集体行动、财政激励与村级公共产品自主供给

赵为民

（安徽大学 经济学院，安徽 合肥 230601）

摘　要：利用农村“一事一议”制度变迁作为研究对象，从影响农村居民集体行动的社会因素与财政因素两个维度，对农村公共产品自主供给进行实证分析，研究证实：“一事一议”制度有利于农村公共产品的结构优化，其显著提升了村级公共服务的供给绩效。农村传统的“宗族”社会结构有利于克服集体行动中的“自利行为”和“搭便车”倾向，促进了“一事一议”的开展，而当前逐步扩大的收入差距形成了公共产品的偏好差异，提高了“一事一议”的交易成本，但是有效率的村级治理体制对村庄开展“一事一议”具有促进作用。“一事一议”挂钩的财政补助，具有显著的“激励效应”。实证研究结论对于创新农村公共产品供给方式，培育内生性的公共产品自主供给机制，提供了决策依据。

关键词：公共财政；集体行动；财政激励；一事一议；农村公共产品

中图分类号：F812.8　　**文献标识码：**A　　**文章编号：**1672－0202(2019)05－0104－16

一、引言

由于农村公共品的供需具有季节性、临时性和分散性的特点，以政府为供给主体，以公共财力为支撑的供给模式难以有效率的提供农村公共产品，过去几十年来，发展中国家农村地区一直饱受基础设施和公共产品供给不足的困扰。中国农村也面临同样的问题，由于长期以来的城乡二元财政体制，中国农村特别是乡村一级的公共产品没有稳定的制度内的保障机制，导致村级公益事业和公共产品供给不足、结构失衡和供需错配，村级公共产品供给基本处于“政府失灵”状态[1-3]。农村税费改革虽然有效减轻了农民负担，调动了广大农民的生产积极性，但是改革显著削弱了农村基层政府的财政汲取能力，导致乡财政、村集体收入严重不足，村级公共产品的供给进一步陷入停滞①。世界银行指出只有“政府退出”，实施完全的私有化才是解决发展中国家农村公共品供给不足的有效方案，并在此基础上提出“社区共管”这一解决思路，认为集体协商、成本分摊和同伴监督的公共产品提供和管理方式，可以摆脱农村地区公共产品供给困境。世界银行的这一思想被称为“世界银行共识”，得到了许多学者和政府的支持。

中国自 2003 年开始实施的“一事一议”筹资投劳制度（简称：一事一议）②，实际就是“世界银行共识”的一种中国实践。“一事一议”即是在村民自治的基础上，由农村居民集体选择、自主筹资、成本分摊的公共产品自主供给机制。由于自己最了解自己的偏好，信息不对称问题自然得到

收稿日期：2019－05－21　　**DOI：**10.7671/j.issn.1672－0202.2019.05.010

基金项目：安徽省社会科学创新发展研究课题攻关研究项目(2018CX039)

作者简介：赵为民(1974—)，男，安徽芜湖人，安徽大学经济学院副教授，主要研究方向为财政政策。E－mail：zhao203344@163.com

① 农村税费改革取消了乡统筹、村提留以及制度外的各种集资收费，而上述收入正是乡政府和村集体财政收入的重要来源。

②参见《国务院关于全面推进农村税费改革试点工作的意见》，国发[2003]12 号。

解决,并且可以克服官僚体制的种种弊端,“花自己的钱、办自己的事”最有效率①,因此,“一事一议”作为解决村级公共产品提供“政府失灵”的一剂药方被寄予厚望。但是国家统计局 2004 年抽样调查显示,真正开展了“一事一议”的行政村比例仅为 10%,2008 年这一比例也仅为 14%②。有学者指出“一事一议”在实践中普遍面临着理性协商意识与能力、制度供给与结果执行等方面的难题,这使得“一事一议”陷入制度化发展的困境之中[4]。实际上,智利、墨西哥等国的类似实践表明,农村公共产品供给不足不但没有显著改善,反而招致了新的诸多问题③[5-6]。因此日本、韩国所谓的“东亚模式”逐渐受到研究和关注,该模式强调在发挥农村居民的积极性、主动性的同时,政府利用多种优惠政策与奖励措施,通过财政激励刺激农村公共产品的自主供给。2008 年中国开始借鉴这一模式,部分省份开始试点“一事一议”财政奖补政策,2011 年这一政策在农村地区全面推开,财政部统计数据显示,2011 年至 2015 年,各级财政累计投入“一事一议”奖补资金高达 2660 亿元,开展了“一事一议”的行政村占比达到了 34%。虽然开展“一事一议”的行政村比例有了一定的提升,但占比依然不高,巨额的财政补贴与较低的开展比例形成了鲜明对比。

实际上,仅仅强调公共资源的经济性是不够的,还有很多深层次的因素如地域特征、社会文化、风俗习惯等都会不同程度的影响农村公共品自主提供的绩效[7-10]。那么影响中国村级公共产品集体选择和提供的决定因素是什么? 如何形成农村公共产品供给的内生机制,本文立足于当下中国农村的现实情境,基于公共经济学中的公共物品提供理论,从影响村民集体行动的社会因素与财政效应两个维度进行实证研究,尝试对上述问题进行分析和评估,本文的研究结论对于中国创新乡村治理,实施“乡村振兴”战略具有一定的现实意义。

二、理论分析与研究假设

农村基础设施具备“准公共产品”和“俱乐部产品”的双重性质,因此理论上,既可以采用“政府提供”的方式,也可以采取“市场提供”的方式。世界银行提出的“社区共管”方式强调“成员参与”和“同伴监督”会带来决策过程的透明化、责任化和公平化,并通过市场化和私有化实现公共产品有效率的提供,然而,传统公共产品提供理论指出:由于存在交易成本及“免费搭车”问题,私人提供公共产品,可能会造成公共产品提供不足[11],因为每个“自利”的参与者都有不劳而获、坐享其成的“搭便车”倾向,理性利己动机使得博弈结果必然导致公共产品提供陷入囚徒困境[12]。但是现实中毕竟存在着大量集体行动中的合作现象④,传统的公共产品理论难以解释,因此 Olson 提出了超越“政府失灵”与“市场失灵”的集体行动逻辑这一更加具有包容性的理论框架[13],Olson 指出了形成集体行动的可能条件: 利益相容性、集体规模小、集体成员同质性以及选择性激励机制

---

① “花自己的钱办自己的事,既关心成本又关心效果,最有效率”—— 引自诺贝尔经济学奖获得者弗里德曼。

② 本文利用 2007 年和 2008 年的中国住户收入调查数据的农村样本(9 个省 800 个行政村),统计显示开展“一事一议”的村庄,两年占比均为 24.4%。

③ 具体问题包括:社会力量无力承担高额的建设和管理费用,国家资金的撤出加速了资金链的断裂,使得基础设施建设停滞不前;基础设施的私营化加大了人们获得公共服务的机会的不平等,造成了更大的贫富差距;私营业者对公共资源进行掠夺性开发,不顾发展的可持续性等。

④ 一个著名的公共产品提供实验如下:公共基金初始有 5 枚银币,开始时每人发一枚银币,然后各自决定是保留这枚银币还是投入到公共基金中,下一轮中,公共基金中的银币将在现有数量基础上加倍,无论其是否贡献了银币,再平均分配给 5 个学生,这样的游戏共做 10 轮。按公共产品提供理论,参与者作为一个理性的人,都想做搭便车者,因而将没有人贡献出自己的银币。但实验结果与理论预测差别较大,几乎每次实验都有 30% ~70% 的参与者贡献出了自己的银币,但值得注意的是,随着实验轮次数的增多贡献者的比例将有所减少,但并不会减少到零。

等,均有可能导致集体行动的合意结果。后继的学者沿着这一思路,从正式或非正式制度、社会资本理论展开研究,认为基于信任、稠密的互惠规范、利他主义以及公共参与网络的社会资本,可摆脱集体行动的困境,促进人们在集体行动中选择参与和合作[14-15]。社会学研究者则对经济学理性人假设中的"去道德化"提出了质疑,许多社会科学文献肯定了普遍道德可以导致"利他行为",从而带来更好的集体行动效果[16-17]。

综合以上的文献可以看出,通过集体行动提供公共产品是否会陷入"囚徒困境",现有的理论并没有给出一致的答案,Granovetter 提出了"经济行为嵌入社会结构"的命题[18],认为集体行动的参与主体是在具体、动态的社会关系制度中追求自身多重目标体系的实现,研究集体行动逻辑的注意力应关注于集体行动的社会结构、发生场景以及约束条件等。因此对于中国"一事一议"提供公共产品的研究,需要结合中国农村当前的具体情境加以具体分析。传统的中国农村是以宗族为中心,形成的以血缘和地缘相连接的一种"熟人社会"[19],熟人社会可以依靠长期的和亲密的共同生活,来配合和约束个体的相互行为,从而形成一种对损害集体利益的不合作行为的有效制约[20]。但是随着城镇化、工业化、市场化的进程加快,中国农村传统的乡土社会正在解体,农村社会的性质正在异变和分化之中,既有保留着较多"熟人社会"特征的村庄,也有体现出"无主体熟人社会"特征的村庄,甚至有些村庄完全演变为"陌生人社会"[21]。因此中国农村社会所表现出的上述特征,是我们分析农村公共产品自主供给的重要社会环境变量,本文通过"一事一议"制度在中国农村的具体实践,对农村居民自主提供公共产品的激励机制和影响因素予以研究,根据前述理论分析结果,我们将对以下假设进行重点分析判断:

1."熟人社会"所体现出的农村宗族内部的"声望约束"与"普遍信任",可以克服集体行动中的不合作与搭便车行为,这对"一事一议"的开展将起到促进作用。

2.交易成本的高低将影响农村"一事一议"活动的开展。村庄中居民出外打工比例越高,"一事一议"的召集成本越高。而村庄中农户的收入差距越大,农户的偏好性差异也越大,导致"一事一议"的议事成本越高。而有效率的村级治理体制,将降低交易成本。

3.参与者的"普遍道德"和"利他行为"可以减少人们的利己冲动,使其在"一事一议"的活动中,更多的采取合作行为。

4.政府财政的不同补助方式将产生相反的两种效应。政府主导公共产品提供将抑制村庄"一事一议"活动的开展,因此表现出负向"挤出效应";而与"一事一议"挂钩的财政奖补,会刺激村庄通过"一事一议"提供公共产品,因此该类财政资金表现出"激励效应"。

三、实证研究

(一)数据来源与统计描述

本文所用到的微观数据来源于中国住户收入调查数据 CHIP2007 和 CHIP2008 的农村样本①,CHIP2007 和 CHIP2008 的调查年份分别是 2008 和 2009 年,因此 CHIP2007 记载的主要是 2006 年的调查信息,CHIP2008 记载的主要是 2008 年的调查信息②,并且这两年的数据为追踪调查数据。选用 CHIP2007 和 CHIP2008 的原因是,这两份调查数据采集了村庄(行政村)层面的详细信息,其

① 由于 CHIP 后继年份的调查数据,均没有给出村级信息,因此本文实证研究选取 CHIP2007-2008 的数据样本。

② CHIP2007 和 CHIP2008 实际是中国的农村-城镇移民调查项目 RUMiC2008 和 RUMiC2009 的一个组成部分,由于 CHIP 均按照收入和消费发生年份为编号依据,所以在 CHIP 系列中调查数据被编号为 CHIP2007 和 CHIP2008。

表 1　变量统计描述

变量	个数	均值	标准差	最小值	最大值
A:被解释变量					
“一事一议”筹资金额(Y)	1390	34.98129	332.2154	0	11740.45
B:村集体财政收支情况					
生产类支出(Out1)	1364	164526.7	751859.1	0	1.56E+07
科教文卫支出(Out2)	1366	67566.95	358858.9	0	7558450
行政管理类支出(Out3)	1371	109364	466662.2	0	8450000
上级拨款用于生产类基础设施(G1)	748	145959.2	469176	0	8000000
上级拨款用于科教文卫工程(G2)	511	13724.23	116487.8	0	2000000
上级拨款用于其他工程(G3)	629	12957.49	53227.21	0	600000
B: 村庄特征变量					
是否有大家族(BigFamily)	1392	1.725575	0.446385	1	2
总人口(NumPeople)	1392	2509.206	2024.643	183	37601
人均财政拨款(SuperTrans)	1390	172.1669	490.8287	0	9963.31
经济发展水平(IncomeStage)	1390	11.1741	3.288817	1	18
农忙是无偿帮工情况(FreeHelp)	1390	2.305036	0.656509	1	4
外省打工比例(Outwork)	1388	2.049712	1.300981	1	5
人均收入基尼系数(Gini)	1494	0.233635	0.091437	0.073463	0.848503
到最近县城时间(TimetoCity)	1392	2.179598	0.804865	1	5
去年是否发生自然灾害(Disa)	1391	1.528397	0.499373	1	2
村办学校教师收入(TeacherWage)	788	1392.854	639.3489	0	5000
C:村支书特征变量					
年龄(Age)	1323	23.87075	21.17571	0	65
受教育水平(Edu)	1322	2.840393	1.062513	0	5
工资收入(Wage)	1311	657.6173	1579.265	0	50000
D: 村庄自治情况					
村民代表大会次数/年(NumMeeting)	1389	4.438445	3.612537	0	49
村委会直选距今年份(YearSelect)	1389	7.402448	6.632708	0	27

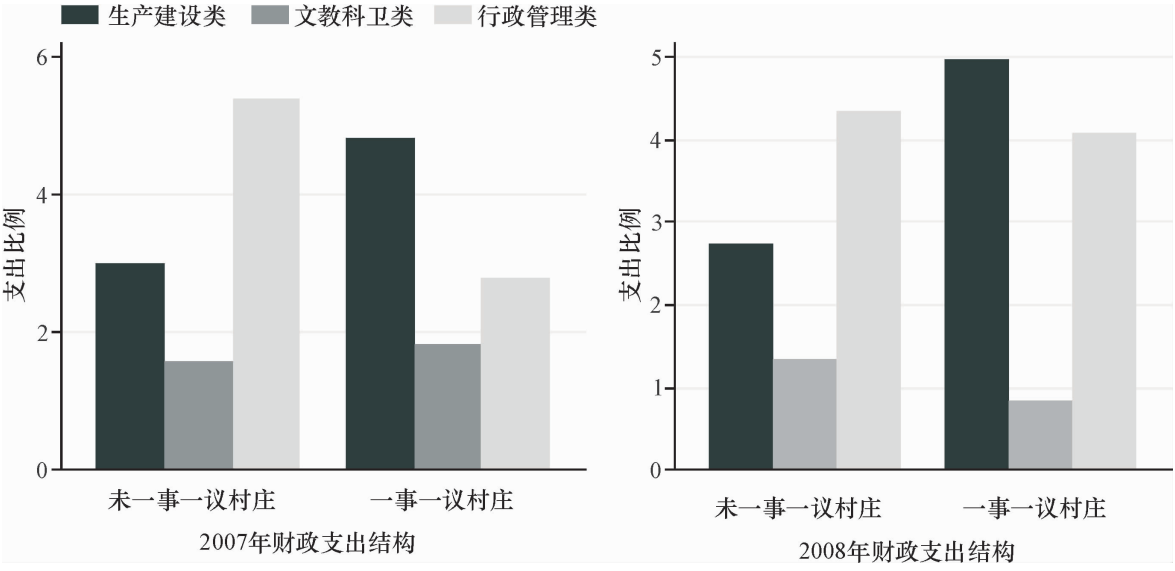
注:表中数据为 2007—2008 年跟踪调查数据。货币单位全部为元,并用各省的 2007 和 2008 年的农村消费价格指数对相关金额进行了调整。人均收入基尼系数是我们根据所属同一村庄内的农户家庭样本计算得出。是否有大家族:如果本村第一大姓在总户数中所占比例超过 50%,则为 1,否则为 2。村庄经济发展水平:若人均年收入 500 元以下则为 1500~800 元则为 2,以此类推,直到 20000 元以上取值为 19。农忙时有无无偿帮工情况取值分别为:1-没有,2-比较少,3-比较多,4-很多。外省打工比例取值分别为:20% 以下取值为 1,21%~40% 取值为 2,41%~60% 取值为 3,61%~80% 取值为 4,80% 以上取值为 5。到最近县城时间:30 分钟以内取值为 1,30 分钟~1 小时取值为 2,1~2 小时取值为 3,2~4 小时取值为 4,4 小时以上取值为 5。去年是否发生自然灾害取值分别为:1-是,2-否。村支书受教育水平取值分别为:1-小学及以下,2-初中,3-高中,4-中专,5-大专及以上。

不但记录了村庄基本信息,而且还记载了村级财政收入、财政支出以及公共工程和公共服务的信息,同时村民自治信息也有详细的记录,因此这两份调查数据能够较好的支持本研究。此外,2008 年中国在黑龙江、河北、云南三省进行“一事一议”财政奖补工作试点,这恰好符合我们利用双重差分研究财政激励效应的需要。由于 CHIP 并不是采集全国乡村的样本进行调查,在 2007 和 2008 年通过东、中和西部的分层抽样一共选择了 9 个省的 800 个村庄作为样本,因而为了使研究结论更具有代表性,我们通过样本和所在地区的真实人口分布,进行权重的调整,后继的估计均基于调整

后的权重进行[①]。考虑到不同地区物价水平差异较大,为了让数据之间更具有可比性,用各省2007和2008年的农村消费价格指数对相关金额进行调整。实证分析的样本:东部省份有河北、江苏、浙江、广东;中部省份有安徽、河南、湖北;西部省份有重庆、四川。我们主要根据"一事一议筹资金额"作为实证研究的主要依据,该值大于零,即该村庄当年进行了"一事一议"筹资,等于零则没有进行"一事一议"筹资,我们删除了该值缺失的样本,2007年有75个村庄被删除,最终分析的样本村庄有725,2008年有26个村庄被删除,最终分析的样本村庄有774个。后继的实证研究所用到的变量统计分布情况,如表1所示:

(二)"一事一议"绩效分析

2007年开展"一事一议"筹资的村庄有177个,占比为24.4%,2008年开展"一事一议"筹资的村庄有171个,占比为24.4%。可见2007年和2008年"一事一议"并未在农村广泛开展,令人感兴趣的是开展"一事一议"和未开展"一事一议"的村庄,是否存在显著差别,我们首先分析村级财政支出结构是否存在差异,图1给出了两类村庄2007和2008年的财政支出结构的柱状图。



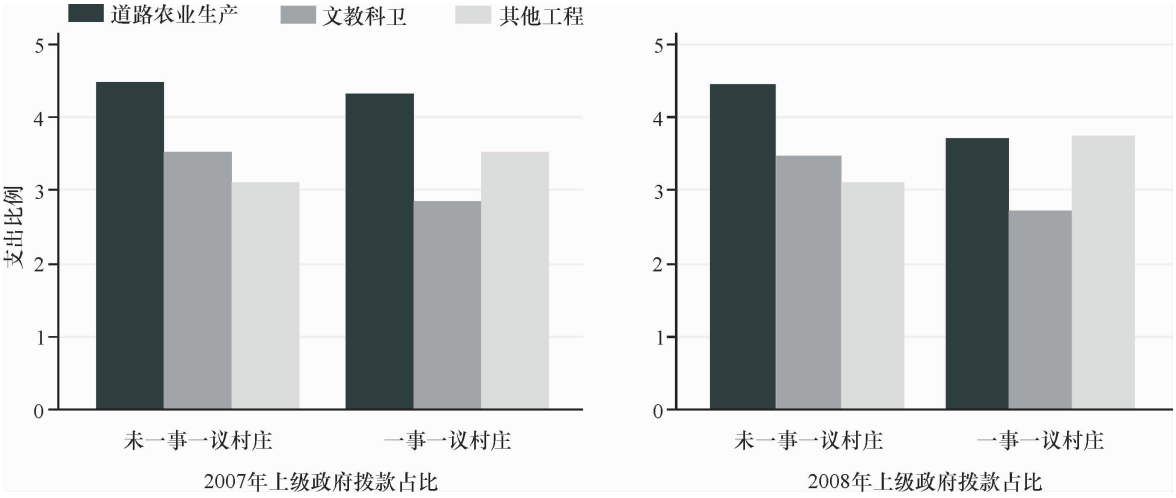
注:纵轴表示各类财政支出占总财政支出的比例,横轴表示两类村庄的不同财政支出。其中生产建设类财政支出包括用于集体扩大在生产服务支出、为农户提供生产服务支出、公路维修事业支出及灌溉排水管理事业支出,科教文卫支出包括用于教育事业支出、医疗事业支出、卫生环境事业支出以及其他公共服务支出,行政管理支出包括村组干部工资和补贴支出以及行政管理开支。

图1 财政支出结构比较

图1可见,两类村庄的财政支出结构存在较大的差异,"一事一议"的村庄其生产建设类公共支出明显高于未"一事一议"村庄,而行政管理类支出"一事一议"村庄则明显低于未"一事一议"村庄。这种差异表明"一事一议"的村庄改善了村级财政支出结构,其有利于农村公共产品的提供和优化,能够促进农业生产和农民增收。当然也可能存在另一种情况,村级民主和自治开展较好的村庄,能够有效监督和控制行政开支,同时也倾向于更多的采用"一事一议"这种民主化的方式为公共产品的提供集资。

① 根据Song et al(2013)、万海远(2015)采用的方法,采用3级权重指标(地区、省份、乡村)进行调整,具体的数据抽样和加权过程,还可以进一步参考Li et al(2007)介绍的关于CHIP采用的抽样技术。

无论有没有开展“一事一议”,对于村级公共工程建设,村级政府都会争取上级政府的资金支持,下面比较不同的公共工程,上级政府拨款在两类村庄中是否存在差异。具体如图 2 所示:



注:纵轴表示上级政府在各类公共工程建设中的资金投入比例,横轴表示两类村庄的不同公共工程。其中道路农业生产工程包括修路工程、水利和排灌工程。文教科卫工程包括:小学教育和其他教育、医疗和卫生事业建设工程。

图 2　公共工程资金来源:上级政府投入比例

由图 2 可见,对于和农业生产建设相关的公共工程来说,未开展“一事一议”的村庄上级政府拨款的比例高于开展“一事一议”村庄,这表明上级政府拨款越多可能会对农民“一事一议”筹资具有挤出效应,当然,也可能存在相反的情形,即农民通过“一事一议”筹资越多,越不需要上级政府资金支持,它们之间的因果关系需要进一步深入研究。但是图 2 能够给我们一个直观印象,就是“一事一议”筹资与上级政府拨款存在负相关。

“一事一议”主要是为农业生产相关的公共产品和服务筹资,那么开展“一事一议”的村庄是否在公共产品和公共服务提供方面更有效率呢? 我们就两类村庄的村集体“支农”公共服务进行了比较,表 2 给出了具体结果:

表 2　村集体“支农”公共服务比较

	未“一事一议”	“一事一议”	差异	从未“一事一议”	2007 年未“一事一议”,2008 年“一事一议”	差异
2007	1.534	1.925	-0.391***	1.503	1.654	-0.151
2008	1.352	1.977	-0.625***	1.363	1.684	-0.320**
差异	0.181*	-0.052		0.139	-0.03	

注:村集体“支农”服务包括:是否提供统一灌溉排水服务、是否有村集体所有的灌溉设备、是否提供机耕服务、是否实行统一防病虫害服务、是否提供统一购买生产资料服务、是否实行种植规划服务、是否组织安排劳动力外出服务。上述问题答案为肯定回答则取值为 1,否则取值为 0,对上述问题取值加总,该加总值代表村庄的“支农”服务水平,表中列出的则是“支农”服务水平的分组均值。采用 t 检验(双边),* 表示显著性水平 * p<0.1, ** p<0.05, *** p<0.01.

由表 2 可见,中国农村集体“支农”公共服务水平普遍很低,满分为 7 分,样本村最高的也仅为 1.977,占比不到 30%。从各类型的村庄比较来看,2007 年开展“一事一议”的村庄在村集体“支农”服务方面比未开展“一事一议”的村庄,其分值高 0.391,提升了 25 个百分点,2008 年更高达 46%。进一步比较了两年从未开展“一事一议”的村庄和 2007 年未开展但 2008 年开展“一事一议”的村庄,在“支农”公共服务方面的差异,两类村庄在 2007 年均未开展“一事一议”,村集体“支

农”公共服务虽然也存在差异,但差异统计上不显著,2008 年开展一事一议的村庄比从未开展“一事一议”的村庄,“支农”服务水平提高了 0.32,增加了 14 个百分点,且统计上高度显著。表 2 的结果表明,由村民民主协商确定公共产品供给和筹资的“一事一议”制度,在农村公共产品和公共服务供给方面确实比上级政府提供更有效率。

(三)基本模型

本文实证研究思路是,以 CHIP 中的村庄为样本单位,“一事一议”人均筹集的资金作为被解释变量(其中酬劳部分按以钱代工的标准进行了折算)进行回归估计。对假设①的检验,我们选择村庄是否有大家族(一个村庄中同姓超过 50%)作为解释变量(BigFamily),取值为 1 表示存在大家族,取值为 2 表示不存在大家族。对假设②的检验,我们将根据村庄中样本家庭的人均纯收入计算得到的基尼系数(Gini),作为反映偏好差异的解释变量;选择外出打工者的比例(Outwork),作为反映召集成本的解释变量;选择当年开过多少次村民大会(NumMeeting)、村委会直选距今有几年(YearSelect)、村行政支出占财政总支出的比例(AdminExp),作为反映村级治理体制的解释变量。对于假设③的检验,我们选择本村农忙时是否有无偿帮工的情况(FreeHelp),其取值为 1、2、3、4,分别表示“没有”、“比较少”、“比较多”及“很多”,作为反映该村庄的“普遍信任”和“普遍道德”程度的解释变量。对于假设④的检验,我们选用不予“一事一议”挂钩的人均上级财政拨款(SuperTrans),作为验证财政“挤出效应”的变量,对于财政“激励效应”的检验,考虑到 2008 年黑龙江、河北、云南三省开始试点“一事一议”财政奖补政策,因此这为本研究提供了一个“自然实验(quasi - experimental)”,我们将选择双重差分方法(Difference - In - Differences, DID)予以检验。

我们的样本中被解释变量(即一事一议筹集的资金)其取值范围为 $[0,K]$,k 为某一正数,对于此种情况常见的处理方法是采用 Heckit 两步法,纠正样本选择问题从而得到模型的一致估计。但我们这里的问题并不适用该方法,Heckit 两步法是指:存在一个选择机制,z 为选择变量,个体是否进入到样本中(可观测)取决于 z,当 $z > c$ 时个体可以观测到,$z < c$ 则观察不到该样本,这种情况被称为样本选择偏差(sample selection bias),由于 y 和 z 相关,因而导致解释变量 x 的内生性。而本研究无论是否开展“一事一议”,所有的村庄均能观测到,仅仅是样本中大量村庄在 2007 年和 2008 年通过一事一议筹集的经费为 0,对于这个结果存在两种可能,一种可能是所在村庄根本没有开展一事一议活动,另一种可能是虽然开展一事一议活动,但没有达成一致意见。因此出现 $y_i = 0$ 这样的样本并不是未观察到结果,而是“边角解(corner solution)”,即不采纳一事一议筹资是当前情况下的最优解,对于线性模型 $y_i = x'_i\beta + \varepsilon_i$,当 $y_i < 0$ 时,其结果都被压缩到 0 这一点了。图 3 显示了样本村庄一事一议资金的对数柱状图。

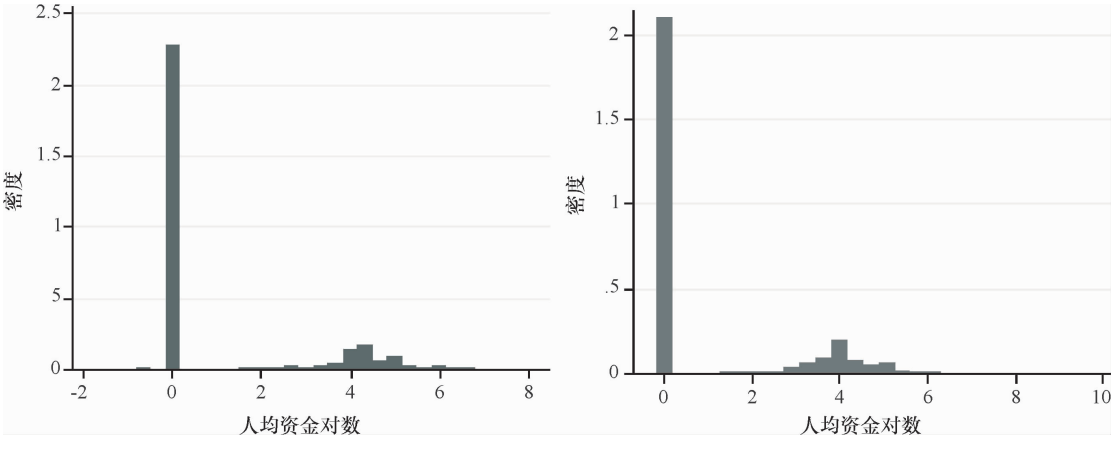


图 3 一事一议资金筹集(对数)柱状图

从图 3 中可见,2007 年和 2008 年有大量的村庄一事一议筹集的资金为 0, y_i 的概率分布则为由一个离散点与一个连续分布所组成的混合分布,在这种情况下无论是使用 $y > 0$ 的子样本还是使用整个样本,都会在干扰项中产生一个非线性项,而这个非线性项与 x 相关,导致解释变量的内生性,因此本研究采用归并回归(censored regression)[22],又称之为"type I Tobit"模型,代替样本选择模型进行估计更为合理①。本研究的待估计的模型设定如下:

$$y_i^* = \alpha + \beta_1 BigFamily_i + \beta_2 GINI_i + \beta_3 superTrans_i + \beta_4 outWork_i + \beta_5 FreeHelp_i + x'_i\delta + \varepsilon_i \quad (1)$$

其中 $y_i = y_i^*$,若 $y_i^* > 0$, $y_i = 0$,若 $y_i^* < 0$。$\varepsilon_i \mid x_i \sim N(0,\sigma^2)$

y_i 为第 i 个村庄的人均"一事一议"筹资金额, x_i 为其他控制向量,控制变量可以具体分为三类,一类是反映村庄基本特征的变量:样本村所在省份虚拟变量(AreaDummy *);总人口数(NumPeople)选用该变量用来控制村庄规模;农民人均纯收入(IncomeStage)选用该变量用来控制村庄的经济发展水平,该变量为离散值,500 元以下值为 1,500 - 800 元值为 2,依次类推,最大值为 8 对应的收入区间为 20000 元以上;到最近的县城所花时间(TimetoCity),该变量用来控制村庄的交通条件;当年是否发生自然灾害(Disa),发生了自然灾害取值为 1,否则取值为 2,该变量可以从需求角度影响"一事一议"筹资水平。第二类控制变量反映村干部基本特征:村支书年龄(Age),该变量为离散值,29 岁以下取 1,30 - 39 区间取 2,以此类推,最大值 6 对应的年龄区间为 50 岁以上;村支书学历(Edu),取离散值 1 - 5,分别对应小学以下至大专以上;村支书工资(Wage),包括固定工资以及各种收入补助。第三类控制变量反映村民自治情况变量:当年开过多少次村民大会(NumMeeting)、村委会直选距今有几年(YearSelect)、村行政支出占财政总支出的比例(AdminExp)。

本研究用人均上级拨款资金(SuperTrans)验证"挤出效应",即上级财政拨款越多的村庄,其村集体越富裕,所以公共产品更多地通过此类资金提供,通过"一事一议"筹集的资金就会越少。但是上级财政拨款和采用"一事一议"筹集资金可能具有双向因果关系,即"一事一议"筹集资金越多的村庄,需要上级财政拨款就越少,因而"人均上级拨款资金"可能具有内生性,这将会导致结果的有偏和不一致。我们注意到村庄的相关教育投入,包括教师收入、教学设备购买,维修等主要是上级财政拨款,因此本研究选用"教师总收入(TeacherWage)"(包括工资、津贴、补助等)作为"人均上级拨款资金(SuperTrans)"的工具变量,我们检验了二者的相关系数为 0.2,并且高度显著,这说明二者确实有较强的相关性,而且"教师总收入"在当前的问题中可以视为外生变量,即该变量除了通过影响上级拨款进而影响该村的"一事一议"筹资以外,再没有其他渠道影响村"一事一议"筹资了,因此我们采用工具变量 Tobit 模型(IV - Tobit),利用 TeacherWage 作为 SuperTrans 的工具变量估计(1)式。

实际估计时对被解释变量取了对数形式,为了对比起见,我们同时给出了 2007 和 2008 年的 OLS、Tobit 以及 IV - Tobit 的估计结果②,以上模型均采用聚类标准误,聚类水平为省,具体结果如表 3 所示:

表 3 给出了三种模型的估计结果,其中 OLS 模型估计的系数绝对值均小于 Tobit 模型估计的系数绝对值,这说明 OLS 方法系统低估了方程的斜率。从模型检验结果来看,2007 和 2008 年正态分布条件矩检验的 CM 值分别为 10.18 与 17.58,并且上述取值均未超过 10% 显著性水平的临界

① 归并回归也不同于断尾回归,断尾回归是所有 y < c(c 为常数)的样本缺失,而归并回归是 y < c 的样本,其 y 值归并为 c。

② 我们没有采用 2008 - 2007 的年份差分模型,因为本文重点考察的变量如 BigFamily、FreeHelp、Outwork 等等基本不随时间变化,采用年份差分模型,虽然可以消除不随时间变化的固定效应的影响,但也将上述需要考察的变量一并消去了。这也是后继考察财政"激励效应"单独使用双重差分的原因。

值(12.66,18.90),因此无法拒绝扰动项服从正态分布的原假设,表明采用 Tobit 模型 MLE 方法进行估计较为合理,Wald Test 检验结果说明,可以拒绝模型变量的外生性假设,说明我们选用工具变量法也较为合理。

表3 "一事一议"筹资回归结果

	2007			2008		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
SuperTrans	0.000359***	0.00130***	0.00783	0.000128**	0.000614*	-0.00441
	(2.74)	(2.96)	(0.89)	(2.19)	(1.76)	(-0.52)
BigFamily	-0.141***	-0.342***	-0.265*	-0.0634***	-0.139***	-0.429*
	(-2.90)	(-2.54)	(-1.17)	(-2.40)	(-2.22)	(-1.51)
FreeHelp	-0.00334	0.0269	0.426	-0.0102	0.143	0.873
	(-0.03)	(0.07)	(0.77)	(-0.10)	(0.36)	(1.32)
Outwork	0.197***	0.626***	1.287***	0.138**	0.442*	1.241***
	(3.16)	(2.71)	(2.71)	(2.11)	(1.86)	(2.95)
Gini	-0.719*	-3.079*	-2.974*	-0.855**	-2.383*	-6.337*
	(-1.97)	(-1.96)	(-1.87)	(-2.11)	(-1.78)	(-1.64)
YearSelect	-0.00518	-0.00714	-0.0209	0.000965	-0.00212	0.0189
	(-0.51)	(-0.19)	(-0.38)	(0.09)	(-0.06)	(0.35)
NumMeeting	-0.00590	-0.0211	-0.101	0.0399**	0.141**	0.141**
	(-0.29)	(-0.28)	(-0.86)	(2.28)	(2.26)	(2.55)
NumPeople	0.00000424	0.0000472	-0.00000859	-0.0000303	-0.000118	-0.000185
	(0.12)	(0.41)	(-0.03)	(-0.83)	(-0.64)	(-0.76)
IncomeStage	-0.0203*	-0.0384	0.0618	-0.0542**	-0.238**	-0.279*
	(-1.81)	(-1.33)	(0.39)	(-2.06)	(-2.32)	(-1.76)
Edu	0.0132	0.164	0.198	-0.0961	-0.310	-0.0199
	(0.19)	(0.61)	(0.46)	(-1.40)	(-1.14)	(-0.04)
Age	0.0128	0.0870	0.208	0.00334	0.00783	0.0936
	(0.26)	(0.45)	(0.71)	(0.38)	(0.22)	(1.50)
Wage	-0.000231**	-0.00141**	-0.00254	-0.0000326	-0.00116**	-0.0000186
	(-2.41)	(-2.36)	(-1.56)	(-1.00)	(-2.18)	(-0.08)
TimetoCity	0.0839	0.472	0.220	0.0604	0.231	0.142
	(0.99)	(1.42)	(0.45)	(0.67)	(0.65)	(0.28)
Disa	-0.0170	-0.350	-0.316	-0.357**	-1.321**	-1.552*
	(-0.12)	(-0.62)	(-0.36)	(-2.30)	(-2.28)	(-1.81)
_cons	0.350	-7.963**	-9.894*	2.228***	1.902	-2.310
	(0.46)	(-2.32)	(-1.67)	(2.65)	(0.59)	(-0.49)
sigma						
_cons		4.614***			4.546***	
		(15.28)			(14.74)	
CM		10.18			17.58	
Wald Test			P > chi2 = 0.048			P > chi2 = 0.051

注:为了节省篇幅起见,表3没有给出9省份虚拟变量(AreaDummy*)的估计结果。(1)至(3)列分别是2007年的OLS、Tobit以及IV Tobit估计结果,(4)至(5)列则分别对应2008年的估计结果。以上模型均采用聚类标准误,聚类水平为省。CM表示采用条件矩检验,在使用参数自助法下所获得的条件矩统计量,根据CM的取值10.18与17.58,无法拒绝扰动项服从正态分布的原假设。Wald Test检验结果表明,可以拒绝变量外生性的原假设。* 表示显著性水平 * $p<0.1$, *** $p<0.01$。

从系数的估计结果来看, SuperTrans 的系数除了 2008 年 IV Tobit 的结果为负(-0.004)之外,其余结果均为正并且高度显著,因此实证估计结果并不支持上级财政拨款对"一事一议"筹资产生了"挤出效应"。BigFamily 的系数结果为负,并且高度显著,这验证了我们的假设(1),即农村"熟人社会"所产生的"声望约束"与"普遍信任"有利于"一事一议"筹资。OutWork 的系数估计值均为正,并且高度显著,这说明出外打工的比例越高,反而促进了"一事一议"筹资,这与我们之前的假设相反,可能的原因是由于通信工具的普及,召集和通知的成本已经得到显著降低,而实际开会讨论只需家庭留守成员参与即可,因此村民出外打工并未提高集体行动的交易成本。但是 Gini 系数均为负,并且高度显著,这验证了我们假设(2)所提出的农户偏好性差异越大,将导致"一事一议"的议事成本越高,因此会抑制"一事一议"提供公共产品。在代表村庄民主治理程度的变量中, YearSelect 的系数估计结果不一致,并且均不显著,而 NumMeeting 的系数在 2008 年的结果中均为正,并且高度显著,这说明村庄民主治理程度,对于村民 "一事一议" 自主提供公共产品具有一定的促进作用。FreeHelp 的系数在不同模型中并不一致,而且均不显著,因此我们并未找到居民中的"普遍道德"水准,有利于农村集体选择提供公共产品的证据。其他控制变量的估计结果,*IncomeStage* 估计系数均为负值,这表明经济发展水平越高的村庄,集体收入越多,有更多的渠道提供公共产品,因此较少开展"一事一议"筹资。Wage 的估计系数均为负值,表明村支书的工资性收入越高,越不利于"一事一议"筹资的开展。Disa 的系数均为负值,并且高度显著,这表明在自然灾害发生时,人们能更多的选择合作,从而促进"一事一议"筹资。

总结实证结果,我们可以得到以下结论:首先,假设(1)得到了证实,即中国农村以宗族为中心的"熟人社会",构成了对于损害集体利益不合作行为的有效制约,此种社会环境有利于农村通过集体行动提供公共产品;其次,对于假设(2)交易成本的影响检验,实证中以收入差距所代表的偏好差异,增加了集体选择行动的议事成本,从而抑制了"一事一议"筹资活动,但是以外出打工比例所代表的召集成本,对于"一事一议"的开展并没有不利影响,而以村民代表大会开会频率为代表的村庄治理程度,一定程度上可以克服交易成本过高问题,有利于"一事一议"筹资;第三,对于假设(3)的检验,实证研究并未找到农村居民中的"普遍道德"水平影响"一事一议"筹资的证据;最后,实证估计结果也并不支持上级财政拨款对"一事一议"筹资产生了"挤出效应",而关于财政支出的"激励效应",我们将在下一节进行专门研究。

(四)财政支出的"激励效应"检验

由于农村居民通过"一事一议"筹资提供公共产品的比例很低,村级公共产品提供不足的问题依然没有缓解,中国政府 2008 年开始试行"财政奖补与筹资投劳挂钩"的政策措施,尝试构建"财政资金引导、农民筹资投劳、社会捐资赞助"的农村公益事业和公共产品的投入新机制,2011 年"一事一议"财政奖补制度在中国农村全面推开。令人感兴趣的是,这种财政激励机制在多大程度上刺激了农村"一事一议"活动的开展,其能否有效克服集体选择行动中的"囚徒困境"? 2008 年,中国政府选择黑龙江、河北、云南三省进行"一事一议"财政奖补工作试点,这为我们提供了一个"自然实验"的机会,即选择样本村庄中的河北样本为处理组[①],其余省份的村庄为控制组,通过双重差分方法进行实证检验。控制组在 2007 年和 2008 年样本村庄"一事一议"筹资的变化,可以作为处理组的"反事实分布",即它可以看作是处理组如果没有实施财政奖补制度,其"一事一议"的筹资情况,则财政支出的刺激效应为:

$$\delta = E[Y_{1it} - Y_{1i(t-1)} \mid D_i = 1] - E[Y_{0it} - Y_{0i(t-1)} \mid D_i = 1]$$

① 因为 CHIP 样本中没有采集黑龙江和云南的数据。

$$= E[Y_{1it} - Y_{1i(t-1)} \mid D_i = 1] - E[Y_{0it} - Y_{0i(t-1)} \mid D_i = 0] \quad (2)$$

这里 δ 表示政策效应，i 表示村庄，t 表示时期，D_i 表示政策的虚拟变量，受到政策影响取值“1”，否则为“0”，Y_{1it} 表示受到政策影响的潜在筹资水平，Y_{0it} 表示未受到政策影响的潜在筹资水平。由于同一个省的所有村庄，其政策是一致的和固定的，遗漏变量偏误主要来自于省这一更高层级，因此上述思路等价于以下回归模型(DID)：

$$Y_{ipt} = \alpha + \gamma_p + \lambda_t + \delta(treat_p \times T_t) + \varepsilon_{ipt}$$

γ_p 为 p 省份的固定效应，λ_t 控制时间趋势，$treat_p$ 为虚拟变量，当 p 省属于处理组时取值为“1”，否则为“0”，T_t 为虚拟变量，当 t 时期为 2007 时该值为“0”，2008 年时该值为“1”，考虑到上述模型仍然有可能在省这一级别存在选择性偏误，固定效应只能消除不随时间变化的内生性，因此增加随时间变化的地区特征向量，而且为了进一步增加拟合优度以便更加精确的估计政策效应，我们同时增加了反映村庄个体的特征向量。我们设定基于聚类标准误的关于处理效应的 DID 线性模型[23]。具体如(3)式：

$$Y_{ipt} = \alpha + \gamma_p + \lambda_t + \delta(treat_p \times T_t) + X'_{pt}\beta + P'_{pt}\varphi + \varepsilon_{ipt} \quad (3)$$

X'_{pt} 为村庄特征向量，包括人均财政拨款(SuperTrans)、经济发展水平(IncomeStage)、外省打工比例(Outwork)、去年是否发生自然灾害(Disa)共计 4 个随时间变化的变量。P'_{pt} 为省份特征向量，包括样本村庄所在省的人均 GDP (GDP)①，第一产业占比(AgricuRatio)，城镇化率(Urbanization)共计 3 个变量。

实际上，财政“激励效应”的作用途径应有两种：一是增加了“一事一议”的次数以及每次的筹资金额，这可以理解成财政激励的“深度效应”；另一方面是刺激了之前未开展“一事一议”的村庄，开展“一事一议”活动，这可以理解成财政激励的“广度效应”。因此，这里设定两个被解释变量，一个是之前的人均“一事一议”筹资金额，另一个是反映村庄有没有开展“一事一议”活动的二值变量 y_binary，开展了“一事一议”的村庄则该值为 1，反之，该值为 0②。

由于感兴趣的回归元只在省这一层面发生变动，同一省内的样本可能会存在相关性，数据表现出的这种群组结构，称之为聚类问题(Clustering problem)③，解决该类问题的方法之一是设定合适的聚类标准误，这里设定的聚类水平为市，共计有 67 个聚类。为了对比起见，我们分别给出了四种估计结果，具体如表 4 所示④：

表 4 给出了四种模型设定下的 DID 估计结果：无任何额外控制变量、增加村庄和省份特征变量、采用稳健标准误以及采用聚类标准误。结果显示在所有情况下，财政奖补政策对于“一事一议”活动的开展均具有显著的“激励效应”从系数估计值来看，它使的处理组村庄开展“一事一议”活动的概率增长了大约 30% 左右，使得处理组村庄的“一事一议”筹资金额增长了 140% 左右，上述结果均高度显著。由此可见，与“一事一议”挂钩的财政奖补政策，确实能有效的激励农村居民通过集体选择的方式提供公共产品。因此政府的资金介入应坚持财政补助与“一事一议”筹资金额挂钩，这一方面能减轻农民负担，另一方面可消除集体行动中的各种不利因素，增加农民自主提

① 人均 GDP 均按照 2000 年可比价格计算。

② 虽然在受限被解释变量的情况下使用非线性模型可以更好的近似条件期望函数，但如果我们只关心边际效应，则二者的差别非常小，使用非线性模型还会带来额外的问题：如何选择模型形式(Probit 或 Logit)，边际效应是使用微分还是差分，计算平均边际效应还是某特定点的边际效应，如何计算边际效应的标准误等。基于以上考虑我们选择了线性概率模型进行估计。

③ 聚类问题又称为 Moulton 问题，用以纪念 Moulton 对这个问题做出的开创性贡献。

④ 由于篇幅所限，本文没有给出 DID 更加详细的估计结果，备索。

供公共产品的积极性,这对于培育农村公共产品的内生式供给机制具有重要意义。

表 4　财政"激励效应"的 DID 估计结果

被解释变量		δ	R2	年份效应	地区效应	控制变量	稳健标准误	聚类标准误
是否开展"一事一议"(Y_binary)	(1)	0.272**(2.50)	0.16	Y	Y	N	N	N
	(2)	0.301***(2.70)	0.20	Y	Y	Y	N	N
	(3)	0.301***(2.77)	0.20	Y	Y	Y	Y	N
	(4)	0.301*(1.71)	0.20	Y	Y	Y	N	Y
"一事一议"人均筹资对数(LogY)	(1)	1.364***(2.89)	0.16	Y	Y	N	N	N
	(2)	1.437***(2.98)	0.20	Y	Y	Y	N	N
	(3)	1.437***(3.30)	0.20	Y	Y	Y	Y	N
	(4)	1.437*(1.80)	0.20	Y	Y	Y	N	Y

注:(1)行是不增加任何额外控制变量的估计结果,(2)行是增加村庄和省份特征变量的估计结果,(3)行是采用稳健标准误的估计结果,(4)行是采用聚类标准误的估计结果。其中人均 GDP 按照 2000 年的不变价格进行调整。δ 列就是估计的财政激励效应。括号内为 t 值,R2 为调整后的拟合优度。* 表示显著性水平 *p < 0.1, **p < 0.05, *** p < 0.01。

(五)、稳健性检验

1. 基于"跨栏模型"(hurdle model)的稳健性检验

本文采用 Tobit 模型作为实证的基本模型,Tobit 模型假设被解释变量为 0 或正数均是最优解,二者的产生机制是一样的,但是如果此假设不成立,则 Tobit 的估计结果可能有偏和不一致。此外,从制度分析的角度来看,对农村居民"一事一议"的开展决定机制与开展"一事一议"后的数量决策机制,分别进行研究也很重要,因此这里采用 Cragg[24] 提出的"跨栏模型"对我们前文的结论,进行稳健性检验。该模型首先定义虚拟变量 d,d = 0 表示未开展"一事一议",d = 1 表示开展了

表 5　"一事一议"筹资"跨栏模型"检验

	2007		2008	
	(1)	(2)	(3)	(4)
SuperTrans	0.000269**(2.30)	0.000167(1.00)	0.0000982(0.74)	0.000921***(4.06)
BigFamily	−0.0629**(−2.41)	−0.421*(−1.68)	−0.0338**(−2.22)	−0.0760**(−2.40)
FreeHelp	0.00809(0.09)	0.0364(0.24)	0.0404(0.41)	−0.112(−0.94)
Outwork	0.137**(2.50)	0.105(1.21)	0.106*(1.81)	0.0943(1.24)
Gini	−0.820**(−2.08)	−0.661**(−2.54)	−0.701*(−1.91)	−0.0550**(−2.06)
YearSelect	−0.00206(−0.23)	−0.00477(−0.34)	−0.0000394(−0.00)	−0.00444(−0.40)
NumMeeting	−0.00638(−0.36)	0.00378**(2.12)	0.0326*(1.96)	0.0403**(2.25)
NumPeople	0.0000296(0.94)	−0.0000679**(−2.02)	−0.0000143(−0.31)	−0.0000902(−1.59)
IncomeStage	−0.0138**(−2.51)	0.0560(1.06)	−0.0551**(−2.16)	−0.0111(−0.34)
Edu	0.0178(0.28)	0.00833(0.08)	−0.0826(−1.22)	−0.0201(−0.23)
Age	0.0176(0.39)	−0.0642(−0.89)	0.00176(0.20)	−0.0123(−1.02)
Wage	−0.000330**(−2.35)	−0.0000561(−0.18)	−0.000302**(−2.24)	0.0000876(0.29)
Timetocity	0.104(1.33)	0.0143(0.11)	0.0515(0.59)	−0.0501(−0.45)
Disa	−0.0582*(−1.63)	−0.0427**(−2.19)	−0.310**(−2.15)	−0.257**(−2.50)

注:为了节省篇幅起见,表 5 没有给出 9 省份虚拟变量(AreaDummy *)的估计结果。第(1)和第(3)列是第一阶段估计结果,第(2)和第(4)列是第二阶段估计结果。* 表示显著性水平 *p < 0.1, **p < 0.05, *** p < 0.01。

“一事一议”,模型被分为两个阶段,第一阶段用全样本采用Probit/Logit方式对d建模估计,当潜变量 $x'_i\beta+\varepsilon$ 超过0,即d=1,则采用“一事一议”筹资金额 $y>0$ 的子样本,利用OLS对y进行第二阶段估计。两个模型相互独立,其使用的解释变量也完全相同,第一阶段的被解释变量为d,第二阶段的被解释变量为y。表5给出了具体估计结果。

从表5可以看出,开展决定机制和数量决定机制的系数估计结果并没有较大的差别,解释变量的影响方向在这两种决策中都是相同的,差异仅体现在绝对水平上,表明这两种决策的内在机理基本相同,因此这说明我们前文估计中选用Tobit模型是合适的,从表5与表3的结果比较来看,二者的对应系数并没有显著差异,因此没有改变前文的基本结论,这也表明我们估计方法的稳健性。

2. 财政激励效应的“聚类问题”检验

同一地区的村庄,由于受到社会文化,气候条件及地理环境等共同因素的影响,在“一事一议”筹资建设方面可能具有一定的相关性,及 $E[e_{ig}e_{jg}]=\rho_e\sigma_e^2$,其中 i、j 表示个体,g 表示组,文献称之为聚类问题或“Moulton”问题[25],有如下的膨胀因子(Moulton factor)表达式:

$$\frac{v(\hat{\delta})}{v_c(\hat{\delta})}=1+\left[\frac{v(n_g)}{\bar{n}}+\bar{n}-1\right]\rho_x\rho_e \tag{4}$$

其中 $v_c(\hat{\delta})$ 是采用传统的方法估计的 x_{ig} 系数 $\hat{\delta}$ 的方差,$v(\hat{\delta})$ 表示在给定的聚类残差结构进行修正后的方差,$v(n_g)$ 是样本群组规模的方差,$\bar{n}$ 是平均群规模,ρ_x 是 x_{ig} 的组内相关系数。由(4)式可见,前文DID模型的设定,回归元 $treat_p\times T_t$ 在群内不变,所以 ρ_x 取最大值1,而且本研究的群规模是可变的,则 $\frac{v(n_g)}{\bar{n}}>0$,所以之前设定的估计模式,如果 $\rho_e\neq 0$ 则存在方差膨胀,从而高估了结果的精确性[26]。因此在估计财政激励效应的DID模型时,我们采用了聚类标准误,聚类水平在市这一级别,聚类数共有67个,这一措施可同时减轻异方差和聚类问题,但是当聚类数较少时,依据大数定律,聚类标准误的结果仍然可能不准确。所以,稳健型检验将对聚类水平进行调整,从而检验聚类问题是否影响了本文的结论。采用式(3)的设定,分别调整聚类水平为省,省-年、县,重新估计财政奖补的“激励效应”,具体结果如表6所示:

表6 聚类水平检验

	聚类数	δ1	δ2
聚类水平:省	9	(9.54)***	(16.44)***
聚类水平:省-年	18	(13.68)***	(23.16)***
聚类水平:市	67	(1.71)*	(1.80)*
聚类水平:县	80	(1.71)*	(1.80)*

注: δ1表示是否开展“一事一议”(Y_binary)的估计结果,δ2表示“一事一议”筹资金额(logY)的估计结果,括号内为T值,*表示显著性水平:* $p<0.1$, ** $p<0.05$, *** $p<0.01$。

表6给出了四种不同聚类水平下的估计结果,其中第三行的聚类水平为市,也是前文所采纳的聚类水平,作为对比这里也一并给出。由表6可见,在不同的聚类水平下,并未影响本文的主要结论,因此这说明不同的聚类水平并未影响本文结论的稳健性。

四、主要结论与政策建议

(一)主要结论

本文试图基于集体行动逻辑这一理论框架,研究中国村级公共产品自主供给的内在机制和影

响因素。我们将中国农村的“一事一议”筹资投劳制度,以及“一事一议”财政奖补制度作为实证分析对象,从影响村民集体行动的社会因素与财政因素两个维度对农村公共物品自主供给进行实证研究,通过实证研究,可以得出以下结论:

1. 从支出结构上来看,开展“一事一议”的村庄其生产建设类公共支出明显高于未开展“一事一议”的村庄,而对于行政管理类支出,开展“一事一议”的村庄则明显低于未开展“一事一议”的村庄。从具体绩效来看,开展“一事一议”村庄的村级公共服务水平比未开展“一事一议”的村庄提高了 25 -45 个百分点。上述差异表明“一事一议”制度有利于农村公共产品的结构优化,能够显著提升村级公共服务水平。

2. 中国农村传统的 “熟人社会”,减少了集体选择行动中的“自利行为”和“搭便车”倾向,有利于合作行为的形成,此种社会环境可以促成农户通过集体选择自主提供公共产品。而农户的经济水平差异所形成的公共产品偏好差异,提高了“一事一议”的交易成本,对“一事一议”的开展具有不利影响,但有效率的村级治理体制对村民开展“一事一议”具有促进作用。外出打工这一情况并未对“一事一议”产生不利影响,村民的普遍道德水准的高低对“一事一议”的实施,也未构成显著影响。

3. 与“一事一议”无关的上级补助资金,并未对“一事一议”产生“挤出效应”,而予“一事一议”挂钩的财政补助资金,对“一事一议”产生了显著的“激励效应”,它使得村庄开展“一事一议”的概率增加了 30 个百分点左右,使得筹资金额平均增长了 140% 左右。

本文实证研究的时间区间是 2008—2009 年,这两年是“一事一议”财政奖补政策实施的初始阶段,随着时间推移,中国农村的改革和发展出现了许多新情况,那么该项政策在村级公共产品供给绩效方面呈现出何种新特征? 对此学者们一直进行着跟踪研究,其中何文盛等人在 2018 年对甘肃省的研究具有一定的代表性①[27],资料显示 2018 年甘肃省“一事一议”建设项目共计达到 7234 项,投入资金 21. 3 亿元,直接受益人口 599 万人,其中交通水利实施投资占比 70%,美丽村庄建设占比 13%,生活能源设施占比 0. 26%,公共活动场所建设占比 13%,其他公共设施占比 3%,可见甘肃省通过“一事一议”供给的公共产品主要集中在与农村生产和农民生活直接相关民生领域,这与本文基于 CHIP 的分析结果基本一致。对“一事一议”供给公共产品的影响因素评估方面,何文盛等人在 2016 年对甘肃省 10 个县(区)的 56 个村庄进行了实地调研,并采取扎根理论作为其定性研究方法,从政策环境、政策偏好、村庄特征、政策认知四个维度进行了分析,研究同样认为,村庄规模、两委特征、宗族势力、村风民俗、价值观念等,对“一事一议”财政奖补政策的有效实施具有重要影响。上述定性研究与本文的定量研究具有较强的互补性,起到了相互验证的效果。

(二)政策建议

1. 为了“乡村振兴”战略的顺利推进,需要弥补农村基础设施薄弱、农村环境与生态问题突出这一短板,本文的实证研究证实:集体协商、成本分摊的村级公共产品自主供给机制,能够显著提升供给绩效。因此,应改变由政府主导、财政包揽农村公共产品“自上而下”的供给模式,逐步培育农村公共产品内生型的自主供给机制,这是医治当前村级公共产品提供“政府失灵”的一剂良方。

2. 村民自主提供公共产品,并不意味着公共财政的完全退出,财政资金的介入应当与村民自主提供公共产品具体项目挂钩,一方面这能有效的激励农村居民通过集体选择的方式提供公共产品,增加农村居民自主提供公共产品的积极性;二是能够减轻农村居民的负担,尤其是对于农村中

---

① 该项研究是兰州大学中国政府绩效管理研究中心实施“甘肃省 2016 年度农村综合改革绩效评价项目”的阶段研究成果。

的贫困户、五保户等困难家庭,实行财政兜底政策,免去其筹资投劳的义务。

3. 应基于当前"乡村治理"所提出的自治、法治、德治相结合的治理要求,增强村民的自主管理、自主服务功能,提升农村社会的整合、动员与合作能力,通过培育良好的村风民风、形成新的农户之间的信任机制,进一步加强村支部和村委会的领导、召集、组织的能力,同时要创新管理手段,应注重利用手机、微信等通信平台,对村民集体选择公共产品的全过程进行宣传、管理、服务和监督,从而显著降低集体行动的交易成本。以上措施对于提升农村公共品自主供给能力、增强公共产品供给效率具有重要意义。

参考文献:

[1]叶兴庆. 论农村公共产品供给体制的改革[J]. 经济研究, 1997(6):57 - 62.
[2]贺雪峰. 论半熟人社会——理解村委会选举的一个视角[J]. 政治学研究, 2000(3):61 - 69.
[3]贾康, 孙洁. 农村公共产品与服务提供机制的研究[J]. 管理世界, 2006(12):158 - 159.
[4]杨弘, 郭雨佳. 农村基层协商民主制度化发展的困境与对策——以农村一事一议制度完善为视角[J]. 政治学研究, 2015(6):20 - 27.
[5]TRAWICK P. Against the privatization of water: an indigenous model for improving existing laws and successfully governing the commons[J]. World Development, 2003(6):977 - 996.
[6]WILDER M, LANKAO P R. Paradoxes of decentralization: water reform and social implications in Mexico[J]. World Development, 2006(11):1977 - 1995.
[7]OSTROM E. Collective action and evolution of social norms[J]. Journal of Economic Perspectives, 2000, 14(3):137 - 158.
[8]TSAI, LILY. Accountability Without Democracy: Solidary Groups and Public Goods Provision in Rural China[M]. Cambridge: Cambridge University Press, 2006:102.
[9]温莹莹. 非正式制度与村庄公共物品供给——T村个案研究[J]. 社会学研究, 2013(1):113 - 133.
[10]王子成, 邓江年. 劳动力外出是否弱化了村级自筹公共投资[J]. 统计研究, 2016(10):75 - 82.
[11]SAMUELSON P A. The pure theory of public expenditure[J]. Review of Economics & Statistics, 1954(4):387 - 389.
[12]TSAI, LILY. Social groups, informal accountability, and local public goods provision in rural China[J]. The American Political Science Review, 2007(2):104 - 136.
[13]OLSON, M. The Logic of Collective Action. Public Goods and the Theory of Groups[M]. Cambridge, Mass: Harvard University Press, 1965:321.
[14]OSTROM, ELINOR. Governing the commons: the evolution of institutions for collective action[M]. Cambridge: Cambridge University Press, 1990:103.
[15]HAGEDOORN, J. Understanding the cross - level embeddedness of interfirm partnership formation[J]. Academy of Management Review, 2006(3):670 - 690.
[16] CHARLES WOLF J. Trust: the social virtues and the creation of prosperity[J]. Orbis, 1996(2):333 - 349.
[17]ALBERTOTO, PAOLA, GIULIANO. Culture and institutions[J]. Journal of Economic Literature, American Economic Association, 2007(4):898 - 944.
[18]GRANOVETTER, MARK. Economic action and social structure: the problem of embeddedness[J]. American Journal of Sociology, 1985(91):481 - 510.
[19]费孝通. 乡土中国[M]. 天津:天津人民出版社, 1994:29.
[20]温铁军, 郎晓娟, 郑风田. 中国农村社会稳定状况及其特征:基于100村1765户的调查分析[J]. 管理世界, 2011(3):66 - 76.
[21]吴重庆. 无主体熟人社会及社会重建[M]. 北京:社会科学文献出版社, 2014:47.

[22]TOBIN J. Estimation of relationships for limited dependent variables[J]. Econometrica, 1958(1):24 – 36.
[23]LEVINE,PHILLIP B,ROBIN MCKNIGHT. How effective are public policies to increase health insurance coverage among young adults?"[J]. American Economic Journal: Economic Policy,2011(1): 129 – 56.
[24] CEAGG J G. Some statistical models for limited dependent variables with application to the demand for durable goods [J]. Econometrica, 1971, 39(5):829 – 844.
[25]MOULTON B R. Random group effects and the precision of regression estimates[J]. Journal of Econometrics,1986 (3):385 – 397.
[26]ANGRIST J D, PISCHKE J S. Mostly harmless econometrics[M]//Mostly harmless econometrics. State of New Jersey:Princeton University Press, 2009:203 – 204.
[27]何文盛,何志才,唐序康,等."一事一议"财政奖补政策绩效偏差及影响因素——基于甘肃省 10 个县(区)的质化研究[J]. 公共管理学报, 2018(2):1 – 13.

Collective Action, Fiscal Incentive and Autonomous Supply of Public Product at Village Level

ZHAO Wei-min
(*School of Economics*, *Anhui University*, *Hefei* 230601, *China*)

Abstract: This paper uses the institutional change of "one thing one discussion" as the research object. An empirical analysis was made on the autonomous supply of rural public goods affecting the collective action of rural residents from two dimensions--social and financial effects. The research results confirm that the system of "one thing one discussion" is beneficial to the structure optimization of rural public products. The traditional "clan" social structure in rural areas is beneficial to overcome the tendency of "self-interest" and "hitchhiking" in collective action. And the current widening income gap has formed a preference difference in public products, which improves the transaction cost of "one thing one discussion". But the practice of "one thing one discussion" in an efficient village governance system has a promoting role in the village. Financial aid funds have a significant "incentive effect". The conclusion of this research provides decision basis for the cultivation of endogenous public products independent supply mechanism.

Key Words: public finance; collective action; fiscal incentive; one project one discussion; rural public goods