是选取识别变量的依据。从理论及数理上来看,本文识别变量对农户参与意愿确有较强的直接影响,而对农户参与程度也确有一定影响,但这一影响可能更多的是间接影响^③,因此,本文识别变量是恰当的。本文研究所用主要变量的具体含义及基本分布情况见表 1。

由表 1 可知,70%的样本农户没有选择参与村庄集体行动,而在选择参与村庄集体行动的样本农户中,农户参与村庄集体行动程度的均值为 964.02 元,这说明,大多数样本农户参与村庄集体行动的积极性不高,但样本农户参与村庄集体行动的程度处于一个较高水平。样本农户整体关系网络水平较高,但弱连接网络水平相比强连接网络水平低一些,这表明样本区域的农村社会资本存量仍然很大。样本农户年龄大多数处于 51 岁以上,受教育程度较低,但健康情况良好,且绝大多数样本农户从事农业生产。样本农户家庭可灌溉耕地比例较高,年总收入均值为 44800 元左右,地块数平均在 5 块左右,家庭劳动力较为充裕,表明样本农户从事农业生产的专业化程度较高。样本农户所在村庄村组数多在 8 个以上,大多数村庄没有进行过土地调整,且大多数村庄属于非贫困村,其小型农田水利供给资金使用情况也较为透明,这说明,样本村庄生产经营及农田水利条件相对较好。目前,大多数样本农户没有小型农田水利,这直接影响着农户参与小型农田水利建设投资这一村庄集体行动的意愿。

① 本文被解释变量实际上是唯一的,为表述方便及分析细致,才分为“参与意愿”和“参与程度”两个进行论述,但是在模型回归时,是按统一的变量进行估计的。Heckman 样本模型第一阶段的因变量是人为命名的,并非实际测算所得^[34-35],而本文对这一因变量的构建是“参与意愿”。

② 理想的识别变量应该对参与意愿有直接影响,但对参与程度没有直接影响,然而,完全符合该条件的变量几乎不可得。

③ 通过测度及分析识别变量和本文两个因变量的相关系数和回归结果可知,识别变量对参与意愿的直接影响较大,且显著,但对参与程度的直接影响较小,且不显著。这一论证结果未在文中呈现,有兴趣的读者可以向作者索取。

表 1 主要变量信息描述

变量名称	变量定义	平均值	标准差
参与意愿	是否选择参与村庄集体行动;是=1,否=0	0.30	0.46
参与程度	参与村庄集体行动的投资金额(元)	964.02	946.75
关系网络	家庭拥有的亲友数量(个)	17.67	6.93
弱连接网络	家庭拥有的朋友数量(个)	7.27	3.72
强连接网络	家庭拥有的亲戚数量(个)	10.39	4.73
年龄	受访农户的实际年龄(岁)	51.85	10.83
受教育程度	小学及以下=1,初中=2,高中=3,专科及本科=4,本科以上=5	1.68	0.71
务农状况	是否务农;是=1,否=0	0.99	0.10
健康情况	很差=1,差=2,一般=3,较健康=4,很健康=5	4.07	0.94
灌溉比例	家庭可灌溉耕地面积占总耕地面积的比例	0.96	0.12
收入水平	家庭总收入水平的自然对数值	10.71	0.64
地块数	家庭耕地地块数(块)	5.21	3.79
劳动力状况	不短缺=1,偶尔短缺=2,一般=3,较短缺=4,很短缺=5	1.80	1.06
村组数	村庄的村组个数(个)	8.45	3.75
土地调整	村庄是否进行过土地调整;是=1,否=0	0.04	0.19
贫困村	村庄是否贫困;是=1,否=0	0.26	0.44
资金使用	很不透明=1,不透明=2, 一般=3,较透明=4,很透明=5	3.15	0.85
灌溉设施	是否自有小型农田水利;是=1,否=0	0.05	0.21

(四) 样本描述

1. 村庄基本情况。由表 2 可知,样本村庄有大约 74%属于非贫困村,样本村庄间经济发展水平有一定的差异,有利于探究农户参与村庄集体行动的异质性。样本村庄到县城的距离大多数在 8~16 公里这个区间段,表明样本村庄受市场化的冲击可能较高,这可能制约农户从事农业生产的积极性。超过一半的样本村庄的耕地面积集中于 2000~6000 亩这一区间段,而样本村庄的村组数也大多处于 7~14 个,这说明,样本村庄大多数属于中等规模的村庄,其生产经营条件及人口密集程度较好。

2. 农户基本情况。表 2 显示出,样本农户以男性居多,大约占样本量的 57%,年龄分布多集中于 40~60 岁这个年龄阶段,且受教育水平以小学及以下居多,大约占到样本量的 44%,这说明现阶段,从事农业生产的农户年龄偏高,农村人力资本存量偏低。农户家庭耕地的地块数多在 5 块以下,大约占到样本量的 57%,表明样本农户家庭耕地细碎化程度不高,这影响着农户参与村庄集体行动的决策行为。

表 2 样本基本情况

村庄情况	样本量	比例(%)	农户情况	样本量	比例(%)
贫困村			性别		
是	376	26.11	男	820	56.94
否	1064	73.89	女	620	43.06
到县城的距离			年龄		
8 公里以下	248	17.22	30 岁以下	30	2.08
8~12 公里	288	20	30~40 岁	143	9.93
12~16 公里	464	32.22	40~50 岁	369	25.63

续表 2

村庄情况	样本量	比例 (%)	农户情况	样本量	比例 (%)
16~20 公里	104	7.23	50~60 岁	471	32.71
20 公里以上	336	23.33	60 岁以上	427	29.65
耕地面积			受教育程度		
2000 亩以下	280	19.44	小学及以下	638	44.31
2000~4000 亩	488	33.89	初中	648	45
4000~6000 亩	424	29.44	高中	131	9.1
6000~8000 亩	104	7.23	专科及本科	22	1.53
8000 亩以上	144	10	本科以上	1	0.07
村组数			地块数		
7 个以下	472	32.78	5 块以下	821	57.01
7~14 个	840	58.33	5~10 块	398	27.64
14 个以上	128	8.89	10 块以上	221	15.35

四、实证结果分析

由实证结果表 3^①可知,三个实证模型的 Wald 卡方检验值都通过了 1%的显著性水平检验,这在整体上说明,三个实证模型都适用本文样本数据分析。而相关系数 ρ 的似然比检验结果表明,三个实证模型都通过了 1%或 5%的显著性水平检验,即都拒绝 ρ 这一原假设,说明本文研究的确存在样本选择偏误问题,应采用样本选择模型处理这一实证研究问题。根据表 3 的实证分析结果,本文可从三个方面阐释农户参与村庄集体行动的影响效应。

表 3 关系网络对农户参与村庄集体行动的影响分析

变量名	模型 1		模型 2		模型 3	
	参与程度	参与意愿	参与程度	参与意愿	参与程度	参与意愿
网络变量						
关系网络	13.58 ** (6.33)	0.02 * * * (0.01)				
弱连接网络			36.08 * * * (12.78)	0.02 * * (0.01)		
强连接网络					4.59 (9.09)	0.03 * * * (0.01)
个体特征						
年龄	3.34 (4.34)	0.01 (0.00)	3.55 (4.35)	0.01 (0.00)	2.63 (4.38)	0.01 (0.00)
受教育程度	-62.35 (65.85)	0.07 (0.06)	-65.23 (65.20)	0.09 (0.06)	-39.19 (66.27)	0.08 (0.06)
务农状况	262.34 (355.98)	-0.05 (0.39)	233.56 (359.81)	-0.03 (0.40)	284.53 (356.42)	-0.06 (0.39)
健康情况	108.88 * * (52.50)	-0.07 (0.04)	102.38 * * (51.83)	-0.07 (0.04)	102.55 * (53.41)	-0.07 * (0.04)

① 由于弱连接网络与强连接网络这两个变量的相关系数较高,若在模型中同时引入二者进行实证分析,将导致较强的多重共线性,使得实证分析结果出现较大的偏误,故本文未同时引入二者进行实证分析。

续表 3

变量名	模型 1		模型 2		模型 3	
	参与程度	参与意愿	参与程度	参与意愿	参与程度	参与意愿
家庭特征						
灌溉比例	300.31	0.19	251.56	0.17	349.32	0.22
	(274.05)	(0.36)	(279.17)	(0.36)	(276.80)	(0.37)
收入水平	104.00	-0.00	103.61	0.01	115.05	0.00
	(70.50)	(0.06)	(70.03)	(0.06)	(71.24)	(0.06)
地块数	-12.09	0.03***	-10.51	0.04***	-8.33	0.03***
	(11.13)	(0.01)	(10.90)	(0.01)	(11.43)	(0.01)
劳动力状况	102.12**	-0.00	97.58**	-0.01	100.53**	0.00
	(45.81)	(0.04)	(44.94)	(0.04)	(46.00)	(0.04)
村庄特征						
村组数	-8.76	-0.03***	-7.66	-0.03***	-8.17	-0.03***
	(12.02)	(0.01)	(12.03)	(0.01)	(12.15)	(0.01)
土地调整	-498.68***	-0.44**	-436.10***	-0.43*	-512.97***	-0.47**
	(86.48)	(0.22)	(86.21)	(0.22)	(89.84)	(0.22)
贫困村	-162.20	-0.36***	-188.62*	-0.39***	-190.51*	-0.35***
	(105.29)	(0.09)	(102.13)	(0.09)	(108.53)	(0.09)
资金使用	82.54	0.44***	91.34	0.45***	82.39	0.44***
	(63.67)	(0.05)	(64.02)	(0.05)	(63.74)	(0.05)
识别变量						
灌溉设施		1.23***		1.24***		1.24***
		(0.18)		(0.17)		(0.18)
常数项	-1501.54	-2.43***	-1475.02	-2.46***	-1464.27	-2.42***
	(975.78)	(0.86)	(973.01)	(0.86)	(982.95)	(0.86)
对数似然值	-4316.06		-4318.07		-4318.94	
Wald 卡方值	54.71***		64.40***		48.52***	
ρ 值	-0.27***		-0.25**		-0.28***	

注：***、**、* 分别表示回归系数在 1%、5%、10% 的水平上显著,括号内数字表示稳健的回归标准误。

(一) 网络变量

表 3 中模型 1 显示出,关系网络对农户参与村庄集体行动的意愿及程度均有显著正影响。这表明,农户关系网络水平既可以显著提升农户选择参与村庄集体行动的概率,也可以显著提高农户参与村庄集体行动的投资金额。一方面,拥有较高关系网络水平的农户一般处于网络中心位置,在处理村庄公共事务中具有较高的威望,有较强的组织动员能力,其能在一定程度上调动其他农户积极参与村庄集体行动;另一方面,这一类型的农户也能更好地分享信息与资源,较好地协调农户分担参与村庄集体行动的成本,网络成员之间的关系对成员个体存在潜在的监督与约束作用,这有利于提高其参与村庄集体行动的程度,促进村庄集体行动的达成。这一发现与 Ostrom^[39]通过全球大范围案例研究得出的结论相似。

为深入解析关系网络异质性对农户参与村庄集体行动的作用机制,将关系网络这一多维概念解构为弱连接网络与强连接网络两个维度。表 3 中模型 2 的实证结论表明,弱连接网络对农户参与村庄集体行动的意愿及程度均有显著正影响。弱连接网络多建立在业缘、地缘等关系连接之上,拥有较高弱连接网络水平的农户,其视野更加开阔,对传统农业发展落后现状有更多了

解,能清楚认识到农田水利在传统农业向新型农业转变中的关键作用,较易形成共同体意识,有利于村庄集体行动的形成,而且,拥有较高弱连接网络水平的农户一般拥有更多的社会资源,可以有效地发挥其较强的交流沟通与社会动员能力,这会进一步激励其他农户参与村庄集体行动。另外,弱连接网络水平较高的农户,其家庭经济生活水平也相对越高,致使其能承担更多的村庄集体行动成本,进而提升其参与村庄集体行动的程度。

表 3 中模型 3 的回归结果显示,强连接网络对农户参与村庄集体行动的意愿有显著正影响,对其参与村庄集体行动的程度有一定正影响,但不显著。强连接网络多建立在亲缘、血缘等关系连接之上,拥有较高强连接网络水平的农户,在无形的监督或压力的约束下(例如,某些约定俗成的规范、惯例)会降低其参与村庄集体行动搭便车的心理,提高其选择参与村庄集体行动的概率,较易促成集体行动的实现。但是,拥有较高强连接网络水平的农户,由于常受到社群内其他成员决策行为的影响,使得其个体决策行为具有较强的社群同质性,致使这部分农户选择参与村庄集体行动的程度时,多从众于其他农户的选择,导致强连接网络对农户参与村庄集体行动程度的影响效应不明显。

对比模型 2 和模型 3 可发现,强连接网络相对弱连接网络在提升农户参与村庄集体行动的程度方面弱很多,这一结果与现有理论^①是相悖的,但也验证了强连接网络与弱连接网络,两者在农户参与村庄集体行动的不同决策过程中作用机制是不同的。一方面,强连接网络相对于弱连接网络,其传递的决策信息可能是冗余的^[40],这些重复信息的交流通常会强化原本的认知观点^②,从而限制农户进一步提升参与村庄集体行动的程度;另一方面,强连接网络相对于弱连接网络,具有更高的同质性,其所带来的“人情偏好”和“同群效应”更为明显,农户碍于“面子”或“群体压力”,会修正自我参与村庄集体行动的投资行为,致使农户参与村庄集体行动的投资金额具有更大的趋同性,而这种趋同性的结果,具有不确定性,使得其对农户参与村庄集体行动程度的影响较弱。

(二) 控制变量

由表 3 可知,控制变量中,样本村庄村组数、土地调整及贫困村对农户参与村庄集体行动的意愿有显著负影响,但地块数与资金使用对农户参与村庄集体行动的意愿有显著正向影响。这说明,村庄规模、土地经营权的稳定性和村庄收入水平均不利于农户参与村庄集体行动的积极性,但样本农户家庭耕地地块数越多,村庄小型农田水利供给资金使用越透明,农户参与村庄集体行动的积极性越高。样本农户健康情况仅对农户参与村庄集体行动的程度有显著正影响,其原因是,健康情况较好的农户能更多地承担农户参与村庄集体行动的交易成本,可有效提升农户参与村庄集体行动的效率,因而他们更倾向于参与村庄集体行动。而村庄土地调整对农户参与村庄集体行动的程度有显著负向影响,这是因为,过多的土地调整会增加农户参与村庄集体行动过程中的搭便车行为,进而降低农户参与村庄集体行动的程度。

(三) 识别变量

表 3 中识别变量在三个实证模型中都通过了 1% 显著性水平检验,这说明,本文选择的识别变量适用于当前样本数据分析,样本选择偏误问题得到了较好的处理。表 3 实证结果显示,农户是否自有小型农田水利对农户参与村庄集体行动的意愿有显著正影响。原因在于,自有小型农田水利的农户,大多数属于从事农业生产经营的大农户,他们比小农户能获得更大的农业产出收益,也更有能力改善农田水利条件,致使其选择参与村庄集体行动的概率较高。

① 感谢匿名审稿人指出,在研究关系网络的国内外文献中,有一个基本判断是,弱连接网络在国外(特别是发达国家)更重要,而在中国这样的发展中国家,强连接网络在个体决策中的作用则更突出。

② 比如,一些农户自身参与村庄集体行动的程度不高,但其会将自我观点传播给强连接网络中的其他成员,加之其他成员也常缺乏和不同观点融合的机会,这种认知观点得到强化后,会导致其他农户参与村庄集体行动的程度也不高。

五、稳健性检验及边际效应分析

为检验实证分析模型的稳健性,本文采用国内文献^[14]多采用的测量方式来测度关系网络变量,重新估计实证模型,以探究关系网络对农户参与村庄集体行动的作用方向及程度,结果见表 4 中模型 4 所示。对关系网络变量用“农户家庭送礼的礼金支出”来表征,其计量单位为千元。由表 4 可知,模型 4 与表 3 中模型 1 的实证结果基本相同,说明本文实证分析结论是稳健的。

表 4 中实证模型 1~3 进一步边际效应的分析表明,关系网络提高一个标准差,将增加农户选择参与村庄集体行动的概率 4.16%,弱连接网络提高一个标准差,将增加农户选择参与村庄集体行动的概率 2.38%,强连接网络提高一个标准差,将增加农户选择参与村庄集体行动的概率 4.12%。而在农户参与村庄集体行动的程度提升方面,关系网络提高一个标准差,会提升农户参与村庄集体行动的程度 119.26 元,弱连接网络提高一个标准差,会提升农户参与村庄集体行动的程度 147.47 元,强连接网络提高一个标准差,会提升农户参与村庄集体行动的程度 47.73 元。

表 4 稳健性检验及边际效应分析

变量名	模型 4		模型 1		模型 2		模型 3	
	参与程度	参与意愿	参与程度	参与意愿	参与程度	参与意愿	参与程度	参与意愿
礼金支出	265.00*** (82.68)	0.12** (0.06)						
关系网络			17.21*** (6.47)	0.01*** (0.00)				
弱连接网络					39.64*** (12.96)	0.01** (0.00)		
强连接网络							10.09 (9.09)	0.01*** (0.00)

注:***、**、* 分别表示回归系数在 1%、5%、10% 的水平上显著,括号内数字表示稳健的回归标准误,为简约,表中没有给出其他变量的实证结果。

六、主要结论与政策建议

基于宁夏、陕西和河南 3 个省份实地调研数据,以农户参与小型农田水利建设投资为例,运用 Heckman 样本选择模型,实证分析了关系网络对农户参与村庄集体行动的影响效应,本文主要研究结论如下:

1. 样本农户选择参与村庄集体行动的比例仅为 30%,但在选择参与村庄集体行动的样本农户中,大多数样本农户参与村庄集体行动的程度处于较高水平。样本农户整体关系网络水平较高,但弱关系网络水平较强关系网络水平低一些。
2. 关系网络对农户参与村庄集体行动的意愿及程度均有显著正影响,其各维度变量中,弱连接网络对农户参与村庄集体行动的意愿及程度均有显著正影响,而强连接网络对农户参与村庄集体行动的意愿有显著正影响,对农户参与村庄集体行动的程度有正影响,但不显著。
3. 控制变量中,村庄特征变量对农户参与村庄集体行动的意愿及程度都有较显著的影响,而个体特征与家庭特征对农户参与村庄集体行动的影响效应较弱。识别变量对农户参与村庄

集体行动的意愿有显著正影响,样本选择偏误问题得到很好的解决。

4. 关系网络对农户参与村庄集体行动的意愿及程度提升的边际效应都是比较明显的,而在农户参与意愿提升方面,强连接网络较弱连接网络的边际效应略大一些,但在农户参与程度提升方面,弱连接网络较强连接网络的边际效应大很多。

基于本文研究结论,提出以下政策建议:第一,着眼于农户关系网络的建设与维护,充分发挥关系网络在促进成员间沟通交流及信息共享等方面的优势,具体而言,可通过积极培育农户专业合作社、农户水利协会、农户灌溉小组等各类正式或非正式组织,以有效促进农户参与村庄集体行动;第二,加强村庄基层治理,注重农户关系网络中弱连接网络的作用,充分利用村庄精英团体的连带效应,激励农户参与村庄集体行动;第三,在现有的政策框架和村庄发展目标下,系统考虑农户需求及地区发展状况,构建全面的农户参与农村公共事务治理的平台,结合关系网络等非正式制度引导农户参与村庄集体行动。

参考文献:

- [1]王亚华,高瑞,孟庆国.中国农村公共事务治理的危机与响应[J].清华大学学报(哲学社会科学版),2016(2):23-29.
- [2]汪锦军.农村公共事务治理:寻求政府主导与农民主体的平衡[J].行政论坛,2009(1):22-24.
- [3]冷志明.公共事务治理百年研究历程[J].经济学动态,2011(6):108-114.
- [4]高瑞,王亚华,陈春良.劳动力外流与农村公共事务治理[J].中国人口·资源与环境,2016(2):84-92.
- [5]蔡起华,朱玉春.农户参与农村公共产品供给意愿分析[J].华南农业大学学报(社会科学版),2014(3):45-51.
- [6]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(1):41-50.
- [7]Putnam R D, Leonardi R, Nanetti R. *Making Democracy Work: Civic Traditions in Modern Italy*[M]. Princeton: Princeton University Press, 1993.
- [8]Lin N. *Social capital: A Theory of Social Structure and Action*[M]. New York: Cambridge University Press, 2001.
- [9]Scott J. *Social Network Analysis*[M]. Third edition. Los Angeles: SAGE, 2013.
- [10]Munshi K, Rosenzweig M. Why is Mobility in India so Low? Social Insurance, Inequality, and Growth[R]. National Bureau of Economic Research, 2009.
- [11]Kinnan C, Townsend R. Kinship and Financial Networks, Formal Financial Access, and Risk Reduction[J]. *The American Economic Review*, 2012,102(3):289-293.
- [12]章元,陆铭.社会网络是否有助于提高农民工的工资水平?[J].管理世界,2009(3):45-54.
- [13]唐为,陆云航.社会资本影响农民收入水平吗——基于关系网络、信任与和谐视角的实证分析[J].经济学家,2011(9):77-85.
- [14]杨汝岱,陈斌开,朱诗娥.基于社会网络视角的农户民间借贷需求行为研究[J].经济研究,2011(11):116-129.
- [15]卫龙宝,凌玲,阮建青.村庄特征对村民参与农村公共产品供给的影响研究——基于集体行动理论[J].农业经济问题,2011(5):48-53.
- [16]刘辉,陈思羽.农户参与小型农田水利建设意愿影响因素的实证分析——基于对湖南省粮食主产区475户农户的调查[J].中国农村观察,2012(2):54-66.
- [17]王昕,陆迁.农村社区小型水利设施合作供给意愿的实证[J].中国人口·资源与环境,2012(6):115-119.
- [18]李冰冰,王曙光.社会资本、乡村公共品供给与乡村治理——基于10省17村农户调查[J].经济科学,2013(3):61-71.
- [19]蔡荣,蔡书凯.村庄规模、收入不均等性与村庄集体行动——以安徽省102个村庄的农田灌溉设施建设为例[J].经济评论,2014(1):48-57.

- [20] 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.
- [21] 魏柔云, 朱玉春. 关系网络与农户参与公共产品供给意愿[J]. 北方园艺, 2015(1):199-202.
- [22] Cai Q, Zhu Y, Chen Q. Can Social Networks Increase Households' Contribution to Public-good Provision in Rural China? The Case of Small Hydraulic Facilities Construction[J]. *China Agricultural Economic Review*, 2016, 8(1):148-169.
- [23] Granovetter M. Economic Action and Social Structure: The Problem of Embeddedness[J]. *American Journal of Sociology*, 1985:481-510.
- [24] Bian Y. Bringing Strong Ties Back in: Indirect Ties, Network Bridges, and Job Searches in China[J]. *American Sociological Review*, 1997:366-385.
- [25] 崔宝玉, 张忠根. 农村公共产品农户供给行为的影响因素分析——基于嵌入性社会结构的理论分析框架[J]. 南京农业大学学报(社会科学版), 2009(1):25-31.
- [26] Ostrom E. Analyzing Collective Action[J]. *Agricultural Economics*, 2010, 41:155-166.
- [27] Ostrom E, Ahn T K. The Meaning of Social Capital and Its Link to Collective Action[J]. *Social Science Electronic Publishing*, 2007.
- [28] Granovetter M. The Strength of Weak Ties[J]. *American Journal of Sociology*, 1973:1360-1380.
- [29] Siegel D A. Social Networks and Collective Action[J]. *American Journal of Political Science*, 2009, 53(1):122-138.
- [30] Uzzi B. Social Structure and Competition in Interfirm Networks: The Paradox of Embeddedness[J]. *Administrative Science Quarterly*, 1997, 42(1):35-67.
- [31] Christakis N A, Fowler J H. *Connected: The Surprising Power of Our Social Networks and How They Shape our Lives* [M]. New York: Little, Brown and Co., 2009.
- [32] Heckman J J. Sample Selection Bias as a Specification Error[J]. *Econometrica*, 1979, 47(1):153-161.
- [33] Greene W H. *Econometric Analysis* [M]. 7th. Boston: Prentice Hall, 2012.
- [34] Wooldridge J M. *Econometric Analysis of Cross Section and Panel Data* [M]. 2nd. Cambridge, Mass.: MIT Press, 2010.
- [35] Wooldridge J M. *Introductory Econometrics: A Modern Approach* [M]. 5th. Mason, OH: South-Western Cengage Learning, 2013.
- [36] Knight J, Yueh L. The Role of Social Capital in The Labour Market in China[J]. *Economics of Transition*, 2008, 16(3):389-414.
- [37] Liu M M. *Migrant Networks and International Migration: Testing Weak Ties* [J]. *Demography*, 2013, 50(4):1243-1277.
- [38] 寇恩惠, 刘柏惠. 公私部门工资差距——基于扩展的 Heckman 选择模型[J]. 数量经济技术经济研究, 2011(3):66-78.
- [39] Ostrom E. *Governing The Commons: The Evolution of Institutions for Collective Action* [M]. Cambridge, New York: Cambridge University Press, 1990.
- [40] 刘斌, 李磊. 寻职中的社交网络“强连接”“弱连接”与劳动者工资水平[J]. 管理世界, 2012(8):115-128.

(责任编辑:宋雪飞)