

经济学视角下农民政治参与态度 与行为选择偏差分析*

郭君平¹ 曲 颂¹ 夏 英¹ 吴国宝²

摘要：本文利用中国5省10县的农户微观数据，从经济学视角阐释了农民政治参与态度与行为选择偏差问题，发现农民及其子群体政治参与态度与行为呈低度相关，相关系数均未超过0.35；不同群体中政治参与态度与行为相悖和混沌的人数占比为11%~78%，但多集中于50%左右。研究表明，除社会地位较高、有政治身份或处于东部地区等极少数特殊农民群体外，农民总体及其大部分子群体政治参与态度与行为选择之间的偏差均很大。此外，农民政治参与态度与行为选择偏差在性别、民族、婚姻状、政治面貌、社会身份、就业地点乃至地理区位上群体差异显著，而在贫困与否方面并无明显差异。而且，此种偏差主要由受教育年限、家庭人均消费支出、政治面貌、社会身份、人际关系满意度、就业地点以及是否知悉政治活动时间所决定。其中，仅受教育年限会拉大偏差，其他因素的作用方向相反，且是否知悉政治活动时间、社会身份和就业地点的影响程度最大。

关键词：农民 政治参与 偏差 外显态度 实际行为

中图分类号：D669 **文献标识码：**A

一、引言

政治参与不仅是当代政治生活中的重要现象和社会民主建设的重要内容，亦是衡量政治文明进步的重要标志。在现代化国家，政治参与扩大的关键点在于农民开始介入国家政治（塞缪尔·亨廷顿，1988）。中国是一个农业大国，农民占全国人口的绝大多数，农民政治参与状况直接影响并决定着整个国家政治参与的程度和质量。政治参与的概念源于西方政治学，又称“参政”或“民主参与”，意指普通公民通过各种合法方式参加政治活动，并影响政治体系构成、运行方式、运行规则和政策过程的行为（王浦劬，1995），其形式包括投票选举、反映诉求、社区治理、社会监管、接触政府工作人员、抗议示威以及保护自身合法权利等（Verba et al., 1995）。依据不同的划分标准，中国农民

*本文研究获得国家社会科学基金青年项目“精准扶贫战略下贫困地区农村信息化减贫能力提升研究”（项目编号：15CTY048）、中国社会科学院创新工程项目“中国农民福祉研究”和中国农业科学院科技创新工程项目（项目编号：ASTIP-IAED-2017-03）的资助。曲颂为本文通讯作者。

政治参与可分为革命性与建设性、制度性与非制度性、合法性与非法性、自主性与动员性、权力主导性与权利导向性以及工具性与价值性等多种向度（周作瀚、张英洪，2007）。在新型城镇化发展加速、农民组织化程度降低、合作能力减弱、差序格局弥散以及人口迁移加剧等形势下，农民政治参与更多地体现为工具性（为主）与价值性的统一。

从改革开放至今，随着村民自治和新农村建设的推进，农民的民主理念得到了极大提升，其政治参与在深度和广度上均有较大突破。尽管如此，中国农民政治参与的客体、途径和方式方法仍与现代民主制度的要求相距甚远，而且成为了新时期乡村治理文化形成、资本配置以及绩效提高的瓶颈。据中国社会科学院创新工程项目“中国农民福利研究”课题组的调查，在政治参与态度方面，2013年，约有74%的农民对政治活动持偏好型态度；相比之下，在政治参与行为方面，农民却呈现出激情与冷漠并存的特征，他们关注、议论政治生活中的热点问题，但实际参与村委会选举的比例仅为38%。换言之，农民政治参与的态度与行为选择之间存在一定偏差，二者并非完全对应。本文拟回答如下问题：农民政治参与的态度与行为选择之间存在怎样的偏差？其诱致性因素主要有哪些？如何促进农民将积极的政治参与意愿付诸于实际参与行为，以弱化此类偏差，增强他们政治参与态度对参与行为的预测性？对以上问题的解答既有助于丰富政治参与理论，又能为政府提供促使农民完成从政治参与态度到相应参与行为的“惊险一跳”的具体路径，有助于提高农民政治参与率和扩大农民政治参与面；不仅如此，政府还可根据农民政治参与态度与参与行为选择之间的偏差，考察农民政治参与态度对参与行为的预测力，以便事先掌握他们政治参与的基本动向，或未雨绸缪，或有的放矢；此外，本文研究甚或有利于重塑农村社区治理秩序、加快基层民主化以及消除权利贫困等。因而本文研究具有较高的理论价值和重要的现实意义。

二、文献综述

20世纪80年代末以来，伴随村民自治中农民主体地位的培育和确立，农民政治参与问题日益受到学界的普遍关注，并已积累了大量优秀成果。但是，迄今尚无直接以农民政治参与态度与行为选择偏差为研究内容的学术论文或著作，而与之间接相关的文献资料则汗牛充栋。经梳理，其中最接近本文主题且较具代表性的研究可归纳为两大类：

其一是农民（包括农民工、农村妇女等）政治参与问题。近十年间，中国农民政治参与一直存在方式单一、动机狭隘、范围受限、边缘化、不平衡、权利不明、政治效能感差、民主监督口号化、舆论民意表达渠道少、制度化水平低以及非制度化倾向凸显等典型化事实（石川、杨锦秀，2009；何晓红，2009）。影响农民政治参与意愿或参与行为的因素可大致归纳为七个方面，即个体因素（如年龄、性别、受教育程度、政治认知、政治信任感等）、经济因素（如农村经济发展水平、家庭经济条件、农业生产方式等）、社会文化环境（如农村利益格局变化、社会阶层分化、家庭意识、宗族意识、乡土观念等）、地理区位（如东中西部、内陆与沿海或边疆、汉族地区与少数民族聚居地等）、政治心理（如权力崇拜与畏惧心理、政治依附心理等）、制度因素（如城乡分治的二元结构、农村义务教育制度、农村社会保障制度）以及组织因素（如地区性、行业性或专门性自治组织）等，其中

部分因素的作用方向和显著性尚不明确（中国社会科学院农村发展研究所课题组，2011；张同龙、张林秀，2013）。基于此但不囿于此，不少学者提出了促进农民政治参与的宏观路径或中观对策，如深化城乡二元体制改革、壮大农村集体经济、完善村民自治制度、提高农民文化素质、加强农民组织建设、健全协商民主制度、扩大妇女参政比例、发挥基层妇联组织作用、营造妇女参政议政氛围以及建立农民工自治组织等（陈松友，2011；郑永兰，2014）。

其二是态度与行为的关系问题。目前，仅社会心理学界围绕态度与行为的一致性、相关性以及相互作用形态（如态度决定行为、行为影响态度、态度与行为动态相依）展开了探索性分析，其他学科的相关研究十分有限。针对态度与行为的对应关系，心理学界存在两种不同的声音：一种观点认同态度 ABC 模型。此模型表示态度本身包含行为的潜在意向，两者属直接关系，即态度是行为的潜在表示，行为是态度的外在反映，人们可通过态度来预测行为（Fazio et al., 1982; Feather, 1988; Baron et al., 1988; 章志光, 1998）。然而，该理论模型尚未得到实证研究的验证。另一种观点支持态度-中介-行为模型。该模型认为，态度与行为属间接关系，两者间有中介变量在起作用。该模型又分为理性行为理论和计划行为理论。其中，理性行为理论认为，态度不直接决定行为，而是通过行为意图发挥作用（Fishbein and Ajzen, 1975; Ajzen, 1988）；计划行为理论则基于理性行为理论，在行为意图之前增加感知行为控制，得出态度并非可用于预测行为的唯一因素的观点（Ajzen, 1988; Wallace et al., 2005; Hagger and Chatzisarantis, 2005; Payne and Burkley, 2008）。由于传统研究只关注“外显态度”与行为的一致性，因此，伴随新概念“内隐态度”的提出，不少研究开始聚焦内隐态度-外显态度与行为的关系这一前沿理论。研究发现，内隐态度比外显态度更稳定且受其他因素影响更小；双重态度（即内隐态度和外显态度）作用于行为的理论比内隐态度直接决定行为的理论更加全面且更能有效预测某种环境下人们的行为（Sherman et al., 2003; 张林、张向葵, 2003; Kam, 2007; 魏志超、郭秀艳, 2009）。不仅如此，不少学者还探寻了影响态度与行为一致或相悖的众多因素，可概括为个体特征、时间因素（态度测量和行为测量在时间上是否同步）、态度成分（含情感、认知和行为倾向）、态度属性（如易得性、强度、稳定性和显著性）、内在约束、主观体验、社会环境（如社会规范、情景压力、文化差异、风俗习惯等）以及公共话题与私人话题的差别等方面（Ziegler et al., 2005; 张红涛、王二平, 2007; 佐斌, 2011）。

既往研究虽提供了政治学、现代心理学方面的理论启示，但在研究内容和研究方法上与本文主题契合不甚紧密，其中可拓展、深化的空间和尚未打开的“黑箱”如下：第一，从经济学单向视角透析农民政治参与态度与参与行为选择之间的偏差，藉此考察政治参与态度对实际参与行为的预测性，以期形成专论。第二，在质性研究的基础上，着重量化分析农民政治参与态度与行为选择偏差，探索其间的数量关系。为此，本文试图做出以下边际贡献：一是探究农民及其子群体政治参与态度与参与行为选择间的相关性及其群体差异；同时，借鉴但不囿于心理学研究中态度与行为关系的一般范式，尝试将农民政治参与的外显态度与实际行为进行纵向链接，以勾勒和研判农民政治参与外显态度与行为选择偏差的状况和基本规律。二是融合经济学相关理论和阐释框架，实证检验农民政治参与态度与行为选择偏差的作用因素、背后根源及内在机理，并得出相关政策启示。

三、研究设计

(一) 数据来源

本文研究所用数据来源于2013年中国社会科学院创新工程项目“中国农民福利研究”课题组开展的农村住户调查。根据农民人均纯收入指标,将全国所有县级行政区分成高、较高、中、较低、低5个组,再从每个组中各选取2个同省的县或县级市,最终得到江苏洪泽县和启东市、辽宁兴城市与凤城市、江西安义县和星子县、宁夏盐池县与彭阳县、贵州晴隆县和纳雍县5省(区)10县(市)作为样本区。基于此,县内再按照前述农户收入“五等分法”采用分层随机抽样法确定农户调查样本。原则上,每个样本户以调查时实际在家的一位成年人为调查对象。此次入户调查质控严格,共获得有效样本1000户,且样本代表性良好^①。需说明的是:①除收入和消费支出为2012年数据外,其余指标均为2013年数据。②数据(变量)中的少量异常值均作缺失值处理。样本特征见表1。

表1 样本的基本特征

划分标准	类别	样本量(个)	比例(%)	划分标准	类别	样本量(个)	比例(%)
年龄	44岁及以下	341	34.10	地理 区位	东部地区	403	40.30
	45~59岁	404	40.40		中部地区	202	20.20
	60岁及以上	255	25.50		西部地区	395	39.50
性别	男	612	61.20	就业 地点	本地(乡镇 内)	951	95.10
	女	388	38.80		外地	49	4.90
政治面貌	党员	174	17.40	受教育年 限	6年及以下	492	49.20
	非党员	826	82.60		7~9年	353	35.30
婚姻状况	已婚	944	94.40		10~12年	122	12.20
	未婚	56	5.60	13年及以上	33	3.30	
民族	汉族	697	69.70	政治参与 态度	偏好型	728	73.91
	少数民族	303	30.30		中性型	202	20.51
贫困与否	贫困	191	19.10		规避型	55	5.58
	非贫困	809	80.90	政治参与 行为	参与	354	37.58
社会身份	村干部或村 民代表	143	14.30		未参与	593	62.42
		普通农民	857	85.70			

注:年龄按世界卫生组织最新分段法划分:44岁及以下为青年,45~59岁为中年,60岁及以上为老年;贫困标准为国家贫困线2300元/年·人;受教育年限按对应学历划分:小学以下为6年及以下,初中为7~9年,高中为10~12年,大学本科及以上为13年及以上。

(二) 模型建构

^① 注:据推论统计的定义公式来看,样本的代表性由3件事决定:随机性、样本数以及抽样方法。

根据理性选择理论，个人是目标最优化或利益最大化的追求者，即趋向于采取最优策略，以最小代价获得最大收益。时下，农民政治参与态度和参与行为决策的关键在于他们多把政治参与当作实现利益诉求或价值愿望的工具，政治参与本身并非目的，当预期目的不能达到时，其政治参与态度与实际参与行为之间便出现“鸿沟”。鉴于农民参与政治更多地是利益取向的偏好或行为，其中又以经济利益取向为主（焦方红，2010），主流经济理论中通常把成本-收益原则（收益最大化）当作人们作出行为决策或表达态度的依据。藉此可分析政治活动中农民参与的外显态度与实际行为之间的偏差及前者对后者的预测性。由于利益最大化是农民政治参与态度与参与行为偏差的内因和最终目标，故而在政治参与态度形成前至参与行为决策的整个过程中，农民均会根据外部环境和内部条件的变化，相机斟酌，权衡投入成本与预期收益。广义上讲，农民政治参与态度与参与行为偏差的成本-收益方程式构建如下：

$$Net_benefit = Pot_benefit \times Prob + Cer_benefit - Tcost \quad (1)$$

(1) 式中，*Net_benefit* 表示农民政治参与态度与参与行为偏差的可期净收益（包括经济性与非经济性收益）；*Pot_benefit* 代指农民政治参与态度与参与行为偏差可能引致的潜在收益；*Prob* 表示潜在收益实现的概率^①；*Pot_benefit* × *Prob* 表示农民的期望收益；*Cer_benefit* 表示农民政治参与态度与参与行为偏差带给他的其他确定性收益或好处，如误工补贴、心理满足、规避风险、价值认同、抢抓机遇以及清算纠纷等；*Tcost* 表示农民为保持政治参与态度与参与行为自治所产生的总成本，主要包括直接经济成本、时间成本、机会成本、风险成本、转换成本和人情成本等。在实证研究中，不少学者通常选择一个或数个具体的政治参与形式（如参与村委会选举、村民代表大会或村民会议）来替代。有鉴于此，本文将政治参与界定为制度性政治参与，旨在探讨农民参与村委会选举的态度与参与行为选择偏差问题。

具体而言，本文以“农民政治参与态度与参与行为选择偏差”为因变量，其程度由农民政治参与的外显态度与实际行为的匹配呈相悖（偏好型态度→不参与，规避型态度→参与）、混沌（中性型态度→参与或不参与）和自治（偏好型态度→参与，规避型态度→不参与）三个等级来度量，该变量并非在问卷中测量，而是经处理后生成。其中，政治参与的外显态度类型根据问卷选项“不愿意”、“无所谓”和“愿意”，依次对应划分为规避型态度、中性型态度和偏好型态度；政治参与行为则分为“参与”和“不参与”两种。虑及农民政治参与态度与参与行为选择偏差是多分类有序变量，按程度大小依序为相悖、混沌和自治，本文拟用有序 Probit 模型进行实证检验，其潜在方程可设为：

$$DEVAB^* = \beta_0 + \beta_1 Character + \beta_2 Economic + \beta_3 Socialcapital + \beta_4 Environment + \varepsilon \quad (2)$$

(2) 式中，*DEVAB** 为不可直接观测的潜变量（*DEVAB* 为因变量），同时，结合前人研究成

^①此参数既受制度层面因素（如政治活动的程序公正性、保障机制健全性、“搭便车”问题等）的作用，也受个体层面因素（如自身和利益相关者的能力、观念、素养等）的影响。

果、理论模型以及实际数据的可获得性，引入控制变量，其中 *Character* 表示一组个人禀赋变量，*Economic* 指代一组经济因素变量，*Socialcapital* 为一组社会资本变量，*Environment* 指代一组环境因素变量， β_0 为常数项， β_1 、 β_2 、 β_3 、 β_4 为以上四组自变量向量对应的估计系数向量， ε 为随机扰动项。

（二）变量设置

除了态度测量方法（取决于量表的科学性）和访谈氛围外，农民政治参与态度与参与行为选择偏差还取决于其他重要因素或外部条件。本文的主要自变量设置如表 2 所示：

（1）个人禀赋，包括受访者年龄、性别、受教育年限、民族、健康状况等指标（参见中国社会科学院农村发展研究所课题组，2011；陈松友，2011；张同龙、张林秀，2013）。年龄不同的农民在政治参与的认知、意愿和关心度方面表现出突出差异。男女政治参与态度或参与行为因先天禀赋、家庭分工等不同而存在性别差异。受教育年限与政治参与行为的相关性是相对的或有条件的，且突出表现在参与意识层面。不同民族农民因宗教信仰、文化习俗各异而形成不同的政治参与偏好。健康状况是衡量农民政治参与能力的重要指标之一。

（2）经济因素，包括误工补贴、最低期望收入和家庭人均消费支出等指标（参见苑鹏、白描，2013；郭君平等，2016）。误工补贴可作为补偿性收益降低农民政治参与的部分实际成本和机会成本。农民最低期望收入越高，其通过政治手段关切、表达及追求自身利益的愿望就越强烈。农民家庭人均消费支出越多，说明经济实力愈强，其对政治生活的兴趣度和关注度就越高。

（3）社会资本，可分为契约型社会资本和关系型社会资本。契约型资本采用婚姻状况、政治面貌、社会身份等指标来度量，关系型资本采用人际关系满意度指标来衡量。相较而言，已婚、党员、村干部或村民代表等诸种身份因能帮助农民获得更多外界支持而有利于其政治参与（焦方红，2010；中国社会科学院农村发展研究所课题组，2011；张同龙、张林秀，2013）。

（4）环境因素，包括就业环境、信息环境和地理环境三个方面。其中，就业环境选择就业地点和主要就业类型两个指标（参见张同龙、张林秀，2013；苑鹏、白描，2013）。信息环境选择是否知悉政治活动时间指标，用于反映村干部传播信息和村民获取信息的条件（参见苑鹏、白描，2013）。对于地理环境，本文设置区位虚拟变量，以西部省份为参照，旨在考察东部、中部、西部地区农民政治参与态度与参与行为选择偏差的区域差异性。

表 2 变量说明与描述性统计

	变量名	变量释义或赋值	均值	标准差	最小值	最大值
因变量	农民政治参与态度与参与行为选择偏差	有序变量（三个等级）；相悖=0，混沌=1，自治=2	0.73	0.85	0	2
自变量						
个体特征	年龄	实际年龄（周岁）	50.13	12.85	17	83
	性别	男=1，女=0	0.61	0.49	0	1
	受教育年限	连续变量（年）	6.40	4.00	0	16

经济学视角下农民政治参与态度与行为选择偏差分析

	民族	是否汉族：是=1，否=0	0.70	0.46	0	1
	健康状况	自评，五分制，5分最高，1分最低	4.29	1.04	1	5
经济因素	误工补贴	政治参与有无误工补贴：有=1，无=0	0.12	0.33	0	1
	最低期望收入	满意的家庭年收入的下限（万元）	9.73	26.22	0	600
	家庭人均消费支出	家庭年消费支出/常住人口（万元）	0.89	1.05	0.03	18.80
社会资本	婚姻状况	是否已婚：是=1，否=0	0.94	0.23	0	1
	政治面貌	是否党员：是=1，否=0	0.17	0.38	0	1
	社会身份	是否村干部或村民代表：是=1，否=0	0.14	0.35	0	1
	人际关系满意度	十分制，10分最高，0分最低	8.18	1.70	0	10
环境因素	就业地点	是否本地就业：是=1，否=0	0.95	0.22	0	1
	主要就业类型	是否非农就业：是=1，否=0	0.30	0.46	0	1
	是否知悉政治活动时间	是否提前知道村委会选举的具体时间：是=1，否=0	0.66	0.48	0	1
	东部省份	辽宁或江苏=1，其他中部、西部三省（区）=0	0.40	0.49	0	1
	中部省份	江西=1，其他东部、西部四省（区）=0	0.20	0.40	0	1

四、模型估计结果与讨论

（一）推断性统计分析

1. 农民政治参与态度与参与行为选择的相关性。如表3所示，农民及其子群体政治参与态度与参与行为选择的相关性较弱，相关系数均未超过0.35。这一结果虽与人们的固有认知不同（如“态度决定行为，行为决定习惯，习惯决定性格”等），但与国外社会心理学家的研究发现类似。根据Lapierre（1934）、Wicker（1969）和Wallace et al.（2005）的研究，态度与行为的直接相关程度非常低，其相关系数大约为0.30~0.50，甚或低于0.30。分不同群体考察农民政治参与态度与参与行为的相关系数，贫困农民的相关系数为0.245，比非贫困农民小0.063；女性农民的相关系数为0.347，较男性农民大0.114；少数民族农民的相关系数为0.297，仅比汉族农民大0.007，两个子群体的相关系数最为相近；已婚农民的相关系数为0.297，比未婚农民大0.036；党员农民的相关系数为0.093，比党外农民小0.180；村干部或村民代表的相关系数为0.155，比普通农民小0.109；异地就业农民的相关系数为0.036，比本地就业农民小0.272，两个子群体的相关系数相差最大；东部农民的相关系数为0.309，分别比中部、西部农民大0.006、0.074。横向对比来看，女性农民政治参与态度与参与行为的相关性最强，非贫困农民其次，异地就业农民最弱。

表3 农民及其子群体政治参与态度与参与行为选择的皮尔逊相关系数

划分标准	子群体	相关系数	划分标准	子群体	相关系数
------	-----	------	------	-----	------

经济学视角下农民政治参与态度与行为选择偏差分析

贫困与否	非贫困农民	0.308	婚姻状况	已婚农民	0.297
	贫困农民	0.245		未婚农民	0.261
性别	男性农民	0.233	政治面貌	党员农民	0.093
	女性农民	0.347		党外农民	0.273
民族	少数民族农民	0.297	社会身份	村干部或村民代表	0.155
	汉族农民	0.290		普通农民	0.264
地理区位	东部农民	0.309	就业地点	本地就业农民	0.308
	中部农民	0.303		异地就业农民	0.036
	西部农民	0.235	全样本	0.295	

2.农民政治参与态度与参与行为选择的偏差性。尽管相关性对于度量农民政治参与态度与参与行为选择之间的偏差程度不可或缺，但因其固有缺陷而不能作为唯一的评判标准，还需透析农民政治参与态度与参与行为选择相悖、混沌或自治的特征化事实。如表4所示，农民及其子群体中政治参与态度与参与行为相悖或混沌的人数占比之和处于11%~78%(极差巨大),但多集中在50%左右,其中,政治参与态度与参与行为相悖或混沌的人数占比之和最低的群体为村干部或村民代表,其次是党员农民群体,最高的是未婚农民群体。基于卡方检验、t检验和单因素方差分析方法,对比互斥独立的农民子群体政治参与态度与参与行为相悖或混沌的人数占比情况,结果表明:非贫困农民(群体)中态度与行为相悖或混沌的人数占比与贫困农民相近,但两个群体差异并不显著;男性农民中态度与行为相悖或混沌的人数占比明显低于女性农民,且两个群体间的差异具有统计学意义;少数民族农民中态度与行为相悖或混沌的人数占比略低于汉族农民,但两个群体差异显著;已婚农民中态度与行为相悖或混沌的人数占比显著低于未婚农民;党员农民中态度与行为相悖或混沌的人数占比远低于党外农民;村干部或村民代表中态度与行为相悖或混沌的人数占比远远低于普通农民,两个群体相差最大;本地就业农民中态度与行为相悖或混沌的人数占比明显低于异地就业农民;东部地区农民中态度与行为相悖或混沌的人数占比显著低于中部、西部地区农民。相应地,以上各群体政治参与态度与参与行为自治的人数占比状况正好相反。

表4 农民及其子群体政治参与态度与参与行为选择偏差

划分标准	子群体	占比(%)			均值	群体差异 卡方检验	群体差异t 检验
		相悖	混沌	自治			
贫困与否	非贫困农民	24.97	20.89	54.14	1.29	3.68	1.36
	贫困农民	31.41	17.28	51.31	1.20		
性别	男性农民	25.65	17.16	57.19	1.32	11.20***	-1.93*
	女性农民	27.06	25.00	47.94	1.21		
民族	少数民族农民	25.08	15.18	59.74	1.35	8.68**	1.78*
	汉族农民	26.69	22.38	50.93	1.24		

经济学视角下农民政治参与态度与行为选择偏差分析

婚姻状况	已婚农民	25.53	20.13	54.34	1.29	4.67*	-2.16**
	未婚农民	37.50	21.43	41.07	1.04		
政治面貌	党员农民	13.22	6.32	80.46	1.67	61.99***	-6.96***
	党外农民	28.93	23.12	47.94	1.19		
社会身份	村干部或村民代表	8.39	3.50	88.11	1.80	80.32***	-8.20***
	普通农民	29.17	22.99	47.84	1.19		
就业地点	本地就业农民	24.71	20.08	55.21	1.31	25.89***	-5.13***
	异地就业农民	55.10	22.45	22.45	0.67		
地理区位	东部农民	19.85	17.37	62.78	1.43	39.10***	(5.43*)
	中部农民	24.75	30.69	44.55	1.20		
	西部农民	33.42	17.72	48.86	1.15		
全样本		26.20	20.20	53.60	1.27	—	—

注：①*、**、***分别表示在 10%、5%、1%的水平上显著；②由于“地区”与“态度的行为预测性（三种类别）”不适于样本均值 t 检验，故采用单因素方差分析，括号内数值即为巴特利特检验所得卡方值。

3. 农民政治参与态度与参与行为选择偏差及其群体差异的讨论。综合农民政治参与态度与参与行为的相关性和偏差性分析可知：第一，农民总体及其多数子群体政治参与态度与参与行为选择之间偏差很大，前者对后者的预测力较弱。这可解释为：①农民政治参与行为多由内隐态度而非外显态度引致；②农民政治参与态度的指向目标与行为目标偏离；③大部分农民政治参与态度的强度不足，易因外部信息和强制力量的影响而多变；④影响农民政治参与态度或参与行为的情境各异。第二，仅极少数农民群体政治参与态度与参与行为偏差较小，即此类人群的政治参与态度具有对参与行为的预测功能，如村干部或村民代表（社会地位较高）、党员农民（有政治身份）和东部地区农民（所处区域经济发展水平高）。此种“特殊”现象之所以存在，其根本原因在于这类“小众”群体政治参与的预期收益和言行相悖的成本比其他农民子群体更高。第三，相较而言，男性农民、汉族农民、党员农民、村干部或村民代表、本地就业农民和东部地区农民等群体政治参与态度与参与行为选择之间的偏差程度分别显著小于女性农民、少数民族农民、党外农民、普通农民、异地就业农民和中西部地区农民，仅贫困农民与非贫困农民在政治参与态度与行为选择之间的偏差上无明显差异。

（二）计量分析

利用 Statal5.0 统计软件，估计模型并检验拟合效果，结果如表 5 所示。表 5 报告了各自变量的回归系数、稳健性标准误和平均边际效应。其中，平均边际效应旨在考量不同影响因素的边际贡献。在检验中，模型整体拟合优度高于中等拟合标准，解释力较强且被证实有效。

1. 个人禀赋。受教育年限对农民政治参与态度与参与行为选择偏差有显著的正向影响。即农民受教育年限每增加 1 年，其政治参与态度与参与行为相悖和混沌的概率分别提高 0.5% 和 0.1%，而自洽的概率下降 0.6%。其表层原因可能是，受教育年限对农民政治参与态度的影响远大于对其政治参与行为的影响（郭君平等，2016），致使农民政治参与态度与参与行为在受教育年限的相同作用下

错位变化或未能协同变化。从深层原因来看，中国农村地区个人教育收益率为13.1%（黄斌、钟晓琳，2012）。这意味着农民受教育年限越长，所获收入回报越多，其政治参与的机会成本也相应越高，最终导致介入基层政治过程的不确定性增大。

2.经济因素。家庭人均消费支出对农民政治参与态度与参与行为选择偏差有显著影响。家庭人均消费支出每增加1万元，农民政治参与态度与参与行为相悖和混沌的概率依序降低2.2%和0.5%，而自洽的概率相应提高2.7%。这表明，农民政治参与态度与参与行为选择偏差与其消费能力之间关联度较大，经济条件好的农民政治参与态度与参与行为相悖或混沌的概率明显低于经济条件差的农民。一般情况下，经济因素是人们政治参与的物质基础和动机激励，农民在社会分层等级中所处的经济地位越高，其政治效能感、政治能力感以及政治参与欲望越强。

3.社会资本。政治面貌、村干部或村民代表身份均对农民政治参与态度与参与行为选择偏差影响显著。相比于党外农民，党员农民政治参与态度与参与行为相悖和混沌的概率分别低7.0%和1.7%，而自洽的概率高8.7%。村干部或村民代表政治参与态度与参与行为相悖和混沌的概率分别比普通农民低15.6%和3.8%，而自洽的概率高19.4%。由于党员农民、村干部或村民代表处于政治精英阶层或与政治精英阶层联系紧密，其利益、声望和地位深嵌于农村政治事务之中，这突出地表现在其村域内社会关系网络广、个人可用资源多等方面。而且，作为政治系统内成员，他们更易受到表彰嘉奖、纪律处分、内外监督、义务责任等制度层面的激励和约束。因此，党员农民、村干部或村民代表政治参与的优势明显，预期收益大于实际成本，总体有“利”可图，他们不参加政治活动的损失或机会成本相对更大，有些代价无法或不愿承受。人际关系满意度对农民政治参与态度与参与行为选择偏差有显著影响。人际关系满意度每提高1个自评等级，农民政治参与态度与参与行为相悖和混沌的概率依序下降1%和0.2%，而自洽的概率提高1.2%。

4.环境因素。就业地点对农民政治参与态度与参与行为选择偏差有显著影响。相较于异地就业农民，本地就业农民政治参与态度与参与行为相悖和混沌的概率分别低9.2%和2.2%，而自洽的概率高出11.4%。对此可能的解释是，本地就业既便于农民政治参与，又能节省通勤时间和经济成本，还能降低外界不可抗力带来的不确定性。是否知悉政治活动时间对农民政治参与态度与参与行为选择偏差有显著影响。即知悉政治活动时间的农民相比于不知道者，其政治参与态度与参与行为相悖和混沌的概率分别低33.5%和8.1%，而自洽的概率高41.6%。这说明在信息不完全和信息不对称的情形下，让农民提前获得政治活动信息，可有效减少他们政治参与态度与实际行为的偏差。

表5 农民政治参与态度与参与行为选择偏差的影响因素

自变量	系数	稳健性标准误	平均边际效应		
			相悖	混沌	自洽
年龄	0.002	0.004	-5E-04	-1E-04	6E-04
性别	0.058	0.095	-0.013	-0.003	0.016
受教育年限	-0.023*	0.013	0.005*	0.001*	-0.006*

经济学视角下农民政治参与态度与行为选择偏差分析

民族	-0.090	0.102	0.021	0.004	-0.025
健康状况	0.060	0.042	-0.014	-0.003	0.017
误工补贴	0.218	0.141	-0.050	-0.012	0.062
最低期望收入	-0.001	0.001	2E-04	1E-04	-3E-04
家庭人均消费支出	0.098**	0.040	-0.022**	-0.005**	0.027**
婚姻状况	0.092	0.177	-0.021	-0.005	0.026
政治面貌	0.307**	0.137	-0.070**	-0.017**	0.087**
社会身份	0.682***	0.174	-0.156***	-0.038***	0.194***
人际关系满意度	0.044*	0.024	-0.010*	-0.002*	0.012*
就业地点	0.404**	0.196	-0.092**	-0.022**	0.114**
主要就业类型	0.100	0.108	-0.023	-0.006	0.029
是否知悉政治活动时间	1.468***	0.092	-0.335***	-0.081***	0.416***
东部省份	0.085	0.118	-0.019	-0.005	0.024
中部省份	0.021	0.120	-0.005	-0.001	0.006
分割点 1	1.424	0.421	—	—	—
分割点 2	2.178	0.422	—	—	—
Log pseudolikelihood			-754.72		
Wald χ^2 (20)			407.36		
Prob> χ^2			0.0000		
Pseudo R ²			0.2212		

注：*、**、***分别表示在 10%、5%、1%的水平上显著。

（三）稳健性检验

为验证上述模型估计结果的稳健性，本文通过替换计量方法进行测试，以期各模型的估计结果相互印证：一是采用有序 Logit 模型回归；二是先将因变量（有序分类变量）处理为二值离散变量^①，再采用二元 Probit 模型回归。结果如表 6 所示，所有自变量的显著性、系数（或平均边际效应）的符号与表 5 中的相比并无本质变化，充分说明本文模型设定合理，实证分析结论总体稳健。

表 6 稳健性检验结果

自变量	有序 Logit 模型				Probit 模型	
	系数	平均边际效应			系数	稳健性标准误
		相悖	混沌	自治		
年龄	0.001	-2E-04	-1E-04	3E-04	0.005	0.005
性别	0.116	-0.015	-0.004	0.019	0.137	0.112
受教育年限	-0.038*	0.005*	0.001*	-0.006*	-0.020*	0.015

^① 处理方法说明：将原来的因变量（属于有序分类变量）中“相悖”、“混沌”两种选项归为一种选项“偏差”，并赋值为 0，另外“自治”选项赋值为 1，如此便得到一个新的因变量（属于二值离散变量）。

经济学视角下农民政治参与态度与行为选择偏差分析

民族	-0.115	0.015	0.004	-0.019	-0.185	0.113
健康状况	0.105	-0.014	-0.003	0.017	0.066	0.050
误工补贴	0.362	-0.047	-0.012	0.059	0.149	0.163
最低期望收入	-0.002	3E-04	1E-04	-4E-04	-0.001	0.002
家庭人均消费支出	0.157**	-0.021**	-0.005**	0.026**	0.137***	0.042
婚姻状况	0.151	-0.020	-0.005	0.025	0.168	0.213
政治面貌	0.521**	-0.068**	-0.017**	0.085**	0.366***	0.138
社会身份	1.235***	-0.162***	-0.040***	0.202***	0.757***	0.177
人际关系满意度	0.082**	-0.010**	-0.003**	0.013**	0.078***	0.028
就业地点	0.689**	-0.090**	-0.023**	0.113**	0.497**	0.255
主要就业类型	0.138	-0.018	-0.005	0.023	0.132	0.125
是否知悉政治活动时间	2.460***	-0.322***	-0.080***	0.403***	1.630***	0.110
东部省份	0.198	-0.026	-0.006	0.032	0.013	0.131
中部省份	0.032	-0.004	-0.001	0.005	-0.157	0.148
常数		—	—	—	-2.935***	0.528
Log pseudolikelihood		-753.31			-445.98	
Wald χ^2 (17)		355.05***			326.45***	
Pseudo R ²		0.2227			0.3292	

注：*、**、***分别表示在 10%、5%、1%的水平上显著。

五、结论与启示

本文以苏、辽、赣、宁、黔 5 省（区）10 县的 1000 位农民为样本，分析了农民及其子群体政治参与态度与参与行为选择偏差的状况，得到的结论如下：

第一，农民政治参与态度与参与行为选择偏差总体较大。除社会地位较高、有政治身份或处于东部地区等极少数农民群体外，其他大部分农民子群体政治参与态度与参与行为选择偏差均很大。换言之，多数农民的政治参与态度对其实际参与行为基本不具有预测作用。

第二，农民政治参与态度与参与行为选择偏差的群体差异显著。除贫困农民与非贫困农民无明显差异外，农民政治参与态度与参与行为选择偏差存在显著的性别差异、民族差异、婚姻状况差异、政治面貌差异、社会身份差异、就业地点差异以及地区差异。据此推知，农民政治参与态度的行为预测性存在相同的群体差异特征。

第三，农民政治参与态度与参与行为选择偏差更多地取决于环境因素和社会资本。受教育年限、家庭人均消费支出、政治面貌、社会身份、人际关系满意度、就业地点以及是否知悉政治活动时间对农民政治参与态度与参与行为选择偏差均有显著影响。其中，仅受教育年限会拉大偏差，其他因素的作用方向相反，且是否知悉政治活动时间、社会身份和就业地点的影响程度最大。与前述同理，农民政治参与态度的行为预测性同样受到以上各因素影响，且其中环境因素和社会资本起主导作用。

基于前文内容和研究结论，得出如下启示：

首先,研究人员在关于农民政治参与态度测评的问卷设计上,必须高度重视量表的信度和效度,并营造宽松的、免受外界干扰的调查环境,最大限度地杜绝农民“内隐态度-外显态度”的分离现象,增强二者的一致性,以保障所测态度的真实性。

其次,是否知悉政治活动时间是影响农民政治参与态度与参与行为选择偏差的最强因素。在城乡一体化背景下,传统村务公开的形式和渠道已难以满足农民尤其是异地就业农民对获取村庄政治活动信息的需求,以信息化作为大数据时代村务公开的新途径、新形式能有效解决当前农村面临的村务信息时滞和信息盲区问题。政府可通过加大农村信息基础设施建设、搭建电子村务记实平台、提升农民(特别是村级信息员、村干部)的信息素养及引导乡村精英带动等措施面向不同区域推进基层村务信息化,优化村务公开和传播方式,推广电子村务和网络参政形式,推进网络参政议政定期化、制度化和长期化,降低政治参与的信息搜寻、采集、加工、传递成本。

第三,深化农村基础教育改革,同时将农民政治文化素质培育摆在更加突出的位置,提高他们政治参与的效率和质量,防止其被边缘化。本文虽证实延长受教育年限会显著拉大农民政治参与态度与参与行为选择偏差,但这并不意味着农村教育工作不重要,相反应转换方式继续强化。不仅如此,更须突出农民政治素质的培养,因为农民政治素质是衡量农村社会政治文明发展水平的重要标志。地方政府可从参政知识、参政能力以及参政品格三个层次全方位着手提升农民政治素质。

最后,推动农民就地就近城镇化、市民化和城乡基本公共服务均等化,增加农民本地就业机会,减少他们政治参与的时间和空间成本。在区域经济社会发展到一定程度后,农民异地城镇化速度将放缓,地方政府可依托有条件的小城镇和新型农村社区,探索农民就近就地城镇化模式,并借助“大众创业、万众创新”的契机,加快人口集聚、产业发展和产城融合,增强当地吸纳农民就业的能力,促使农民就近就业,以便让他们赚钱、顾家、政治参与三不误。

参考文献

- 1.陈松友,2011:《农民制度化政治参与的制约因素及完善对策》,《社会科学家》第1期。
- 2.郭君平、王春来、张斌、吴国宝,2016:《转型期农村妇女政治参与态度与行为逻辑分析——以苏、辽、赣、宁、黔五省(区)为例证》,《中国农村观察》第6期。
- 3.何晓红,2009:《村民自治背景下农民工政治参与的缺失与强化》,《政治学研究》第1期。
- 4.黄斌、钟晓琳,2012:《中国农村地区教育与个人收入——基于三省六县入户调查数据的实证研究》,《教育研究》第3期。
- 5.焦方红,2010:《农民政治参与的制约因素及对策分析——以吉林省为例》,《社会科学战线》第12期。
- 6.塞缪尔·亨廷顿,1988:《变革社会中的政治秩序》,北京:华夏出版社。
- 7.石川、杨锦秀,2009:《流出地农民工家庭政治参与行为及影响因素分析——基于贵州省的调查》,《农业经济问题》第12期。
- 8.王浦劬,1995:《政治学基础》,北京:北京大学出版社。
- 9.魏志超、郭秀艳,2009:《态度形成的内隐机制研究述评》,《心理科学》第1期。

- 10.苑鹏、白描, 2013:《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》第 6 期。
- 11.张红涛、王二平, 2007:《态度与行为关系研究现状及发展趋势》,《心理科学进展》第 1 期。
- 12.张林、张向葵, 2003:《态度研究新进展——双重态度模型》,《心理科学进展》第 2 期。
- 13.张同龙、张林秀, 2013:《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》第 4 期。
- 14.章志光, 1998:《社会心理学》,北京:人民教育出版社。
- 15.中国社会科学院农村发展研究所课题组, 2011:《农村政治参与的行为逻辑》,《中国农村观察》第 3 期。
- 16.郑永兰, 2014:《新生代农民工政治参与:现实困境与改进路径》,《武汉大学学报(哲学社会科学版)》第 6 期。
- 17.周作瀚、张英洪, 2007:《中国农民的政治参与和参政权》,《政治学研究》第 2 期。
- 18.佐斌, 2011:《社会心理学》,北京:高等教育出版社。
- 19.Ajzen, I., 1988: *Attitudes, Personality, and Behavior*, Chicago: The Dorsey Press.
- 20.Baron, R. A., D. Byrnt, and J. Suls, 1988: *Exploring Social Psychology*, Boston: Allyn and Bacon.
- 21.Fazio, R. H., J. Chen, E. C. McDonel, and S. J. Sherman, 1982, "Attitude Accessibility, Attitude-behavior Consistency, and the Strength of the Object-evaluation Association", *Journal of Experimental Social Psychology*, 52(18): 339-357.
- 22.Feather, N. T., 1988, "Values, Valences and Course Enrollment: Testing the Role of Personal Values within an Expectancy-valence Framework", *Journal of Educational Psychology*, 80(3): 381-391.
- 23.Fishbein, M., and I. Ajzen, 1975: *Belief, Attitude, Intention, and Behavior: An Introduction to Theory and Research*, Reading, MA: Addison-Wesley.
- 24.Hagger, M. S., and N. L. Chatzisarantis, 2005, "First and Higher-order Models of Attitudes, Normative Influence and Perceived Behavioural Control in the Theory of Planned Behaviour", *The British Journal of Social Psychology*, 44(4): 513-536.
- 25.Kam, C. D., 2007, "Implicit Attitudes, Explicit Choice: When Subliminal Priming Predicts Candidate Preference", *Political Behavior*, 29(3): 343-367.
- 26.Lapierre, R. T., 1934, "Attitudes versus Actions", *Social Forces*, 13(2): 230-237.
- 27.Payne, B. K., and M. A. Burkley, 2008, "Why Do Implicit and Explicit Attitude Tests Diverge? The Role of Structural Fit", *Journal of Personality and Social Psychology*, 94(1): 16-31.
- 28.Sherman, S. J., J. S. Rose, K. Koch, C. C. Presson, and L. Chassin, 2003, "Implicit and Explicit Attitudes toward Cigarette Smoking: The Effects of Context and Motivation", *Journal of Social and Clinical Psychology*, 22(1): 13-40.
- 29.Verba, S., K. L. Schlozman, and H. Brady, 1995: *Voice and Equality: Civic Voluntarism in American Politics*, Cambridge, MA: Harvard University Press.
- 30.Wallace, S. D., R. M. Paulson, C. G. Lord, and C. F. Bond, 2005, "Which Behaviors Do Attitudes Predict? Meta-analyzing the Effects of Social Pressure and Perceived Difficulty", *Review of General Psychology*, 9(3): 214-227.
- 31.Wicker, A. W., 1969, "Attitudes versus Actions: The Relationship of Verbal and Overt Behavioral Responses to Attitude Objects", *Journal of Social Issues*, 25(4): 41-78.

32.Ziegler, R., A. V. Schwichow, and M. Diehl, 2005, "Matching the Message Source to Attitude Functions: Implications for Biased Processing", *Journal of Experimental Social Psychology*, 41(6): 645-653.

(作者单位: ¹ 中国农业科学院农业经济与发展研究所;
² 中国社会科学院农村发展研究所)
(责任编辑: 董 翀)

The Attitude-Behavior Gap in Farmers' Political Participation: An Economic Analysis

Guo Junping Qu Song Xia Ying Wu Guobao

Abstract: Using a sample of 1000 rural households from 10 counties in 5 provinces, this article analyzes the attitude-behavior gap in farmers' political participation from the perspective of economics. It finds that political participation attitudes of farmers and their subgroups are weakly related to their behaviors, all the correlation coefficients being less than 0.35; the proportion of farmers having the attitude-behavior gap in different groups lies between 11% and 59%, but mostly around 50%. The study indicates that there is a large attitude-behavior gap in general and in most subgroups, except in a very small number of farmers having higher social status and political identity or living in the eastern region. Moreover, the difference in attitude-behavior gap can be observed in variations of gender, ethnicity, marital status, political affiliation, social identity, employment location and region, but not that one is in poverty or not. Furthermore, the attitude-behavior gap differs by education level, consumption expenditure per capita, political affiliation, social identity, interpersonal satisfaction, employment location and political activity time. Among these, only education level is found to possibly widen the gap, while other factors have opposite impacts, with political activity time, social identity and employment location exerting the strongest influence.

Key Words: Farmer; Political Participation; Gap; Explicit Attitude; Actual Behavior