

选举参与、公共投资与农村生活用水体系^{*}

葛章明 (清华大学公共管理学院 北京 100084)

王晓兵 (北京大学现代农业学院中国农业政策研究中心 北京 100871)

于晓华 (哥廷根大学农业经济与农村发展系 哥廷根 37073)

闵 师 (华中农业大学经济管理学院 武汉 430070)

摘 要: 改善农村生活用水条件是农村人居环境整治的重要任务, 关乎农村居民的生活质量与身体健康。基于“选举参与—回应”模型与“二部制付费”俱乐部物品消费理论, 本文探讨了通过公共投资的机制, 村庄选举参与水平对农村生活用水体系的影响, 并利用 CFPS 两期面板数据开展了实证研究。本文使用随机效应模型与 Mundlak 估计法检验了选举参与水平通过公共投资的机制改善农村生活用水体系的推论, 同时采用宗族势力作为工具变量解决潜在的内生性问题。研究表明, 随着村庄选举参与水平的提高, 农户使用自来水和冲水厕所的概率也显著增加, 其中公共投资起到了重要机制作用。在采用线性概率固定效应模型估计、更换公共投资占比作为机制变量、控制区域差异变量一系列稳健性检验后, 上述结论依旧成立。建议未来应进一步提升农村居民的基层民主参与意识, 重视基层选举参与在乡村治理中的作用。

关键词: 选举参与; 公共投资; 农村生活用水体系

一、引 言

改善农村生活用水体系, 不仅关系着农村居民生活质量与健康水平的提高, 而且是实现乡村振兴的重要任务。在发展中国家的农村地区, 80% 的疾病是由未达标的饮用水和恶劣的卫生条件造成的^①, 由未达标饮用水引起的疾病有 80 余种, 与粪便相关的疾病有 30 余种(UNEP, 2007) 。因此, 构建现代卫生的生活用水体系, 特别是保障农村地区安全的饮用水供应和推广卫生厕所, 是降低发病率与保障农村居民健康最行之有效的措施之一(UNDP, 2006) 。

我国的农村生活用水体系主要包括生活用水供应和生活污水排放。农户主要可以通过两种方式获取生活用水、处理生活污水, 第一种方式为“原始型”, 即从地表水、地下水、雨水等自然水源直接获取未经处理的生活用水, 将家庭产生的粪便和洗涤污水直接排放到沟渠、河流等公共区域; 第二种方式为“现代型”, 即使用自来水管、社区水塔或家庭水柜等供水设施供给的生活用水, 通过厨卫的下水道集中排放粪便和洗涤污水。改革开放以来, 我国长期执行生产导向的农业经济政策, 农业经济持续增长, 农民生活水平不断提高(黄季焜, 2004) 。然而由于卫生观念落后、缺乏规划、政策忽视等原因(陈超等, 2012) , 20 世纪末期“原始型”方式仍广泛存在于农村地区。根据第一次全国农村卫生调

^{*} 项目来源: 国家自然科学基金项目“区域间不同经营主体适度经营规模及其影响研究”(编号: 71673008) , 农业农村部软科学课题“推进农村人居环境整治研究”(编号: RKX2019032B) 。闵师为本文通讯作者

^① 时任联合国秘书长科菲·安南于 2003 年世界环境日的致辞, <https://www.un.org/press/en/2003/sgsm8707.doc.htm>

查,1993年我国农村自来水普及率未达25%,卫生厕所普及率更是低于10%^①。较差的供水设施和厕所卫生条件产生了巨大的负外部性,使肠道传染病和寄生虫病长期危害农村居民健康(魏海春,2010),降低了农村居民的获得感与幸福感(韩长赋,2019)。为了提升农村生活用水体系水平,2000年以来全国范围内掀起了多轮以改水改厕为工作重点的农村卫生集中整治运动,供水设施不断完善,卫生式厕所普及率也不断提升。第三次全国农业普查主要数据公报显示,截至2016年末,自来水入户率与冲水式卫生厕所入户率分别增加至47.7%和36.2%^②。

近年来,党和政府更加关切农村人居环境整治问题,加大农村人居环境整治力度,将改善农村生活用水体系作为人居环境整治的重要任务。党的十九大报告提出了实施乡村振兴战略,指出生态宜居是乡村振兴的总要求之一。中共中央、国务院印发了《乡村振兴战略规划(2018—2022年)》《农村人居环境整治三年行动方案》《关于抓好“三农”领域重点工作确保如期实现全面小康的意见》(分别简称“规划”“方案”“意见”),“规划”指出生态宜居是乡村振兴的关键,开展农村人居环境整治是实现生态宜居的重要举措。“方案”“意见”还进一步明确农村饮水安全保障水平不足、卫生厕所普及率低是农村生活用水体系的突出短板,提升农村生活用水体系要巩固和提升饮水安全保障水平、实施“厕所革命”。在“规划”的驱动下,各级地方政府结合各地实际,扎实落实农村人居环境整治三年行动计划,积极推进改水改厕工作。

农村生活用水体系相关研究已成为学术界的热点,诸多文献关注了我国农村生活用水体系治理问题。首先,大量研究统计了我国农村生活用水的现状与趋势。相较于21世纪初,农村饮用水与厕所条件已得到较大的改善,但当前自来水和卫生厕所入户率仍有待提高,部分地区自来水入户率不及50%,旱厕仍是农村地区主要的厕所类型。其次,运用不同维度的数据,诸多学者分析了影响农村生活用水体系治理的因素。由于农村生活用水体系具有准公共物品属性(李兵弟等,2007),农村生活用水体系治理的影响因素主要涵盖农户个体层面和村庄集体层面。农户个体层面,家庭收入、非农就业、环境卫生意识、家庭规模、住房条件均是农村生活用水体系的重要影响因素;村集体层面,交通区位、公共投资、地方政策支持都在不同程度上影响农村生活用水体系。上述研究发现在一定程度上为有关部门制定政策提供了科学依据,然而,改善农村生活用水体系不只是单纯的资金和技术问题,与乡村民主治理也密切相关。乡村民主治理能够促进不同治理主体的政治参与和自主治理,有效解决集体行动困境,提升乡村公共投资和公共资源利用的效率(Ostrom,1990),因而乡村民主治理可能通过乡村公共投资的机制,进一步影响农村生活用水体系。遗憾的是,已有文献忽视了乡村民主治理对农村生活用水体系治理的影响。为此,本文尝试通过理论分析和实证研究的方法,研究选举参与水平与农村生活用水体系治理之间的因果关系及其内在机制。

改革开放以来,我国乡村民主治理体系逐步完善,形成了民主选举、民主决策、民主管理、民主监督“四大民主链环”(赵一夫等,2019),其中村民委员会民主选举被认为是乡村民主治理体系的逻辑起点和制度基石。自1987年以来,我国开始推行村委会成员民主选举*,对乡村基层治理产生深远影响。其中最主要的影响是村干部逐渐从“上级政府命令执行者”转变为“社区集体利益代理人”(孙秀林,2009),具体表现为通过民主选举委任的村干部会为社区谋取更多公共福利,包括提高公共服务支出、兴建基础设施(Zhang等,2004)、为村弱势群体和贫困人口谋取社会保障(Shen等,2008; Gan

① 新华网报道, <https://news.cnhnb.com/rdxx/detail/336094/>

② 国家统计局. 第三次全国农业普查主要数据公报(第四号), http://www.gov.cn/xinwen/2017-12/16/content_5247677.htm

* 改革开放前,大部分村主任是通过上级任命产生;1987年,第六届全国人大通过了《村民委员会组织法(试行)》,其中第九条明确规定“村民委员会主任、副主任和委员由村民直接选举产生”,农村基层直接选举得到了法律指导和保护;1988年,村委会直接选举在全国范围内推广实施

等,2012)。此后,村委会民主选举得到长足发展,在2012—2013年的选举周期中,已有98%的村委会由民主选举产生^①。

随着村委会直接选举的全面普及,村庄选举参与水平而非是否开展直接选举逐渐成为当前研究的焦点。在本文中,村庄选举参与是指村委会直接选举中村民参与的程度,村民投票比例被认为是表征选举参与水平最直观的指标,而村民投票比例受民主意识、教育程度、外出务工、文化心理等多重因素影响,使得各地投票比例有较大差异,为使用定量方法探究选举参与水平与农村社会经济发展创造了可能。研究选举参与对农村社会经济影响的文献深入分析了村庄选举参与对村庄公共物品投资支出(公共投资)的影响,研究发现村庄选举参与能够激励村干部付出更多的努力筹集更大覆盖范围的公共投资,提升公共福利水平(张同龙等,2017)。据此,本文尝试将选举参与同改善农村生活用水体系联系起来,将选举参与对公共福利的影响推广至与农户福利休戚相关的农村生活用水体系中。由于农村生活用水体系具有准公共品的属性,与公共投资高度相关(Galiani等,2005),而村庄选举参与水平又能够有效提升公共投资水平。因此,本文提出以下研究问题:村庄选举参与水平是否能够对农村生活用水体系产生影响;若能够产生影响,是否通过公共投资的影响机制对农村生活用水体系产生影响。本文试图通过理论分析与实证研究解答上述研究问题。

首先,本文构建了“选举参与—回应”模型与“二部制付费”俱乐部物品消费模型,从理论层面剖析了村庄选举参与通过公共投资的机制改善农村生活用水体系的过程;其次,本文使用2010年与2014年中国家庭追踪调查(China Family Panel Studies,CFPS)的农户面板数据,采用计量实证模型验证了村庄选举参与和农村生活用水体系改善之间的因果关系,并考察了村庄公共投资在其中的机制作用。需要说明的是,农村生活用水体系主要包括生活用水供给与生活污水排放(Galiani等,2005)。在生活用水供应方面,本文主要关注生活用水是否为集中供应的自来水,即农户是否使用自来水;在生活污水排放方面,农户生活污水按来源可划分为粪便和洗涤污水,本文主要关注与农村居民健康更为相关的粪便污水排放,即农户是否使用冲水厕所*。通过计量实证方法识别变量间的因果关系面临的一个突出挑战是内生性问题,本文的因果链中很可能存在同时影响村庄选举参与和农村生活用水体系的不可观测的遗漏变量产生的内生性偏误,使估计值有偏。为此,本文拟选用宗族势力的代理变量——异姓比例作为选举参与的工具变量,以解决潜在的内生性问题。本文的主要贡献在于突破了既有研究主要关注选举参与对社区公共设施积极影响的局限,探讨这一正向效应如何更进一步影响与农户个体福利休戚相关的农村生活用水体系,将乡村基层选举这一中国特色的乡村治理方式与农户个体福利改善有机连接起来。

二、理论分析与研究假说

(一) 改善农村生活用水体系的“二部制付费”俱乐部物品消费理论

农户使用的自来水、冲水厕所具有“二部制付费”的俱乐部物品属性。农村生活用水体系的俱乐部物品属性较易于理解,农户共享着村范围内的公共生活用水设施,诸如公共上下水管道非本村居民

^① 民政部部长2013年答记者问:部分村由于历史原因仍未开展村委会直接选举,未纳入直接选举的村委会也在创造条件推进直接选举

* 由于CFPS问卷中与农村生活用水体系直接相关的问题仅包含了农户是否使用自来水和厕所类型,未包含洗涤污水排放的相关问题。一般地,农户使用自来水不仅会安装自来水供应管道(上水),也会安装相应的污水排放管道(下水),并且冲水厕所的排污管道同样可作为洗涤污水排放的重要排放渠道。因此,本文关注的农户是否使用自来水和冲水厕所情况一定程度上包含了洗涤污水排放的信息

无法使用;并且农户居室内的入户自来水管、冲水设备等生活用水设施完全由家庭独立出资、独享,因而具有“一定范围”^{*}的排他性;同时,农户利用村庄提供的公共生活用水设施,不会增加其他农户使用公共生活用水设施的成本,因而具有非竞争性。如上特征凸显了农村生活用水体系具有“一定范围”的排他性与非竞争性的俱乐部物品属性(Buchanan, 1965; 王辉, 2014)。

农户使用自来水和冲水厕所所需的资金能够明确地划分公共部分与私人部分进行两阶段付费,因而具有“二部制付费”的属性(Oi, 1971; Feldstein, 1972)。首先,农户使用自来水和冲水厕所的先决条件是由公共部门铺设了上下水管道。村级上下水管道是纯公共品,其是否铺设及覆盖范围高度依赖于村公共投资(Galiani 等, 2005),即村集体利用公共投资修建了村级上下水管道为农户使用自来水、冲水厕所支付了第一笔费用。其次,农户需自筹资金将自家上下水管道接入村公共上下水管道中,并按自身需求和支付意愿购入水龙头、盥洗池、冲水设施等配套设备完成剩余付费(见图1)。因此,二部制出资分布具有此消彼长的特征,当“第一部”阶段的公共投资越高,村级上下水管道的密度和覆盖范围就越大,那么农户需要在“第二部”阶段的自筹资金就越低,就越有可能改善生活用水体系。从政策层面看,我国农村改水改厕政策的制定也依据“二部制付费”俱乐部物品属性,按照“政府领导、民办公助、纳入规划、多方筹资”的工作原则,所需资金实行由“国家补助一点,集体支持一点,个人投入一点”的办法三方筹集。

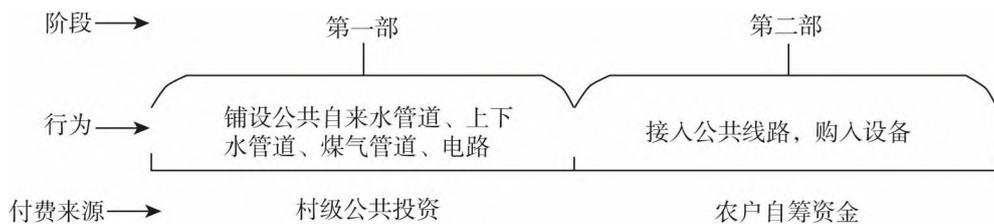


图1 农村生活用水体系设施“二部制付费”属性

部分文献也探究了“二部制付费”出资分布对农户使用自来水和卫生厕所的影响。研究发现,当前我国农户改善生活用水体系意识较弱,“第二部”阶段的自筹资金支付意愿较低,当自筹资金比重过大时,农户改水改厕的积极性低,实施改水改厕行为的概率下降。闵师等(2019) 的研究进一步表明,公共部门提升“第一部”阶段的投资,甚至直接补贴农户“第二部”阶段的付费对农户改善生活用水体系有显著促进作用。

(二) 改善农村生活用水体系的“选举参与一回应”理论

“选举参与一回应”理论是理解政府对于民众对公共品需求回应的重要理论。民众能够通过参与选举给地方政府施加水平式压力,促使地方政府提升对民众公共投资需求的回应性,提供更符合选民偏好的公共品(Besley 等, 2002; Oates, 2005) (见图2)。选举参与水平越高意味着地方政府需要满足更多公共投资需求,才能谋求连任或实现其他政治需求,这将促使地方政府扩大公共投资的覆盖范围(Nooruddin 等, 2015)。一些国外的经验研究发现,选举参与显著地提升了民生公共支出水平,推动地方政府提供更优质的公共品(Fowler, 2013; Nooruddin 等, 2015)。

我国村委会直接选举有6亿农民选民参与,是世界上涉及人数最多的直接选举^①,因而研究我国

* 此处“一定范围”指适度的分享团体多于一个人或一户人,但小于无限数目

① 民政部部长答记者问, <http://news.sohu.com/20130313/n368680050.shtml>

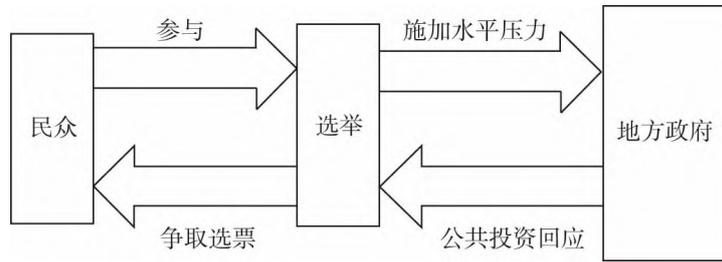


图2 “选举参与—回应”理论

的农村选举参与水平与公共投资回应具有重要的意义。张同龙等(2017)的研究发现村庄选举参与水平能够激励村干部付出更多努力,促使村庄提供更大覆盖率的公共投资,提升公共福利水平。Luo等(2010)的研究证明了增加村庄公共投资有助于村干部再次当选。

(三) 改善农村生活用水体系的理论模型和研究假说

基于上述理论,本文构建了分析村庄选举参与对农村生活用水体系的影响以及公共投资的机制作用的理论分析框架(见图3)。在理论分析框架中,首先基于“选举参与—回应”理论,探讨选举参与和公共投资的关系,即随着村庄选举参与水平提升,为了增加连任概率,村委会干部会在任期内扩大公共投资的覆盖范围,争取更多选票;然后利用“二部制付费”的约束条件下农户效用最大化理论,分析公共投资与农村生活用水体系的关系,即在“二部制付费”的约束条件下,公共投资负担了改善农村生活用水体系所需资金的更大比重,使得农户在“第二部”阶段的自筹资金降低,从而提升了农户改良生活用水体系的概率。

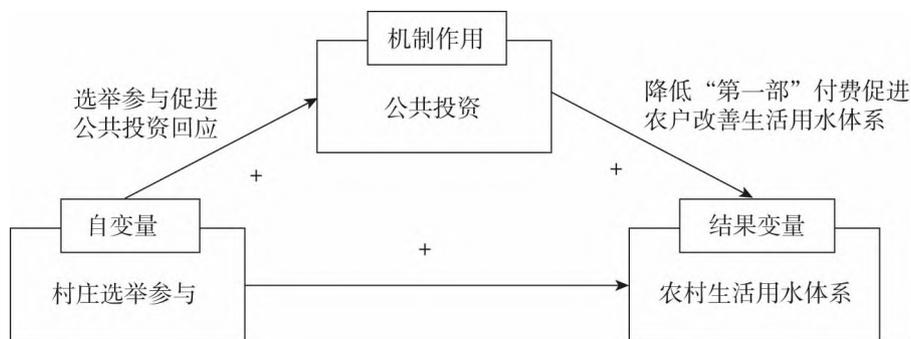


图3 村庄选举参与对农村生活用水体系的影响及公共投资的机制作用

根据理论分析框架,本文进一步构建理论模型并提出研究假说。首先,本文构建分析选举参与和公共投资关系的“选举参与—回应”模型(Besley等,2002)。假定两个候选人的情形,其中一人为现任村委会干部,现任村委会干部的目标为谋求连任,他可投入努力(包含精力、时间),努力水平用 e 表示,设定最大努力水平为 $E, e \in (0, E)$,以筹集并使用公共投资 I ,其中 $I(e)$ 是 e 的增函数;另一位候选人是非现任村委会干部。村民将会对两位候选人任期内付出努力筹集的公共投资产生预期,并在一定程度上依据预期进行投票。现任村委会干部候选人筹集公共投资的预期是基于上一任期内的公共投资,非现任村委会干部候选人的预期是基于社会网络等渠道。假定村民对现任村委会干部的支持率为 $q(I(e))$, $q(I(e))$ 是关于 I 的增函数。假设选举参与水平为 δ ,那么现任村干部候选人胜

选条件可表示为(1)式*：

$$\delta q(I(e)) > \frac{1}{2} \tag{1}$$

现任村干部候选人胜选的概率 P 可表示为(2)式：

$$P = \begin{cases} 1 & \text{若 } \delta q(I(e)) - \frac{1}{2} > 0 \\ 0 & \text{若 } \delta q(I(e)) - \frac{1}{2} < 0 \end{cases} \tag{2}$$

因此 P 可以表达为村庄选举参与水平 δ 和支持率 $q(I(e))$ 的函数 $P(\delta, q(I(e)))$ ，进一步假定现任村委会干部胜选的效用为 Ω ，付出每单位努力的成本为 λ ，那么他实际可获得的效用可表达为(3)式：

$$U = P(\delta, q(I(e))) \Omega - \lambda e \tag{3}$$

通过效用方程(3)最大化，可推出最优努力程度 e^* ， e^* 与村庄选举参与水平 δ 正相关，可表达为 δ 的函数。综合(1)~(3)式，能够得到如下推论，为了提升胜选的概率，更高的村庄选举参与水平 δ ，促使现任村干部做出更大的努力 e ，进而提升村庄公共投资 I 。因此公共投资 I 也可以简化表达为 $I = f(\delta)$ 。

其次，本文构建分析公共投资对“二部制付费”俱乐部物品消费影响的农户效用模型。假定农户只消费两种物品，一种是改善生活用水体系的设施，例如自来水和冲水厕所，另一种是其他消费品。 x_1 代表农户改善生活用水体系设施的消费； C_1 表示设施的单位成本，由于改善生活用水体系的设施为“二部制付费”俱乐部物品，农户自筹成本与公共投资存在替代关系，此时农户自筹资金 $C_1(I)$ 为公共投资 I 的减函数； x_2 表示农户对其他消费品的消费量。假定农户面临的预算约束为 m ，农户的效用函数为 Cobb-Douglas 形式，那么农户改善生活用水体系设施的决策在预算约束条件下效用最大化问题可表示为(4)式：

$$\begin{aligned} \max_{x_1, x_2} u(x_1, x_2) &= x_1^a x_2^b \\ \text{s.t. } C_1(I) x_1 + x_2 &\leq m \end{aligned} \tag{4}$$

根据拉格朗日乘法，农户对改善生活用水体系设施的最优消费量为(5)式：

$$x_2^* = \frac{m}{(1 + b/a) \times C_1(I)} = \frac{m}{(1 + b/a) \times C_1(f(\delta))} \tag{5}$$

在(5)式中，将 $f(\delta)$ 作为公共投资带入到模型中，发现农户改善生活用水体系受村庄选举参与水平 δ 影响，村庄选举参与水平 δ 越高，公共投资 I 越高，农户所需自筹的资金 $C_1(I)$ 越低，农户进行改善生活用水体系设施 x_1 消费的概率越高。

因此，根据上述推导，本文提出如下研究假说：

假说 1：提升村庄选举参与水平有助于改善农村生活用水体系。

假说 2：提升村庄选举参与水平能够通过公共投资的机制改善农村生活用水体系。

三、数据来源与描述性统计分析

(一) 数据来源

本文所使用的数据来自中国家庭追踪调查(China Family Panel Studies, CFPS)。CFPS 是北京大

* 根据《村民委员会组织法》，当候选人得票数一致时，需重新选举，所以不存在 $\delta q(I(e)) = \frac{1}{2}$ 的情况

学中国社会科学调查中心实施的一项全国性微观入户追踪调查项目,该调查追踪收集个体、家庭、社区(村庄)三个层面的数据,反映了我国社会经济的发展变迁。CFPS的调查样本覆盖了全国25个省份162个县635个社区14798个家庭,其采用多阶段分层抽样方法使样本能够代表约95%的中国家庭(谢宇,2013)。CFPS于2010年开展基线调查,个体与家庭层面每2年实施1次追踪调查,社区层面每4年实施1次追踪调查。由于本文的核心解释变量为社区层面的选举参与水平和公共投资,因此本文使用开展社区层面调查的2010年与2014年的农村社区和农户数据,构建了包含24个省份359个村6791个农户样本的两期平衡面板数据集。

(二) 变量定义与描述性统计分析

1. 变量定义。为验证村庄选举参与和农村生活用水体系改善之间的因果关系及公共投资的机制,本文的变量进行如下定义。被解释变量依据“农户是否使用自来水”及“农户是否使用冲水厕所”两个问题,构建衡量农村生活用水体系情况的代理变量,取值为1代表“是”,0代表“否”。本文核心解释变量使用“村委会选举中村民投票比例”表征村庄选举参与水平。在机制变量公共投资方面,本文选取“去年村用于公共服务(水、电、煤气、上下水等)的财政支出”^{*}的对数进行度量(贾晋等,2019),该指标主要是从行政村域总投资的视角进行选取,能够较为全面地考察村干部在增加村内投资方面的努力。

本文基于既往研究及实地调研经历,选取了一系列农户个体层面和村集体层面的控制变量,以减小估计值的偏差。农户个体层面变量包括了家庭住房面积、家庭规模、户主性别、户主年龄、户主受教育程度、户主是否从事非农职业以及家庭纯收入的对数。村集体层面变量包括村户数、户均耕地、村劳动力数、村医疗人员数、是否地处平原、村农业人均纯收入、村低保户数、村外出务工比例和距离县城距离。变量定义及其统计性描述分析如表1所示。

2. 描述性统计分析。表1汇报了农村生活用水体系、选举参与、公共投资以及一系列控制变量的描述性统计分析,并报告了是否开展基层民主选举的两类村庄农户特征及差异。在农村生活用水体系方面,使用自来水和冲水厕所的农户比例较低,分别为48.7%和27.0%,但在两轮调查间两者比例得到显著提升,分别从2010年的42.3%和23.2%提升至2014年的55.0%和30.8%。两者比例的提升说明我国近年来的改水改厕运动成效显著,农村生活用水体系得到了显著改善。在选举参与方面,村民选举参与率的均值为82.8%,值得注意的是,依据《村民委员会组织法》,登记参加选举的村民投票比例超过50%,则选举有效,研究样本中所有村委会选举均为有效选举。村庄选举参与水平的概率密度如图4所示,其中Panel A表示在村庄数据集中村庄选举参与水平的概率密度图,Panel B表示在农户数据集中村庄选举参与水平的概率密度图,两者均说明村庄选举参与水平主要分布在70%~90%之间,集中在80%左右^{**}。

在两类村庄的农户特征差异方面,表1组间均值差异结果表明,5年内开展基层民主选举的村庄农户自来水及冲水厕所使用情况分别高于未开展的村庄^{***}农户5.1%和14.6%,并在统计学上显著;

* 由于CFPS未包含公共服务每个具体子项目的投资支出,无法获取更精确的上下水设施的公共投资。本文假定各村的公共投资在各子项目的分布是一致的,总公共投资可以在一定程度上反映上下水设施的公共投资,能够降低农户改善生活用水体系的第二部阶段的自筹资金

** 本文还分年度绘制了村庄选举参与水平密度的函数图,发现两次调查期间村庄选举参与水平的变化较小,限于篇幅没有报告

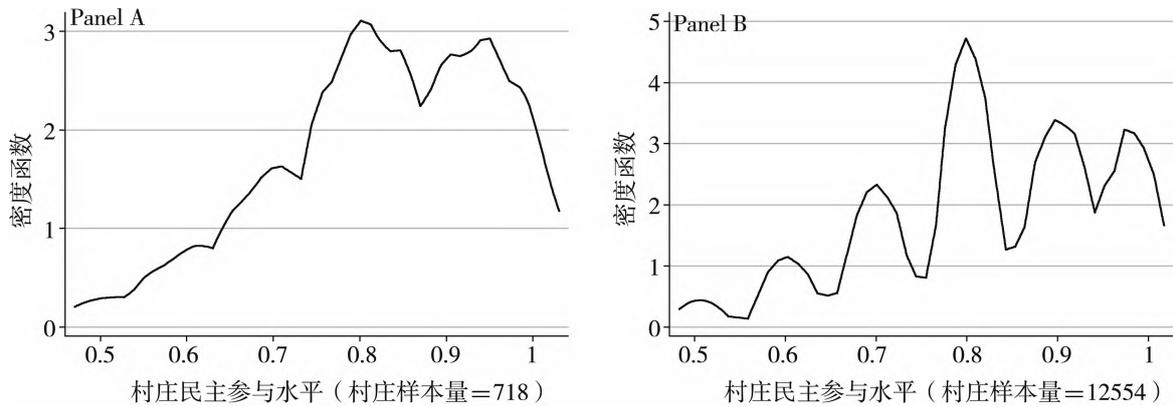
*** 首先通过“上次村委会选举时间”识别出5年内举行村委会直接选举的村,其中有29个村未发生选举,占7.4%,涉及514户。该部分样本仅在讨论不同选举参与水平的影响差异时纳入回归分析样本中,在估计村庄民主参与水平的因果效应时,该部分样本未纳入回归分析样本中。《村民委员会组织法》规定村委会任期为3年,然而由于实际操作原因,选举间隔可能超过3年。2018年全国人大常委会第七次会议表决通过“关于修改村民委员会组织法的决定”规定,村委会、居委会任期从3年改为5年。因此本文设定5年内未举行选举的村庄为村委会不由选举产生的村庄

开展基层民主选举的村庄公共投资对数显著高于未开展的村庄,与已有研究一致。同时,开展基层民主选举的村庄农户纯收入略高于未开展村庄的农户,但两者差异不具有统计意义上的显著性。这进一步印证了本文研究命题,农户改善生活用水体系的支付意愿较低,开展基层民主选举的村庄具有更高的公共投资,显著提升了农户使用自来水和冲水厕所的概率。尽管均值差异检验结果说明村委会开展民主选举的村庄农村生活用水体系更完善,但在民主选举中,村庄选举参与水平与农村生活用水体系之间的因果关系仍无法证明,需使用实证分析的方法检验假说。需要注意的是,后文的实证分析主要以居住在开展民主选举村庄的农户作为研究样本。

表 1 主要变量定义与描述性统计

变量	定义	单位	全部样本		未开展基层民主选举		开展基层民主选举		组间均值差异	2010年		2014年	
			均值	标准误	均值	标准误	均值	标准误		均值	标准误	均值	标准误
被解释变量													
Tap water	农户是否使用自来水	1=是;0=否	0.487	0.500	0.440	0.497	0.491	0.500	0.051***	0.423	0.494	0.550	0.497
Toilet	农户是否使用冲水厕所	1=是;0=否	0.270	0.444	0.135	0.342	0.281	0.449	0.146***	0.232	0.422	0.308	0.462
解释变量													
Voterate	村民投票比例	%	0.828	0.125	—	—	0.828	0.125	—	0.825	0.123	0.831	0.127
机制变量													
Invest	村公共投资	万元	14.174	47.365	8.973	27.550	14.600	48.608	5.627***	11.195	39.874	17.154	53.662
log(Invest)	村公共投资对数		-2.013	4.360	-2.657	4.422	-1.960	4.351	0.697***	-2.152	4.215	-1.874	4.496
户级控制变量													
House area	家庭住房面积	平方米	110.991	50.162	107.239	51.684	111.298	50.025	4.059**	109.926	50.218	112.055	50.087
Family size	家庭规模	个	4.083	1.817	4.328	1.929	4.063	1.806	-0.265***	4.013	1.702	4.153	1.923
Gender	户主性别	1=男;0=女	0.653	0.476	0.667	0.471	0.652	0.476	-0.016	0.748	0.434	0.558	0.497
Age	户主年龄	岁	50.659	12.961	50.415	13.376	50.679	12.927	0.263	49.685	12.717	51.632	13.130
Education	户主受教育程度	0=文盲;1=小学;2=初中; 3=高中;4=大专;5=大学本科	2.111	1.041	2.026	1.044	2.118	1.041	0.091***	2.137	1.036	2.084	1.046
Nonfarm	户主是否从事非农就业	1=是;0=否	0.162	0.369	0.128	0.335	0.165	0.371	0.037***	0.078	0.269	0.246	0.431
Income	家庭纯收入	元	31670.526	37246.269	30546.995	33195.596	31762.528	37558.322	1215.533	23865.059	30051.297	39475.994	41830.903
log(Income)	家庭纯收入对数		9.765	1.269	9.738	1.251	9.767	1.270	0.030	9.567	1.143	9.964	1.354
村级控制变量													
No.of households	村户数	户	593.682	620.061	640.637	1490.328	589.837	483.791	-50.800**	575.658	499.878	611.705	720.056
Labor	村劳动力数	个	1250.335	1143.471	966.349	689.768	1273.590	1169.843	307.240***	1229.123	1083.401	1271.547	1200.245
Health care	村医疗人员数	个	3.795	10.699	4.962	26.089	3.700	8.248	-1.262***	2.659	3.355	4.932	14.666
Cultivated area	户均耕地面积	亩	5.183	3.886	6.557	4.248	5.070	3.833	-1.486***	5.244	3.823	5.122	3.947
Plain	该村是否地处平原	1=是;0=否	0.403	0.491	0.515	0.500	0.394	0.489	-0.120***	0.403	0.491	0.403	0.491
Agricultural income	村农业人均纯收入	元	3703.655	12299.764	2339.352	4162.639	3815.373	12731.486	1476.021***	4145.856	11704.182	3261.455	12853.467
Ln(Agriculincome)	村农业人均纯收入对数		6.894	1.785	6.680	1.921	6.911	1.772	0.231***	6.941	1.765	6.846	1.803
Distance	距离县城的距离	千米	26.189	21.525	21.297	16.200	26.589	21.856	5.293***	27.637	22.347	24.740	20.572
No. of low-income	村低保户数	户	58.538	80.020	62.221	130.443	58.236	74.393	-3.985	56.264	81.626	60.811	78.320
Migration	村外出务工比例	%	0.345	0.225	0.313	0.238	0.347	0.224	-3.985	0.325	0.215	0.364	0.233
工具变量													
Clan	村非最大姓居民比例	%	0.639	0.258	0.579	0.255	0.644	0.257	0.034***	0.640	0.253	0.638	0.262
样本量			13582		1028		12554			6791		6791	

注: *、**和*** 分别表示在 10%、5%和 1%水平上显著



注: Panel A 与 Panel B 分别表示村庄数据集与农户数据集下村庄选举参与水平的密度函数

图4 村庄选举参与水平密度函数

四、实证分析

(一) 模型介绍

本文首先分析选举参与对农村生活用水体系的影响。衡量农村生活用水体系水平的代理变量——农户是否使用自来水与冲水厕所为二值变量,因此本文采用随机效应二值选择模型(Random-effect Xtlogit)与 Mundlak 估计法(Mundlak Estimation Method, MK 方法)进行估计。随机效应二值选择模型假定村庄选举参与水平能够影响农村生活用水体系且与不可观测的因素无关,然而上述假定忽视了不可观测的遗漏因素对估计结果的混淆。为了控制不可观测的遗漏因素,本文也采用 MK 方法进行估计, MK 方法通过将个体多期控制变量的均值纳入回归方程中(Mundlak, 1978),控制了不随时间发生变化的个体异质性(Cameron 等, 2005),获得更精确的估计。能够控制部分不随时间而变的个体异质性的 MK 方法相较于二值选择固定效应模型,具有如下优势。其一,能够有效估计出不随时间变异的变量的影响;其二,能够将结果变量未随时间发生变化的样本纳入估计中,因而被广泛用于现有的研究。随机效应二值选择模型与 MK 方法模型的回归表达式分别由(6)式和(7)式表示:

$$Y_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 Voterate_{it} + \beta X_{it} + \delta T_t + \varepsilon_{it} \quad (6)$$

$$Y_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 Voterate_{it} + \beta X_{it} + \eta \bar{X}_i + \delta T_t + \varepsilon_{it} \quad (7)$$

其中, Y_{it} 表示农户 i 在第 t 年是否使用自来水和是否使用冲水厕所,主要解释变量 $Voterate_{it}$ 为村庄选举参与水平。 X_{it} 表示农户个体层面与村集体层面的控制变量, \bar{X}_i 表示农户 i 多期控制变量的均值, T_t 为时间固定效应, ε_{it} 为随机扰动项。由于本文使用的二值选择模型为非线性模型,所以本文计算了村庄选举参与水平对农户使用自来水和冲水厕所影响的平均边际效应 α_1 。此外,本文采用稳健标准误进行统计推断,以控制异方差的影响。

(二) 村庄选举参与对农村生活用水体系的影响

表 2 汇报了随机效应模型与 MK 模型估计结果。同时对比 MK 方法和随机效应模型的边际效应, MK 方法控制了对农村生活用水体系产生影响的不随时间而变的个体异质性,因此下文主要分析 MK 的结果。研究结果显示,村庄选举参与对农村生活用水体系改善有显著的促进作用;当村庄选举参与率每增长 1%,村民使用自来水和冲水厕所的概率分别提升 0.063% 和 0.139%。上述结果表明村庄选举参与水平越高,农户越有可能改善生活用水体系,假说 1 得到验证。使用自来水和使用冲水

厕所的估计系数同时显著,说明使用自来水和使用冲水厕所高度相关,选举参与能够同时提升农户对两种用水设施的使用概率。此外,选举参与对农户使用自来水的边际效应要小于使用冲水厕所,这可能是因为农户使用自来水的比例是使用冲水厕所的2倍,因此选举参与对提升农户使用自来水的边际贡献已经不及对使用基础更差的冲水厕所的边际贡献。相较于已有研究主要关注村庄民主选举对村层面的公共物品供应的影响(Zhang等,2004;Luo等,2007;张同龙等,2017),本文的研究发现将民主选举参与的影响拓展到农户个体层面,村庄选举参与能够切实提升农户使用自来水、冲水厕所等“二部制付费”俱乐部物品的消费,提供了乡村民主治理能够有效提升农户个体福利的经验证据。

在研究样本中,村民投票比例的均值为82.8%,近1/3的村庄村民投票比例低于80%,因此,对于低选举参与水平的村庄,提升选举参与水平对改善农村生活用水体系的影响存在巨大潜力。除本文关注的村庄选举参与变量外,部分家庭与村庄层面变量对农村生活用水体系也存在显著影响。首先,家庭纯收入、户主受教育程度对农村生活用水体系改善有正向影响,与陈诗波等(2009)、李伯华等(2011)、闵师等(2019)的研究结论一致,说明随着家庭财富水平和户主受教育水平的提高,农户改善生活用水体系的筹措资金能力越强、支付意愿越高,改善生活用水体系概率越高。此外,与已有研究不同,本文还发现家庭住房面积对农村生活用水体系改善同样产生积极影响,原因可能是住房条件是改善生活用水体系的基础,家庭住房面积越大,可用于改善生活用水体系的空间也越大。另外,村庄离县城距离、村低保户数对农村生活用水体系改善有显著的负向影响,这可能是因为村庄偏僻的地理位置会增加村庄接入乡镇现有公共用水设施的成本,村庄贫困程度则使村庄受到更多改善公共用水设施的资金约束(王蕾等,2013;闵师等,2019)。

(三) 工具变量估计——村庄选举参与水平对农村生活用水体系的影响

前文估计了村庄选举参与水平对农户用水体系的影响,然而可能存在同时影响村庄选举参与水平和农村生活用水体系的不可观测因素而引发内生性偏误,使得模型估计有偏。为此,本文选取宗族势力的代理变量——异姓比例(非最大姓比例)作为工具变量。有效的工具变量需满足相关性与外生性,即工具变量需与村庄选举参与相关,且与农村生活用水体系不相关。宗族关系是农村基层民主建设的重要因素,具体表现为选民倾向于支持更能代表自身利益的同姓、同族担任村干部,往往形成一股异姓难以抗衡的同姓家族势力,过于强大的宗族势力会在一定程度上降低村民参加选举的积极性(郭玉兰,2003);相反当宗族势力较弱时,选举博弈变得更为复杂,选举结果存在更大不确定性,村民选票的边际影响更大,促使村民将更积极地参与投票,支持能够维护自身利益的候选人胜选(卢福营,2005)。同时宗族势力的影响主要局限在乡村政治领域,与农村生活用水体系改善不存在直接关联,从理论上符合工具变量的相关性与外生性。本文依照现有研究使用异姓比例表征村宗族势力(付明卫等,2017)。为了论证工具变量的外生性,本文采用类似于Bound等(2000)验证排他性约束的方法使用证伪法检验了异姓比例与农村生活用水体系的关系,结果表明两者不存在显著相关关系。进一步地,为了缓解宗族势力可能对公共投资产生显著影响而降低工具变量排他性的疑虑,本文使用回归分析,估计了异姓比例对公共投资的影响*,发现宗族势力对公共投资的影响不具有统计意义上的显著性。工具变量估算法的回归表达式如(8)式与(9)式所示:

$$Voterate_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 Clan_{it} + \beta X_{it} + \eta \bar{X}_i + \delta T_i + \varepsilon_{it} \quad (8)$$

$$Y_{it} = \beta_0 + \beta_1 \widehat{Voterate}_{it} + \gamma X_{it} + \sigma \bar{X}_i + \phi T_i + \varepsilon_{it} \quad (9)$$

* 限于篇幅,关于异性比例影响的估计结果没有报告,读者如有兴趣,可向作者索取

表 2 村庄选举参与水平对农村生活用水设施的边际效应

变量	是否使用自来水(1 = 是; 0 = 否)		是否使用冲水厕所(1 = 是; 0 = 否)	
	RE(1)	MK(2)	RE(3)	MK(4)
Voterate	0.087 ^{***} (0.03)	0.063 [*] (0.03)	0.184 ^{***} (0.03)	0.139 ^{***} (0.03)
House area	0.001 ^{***} (0.00)	0.000 [*] (0.00)	0.001 ^{***} (0.00)	0.000 ^{**} (0.00)
Family size	-0.015 ^{***} (0.00)	0.000 (0.00)	0.001 (0.00)	-0.001 (0.00)
Gender	-0.014 (0.01)	0.007 (0.01)	-0.002 (0.01)	0.036 ^{***} (0.01)
Age	-0.001 (0.00)	0.000 (0.00)	0.001 ^{***} (0.00)	0.000 (0.00)
Education	0.013 ^{***} (0.00)	0.002 (0.01)	0.022 ^{***} (0.00)	0.000 (0.01)
Nonfarm	-0.010 (0.01)	-0.053 ^{***} (0.01)	0.052 ^{***} (0.01)	-0.006 (0.01)
log(Income)	0.023 ^{***} (0.00)	0.004 (0.00)	0.041 ^{***} (0.00)	0.006 (0.00)
No. of households	0.000 ^{**} (0.00)	-0.000 (0.00)	0.000 ^{***} (0.00)	0.000 (0.00)
Distance	-0.001 ^{***} (0.00)	-0.001 ^{**} (0.00)	-0.000 ^{**} (0.00)	-0.000 (0.00)
No. of low-income	-0.000 ^{***} (0.00)	0.000 [*] (0.00)	-0.001 ^{***} (0.00)	-0.000 ^{***} (0.00)
Ln(Agriculincome)	-0.000 (0.00)	-0.000 (0.00)	-0.007 ^{***} (0.00)	-0.000 (0.00)
Labor	-0.182 ^{***} (0.02)	-0.001 (0.02)	0.029 [*] (0.02)	-0.014 (0.02)
Health care	0.000 (0.00)	-0.002 ^{***} (0.00)	-0.002 ^{***} (0.00)	0.000 (0.00)
Migration	-0.182 ^{***} (0.02)	-0.001 (0.02)	0.029 [*] (0.02)	-0.014 (0.02)
Cultivated area	-0.007 ^{***} (0.00)	-0.007 ^{***} (0.00)	-0.027 ^{***} (0.00)	0.000 (0.00)
Plain	0.055 ^{***} (0.01)	0.056 ^{***} (0.01)	-0.020 ^{**} (0.01)	-0.021 ^{**} (0.01)
2014. year	0.129 ^{***} (0.01)	0.137 ^{***} (0.01)	0.048 ^{***} (0.01)	0.082 ^{***} (0.01)
Mundlak mean values	未控制	控制	未控制	控制
样本量	12554	12554	12554	12554
Log likelihood	-7581.778	-7454.756	-5525.450	-5213.476
Wald Chi ²	613.064 ^{***}	660.062 ^{***}	939.717 ^{***}	818.265 ^{***}

注: RE 和 MK 分别表示估计方法为随机效应二值选择模型和 Mundlak 估计法的估计结果; *、** 和 *** 分别表示在 10%、5% 和 1% 水平上显著; 括号内为稳健标准误。下同

表3报告了工具变量法的估计结果。第一阶段回归结果表明,异姓比例与村庄选举参与水平正相关,说明异姓比例愈高,宗族势力在选举中影响愈小,村民更倾向于参与投票,使能维护自身利益的候选人胜出。当进行工具变量估计时,为保证工具变量能有效提取内生变量中外生的部分,需对工具变量进行弱工具变量检验*,除模型(2)外其他模型的AR Chi²和Wald Chi²均在5%显著性水平下显著,通过弱工具变量检验。第二阶段估计结果表明,使用工具变量后,选举参与水平依旧提高了农户使用自来水和冲水厕所的概率,与表2结果一致。根据随机效应模型,村庄选举参与水平每提升1%,农户使用自来水和冲水厕所的概率分别提升1.099%和1.110%;在MK模型中,村庄选举参与水平每提升1%,农户使用冲水厕所的概率提升1.447%;此时,村庄选举参与水平对农户使用自来水的边际效应仍旧为正,但不再显著。由于MK模型对农户使用自来水影响的工具变量估计存在弱工具变量问题,需要谨慎解读其经济含义。在弱工具变量的情况下,使用工具变量估计的选举参与水平对农户使用自来水的边际影响可能不及未使用工具变量的估计结果有效。未使用工具变量的MK模型估计结果表明,村庄选举参与显著提升了农户使用自来水的概率。通过工具变量估计,假说1“提升村庄选举参与水平有助于改善农村生活用水体系”再次得到论证。本文中工具变量法估计的边际效应相较于未使用工具变量的边际效应更大,主要原因可能有两点,一是工具变量法只能估算出选举参与水平通过宗族势力渠道影响农村生活用水体系的部分,因而会与未使用工具变量结果存在差异;二是可以认为存在同时影响选举参与水平和农村生活用水体系的不可观测因素,使得基准估计低估了选举参与水平对农村生活用水体系的影响,工具变量估计缓解了上述不可观测误差引发的内生性问题,得到了近似无偏的估计量。

表3 村庄选举参与水平对农村生活用水的边际效应——工具变量法估计结果

变量	是否使用自来水(1=是;0=否)		是否使用冲水厕所(1=是;0=否)	
	RE (1)	MK (2)	RE (3)	MK (4)
Voterate	1.099** (0.45)	0.597 (0.45)	1.110*** (0.38)	1.447*** (0.37)
户级控制变量	控制	控制	控制	控制
村级控制变量	控制	控制	控制	控制
Mundlak mean values	未控制	控制	未控制	控制
第一阶段结果				
Clan	0.045** (0.02)	0.045** (0.02)	0.045** (0.02)	0.045** (0.02)
弱工具变量检验				
Wald Chi ²	4.90	1.98	13.52	16.89
P值	0.03	0.16	0.00	0.00
AR Chi ²	5.31	2.05	16.67	24.13
P值	0.02	0.15	0.00	0.00
样本量	12554	12554	12554	12554
Log likelihood	-7582.243	-7455.724	-5541.760	-5220.641
Wald Chi ²	607.370***	654.304***	930.507***	817.564***

(四) 机制分析

上述实证结果表明村庄选举参与水平能显著改善农村生活用水体系,根据第二部分理论模型,村

* 本文使用Stata16.0中的weakiv命令进行弱工具变量检验

庄选举参与水平主要通过公共投资的机制影响农村生活用水体系。为此,本文参考 Baron 等 (1986) 提出的方法检验公共投资的机制作用(Baron 等,1986; 李忠旭等,2021)。首先需证明村庄选举参与水平对公共投资产生显著影响,同时公共投资对农村生活用水体系也能够产生显著影响,其次将选举参与水平和公共投资同时放入估计式中对农户是否使用自来水和冲水厕所进行回归,如(10)式所示,若选举参与水平系数 α_1 变得不显著或显著但系数下降,同时公共投资系数 α_2 仍然显著,则说明选举参与水平通过公共投资这一机制改善农村生活用水体系。

$$Y_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 \text{Voterate}_{it} + \alpha_2 \text{Log}(\text{invest})_{it} + \beta X_{it} + \eta \bar{X}_i + \delta T_t + \varepsilon_{it} \quad (10)$$

表4的(1)~(4)列与(5)~(8)列分别汇报了未使用工具变量法与使用工具变量法下公共投资的机制效应。在未使用工具变量的回归中,相较于表2,选举参与水平对农户使用自来水的的影响系数不再显著,对农户是否使用冲水厕所的影响系数出现下降,同时公共投资边际效应显著,说明选举参与水平能够通过公共投资的机制改善农村生活用水体系,假说2得证。在使用工具变量的回归中,相较于表2,选举参与水平对农户使用自来水的边际效应已不再显著,对冲水厕所的回归系数略微下降,同时公共投资的边际效应均显著。这可能是由于,冲水厕所相较于自来水对公共投资的依赖性更弱,需更多的自筹资金,所以受农户家庭经济水平影响更大。上述实证结果验证了假说2推论,随着村庄选举参与水平不断提高,为了能够胜选(连任),村干部需要在任期内提升公共投资强度和覆盖范围,使农村公共生活用水设施覆盖尽可能多的选民,以获取更高的支持率(Luo 等,2010; 张同龙等,2017);同时由于自来水和冲水厕所具有“二部制付费”的俱乐部产品属性,当村集体在村庄公共生活用水设施的“第一部”公共投资提升时,农户在“第二部”自筹资金便会降低,从而更可能改善生活用水体系(Oi,1971; Feldstein,1972; 李伯华等,2011; 闵师等,2019)。此外,本文发现公共投资的作用机制对于农户使用自来水的的影响要大于农户使用冲水厕所的影响,这可能是由于农户改厕相较于改水需要更多的“第二部”的自筹资金,使得公共投资更难以发挥机制作用。

表4 公共投资的机制分析

变量	未使用工具变量估计				工具变量估计			
	是否使用自来水 (1=是;0=否)		是否使用冲水厕所 (1=是;0=否)		是否使用自来水 (1=是;0=否)		是否使用冲水厕所 (1=是;0=否)	
	RE (1)	MK (2)	RE (3)	MK (4)	RE (5)	MK (6)	RE (7)	MK (8)
Voterate	0.057* (0.03)	0.038 (0.03)	0.160*** (0.03)	0.126*** (0.03)	1.103** (0.44)	0.612 (0.44)	1.110*** (0.38)	1.444*** (0.37)
Log(Invest)	0.011*** (0.00)	0.009*** (0.00)	0.006*** (0.00)	0.003*** (0.00)	0.011*** (0.00)	0.010*** (0.00)	0.007*** (0.00)	0.004*** (0.00)
户级控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
村级控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
Mundlak mean values	未控制	控制	未控制	控制	未控制	控制	未控制	控制
弱工具变量检验								
Wald Chi ²	—	—	—	—	5.37	2.25	13.84	17.09
P 值	—	—	—	—	0.02	0.13	0.00	0.00
AR Chi ²	—	—	—	—	5.93	2.36	17.19	24.43
P 值	—	—	—	—	0.02	0.13	0.00	0.00
样本量	12554	12554	12554	12554	4.94	1.72	13.38	20.77
Log likelihood	-7522.156	-7411.796	-5499.392	-5205.769	-7520.554	-7411.513	-5510.372	-5210.279
Wald Chi ²	675.915***	709.470***	955.639***	835.925***	673.705***	705.018***	946.306***	840.256***

注: (1)~(4)列为未使用工具变量估计结果,(5)~(8)列为工具变量估计结果

(五) 稳健性检验

为验证上述研究发现的可靠性,本文从以下几个方面进一步开展稳健性检验。首先,考虑到 MK 方法仍是在随机效应模型的基础上进行,本文采用面板数据固定效应模型进行检验。由于有 80%左右研究样本的结果变量未随时间而变异,仅针对结果变量随时间而变异样本进行估计的条件固定效应 Logit 模型在绝大部分情况下难以取得收敛的结果。为此,本文使用固定效应的线性概率模型估计村庄选举参与水平对农村生活用水设施的边际效应(见表 5)。固定效应的线性概率模型的估计结果与随机效应模型相似,同样发现村庄选举参与水平促进了农村生活用水设施的改善,验证了本文主要结果的稳健性。

表 5 固定效应模型估计村庄选举参与水平对农村生活用水设施的边际效应

变量	是否使用自来水(1=是;0=否)	是否使用冲水厕所(1=是;0=否)
Voterate	0.109*** (0.04)	0.138*** (0.02)
户级控制变量	控制	控制
村级控制变量	控制	控制
固定效应	控制	控制
样本量	12554	12554
F 值	19.116***	78.893***
R ²	0.160	0.480
调整 R ²	0.157	0.478

其次,更换机制变量的测度以检验机制作用的实证结论的稳健性,本文采用公共投资占村财政支出的比重作为机制变量进行机制分析(见表 6)。结果表明,在加入公共投资占村财政支出的比重后,相较于表 2,选举参与水平的边际影响均出现下降,同时公共投资占比的边际效应显著,进一步验证了选举参与水平能够通过公共投资的机制改善农村生活用水体系。

表 6 以公共投资占比作为影响渠道的机制分析

变量	是否使用自来水(1=是;0=否)		是否使用冲水厕所(1=是;0=否)	
	RE (1)	MK (2)	RE (3)	MK (4)
Voterate	0.057* (0.03)	0.038 (0.03)	0.160*** (0.03)	0.126*** (0.03)
Invest_rate	0.011*** (0.00)	0.009*** (0.00)	0.006*** (0.00)	0.003*** (0.00)
户级控制变量	控制	控制	控制	控制
村级控制变量	控制	控制	控制	控制
Mundlak mean values	未控制	控制	未控制	控制
样本量	12554	12554	12554	12554
Log likelihood	-7546.944	-7356.596	-5770.427	-5538.477
Wald Chi ²	676.704***	698.479***	765.835***	728.841***

最后,考虑到区域差异,特别是南北方差异,对农户使用自来水与冲水厕所可能存在显著影响,本文在基线回归中进一步增加了区域虚拟变量(是否是南方地区)作为控制变量。表7估计结果与基线回归基本一致,一方面表明即使控制了区域变量,选举参与率仍然显著影响农户生活用水体系,另一方面也证实了我国南方村民对自来水与冲水厕所的使用率显著高于北方,这可能与南北方水资源以及气温差异有关(Liu, 1998)。

表7 控制区域差异后村庄选举参与水平对农村生活用水设施的边际效应

变量	是否使用自来水(1=是;0=否)		是否使用冲水厕所(1=是;0=否)	
	RE(1)	MK(2)	RE(3)	MK(4)
Voterate	0.095*** (0.03)	0.059* (0.03)	0.118*** (0.03)	0.086*** (0.03)
South	0.062*** (0.01)	0.062*** (0.01)	0.417*** (0.01)	0.408*** (0.01)
户级控制变量	控制	控制	控制	控制
村级控制变量	控制	控制	控制	控制
Mundlak mean values	未控制	控制	未控制	控制
样本量	12554	12554	12554	12554
Log likelihood	-7608.639	-7499.789	-4915.264	-4771.672
Wald Chi ²	577.993***	652.186***	1075.651***	926.634***

(六) 进一步分析——低参与水平选举对农村生活用水体系的影响

最后本文尝试从农村生活用水体系的视角,研究低参与水平选举^{*}的影响。已有研究在低参与水平的选举能否对农村经济社会发展产生影响方面存在争论,一部分学者认为低参与水平的选举依旧可以视为相对于不开展选举的进步,同样能够促进农村经济社会的发展(Diamond等, 2000);而另一部分学者则认为选举参与水平是表征选举质量的重要指标,低参与水平的选举往往是低质量的选举,其主要作用是积累选举经验,对农村经济社会发展影响有限。为此,本文进一步检验不同村庄选举参与水平对农村生活用水体系的影响。首先,本文将村委会是否开展选举对农户是否使用自来水、是否使用冲水厕所进行回归,检验民主选举对农村生活用水体系改善的总效应(见表8);其次,本文按村庄选举参与水平的33%与66%分位数将样本农户划分为低、中、高参与水平3个组,将未开展基层民主选举村庄的农户作为对照组,将农户是否居住在低、中、高选举参与水平的村庄对是否使用自来水、是否使用冲水厕所进行回归,以分析不同选举参与水平对农村生活用水体系的影响,着重分析低参与水平的选举是否相较于未开展基层民主选举的情况也能够促进农村生活用水体系改善。表8报告了村庄是否开展基层民主选举^{**}对农村生活用水体系的边际效应,结果表明开展基层民主选举显著增加了农户使用自来水和冲水厕所的概率,与已有研究的结论一致。

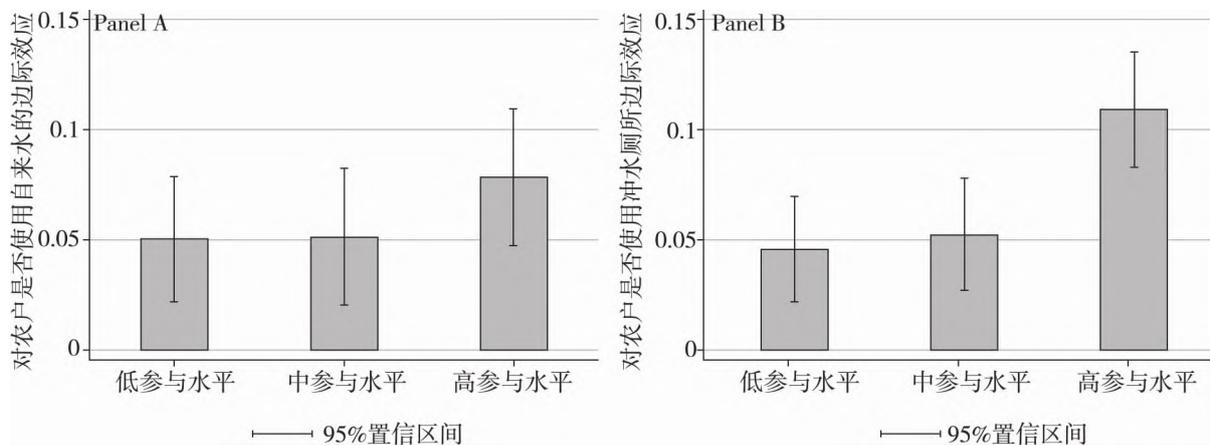
* 需要注意的是,未开展村委会直接选举并不意味着该村的参与水平低;存在一种特殊情况,即村民的选举参与程度高,但是可能选不出合适的村干部,导致村干部不由选举直接产生。本文中并未涉及该种情况

** 村委会5年内开展选举定义为1,未开展选举定义为0

表8 村庄是否开展基层民主选举对农村生活用水设施的边际效应

变量	是否使用自来水(1=是;0=否)		是否使用冲水厕所(1=是;0=否)	
	RE (1)	MK (2)	RE (3)	MK (4)
Vote	0.068*** (0.01)	0.057*** (0.01)	0.095*** (0.01)	0.066*** (0.01)
户级控制变量	控制	控制	控制	控制
村级控制变量	控制	控制	控制	控制
Mundlak mean values	未控制	控制	未控制	控制
样本量	13582	13582	13582	13582
Log likelihood	-8122.093	-7977.841	-5794.797	-5460.166
Wald Chi ²	636.149***	705.788***	994.930***	862.653***

图5汇报了不同选举参与水平组别对农户使用自来水和冲水厕所的结果,表明所有选举参与水平组别均显著提升了农户使用自来水和冲水厕所的概率,换言之,当控制农户和村庄特征后,居住在低选举参与水平村庄的农户仍相较于居住在村委会不由选举产生的村庄的农户有更大概率改善生活用水体系。这可能是因为相较于不开展选举,低参与水平的选举依旧能够通过选举机制激励村委会干部为了赢得更多选票而提升公共投资水平,进而促进农户改善生活用水体系。本文一定程度上扩展了已有研究的结论,低参与水平的选举相较于不开展选举依旧是更优的状态,能够改善农村生活用水体系,提升农户个体福利水平。



注: Panel A 与 Panel B 分别表示低、中、高选举参与水平组对农户是否使用自来水和冲水厕所影响(对照组为未发生选举村的农户);选举参与水平按 33%与 66%分位数分为 3 组,其中低参与水平为 50%~80%、中参与水平为 81%~90%、高参与水平为 91%~100%

图5 低、中、高选举参与水平组对农村生活用水体系的边际效应

(七) 讨论

通过农村基层选举参与对农村生活用水体系的影响及作用机制的量化分析,本文突破了以往研

究主要关注基层选举参与对社区公共设施影响的局限,探讨这一效应如何进一步影响农村家庭的人居环境。研究证明基层选举参与不仅提升了村庄公共福利,同时也能够通过提升公共投资的机制进一步改善农户个体福利。并且相较于不开展民主选举,较低参与水平的民主选举依旧有助于改善农村生活用水体系。虽然本文所关注的视角是农村生活用水体系,但农村基层选举参与的影响不仅局限于此。“基于社区发展起来的民主,具有更强的生命力,因为在社区中,居民更容易切身感受到权力,因而更容易进行监督和判断”(O'Brien, 2001);换言之,相较于非正式制度和外部政策,基层选举参与的影响具有广泛性、长期性和稳定性(孙秀林, 2009),提升农村居民的基层选举参与意识不仅功在当下,而且利在千秋,促使村庄能够长期提供更符合农户偏好的公共产品和公共服务,并通过公共投资渠道进一步影响个体福利,持续地提升农户的生活质量。

五、结论与启示

本文基于社区“选举参与一回应”理论和“二部制付费”俱乐部物品消费理论探讨了村庄选举参与水平与农村生活用水体系改善之间的关系。首先,本文的描述性统计发现,2010—2014年,农户生活用水体系持续改善,使用自来水和冲水厕所的比率分别从42.3%和23.2%提升至55.0%和30.8%,同时村庄选举参与和公共投资水平也在稳步提升。从是否开展民主选举的组间差异来看,居住在未开展选举的村庄的农户使用自来水、冲水厕所的概率要显著低于开展选举的村庄,并且村公共投资也低于开展选举的村庄。

其次,基于社区“选举参与一回应”理论和“二部制付费”俱乐部物品消费理论,本文构建了村庄选举参与水平对农村生活用水体系的影响及公共投资作用机制的理论模型,并利用2010年与2014年CFPS数据进行实证检验。本文通过随机效应二值选择模型与Mundlak法估计了村庄选举参与对农村生活用水体系改善之间的关系和公共投资的作用机制,并使用宗族势力作为工具变量缓解潜在的内生性问题。

最后,本文的估计结果表明村庄选举参与对农村生活用水体系改善具有显著的促进作用,村庄选举参与率每增长1%,村民使用自来水和冲水厕所的概率分别提升0.063%和0.139%,并且村公共投资在其中起着重要的机制作用。进一步地,本文使用宗族势力进行工具变量估计、采用线性概率固定效应模型估计、更换公共投资占比作为机制变量、控制区域差异变量进行稳健性检验,上述结论依旧成立。特别地,本文回应了低参与水平的民主选举是否也能提升农村生活用水体系的议题,发现即使较低参与水平的民主选举依旧有助于改善农村生活用水体系。

本文研究结果不仅丰富了相关文献,而且对我国基层民主实践与农村公共基础设施建设具有重要的启示作用。第一,农村基层选举参与对村干部产生了重要的激励,能够促使他们成为“社区集体利益代理人”,更努力地提升村庄的公共投资水平。因此,提高农村基层选举参与水平是提升农村公共产品和公共服务质量的重要举措。第二,通过公共投资的机制,农村基层选举能够促进农户参与改善生活用水体系,提升农户福利水平。截至2018年,我国已有98%的村委会开展直接选举,然而部分村庄选举参与水平较低,村民参选率仅超过法定有效参与率,农民对基层选举的参与问题仍需进一步的关注。第三,相较于未开展民主选举,低参与水平的选举依旧能够提升农村生活用水体系改善的概率。因此,不应否定低参与水平选举的贡献,其在为基层民主建设积累经验的同时,也发挥了改善农户福利的作用。

参 考 文 献

1. Baron, R. M., Kenny, D. A. The Moderator-mediator Variable Distinction in Social Psychological Research: Conceptual, Strategic, and

- Statistical Considerations. *Journal of Personality and Social Psychology*, 1986, 51(6) : 1173~1182
2. Besley, T. J. , Burgess, R. The Political Economy of Government Responsiveness: Theory and Evidence from India. *Quarterly Journal of Economics*, 2002, 117(4) : 1415~1451
 3. Bound, J. , Jaeger, D. A. Do Compulsory School Attendance Laws Alone Explain the Association between Quarter of Birth and Earnings. *Research in Labor Economics*, 2000, 19(4) : 83~108
 4. Buchanan, J. M. An Economic Theory of Clubs. *Economica*, 1965, 32(125) : 1~14
 5. Cameron, A. C. , Trivedi, P. K. *Microeconometrics: Methods and Applications*. Cambridge University Press, 2005
 6. Diamond, L. , Myers, R. H. Introduction: Elections and Democracy in Greater China. *The China Quarterly*, 2000, 162: 365~368
 7. Feldstein, M. S. Equity and Efficiency in Public Sector Pricing: The Optimal Two-part Tariff. *The Quarterly Journal of Economics*, 1972, 86(2) : 176~187
 8. Fowler, A. Electoral and Policy Consequences of Voter Turnout: Evidence from Compulsory Voting in Australia. *Quarterly Journal of Political Science*, 2013, 8(2) : 159~182
 9. Galiani, S. , Gertler, P. , Schargrodsky, E. Water for Life: The Impact of the Privatization of Water Services on Child Mortality. *Journal of Political Economy*, 2005, 113(1) : 83~120
 10. Gan, L. , Xu, L. C. , Yao, Y. Local Elections and Consumption Insurance: Evidence from Chinese Village Elections. *Economics of Transition*, 2012, 20(3) : 521~547
 11. Liu, C. Environmental Issues and the South-north Water Transfer Scheme. *The China Quarterly*, 1998, 1(156) : 899~910
 12. Luo, R. , Zhang, L. , Huang, J. , Rozelle, S. Elections, Fiscal Reform and Public Goods Provision in Rural China. *Journal of Comparative Economics*, 2007, 35(3) : 583~611
 13. Luo, R. , Zhang, L. , Huang, J. , Rozelle, S. Village Elections, Public Goods Investments and Pork Barrel Politics, Chinese-style. *Journal of Development Studies*, 2010, 46(4) : 662~684
 14. Mundlak, Y. On the Pooling of Time Series and Cross Section Data. *Econometrica*, 1978, 46(1) : 69~85
 15. Nooruddin, I. , Simmons, J. W. Do Voters Count? Institutions, Voter Turnout, and Public Goods Provision in India. *Electoral Studies*, 2015, 37: 1~14
 16. O'Brien, K. J. Villagers, Elections, and Citizenship in Contemporary China. *Modern China*, 2001, 27(4) : 407~435
 17. Oates, W. E. Toward a Second-generation Theory of Fiscal Federalism. *International Tax and Public Finance*, 2005, 12(4) : 349~373
 18. Oi, W. Y. A Disneyland Dilemma: Two-part Tariffs for a Mickey Mouse Monopoly. *The Quarterly Journal of Economics*, 1971, 85(1) : 77~96
 19. Ostrom, E. *Governing the Commons: The Evolution of Institutions for Collective Action*. Cambridge University Press, 1990
 20. Pang, X. , Zeng, J. , Rozelle, S. Does Women's Knowledge of Voting Rights Affect Their Voting Behaviour in Village Elections? Evidence from a Randomized Controlled Trial in China. *The China Quarterly*, 2013, 213: 39~59
 21. Ren, Y. , Li, H. , Wang, X. Family Income and Nutrition-related Health: Evidence from Food Consumption in China. *Social Science & Medicine*, 2019, 232: 58~76
 22. Sekabira, H. , Qaim, M. Can Mobile Phones Improve Gender Equality and Nutrition? Panel Data Evidence from Farm Households in Uganda. *Food Policy*, 2017, 73: 95~103
 23. Shen, Y. , Yao, Y. Does Grassroots Democracy Reduce Income Inequality in China. *Journal of Public Economics*, 2008, 92(10~11) : 2182~2198
 24. UNDP. *Human Development Report 2006: Beyond Scarcity: Power, Poverty and the Global Water Crisis*. Human Development Report, 2006
 25. UNEP. *Global Environment Outlook: Environment for Development*. Global Environment Outlook, 2007
 26. Zhang, X. , Fan, S. , Zhang, L. , Huang, J. Local Governance and Public Goods Provision in Rural China. *Journal of Public Economics*, 2004, 88(12) : 2857~2871
 27. 常朝阳. 乡村民主治理中民主选举之反思与矫正. *理论与改革*, 2016(6) : 46~51
 28. 陈超, 刘红光. 我国新农村建设的约束瓶颈与对策研究. *城市发展研究*, 2012(11) : 135~137
 29. 陈诗波, 王亚静, 樊丹. 基于农户视角的乡村清洁工程建设实践分析——来自湖北省的微观实证. *中国农村经济*, 2009(4) : 64~73
 30. 付明卫, 叶静怡. 集体资源、宗族分化与村干部监督制度缺失. *中国农村观察*, 2017(3) : 4~17

31. 郭君平,曲 颂,夏 英,吴国宝. 经济学视角下农民政治参与态度与行为选择偏差分析. 中国农村经济,2017(12) : 18~32
32. 郭玉兰. 影响农民参与基层民主建设的文化心理障碍分析. 理论探索,2003(5) : 64~65
33. 韩长赋. 乡村振兴以改善农村人居环境为重要突破口. 社会治理,2019(4) : 9~10
34. 黄季焜. 中国农业的过去和未来. 管理世界,2004(3) : 95~104+111
35. 贾 晋,李雪峰. “富人治村”是否能够带动农民收入增长——基于 CFPS 的实证研究. 农业技术经济,2019(11) : 93~103
36. 李兵弟,贾 康,汤志明,约尔古丽·加帕尔. 改善农村人居环境的公共财政引导问题. 财经问题研究,2007(3) : 5~11
37. 李伯华,窦银娣,刘沛林. 欠发达地区农户人居环境建设的支付意愿及影响因素分析——以红安县个案为例. 农业经济问题,2011(4) : 74~80+112
38. 李忠旭,庄 健. 土地托管对农户家庭经济福利的影响——基于非农就业与农业产出的中介效应. 农业技术经济,2021(1) : 20~31
39. 卢福营. 派系竞争: 村委会选举面临的新挑战——以浙江自村的一次村委会选举为例分析. 中国农村观察,2005(1) : 52~57
40. 罗万纯. 中国农村生活环境公共服务供给效果及其影响因素——基于农户视角. 中国农村经济,2014(11) : 65~72
41. 闵 师,王晓兵,侯玲玲,黄季焜. 农户参与人居环境整治的影响因素——基于西南山区的调查数据. 中国农村观察,2019(4) : 94~110
42. 孙 昕,徐志刚,陶 然,苏福兵. 政治信任、社会资本和村民选举参与——基于全国代表性样本调查的实证分析. 社会学研究,2007(4) : 168~190+248
43. 孙秀林. 村庄民主、村干部角色及其行为模式. 社会,2009(1) : 66~88
44. 王爱琴,高秋风,史耀疆,刘承芳,张林秀. 农村生活垃圾管理服务现状及相关因素研究——基于 5 省 101 个村的实证分析. 农业经济问题,2016(4) : 30~38+111
45. 王 辉. 政策工具选择与运用的逻辑研究——以四川 Z 乡农村公共产品供给为例. 公共管理学报,2014(3) : 14~23
46. 王 蕾,朱玉春. 基于农户视角的农村饮水供给效果评价——来自 803 户农户数据的解析. 农业技术经济,2013(2) : 64~71
47. 魏海春. 中国血吸虫病流行地区农村厕所粪便管理状况调查. 中华流行病学杂志,2010(10) : 1203~1204
48. 谢 宇. 中国家庭追踪调查(2010) 用户手册. 2013
49. 叶新贵,安 冬. 农村卫生厕所建设综述. 中国卫生工程学,2013(1) : 79~81
50. 于晓曼,薛 冰,耿 涌,曾祥峰,马志孝. 中国农村水环境问题及其展望. 农业资源与环境学报,2013(1) : 10~13
51. 张同龙,张林秀. 从民主选举到公共投资: 投票细节与作用机制——基于全国 5 省 100 村调查数据的经验研究. 经济学(季刊),2017(2) : 729~748
52. 赵一夫,王丽红. 新中国成立 70 年来我国乡村治理发展的路径与趋向. 农业经济问题,2019(12) : 21~30

Electoral Participation, Public Goods Investment, and Rural Domestic Water System

GE Zhangming, WANG Xiaobing, YU Xiaohua, MIN Shi

Abstract: Improving the domestic water conditions in rural regions is an important task for rural living environment improvement, and is related to the living quality and health of rural residents. Based on the electoral Participation-Response model and Two-part-payment Club Goods Consumption theory of Economics, this study discussed the impact of village electoral participation on the rural domestic water system as well as the village public goods investment mechanism and conducted an empirical study using two-period panel data (CFPS). This article adopted the random effect model and the Mundlak estimation method to test the hypothesis that electoral participation improves the rural domestic water system through a public investment mechanism, and used clan as the instrumental variable to solve the potential endogeneity. The results showed that, as the village election participation level increased, the probability of farmers using tap water and flushing

toilets also increased significantly, in which public goods investment played an important role as a mechanism. The findings of this study have important practical and policy significance. After abundant robustness tests, including estimating by fix effect linear probability model, switching the proportion of public investment as mechanism variable, and controlling the regional variables, the main results remain solid. It is suggested that in the future, we should pay more attention to the role of primary - level electoral participation in rural governance, enhance the awareness of primary - level democratic participation of rural residents, and help to achieve the rural revitalization strategy.

Keywords: Electoral participation; Public goods investment; Rural domestic water system

责任编辑: 李 雪