

宗族结构对农村公共品供给水平的影响效应

——基于当选者意愿与能力的中介效应检验

梁劲松, 王征兵

(西北农林科技大学 经济管理学院, 陕西 杨凌 712100)

摘要: 基于中国健康与养老追踪调查 (CHARLS) 全国基线调查的数据, 从数量和集中程度两个维度研究了宗族结构对农村公共品供给水平的影响及其作用路径。结果表明: 基于数量层面, 相较于没有宗族而言, 两家均衡型的宗族结构能够显著提高农村公共品的供给水平, 而一家独大型和多家混合型的结构影响并不显著。基于集中程度层面, 相较于没有宗族而言, 高寡占型的宗族结构对村庄的公共品供给有显著正向影响, 而竞争型和低寡占型结构并未发挥显著作用。另外, 宗族数量通过影响当选者意愿进而影响农村公共品供给, 宗族集中程度通过影响当选者能力进而作用于农村公共品供给。

关键词: 农村; 宗族结构; 公共品供给; 影响效应

中图分类号: F320

文献标志码: A

文章编号: 1009-2013(2019)05-0045-10

Effects of clan structure on the public goods supply in rural areas:

based on the test of mediating effects of the elected candidates' willingness and ability

LIANG Jinsong, WANG Zhengbing

(College of Economics and Management, Northwest A&F University, Yangling 712100, China)

Abstract: Based on the national baseline survey data of China Health and Retirement Longitudinal Study (CHARLS), this article evaluates the influence of clan structure on public goods supply in rural areas and its effect path from the dimensions of quantity and concentration. The results show that: in the aspect of quantity, compared with non-clan, well-balanced clan structure significantly improves the supply of public goods in rural areas whereas the influence of a single clan monopoly and multiple-clan hybrid is insignificant. Meanwhile, in terms of the centralization level, compared with non-clan, the clan structure of high oligopoly has a significant positive impact on the supply of rural public goods while the competitive and low oligopoly structure fails to play a significant role. Moreover, it is found that the number of clan groups affects the supply of rural public goods through the elected candidates' willingness. The degree of clan concentration influences the supply of rural public goods through the elected candidates' ability.

Keywords: country; clan structure; public goods supply; impact effect

一、问题的提出

农村公共品涵盖农村发展、农业生产和农民生活等诸多方面, 其有效供给有助于缩小贫富差距、消除贫困^[1-3]。当前, 我国仍有大量人口居住在农村, 农村公共品供给不足, 制约着农村发展和农民生活

水平的提升^[4]。因此, 探究影响农村公共品供给的因素, 具有十分重要的现实意义。

在税费改革后, 农村公共品供给的资金来源主要有三种渠道: 一是政府投资, 二是村民通过“一事一议”筹集资金, 三是本着“谁投资谁受益”的原则由市场进行投资^[5]。基层财力紧张、公共服务严重依赖省级以上专项资金是农村公共品供给结构性失衡的重要原因^[6]。当然, 农村公共品供给不仅仅是资金问题, 还与制度有着密切联系。王淑娜、Luo 等研究表明, 选举能够增加村庄预算中公共支

收稿日期: 2019-09-12

基金项目: 陕西省哲学社会科学基金项目 (2018S04)

作者简介: 梁劲松(1994—), 男, 山西阳泉人, 硕士研究生, 主要研究方向为农业政策与理论。

出的比例,促进农村公共投资增加^[7,8]。王海员、陈东平研究认为,选举的规范程度并不能自动改善村庄公共品供给状况,而是随着村集体经济水平的提升逐渐发挥影响,同时选举的激烈程度对农村公共品供给数量具有“倒U型”影响^[9]。近年来,宗教和宗族对农村公共品供给的影响逐渐得到广泛关注。郭云南、Dou等研究发现,相较于没有宗教信仰的村庄,具有宗教信仰的村庄公共品投资额更高,并且信教数量、参加宗教活动越多,越能够促进公共品投资;不同的宗教信仰对公共品投资产生不同影响,基督教信仰对公共品投资有促进作用,而其他宗教信仰并不能增加公共品投资,甚至还会产生负面影响^[10,11]。宗族也在公共品供给中扮演着重要的角色。一方面,宗族能够对正式制度形成监督。Tsai研究指出,宗族可以影响村干部在公共品供给方面的决策,也就是说,宗族可以形成对村干部的监督,因此相对于没有宗族的村庄,有宗族的村庄可以获得更高水平的公共品供给^[12,13]。齐秀琳、伍骏骞也发现宗族可以形成集体行动的力量,使村干部在决策时考虑村民的意愿,达到监督的效果^[14]。另一方面,宗族有助于集体行动。郭云南等发现当村主任来自最大姓时,能够增加村庄的公共品供给,因为村主任可以利用在宗族内的相对地位说服其他成员支持其决策^[15]。Xu和Yao利用一组1986—2005年的数据也得到了类似的结论^[16]。Dou和Bing也指出,随着第一大姓占比增大,导致合作更加容易,因此会增加公共品的支出^[11]。但需要注意的是,由宗族提供的监督与集体行动能力又常常是矛盾的:一方面,当选者所在宗族规模越大越有利于集体行动^[11],而另一方面,大宗族由于缺乏激励与监督可能导致不作为和道德风险^[13,17]。

文献梳理表明,已有研究探讨了资金和相关制度对公共品供给的影响,但对宗族这种社会现象对公共品供给的影响还没有定论。现有文献对宗族的度量主要集中于整体层面,这就难以避免地将宗族对公共品供给的作用简单地一分为二。因此,如果要进一步研究在什么情况下宗族有利于农村公共品供给,就不能简单地将整个村庄的宗族作为一个整体,而需要考虑村庄内部宗族结构的影响。村庄内部宗族之间的互动十分重要:一方面,村庄的领导人几乎都是由大姓组成^[18],因此,宗族对于正式

制度的监督,往往也是宗族之间的监督。另一方面,村内的集体行动能力也考验着各宗族间的团结度,这造成了宗族之间的复杂关系,进而影响农村的公共品供给。因此,笔者拟基于中国健康与养老追踪调查数据,探究不同宗族结构对农村公共品供给的影响,并在此基础上厘清其作用机制。

二、理论分析与研究假设

在税费改革后,上级政府成为农村公共品的主要供给者,村与村之间对资源的争夺愈发突出,在这种情况下,需要村干部作为村民的代表,去争取更多的利益^[9]。然而,村集体在提供公共品时面临着两个基本问题:一是激励和监督村干部开展必要的公共项目,防止他们发生贪污、腐败等道德风险行为;二是说服成员为公共品供给做出贡献^[16]。第一个问题基本上是对村干部的问责,关系到村干部提供公共产品的意愿。第二个问题涉及到集体行动,与村干部提供公共品的能力相联系。因此,如果宗族能够改善农村的公共品供给状况,那么他们可能会促使村干部负责,或者促进村内的集体行动,也可能两者兼而有之^[16]。此外,对宗族结构的考察,借鉴了Dou、王宇锋和仇童伟等的研究^[11,19,20],分别从宗族数量和宗族集中程度两个方面对宗族结构进行分析。

1. 宗族数量、当选者意愿与农村公共品供给

村民自治以法律形式确立后,宗族开始寻求非正式组织与正式组织的耦合,以获取权利与资源^[9,21]。在选举时,多数选民本身就具有投本族候选人的倾向,并且宗族还会通过一些方式来影响选举,以保证自己宗族的成员可以当选,在有多个宗族的村子里,甚至可能形成几个大宗族之间的派系斗争^[21-24]。根据宗族数量的多少,竞争格局大致呈现三类:一家独大型、两家势均力敌型及多家博弈的混合型^[21]。不同格局下竞争的激烈程度不同,进而会影响当选者对公共品供给的主观意愿,即经历选举之后,当选者是否有意愿改善本村的公共品供给现状。两者之间很可能不是一种线性关系,当宗族数量较少、竞争较小时,由于缺乏必要的激励与监管,很容易只为本宗族谋利益,而忽略村级利益,导致村庄公共品供给减少^[25]。而随着宗族数量的增多,在实施监督的同时,竞选成本也在增加,可能导致

当选者上台后的首要目标是弥补自己的竞选支出，而非改善公共品供给状况^[9]。而当宗族数量适中时，既能够提供必要的竞争从而带来激励与监督，又能够控制竞选成本。因此，在这种情况下，当选者提供公共品的意愿可能更高，从而能够提高公共品的供给水平。基于上述分析，提出以下研究假设：

H₁：两家均衡型的结构能够提高农村公共品供给水平，而一家独大型和多家混合型的结构难以提高农村公共品供给水平。

H₂：当选者意愿是宗族数量与农村公共品供给水平之间的中介变量。

2. 宗族集中程度、当选者能力与农村公共品供给

Olson 的集体行动理论认为集团被期待着增进其公民的公共利益，但是集团成员只对获得集团利益充满兴趣，并不想承担获得这一利益而须付出的代价，只有进行“选择性激励”才会驱使集团中的理性个体采取有利于集团的行动。当存在“联邦”集团时——数个小集团出于某种原因与其他集团一起组成一个大集团，如果“联邦”集团要为其成员提供某些公共服务，它们可能会运用“选择性”激励来使每个小集团的成员为集体目标做出贡献^[26]。在税费改革之后，村一级的财政主要依靠上级政府的转移支付，并且政府开始以“项目制”的形式承担起公共品供给的任务^[27,28]。在这种情况下，农村公共品的供给实质上反映了各村之间对于政府资源竞争的结果^[9]。在外界共同利益的刺激下，村内各宗族利益集团会组成一个代表村级利益的“联邦”集团，即由宗族利益合成村级利益。如果缺乏村民在财力或劳力上的支持与配合，当选者很难提供公共品。因此，“联邦”集团的集体行动能力就会影响当选者争取和提供公共品的客观能力，进而影响到村庄的公共品供给水平。公共品供给会涉及到村民的利益协调，但在共同利益下，“联邦”集团中的各小集团会运用社会激励使小集团成员支持大集团的共同利益。这一过程会受到异质性的影响，村庄的异质性程度越低，就越容易协调与组织，也就更容易产生集体行动的力量^[29,30]。而宗族是影响异质性的一个重要因素，因此，如果村中存在占绝大多数的大姓，即宗族集中程度越高则更容易在公共品供给的事务上达成一致^[5,31]。由此提出

以下研究假设：

H₃：村中宗族集中程度越高越有利于提高其公共品供给水平。

H₄：当选者能力是宗族集中程度与农村公共品供给水平之间的中介变量。

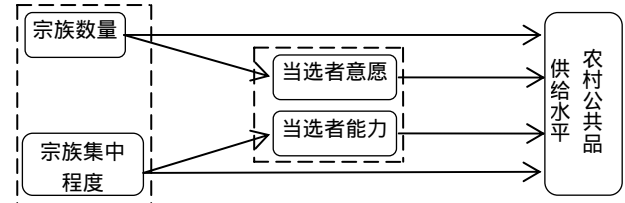


图 1 宗族与农村公共品供给的分析框架

三、变量和模型选择

1. 变量选取

(1) 因变量。文章选取了农村中常见的公共品的种类^①，并根据村中是否具有某种公共品将村庄的公共品供给水平划分为 5 个等级。具体来说，村中有 0~3 种公共品为第 1 等，4~6 种为第 2 等，7~9 种为第 3 等，10~12 种为第 4 等，13 种及以上为第 5 等，并分别赋值为 1、2、3、4、5，各等级样本占比分别为 42.92%、27.40%、16.89%、9.13% 和 3.65%。

(2) 自变量。对于认定村庄中是否有宗族存在两个不同的指标，一个是以村庄中是否建有祠堂来判断^[13,32,33]，另一个是通过村庄中是否具有占一定比例的大姓来判断^[3,11]。由于宗族组织曾被破坏，此后许多地方并未对此进行重建，因此部分地区祠堂数量大幅减少，特别是北方地区农村的祠堂数量远少于南方地区。不过，祠堂数量的多少并不能相应体现宗族力量的大小。肖唐鏢的一项调查表明，在竞选过程中，宗族普遍存在的江西只有少数村利用宗族资源，而并未对宗族进行重建的山西却有一半的村利用宗族资源^[24]。因此，本研究采取第二种指标对宗族进行认定。根据上文分析，从两个方面认定宗族。一是宗族数量。问卷中首先询问了“你们村有大姓吗(大姓指当地居民属于同一个姓氏的人家超过 20%)?”，然后进一步调查了有大姓村庄的大姓个数。被访问者的选项为“1 个”“2 个”“3 个”及“3 个以上”，但由于 3 个以上的样本很少，因此将其与 3 个大姓的样本合并。最终，将村内宗族数量分为 0、1、2 和 3 个及以上四类，并把 0 个宗族

的样本作为参照组,其他三类分别对应一家独大型、两家均衡型和多家混合型。二是宗族集中程度。本研究通过村中宗族的集中程度来衡量村庄的异质性,以此来表示村庄内部集体行动的难易程度。赫芬达尔—赫希曼指数(HHI指数)在经济学中通常用来测算行业集中程度,在这里用它来计算村内宗族的集中程度,具体公式如下:

$$HHI = \sum_{r=1}^3 household_{ir} / household_i \quad (1)$$

其中, $household_{ir}$ 表示 i 村的第 r 大姓的户数, $household_i$ 表示 i 村的总户数。在计算出 HHI 之后,将 HHI 的值乘以 10 000,然后将大姓的集中程度分为竞争型、低寡占型和高寡占型,分别赋值为 1、2、3。其中竞争型的 HHI 值大于 0 小于 1 000,低寡占型的 HHI 值大于等于 1 000 小于 1 800,高寡占型的 HHI 值大于等于 1 800,并将其生成虚拟变量,以 HHI 值为 0 的样本为参照组^②。

(3) 中介变量。本研究选择村内部马路的整洁程度和村庄是否主要是柏油路/水泥路作为中介变量,来分别度量当选者的意愿与能力。道路的整洁程度反映了公共品的后期维护水平^[34]。不同于前期建设监管的严格,对于公共品后期维护的监管相对宽松,导致其往往容易被忽略,从而产生一些问题^[6,35,36]。因此,公共品的后期维护水平更能够体现当选者提供公共品的真实意愿。具体来说,问卷中将村庄内部马路的整洁程度划分为 7 个等级,并分别赋值为 1~7,数值越大表示越整洁。另外,在政府组织的柏油路/水泥路修建过程中,一般需要村民合作修建路基工程,这一工程往往涉及到征用耕地、房屋拆迁以及出资出力等问题,考验着村庄的合作与集体行动^[5]。因此,以村庄是否主要是柏油路/水泥路来衡量当选者的能力。根据问题“你们村的路主要是以下哪种类型?”得到村庄道路的主要类型。然后,将道路主要类型为柏油路/水泥路的村庄赋值为 1,否则为 0。

(4) 控制变量。对于可能存在的遗漏变量问题,通过代理变量来尽可能控制以往文献中所提及的影响农村公共品供给的潜在遗漏变量,以降低可能存在的估计偏差。控制变量主要包括以下几类:其一,村庄的经济特征指标。选取两个指标对村庄的经济状况进行评价,一个是广泛使用的人均纯收

入,另一个是村中企业的数量,村中的企业多数为集体企业,从集体企业的利润中获取收入已经成为村庄的一项重要财政来源^[7,37]。其二,村庄的规模指标。村庄规模的大小是政府在提供公共品时考虑的一个重要因素,为此选取了村庄耕地面积、2010 年末常住人口与外出务工、经商超过 3 个月的总人数三个反映村庄面积与人口规模的指标。其三,其他可能影响农村公共品供给的变量,包括村支书的受教育程度、村委会办公室到最常去的公交车站的距离、村庄成年人文盲或半文盲的比例、村中是否有少数民族、村庄主要地形以及 2010 年末该村所在省的城市化率。其中,2010 年末该村所在省的城市化率以城镇人口比重来度量,这一数据来自《2017 中国统计年鉴》。此外,由于样本村来自全国各地,所以还引入了地区虚拟变量。

2. 模型设定

考虑到因变量公共品供给水平为 1~5 的排序数据,因此更适合采用 Ordered Probit 模型。模型设定如下:

$$Level_i = F(\alpha Clan_i + \beta X_i + \varepsilon_i) \quad (2)$$

其中, i 表示各样本村, $Level_i$ 代表村庄的公共品供给水平, $Clan_i$ 代表宗族的相关变量, X_i 表示其他可能影响农村公共品供给的控制变量, α 和 β 为待估计系数, ε_i 为服从标准正态分布的随机扰动项,表示其他未观测到的或者无法观测到的变量的影响。 $F(Level_i)$ 为非线性函数,具体形式如下:

$$F(Level_i^*) = \begin{cases} 1 & Level_i^* < \mu_1 \\ 2 & \mu_1 < Level_i^* < \mu_2 \\ 3 & \mu_2 < Level_i^* < \mu_3 \\ 4 & \mu_3 < Level_i^* < \mu_4 \\ 5 & \mu_4 < Level_i^* \end{cases} \quad (3)$$

(3) 式中, μ_1 、 μ_2 、 μ_3 、 μ_4 是村庄公共品供给水平这一变量的未知分割点,并且满足 $\mu_1 < \mu_2 < \mu_3 < \mu_4$ 。 $Level_i^*$ 是 $Level_i$ 背后存在的不可观测的连续变量,称为潜变量,满足:

$$Level_i^* = \alpha Clan_i + \beta X_i + \varepsilon_i \quad (4)$$

(4) 式中各变量含义与上文所述相同,采用极大似然估计。

四、数据来源和样本特征

1. 数据来源

本研究数据来源于中国健康与养老追踪调查 (China Health and Retirement Longitudinal Study, CHARLS) 2011 年全国基线调查数据^①, 覆盖 150 个县级单位, 450 个村级单位, 约 1 万户家庭中的 1.7 万人。CHARLS2011 年全国基线调查分为社区和家户两个部分, 根据研究内容的需要, 选取了社区调查部分的数据进行研究。在 450 个社区样本中包含的 152 个城镇样本并不满足本研究需要, 最终在剔除掉城镇样本以及关键信息缺失和明显错误的样本后, 得到 219 个样本数据。

2. 样本特征

本研究对一些变量进行了标准化处理。其中, 对耕地面积、人均纯收入、2010 年末常住人口分别取了对数。对外出务工、经商人数加 1, 然后再取对数。对文盲、半文盲比例和 2010 年末该村所在省城市化率做了单位变换。变量的描述性统计结果见表 1。表 1 显示, 农村公共品供给水平的平均等级为 2.031, 供给水平偏低。村均宗族数量为 1.515 个, 可见宗族广泛存在于农村中。当选者意愿的均值为 3.671, 并且有 37.9% 的当选者缺乏供给能力, 两者都有较大的提升空间。

表 1 变量的描述性统计结果

变量	变量说明	均值	标准差	最小值	最大值
公共品供给水平	分为 1、2、3、4、5 共 5 个等级	2.031	1.138	1	5
宗族数量	0=0 个, 1=1 个, 2=2 个, 3=3 个及以上	1.515	1.010	0	3
宗族集中程度	0=完全不集中型, 1=竞争型, 2=低寡占型, 3=高寡占型	1.666	1.146	0	3
当选者意愿	分为 1~7 共 7 个等级	3.671	1.446	1	7
当选者能力		0.621	0.486	0	1
人均纯收入的对数		7.902	1.119	0.470	10.819
企业数量/家		4.648	11.407	0	80
耕地面积的对数		7.669	1.008	4.787	10.621
2010 年末常住人口的对数		7.385	0.807	4.605	9.210
外出务工、经商人数(+1 取对数)	数值加 1 再取对数	5.455	1.398	0	7.749
村支书受教育程度	0=文盲, 1=小学, 2=初中, 3=高中, 4=中专, 5=大专, 6=大学及以上	3.063	1.183	1	6
距公交站的距离/千米		3.106	8.030	0	64
文盲、半文盲比例	0~100%, 标准化后为 0~100	12.816	13.755	0	90
村中是否有少数民族	0=没有, 1=有	0.442	0.497	0	1
村庄主要地形	1=平原, 2=丘陵, 3=山地, 4=高原, 5=盆地	2.105	1.023	1	5
2010 年末该村所在省城市化率	0~100%, 标准化后为 0~100	48.076	10.087	33.810	89.300

五、实证研究及其结果分析

首先采用“方差膨胀因子”(VIF)对变量间进行了多重共线性检验, 一般认为 VIF 大于 10 则存在多重共线性。经检验, 文中变量 VIF 最大值为 3.40, 远小于 10, 故不存在严重的多重共线性问题。

之后, 利用两个自变量——宗族数量与宗族集中程度分别考察了其对村庄公共品供给水平的影响, 估计结果见表 2。同时, 还汇报了宗族数量与宗族集中程度对村庄公共品供给的边际效应, 具体见表 3。

表 2 宗族对农村公共品供给水平的影响

	模型 1		模型 2		模型 3		模型 4	
	系数	标准误	系数	标准误	系数	标准误	系数	标准误
一家独大型	-0.105	0.279	-0.094	0.282	—	—	—	—
两家均衡型	0.502**	0.248	0.509**	0.250	—	—	—	—
多家混合型	0.065	0.272	0.074	0.274	—	—	—	—
竞争型	—	—	—	—	0.164	0.249	0.174	0.252
低寡占型	—	—	—	—	0.140	0.300	0.152	0.303

表2(续)

	模型 1		模型 2		模型 3		模型 4	
	系数	标准误	系数	标准误	系数	标准误	系数	标准误
高寡占型	—	—	—	—	0.562**	0.262	0.569**	0.263
人均纯收入的对数	0.084	0.089	0.086	0.089	0.123	0.089	0.125	0.089
企业数量	0.019**	0.008	0.020**	0.008	0.019**	0.008	0.019**	0.008
耕地面积的对数	-0.245**	0.101	-0.249**	0.102	-0.197*	0.102	-0.202*	0.103
2010年末常住人口的对数	0.959***	0.152	0.963***	0.153	1.007***	0.152	1.011***	0.153
外出务工、经商人数(+1取对数)	-0.062	0.068	-0.064	0.068	-0.066	0.067	-0.069	0.068
村支书受教育程度	0.200***	0.070	0.197***	0.072	0.205***	0.071	0.201***	0.073
距公交站的距离/千米	0.004	0.010	0.005	0.010	0.001	0.011	0.002	0.011
文盲、半文盲比例	-0.015*	0.007	-0.015*	0.008	-0.013*	0.007	-0.013*	0.008
村中是否有少数民族	0.029	0.174	0.029	0.177	0.086	0.179	0.086	0.184
村庄主要地形	0.109	0.088	0.107	0.096	0.154*	0.090	0.151	0.097
2010年末该村所在省城镇人口比重	0.023**	0.009	0.025**	0.011	0.024***	0.009	0.026**	0.011
中部地区	—	—	-0.001	0.248	—	—	0.004	0.250
东部地区	—	—	-0.064	0.298	—	—	-0.067	0.298
Pseudo R ²	0.232		0.232		0.225		0.226	
Log likelihood	-228.272		-228.233		-230.177		-230.130	
LR chi ²	138.10***		138.18***		134.29***		134.38***	
样本数	219		219		219		219	

注：*、**、***分别表示10%、5%、1%的显著性水平。

1. 宗族数量对农村公共品供给的影响

表2中,模型1为没有控制地区虚拟变量的结果,模型2控制了地区虚拟变量。从模型2的结果来看,一家独大型和多家混合型的宗族结构对农村公共品供给水平没有显著影响。而两家均衡型的结构对农村公共品供给水平有正向影响,并在5%的水平上显著,表明相较于没有宗族而言,两家均衡型的结构对公共品供给具有明显促进作用。表3的结果也显示,两家均衡型的宗族结构会显著降低村庄公共品供给水平等级为1的概率,并且会显著提高等级为2、3、4、5的概率。而一家独大型和多家混合型的宗族结构的影响不显著。这些结果也验证了H₁。

随着村级民主选举的开展,宗族网络开始用自己的方式影响选举,来保证自己的成员可以当选。朱秋霞指出,在存在几个大姓的村庄中,往往由几个大姓的人轮流担任领导^[18]。这样在几个大姓之间就形成了激烈的竞争关系。虽然竞争可以产生激励与监督,但这种竞争也并非宗族数量越多越好,而是在宗族数量为2个时达到最优,即要保持适度的竞争。王海员和陈东平也得出了类似结论,他们指出,在选举的竞争性与公共品供给数量之间是一

种“倒U型”的关系,这表明适度竞争有利于公共品的供给,而过度竞争会导致冲突恶化^[9]。

2. 宗族集中程度对农村公共品供给的影响

表2中模型3为没有控制地区虚拟变量的结果,模型4控制了地区虚拟变量。从模型4可以看出,相较于没有宗族而言,竞争型与低寡占型的宗族结构对农村公共品供给水平没有显著影响。高寡占型的结构对农村公共品供给水平具有正向影响,并在5%的水平上显著,表明宗族集中程度的增加对公共品供给有积极影响,但只有当集中程度达到高寡占时才会有显著影响。表3的结果也显示,高寡占型结构显著降低了村庄公共品供给水平等级为1的概率,并且显著提高了等级为2、3、4、5的概率。而竞争型和低寡占型结构的影响并不显著。以上结果也验证了H₃。

由上文分析可知,目前农村多数公共品都是由政府来主导的,再加之当前转移支付的不规范,农村公共品的供给量实质上反映的是各村之间对于政府资源竞争的结果。在这一过程中,往往是那些异质性较低的村庄能够争取到更多的项目与资金。因为异质程度较低往往说明村中的个体具有相同或者类似的偏好并且更加团结,因此在进行协调的

时候成本更低，更容易形成集体行动的力量，这会帮助他们在竞争的过程中取得优势。刘永功和余露的研究也指出，村庄的团结度直接影响着村庄公共品的供给^[38]。

在控制变量中，村庄经济特征指标中的企业数量对公共品的提供有显著的正向影响，这说明目前村庄的公共品供给与自身的经济水平密切相关。一方面，村中的企业多为集体企业，这是村集体的重要财政来源。另一方面，企业在为其员工提供公共品的同时，由于公共品的非竞争性与非排他性，也会增加村庄的公共品供给水平。而人均纯收入的对数影响不显著，可能的解释是在当前的公共品供给体系下并不需要村民提供大量的资金支持，而主要由政府承担公共品所需的资金。在反映村庄规模的指标中，耕地面积的对数对公共品的提供有显著负向影响，可能的原因是，一方面，政府的投资往往是重工轻农，另一方面，耕地面积大往往代表村庄

地理规模较大，这可能会导致需要投入更多的成本。2010 年末常住人口为显著正向影响，表明人口是政府在公共品投资时所考虑的一个重要因素。而外出务工、经商人数的影响不显著，可能的原因是外出务工、经商人员对于家乡公共品供给的态度不一，虽然少部分人或是因为外出后积累了一定的财富，或是对家乡有着浓厚的情感，可能会支持家乡的建设，但大部分人在外出后不会对村庄设施进行投资。在其他的变量中，村支书的受教育程度具有显著正向影响，表明文化水平较高的领导更有可能带领全村获得更好的生活。文盲、半文盲的比例对村庄公共品的供给水平有显著负向影响，说明随着村民文化程度提高，他们更愿意为改善村庄公共品供给做出贡献。2010 年末该村所在省城市化率具有显著正向影响，表明城市化水平的提高并不只是影响城市，也会为农村带来公共品供给水平的提升。

表 3 宗族对农村公共品供给影响的边际效应

	Pr(Level _i =1)		Pr(Level _i =2)		Pr(Level _i =3)		Pr(Level _i =4)		Pr(Level _i =5)	
	系数	标准误	系数	标准误	系数	标准误	系数	标准误	系数	标准误
宗族数量的边际效应										
一家独大型	0.025	0.077	-0.004	0.012	-0.009	0.029	-0.007	0.023	-0.004	0.013
两家均衡型	-0.140**	0.067	0.021*	0.012	0.052**	0.025	0.042*	0.021	0.023*	0.013
多家混合型	-0.020	0.075	0.003	0.011	0.007	0.028	0.006	0.022	0.003	0.012
其他控制变量	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制
宗族集中程度的边际效应										
竞争型	-0.048	0.070	0.006	0.009	0.019	0.027	0.015	0.022	0.007	0.010
低寡占型	-0.042	0.084	0.005	0.011	0.016	0.033	0.013	0.027	0.006	0.013
高寡占型	-0.158**	0.072	0.021*	0.011	0.062**	0.029	0.050**	0.025	0.024*	0.012
其他控制变量	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制

注：*、**、***分别表示 10%、5%、1%的显著性水平。

3. 稳健性检验

(1) 剔除极端值。为了排除极端值对结果的影响，剔除了 2010 年末常住人口前 5% 和后 5% 的样本，然后再次估计了宗族数量与宗族集中程度对农村公共品供给水平的影响。结果表明，宗族数量与宗族集中程度对农村公共品供给水平的影响方向与显著性并未发生太大变化，说明估计结果较为稳健（表 4）。

(2) 分样本检验。将公共品分成两类：一类是保障、改善基本生活的生存型公共品，另一类是满足娱乐、教育和社会保障等较高需求层次的发展型公共品。并将发展型公共品分成四个等级，村庄有 0~3 种公共品为第 1 等，4~6 种为第 2 等，7~9

表 4 剔除极端值后的结果

	模型 5		模型 6	
	系数	标准误	系数	标准误
一家独大型	-0.241	0.293	—	—
两家均衡型	0.476*	0.256	—	—
多家混合型	0.069	0.280	—	—
竞争型	—	—	0.120	0.260
低寡占型	—	—	0.062	0.317
高寡占型	—	—	0.551**	0.269
其他控制变量	已控制	已控制	已控制	已控制
Pseudo R ²	0.216		0.207	
Log likelihood	-207.278		-209.546	
LR chi ²	114.49***		109.95***	
样本数	200		200	

注：*、**、***分别表示 10%、5%、1%的显著性水平。

种为第 3 等，10 种及以上为第 4 等，分别赋值为 1、2、3、4。之后，分别对两类公共品进行估计，得

到的结果如表5所示。在表5的估计结果中,模型7和模型8表示对生存型公共品样本进行的估计,模型9和模型10表示对发展型公共品样本进行的

估计。结果显示与表2的估计结果相比并未发生太大变化,说明估计结果较为稳健。

表5 宗族结构对不同需求层次的公共品的影响

	模型7		模型8		模型9		模型10	
	系数	标准误	系数	标准误	系数	标准误	系数	标准误
一家独大型	-0.086	0.286	—	—	0.129	0.299	—	—
两家均衡型	0.464*	0.256	—	—	0.526**	0.267	—	—
多家混合型	0.370	0.278	—	—	-0.033	0.291	—	—
竞争型	—	—	0.206	0.260	—	—	0.144	0.270
低寡占型	—	—	0.384	0.308	—	—	0.055	0.325
高寡占型	—	—	0.454*	0.267	—	—	0.556*	0.283
其他控制变量	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制
Pseudo R ²	0.167		0.156		0.288		0.285	
Log likelihood	-222.807		-225.615		-183.515		-184.192	
LR chi ²	89.41***		83.79***		148.61***		147.25***	
样本数	219		219		219		219	

注: *、**、***分别表示10%、5%、1%的显著性水平。

4. 宗族结构对农村公共品供给的作用路径检验
对于中介效应的检验,主要借鉴温忠麟、叶宝

娟的研究,采用逐步法进行依次检验^[39],结果如表6所示。

表6 作用路径检验

	模型11(当选者意愿)		模型12(公共品供给)		模型13(当选者能力)		模型14(公共品供给)	
	系数	标准误	系数	标准误	系数	标准误	系数	标准误
一家独大型	0.360	0.246	-0.171	0.284	—	—	—	—
两家均衡型	0.456**	0.227	0.417*	0.252	—	—	—	—
多家混合型	0.324	0.246	-0.005	0.277	—	—	—	—
当选者意愿	—	—	0.182***	0.062	—	—	—	—
竞争型	—	—	—	—	0.346	0.306	0.095	0.254
低寡占型	—	—	—	—	0.446	0.379	0.077	0.304
高寡占型	—	—	—	—	0.678**	0.327	0.454*	0.267
当选者能力	—	—	—	—	—	—	0.439**	0.195
其他控制变量	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制
Pseudo R ²	0.072		0.247		0.245		0.234	
Log likelihood	-356.558		-223.886		-109.688		-227.590	
LR chi ²	55.78***		146.87***		71.27***		139.46***	
样本数	219		219		219		219	

注: *、**、***分别表示10%、5%、1%的显著性水平。

在表6中,模型11显示的是对当选者意愿检验的结果,其中一家独大型、两家均衡型和多家混合型的系数均为正,但一家独大型和多家混合型不显著,而两家均衡型在5%的水平上显著,表明由竞争带来的激励与监督会提高当选者对农村公共品的供给意愿。模型12检验了当选者意愿作为中介变量是否成立。结果显示,当选者意愿的估计系数为正,且在1%的水平上显著,两家均衡型的估

计系数为正,且在10%的水平上显著。结合模型11的结果表明,当选者意愿在宗族数量与农村公共品供给的关系中起到中介作用,中介效应占总效应的比例为16.30%,这也验证了H₂。模型13检验的是当选者的能力,结果显示:竞争型与低寡占型的估计系数为正,但是并不显著,高寡占型的宗族结构在5%的水平上显著为正。这表明高寡占型的宗族结构会显著加强当选者的公共品供给能力,即宗族

集中程度越高,当选者对公共品的供给能力越强。模型 14 检验了当选者能力作为中介变量是否成立。结果显示,当选者能力的估计系数为正,且在 5% 的水平上显著,高寡占型的估计系数为正,且在 10% 的水平上显著。结合模型 13 的结果表明,当选者能力在宗族集中程度与农村公共品供给的关系中起到中介作用,中介效应占总效应的比例为 52.30%,这也验证了 H_4 。

六、结论及其政策含义

基于 CHARLS2011 年全国基线调查社区问卷的数据,从宗族数量和集中程度两个维度分别考察了宗族结构对农村公共品供给的影响及其作用路径。结果显示:第一,相较于没有宗族而言,两家均衡型的宗族结构能够有效提高村庄的公共品供给水平,一家独大型和多家混合型的宗族结构对农村公共品供给没有显著影响。第二,随着宗族集中程度的提高,其对农村公共品供给的正向影响逐渐显现。特别是高寡占型的宗族结构在公共品供给方面具有显著的积极影响。第三,对宗族结构影响农村公共品供给水平的作用渠道进行了检验,确认当选者意愿在宗族数量与农村公共品供给的关系中起到中介作用,中介效应占总效应比重为 16.30%。当选者能力在宗族集中程度与农村公共品供给的关系中起到中介作用,中介效应占总效应比重为 52.30%。

以上结论有助于厘清正式制度下不同宗族结构在农村公共品供给中所发挥的作用。在农村社会中,宗族能够带来激励与监督并增强集体行动的力量进而促进公共品供给。但是宗族对促进公共品供给也并不总是有效的,其发挥积极作用是有条件的。那么,如何更好地引导宗族发挥其积极作用,从而助力农村公共品供给呢?一方面,对于符合条件的村庄,可以适当引导与鼓励宗族承担部分监督职责,在正式的法律法规难以有效约束与监督基层选举和村干部权力运行时,作为对正式制度的补充,可以利用宗族更好地保障农村公共品供给。另一方面,在基层政府的引导和监督下,以宗族纽带为基础,构建一个以利益为纽带的良性的组织规范,在公共品供给方面对全体村民的行为进行约束和管理,激励村民参与公共品供给,以增强集体行

动能力。

注释:

- ① 农村常见的公共品具体为:下水道、公共厕所、改水改厕、幼儿园、小学、初中、图书室、篮球场、露天健身器材、乒乓球、棋牌活动室、舞蹈队或其他锻炼队、协助老弱病残的组织、老年协会、养老院等等。
- ② 原本竞争型的 HHI 值应为小于 1 000,这里 HHI 为 0 的样本为没有大姓的样本,需将其设置为参照组,故 HHI 取值大于 0 小于 1 000。
- ③ 自 2011 年来农村公共品领域未发生重大变革,因此数据并未失去普遍性和时效性。

参考文献:

- [1] 张林秀,樊胜根. WTO和中国农村公共投资[M]. 北京:中国农业出版社,2003.
- [2] 世界银行.2004年世界发展报告:为发展提供基础设施[M]. 北京:中国财政经济出版社,2004.
- [3] 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,2011,32(5):48-53.
- [4] Lopez R. Under-investing in public goods: Evidence, causes, and consequences for agricultural development, equity, and the environment[J]. *Agricultural Economics*, 2005, 32(s1): 211-224.
- [5] 彭长生,孟令杰. 农村社区公共品合作供给的影响因素:基于集体行动的视角——以安徽省“村村通”工程为例[J]. *南京农业大学学报(社会科学版)*,2007(3):1-6.
- [6] 林万龙. 中国农村公共服务供求的结构性失衡:表现及成因[J]. *管理世界*,2007(9):62-68.
- [7] 王淑娜,姚洋. 基层民主和村庄治理——来自8省48村的证据[J]. *北京大学学报(哲学社会科学版)*,2007(2):121-130.
- [8] Luo R, Zhang L, Huang J, et al. Elections, fiscal reform and public goods provision in rural China[J]. *Journal of Comparative Economics*, 2007, 35(3): 583-611.
- [9] 王海员,陈东平. 村庄民主化治理与农村公共品供给[J]. *中国农村经济*,2012(6):72-84.
- [10] 郭云南,王春飞. 中国农村宗教与公共品投资[J]. *经济学(季刊)*,2017(4):1289-1310.
- [11] Dou J, Bing Ye. Informal institutions and local public investment in rural China[J]. *Singapore Economic Review*, 2017, 63(4): 1-18.
- [12] Tsai L L. Cadres, temple and lineage institutions, and governance in rural China[J]. *China Journal*, 2002, 48(48): 1-27.
- [13] Tsai L L. Solidary groups, Informal accountability, and local public goods provision in rural China[J]. *American Political Science Review*, 2007, 101(2): 355-372.

- [14] 齐秀琳, 伍骏骞. 宗族、集体行动与村庄公共品供给——基于全国“十县百村”的调研数据[J]. 农业技术经济, 2015(12): 117-125.
- [15] 郭云南, 姚洋, Foltz Jeremy. 正式与非正式权威、问责与平滑消费: 来自中国村庄的经验数据[J]. 管理世界, 2012(1): 67-78.
- [16] Xu Y, Yao Y. Informal institutions, collective action, and public investment in rural China[J]. American Political Science Review, 2015, 109(2): 371-391.
- [17] Besley T, Pande R, Rahman L, et al. The politics of public goods provision: Evidence from Indian local government[J]. Journal of the European Economic Association, 2011, 2(2-3): 416-426.
- [18] 朱秋霞. 宗族、网络宗族和宗族网络在村庄行政权力分配中的作用[J]. 中国社会科学(香港), 1998(23): 161-177.
- [19] 王宇锋. 宗族结构、村庄规模与村民收入[J]. 南开经济研究, 2010(3): 64-72.
- [20] 仇童伟. 宗族如何影响村庄地权的实施?——基于村庄民主选举的情景界分与实证研究[J]. 南京农业大学学报(社会科学版), 2018, 18(4): 72-86.
- [21] 卢福营. 派系竞争: 村委会选举面临的新挑战——以浙江白村的一次村委会选举为例分析[J]. 中国农村观察, 2005(1): 52-57.
- [22] 毛少君. 农村宗族势力蔓延的现状与原因分析[J]. 浙江社会科学, 1991(2): 53-57.
- [23] Thurston A F. Muddling toward Democracy: Political Change in Grassroots China[M]. Washington. D. C: United States Institute of Peace, 1998.
- [24] 肖唐镖. 农村宗族与村民选举的关系分析——对赣、晋两省56个村选举的跟踪观察和研究[J]. 北京行政学院学报, 2007(4): 20-24.
- [25] George S E, Ponattu D. Like father, like son? The effect of political dynasties on economic development[J]. Harvard University, https://scholar.harvard.edu/files/siddharthgeorge/files/sid_dynasties_draft_29jan2019.pdf, 2019.
- [26] 曼瑟尔·奥尔森. 集体行动的逻辑[M]. 郁陈, 郭宇峰, 李崇新, 译. 上海: 上海三联书店, 1995.
- [27] 桂华. 项目制与农村公共品供给体制分析——以农地整治为例[J]. 政治学研究, 2014(4): 50-62.
- [28] 王海娟. 项目制与农村公共品供给“最后一公里”难题[J]. 华中农业大学学报(社会科学版), 2015(4): 62-67.
- [29] Habyarimana J, Humphreys M, Posner D N, et al. Why does ethnic diversity undermine public goods provision?[J]. American Political Science Review, 2007, 101(4): 709-725.
- [30] Yang H. Family clans and public goods: Evidence from the new village beautification project in South Korea[J]. Social Science Electronic Publishing, 2019, 136: 34-50.
- [31] Yan S, Yao Y. Does grassroots democracy reduce income inequality in China[J]. Journal of Public Economics, 2008(92): 2182-2198.
- [32] 彭玉生. 当正式制度与非正式规范发生冲突: 计划生育与宗族网络[J]. 社会, 2009, 29(1): 37-65.
- [33] 孙秀林. 华南的村治与宗族——一个功能主义的分析路径[J]. 社会学研究, 2011(1): 133-166.
- [34] 周密, 刘华, 屈小博, 等. 一事一议财政奖补制度对村级公共投资项目的影 响[J]. 西北农林科技大学学报(社会科学版), 2017, 17(5): 155-160.
- [35] 刘祖云, 韩鹏云. 乡村社区公共品供给模式变迁: 历史断裂与接合——基于乡村秩序演进的理论视角[J]. 南京农业大学学报(社会科学版), 2012, 12(1): 1-8.
- [36] 苗艳青, 杨振波, 周和宇. 农村居民环境卫生改善支付意愿及影响因素研究——以改厕为例[J]. 管理世界, 2012(9): 89-99.
- [37] 张晓波, 樊胜根, 张林秀, 等. 中国农村基层治理与公共物品提供[J]. 经济学(季刊), 2003(3): 947-960.
- [38] 刘永功, 余璐. 村庄公共产品供给机制研究[J]. 中国农业大学学报(社会科学版), 2006(2): 1-5.
- [39] 温忠麟, 叶宝娟. 中介效应分析: 方法和模型发展[J]. 心理科学进展, 2014, 22(5): 731-745.

责任编辑: 曾凡盛