

# 农村集体产权制度改革 对村庄民主的溢出影响<sup>\*</sup>

——基于18省87村1657位农户调研数据的实证研究

□ 胡伟斌 黄祖辉

**内容提要** 村庄民主是乡村实现有效治理的重要基础。本文在理论分析基础上,运用18省87村1657位农户的调研数据,分析了集体产权制度改革对村庄民主的溢出影响及作用机理。研究发现,以股份合作制改革为主要形式的农村集体产权制度改革对村庄民主具有增进效应,能显著促进村庄民主化治理,并且在村庄和农民个体层面均存在一定的异质性。通过机制分析发现,改革除对村庄民主的增进影响具有直接效应外,还通过提高农户的民主认知来间接促进其民主参与行为。

**关键词** 集体产权 股份合作 村庄民主 产权改革

作者胡伟斌,管理学博士,浙江大学中国农村发展研究院助理研究员、院长助理;黄祖辉,浙江大学中国农村发展研究院教授、博士生导师。(杭州 310058)

DOI:10.14167/j.zjss.2022.07.015

## 一、引言

我国幅员辽阔、人口众多,除国家事务外,还存在大量社会事务,人民群众通过自主联合来处理自己事务,也就出现了社会自治(徐勇,2022)。发轫于上世纪八十年代的村民委员会,就是顺应农村基层社会自治需要由农民自发组建起来的。尽管村民自治制度的最初动机主要是为了解决人民公社解体后村级组织瘫痪与公共权威缺失的问题(郎友兴,2002),但在之后的不断实践中,村民自治的民主性和个体民主权利逐渐得到增强。民主选举是我国农村基层民主建设的重要组成部分,体现了村民对村庄政治事务自我作主的权利诉求。但现实村庄选举中仍存在村民投票与精

英主导并存、选举后村民较少参与村级治理(黄博,2021)以及村干部在选举中出现共谋等现象,对村庄民主发展和乡村治理产生了不良影响,包括抑制年轻精英进入村庄治理的渠道、削弱自治组织的治理权威、恶化村庄治理环境(唐京华,2019)。因此,要加快推进乡村人民民主建设,增强农民民主意识,提高农民群众参与民主政治建设的能力,使之转化为建设和发展乡村的创造活力,为乡村治理有效和全面振兴发展夯实基础。

农村集体产权制度改革是继70年代末家庭联产承包责任制之后的又一次农村经济体制的重大创新。股份合作制改革是农村集体产权制度改革的重点任务和核心内容,即在清产核资和成员界定基础上,将集体经营性资产折股量化到人、落

<sup>\*</sup> 基金项目:本文得到教育部基地重大项目“城乡发展一体化背景下的新型农村社区建设与治理研究”(16JJD790053)、浙江省社科重大项目“共同富裕现代化基本单元建设研究”资助。

实到户。改革不仅有效增强了集体经济组织活力,促进集体创收和农民增收,同时也推进了村庄权力关系重构,赋予了农民更多政治与经济权利,提升农民对参与村庄治理的意识与能力,丰富了村庄协商民主的有效实现形式(张红宇,2020)。但集体产权制度改革究竟如何促进村民的民主意识和参与,形成对村庄民主的溢出效应,已有研究并未作深入解析和论述。本文创新性地从产权变革引致民主认知变化的视角来构建理论分析框架,使用全国18个省87个村庄1657个农户的调研数据和计量模型实证检验农村集体产权制度改革对村庄民主的溢出影响,据此为集体产权制度改革深化和农村基层民主建设的协同推进提供更宽广的思路,这使本研究既蕴含一定的文献价值,又具有重要的理论与现实意义。

## 二、文献回顾

村民自治常被学者们视为中国本土化的基层民主形式,而村庄选举是中国基层民主治理的重要内容,已经成为村庄政治生活中最重要的事件,对中国农村的政治经济格局产生了重要的影响(Zhang et al., 2004; 孙昕等,2007),其重要意义在于建立起了一系列体现公平公正的选举制度和程序。选举制与任免制导致干部会呈现不同的行为表现(Janvry et al., 2012),民主选举产生的村干部对村民更负责、处理村务也更具有责任心(Martinez-Bravo et al., 2011),能够在任期内实施更多的公共项目(Luo et al., 2010)。广大农民之所以对选举倾注很大热情,主要是因为选举可以增进村委会与村民之间的联系与互动,激励村委会更努力地回应村民需求和提升村委会的治理水平(Luo et al., 2007),从而不断改善和提升村庄的经济社会发展水平。

村庄民主的影响因素大致分为村庄和农户个体两个层面。第一,从村庄层面而言,村庄的经济发展水平(O'Brien, 1994)、产业结构与村级经济开放程度(Oi, 2000)、选举规范实施程度(胡荣, 2006)、村干部政绩表现(郑广瑜, 2017)、经济利益激励(钱文荣等, 2021)等因素会影响农户的民主参与。此外,宗族力量也被视作影响民主参与的一个重要因素。一般而言宗族组织作为一种本土性资源能促进村庄民主(孙秀林, 2008),提升村庄选

举过程的公正性和民主性(肖唐镖, 2011)。但如果存在多个宗族且势力相当的情况下,由于受到宗族非理性的认同、相互利益冲突以及顾虑到面子等因素影响,会出现非合作博弈并最终导致选举失败(秦勃, 2010)。第二,从农户个体层面而言,村民对政治的兴趣程度、参与政治活动的能力与意识,以及对现任村干部表现评价(Shi, 1999)、是否在村庄内从业(Oi, 2000)、年龄、性别、政治面貌和是否为村干部(胡荣, 2006)、信息透明(Casey, 2015)、贿选(Still & Dusi, 2020)等因素都能影响农民选举参与。教育程度也是影响民主参与的因素,但学者研究结论不一,如Bahry & Silver(1990)发现教育水平与民主参与是负相关关系,Dee(2004)却认为教育水平能显著提升农民的民主意识和民主参与,而张同龙和张林秀(2013)实证发现教育程度和参加投票的概率之间呈倒U型关系。

以股份合作为主要形式的农村集体产权制度改革,近年来对其的研究也逐渐从经济层面向社会层面延伸,开始有学者从制度变迁或产权变革视角来探讨对村庄民主参与等问题的影响,如邓大才(2015; 2021)、黄祖辉(2018)、张红宇(2020)等。尽管这类研究已经触及农村集体产权改革对村庄民主影响的讨论,但大多局限于理论表述层面,更囿于数据或方法的限制,没有对内在机理作进一步阐释。本文尝试在理论分析的基础上运用调研数据进行实证研究,以探析股份合作制改革对村庄民主的内在影响机理,有利于弥补这方面研究的不足。

## 三、理论分析与假设提出

### (一)农村集体产权制度改革的民主增进效应

在城镇化、工业化快速发展的背景下,一边是集体经济实力逐渐增强但因为产权不清晰而进一步发展受限和农民财产权益受损,另一边是农民对村集体资源、资产、资金的经营管理充满了猜忌和不满,造成农村干群关系紧张,影响社会稳定。缘此,2014年起我国政府逐步在全国范围内推进以清产核资、明确债权债务、资产量化、股权设置、股权管理、收益分配等为主要内容的农村集体产权股份合作制改革(下文也称股份合作制改革)。<sup>①</sup>从实践来看,近几年来改革不仅大幅提高了集体和农民收入,也对村庄民主产生了重要影响。主要

体现在以下几个方面:第一,改革过程中,很多具体事项需要以民主形式反复讨论决定,促进了村干部和村民的民主意识和村庄民主氛围。第二,改革增强了集体经济组织成员的所有者身份和主人翁地位,增进成员对集体的组织关联、经济关联和社会关联。身份认同和利益强化也促进了个体对集体事务的民主意识和参与,包括事前参与决策,事中参与管理,事后参与监督等。第三,改革也强化了村庄内部的委托代理关系,强化了集体资产的民主监督管理机制,有效抑制村干部在管理村庄过程中的道德风险,避免在集体资源、资金和资产经营管理上出现“一言堂”和权力寻租等现象,缓减农村社会中紧张的干群关系,推动农村基层民主建设。第四,改革优化了村庄治理体系。改革以后新成立的村(社区)股份经济合作社内部都建立起了比较规范的“董事会、监事会和股东代表大会”的“三会制度”,用股东民主表决制来代替原来的干部家长制,以章程、合同、群众监督等制度规范股东的行为,代替原来的以权力约束村民的行为(张红宇等,2020)。股份经济合作社建立的民主化制度会从经济领域向政治、社会等领域延伸,推动村庄整体的民主化发展。基于上述分析,本文提出假设 1:农村集体产权制度改革能够增进村庄民主的溢出效应,促进农民对村庄事务的民主参与。

#### (二)民主认知的中介效应

农村集体产权制度变革后,村庄在经济发展和社会治理过程中民主化倾向会增大,在一些重大问题上,会更注重民主决策、民主处理的作用,这使得农民参与民主活动的机会和意识也相应增加,有利于培育其良好的民主认知和民主习惯。尽管有时候这种民主认知可能不是实质性而更多是一种程序性的,但对于推进村庄治理民主化仍具有重要意义。选民的主观意识(包括选民对自己参与政治的兴趣与能力)以及选民对外在政治制度的认知均对选举参与有着重要影响(Anderson et al., 1994),民主认知提升可以有效增进民主参与。农村集体产权制度改革提高了农民的民主认知水平,从而促进其对村庄民主活动的参与。基于上述分析,本文提出假设 2:民主认知在农村集体产权制度改革对村庄民主的影响中,起到正向的中介作用。

综上,股份合作制改革对民主参与的影响可

能包括了直接影响和中介影响,具体影响机制可概括为图 1 所示的分析框架。

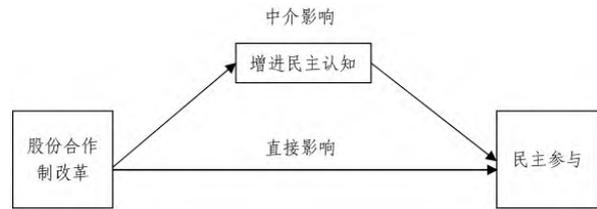


图 1 本文理论分析框架

## 四、研究设计

### (一)数据来源

本文研究所使用的数据来自浙江大学中国农村发展研究院(CARD)农村社区治理研究团队于 2018 年在全国范围内组织的一次较大型的村社和农户调查,受访对象为我国不同类型的农村社区中大于 15 周岁的农村居民,调查样本分布于全国 18 个省(自治区、直辖市),覆盖了国家统计局所划分的东、中、西部和东北地区,具有较好的代表性。具体包括天津、山东、江苏、浙江、福建、广东、安徽、江西、河南、河北、云南、四川、甘肃、广西、宁夏、贵州、西藏、辽宁。调研村庄和农户主要为随机抽取,每个村社调研包括 1 份村庄(社区)问卷、2 份村两委主要干部问卷和 20 份农户问卷,为保证调研质量,问卷还设有关键变量的校验问题。剔除部分经检验无效的样本后,村庄有效样本量为 87 个,农户有效样本量为 1657 份。

### (二)变量设置与说明

根据前文理论分析,主要变量确定如下:

1. 因变量。村民对村庄自治的民主参与是本文研究的重要测度,而村委会选举是村庄民主自治的重要表征。本文借鉴苑鹏和白描(2013)的研究,通过问卷中询问“在本村上一次村主任选举,有无参加投票”来考察样本农户对村庄事务的民主参与情况。

2. 关键自变量。因为集体经营性资产股份合作制改革是农村集体产权制度改革的核心内容和主要形式,本文关键自变量为股份合作制改革,主要通过询问“您所在的社区是否已实行集体经营性资产股份合作制改革?”和“村里是哪一年开始实行集体经营性资产股份合作制改革的?”来进行识别。之所以不用“改革是否已完成”来识别,原因在于大多数受访者对改革完成缺乏统一的认识,

尤其是东部沿海地区村庄的股份合作制改革一直是以阶段性动态演进的,如浙江省杭州市原江干区股份合作制改革始于上世纪末,改革也从最初的“股份合作”1.0版本升级为“股社分离”的3.0版本。因此,本文用是否进行了改革以及改革经历年数进行识别。

3. 中介变量。本文中中介变量为普通农户的民主认知,通过农户对村委会选举规则的认知水平进行测度。农户认知水平的测度采用是非判断的问法,包括以下九个问题:①村委候选人必须由村民提名;②必须采取差额选举;③村主任候选人必须进行公开竞选演讲;④在本村居住,但户口不在本村的居民没有选举权和被选举权;⑤村主任不能连任超过三届;⑥村主任的年龄不能超过一定限制;⑦必须设立流动投票箱;⑧必须允许代理投票;⑨候选人名单在选举投票前必须进行公示。根据受访者的回答进行统计,每题答对累计一分并进行汇总。

4. 控制变量。控制变量同样分为农户个体特征变量和村庄特征变量两类。个体特征变量主要包括受访对象的年龄、是否农业经营、是否为村民代表以及生活水平认知。村庄层面的控制变量主

要包括村庄的人口规模、人均可支配收入、村庄类型、选举起始年份和宗族势力等。但有别于其他研究,宗族势力控制变量并不以第一大姓占比或是有无宗祠来测度(郭云南等,2014),而是以本村村委会选举是否受到宗族势力影响来进行控制。此外还加入地区虚拟变量以消除地区差异的影响。表1为主要变量的基本定义及统计特征描述。

### (三)描述性统计分析

总体而言,样本农户中有26.3%的农户所在的村庄进行了股份合作制改革,这一比例也比较符合当时全国正在推进的农村集体产权制度改革的村庄比例。表1还给出了样本总体的变量均值以及标准差。样本农户参与村委会选举的比例达到45.8%,民主认知的水平在3.6左右。此外,受访者的平均年龄约为47.48岁,38.8%的农户以农业经营为主。从村庄特征来看,30.1%的村庄在村委会选举中受到宗族势力的影响,说明当前农村中,宗族组织对乡村治理仍有着不可低估的力量;样本村的村委会选举历史均值为20.61年,这与1998年起正式颁布《村民委员会组织法》,规定村委会选举产生的年份差不多吻合。

表2给出了股份合作制改革与否各变量的均

表1 变量的描述性统计

变量	定义	均值	标准差
因变量			
民主参与	上一次村主任选举,有无参加投票:有=1;没有=0	0.458	0.498
核心自变量			
股份合作制改革	是否已实行农村股份合作制改革:是=1,否=0	0.263	0.440
中介变量			
民主认知	对选举规则了解程度:根据关键问题的回答分值测算	3.600	0.966
控制变量(农户特征)			
年龄	年龄(岁)	47.482	13.687
农业经营	是否以农业经营为主:是=1,否=0	0.388	0.487
村民代表	受访者是否为村民代表:是=1,否=0	0.191	0.394
收入水平认知	1.很贫困 2.贫困 3.平均水平 4.富裕 5.很富裕	2.893	0.542
控制变量(村庄特征)			
村庄人口规模	本村常住人口对数	6.464	1.084
人均可支配收入	本村居民的人均可支配收入对数	9.274	0.698
宗族势力	村委会选举是否受到宗族势力影响:是=1;否=0	0.301	0.459
村委会选举历史	调研年份减去村委选举起始年份	20.610	10.284
村庄类型	1.城(镇)中村 2.中心村 3.合并村 4.传统村	2.869	1.249
地区虚拟变量	东部地区(是=1,否=0) 中部地区(是=1,否=0) 西部地区(是=1,否=0)		

表 2 股份合作制改革与否各变量的均值差异

变量	已经改革	没有改革	差异
民主参与	0.550(0.023)	0.445(0.134)	0.105***
民主认知	3.060(0.038)	2.971(0.063)	0.089**
年龄	48.095(0.622)	47.521(0.383)	0.574
农业经营	0.206(0.021)	0.440(0.016)	-0.234***
村民代表	0.234(0.021)	0.179(0.011)	0.055***
收入水平认知	2.961(0.021)	2.876(0.017)	0.085***
村庄人口规模	6.300(0.026)	6.521(0.036)	-0.220***
村人均可支配收入	9.708(0.030)	9.098(0.200)	0.610***
宗族势力	0.302(0.022)	0.297(0.013)	0.005
村委会选举历史	22.094(0.655)	20.018(0.331)	2.076***
村庄类型	2.882(0.059)	2.864(0.035)	0.018
地理位置	1.226(0.020)	1.989(0.019)	-0.763***

注:括号内为标准误,\*\*\*:  $p < 0.01$ , \*\*:  $p < 0.05$ , \*:  $p < 0.1$ 。

值差异。与没有改革村庄的农户相比,所在村庄已经改革的农户的民主参与高 0.105,且在 1%统计水平上显著,而民主认知高 0.089,且在 5%水平上具有显著性。这一差异初步说明,改革对村庄的民主增进具有显著的正向作用。从农户个体特征变量均值差异来看,除了年龄差异不明显外,改革对农业经营、村民代表和收入水平认知的差异都比较显著,其中农业经营的差异是负的,这符合改革先行地区经济发展水平相对较高的现实,这些地区农户就业范围比较广,从事非农行业或兼业的机会较多。从村庄特征变量的均值差异来看,已经改革的村庄在人口规模上的均值不及未改革村庄,在人均可支配收入上要高出 0.61 且在 1%水平上显著,这有可能是改革的村庄原先就比较富裕或是改革释放了经济动能从而促进村庄经济发展。改革地区的村委会选举历史要提早两年,一定程度上可以反映出改革地区的民主基础可能较高,因此将其在模型中加以控制是十分必要的。以上结果初步给出了股份合作制改革与否则的基本差异,下文将进一步通过严谨的计量分析加以论证。

#### (四)模型构建与内生性讨论

1. 基准回归模型。本文重点考察股份合作制改革对村庄民主增进的溢出影响,所选取的因变量村民是否参与投票为二值离散型变量。因此,选取 Probit 方法来进行多元回归分析。基本模型设定如下:

$$Demo_i = Col\_reform_i \cdot \beta + Z_i \gamma + A_i + \mu_i \quad (1)$$

上式中  $i$  表示农户个体,  $Demo_i$  为第  $i$  个农户

对所在村庄的选举是否参与,  $Col\_reform_i$  表示第  $i$  个农户所在的村庄是否进行了农村集体经营性资产股份合作制改革,  $Z_i$  表示农户特征和村庄特征的控制变量,  $A_i$  为地区虚拟变量,  $\mu_i$  为随机误差项。

2. 中介效应模型。根据前文分析,民主认知可能在股份合作制改革对民主参与的影响中存在中介影响。检验方法主要参照温忠麟和叶宝娟(2014)关于中介变量的新检验思路,在方程(1)的基础上构建以下方程。

$$Cogn_i = Col\_reform_i \cdot a_1 + Z_i \gamma' + A_i + \mu_2 \quad (2)$$

$$Demo_i = Col\_reform_i \cdot \beta' + Cogn_i \cdot b_1 + Z_i \gamma' + A_i + \mu_3 \quad (3)$$

在中介效应检验中,基准回归方程(1)可以给出股份合作制改革对民主参与的总效应。方程(2)考察股份合作制改革对民主认知的影响,其中  $Cogn_i$  为民主认知水平,  $a_1$  为股份合作制改革对民主认知的影响系数。方程(3)为加入民主认知这一中介变量后的检验方程,其中  $\beta'$  为检验方程中关键自变量的新系数,  $b_1$  为中介变量民主认知的影响系数。为保证研究可靠性,上述三个方程中的控制变量均与基准模型相同。按照新检验方法对方程(1)、方程(2)和方程(3)进行逐步检验。

本文关键自变量农村集体产权制度改革是由中央统一部署、试点先行并向全国逐步推广,可视为一种自上而下的外生性改革。因变量为农户个体的民主参与,显然,农户个体行为不太可能会影响到这种自上而下的改革,所以不存在反向因果关系。另外,通过查阅中央和农业农村部有关农村

集体产权制度改革的文件和改革试点部分区县的实施方案等资料可知,中央及地方在选择改革试点时并没有将本文所关注的民主参与作为考量标准,选择性偏误问题存在可能也极小。此外,在借鉴相关文献的基础上,还通过添加、筛选农户个体、村庄以及地区层面的控制变量以减少遗漏变量问题。因此,本研究构建模型的内生性问题基本可以忽略。

## 五、实证分析

### (一)基准回归

表3报告了股份合作制改革对农户民主参与影响的基准回归结果。第(1)列为民主参与对关键自变量的一元回归估计,结果显示系数在1%水平上具有统计显著性且为正。第(2)列加入了农户个体特征和村庄特征部分控制变量,股份合作制改革的系数估计仍在1%水平上显著为正。第(3)列为在前一列基础上继续加入了村庄控制变量和地区虚拟变量的回归结果,关键自变量的系数仍旧显著为正。上述三个模型结果表明,股份合作制改革能显著正向促进农户民主参与。前三个模型均采用Probit方法进行估计,对于二值离散型变量通常还可用Logit回归方法进行估计,因此第(4)列给出了Logit模型的回归估计作为检验,结果显示股份合作制改革的系数也同样显著为正,表明

股份合作制改革确实正向影响农户的民主参与,研究假设1得到了验证。

在农户特征变量中,年龄、是否农业经营、是否为村民代表均在5%水平以上显著影响农户的民主参与,说明年龄越大,从事农业经营为主,为村民代表的农户其民主参与的可能性就越高。其中从事农业经营为主农户的民主参与程度高的原因可能是:从事农业经营为主的农户与村庄治理关系更紧密,村庄公共事务发展对其影响更大,比如农业设施类公共产品供给,农业政策覆盖及专项补贴等,这些因素会促进其更有动机参与村庄选举,以实现其预期收益。在村庄特征变量中,村庄人均可支配收入、村庄宗族势力显著负向影响农户的民主参与,表明村庄经济发展水平越高的地区,农户的民主参与程度越低。村庄宗族势力越强,农户的民主参与程度越低,宗族势力参与村庄事务的方式会对村庄民主治理产生负向影响。此外,村委会选举历史在5%水平上显著为正,表明村委会选举实施越早,村庄民主程度可能较高,越能促进农户参与村庄民主活动。

### (二)股份合作制改革对村庄民主的影响差异分析

股份合作制改革对民主参与的影响可能存在异质性。一方面由于不同类型村庄的民主基础和治理资源不同,改革以后对村庄民主治理增进的

表3 股份合作制改革对民主参与的影响

变量	民主参与			
	(1)	(2)	(3)	(4)
股份合作制改革	0.265*** (0.069)	0.376*** (0.085)	0.609*** (0.137)	1.017*** (0.229)
年龄		0.015*** (0.003)	0.008** (0.004)	0.013** (0.006)
农业经营		0.341*** (0.078)	0.209** (0.103)	0.355** (0.170)
村民代表		0.887*** (0.099)	0.828*** (0.126)	1.389*** (0.217)
收入水平认知		-0.104 (0.067)	-0.208** (0.092)	-0.349** (0.154)
村庄人口规模			0.042 (0.057)	0.065 (0.095)
村人均可支配收入			-0.272*** (0.093)	-0.461*** (0.153)
宗族势力			-0.240** (0.101)	-0.400** (0.167)
村委会选举历史			0.013** (0.005)	0.021** (0.008)
村庄类型			0.057 (0.047)	0.090 (0.078)
中部地区			-0.509*** (0.138)	-0.854*** (0.225)
西部地区			0.076 (0.192)	0.126 (0.322)
截距项	-0.140*** (0.035)	-0.738*** (0.251)	1.999** (0.993)	3.467** (1.635)
观测值	1,518	1,301	841	841

注:括号内为稳健标准误,\*\*\*:  $p < 0.01$ , \*\*:  $p < 0.05$ , \*:  $p < 0.1$ 。

作用效果也会有所不同;另一方面农户在年龄、性别、教育、宗教信仰等方面存在差异,也会使得改革对其在村庄民主活动的参与呈现异质性。

### 1. 不同类型村庄的影响差异分析

本文按两种分法对村庄进行分类,一是将农村分为传统村和非传统村。传统村主要是指村庄开放程度不高,人口流出较大、二三产业发展水平较低的村庄。新型村是指更具有现代特征的村庄,包括城中村、中心村、合并村等。同时由于我国东西部地区经济社会发展水平差异较大,本文也将村庄分为东部沿海地区村庄和内陆村庄两个类型加以分析。

从表 4 第(1)和第(2)列可以看出,股份合作制改革对民主参与的影响系数在传统村与新型村中都在 5%水平以上显著为正,并且在新型村中的系数值为 0.765,要大于在传统村中的 0.461,表明同样进行股份合作制改革后,在新型村中对农户民主参与的促进作用要比在传统村中更大。第(3)和第(4)为沿海村和内陆村的比较分析。结果可以看出,股份合作制改革对民主参与的影响在两种类型的村庄里均显著为正,在内陆村庄的估计系数为 0.301,不及沿海村的 0.811,说明相较于内陆村而言,股份合作制改革对农户民主参与的促进作用在沿海发达地区村庄更显著。综合而言,上述两种村庄类型分法虽不同,但结论还是比较相似,就是在新型村或是在沿海村,股份合作制改革对村庄民主增进的作用都要大于在传统村或内陆村。背后的逻辑在于治理主体多元化和治理资源多样化的村庄,村庄的民主化推进速度较快。

### 2. 村庄宗族势力的异质性分析。

村庄内部网络和关联的差异也使得股份合作制改革对民主增进呈现一定的异质性。表 5 第(1)

和第(2)列是按照村庄第一大姓占比的均值将样本数据分成“弱社会关联”和“强社会关联”两组。由回归结果可以发现,两组中股份合作制改革对民主参与的影响系数均显著为正,系数值由“弱社会关联”组中的 0.485 上升至“强社会关联”组的 0.846,表明股份合作制改革对社会关联比较强的村庄中农户的民主参与促进效果更好。这可能是由于社会关联比较强的村庄,选举出来的村干部大多是那些社会关联密集者,如在村庄有着较高声誉和威望的人、经济能人等,他们往往易于影响村庄公共事务和活动的开展。而在社会关联比较低的村庄,村民的行为更趋原子化,很难形成集体的、民主的行为。

宗族作为村庄非正式组织资源,对村庄民主治理的影响同样不容忽视。表 5 第(3)和第(4)列将数据样本分成“弱宗族势力”和“强宗族势力”两组,回归结果显示两组中关键自变量对因变量的影响系数均在 1%水平上具有统计显著性。数值上看,“强宗族势力”组织中的系数要略大于“弱宗族势力”的系数,说明股份合作制改革在宗族势力强的村庄中,对农户的民主参与活动具有更大的促进作用。可能的解释是,宗族势力向村委会渗透的一个重要原因在于,村干部自觉地借助宗族力量来开展工作,这必然促使村庄正式制度力量与非正式制度力量产生耦合效应,导致村庄治理无论是结构上还是机制上都转向多方协商和自调整,使村庄治理向民主化发展,促进农户对民主活动的参与。

宗族势力与社会关联两者有一定的联系但不尽相同,社会关联更是一种基于网络所形成的社会资本。从上述两组的比较分析也可以发现,在股份合作制改革对村庄民主增进的影响中,社会关

表 4 不同村庄类型的异质性分析

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	新型村	传统村	内陆村	沿海村
股份合作制改革	0.765*** (0.197)	0.461** (0.222)	0.301* (0.181)	0.811*** (0.210)
农户特征变量	控制	控制	控制	控制
村庄特征变量	控制	控制	控制	控制
地区虚拟变量	控制	控制	控制	控制
截距项	2.135 (1.408)	-0.158 (1.694)	-0.847 (1.181)	2.961* (1.625)
观测值	478	363	484	357

注:括号内为稳健标准误,\*\*\*:  $p < 0.01$ , \*\*:  $p < 0.05$ , \*:  $p < 0.1$ 。

表5 村庄宗族势力的异质性分析

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	弱社会关联	强社会关联	弱宗族势力	强宗族势力
股份合作制改革	0.485 <sup>**</sup> (0.227)	0.846 <sup>***</sup> (0.207)	0.656 <sup>***</sup> (0.167)	0.677 <sup>**</sup> (0.281)
农户特征变量	控制	控制	控制	控制
村庄特征变量	控制	控制	控制	控制
地区虚拟变量	控制	控制	控制	控制
截距项	4.206 <sup>**</sup> (1.740)	1.453(1.627)	3.643 <sup>***</sup> (1.213)	-3.252(2.010)
观测值	408	433	567	274

注:括号内为稳健标准误,\*\*\*:p<0.01, \*\*:p<0.05, \*:p<0.1。

联的异质性影响要比宗族势力的异质性影响更为显著,原因在于股份合作制改革的先行地区大多是经济发展水平相对较高的地区,这些地区农村的社会结构也发生了很大的变化,在血缘、族亲和习俗等传统关联的基础上更容易地建立起以利益和契约为纽带的现代关联,加快了村庄民主治理的进程。这与阮荣平和郑风田(2013)等学者的研究相似,随着市场化发展、城镇化推进以及农村劳动力的频繁流动,村庄的宗族组织也在面临空前的变化,其影响力也日渐衰弱。

### 3. 农户个体层面的影响差异分析

农户的社会人口学特征不同,使股份合作制改革对民主参与的作用影响也存在异质性。正如 Leighley & Nagler(2013)的研究,人们受教育程度、收入水平、种族、年龄、性别等社会人口学特征不同,其选举参与率也是有差异的。

图2的A组是按农户年龄均值分为高、低两个样本组,从结果可以看出,股份合作制改革在低年龄和高年龄两个组中的系数都显著为正,且在前者中的系数值要明显大于后者,这表明年轻人在村庄民主活动中的积极性更高,而老年人民主参与相对较低。可能的原因在于年轻人的民主意识和民主认知都要比老年人要强,改革以后,村庄民主空间的扩展进一步激发了他们对民主活动的参与。

B组按照受访者的是否具有小学毕业文化将样本数据分成高、低教育水平两个对比组。从回归结果可以得出关键自变量的系数在两个组中都是显著为正的,系数值在低教育水平组中要略低于高教育水平组,两者的影响差异不明显。本文也尝试了按照是否接受过九年义务教育和按照受教育年限的均值来进行分组,回归结果也较为相似。

C组是通过询问受访者“是否信仰宗教”将样本数据分为有宗教信仰和无宗教信仰两组。回归结果显示,股份合作制改革对民主参与的影响系数在无宗教信仰组里显著为正,而在有宗教信仰组里不显著。

D组对农户有没有外出务工经历的异质性进行了考察,这里对外出务工经历的界定是指跨县流动半年以上的务工经历。根据回归结果看出两组中,股份合作制改革对民主参与的影响系数均显著为正,且有外出务工经历的农户相较于没有外出务工经历的农户,改革对其民主参与度的正向影响要更为明显。

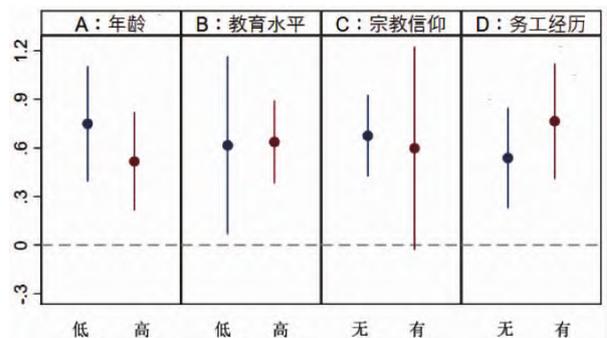


图2 农户个体层面的异质性分析

### (三) 中介效应分析

根据理论分析,股份合作制改革对民主参与的影响除了有直接效应外,可能还通过提高农户的民主认知对民主参与产生影响。民主认知是民主参与的重要前提,对民主选举程序不关心或不了解的人,其民主参与可能性也不可能会高。因此,农户的民主认知会间接地影响其民主活动的参与,即民主认知是民主参与的中介变量。

根据温忠麟和叶宝娟(2014)的中介效应检验思路,本文采用分步检验方法进行检验,如果分步

表 6 民主认知的中介效应分析

变量	(1)	(2)	(3)
	民主认知	民主参与	民主参与
股份合作制改革	0.569*** (0.118)	0.609*** (0.137)	0.528*** (0.139)
民主认知	—	—	0.139*** (0.050)
年龄	-0.007* (0.003)	0.008** (0.004)	0.009** (0.004)
农业经营	-0.158* (0.094)	0.209** (0.103)	0.232** (0.104)
村民代表	0.467*** (0.111)	0.828*** (0.126)	0.782*** (0.128)
收入水平认知	0.120 (0.087)	-0.208** (0.092)	-0.224** (0.092)
村庄人口规模	0.157*** (0.048)	0.042 (0.057)	0.022 (0.057)
村人均可支配收入	-0.435*** (0.076)	-0.272*** (0.093)	-0.220** (0.095)
宗族势力	0.043 (0.092)	-0.240** (0.101)	-0.248** (0.101)
村委会选举历史	0.006 (0.005)	0.013** (0.005)	0.012** (0.005)
村庄类型	0.020 (0.043)	0.057 (0.047)	0.055 (0.047)
中部地区	0.157 (0.121)	-0.509*** (0.138)	-0.530*** (0.138)
西部地区	1.252*** (0.176)	0.076 (0.192)	-0.070 (0.199)
常数值	—	1.999** (0.993)	1.241 (1.037)
观测值	841	841	841

注:括号内为稳健标准误,\*\*\*:p<0.01, \*\*:p<0.05, \*:p<0.1。

检验方法的检验力度不强而导致检验结果不明显,再替换检验力度更强的 Bootstrap 法进行检验。按照检验程序,首先查看基准模型中股份合作制改革对民主参与的主效应是否显著。为便于比较,表 6 第(2)列再次列出了基本回归模型中的结果(同表 3 第 3 列)作为对照,可以发现模型中的主效应显著为正且数值为 0.609,检验的第一步符合预期结果。其次,检验改革对中介变量民主认知的影响系数是否显著,即方程(2)中的  $a_1$  是否显著。表 6 第(1)列给出了民主认知对股份合作制改革的回归报告,结果表明关键自变量的影响系数为 0.569,且在 1%水平上显著为正,说明改革能明显提高农户的民主认知。接着,将中介变量放入基准回归模型中考察其对因变量的影响显著性,即判断方程(3)中  $b_1$  的影响系数显著性。表 6 第(3)列的估计结果显示,民主认知对民主参与的影响系数为 0.139 且在 1%水平上显著。由上可以看出  $a_1$ 、 $b_1$  符号均为正,说明存在中介效应。另外,关键自变量股份合作制改革对民主参与的影响系数也由第(2)列中的 0.609 降到了 0.528 且在 1%水平上显著,说明也存在直接效应。最后, $a_1 b_1$  和  $\beta'$  的符号也一致,整个检验程序都符合预设条件,说明民主认知在股份合作制改革对民主参与的影响中起到了部分中介作用,这同赵昶和董翀(2019)等人的研究相一致。研究假设 2 也得到了验证。

#### (四)稳健性检验

1. 关键自变量的替换检验。为检验本文回归结果的稳健性,本文首先采用替换关键自变量的方法来检验模型的稳健性。将调研问卷另一问题“本村进行的集体经济股份合作制改革进展程度”来对关键自变量“是否进行了股份合作制改革”进行替换,“股份合作制改革进展程度”变量为有序的五个量级,因此在检验模型中,关键自变量取值也由“0、1”变为“1、2、3、4、5”。稳健性检验结果见表 7 第(1)列,可见在替换了关键自变量后,系数仍然在 1%水平上显著为正,只是系数的数值比在基准模型中要略微有所变化,可见基准回归模型的稳健性很好,股份合作制改革确实促进了农户对村庄事务的民主参与。

2. 中介变量的替换检验。为检验中介效应模型是否稳定,本文对中介变量也进行了替换处理。民主认知变量由原先的数值测算汇总改为问卷中另一较为直观地问法:“您了解村主任选举规则吗:1 表示了解,0 表示不了解”,因此变量由数值型变为离散型。从表 7 第(2)列为替换中介变量后的回归结果可以看出,系数为 0.515 且在 1%水平上显著。第(3)列为替换后的中介变量加入基准回归模型后的回归结果,关键自变量的系数仍显著为正,表明直接效应为 0.553,与表 6 第(3)列的关键自变量系数 0.528 非常相近,较基准回归模型

表7 替换关键自变量、中介变量的稳健性分析

变量	(1)	(2)	(3)
	民主参与	民主认知	民主参与
股份合作制改革进展程度	0.132 <sup>***</sup> (0.037)	—	—
股份合作制改革	—	0.515 <sup>***</sup> (0.113)	0.553 <sup>***</sup> (0.139)
民主认知	—	—	0.207 <sup>***</sup> (0.070)
农户特征变量	控制	控制	控制
村庄特征变量	控制	控制	控制
地区虚拟变量	控制	控制	控制
常数值	0.419(0.993)	—	1.237(1.037)
观测值	823	841	841

注:括号内为稳健标准误,\*\*\*:p<0.01,\*\*:p<0.05,\*:p<0.1。

中的主效应 0.609 有所下降,替换的中介变量系数也在 1%水平上显著为正,再次验证了部分中介效应的存在。

原方程中民主认知变量测度的最小值为零,而且数据中存在一定数量的零值,这说明该变量为限值变量,即在严格为正时才存在连续性,为了检验结果稳定性,本文还改用 Tobit 模型进行了检验,限于篇幅省略了回归报告表。结果表明,股份合作制改革对民主认知的回归系数仍显著为正。此外,本文还通过增加和减少控制变量来进一步检验模型的稳健性,结果显示模型主要变量的回归系数和统计显著性并没有发生太大改变。

## 六、结论与启示

农村集体产权制度改革不仅有利于集体经济壮大发展和保障农民财产权利,也有助于村庄民主运转起来。本文在理论建构基础上,运用全国 18 省 87 村 1657 位农户调研数据进行实证分析,得出以下几点结论:第一,农村集体产权制度改革对民主参与具有显著的正向影响。在控制了农户年龄、农业经营、村民代表等个体特征,村庄经济发展水平、宗族势力、选举历史等村庄特征以及地区固定效应后结果仍非常显著,说明股份合作制改革的民主增进效应非常明显。第二,股份合作制改革的民主增进效应存在异质性。从村庄层面看,在东部沿海地区的新型村庄或是社会关联与宗族势力更强的传统村庄里,股份合作制改革对农户民主参与的促进作用更为明显;从农户层面看,在低年龄、低教育程度以及有跨县外出务工经历组中,股份合作制改革对农户民主参与的正向影响更为显著。第三,通过机制分析,改革对民主参与

的影响除了具有显著的直接效应,还通过提高农户的民主认知来促进民主参与,即民主认知在这种影响中具有部分中介效应。

基于以上结论,结合当前全面推进乡村振兴的新发展阶段要求,本文得出以下政策启示:第一,要深化农村集体产权制度改革,加快建立推动农村集体资产股份权能活化的体制机制,探索集体经济新的实现形式和运行机制,推动资源资产化、资产股权化、集体与农民股东化进程,构建集体经营性资产保值增值和集体成员财产权益联结机制,切实保障农民财产权利,激励农民参与集体经济发展和社会事务管理的主动性、创造性和民主性。第二,要发挥集体产权制度改革效能,加快优化村级组织架构和完善治理机制,厘清集体经济组织与村委会的职能和权责关系,建立健全“三会”(理事会、监事会和股东大会)等组织机构和民主运行机制,推动从选举、决策、管理到监管的乡村全过程人民民主建设。第三,鼓励有条件的地区借鉴苏州市高新区的“政经分开”、杭州市原江干区的“股社分离”等地的集体产权改革深化经验,以现代经营理念和民主管理方式来提升农村集体资产的经营管理水平。第四,以数字化改革为契机推动集体“三资”(资源、资产、资金)经营管理的阳光化、规范化、民主化和留痕化,实现集体资产全过程的监管监督以及事后追溯,有效抑制村庄小微权力腐败,激发农民参与村务管理和监督的积极性。

### 注释:

①2014年11月,原农业部、中央农办、原国家林业局印发的《积极发展农民股份合作赋予农民对集体资产股份权能改革试点方案》。

### 参考文献:

1. 邓大才:《产权单位与治理单位的关联性研究——基于中国农村治理的逻辑》,《中国社会科学》2015年第7期。
2. 邓大才:《如何让民主运转起来:农村产权改革中的参与和协商——以山东省和湖北省4村为研究对象》,《社会科学战线》2021年第8期。
3. 郭云南、姚洋、Jeremy Foltz:《宗族网络与村庄收入分配》,《管理世界》2014年第1期。
4. 胡荣:《社会资本与中国农村居民的地域性自主参与——影响村民在村级选举中参与的各因素分析》,《社会学研究》2006年第2期。
5. 黄博:《村庄场域中的精英治理:分化、困顿与提升》,《求实》2021年第1期。
6. 黄祖辉:《准确把握中国乡村振兴战略》,《中国农村经济》2018年第4期。
7. 郎友兴:《民主的成长:对村民选举与自治制度的考察》,《浙江社会科学》2002年第1期。
8. 钱文荣、郭小琳、王天哲:《乡村有效治理的微观实现机制研究——基于乡村危房改造项目的案例分析》,《浙江大学学报(人文社会科学版)》2021年第1期。
9. 秦勃:《村民自治、宗族博弈与村庄选举困局——一个湘南村庄选举失败的实践逻辑》,《中国农村观察》2010年第6期。
10. 阮荣平、郑凤田:《市场化进程中的宗族网络与乡村企业》,《经济学(季刊)》2013年第1期。
11. 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年第4期。
12. 孙秀林:《村庄民主及其影响因素:一项基于400个村庄的实证分析》,《社会学研究》2008年第6期。
13. 唐京华:《村干部选举“共谋”行为及其对村庄治理的影响——基于山东省S村换届选举的调查》,《中国农村观察》2019年第3期。
14. 温忠麟、叶宝娟:《中介效应分析:方法和模型发展》,《心理科学进展》2014年第5期。
15. 肖唐镖:《村民选举“宗族势力干扰论”可以休矣》,《人民论坛》2011年第8期。
16. 徐勇:《国家根本性议程与中国式治理民主》,《学术月刊》2022年第3期。
17. 苑鹏、白描:《福利视角下农民政治参与现状的实证研究——基于山东、河南、陕西三省六县487户农户的问卷分析》,《理论探讨》2013年第6期。
18. 张红宇:《中国农村改革的未来方向》,《农业经济问题》2020年第2期。
19. 张红宇、胡振通、胡凌啸:《农村集体产权制度改革的实践探索:基于4省份24个村(社区)的调查》,《改革》2020年第8期。
20. 张同龙、张林秀:《村委会选举中的村民投票行为、投票过程及其决定因素——基于全国5省100村2000户调查数据的实证研究》,《管理世界》2013年第4期。
21. 赵昶、董翀:《民主增进与社会信任提升:对农民专业合作社“意外性”作用的实证分析》,《中国农村观察》2019年第6期。
22. 郑广瑄:《政绩评价如何影响村民在村委会选举中的投票意愿——来自辽宁省的经验证据》,《中国农村经济》2017年第10期。
23. Andersen K., Rosenstone S. J. & Hansen J. M. Mobilization, Participation, and Democracy in America [J]. *American Political Science Association*, 1994, 88(3):771.
24. Bahry D. & Silver B. D. Soviet Citizen Participation on the Eve of Democratization[J]. *American Political Science Review*, 1990, 84(3): 821.
25. Casey K. Crossing Party Lines: The Effects of Information on Redistributive Politics[J]. *American Economic Review*, 2015, 105(8): 2410~2448.
26. Dee T. S. Are there civic returns to education?[J]. *Journal of Public Economics*, 2004, 88.
27. Janvry A. D. & Sadoulet E. Local Electoral Incentives and Decentralized Program Performance[J]. *The Review of Economics and Statistics*, 2012, 94(3): 672~685.
28. Leighley J. E. & Nagler J. Who Votes Now? Demographics, Issues, Inequality, and Turnout in the United States[M]. *Princeton University Press*, 2013.
29. Luo R., Zhang L., Huang J. & Rozelle S. Elections, fiscal reform and public goods provision in rural China[J]. *Journal of Comparative Economics*, 2007, 35(3):583~611.
30. Luo R., Zhang L., Huang J. & Rozelle S. Village Elections, Public Goods Investments and Pork Barrel Politics, Chinese-style[J]. *Journal of Development Studies*, 2010, 46(4): 662~684.
31. Martinez-Bravo M., Gerard P., Qian N. & Yao Y. Do Local Elections in Non-Democracies Increase Accountability? Evidence from Rural China[J]. *CEPR Discussion Papers*, 2011.
32. O'Brien K. J. Implementing Political Reform in China's Villages[J]. *Australian Journal of Chinese Affairs*, 1994, 32: 33~59.
33. Oi J. C. Elections and Power: The Locus of Decision-Making in Chinese Villages[J]. *China Quarterly*, 2000, 162: 513~539.
34. Shi T. Voting and Nonvoting in China: Voting Behavior in Plebiscitary and Limited-Choice Elections[J]. *Journal of Politics*, 1999, 61(4): 1115~1139.
35. Still C. & Dusi S. Vote buying and 'Money-Politics' in village elections in South India [J]. *Commonwealth & Comparative Politics*, 2020, 58(1): 1~20.
36. Zhang X., Fan S., Zhang L. & Huang J. Local governance and public goods provision in rural China[J]. *Journal of Public Economics*, 2004, 88: 2857~2871.

责任编辑 张翔宇

## ABSTRACTS

### From Civilization–Covered–with–Dust to Revival of Civilization ——the Historic Contribution of the Communist Party of China to Chinese Civilization (4)

Yuan Linger

(*School of Marxism, Ningbo University, Ningbo 315000*)

**Abstract:** Chinese civilization has a long history and has made outstanding contributions to human progress. After the Opium War, the Chinese nation has experienced hardships, and the Chinese civilization has fallen into a “dust covered” situation. Once the Communist Party of China was founded in 1921, it was duty bound to shoulder the historical mission of realizing the great rejuvenation of the Chinese nation, unite and lead the Chinese people through arduous struggle to establish new China and end the tragic fate of “civilization covered with dust”. After the socialist revolution, socialist construction, reform and opening up, the Chinese civilization has successfully explored the new path of Chinese style modernization and ushered in a new era of civilization revival. The Centennial struggle of the Communist Party of China has created a new path of civilization rejuvenation that adapts to Chinese characteristics and promotes human progress, and created a new form of human civilization.

**Key words:** Chinese civilization; the Communist Party of China; the great rejuvenation of the Chinese nation; the revival of civilization

### The Spillover Impact of Rural Collective Property Rights System Reform on Village Democracy: Empirical Analysis Based on the Survey Data of 1657 Farmers 87 Villages in 18 Provinces (12)

Hu Weibin, Huang Zuhui

(*China Academy for Rural Development, Zhejiang University, Hangzhou 310058*)

**Abstract:** Village democracy is an important basis for effective rural governance. On the basis of theoretical analysis, using the survey data from 1657 farmers in 87 villages of 18 provinces, this paper analyzes the spillover impact and mechanism of collective property rights system reform on village democracy. The results show that the reform of the rural collective property rights system has an enhancing effect on village democracy and can significantly promote village democratic governance. Furthermore, this enhancing effect of the reform is heterogeneous in terms of village types and individual farmers. The analysis of impact mechanism indicates that in addition to the direct impacts, the reform of the rural collective property rights system can also promote democratic participation through improving democratic awareness of villagers.

**Key words:** collective property rights system; shareholding cooperative system; village democracy; property right reform

### Research on the Complementary Mechanism and Coordination Path of Product Reputation and Product Liability System (23)

Li Jingkui<sup>1</sup>, Chen Yizheng<sup>2</sup>, Tian Guoqiang<sup>3</sup>

(1. *School of Economics, Zhejiang Gongshang University, 310018*; 2. *School of Economics, Shanghai University of Finance and Economics, Shanghai 200433*; 3. *Department of Economics, Texas A&M University, USA.*)

**Abstract:** In the experience product market, even the enterprises with high market reputation will cheat consumers. The failure of reputation incentive mechanism is an important reason for the frequent occurrence of product quality and safety liability accidents in China. In this paper, we use the repeated game model of imperfect supervision to study the performance of this problem in the physical inspection market under the condition of imperfect supervision, and give the possible solutions combined with the product responsibility system. The repeated games moral hazard model constructed in this paper shows that reputation mechanism alone cannot solve the product quality and safety problems in the experience product market under imperfect monitor, there is market failure; and the introduction of product liability together with reputa-