

责任意识、资源禀赋与农民 社会治理参与水平

马艳茹,田北海*

(华中农业大学农村社会建设与管理研究中心/
农村减贫与发展研究中心,湖北武汉430070)



摘要 基于内生动力与可行能力的二元解释框架,采用鄂、湘、黔、川四省的调查数据,分析了责任意识与资源禀赋对农民社会治理参与水平的影响。研究发现,农民社会治理参与水平偏低,呈现出“政治建设参与>文化建设参与>社会服务参与>经济建设参与”的结构特征。其中,较之没有外出务工经历的农民,回流农民社会治理参与水平更低。责任意识和资源禀赋均对提升农民社会治理参与水平有积极影响,且在青年农民和回流农民群体中更加显著。此外,控制变量中的利益相关度、自我效能感也对农民社会治理参与水平有积极影响。为此,在乡村治理实践中,要突出农民主体地位,强化农民责任意识、完善利益联结机制,提升农民资源禀赋与自我效能感。

关键词 责任意识;资源禀赋;内生动力;可行能力;社会治理参与

中图分类号:D422.6 **文献标识码**:A **文章编号**:1008-3456(2022)04-0169-12

DOI编码:10.13300/j.cnki.hnwkxb.2022.04.015

全面实施乡村振兴战略,治理有效是基础。打造共建共治共享的社会治理格局,离不开公众参与。《乡村振兴战略规划(2018—2022年)》强调要发挥农民在乡村振兴中的主体作用。可见,无论是打造共建共治共享治理新格局还是实施乡村振兴战略,都离不开农民的积极参与。然而,我国乡村治理面临着农民参与积极性不高、参与水平低的现实困境。如,崔晓芳指出,普通农民在乡村治理中处于“集体失语”状态^[1];张翠娥等基于对鲁、浙、赣、鄂、川五省的调研发现,42.8%的农民从未参加过任何社会治理活动^[2];本课题组基于在鄂、湘、黔、川四省的调研发现,23.19%的农民从未参加过任何社会治理活动。制度建设、经济发展、文化传统等结构情境与农民的主体性均是影响农民社会治理参与的重要因素。当前,学界对结构情境制约的探讨已较为透彻,但对农民主体性的研究相对较少。因此,聚焦农民主体性、深化农民社会治理参与研究显得尤为必要。

一、文献回顾

在构建共建共治共享新格局背景下,农民社会治理参与成为学界关注的热点问题。具体来说,学界围绕乡村社会治理参与现状及其影响因素两个方面展开了研究。

1. 乡村社会治理参与现状

多元化主体参与是我国乡村治理实践的基本样态,但不同类型主体的参与方式和参与效果存在差异。

(1)组织化主体通过地缘关系、血缘关系、利益关系将农民组织起来进而形成乡村公共事务的治理力量。如,各地农村通过治理单元下沉、重塑自治主体等手段^[3],探索成立了“村民理事会”“道德评

收稿日期:2022-02-11

基金项目:国家社会科学基金重点项目“乡城人口迁移中回流农民的社会再适应及治理机制研究”(17ASH013)。

*为通讯作者。

议会”“乡贤参事会”等村民自治组织,以“微自治”的方式激发基层自治活力;农民专业合作社以经济要素为纽带将农民组织起来,通过“利益导控”引导农民行为,进而发展成为集经济实力、组织认同、权威基础为一体的新型治理主体^[4];外来企业通过“资本下乡”进入农村,与土地结合实现与农民的联系,可能对农村社会治理产生积极效应,亦可能吸纳村庄非正式权威破坏村庄稳定环境^[5],这取决于外部资本能否嵌入村庄社会^[6]。在宗族地区,宗族制度权威能在正式制度权威缺位、失灵时进行有益补充,与正式制度共同推动乡村治理^[7]。

(2)乡土精英因其丰富的行政、经济、文化资源成为基层治理的重要力量。如,以驻村工作队为代表的干部通过非科层化运作的方式,打破了传统乡村治理功能分割的困局,提升了乡村治理水平^[8];以村干部为代表的能人、以创业农民为代表的富人、以教师为代表的有文化和有威望的人利用自身资源推动村庄公共事务发展,在基层社会治理中发挥带头引领效应。

(3)普通农民在乡村治理实践过程中处于被动的弱势地位。我国乡村治理体制仍保持集权化和行政化特征,村务决策由少数干部操控^[9]。与农民自身利益相关的大多数决策,农民很少有参与的机会;对于村庄公共事务,农民的参与权、利益表达权以及监督权也未被重视^[10]。即使农民参与了包括选举在内的制度性活动,其对于决策的影响也是有限的,因而除了常见的日常抵抗和依法抗争外,农民参与选举的积极性也相对不足^[11]。总的来说,农民在乡村治理中的作用尚未得到应有的重视。

2. 农民社会治理参与的影响因素

关于农民社会治理参与的影响因素,已有研究主要从结构性视角和主体性视角展开分析。

(1)结构性视角认为,制度环境、经济环境和文化传统是影响农民参与乡村治理的重要因素。第一,就制度环境而言,首先,村民自治制度不健全,难以提供有效的制度保障。相关制度多为原则性规定,没有建立可操作化的程序性制度,缺乏民主协商和沟通协调的平台^[12],导致选举制度走过场、民主管理与监督形式化、农民的利益难以通过参与行为得到满足,最终造成农民对乡村治理参与的冷漠^[13]。其次,村民自治制度执行不规范,难以发挥村民的作用。政府“大包大揽”、过度主导的行为将农民排斥在参与范围之外;地方政府及其负责人权力集中,难以得到有效的监督和约束,侵犯了农民的表达权^[14];基层干部对上负责、对下消极的方式挤压了农民的参与空间^[15]。最后,基层党组织力量薄弱,难以激发农民参与治理的积极性。基层民主建设弱化、虚化,村委会缺乏凝聚力、号召力,党员干部工作适应能力偏低,与农民群众关系不密切,无法有效调动农民在基层治理实践中的自主性和积极性^[16]。第二,就经济环境而言,在城乡发展不均衡背景下,农村劳动力大规模外流,这是造成农民参与不足的客观原因^[17]。对非流动农民来说,发达的集体经济有利于提高农民的参与意识和参与能力,集体经济瓦解会造成农民与村庄依赖关系的解体,进而导致乡村治理中的农民不合作、不参与问题^[18]。第三,就文化传统而言,我国农村长期以来民主自治文化缺失,农民主体意识薄弱,讲究人情,淡漠法制,这会严重影响农民参与村庄公共事务的价值观和行为^[19]。

(2)主体性视角认为,参与意识和参与能力是影响农民参与乡村治理的重要因素。其中,工具理性视角认为,农民的行动受“投资逻辑”决定,农民是否参与环境治理取决于在参与行为中的利益得失^[20]。有研究发现,利益相关程度与农民的参与行为密切相关^[21]。如,广大农民为了获取生产资料,愿意将大部分精力放在经济活动中,而非无法给自己带来经济收入的村务治理中^[13]。价值理性视角认为,农民是社会性的个体,其社会治理参与受责任与义务等社会规范影响,是以公共利益为行为取向的社会行为。有研究指出,责任意识有利于提升农民社会治理参与意愿^[22],在乡村建设行动中承担责任的农民可能会成为更成熟的积极公民^[23]。参与能力分为主观能力和客观能力。就主观能力而言,效能感是重要的心理资源,它可以有效提升农民的政治参与水平,其影响在不同时期^[24]、不同性别^[25]、不同参与经验^[26]的个体身上具有一定的稳定性。就客观能力而言,行动者实践不可避免地受到内外部资源条件的约束,其中资源禀赋是影响农民社会参与实践的重要条件。以收入水平为主的经济地位、以受教育程度为主的人力资本、以党员身份为主的政治资本以及以关系网络为主的社会资本等资源禀赋均会影响农民社会参与。需要指出的是,在不同的研究中,收入水平、受教育程度等因

素对农民社会参与的影响是不一致的^[27-28],上述因素对于农民社会治理参与行为的影响效应有待进一步验证。

关于乡村社会治理参与的成果较为丰富,但在以下方面有待拓展。其一,从研究对象看,学界大多关注基层自治组织、农村专业合作组织、乡村精英等治理主体,忽视了治理资源较少的农民群众的作用。其二,从研究内容看,已有文献多探讨农民的政治参与、经济参与,对于文化建设参与、社会建设参与的关注较少,这无法呈现农民参与乡村治理的整体图景。其三,从研究视角看,学界从结构性视角探讨影响农民社会参与的宏观条件已经形成共识,从主体性视角入手的既有研究多将农民社会治理参与视为工具理性行为,忽视了公共精神、责任意识等价值理性要素的影响,因此从主体性视角开展研究仍有较大拓展空间。其四,从研究方法看,通过设计科学量表将农民社会参与行为进行操作化的定量研究相对较少。

基于上述分析,本文拟以农民为研究对象,采用鄂、湘、贵、川四省的调研数据,聚焦于农民参与的主体性因素,从内生动力和可行能力两个维度探讨责任意识与资源禀赋对农民社会治理参与水平的影响。

二、分析框架与研究假设

1. 分析框架

农民能否真正在乡村治理中发挥作用,取决于其参与行为。目前,学界对于影响农民参与行为的结构因素研究已经比较充分。有待深入探究的问题是,在结构情境给定条件下,农民的参与行为是否以及如何受到内生动力和可行能力等主体因素的影响?

基层社会治理参与并非纯粹的经济行为,而是一种积极、能动的社会理性行动^[29]。社会行为与行动者动机直接相关。基于行动者动机,理性行为可以划分为工具理性和价值理性两种理想类型。然而,正如韦伯所言,社会行为的动机是复杂的,往往是多种动机的混合。在乡村治理参与实践中,农民有追求生存理性的私利性,也有追求乡村利益的公共性,其社会治理参与既可能受到工具理性因素的影响,也可能受到价值理性因素的影响。

当前,学界多从工具理性视角分析农民的治理参与行为,从价值理性视角关注农民治理参与行为的研究较为欠缺,这恰恰是本文的关注重点所在。一般而言,责任意识是价值理性因素中的重要变量。作为一种内化于心的力量,责任意识不仅代表着农民对公共事务的态度和关注度,还构成了农民参与社会治理的内生动力。然而,有内生动力并不必然产生社会治理参与行为。从内生动力转化为实际行动,还离不开相应的可行能力。可行能力是一种实现各种可能的功能性活动组合的实质自由^[30],是理解农民社会治理参与行为的重要能动因素。对农民而言,可行能力包括主观的自我效能感与客观的资源禀赋。其中,资源禀赋体现为经济地位、人力资本、政治资本和社会资本这四个维度。如前所述,关于自我效能感对农民参与行为的影响,学界的研究已较为充分,为此,本文重点关注可行能力的另一个方面——资源禀赋对农民参与行为的影响。

基于上述观点,本文构建了基于内生动力与可行能力的二元分析框架,探讨意识和资源禀赋对农民社会治理参与水平的可能影响(如图1)。

2. 研究假设

(1)责任意识与农民社会治理参与水平。责任反映了一个人对他人或群体的职责和使命,责任意识是一种积极的认知和情感态度。行为博弈实验表明,责任意识是影响个体行为决策的重要因素,具有较强责任意识的个体表现出更多的符合社会规范期望的行为^[31]。农民参与公共事务的行为结合了自身的利益性和对他人的责任意识,利益和情感是其参与社区公共事务的原动力^[32],责任意识将这种参与行为转化为持续自觉参与的动力^[33]。而缺乏责任意识的居民则不觉得社区建设与自己有什么关系,认为社区公共事务是精英的事务,是老板、政治家的事务,这种观念制约了人们的参与行为^[34]。

对农民来说,责任意识分为公共责任意识和家乡责任意识。有一定公共责任意识的农民,具有关心公共利益并勇于维护自身正当利益的积极态度和精神风貌^[35],一般情况下能主动地参与公共事务。有一定家乡责任意识的农民,他们往往对村庄事务参与拥有较低的心理成本,对于参与行为所带来的村庄改善结果预期较好^[36],且会在乡村治理场域中充分发挥典型示范与带动作用。由此,责任意识是农民开始并持续参与乡村治理的内生动力,责任意识越强,其参与基层社会治理的意愿越高,也就越可能产生基层社会治理参与行为。基于以上分析,本文提出如下假设:

H₁:责任意识越强,农民社会治理参与水平越高。

(2)资源禀赋与农民社会治理参与水平。基于资本的实践理论认为,行为主体会根据自身条件做出合适的选择^[37]。对于农民而言,自身条件多体现于所拥有的经济地位、人力资本、政治资本和社会资本。经济地位是经济资本的体现形式,其决定了农民社会参与的物质基础。人力资本对人们的行为方式有深刻影响,受教育程度、互联网使用程度代表着农民对现代知识的积累和新兴技术的掌握程度,是农民人力资本的主要测量指标。高学历、熟练运用互联网的人才在提高农村治理效能、产业兴旺程度和现代化程度方面大有可为^[38]。政治身份承载着相应的责任,也意味着拥有一定的资源,党员身份和基层干部身份均有利于农民投身村庄公共事务^[27]。社会资本是一个人可以有效调动的关系网络规模以及这些关系网络中蕴含的各种资源。社会网络资源丰富、社区交往状况较好的农民可以较好地获得并分享关于活动参与的信息,增强网络成员的集体行动意识,影响其行为决策,从而对基层社会治理参与行为产生积极影响^[39]。有研究表明,家庭广泛的亲友关系^[40]、与村委会的广泛接触^[2]可以提高农民参与村庄公共事务的意愿,遵循普遍互惠关系的社区可以更有效地解决集体行动困境^[41]。由此,农民的资源禀赋为其有效参与基层社会治理提供了条件。基于以上分析,本文提出如下假设:

H₂:资源禀赋越高,农民社会治理参与水平越高。

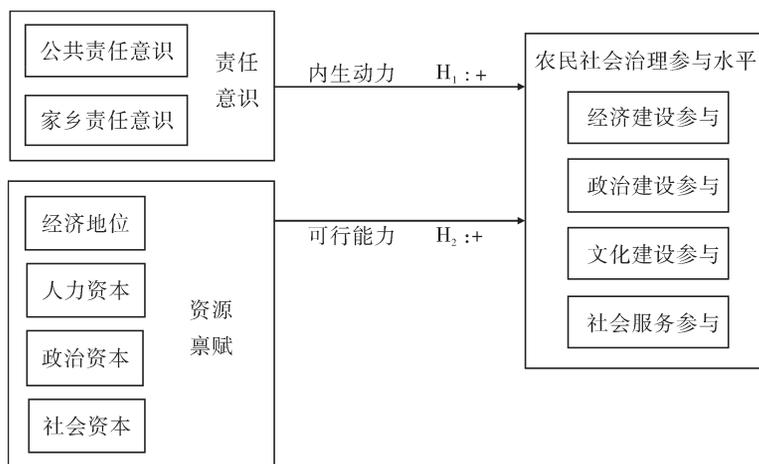


图1 分析框架

三、数据、变量与方法

1. 数据来源

本文研究数据源于课题组于2018年8月至9月以及2019年7月至8月的问卷调查。调查样本选取方式如下:首先,根据回流人口分布特征,在中西部地区选取湖北省枣阳市和谷城县、湖南省醴陵市和攸县、四川省广汉市和罗江区、贵州省播州区和正安县8个县(市、区)。其次,在以上每个县(市、区)分别抽取4~6个行政村(小区)、4个企业以及1条商业街。最后,在每个行政村(小区)进行系统抽样、在企业采取整群抽样、在商业街进行立意抽样开展问卷调查。调查共回收有效问卷1644份,其中农民问卷1144份,居民问卷500份。剔除关键变量缺失值后,最终获得适合本研究的农民样本914个。

2. 变量及测量

(1)被解释变量。本文的被解释变量是农民社会治理参与水平,具体包括农民对经济建设、政治建设、文化建设和社会服务4个领域的参与水平,用农民实际参与的行为类型数进行测量。对于经济建设参与行为,通过询问受访者“您是否参加过下列助推本地经济发展的活动?”进行测量,选项包括向相关部门提供咨询建议、为就业困难人员提供就业信息、分享经营经验等11项。本文将参与1种及以上经济建设活动的赋值为1,将未参与任何经济建设活动的赋值为0,生成“是否参与经济建设”变量。同理,将参与过“作为选举人参与社区选举活动”“作为被选举人参与社区选举活动”“向社区提建议”等10项政治建设活动中任何1项活动的赋值为1,将未参与任何政治建设活动的赋值为0,生成“是否参与政治建设”变量;将参与过“捐建社区文体活动室”“群众性娱乐活动”“科普教育活动”等10项文化建设活动中任何1项活动的赋值为1,将未参与任何文化建设活动的赋值为0,生成“是否参与文化建设”变量;将参与过“照顾老人、儿童或残障人士”“社区环境绿化活动”“帮扶困难群众”等7项社会服务活动中任何1项活动的赋值为1,将未参与任何社会服务活动的赋值为0,生成“是否参与社会服务”变量。将以上4项指标的得分相加,得到“农民社会治理参与水平”这一计数型变量。

(2)解释变量。本文的解释变量是农民的责任意识水平和资源禀赋水平。责任意识水平通过询问受访者对以下8个题项的认可程度进行测量。即:“我有责任向政府有关部门反映自己的意见、建议”“我有责任帮助利益受损的弱势群体寻求解决途径”“我有责任在公共场合主动反映群众的意见”“我有权利揭发和举报相关违法乱纪现象”“我有责任为促进家乡经济发展献一份力”“我有责任为促进家乡文化繁荣献一份力”“我有责任为促进家乡政治建设献一份力”和“我有责任为促进家乡社会建设献一份力”。将受访者对每个题项的回答按如下规则赋值:“完全不同意=1;不太同意=2;一般=3;比较同意=4;完全同意=5”。8个题项信度测量的Cronbach's α 系数为0.912,表明信度非常高;KMO值为0.904,Bartlett球形检验的近似卡方值为7959.141,相伴概率值为0.000,表明适合做因子分析。通过主成分法提取到两个公因子,分别命名为“公共责任意识因子”和“家乡责任意识因子”,根据各自的解释方差生成一个复合因子,将其命名为“责任意识因子”^①,取值范围为1~100。

资源禀赋水平由经济地位、人力资本、政治资本和社会资本4个指标构成。其中,经济地位是一个主观变量,根据受访者的回答赋值。人力资本由受教育程度和互联网使用频度两个题项组成。政治资本由党员身份和基层干部身份两个题项组成,分别通过询问受访者“是否为中共党员”和“是否为村镇干部”进行测量。社会资本包括社会网络资源和社区交往状况两个指标。前者通过询问受访者“与您关系较为密切的亲友有多少人?”“与您关系较为密切的村干部有多少人?”并取两类人数之和进行测量;后者通过询问受访者与村民对各项互动行为的频繁程度进行测量,具体互动活动包括“见面时打招呼”“在一起拉家常”“逢年过节互致问候”“平时互相串门”“日常生活相互帮点小忙”“对方有经济困难时借钱捐物”等15项,将受访者对各项互动频度的回答作如下赋值:“从不=1;很少=2;偶尔=3;经常=4”。以上15个题项的Cronbach's α 系数为0.867,说明信度非常高;KMO值为0.885,Bartlett球形检验的近似卡方值为4788.024,相伴概率值为0.000,表明适合做因子分析。通过主成分法提取出3个公因子,根据各自的解释方差,生成一个复合因子,将其命名为“社区交往因子”。最后,采用熵值法对各指标进行赋权,进而通过加权平均法算出农民的综合资源禀赋水平,取值范围为0.003~0.920。

① 责任意识因子=公共责任意识因子 \times 32.42%+家乡责任意识因子 \times 49.23%。为使因子数值更为直观,本文将因子值转为1~100之间的数值(下文的因子分析作同样处理)。此处的家乡责任意识因子和公共责任意识因子均是未经转换的因子值。

(3)控制变量。除上述解释变量外,根据既有的研究,本文还纳入了性别、年龄、健康状况、农民类型、县域特征、利益相关度和自我效能感作为控制变量。所有变量的信息见表1。

表1 变量的含义及描述性统计

变量名称	变量含义和赋值	均值	标准差
被解释变量			
农民社会治理参与水平	农民参与经济建设、政治建设、文化建设和社会服务建设行为的数量:未参与=0;参与1种=1;参与2种=2;参与3种=3;参与4种=4	1.914	1.482
核心解释变量			
责任意识			
责任意识因子	个体的责任意识:取值为1~100	81.153	18.586
公共责任意识因子	个体参与公共事务的责任意识:取值为1~100	72.945	15.014
家乡责任意识因子	个体参与家乡建设的责任意识:取值为1~100	68.714	16.141
资源禀赋			
综合资源禀赋	个体资源禀赋的综合评价:取值为0.003~0.920	0.216	0.238
经济地位	个体对经济地位的主观评价:下层=1;中下层=2;中层=3;中上层=4;上层=5	2.214	0.915
人力资本			
受教育程度	个体受教育程度:小学及以下=1;初中=2;高中、中专、技校=3;高职高专=4;本科及以上=5	2.464	1.006
互联网使用程度	对互联网(包括手机上网)的使用:从不=1;很少=2;有时=3;经常=4;总是=5	3.665	1.281
政治资本			
党员身份	是否为中共党员:党员=1;非党员=0	0.168	0.375
基层干部身份	是否为村镇干部:村镇干部=1;非村镇干部=0	0.206	0.404
社会资本			
社会网络资源	与自己关系密切的亲友、村干部数量	14.582	20.789
社区交往因子	个体与村民的交往状况:取值为1~100	69.526	17.771
控制变量			
利益相关度	个体需求和利益受村内公共活动影响的程度:取值为0~6	1.803	1.581
自我效能感	个体对自身参与公共事务能力的主观评价:取值为1~100	53.364	23.612
性别	男=1;女=0	0.553	0.498
年龄	调查时受访者的实际年龄	40.601	10.890
健康状况	受访者健康状况:患病=1;体弱=2;健康=3	2.825	0.525
农民类型	是否为回流农民:回流农民=1;非回流农民=0	0.559	0.497
所在县(市、区)	枣阳市=1;其他=0	0.111	0.314
	谷城县=1;其他=0	0.114	0.318
	广汉市=1;其他=0	0.107	0.310
	罗江区=1;其他=0	0.147	0.354
	播州区=1;其他=0	0.116	0.320
	正安县=1;其他=0	0.127	0.333
	攸县=1;其他=0	0.130	0.337
	醴陵县=1;其他=0	0.149	0.356

3. 研究方法

(1)熵值法。资源禀赋是对农民经济地位、人力资本、政治资本与社会资本的综合考量,因测量指标较多,且指标量纲各异,难以测量农民的综合资源禀赋水平。而熵值法可以通过消除指标量纲差异、对各指标进行客观赋权等方式解决该问题。参照相关研究的处理方法^[42],本文利用熵值法对各资源禀赋指标进行赋权,通过加权平均得到农民综合资源禀赋水平。该方法的具体步骤如下:

构建原始数据矩阵 $X = (x_{ij})_{n \times m}$, x_{ij} 表示第 i 个农民的第 j 个指标的观测值, $i=1, 2, \dots, n; j=1,$

2, ..., m。为消除指标量纲对结果的影响,对原始数据矩阵进行极值标准化处理,得到标准化的矩阵 x'_{ij} :

$$x'_{ij} = \frac{x_{ij} - \min x_{ij}}{\max x_{ij} - \min x_{ij}} \quad (1)$$

对标准化的矩阵进行列向量归一化,得到比重矩阵 $P = (p_{ij})$:

$$p_{ij} = x'_{ij} / \sum_{i=1}^n x'_{ij} \quad (2)$$

确定第 j 个指标的信息熵值 e_j 与信息效用价值 d_j , 常数 $k = 1/\ln(n)$:

$$e_j = -k \sum_{i=1}^n p_{ij} \ln(p_{ij}), d_j = 1 - e_j \quad (3)$$

计算第 j 个指标的权重 w_j 和综合评价价值 s_i :

$$w_j = d_j / \sum_{j=1}^m d_j, s_i = \sum_{j=1}^m w_j p_{ij} \quad (4)$$

(2)模型选择。本文的核心被解释变量是一个计数型数据,故采用Poisson回归模型估计解释变量的影响。子维度的被解释变量为是否参与经济建设、政治建设、文化建设和社会服务,均为二元离散变量,故采用Logit回归估计解释变量的影响。

Poisson回归模型。在泊松分布中,被解释变量 $Y_i = y_i$ 的概率由参数为 λ_i 的泊松分布决定, $P(Y_i = y_i | x_i)$ 表示在 x_i 的条件下 $Y_i = y_i$ 的条件概率, $y_i!$ 表示 y_i 的阶乘, λ_i 是这个分布的唯一参数:

$$P(Y_i = y_i | x_i) = \frac{e^{-\lambda_i} \lambda_i^{y_i}}{y_i!} (y_i = 0, 1, 2, \dots) \quad (5)$$

$\lambda_i > 0$ 为“泊松到达率”,表示事件发生的平均次数。泊松分布的期望与方差均等于泊松到达率,即:

$$E(Y_i | x_i) = \text{Var}(Y_i | x_i) = \lambda_i \quad (6)$$

为保证 λ_i 为正数,对上述公式进行变化,泊松回归模型的基本形式如下。 $\exp(\dots)$ 表示以 e 为底的指数函数, β_k 是系数向量, x_{ik} 是自变量:

$$\ln \lambda_i = \sum_{k=1}^K \beta_k x_{ik} \Rightarrow \lambda_i = \exp\left(\sum_{k=1}^K \beta_k x_{ik}\right) \quad (7)$$

Logit回归模型。公式(8)中, P 表示参与行为的发生概率, β_0 是常数项, β_i 是系数向量, x_i 是自变量, ϵ 为误差项:

$$\text{Logit}\left(\frac{P}{1-P}\right) = \beta_0 + \sum \beta_i x_i + \epsilon \quad (8)$$

四、结果分析

1. 农民社会治理参与水平的结构特征

农民社会治理参与水平的均值为1.914,整体参与水平有待提高。具体来看,从未参与基层治理活动的农民占比23.19%,有1类、2类、3类和4类基层治理参与行为的占比依次为22.54%、16.19%、15.86%和22.21%。就农民类型而言,回流农民与非回流农民社会治理参与水平的均值分别为1.841、2.005, t 检验结果显示回流农民社会治理参与水平显著更低($t=1.658, P=0.098$)。可见,回流农民在社会治理参与中的骨干作用尚未充分发挥。就社会治理活动类型而言,农民社会治理参与水平呈现出“政治建设参与(0.536) > 文化建设参与(0.479) > 社会服务参与(0.452) > 经济建设参与(0.446)”的结构特征。可能的解释是,在农村实践中基层自治活动参与为刚性要求,其他活动参与多为弹性倡议。此外,与文化建设、社会公益活动相比,经济发展活动对知识、技能、资金等专业水平或资源条件要求较高,农民担心自身条件达不到而不愿参与,或因条件确实达不到而不能参与,导致经

济发展活动的参与比例相对较低,这也体现了可行能力不足对个体参与实践的影响。

2. 农民社会治理参与水平的影响因素

本文采用Poisson回归模型估计农民社会治理参与水平的影响因素,采用Logit回归模型估计子维度变量的影响因素。模型1的被解释变量为社会治理参与水平,模型2至模型5的被解释变量依次为是否参与经济建设、是否参与政治建设、是否参与文化建设和是否参与社会服务。估计结果见表2。

表2 责任意识、资源禀赋对农民社会治理参与水平影响的基准模型

N=914

统计项	社会治理参与水平	是否参与经济建设	是否参与政治建设	是否参与文化建设	是否参与社会服务
	模型1	模型2	模型3	模型4	模型5
	Exp(B)	Exp(B)	Exp(B)	Exp(B)	Exp(B)
自变量					
责任意识因子	1.008*** (0.002)	1.016*** (0.005)	1.021*** (0.005)	1.018*** (0.005)	1.012** (0.005)
综合资源禀赋	2.264*** (0.166)	7.213*** (2.775)	11.796*** (5.253)	27.015*** (11.379)	72.316*** (34.909)
控制变量					
利益相关度	1.073*** (0.013)	1.267*** (0.065)	1.127** (0.059)	1.216*** (0.066)	1.355*** (0.079)
自我效能感	1.004*** (0.001)	1.017*** (0.004)	1.003 (0.004)	1.011*** (0.004)	1.009** (0.004)
性别	1.115** (0.054)	1.405** (0.229)	1.175 (0.191)	0.954 (0.154)	1.499** (0.252)
年龄	1.052*** (0.014)	1.254*** (0.069)	1.065 (0.060)	1.057 (0.049)	1.049 (0.056)
年龄的平方	1.000*** (0.000)	0.997*** (0.001)	1.000 (0.001)	0.999 (0.001)	1.000 (0.001)
健康状况	1.064 (0.043)	1.333* (0.231)	0.978 (0.151)	1.213 (0.179)	1.205 (0.196)
农民类型	1.006 (0.045)	1.258 (0.210)	0.830 (0.138)	0.928 (0.151)	1.203 (0.203)
所在县(市、区)	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制
常数项	0.096*** (0.033)	0.000*** (0.000)	0.005*** (0.007)	0.005*** (0.005)	0.002*** (0.002)
Pseudo R ²	0.118	0.189	0.208	0.178	0.252

注:①表中报告的结果是发生比;②括号内的数值为稳健性标准误;③***、**、*分别表示在1%、5%、10%水平上显著;④年龄的平方的发生比在取近似值前小于1。下同。

(1)责任意识、资源禀赋对农民社会治理参与水平的影响。模型1的估计结果显示,责任意识能显著促进农民社会治理参与,其每提升1个单位,农民社会治理参与水平提高0.8%($P<0.01$)。资源禀赋能显著提升农民社会治理参与水平,其每增加1个单位,农民社会治理参与水平提升126.4%($P<0.01$)。可见,责任意识、资源禀赋对农民社会治理参与水平具有较强的解释力, H_1 、 H_2 均初步通过验证。控制变量中,利益相关度、自我效能感、年龄与农民社会治理参与水平显著正相关,年龄的平方与农民社会治理参与程度显著负相关,男性农民的社会治理参与水平更高。可见,利益相关度、自我效能感是促进农民参与村庄公共事务的重要解释变量,这与既有研究的结论一致。年龄与农民社会治理参与水平呈倒“U”形关系,即:在早期阶段,农民的社会治理参与水平会随年龄增长而提高,但当年龄增长到某个拐点后,农民的社会治理参与水平会随年龄的进一步增长而下降。受传统性别文化影响,男性农民作为户主参与基层社会治理活动较多,而女性农民则因忙于家庭内部事务无暇

参与社会治理。

(2)责任意识、资源禀赋对农民是否参与经济、政治、文化建设和社会服务活动的影响。估计结果显示,责任意识与资源禀赋能显著促进农民参与经济建设、政治建设、文化建设和社会服务活动,且均在1%的统计水平上显著, H_1 和 H_2 在各子维度通过验证。责任意识因子每提高1个单位,农民参与经济建设、政治建设、文化建设和社会服务的发生比依次增加1.6%、2.1%、1.8%和1.2%;综合资源禀赋每增加1个单位,农民参与经济建设、政治建设、文化建设和社会服务的发生比将变成原来的7.213倍、11.796倍、27.015倍和72.316倍。比较而言,资源禀赋对农民社会服务参与的促进效应最强,责任意识对农民政治建设参与的促进效应最强。可能的解释是,资源禀赋为人们参与社会服务活动提供了能力保障,责任意识则使农民更关注基层选举等关系村庄公共利益的政治建设活动。控制变量中,利益相关度与4个维度的治理参与行为均显著正相关,自我效能感与农民参与经济建设、文化建设和社会服务活动显著正相关,男性农民参加经济建设、社会服务活动的发生比是女性农民的1.405倍和1.499倍,年龄与经济建设参与呈倒“U”型关系。

综上,责任意识与资源禀赋均显著提高了农民社会治理参与水平,说明农民将“建设家乡”的社会规范期望内化为个体规范,产生了合乎价值理性的行为取向,并从资源禀赋中获得了社会治理参与的客观能力。此外,利益相关度与自我效能感也具有显著的积极效应,体现了合乎工具理性的行为取向,以及主观参与能力的重要性。由此来看,农民社会治理参与是一种兼具工具理性与价值理性的社会行为,资源禀赋与效能感是重要的能力保障因素。

3. 主效应的稳健性检验

为了进一步验证责任意识和资源禀赋对农民社会治理参与水平的影响关系,本文采用换模型、换因变量和换自变量的测量方式进行验证。具体来说,模型6将社会治理水平当作定序变量,进行Ordered Probit回归;模型7将因变量更换为“是否参与社会治理”二分变量,进行Logit回归;模型8用“公共责任意识因子”和“家乡责任意识因子”测量责任意识,进行Poisson回归。表3中模型6、模型7与模型8的估计结果与上文分析无显著差异,说明回归结果是稳健的。

4. 责任意识与资源禀赋对农民社会治理参与水平的异质性分析

(1)出生队列的异质性影响。在一定的社会环境下责任意识与资源禀赋都会影响农民的社会治理参与水平,但人们参与行为的社会环境是不断变化的。1978年前,国家建设的主导理念是“以阶级斗争为纲”,1978年转向“以经济建设为中心”,1992年由“计划经济”转向“市场经济”。随着时代变迁,社会参与的主要动力不再是国家的集体动员,主要内容不再局限于有组织的政治参与,参与内容与方式均更加多元。20世纪80年代以前,集体主义思潮影响较大;市场化改革以来,个人主义思潮兴起,集体观念和责任意识受到冲击,农民群体内部也在发生观念分化。与“40后”“50后”“60后”相比,“70后”“80后”以及更年轻的“90后”在经济地位、文化水平、新媒体使用和社会网络等资源禀赋方面有显著差异。由此,责任意识和资源禀赋对农民社会治理参与水平的影响可能存

表3 责任意识、资源禀赋对农民社会治理参与水平影响的稳健性检验 N=914

统计项	社会治理参与水平	是否参与社会治理	社会治理参与水平
	模型6	模型7 Exp(B)	模型8 Exp(B)
责任意识因子	0.012*** (0.002)	1.022*** (0.005)	—
公共责任意识因子	—	—	1.009*** (0.002)
家乡责任意识因子	—	—	1.004** (0.002)
综合资源禀赋	2.016*** (0.185)	36.191*** (27.884)	2.286*** (0.170)
控制变量	已控制	已控制	已控制
切点1	3.743*** (0.496)	—	—
切点2	4.556*** (0.499)	—	—
切点3	5.119*** (0.502)	—	—
切点4	5.752*** (0.505)	—	—
常数项	—	0.009*** (0.013)	0.070*** (0.026)
Pseudo R ²	0.152	0.226	0.119

在不同出生队列的异质性影响。根据出生年份将样本拆分为“1960年以前”“60后”“70后”“80后”“90后”这五个出生队列,进行分组 Poisson 回归,结果见表4中的模型9至模型13。估计结果显示,责任意识和资源禀赋均显著正向影响了农民社会治理参与水平。其中,责任意识对“90后”农民社会治理参与水平的促进作用最强,其每提升1个单位时,农民参与水平的平均值提高1.8%;资源禀赋对“80后”农民参与水平的促进作用最强,其每提高1个单位,农民社会治理参与水平的平均值提高219.2%。

(2)农民类型的异质性影响。回流农民与非回流农民在社会经历和现代性体验上存在差异。得益于外出务工经历,回流农民的参与意识与能力得到发展,而这也正是大部分传统农民所缺乏的^[43]。由此,责任意识、资本禀赋可能对回流农民与非回流农民社会治理参与水平产生异质性影响。从模型14和模型15可以看出,责任意识对非回流农民的促进效应更强,但二者差异较小;资源禀赋对回流农民的促进效应更强,其每增加1个单位,回流农民的社会治理参与水平提高157.5%(见表4)。

表4 责任意识与资源禀赋对农民社会治理参与水平的异质性影响

统计项	模型9	模型10	模型11	模型12	模型13	模型14	模型15
	Exp(B)	Exp(B)	Exp(B)	Exp(B)	Exp(B)	Exp(B)	Exp(B)
	1960年以前	60后	70后	80后	90后	回流农民	非回流农民
责任意识因子	1.003 (0.004)	1.007** (0.003)	1.011*** (0.003)	1.008*** (0.002)	1.018** (0.008)	1.006*** (0.002)	1.009*** (0.003)
综合资源禀赋	2.304** (0.820)	1.463*** (0.201)	2.399*** (0.283)	3.192*** (0.516)	2.683*** (0.578)	2.575*** (0.248)	1.941*** (0.226)
控制变量	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制
常数项	0.000 (0.000)	1.364e+10 (2.455e+11)	22.927 (188.920)	392.981 (2431.505)	1.530 (8.022)	0.227*** (0.095)	0.030*** (0.020)
Pseudo R ²	0.110	0.078	0.122	0.124	0.178	0.110	0.134
观测值	46	166	259	316	127	511	403

五、结论与启示

本文构建了“内生动力—可行能力”的分析框架,探讨责任意识和资源禀赋对农民社会治理参与水平的可能影响。研究发现,总体来看,农民社会治理参与水平偏低,仍有较大提升空间。就治理活动类型来看,农民社会治理参与水平呈现出“政治建设参与>文化建设参与>社会服务参与>经济建设参与”的特征;就群体来看,与没有外出务工经历的农民相比,回流农民社会治理参与水平更低。责任意识、资源禀赋均显著提高农民社会治理参与水平,即责任意识越强,农民社会治理参与水平越高;资源禀赋越高,农民社会治理参与水平越高。责任意识、资源禀赋对农民社会治理参与水平的促进效应因出生队列、农民类型等群体特征不同而存在一定差异。

上述研究发现表明,内生动力(责任意识、利益相关度)与可行能力(资源禀赋、自我效能感)均是影响农民社会治理参与水平的重要因素。农民社会治理参与并非纯粹的经济理性行为,而是一种社会理性行为。在探讨农民社会治理参与行为时,不能忽视农民对超越工具理性的价值追求及其可行能力的保障作用。在乡村治理实践中,应考虑责任意识、资源禀赋对不同出生队列、不同类型农民的差异效应,加强对年轻人、回流农民等群体的培养,发挥其在乡村社会治理中的示范带动作用。

研究发现对于打造共建共治共享的社会治理格局具有重要政策启示。第一,从顶层设计来看,要构建服务型政府,突出农民在基层治理中的主体地位。破解农民主体性缺失困境,需要构建农民与政府的新型合作关系,改变以基层政府为参与主体的“动员式参与”模式,将国家责任转化为公民责任,促使农民主动进入基层治理场域,这有利于形成国家目标与农民福祉的双赢格局。此外,要重视青年农民的重要作用,加强对乡村治理有效主体的培育。第二,从参与意识出发,要强化农民责任意识,完善利益联结机制。基于“广大农民对美好生活向往”的共同目标,基层党组织、各政府部门和

全社会应形成合力,培育农民的责任意识和使命感,激发社区意识中的公共精神,使之成为农民参与基层社会治理、实现美好生活追求的不竭内生动力。同时,实现政府与农民间的政策信息对称,建立农民参与的利益联结机制,引导农民积极参与到政策落地过程中。第三,从参与能力来看,要提升农民资源禀赋水平与自我效能感。首先,发展村庄经济,盘活闲置资源,增加农民收入。其次,借助“线上+线下”方式,根据农民实际需求提供的培训、农业生产、实用技能、新媒体应用等专题培训,强化农民文化资本积累。同时,要发挥好基层党组织的作用,发展吸纳优秀青年,加强沟通与互动,强化农民持续参与基层社会治理的效能感与行动力。

参 考 文 献

- [1] 崔晓芳.农村治理主体多元化的现实困境与实现路径[J].山西农业大学学报(社会科学版),2012,11(9):882-885.
- [2] 张翠娥,李跃梅,李欢.资源禀赋与农民社会治理参与行为——基于5省1599户农户数据的实证分析[J].中国农村观察,2016,127(1):27-37.
- [3] 刘成良.微自治:乡村治理转型的实践与反思[J].学习与实践,2016(3):102-110.
- [4] 王进,赵秋倩.合作社嵌入乡村社会治理:实践检视、合法性基础及现实启示[J].西北农林科技大学学报(社会科学版),2017,17(5):38-44.
- [5] 冯小.资本下乡的策略选择与资源动用——基于湖北省S镇土地流转的个案分析[J].南京农业大学学报(社会科学版),2014,14(1):36-42.
- [6] 蒋永甫,应优优.外部资本的嵌入性发展:资本下乡的个案分析[J].贵州社会科学,2015(2):143-149.
- [7] 张磊,曲纵翔.国家与社会在场:乡村振兴中融合型宗族制度权威的重构[J].社会主义研究,2018(4):114-123.
- [8] 袁立超,王三秀.非科层化运作:“干部驻村”制度的实践逻辑——基于闽东南C村的案例研究[J].华中科技大学学报(社会科学版),2017,31(3):131-137.
- [9] 肖唐镖.近十年我国乡村治理的观察与反思[J].华中师范大学学报(人文社会科学版),2014,53(6):1-11.
- [10] 钟曼丽,杨宝强.再造与重构:基于乡村价值与农民主体性的乡村振兴[J].西北农林科技大学学报(社会科学版),2021,21(6):1-9.
- [11] 曾艳,刘祖锋.农民参与基层民主政治建设积极性影响因素研究[J].人民论坛,2014(32):42-44.
- [12] 王海娟.乡村振兴背景下农村基层民主治理转型:制度空间、实现路径与当代价值[J].求实,2021(5):85-96.
- [13] 陈桂兰.制约农民参与村务治理积极性的因素与对策研究[J].求实,2013(2):89-92.
- [14] 吴帅,郑永君.反贫困治理中“积极农民”何以形成——以湖北省Z县为例[J].西北农林科技大学学报(社会科学版),2021,21(3):37-45.
- [15] 杜焱强,刘诺佳,陈利根.农村环境治理的农民集体不作为现象分析及其转向逻辑[J].中国农村观察,2021(2):81-96.
- [16] 刘佩锋.农村基层党组织功能缘何弱化[J].人民论坛,2019(21):82-83.
- [17] 王晓毅.完善乡村治理结构,实现乡村振兴战略[J].中国农业大学学报(社会科学版),2018,35(3):82-88.
- [18] 蒋永甫.农村环境治理中政府主导与农民参与良性互动的实现路径——基于行动的“嵌入性理论”视角[J].云南大学学报(社会科学版),2021,20(5):117-124.
- [19] 朱雅妮,高萌.乡村治理现代化:治理模式、关键问题与实现路径——第四届中国县域治理高层论坛会议综述[J].华中师范大学学报(人文社会科学版),2020,59(2):42-47.
- [20] 张佳威.走向选举与协商的复合:改革开放以来基层民主的变迁——以历史制度主义为分析视角[J].社会主义研究,2020(4):86-94.
- [21] 刘义强,姜胜辉.利益与认同:村民政治参与的边界及转换——基于佛山市4个村庄村级治理的实证调查[J].华中师范大学学报(人文社会科学版),2019,58(6):53-59.
- [22] 张翠娥,李跃梅.主体认知、情境约束与农民参与社会治理的意愿——基于山东等5省调查数据的分析[J].中国农村观察,2015,122(2):69-80.
- [23] 邓大才.积极公民何以形成:乡村建设行动中的国家与农民——以湖北、山东和湖南的五个村庄为研究对象[J].东南学术,2021,281(1):85-94.
- [24] VALENTINO N A, GREGOROWICZ K, GROENENDYK E W. Efficacy, emotions and the habit of participation[J]. Political behavior, 2009, 31(3):307-330.
- [25] WEN N, XIAOMING H, GEORGE C. Gender and political participation: news consumption, political efficacy and interpersonal communication[J]. Asian journal of women's studies, 2013, 19(4):124-149.
- [26] LU J, SHI T. Political experience: a missing variable in the study of political transformation[J]. Comparative politics, 2009, 42(1):

- 103-120.
- [27] 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[J]. 社会学研究, 2006(2): 61-85.
- [28] 黄森慰, 唐丹, 郑逸芳. 农村环境污染治理中的公众参与研究[J]. 中国行政管理, 2017(3): 55-60.
- [29] ALEXANDER J. Action and its environments[M]. Columbia: Columbia University Press, 1988.
- [30] 阿玛蒂亚·森. 以自由看待发展[M]. 任贇, 于真, 译. 北京: 中国人民大学出版社, 2002.
- [31] 陈欣. 责任意识新探: 基于行为博弈论视角[J]. 南京师大学报(社会科学版), 2009, 166(6): 105-109.
- [32] 颜玉凡, 叶南客. 政府主导下的居民离散性参与: 类型、策略与特征——基于对N市JY区公共文化服务实践的考察[J]. 社会科学, 2017, 440(4): 77-88.
- [33] 唐有财, 胡兵. 社区治理中的公众参与: 国家认同与社区认同的双重驱动[J]. 云南师范大学学报(哲学社会科学版), 2016, 48(2): 63-69.
- [34] 孙立平. 社会转型: 发展社会学的新议题[J]. 社会学研究, 2005(1): 1-24.
- [35] 李友梅, 肖瑛, 黄晓春. 当代中国社会建设的公共性困境及其超越[J]. 中国社会科学, 2012(4): 125-139.
- [36] 李芬妮, 张俊飏, 何可. 农户外出务工、村庄认同对其参与人居环境整治的影响[J]. 中国人口·资源与环境, 2020, 30(12): 185-192.
- [37] 皮埃尔·布迪厄, 华康德. 实践与反思[M]. 李猛, 李康, 译. 北京: 中央编译出版社, 2004.
- [38] 罗敏. 从“离乡”到“返乡”: 青年参与乡村振兴的行动逻辑——基于H省Z市1231名青年的问卷调查分析[J]. 中国青年研究, 2019(9): 11-17.
- [39] OSTROM E. Analyzing collective action[J]. Agricultural economics, 2010, 41: 155-166.
- [40] 蔡起华, 朱玉春. 社会资本、收入差距对村庄集体行动的影响——以三省区农户参与小型农田水利设施维护为例[J]. 公共管理学报, 2016, 13(4): 89-100.
- [41] 罗伯特·帕特南. 使民主运转起来: 现代意大利的公民传统[M]. 王列, 赖海榕, 译. 南昌: 江西人民出版社, 2001.
- [42] 张童朝, 颜廷武, 何可, 等. 资源禀赋对农户绿色生产投资意愿的影响——以秸秆还田为例[J]. 中国人口·资源与环境, 2017, 27(8): 78-89.
- [43] 石智雷, 杨彦彦. 外出务工对农村劳动力能力发展的影响及政策含义[J]. 管理世界, 2011(12): 40-54.

The Impacts of Consciousness of Responsibility and Resource Endowment on Peasants' Participation Level in Social Governance

MA Yanru, TIAN Beihai

Abstract Based on the dual explanatory framework of endogenous motivation and capability, the survey data from Hubei, Hunan, Guizhou and Sichuan provinces are used to analyze the impact of sense of responsibility and resource endowment on peasants' level of participation in social governance. The study found that the level of peasants' participation in social governance is low, showing the structural characteristics of "participation in political construction > participation in cultural construction > participation in social services > participation in economic construction". In terms of groups diversity, the level of participation in social governance of returning peasants is lower than that of peasants who have no experience of working outside the home. Both the sense of responsibility and resource endowment have positive impacts on raising the level of peasants' participation in social governance, and are more significant among younger and returning peasants. In addition, the control variables of interest relevance and self-efficacy also have positive impacts on the level of peasants' participation in social governance. Therefore, in the practice of rural governance, it is necessary to highlight the main position of peasants, strengthen their sense of responsibility, improve mechanism of linking interests, and enhance their resource endowment and sense of self-efficacy.

Key words sense of responsibility; resource endowment; endogenous motivation; capability; participation in social governance

(责任编辑:金会平)