

社会资本、政治效能与农村环境维权

——基于 CGSS2010 的实证研究

童庆蒙,张俊飏,张 露

(华中农业大学 经济管理学院/湖北农村发展研究中心,湖北 武汉 430070)



摘要 以 2010 年中国社会综合调查(CGSS2010)的农村居民数据为样本,采用 Probit、Relogit 等计量模型分析社会资本中的关系资本、信任资本以及政治效能对居民环境维权行为的影响。结果表明:(1)环境关注度、婚姻状况、自身的阶级认同和内在政治效能对农村居民的环境维权具有显著的正向影响;(2)横向关系资本、人际信任和内在政治效能对居民参与制度外维权行为影响显著,同时对中央政府的信任还强化了内在效能的促进作用,年龄的影响则显著为负。提出了加强中央政府对环境有关制度法规的宣传力度,提高地方政府的治理能力、完善基层组织的治理体系等相关政策意见。

关键词 环境维权; 社会资本; 政治效能; CGSS

中图分类号:C 912.82 **文献标识码:**A **文章编号:**1008-3456(2016)05-0028-08

DOI 编码:10.13300/j.cnki.hnwkxb.2016.05.004

随着我国工业化与城镇化的高速推进,环境与生态破坏日益严重,带来了无法忽视的后果,由此引发对居民生活的困扰和伤害逐渐放大,而参与维权成为表达环境利益诉求和化解争端的有效方式^[1-2]。然而由于制度不完善等客观因素,积极有效的维权活动常常难以开展,最后极易演化成群体性事件^[3]。大量调查表明,很多环境风险和环境污染事件容易形成居民的不满情绪,并使之持续发酵成为焦点事件,最终导致冲突与对抗。据社科院《2014 中国法治发展报告》显示,2000 年 1 月至 2013 年 9 月间,中国境内发生了百人以上群体性事件 871 起,超过半数起因是维权,与此同时,环境污染是导致万人以上群体性事件发生的主要原因,居民环境维权形势不容乐观。而且在农村地区,维权的困境更为突出和严重^[2,4],因为农民的弱者身份注定了其维权行动的预期目的只能得到部分实现^[5]。环境维权的失败和激化,除了造成社会不稳定外,容易产生大量的管理和政策成本,严重削弱了国家竞争力^[1]。这些问题也逐渐得到了高层决策者的关注和重视,2015 年 9 月,中共中央审议通过了《生态文明体制改革总体方案》,指出建立“以改善环境质量为导向,监管统一、执法严明、多方参与的环境治理体系”,确立了居民参与是环境治理中不可忽视的重要一环。正如亨廷顿所说,“社会的动员和政治参与的扩大日新月异,而政治上的组织和制度化却步履蹒跚,结果必然发生政治动荡和骚乱”^[6],因此,在信息渠道越来越发达的背景之下,健全环境维权机制刻不容缓,同时对于存在维权诉求的群体进行有效引导也必不可少。针对承受环境伤害能力更脆弱、维权手段单一的农村地区,了解如何引导农民采用正确合法的维权方式争取利益,明确农民维权响应行为的影响因素和背后的行为逻辑对于政策制定至关重要,这正是本文所要解决的关键问题。

收稿日期:2016-02-16

基金项目:国家自然科学基金青年项目“水稻全生命周期的碳足迹演化及对气候变化的响应机制研究——以长江中下游地区为例”(41501213);中国博士后科学基金资助项目“面向全生命周期的水稻碳足迹测算与优化策略研究”(2015M570650);中央高校基本科研业务费专项资金项目“湖北省粮食作物碳足迹演化机理与减排策略研究——以水稻为例”(2662015QC061);国家自然科学基金面上项目“气候框架公约下农业碳排放的增长机理及减排政策研究”(71273105)。

作者简介:童庆蒙(1992-),男,博士研究生;研究方向:农业资源与环境经济,农业经济理论与政策。

一、文献回顾

由于环境维权不仅具有被动性和复杂性,还带有公益性、要求高、变数多等特点^[7],同时,信息不对称^[8]、政府严重缺位和环境污染案件的高成本^[9]都增加了农民环境维权的难度。因此,农民维权行为会经历从“依法抗争”(或“合法的抗争”)到“以法抗争”(或“有组织抗争”)的转变^[10],其不同的抗争形式背后的逻辑背景也不同,从而演化出了制度内与制度外两种参与形式的维权行为。制度内的行为通常情况下对基层社会秩序并不构成直接威胁^[11],包括了通过向政府部门投诉来解决和企业之间的争端,或者直接与污染者进行面对面的谈判与商议,这些行为往往会通过行政纠正或签订环境契约等方式来解决居民的环境风险问题,引起的社会冲击较小,行动路径也较为缓和。而制度外的利益表达渠道是民众在尝试用合理合法的途径解决问题而得不到满意答复时采取的行动,本身是属于一种抗争政治行为,也是一种非传统的政治参与行为,与传统政治参与(如投票)等体现公民对于政治体制的较高合作性不一样,其通常具有一定程度的群体性和对抗性(抗争性),通常会被纳入到集体行动、社会运动和抗争性政治的视野下来分析^[12]。农民在与污染企业和基层政府的博弈中,通常会处于弱势地位。由于底层缺乏制度化的维权渠道,其往往处于不利位置,难以实现预期的抗争结果。底层利益诉求得不到合理解决,行为表达通常采取非制度化渠道^[11],其中就包括了游行、请愿、抗议等群体性事件,甚至聚众闹事等暴力行为。

无论是制度内的表达还是制度外的行为,社会资本都被证明是一个不可忽略的影响因素^[13-14]。特别是在乡村社会,基于友谊、血缘、业缘等因素形成的朋友圈、家族群体等社会小团体往往能够共意动员^[15]。一个群体成员的共同特征和群体内部联系越大,该群体的组织能力也就越强。此外,政治效能感也被认为是影响抗争性政治参与的重要因素^[16-18],因为政治效能可以对个体的政治选择、政治活动的思维、执行政治活动的动机、政治环境的情绪唤醒过程等环节造成显著影响^[19]。因此,本文将农民的社会资本与政治效能纳入到对其维权行为决策以及制度外环境维权行为的选择分析框架之中。

现有关于农民环境维权的研究国内着墨颇多^[7-11],但是大多仅限于理论分析和规范研究,在少量的实证研究中也多以简单的调查统计分析为主。本文以大规模的微观调研为基础,运用现代计量经济学方法,探讨农村居民拥有的社会资本和自身政治效能对环境侵权的行为响应(即环境维权)的影响机制,着重勾勒出农民制度外维权的行动逻辑。

二、数据来源及变量选择

1. 数据来源

本文研究所涉及的微观调查数据均来自于由中国人民大学调查与数据中心所主持的2010年中国社会综合调查(CGSS2010),选择该年份调查数据的原因主要是考虑到变量的可获取性和调查数据的时效性。CGSS是国内第一个全国性、综合性、连续性的社会调查项目,其调查范围覆盖了中国大陆所有省级行政单位。该调查采用多阶段分层概率抽样设计。首先,在全国一共抽取了100个县(区),加上北京、上海、天津、广州和深圳等5个城市,作为初级抽样单元;然后再在每个抽中的县(区)中随机抽取4个居委会或村委会。第二阶段则采用地图法在每个居委会或村委会中抽取25个家庭。第三阶段则是利用KISH表抽样方法,在每个抽取的家庭中随机抽取一人进行调查。在全国范围内总共选取约12000个样本,在2010年的调查中,最后回收的有效问卷为11783份。本文选择了其中的来自农村并且参与了相关环境问题回答的样本,年龄范围限定在18岁及其以上的成年人,再剔除在设置的变量做出“未回答”、“不适用”以及“拒绝回答”等不完整的样本,最后剩余817个作为本文使用的样本数据。

2. 变量选择

(1) 因变量。因变量设置了两个,分别为 act_1 和 act_2 , act_1 指的是在遭遇环境问题的样本居民中,

是否针对所遇到的问题采取了行动。通常情况下,这些行为包括了与污染者交涉、向法院起诉、找政府有关部门处理、向新闻媒体反映等,如果采取了维权行动,则 act_1 赋值为 1, 否则为 0。 act_2 表示居民是否针对遭遇到的环境问题采取制度外的表达方式(包括了以解决环境问题为目的写请愿书、集会和游行),即是否采用了制度外的维权行为。若有则赋值为 1, 反之为 0。因此,采用是否采取了维权行动,以及是否采取了制度外行为这两个行为变量,来刻画居民在遭遇环境问题之后的行为选择,据此来探求居民的维权逻辑和行动路径。

(2)自变量。社会资本通常包含的两个维度:关系和信任。在关系网络中,通常分为横向与纵向关系两种,横向的社会关系网络有助于居民形成集体认同感,并借助社会声望的选择性激励来维持维权群体内部的团结和稳定;纵向的关系网络在提供资源支持、策略支持的同时,也往往会因为纵向关系网络的性质(低密度、与社会政治权力拥有更密切的关系)而将集体行动的策略限定于“依法抗争”的范围之内^[20]。由于生活环境具有十分特殊的外部性,在同一空间内的住户,遭遇到同样环境问题的可能性更大,因此使用居民的“社交频率”(social)作为横向关系强度的测度,回答分别赋值为“从不=1;很少=2;有时=3;经常=4;总是=5”,因为社交活动作为一种最为广泛的、与周围人(尤其是陌生人)产生连接的形式,居民参与的频率可以在一定程度上体现其与同一环境空间内的其他民众的联系紧密程度。本着“人多力量大”的思想,而这种横向关系可能会在居民的环境维权的意愿和行为上产生助推作用。在纵向关系中,本文使用了两个变量:居民的阶级认同(class),即“您认为您自己目前在哪个等级上”这个问题来表示,其中“10”分代表最顶层,“1”分代表最底层,另一个是居民的党员身份(party),即如果是党员则取值为 1。因为自身的阶级越高,拥有的政治资源、经济资源以及人脉资源就更为广泛,更重要的能够在利益对话中处于较高的地位,因此阶级认同在某种程度上可以作为关系网络中纵向关系的衡量尺度。同时,在农村地区,党员身份通常情况下代表着较高的政治地位,从而会拥有更多的社会资源。占据更强的社会关系资源是否会影响农村居民在对待环境问题上的行为呢?这是本文关注的重点问题之一。

在信任因素中,本文区分了“人际信任”(即“社会信任”)和“政府信任”,其中后者包括了对中央政府和地方政府两个维度。以“总的来说,您是否同意在这个社会上,绝大多数人都是可以信任的?”以及“您对中央以及地方政府的信任程度分别如何?”的问题形式提出,答案设置为“完全不可信=1;比较不可信=2;居于可信与不可信之间=3;比较可信=4;完全可信=5”,变量名分别 *trust_people*, *trust_central* 以及 *trust_local*。信任一方面被认为是降低了制度成本^[21],同时也对改善人际关系、丰富社会资本具有重要的作用^[22]。在居民遭遇环境问题之后,人际间的信任可能会降低居民联合抵抗的成本,但同时,政府信任(或称之为“制度信任”)在某种程度上会对居民产生一种制度保护的心理学作用,即在合法的制度框架内,采用一定的方式可以得到政府或者有关部门的回应,从而环境问题有望得到解决。

政治效能。在 CGSS2010 中,专门设置了考察居民政治效能的选项,其由 10 个问题组成,其中内部效能和外部效能两个维度的问题均五个。前者指的是个体对自身理解政治和参与政治能力的基本信念,后者指其对政治体制(主要是政府)能否对公众参与进行有效回应的感知^[23]。测量采用的提问方式是“请问您是否同意以下说法?”答案分别为:完全不同意=1;比较不同意=2;无所谓同意不同意=3;比较同意=4;完全同意=5。将对问题的赋值得分进行加总,得到居民的内部政治效能、外部政治效能得分。由于在实际问卷中,某些问题采用的是否定陈述,在计算效能分数时进行了调整,原问卷中的具体问题如表 1 所示。

表 1 内部政治效能与外部政治效能的提问

内部效能	外部效能
Q ₁ 政府的工作太复杂,像我这样的人很难明白	Q ₆ 、像我们这样的人,对政府的决定没有任何影响
Q ₂ 我觉得自己有能力参与政治	Q ₇ 政府官员不太在乎像我这样的人在想些什么
Q ₃ 如果让我当政府干部,我也完全能胜任	Q ₈ 我向政府机构提出建议时,会被有关部门采纳
Q ₄ 当和别人讨论政府的工作或想法时,我对自己没什么信心	Q ₉ 政府官员会重视我们对政府的态度和看法
Q ₅ 我对于政府部门的建议/意见可以有办法让领导知道	Q ₁₀ 党组织愿意吸收像我这样的人入党

(3)控制变量。在本文中,个人特征、家庭因素以及对于环境的关注程度等变量在回归时予以控制,具体变量名称以及数值所代表的含义如表2所示。

表2 控制变量及其赋值

变量	定义
性别 <i>gender</i>	男=1;女=0
年龄 <i>age</i>	2010年时的实际年龄 以“不识字或者识字很少”作为对照组
教育程度 <i>edu₁~edu₄</i>	<i>edu₁</i> =1,表示小学(私塾、小学); <i>edu₂</i> =1,表示初中; <i>edu₃</i> =1,表示高中(技校、职业高中、普通高中、中专); <i>edu₄</i> =1,表示大专及以上学历(大学本科、大学专科、研究生及以上)
健康程度 <i>healthy</i>	自评:很不健康=1;比较不健康=2;一般=3;比较健康=4;很健康=5
家庭收入 <i>lnincome</i>	前一年家庭实际总收入的对数值
婚姻状况 <i>married</i>	已婚=1;未婚=0
环境关注度 <i>concern</i>	非常关心=5;比较关心=4;说不上关心不关心=3 比较不关心=2;完全不关心=1

三、模型估计与结果分析

1. 描述性分析

首先,本文对关键变量进行了描述性统计,结果参见表3。对所遭遇的环境问题产生维权响应行为的农村居民比例并不高,仅占到了19.7%。说明了对于大部分的居民而言,忍气吞声成了唯一的选择。而且由于许多农民在居住环境上的流动性很弱,大多数特别是老年人离开乡村的机会并不多,这种被动的忍耐对其身体健康形成了一种长期的损耗。同时,采取制度外表达方式的居民比例也很低,具体而言只有17个人,仅占2.08%,这可能是因为要采取比较激烈的抗争形式需要具有两个特点:一是所遭遇的环境问题需要积累到一定程度,而大多数环境侵权从行为发生到对身体产生伤害,通常具有较长的潜伏期,其严重程度并没有被居民意识到;二是居民需要承担很大的时间成本、资金成本甚至制度风险,例如我国的信访制度就常为人所诟病^[10,24]。这些特点都在一定程度上削弱了农民采取制度外行为的意愿和可能。

表3 变量描述性统计

变量	均值	标准差	变量	均值	标准差
<i>act₁</i>	0.197	0.398	<i>turst_people</i>	3.603	1.103
<i>act₂</i>	0.021	0.143	<i>trust_central</i>	4.548	0.723
<i>gender</i>	0.492	0.500	<i>trust_local</i>	3.644	1.173
<i>party</i>	0.066	0.249	<i>internal_efficacy</i>	13.017	3.628
<i>social</i>	2.494	1.006	<i>external_efficacy</i>	13.126	3.519
<i>class</i>	3.907	1.751			

同时,样本中选取的男女人数比例合适,几乎各占一半。党员身份的人也不多,仅占6.61%,这也符合我国乡村的实际情况,一般而言,拥有党员身份的人都是村干部。此外值得注意的是,农民对中央政府的信任程度是要显著高于对地方政府的信任程度,这与薛立勇^[25]的研究结论是一致的,说明了中央政府的权威性在农村地区得到了广泛的承认,而由于一些制度缺陷、管理过失所带来的不信任因素,则更多地被转移到地方政府身上。

2. 维权行为估计结果分析

在对结果进行回归前,首先要对自变量之间的共线性进行检验,结果如表4:

一般认为,方差膨胀因子(VIF)越大,这说明多重共线性问题越严重,甚至会影响到估计的准确性。从表4中的检验结果可以看出,各自变量的最大VIF为2.60,远小于10,因此可以认为不存在多

重共线性问题。同时,为了考虑不同地区之间的差异,还在模型中加入了省份虚拟变量。

首先利用 Probit 模型对所有控制变量进行了估计,即模型 I,然后依次加入社会资本(模型 II)和政治效能(模型 III)进行估计,结果见表 5,其中表 5 还报告了模型(III)估计结果中系数的稳健标准误。所使用的计量软件为 Stata12.0(下同)。由于卡方检验 P 值在 1%显著性水平上通过检验,因此模型估计效果良好。从表 5 可以发现以下结论:

(1)在控制变量中,婚姻状况和对环境的关心程度是影响最为显著的两个变量。其中居民若是处于在婚状态,则不会采取维权行动,这可能是由于维权和与之相关的一系列行为,都要牵扯太多的精力和体力,而对于成婚后已经构建了稳定家庭关系的人来说,他们并不希望因维权给自己带来更多的麻烦,特别是在农村地区,成家立业就意味着要努力挣钱,生活压力大于环境维权的紧迫。对环境表现得越关心的人,越注重于居住的环境质量,越有可能对环境侵权遭遇产生响应行为,这比较符合实际生活中的情况。在其他变量中,性别、受教育程度、健康程度、家庭收入和婚姻状况对维权行动决策的影响并不显著。虽然男性通常拥有更强的社会活动能力,但在维权行动上与女性并无二致。虽然已有的相关研究表明,教育会增加维权意识^[26],但是意愿与行为之间存在着偏差,因为维权行为所冒的风险会将这种差异放大,从而表现出对行为的抑制^[27]。

表 5 是否采取维权行动的模型估计结果

类别	变量	模型 I	模型 II	模型 III	
		系数	系数	系数	稳健标准误
控制变量	<i>age</i>	-0.002	-0.005	-0.039	0.005
	<i>gender</i>	-0.026	-0.008	-0.057	0.119
	<i>edu1</i>	0.247	0.229	0.233	0.178
	<i>edu2</i>	0.249	0.191	0.173	0.196
	<i>edu3</i>	0.151	0.099	0.003	0.236
	<i>edu4</i>	0.283	0.228	0.956	0.384
	<i>concern</i>	0.253***	0.251***	0.250***	0.064
	<i>healthy</i>	-0.011	-0.047	-0.042	0.055
	<i>lnincome</i>	0.128**	0.080	0.078	0.060
	<i>married</i>	-0.330**	-0.321**	-0.313*	0.163
关系资本	<i>social</i>	—	0.091	0.084	0.056
	<i>party</i>	—	-0.036	-0.152	0.238
	<i>class</i>	—	0.067**	0.056*	0.031
信任资本	<i>trust_people</i>	—	0.036	0.039	0.052
	<i>trust_central</i>	—	0.049	0.060	0.076
	<i>trust_local</i>	—	-0.016	-0.017	0.052
政治效能	<i>internal_efficacy</i>	—	—	0.042**	0.018
	<i>external_efficacy</i>	—	—	0.001	0.019
	是否控制省份变量	是	是	是	—
	LR chi2(10)	77.45	89.94	94.64	—
	卡方检验 P 值	$P < 0.000$	$P < 0.000$	$P < 0.000$	—

注:***、**、* 分别表示在 1%、5%和 10%的水平上显著,下同。

(2)在社会资本的关系因素中,社交频率并没有对维权行为产生显著的影响,这可能是由于针对一般的维权行为,更多的是一种私人活动,处理方式包括找政府申诉,向媒体通报等,个人境遇的行为选择体现得更加明显。同时,党员身份的影响也不显著,这可能是由于党员居民在农村地区常常既担任着为民众谋利和解决问题的责任,也承受着来自上级的维稳压力,这种冲突会干扰其选择,即在采不采取行动之间形成模糊地带。但是,自身的阶级认同却显著地提升了居民对环境问题的行为响应,

表 4 多重共线性检验结果

变量	VIF	变量	VIF
<i>age</i>	1.64	<i>married</i>	1.12
<i>gender</i>	1.23	<i>social</i>	1.10
<i>edu1</i>	2.12	<i>party</i>	1.20
<i>edu2</i>	2.60	<i>class</i>	1.21
<i>edu3</i>	1.97	<i>trust_people</i>	1.08
<i>edu4</i>	1.30	<i>trust_central</i>	1.18
<i>concern</i>	1.07	<i>trust_local</i>	1.23
<i>healthy</i>	1.28	<i>internal_efficacy</i>	1.53
<i>lnincome</i>	1.34	<i>external_efficacy</i>	1.40

这是因为处于较高社会地位的人,在居民的期望下被寄予承担村庄责任的希望,因此会有更强烈的维权倾向。由于他们掌握了更多的社会资源,在维权途径和方法上得到了丰富的拓展,同时对环境的要求也更加高,体现了一种关心、改善环境的后物质主义倾向^[28]。

(3)在社会资本的信任因素中,来自人际、中央政府和地方政府的三个维度变量均不在统计上显著。其中,中央政府信任程度的系数符号为正,这在一定程度上体现了中央政府权威性基础。对于居住环境受到损害的农民而言,他们通常用来以“理”、以“法”抗争的基础都是来自于中央政府颁布政策法规,因此环境污染行为是“违背中央政策的”,如果找到司法机关、政府部门进行解决,对中央政府的信任也会转化为维权的动力,在这一点上,人际信任和对地方政府的信任是无法取代其作用的。况且对广大农村地区而言,居民对地方政府的信任历来不足^[29],因此中央政府常常被民众当作解决与地方政府之间矛盾的“挡箭牌”。同时对地方政府的信任程度变量系数为负,也说明了如果农村居民对于乡镇政府越信任(特别是处理环境问题),则自己采取维权的可能性就越低。

(4)在政治效能因素中,内部政治效能对居民环境响应行为产生了正向的显著影响,外部效能虽然也产生一定正向影响,但在统计学上不具有显著的意义。这说明了农村居民对自身理解政治和参与政治的基本信念越强,就越有可能在所居住的环境遭到破坏时,出面为自己的健康和生活争取利益。虽然在效能得分中,内外部政治效能的得分相近(平均分为13.0和13.1),但相较于政府回馈的反应而言,自身的政治觉悟和信念对环境维权这一类的抗争性政治参与的促进作用更为明显。此外,内在政治效能强化了居民的政治性格,这也会正面影响居民做出维权的决定^[30]。

3.制度外维权行为估计结果分析

表6给出了农村居民采用制度外行为抗争环境侵权的估计结果。由于采取制度外行为的农民比例很低(参见表2),使用一般的Probit模型可能会低估其发生的概率^[31],因此在使用Probit模型进行估计后,还需要用King等所建议的方法对制度外行为进行估计。此外还利用“补对数—对数”^[32]的方法进行了估计。由于会出现矩阵缺失值,因此在使用Relogit模型估计时,没有加入省份控制变量。利用Relogit和“补对数—对数”模型估计出来的边际效应与Probit模型在变量系数显著性和大小上存在差异,这说明在此事例中,发生频率为2.08%的制度外维权属于稀有事件,从中可以发现以下结论:

(1)在控制变量中,年龄成为唯一显著的因素。这可能是相比于常规维权途径,制度外的行为需要消耗的时间、精力更多,而只有年轻人才能“耗得起”。同时,年长者通常都更为保守,规避风险的意识更为强烈,因为制度外行为带来的后果往往充满不确定性,年轻人“以身试法”的勇气更大。此外,还有可能是因为年轻人更容易被说服和鼓动,从而更有可能参与到群体性行动中。

(2)关系资本中的社交频率对制度外行为有着显著的正向影响。这并不难理解,因为制度外行为这种非传统的政治参与通常就具有容易聚集的特征,因此拥有丰富横向关系人际资源的居民更轻松地将共同空间体内的其他民众联合起来,而这些参与者通常也是环境污染的受害者,联合抗议和抵制成为集体性行动的落脚点。这种群体行动所带来的风险分散又加强了行动的联结性,吸引更多的人参与其中。这通常也是农村群体性事件爆发的逻辑^[33]。

(3)人际信任在信任资本中对制度外行为的影响最为显著。可以将其与横向关系资本联系起来,正是因为对周围的人信任度较高,才会减少了与人交流中的障碍,拥有更为广泛的人际资源。需要特别指出的是,居民在参与制度外维权行动时,时刻承担着政治失范的风险,如果生性多疑,则会非常影响制度外抗争性政治行为的发生。

(4)内在政治效能对制度外维权发生的影响在Probit和Clog-log模型中均通过了显著性检验。这说明强势的政治性格将极有可能导致更为激进的行为。这一类人通常都具备了较强的民主和权利意识,对于所遭受的侵权行为忍耐程度较低。此外,为了更加一般性地探讨村民的信任态度对于政治效能与维权行为之间的调节关系,还在回归模型中加入了各个信任变量和政治效能变量的交互项,并根据Relogit方法进行回归估计。结果显示只有trust_central × internal_efficiency这一项在1%的显著性水平上通过了检验,而且系数为正。这说明了,对中央政府的信任强化了个体的内在政治效能。

表 6 采取制度外维权行动的系数估计结果

类别	变量	Probit	Relogit	Clog-log
控制变量	<i>age</i>	-0.024 **	-0.046 *	-0.053 **
	<i>gender</i>	0.076	0.212	0.459
	<i>edu₁</i>	0.067	-0.066	0.267
	<i>edu₂</i>	-0.493	-0.908	-0.947
	<i>edu₃</i>	-0.117	-0.238	-0.290
	<i>edu₄</i>	-0.380	-0.021	-0.571
	<i>concern</i>	0.132	0.243	0.224
	<i>healthy</i>	-0.040	-0.212	-0.185
	<i>lnincome</i>	-0.206	-0.383	-0.561
	<i>married</i>	-0.283	-0.198	-0.386
关系资本	<i>social</i>	0.267 **	0.641 ***	0.567 **
	<i>party</i>	0.654 *	0.924	1.166
	<i>class</i>	0.023	-0.037	0.068
信任资本	<i>trust_people</i>	0.501 ***	0.830 **	1.013 **
	<i>trust_central</i>	-0.194	-0.085	-0.348
	<i>trust_local</i>	-0.079	-0.303	-0.298
政治效能	<i>internal_efficacy</i>	0.074 **	0.112	0.154 *
	<i>external_efficacy</i>	-0.005	0.029	0.003
	是否控制省份变量	是	是	是
	LR chi2(10)	403.85	—	34.81
	卡方检验 P 值	$P < 0.000$	—	$P = 0.010$

四、结论与启示

本文以 2010 年中国社会综合调查中的农村中遭遇到环境问题的居民样本为对象,基于社会资本和政治效能,构建了居民环境维权响应行为的影响分析框架,利用 Probit、Relogit 等计量模型对其进行了实证研究。结果显示:第一,对环境的关心程度、婚姻状况、自身的阶级认同和内在政治效能会显著刺激农村居民采取环境维权行为;第二,年龄、横向关系资本、人际信任和内在政治效能对居民参与制度外维权行为影响显著,同时对中央政府的信任还强化了内在效能的促进作用。

针对上述结论,得出以下政策启示:

(1) 加强法制建设,提高对农民法律意识。可以看出,“依法抗争”在未来依旧是农民合理解决环境“危机”的重要途径,单靠社会资本远远不够,只有增强农民的法律意识,拓宽法律解决问题的渠道,才是避免出格的、制度外的群体性事件发生的根本之道。

(2) 依法组织村民自治,提高村民的政治参与意识和政治素质。虽然制度外行为与强烈的政治性格和意识不无关系,但是可以看出,那是在正常途径无法解决问题之后的无奈之举,具有高度政治素养的居民会使用合理合法的方式来捍卫自己的环境权利。

(3) 提高地方政府的治理能力,完善基层组织的治理体系。数据显示,地方政府在村民中的声誉和工作满意程度均不是很高,而且环境侵权的冲突往往伴随着对当地政府的不满和矛盾而发酵,地方治理能力缺失和职能失位往往是群体性事件发生的导火索,地方政府在政策执行和民众情绪的疏通管理中占据中心地位,其重要性不可小觑。

参 考 文 献

- [1] 樊良树.环境维权:中国社会管理的新兴挑战及展望[J].国家行政学院学报,2013(6):69-73.
- [2] 兰竹虹.我国农民环境维权的现状、困境及对策思考[J].农村经济,2008(6):87-89.
- [3] 汪伟全.风险放大、集体行动和政策博弈——环境类群体事件暴力抗争的演化路径研究[J].公共管理学报,2015(1):127-136.

- [4] 黄巧云,田雪.生态文明建设背景下的农村环境问题及对策[J].华中农业大学学报(社会科学版),2014(2):10-15.
- [5] 孙文中.底层视角下的农民环境维权[J].华南农业大学学报(社会科学版),2014(4):128-137.
- [6] 萨缪尔·亨廷顿.变化社会中的政治秩序[M].王冠华,译.上海:上海人民出版社,2008:4.
- [7] 顾金土,杨贺春.乡村居民的环境维权问题解析[J].南京工业大学学报(社会科学版),2011(2):81-87.
- [8] 郎晓娟,单航宇,郑凤田.农村环境维权渠道调查及完善对策[J].国家行政学院学报,2013(3):19-23.
- [9] 兰竹虹.我国农民环境维权的现状、困境及对策思考[J].农村经济,2008(6):87-89.
- [10] 于建嵘.当前农民维权活动的一个解释框架[J].社会学研究,2004(2):49-55.
- [11] 孙文中.一个村庄的环境维权——基于转型抗争的视角[J].中国农村观察,2014(5):72-81,95.
- [12] 王思琦.政治信任,人际信任与非传统政治参与[J].公共行政评论,2013(2):22-51.
- [13] 胡荣,林本.社会网络与信任[J].湖南师范大学社会科学学报,2013(4):59-65.
- [14] 石发勇.关系网络与当代中国基层社会运动——以一个街区环保运动个案为例[J].学海,2005(3):76-88.
- [15] 赵鼎新.社会与政治运动讲义[M].北京:社会科学文献出版社,2006.
- [16] CAMPBELL A. The voter decides[M]. New York: Greenwood Press, 1954.
- [17] 丁百仁,王毅杰.农村居民政治效能感及其影响因素分析[J].湖南农业大学学报(社会科学版),2014(3):61-66.
- [18] 周翔,刘欣,程晓璇.微博用户公共事件参与的因素探索——基于政治效能感与社会资本的分析[J].江淮论坛,2014(3):136-143, 193.
- [19] 张平,李国青.论政治效能感的作用机制及其培养[J].东北大学学报(社会科学版),2004,6(1):55-57.
- [20] 高恩新.社会关系网络与集体维权行动——以Z省H镇的环境维权行动为例[J].中共浙江省委党校学报,2010(1):93-99.
- [21] 刘凤委,李琳,薛云奎.信任、交易成本与商业信用模式[J].经济研究,2009(8):60-72.
- [22] 邹宇春,敖丹,李建栋.中国城市居民的信任格局及社会资本影响——以广州为例[J].中国社会科学,2012(5):131-148,207.
- [23] 周葆华.突发公共事件中的媒体接触,公众参与与政治效能[J].开放时代,2011(5):123-140.
- [24] 于建嵘.中国信访制度批判[J].中国改革,2005(2):26-28.
- [25] 薛立勇.政府信任的层级差别及其原因解析[J].南京社会科学,2014(12):57-64.
- [26] 胡乐明,陈晓菲,王杰.维权意识、工资集体协商与工资效应[J].河北经贸大学学报,2015(5):53-59.
- [27] 匡友青.从案例说环境维权的风险管理与成本控制[J].环境教育,2009(9):28-30.
- [28] 洪大用,卢春天.公众环境关心的多层分析——基于中国CGSS2003的数据应用[J].社会学研究,2011(6):154-170.
- [29] 邹育根,江淑.中国地方政府信任面临的挑战与重建——国内学术界关于地方政府信任问题研究现状与展望[J].社会科学研究,2010(5):41-46.
- [30] 孙丽芳.当代大学生政治参与的主观因素探微[J].广西大学学报(哲学社会科学版),2010(6):102-104.
- [31] KING G, ZENG L. Logistic regression in rare events data[J]. Political analysis, 2001, 9(2): 137-163.
- [32] 陈强.高级计量经济学及Stata应用[M].2版.北京:高等教育出版社,2014.
- [33] 孙德厚.村民制度外政治参与行为是我国农村政治、经济体制改革的重要课题[J].中国行政管理,2002(6):35-37.

(责任编辑:金会平)

中国棉花全要素生产率及其影响因素的 区域性差异分析

王 力, 韩亚丽

(石河子大学 棉花经济研究中心, 新疆 石河子 832000)



摘 要 在我国高库存背景下存在有效需求不足及耕地资源匮乏的双重矛盾, 试图从全要素生产率的视角探讨中国棉花综合生产能力提高的路径。通过 DEA-Malmquist 模型对中国 2001—2014 年棉花全要素生产率变化及差异进行分析, 并利用动态面板 LS 方法估计 TFP 的主要影响因素。结果表明: 中国棉花全要素生产率在下降, 技术进步是构成棉花 TFP 提高的主要因素, 新疆棉花具有较大发展潜力。在各影响因素中, 棉花播种面积占比和受灾水平对棉花 TFP 的影响最显著; 各地区棉花 TFP 的影响因素及影响程度存在一定差异, 尤其是机械投入要素, 在黄河流域和长江流域均表现出显著的负效应, 而在西北内陆具有显著的正效应。

关键词 棉花; 供给侧改革; 曼奎斯特生产率指数; 影响因素; 区域差异

中图分类号: F 307 **文献标识码:** A **文章编号:** 1008-3456(2016)05-0036-11

DOI 编码: 10.13300/j.cnki.hnwkxb.2016.05.005

中国作为世界上最大的棉花生产国和消费国, 近年来, 受国际棉花市场的冲击和市场价格波动的影响, 棉花产业发展面临严峻的挑战。人口红利的消失、农业生产资料价格的上升等都导致我国植棉成本不断攀升, 植棉比较效益下降, 棉农种植积极性降低。2015 年中国棉花亩均生产成本达到 1 509.26 元, 其中人工成本占据生产成本的 52.32%, 物化成本占总成本的 41.27%, 每亩纯收益为 -22.33 元。棉花品质下滑加剧了中国棉花产业的不利形势, 生产与需求脱节现象严重, 2015 年棉花贸易进口依存度达到 24.62%, 远超过国际警戒线 5%^① 以下的安全范围^[1], 我国棉花产业安全问题引起了社会的高度重视。从 2011 年国家出台临时收储政策到 2014 年的棉花目标价格补贴政策, 国家一直在探索有利于棉花产业发展的政策措施, 并在一定程度上保障了棉农收益, 棉花价格逐渐与国际接轨。且中国棉花单产一直保持较高水平, 2015 年中国棉花种植面积达 379.89 万公顷, 用占世界 11.17% 的面积生产出占世界 21.61% 的产量, 中国棉花单产是 1978 年的 3.24 倍, 是世界单产的 1.89 倍。

棉花产量的提高, 是否表明我国当前的棉花综合生产能力已经可以确保我国的棉花产业安全? 从国际环境来看, 2015 年中国棉花消费量达 715.62 万吨, 占世界消费总量的 30.09%; 进口量是世界进口量的 16.89%。图 1 描述了棉花库存消费比的变动情况, 我国棉花 2015 年的库存消费比达到 182.75%, 全球棉花库存消费比为 71.60%, 除去中国后全球棉花库存消费比降到 38.68%, 根据世界棉花生产国际标准, 棉花安全指标的库存消费比为 30.00%。我国的库存消费比已经远远超过棉花安全指标, 供给大于需求。从国内看, 中国纺织企业存在需求不足现象, 我国棉花市场出现了结构性供应缺口, 高品质棉花供应趋紧, 价格不断走高, 而低品质棉花库存积压, 价格持续走低。不能再简单地

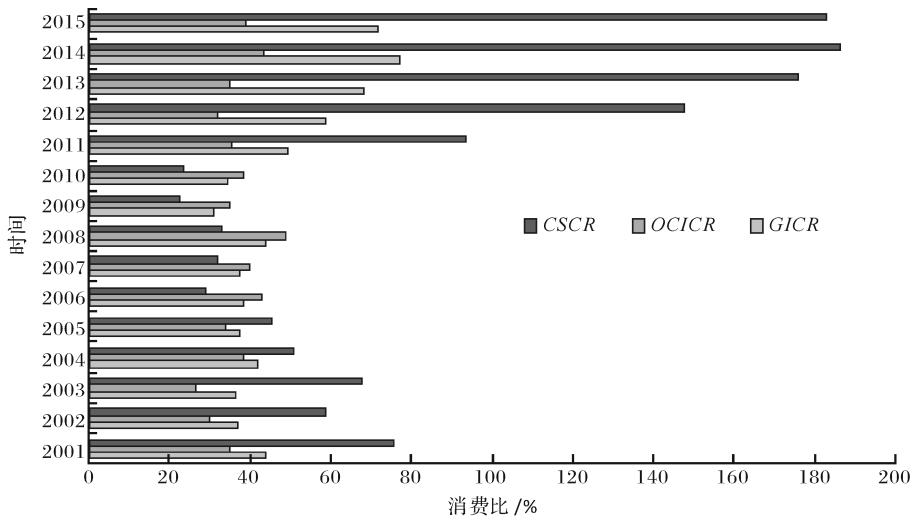
收稿日期: 2016-04-16

基金项目: 国家社会科学基金项目“基于产业安全的新疆棉花产销体系优化研究”(13BJL075)。

作者简介: 王 力(1976-), 男, 教授, 博士; 研究方向: 农业现代化、棉花经济。

① 根据朱丽萌的研究, 农业产业进口对外依存度处于不同安全状态的警戒范围: 5% 以下安全, 5%~13% 基本安全, 13%~18% 不安全, 18% 以上危机。

把产量作为衡量棉花产业安全的指标,应该转变投入方式,按需生产,依靠科技进步带动棉花产量和质量的双重提高。2015年中央领导明确给出了我国着力推进“供给侧”改革的指导方针,“供给侧”改革的核心即“创新驱动”和“内部经济结构的优化”,供给体系质量和效率的提高是增强经济持续增长的动力。李克强总理在第十二届全国人民代表大会上的《政府工作报告》中首次提出“增加研发投入,提高全要素生产率”。全要素生产率的提高将是“供给侧”改革的重点,标志着我国的经济将由投入型增长转向效率型增长。棉花作为我国的重要战略物资,同样强调供给侧结构性改革的重要性,随着农业生产资料价格的不断上升和劳动力资源的短缺,依靠要素投入推动棉花产业的经济增长是缺乏动力的,而转向全要素生产率的提高将是在新常态下推动中国棉花产业可持续发展的不竭动力。调整棉花产业结构,进一步去库存,实现劳动力、物质资本、科技、制度等要素的最优配置和有效利用将成为棉花产业转型的重点。因此,在现行政策背景下,研究棉花全要素生产率及其实现路径对于确保我国棉花产业安全具有十分重要的意义。



注:数据来源于中国棉花网和国家棉花市场监测系统并经计算整理得出,其中GICR表示全球库存消费比,OCICR表示除中国以外的全球库存消费比,CSCR表示中国库存消费比。

图1 棉花库存消费比趋势

近年来,我国很多学者从不同角度展开了对农业全要素生产率的研究,有效推动了我国的农业现代化进程。颜鹏飞等利用DEA法对我国30个省1978—2001年的技术效率、技术进步及曼奎斯特生产率指数进行了测度,发现人力资本、制度因素对其都有重要的影响^[2]。陈卫平、周瑞明运用非参数Malmquist指数法分别测算了1990—2003年和1978—2005年我国农业全要素生产率的时序演进和空间分布的基本特征,研究发现虽然全要素生产率整体呈增长的态势,但却表现出区域不均衡的现象,且呈现出农业技术进步与农业效率损失并存的局面,农业全要素生产率的提高是确保我国农业经济增长的关键因素^[3-4]。谭砚文等、刘锐等、张社梅等、朱希刚等都从技术进步的角度分析了我国棉花生产率的变动情况,表示技术进步是推动我国棉花全要素生产率提高的主要动力^[5-8]。田伟等利用随机前沿分析法对中国13个棉花主产区1997—2009年TFP增长率的波动及地区间的差异进行分析时发现全要素生产率增长的地区差异明显,且主要是由配置效率的变化引起的^[9]。朱会议利用主要植棉省市在棉花生产过程中土地生产率、劳动生产率以及资本产出率的差异探讨了1980年以来我国棉花逐步向新疆转移的主要原因,结果发现,劳动生产率的区域差异是促使棉花向新疆集中的主要原因^[10]。

上述研究对于分析棉花生产率问题极具理论和现实意义,学者们对中国农业全要素生产率呈增长趋势的观点比较统一,但在棉花全要素生产率的研究中,关于棉花TFP指数是否提高存在一定争议。研究多侧重从时间和空间的波动趋势进行分析,而结合模型对棉花TFP及其分解指数的影响因素进行实证研究的文献不足。本文在借鉴已有研究的基础上,利用DEA-Malmquist模型探讨我国棉花近年来TFP的实际变化情况,并通过动态面板模型分析中国棉花全要素生产率变化的路径依赖和