

DOI:10.15918/j.jbitss1009-3370.2018.5182

公众环境治理参与行为的多层分析

王晓楠

(上海开放大学 公共管理学院, 上海 200433)

摘要:近几年,环境行为研究逐渐成为研究者关注的重点,国内外研究者较多关注公众个体日常环境行为及其影响机制,往往忽视了公众环境治理参与行为。基于 CGSS2013 数据和中国统计年鉴,构建公众环境治理参与行为的影响因素嵌套模型,对中国公众环境治理参与行为从微观和宏观层面进行分析。研究表明:在微观个体层面上,居住在农村的居民环境治理参与行为较多,教育水平较高的公众实施较多环境治理参与行为。媒体使用、环境污染感知、政治参与及政府信任对公众环境治理参与行为有促进作用。在宏观省级层面,经济发展、产业比重合理调整可以激发地区公众平均环境参与行为,在经济稳步增长的前提下,垃圾清运量的增加和 PM2.5 浓度升高,会促进地区公众平均环境治理参与行为。

关键词: 公众参与行为; 环境治理; 环境污染

中图分类号: C919

文献标识码: A

文章编号: 1009-3370(2018)05-0037-09

改革开放以来,伴随中国粗放式经济的高速发展,环境污染日益加剧,环境风险日趋凸显,但是公众环保行为却不容乐观。党的十八大会议提出生态文明建设的“五位一体”战略举措,对环境治理给予了极高的重视。党的十九大报告明确指出,构建政府为主导、企业为主体、社会组织和公众共同参与的环境治理体系。大多数西方国家都以公众参与环境治理作为保护环境的基本准则,并积极推动公众参与环境治理,探讨公众参与环境治理的新型环境保护模式。2015年1月,中国颁布《中华人民共和国环境保护法》将公众参与环境治理单列为一章节,从顶层设计来完善环境保护公众参与制度。2015年,环保部出台《环境保护公众参与办法》保障公众环境治理的参与。2018年3月,国务院机构改革组建生态环境部、自然资源部,两个部门整合分散的环境保护职责,解决被肆意破坏的“公地悲剧”。

虽然中国政府极力推进公众环境治理参与,近年来各种调查数据发现,公众环境行为呈现出“知不易、行更难”,公众面对环境污染表现出“无知无畏、无能为力、无可奈何”,不同地域、不同文化的公众环境行为有很大差异。相比较日常环境行为,环境治理参与行为更加滞后,背后往往是由于中国“私”的毛病作祟,个体往往采取健康防护、隔离型自保来应对环境的恶化。公共领域环境问题往往“事不关己,高高挂起”甚至“自扫门前雪,不管别人瓦上霜”。因此,有必要深入探究公众环境治理参与行为背后的影响因素,激发公众自发地参与环境治理行为。

在理论层面上,国内研究者较少关注公众环境治理参与行为,较多关注于私人领域及公众日常的环境行为及其影响因素,尤其强调心理学因素对环境行为的影响,忽视结构因素、宏观层面的影响因素。近年来,国外研究者通过对环境议题的多层分析,发现国家间的环境关心和环境行为存在巨大差异,不仅取决于心理、结构、情境等因素,而且与宏观的经济和污染程度相关。洪大用、卢春天(2015)对环境关心进行了多层分析,发现城市的第一产业比重和工业烟尘排放量对环境关心有相关关系^[1]。王琰(2015)^{[2]79}、王玉君等(2016)^{[3]79}、王晓楠等(2017)^{[4]80}等基于 CGSS2010、CGSS2013 和 CSS2013 不同主观、客观数据对公众环境行为进行了多层次分析,检验了“富裕假说”“污染驱动说”等理论,表明经济发展对公众环境行为产生了一定的影响,但是大部分污染指标缺乏一定的说服力。

本文通过 CGSS2013 和《中国统计年鉴 2014》,组成主观、客观的嵌套数据,运用多层分析方法,试图构建中国公众环境治理参与行为的多层模型,从微观和宏观两个层面探讨公众环境治理参与行为的影响因素,围绕转型期中国特有的社会问题,剖析公众环境行为差异的深刻根源。

收稿日期: 2018-01-19

基金项目: 国家社会科学基金资助项目“城市居民环境风险感知对环境行为的影响机制研究”(17BSH138)

作者简介: 王晓楠(1978—),女,博士,副教授,E-mail:nancy_wangxn@163.com

一、文献综述

(一) 公众环境治理参与行为

自20世纪60年代末,环境行为研究引起国外学者的广泛关注,并取得了丰硕的研究成果,但是学者对环境行为内涵的理解存在较多差异。早期针对环境行为的大多数研究局限于心理学视角,Bamberg等(2007)提出,环境行为被视为关心他人、下一代和其他物种的亲社会活动及利益活动^[5]。Steg等(2009)从结果导向出发提出,“亲环境行为是有利于自然环境,提升环境质量,或者尽可能减少环境破坏”^[6]。中国学者较多认同结果导向的环境行为概念,彭远春(2011)认为,环境行为是指个体在日常生活中主动采取的、有助于环境状况改善与环境质量提升的行为^[748]。

Sla A P等(1986)将环境行为分为说服行为、财务管理、生态管理、法律行动与政治行动^[8]。Stern(2002)提出4种分类:激进环境行为、公共领域的非激进环境行为、私人领域的环境行为和其他具有环境意义的行为^[9]。私域和公域的划分方法得到多数学者的普遍认可。前者聚焦私人领域,以“日常生活方式”的微观个体行为研究对象,如绿色或环保消费^[10];后者专注于公民参与,如“环境公民”政策的支持,被用来指社会政治领域亲环境行为,包括交流、协商,如签署请愿书、写信、环境保护捐钱,或采取投票支持环保事业^[11-13],参加环保组织或参与有关环境问题的抗议示威^[14-15]。

中国学者吸纳西方的分类标准,并结合中国本土实际对其进行了修订。孙岩(2006)将公众的环境行为分为:生态管理、消费行为、说服行为和公民行为4个维度^[16]。彭远春(2011)将环境行为分为:私域环境行为、公域环境行为^[748]。中国社会调查CGSS2003、CGSS2010、CGSS2013对环境行为进行了跟踪调查,调查中设计环境行为量表(10个题项),通过探索性因子分析,分为公域、私域环境行为。本文认为,公众环境治理参与行为也可称为公域环境行为,是公众针对具体的环境问题,自愿地投身于环境运动或积极参与环境问题解决和环境议题的响应。

(二) 微观层面影响因素

1. 控制变量

国内环境行为早期研究中,对人口变量较为关注,如从年龄、性别、婚姻、居住地视角分析环境行为的差异。根据已有的实证研究发现,由于情景和地点的转换、时间的变迁,人口变量对环境行为的影响出现了一定程度的变化。如,女性有着更多的环境关心^[17],也有研究者运用不同数据提出相反的观点^[18]。同时,不同家庭类型导致环境行为存在较大差异^[19]。在居住地方面,国内外多数研究者认为,城市居民比农村居民实施较多环境行为。在中国二元社会结构影响下,客观的社会属性已经引发城乡居民主观价值观差异,同时进一步影响到环境观念和环境行为。很多学者把社会经济地位(教育程度、收入)作为自变量,并验证其对环境行为产生的正向作用。本文把教育程度和收入作为控制变量。根据已有研究结果,教育程度对环境行为始终显著正相关,但是收入与环境行为相关关系存在较大差异。CGSS2003年数据分析发现,收入与公域环境行为显著相关,但是与私域环境行为没有相关关系^[2035]。而在CGSS2010年的数据分析中,发现个人收入对环境行为没有显著影响,对环境行为意向有正向作用^[21]。

2. 自变量

1) 媒介使用

大众传媒对公众环境信息的获取、环境认知的塑造、环境关心的提升以及环境行为的实施有着重要的影响。根据CGSS2003研究结果发现,媒介使用对公众环境行为有着正向的显著作用,即获取环境信息的途径越多元,了解环境议题以及具体环境行为的信息越丰富,更有可能实施环境行为^[2036]。周全等(2017)分析CGSS2013数据,发现媒介使用不仅是重要自变量,而且提出了环境知识与环境风险感知对媒介使用和环境行为的中介效应模型^[22]。因此,提出研究假设:

H1. 公众媒体使用越频繁,环境治理参与行为越多。

2) 环境风险感知

环境风险感知(Environmental Perception of Risk)(有研究称之为风险认知)研究分为5类取向:第一种风险技术范式。该观点认为,风险取决于负面事件发生的概率乘以该事件后果的量级,强调客观性,忽视了人的主观性及外部性。第二种心理测量范式。Slovic(2000)认为,风险感知是人们在描述和评价某些有害活

动、新科技及其潜在危害时做出的判断^[23]。第三种风险放大框架(SARF)。Kasperson等(1988)认为,风险感知与风险应对行为的形成方式相互作用,导致风险“放大”且产生涟漪效应^[24]。本文的环境风险感知建立在后两种取向基础上。

环境风险感知与环境行为之间关系一直以来存在争议;风险感知与环境行为之间存在正相关,但是预测力较弱。Sjoberg(2000)认为,风险感知与行为之间的微弱关系表明了二者关系复杂,受到多重因素的影响,抑制了高风险感知的人的行动^[25]。因此,提出研究假设:

H2.公众的环境污染感知程度越高,环境治理参与行为较多。

3)政治参与

政治参与与环境行为相关研究较少,王晓楠等(2017)运用CSS2013数据验证了政治参与对环境行为意愿有着促进作用^[26]。耿彦虎(2018)指出,“抗争型自保”是通过主动采取措施消除风险的行为^[27]。随着近几年来,公众的维权意识和民主意识的增强,抗争型自保往往需要公众有政治参与的基础。因此,提出研究假设:

H3.有政治参与的公众,环境治理参与行为更多。

4)制度信任

制度信任(Institutional Trust)是指公众对正规组织特别是政府组织的信任。在环境方面的制度信任是公众对环境政策所感知的有效性与政府责任的合法性之间连接的纽带^[28]。卢春天等(2015)发现,公众对政府信任水平越高,对政府的环保工作评价就有可能越高^[29]。公众对政府环境治理的评价可以充分说明政治信任程度。因此,提出研究假设:

H4.公众对政府环境治理信任程度高,环境治理参与行为较多。

(三)宏观层面影响因素

1.“富裕假说”与“污染驱动假设”

后物质主义理论(Post-Materialism Theory)表明,公众的环境认知和环境行为倾向在不同国家之间存在显著差异,这种差异与国家的发展水平密切相关^[30]。经济发展驱动的后物质主义价值观对公众的环境态度和行为具有显著影响^[31],但1999—2000年全球社会调查(ISSP)、全球价值观调查(WVS)和欧洲价值观调查(EVS)3个数据分析发现,经济发展与环境行为意愿呈现了正相关、不相关和负相关3种不同结论。Franzen等(2010)发现,地区的经济发展水平成为环境行为意愿背后的深刻根源,并质疑了英格尔(Inglehart)“富裕假说”,提出地区人均GDP对环境行为意愿有显著的正相关,“富裕假说”是有一定前提的^[32]。本文提出研究假设:

H5.公众所在地区经济发展水平越高,地区平均环境治理参与行为较多。

王琰(2015)基于CGSS2010数据对居民绿色消费行为进行了多层次分析,发现了人均GDP对公众绿色消费产生影响,但是污染驱动并没有得到验证^[285]。本文对CGSS2013数据进行了多层分析,发现不同污染指标对地区公众平均的环境治理行为存在差异性影响,因此,将公众较为关注的污染指标(生活废水排放量、垃圾清运量和PM2.5浓度)作为自变量,试图验证污染驱动假设,污染程度高会降低公众环境治理参与行为,并提出研究假设:

H6.公众所在地区污染程度越严重,公众平均环境治理参与行为减少。

2.生态现代化理论

生态现代化理论起源于20世纪80年代,德国学者胡伯(Huber)试图在经济发展与环境保护之间寻求一种平衡。耶内克(Jänicke)、摩尔(Mol)等学者在胡伯观点的基础上,将生态现代化理论向纵深方向发展。该理论认为,通过政策推动的技术革新和现有的成熟的市场机制,通过市场机制和技术创新,促进工业生产率的提高和经济结构的升级,取得经济发展和环境改善的双赢结果^[33]。根据主体不同,可将生态现代化治理的手段分为:技术主导型政策、政府引导型政策(政府规划、基础设施供给、生态补贴)、市场调节型政策(生态税、产业结构调整)、社会合作型政策(非盈利性机构咨询)^[34]。

近年来,生态现代化理论推动者试图检验中国是否为生态现代化的新案例。Gertspaargaren和Mol(1992)曾指出,中国正在发生一些与生态现代化取向较为一致的环境改革^[35]。中国部分学者持支持的观点,也存在较多质疑和批判。洪大用(2012)提出,中国环保产业在技术水平、产业规模、产业结构、创新能力等方面存在很多不足,转型时期的市场经济对于环境保护的积极作用似乎不能被过高估计^[36]。本文根据生态现

代化理论中的市场调节政策手段,采用第二产业比重代表工业化程度(即市场调节政策),根据政府引导型政策手段,采用环境治理投入占GDP比重代表政府规制引导,进而验证两类生态现代化手段对公众环境治理参与的影响。因此提出研究假设:

- H7. 公众所在地区工业化程度越高,平均环境治理参与行为较多;
H8. 公众所在地区环境治理投入比重越高,平均环境治理参与行为较多。

3. 经济发展水平的调节作用

美国经济学家Grossman和Krueger(1991)提出环境库兹涅茨曲线(EKC)。在经济发展的初期阶段,随着人均收入的增加,环境污染指标提升,到达某个临界点(拐点)后,随着人均收入的增加,环境得到改善和恢复,即人均收入与环境污染程度之间呈“倒U形”关联^[37]。该理论成为生态经济学研究热点,有大量的文章以中国实践验证“环境库兹涅茨曲线”,其中主要采用碳排放量作为污染的指标并构建不同模型。环境社会学的学者试图通过该曲线说明经济发展与环境污染交织下对环境行为的影响。通过CGSS2013数据多层分析,发现人均GDP与部分污染指标交互后对地区居民平均公域、私域环境行为有显著影响^[386]。王晓楠等(2017)验证了污染指标与人均GDP交互后对地区居民平均环境行为意愿有着显著相关^[485]。以上研究虽然说明了经济发展、环境污染等指标对居民环境行为产生了一定的影响,但污染指标采用的是二氧化硫、粉尘、固体废弃物等较难被公众所感知的客观指标,使研究的结论缺乏一定的说服力。由此,本文认为经济发展与污染指标之间有着复杂的关系,环境行为的研究不能忽视了两类交互作用及其对环境行为产生的影响,并提出研究假设:

- H9. 经济发展水平与污染指标交互下对地区公众平均环境治理参与行为起到调节作用。

二、研究设计

(一) 数据来源

本文的主观数据来源于2013年中国综合社会调查CGSS,该数据采用四级分层抽样的方法,对全国28个省/市12000位受访者进行随机抽样,最终样本量为11438个。虽然调查数据已经公开,但是由于该调查仅仅公布样本所在地的省份,没有公开发布县级市名称,因此,本文忽略省内样本差异性。客观数据采用《中国统计年鉴2014》中的28个省级层面相关指标。

(二) 变量及其操作化

1. 因变量。因变量测量采用CGSS2003和CGSS2013量表,包括10题项“从不”“偶尔”“经常”分别赋值为0、1、2。对10个题项信效度检验后发现,KMO值为0.812,Bartlett球形检验具有显著性。采用探索性因子分析方法,对题项进行主成分分析并提取因子,因子载荷均大于0.5,解释方差累积比为49.616%,呈现出两个维度命名为:公域环境行为(Cronbach $\alpha=0.668$)、私域环境行为(Cronbach $\alpha=0.760$)。本文的因变量为公众环境治理参与行为(即公域环境行为)。5个题项包括:“为环境保护捐款;积极参加政府和单位组织的环境宣传教育活动;积极参加民间环保团体举办的环保活动;自费养护树林或绿地;积极参加要求解决环境问题的投诉和上诉”。本文对其进行标准化处理,形成公众环境治理参与行为指数。

2. 控制变量包括:性别、年龄、居住地、婚姻状况、教育程度和个人年收入。

3. 自变量(微观)包括:媒体使用频率、环境风险感知、政治参与、制度信任。通过探索性因子分析,对CGSS2013环境风险感知题项KMO值为0.894,进行主成分分析,以正交方差极大法进行因子旋转后,12个测量题项的因子载荷均基本大于0.5,将两类因子命名为:环境风险感知(Cronbach $\alpha=0.818$)、生态衰退感知(Cronbach $\alpha=0.767$)。但是生态衰退感知题项样本量仅为5034个,大量样本缺失,因此,本文仅对环境风险感知分析,对6个题项相加均值后进行标准化处理,形成环境污染感知指数(计算方法同因变量)。

自变量(宏观)包括:人均GDP、第二产业占GDP比重、政府环境治理投资占GDP比重、废水排放量、垃圾清运量、PM2.5浓度以及人均GDP与上述污染指标的交互项。为了防止交互项和原始变量的多重共线

根据边燕杰、李煜的指数化处理方式,设 $\min A$ 和 $\max A$ 分别为属性 A 的最小值和最大值,其公式为: $z_i = \frac{x_i - \min(x_i)}{\max(x_i) - \min(x_i)}$ 。“中国城市家庭的社会网络资本”,《清华社会学评论》,2000年第2辑。

《中国统计年鉴2014》8-13分地区废水中主要污染物排放情况;8-20分地区城市生活垃圾清运和处理情况;8-19环保重点城市空气质量中PM2.5浓度值仅有部分城市,也就是每个省的重点城市PM2.5年平均浓度(毫克/立方米)。为了方便测量,将每个省的城市相加取均值处理,作为每个省份的PM2.5年平均浓度,误差可忽略不计。

性,本文对省级层面变量进行中心化处理,自变量描述及操作化如表 1 所示。

表 1 公众环境治理参与行为相关变量测量及描述性分析

变量		测量题项赋值与取值范围	样本量	均值	标准差
个体层次变量					
因变量	公众环境治理参与行为	正向 5 分(0~100 标准化)	11 381	9.51	16.21
控制变量	性别	1=女性,0=男性	11 438	0.50	0.50
	年龄	17~97 岁	11 437	48.60	16.39
	居住地	1=城镇,0=农村	11 438	0.56	0.50
	婚姻状况	1=有配偶,0=无配偶	11 415	0.79	0.41
	教育程度	小学及小学以下=1,初中=2,高中=3,专科=4 大学本科=5,研究生及以上=6	11 432	2.25	1.26
	个人收入	年收入取对数	9 072	4.18	0.52
自变量 微观	媒体使用频率	过去一年媒体使用频率(1~5 次)	11 381	2.28	0.72
	环境风险感知	很严重=5,比较严重=4,一般=3,不太严重=2 没有此现象、不严重=1(0~100 标准化)	7 253	50.50	24.11
	政治参与	1=参加过,0=没有参加过	11 423	0.44	0.50
	制度信任	注重经济发展,忽视环境保护=1;重视不够环保,投入不足=2;虽尽了努力,但效果不佳=3;尽了很大,努力有一定成效=4;取得了很大的成绩=5	9 636	3.04	1.18
省级层次变量					
自变量 宏观	人均 GDP	连续变量(2.29~9.96 万元/人)	28	4.86	2.13
	第二产业比重 (占 GDP 百分比)	连续变量(0.22%~0.57%)	28	0.49	0.07
	政府环境投资比重 (占 GDP 百分比)	连续变量(0.46%~2.80%)	28	1.50	0.67
	废水排放量	连续变量(单位:2.20~86.25 亿吨)	28	24.33	18.37
	PM2.5 浓度	连续变量(单位:36~154 微克/立方米)	28	76.23	24.18
	垃圾清运量	连续变量(单位:74.10~2 092 万吨)	28	597.75	413.69

(三) 公众环境治理参与行为多层分析策略

本文运用 HLM 软件,采用分层线性中的嵌套结构,构建公众环境治理参与行为的多层线性模型,分为以下步骤:

首先,建立零模型(The Null Model)是将方程分解为由个体差异和由组间差异两个部分。其次,加入控制变量和微观自变量构建基准模型。再次,在基准模型的基础上构建经济发展和环境治理模型,加入人均 GDP、第二产业比重、政府环境投资比重,然后,加入污染指标构建污染驱动模型。最后,加入了人均 GDP 与污染指标之间的交互项构建交互模型。最后模型(个人层次)为

$$y_{ij} = \beta_0 + \beta_1 x_1 + \beta_2 x_2 + \beta_3 x_3 + \beta_4 x_4 + \beta_5 x_5 + \beta_6 x_6 + \beta_7 x_7 + \beta_8 x_8 + \beta_9 x_9 + \beta_{10} x_{10} + u_{ij}$$

其中, $x_1, x_2, x_3, x_4, x_5, x_6, x_7, x_8, x_9, x_{10}$ 分别表示性别、年龄、居住地、婚姻状况、教育程度、收入、媒体使用、环境风险感知、政治参与和政治信任。

省级层次为

$$\beta_0 = r_{00} + r_{01} z_1 + r_{02} z_2 + r_{03} z_3 + r_{04} z_4 + r_{05} z_5 + r_{06} z_6 + r_{07} z_7 + r_{08} z_8 + r_{09} z_9 + u_0$$

其中, $z_1, z_2, z_3, z_4, z_5, z_6, z_7, z_8, z_9$ 分别表示人均 GDP、第二产业比重、政府环境投入比重、废水排放量、垃圾清运量、PM2.5 浓度、人均 GDP×废水排放量、人均 GDP×垃圾清运量、人均 GDP×PM2.5 浓度。

$\beta_{1j} = \gamma_{10} + \mu_{1j}; \beta_{2j} = \gamma_{20} + \mu_{2j}; \beta_{3j} = \gamma_{30} + \mu_{3j}; \beta_{0j}$ 为省级层次变量对第 j 地区公众平均环境治理参与行为的影响。

三、结果与分析

(一) 零模型和基准模型

根据表 2 中的零模型,个体层次的方差点估计为 226.270,省级层面的方差点估计为 39.567,组内相关系数 ICC ($p=0.148$ 8, $p<0.001$),卡方值是 1 880.48,自由度为 27。公众环境治理参与行为的差异大约有

中心化是指某个自变量都减去同一个数值。Kromrey 提出,从统计上看,中心化可以减少多重共线性,从应用上可以改善回归结果的解释。相关系数 ICC: $U_0/(U_0+R)$,如果 ICC 大于 0.059,即可认为有必要采用多层线性模型进行分析。

14.88%来自于省级层次上的差异,说明微观个体的组内和宏观组间结合能够解释公众环境治理参与行为的差异。

基准模型是在零模型中加入了微观控制变量和自变量,微观个体方差降为224.814,省级层面方差变为22.167。基准模型的省级层面可以解释因变量差异的8.98%。通过对基准模型分析发现,在自变量中性别、年龄、婚姻状况、个人收入与公众环境治理参与行为没有相关性。仅有居住地、教育程度与其有相关关系。农村和教育程度较高的公众,环境治理参与行为较多。

在微观层面自变量中,媒体使用频率、环境风险感知、政治参与及制度信任与公众环境治理参与行为显著相关。公众媒体使用频率、环境风险感知、制度信任较高及有政治参与的公众,环境治理参与行为较多。基准模型中的自变量在线性回归模型中平均方差膨胀因子(VIF)为1.274,最大值为1.604,不存在多重共线性问题。本文发现以上变量与已有的研究结果相比较,基本一致。

(二)经济发展与环境治理模型

在基准模型基础上加入人均GDP、第二产业比重、政府环境治理投入比重后,个体层面的方差为224.595,省级层面的方差为21.507,人均GDP与公众环境治理参与行为正相关($\gamma_{01}=1.512^{**}$),第二产业比重与公众环境治理参与行为显著负相关($\gamma_{02}=-1.820^{**}$)。政府环境投入比重没有相关性。地区人均GDP提升和第二产业比重的降低会激发地区公众平均环境治理参与行为。产业结构的合理调整、经济发展,在一定程度上促进地区公众环境治理参与。经济水平、消费能力提升也促进了公众对美好生活需求的日益增长,从而有利于激发公众环境治理参与行为。

(三)污染驱动模型

在经济发展与环境治理模型基础上加入三类污染的指标。省级层面的方差减少为21.118,个体层面方差减少为224.669。其中,人均GDP和第二产业比重在模型中对地区公众环境治理参与行为显著性正相关和负相关($\gamma_{01}=1.359^{**}$; $\gamma_{02}=-2.055^{**}$)。三类不同的污染指标中,废水排放量、垃圾清运量与地区公众环境治理参与行为没有相关性,但是PM2.5浓度却显著正相关($\gamma_{06}=1.269^{**}$),说明PM2.5浓度的增加促进地区公众平均环境治理参与行为。

(四)交互模型

交互模型主要是检验经济发展与污染交互作用下对地区公众平均环境治理参与行为的影响,层二、层

表2 公众环境治理参与行为多层分析模型

自变量	零模型	基础模型	经济发展与 环境治理模型	污染驱动 模型	交互模型
个体层面:CGSS2013数据					
截距	9.014*** (1.178)	9.721*** (0.910)	9.629*** (0.885)	9.608*** (0.866)	9.631*** (0.729)
性别 ^a		0.175 (0.533)	0.192 (0.532)	0.209 (0.525)	0.234 (0.523)
年龄		0.017 (0.021)	-0.017 (0.021)	-0.017 (0.021)	-0.016 (0.021)
居住地 ^b		-1.641** (0.630)	-1.539** (0.658)	-1.524** (0.652)	-1.615** (0.657)
婚姻状况 ^c		-0.506 (0.680)	-0.497 (0.681)	-0.483 (0.682)	-0.490 (0.687)
教育程度		1.796*** (0.234)	1.800*** (0.234)	1.767*** (0.235)	1.747*** (0.238)
收入		0.570 (0.587)	0.641 (0.605)	0.686 (0.610)	0.751 (0.605)
媒体使用		4.796*** (0.612)	4.771*** (0.628)	4.814*** (0.623)	4.822*** (0.612)
环境风险感知		0.045** (0.017)	0.046** (0.017)	0.046** (0.018)	0.045** (0.017)
政治参与 ^d		1.758** (0.491)	1.750** (0.482)	1.787** (0.486)	1.803*** (0.488)
制度信任		1.2105*** (0.330)	1.188*** (0.326)	1.230*** (0.329)	1.231*** (0.330)
宏观层面:省级客观数据					
人均GDP			1.512** (0.464)	1.359** (0.436)	6.761** (2.161)
第二产业比重			-1.820** (0.587)	-2.055** (0.534)	-1.163* (0.449)
政府环境投入			-0.172 (0.388)	-0.699 (0.451)	-1.045 (0.408)
废水排放量				0.886 (0.926)	8.716 (1.699)
垃圾清运量				-0.405 (1.004)	-5.312* (2.227)
PM2.5浓度				1.269** (0.377)	-2.899* (1.322)
GDP×废水排放量					-10.334 (1.896)
GDP×垃圾清运量					9.146** (2.954)
GDP×PM2.5浓度					6.607** (2.100)
层2效应	39.567*** (1880480)	22.167*** (165.062)	21.507*** (132.032)	21.118*** (121.327)	15.437*** (112.536)
层1效应	226.270	224.814	224.595	224.669	224.786
自由度	27	24	22	18	16
组内相关系数	0.148 8	0.089 8	0.087 4	0.085 9	0.064 3

注:稳健系数,括号内为标准误,参照组:a.男性,b.农村,c.无配偶,d.未参与;
* $p<0.05$,** $p<0.01$,*** $p<0.001$;ICC>0.059即可认为有必要采用多层线性模型进行分析。

由于版面限制,本文将控制变量和自变量同时放入基准模型,讨论公众环境治理参与行为的微观影响因素。

一方差分别减小为 15.437、224.786。省级层面变量对地区公众平均环境治理参与行为解释力达到 6.43%以上。虽然从数值上看,解释力度并不高,但是能够说明一定问题。

交互模型中,人均 GDP、第二产业比重与地区公众平均环境治理参与行为正负相关($\gamma_{01}=6.761^{**}$; $\gamma_{02}=-1.163^{*}$)。垃圾清运量、PM2.5 浓度与地区公众平均环境治理参与行为负相关($\gamma_{05}=-5.312^{**}$; $\gamma_{06}=-2.899^{*}$)。人均 GDP 与垃圾清运量、PM2.5 浓度交互项对地区公众平均公域环境行为显著正相关($\gamma_{08}=9.146^{**}$; $\gamma_{09}=6.607^{**}$)。在交互模型中,人均 GDP 每增加一个单位,垃圾清运量和 PM2.5 浓度每提升一个单位,会促进地区公众平均环境治理参与行为的产生。

从整体模型中可以看出,人均 GDP、第二产业比重在模型中的显著性,验证经济发展、产业结构调整对地区公众平均环境治理参与行为产生了不同程度的作用。不同的污染指标对地区公众平均环境治理参与行为的影响存在较大差异。在地区经济水平提升的前提下,公众对空气污染和垃圾围城有着较为强烈的认同和抵触,较容易激发公众集体理性,促动环境治理参与行为。

四、讨论与结论

环境污染、环境治理、公众参与行为之间的关系本身就是一个动态的过程。环境污染问题的原因较为复杂,很难通过简单的推论得出全面的答案。本文基于 CGSS2013 和中国统计年鉴,试图通过多层分析方法,构建公众环境治理参与行为嵌套模型,探寻公众环境治理的参与行为的影响因素。研究发现,公众环境治理参与行为不仅受到微观层面心理变量(环境风险感知)、结构变量、情景变量(媒体使用、政治参与、政治信任)的影响,而且更为重要的是受到宏观层面变量(人均 GDP、环境污染指标、二者交互作用、第二产业比重)的影响。根据以上结果,本文得出以下结论:

(一) 公众环境治理参与行为中“去个性化”

从表 1 可知,50.5% 中国公众已经感知到了环境污染风险,但只有 9.51% 的公众能够为环境治理行动起来,参与解决。公众面对公共领域环境污染往往遵循着“搭便车”行动策略,在没有遭到利益侵害的前提下,个体选择消极放任,而较少做出追责行为。行为与感知存在巨大落差和背离,究其根源,公共性往往隐去或者免去了行动者个体的责任^[38]。“去个性化”导致个体表现出“从众”行为。控制变量中,除居住地、教育程度对公众环境治理参与行为有着显著影响,其他变量都不显著,更加印证了公众参与行动背后的“去个性化”。长期以来,公众私域环境行为往往嵌入生活性的行动带有强烈的主体性,而公共领域环境治理参与行为却丧失了主体性。因此,推动公众参与环境治理行为并不取决于个体,更应该加强政府的引导和环保专业组织的参与,在有组织的推动下,才能推动公众环境参与行为。

“城乡”变量是社会学研究不平等问题的重要变量。根据已有的研究,中国二元的社会结构下,城乡分化在私域、公域环境行为上体现较为显著。农村居民以农耕为主,土地是其生命命脉,农民身份及其对土地和自然环境依附关系,决定了农民群体环境治理参与的积极性。相对于农村,城市居民往往缺乏公共参与的意愿,面对外部环境污染,较容易产生自保型行为。

(二) 公众环境治理参与行为的内在动力机制

本文验证了媒体所产生的积极效应。新媒体是公众获取环境信息的主要渠道,媒体的使用可以丰富公众环境知识,增强民主意识和政治参与感。互联网、新媒体时代的到来,信息获取的多少和程度决定了公众环境治理的参与行为。政治参与对公众环境治理参与行为起到显著正向作用。参加过政治活动的公众具有较强的参与意识,较为关心国家大事,关注公共问题,成为环境治理参与的潜在群体。公众对地方政府公信力,成为公众环境治理参与行为的内在动力。地方行政部门、利益主体在“经济发展”“环境治理”的博弈中处于两难境地,最终出现了“有组织地不負責任”的理性策略选择。随着地方政府对环境治理的重视,完善环保法律制度,提升政府执法能力,调整产业结构,加快能源结构转型,加大治理环境资金投入,建立政府责任追究,完善公众参与机制等,公众对政府环境治理的满意度提升,公众对政府信任增强,激发了公众参与的积极性和主动性。

(三) 公众环境治理参与行为中的悖论:经济发展

本文验证了“富裕假说”理论。在经济发展和环境治理模型、污染驱动模型和交互模型中,富裕地区公众环境治理参与行为较多。转型期,中国地区发展水平差距日益明显,东部沿海地区经济发达,西部地区和中部地区较为贫困。发达地区的地方政府有着良好软硬件设施和充足财政资源,环境规制较为完善,比贫困地

区有着良好的现实基础和条件,能够推动公众环境治理的参与。

“污染驱动假设”得到了部分的验证,说明该理论在中国具有一定局限性。雾霾指数对公众参与行为起着重要作用。雾霾问题关切每位公众的健康,而现阶段中国的主要矛盾已经转化为人民日益增长的美好生活需求与不平衡、不充分的发展之间的矛盾。公众对空气质量的美好需求超过了对其他污染指标的感知,较容易激发环境治理的参与行为。

在经济增长的情况下,垃圾排放量增长会促进地区公众环境治理参与行为。近年来,垃圾围城问题严峻,地方政府采取了不同的方式治理垃圾问题,如垃圾分类、回收、利用及焚烧项目。垃圾问题引起公众的广泛关注,在政府政策引导下,公众提升环境治理参与水平。但是,废水排放量的增长并没有对公众环境治理行为产生影响。

生态现代化理论中提出的两类手段在现阶段中国得到部分验证。第二产业比重高,地区环境污染较严重,该地区的居民如果不具备向环境优越地区流动的条件,就只能选择忍耐和适应环境,因此也并不会激发公众环境治理的参与,相反会抑制参与行为产生。根据推拉理论,迁出地的环境退化和生态系统服务的恶化会形成一股环境推力,而迁入地较高的环境质量构成了环境拉力,进而产生自发性的环境移民^[39]。环境治理投入比重也并不会引导该地区公众环境治理参与行为。生态现代化理论在中国适用性一直存在较大争议。中国与西方发达国家的环境保护呈现出不同特色及风险,简单套用生态现代化理论分析中国生态现代化进程,可能会促使中国陷入误区,甚至误导实践。

本文所使用的第二产业比重和环境治理投入不能充分、全面代表市场调节政策手段和政府引导型政策手段,因而无法对各地区生态现代化程度进行准确的测量,期待后续研究能够弥补这一不足。由于本文所采用的是2013年截面数据,环境治理参与行为处于动态变化之中,这一结论是否适用于当今的中国,还需要进一步的研究和验证。

参考文献:

- [1] 洪大用,卢春天. 居民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):154-164.
- [2] 王琰. 我国居民绿色消费影响因素的多层次分析:基于 CGSS2010 的实证研究[J]. 南京工业大学学报(社会科学版),2015(2):79-89.
- [3] 王玉君,韩冬临. 经济发展、环境污染与公众环保行为——基于中国 CGSS2013 数据的多层分析 [J]. 中国人民大学学报,2016,30(2):79-92.
- [4] 王晓楠,刘琳. 中国居民环境行为意愿的多层分析——基于 2013 年 CSS 数据的实证分析[J]. 吉首大学学报(社会科学版),2017,38(1):80-90.
- [5] BAMBERG S,MÖSER G. Twenty years after Hines,Hungerford,and Tomera;a new meta-analysis of psycho-social determinants of pro-environmental behavior[J]. Journal of Environmental Psychology,2007,27(1):14-25.
- [6] STEG L,VLEK C. Encouraging pro-environmental behaviour:an integrative review and research agenda[J]. Journal of Environmental Psychology,2009,29(3):309-317.
- [7] 彭远春. 试论我国公众环境行为及其培育[J]. 中国地质大学学报(社会科学版),2011,11(5):47-52.
- [8] SIA A P,HUNGERFORD H R,TOMERA A N. Selected predictors of responsible environmental behavior:an analysis[J]. Journal of Environmental Education,1986,17(2):31-40.
- [9] STERN P C. Toward a coherent theory of environmentally significant behavior[J]. Journal of Social Issues,2002,56(3):407-424.
- [10] YOUNG W,HWANG K,MCDONALD S,et al. Sustainable consumption:green consumer behaviour when purchasing products[J]. Sustainable Development,2010,18(1):20-31.
- [11] CORRAL-VERDUGO V,BECHTEL R B,FRAIJO-SING B. Environmental beliefs and water conservation:an empirical study[J]. Journal of Environmental Psychology,2003,23(3):247-257.
- [12] OREG S,KATZGERRO T. Predicting proenvironmental behavior cross-nationally:values,the theory of planned behavior,and value-belief-norm theory[J]. Environment & Behavior,2006,38(4):462-483.
- [13] SCHULTZ P W,GOUVEIA V V,CAMERON L D,et al. Values and their relationship to environmental concern and conservation behavior[J]. Journal of Cross Cultural Psychology,2005,36(4):457-475.
- [14] FIELDING K S,MCDONALD R,LOUIS W R. Theory of planned behaviour,identity and intentions to engage in environmental activism[J]. Journal of Environmental Psychology,2008,28(4):318-326.
- [15] SCHULTZ P W,VALDINEY V G,CAMERON L D,et al. Values and their relationship to environmental concern and

- conservation behavior[J]. *Journal of Cross-Cultural Psychology*, 2005, 36(4): 457-475.
- [16] 孙岩. 居民环境行为及其影响因素研究[D]. 大连: 大连理工大学, 2006.
- [17] 洪大用, 肖晨阳. 环境关心的性别差异分析[J]. *社会学研究*, 2007(2): 111-135.
- [18] ARCURY T A, CHRISTIANSON E H. Environmental worldview in response to environmental problems: kentucky 1984 and 1988 compared[J]. *Environment & Behavior*, 1990, 22(3): 387-407.
- [19] GATERSLEBEN B, STEG L, VLEK C. Measurement and determinants of environmentally significant consumer behavior[J]. *Environment & Behavior*, 2002, 34(3): 335-362.
- [20] 彭远春. 城市居民环境行为的结构制约[J]. *社会学评论*, 2013(4): 29-41.
- [21] 程潇潇, 孟伦. 媒介使用对受众环境意识的影响——基于 CGSS2010 的数据应用[J]. *全球传媒学刊*, 2016, 3(4): 68-82.
- [22] 周全, 汤书昆. 媒介使用与中国公众的亲环境行为: 环境知识与环境风险感知的多重中介效应分析[J]. *中国地质大学学报(社会科学版)*, 2017(5): 80-94.
- [23] SLOVIC P. The perception of risk[J]. *Risk Society & Policy*, 2000, 69(3): 112-112.
- [24] KASPERSON R E, RENN O, SLOVIC P, et al. The social amplification of risk: a conceptual framework[J]. *Risk Analysis*, 1988, 8(2): 177-187.
- [25] SJOBERG L. Factors in risk perception[J]. *Risk Analysis*, 2000, 20(1): 1-12.
- [26] 王晓楠, 瞿小敏. 生态对话视阈下的中国居民环境行为意愿影响因素研究——基于 2013 年 CSS 数据的实证分析[J]. *学术研究*, 2017(2): 52-60.
- [27] 耿言虎. 隔离型自保: 个体环境健康风险的市场化应对[J]. *河北学刊*, 2018(2): 195-200.
- [28] 罗伯特·D·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. 北京: 中国人民大学出版社, 2015: 216.
- [29] 卢春天, 洪大用. 公众评价政府环保工作的影响因素模型探索[J]. *社会科学研究*, 2015(3): 108-115.
- [30] INGLEHART R. Public Support for environmental protection: objective problems and subjective values in 43 societies[J]. *Ps Political Science & Politics*, 1995, 28(1): 57-72.
- [31] GERHARDS J, LENGFELD H. Support for European Union environmental policy by citizens of EU-member and accession states[J]. *Comparative Sociology*, 2008, 7(2): 1-27.
- [32] FRANZEN A, MEYER R. Environmental attitudes in cross-national perspective: a multilevel analysis of the ISSP 1993 and 2000[J]. *European Sociological Review*, 2010, 26(2): 219-234.
- [33] 郇庆治, 马丁·耶内克. 生态现代化理论: 回顾与展望[J]. *马克思主义与现实*, 2010(1): 175-179.
- [34] 林丹. 从生态规制到生态议程: 生态现代化理论的实践模式演进[J]. *理论与改革*, 2016(3): 107-112.
- [35] GERTSPAARGAREN, MOL A J. Sociology, environment, and modernity: ecological modernization as a theory of social change[J]. *Society & Natural Resources*, 1992, 5(4): 323-344.
- [36] 洪大用. 经济增长、环境保护与生态现代化——以环境社会学为视角[J]. *中国社会科学*, 2012(3): 83-92.
- [37] GROSSMAN G M, KRUEGER A B. Environmental impacts of a north American free trade agreement[J]. *Social Science Electronic Publishing*, 1991, 8(2): 223-250.
- [38] 陆益龙. 水环境问题、环保态度与居民的行动策略——2010CGSS 数据的分析[J]. *山东社会科学*, 2015(1): 70-76.
- [39] RENAUD F G, DUN O, WARNER K, et al. A decision framework for environmentally induced migration[J]. *International Migration*, 2011, 49(1): 5-29.

Multi-level Analysis of Public Participation in Environmental Governance

WANG Xiaonan

(School of Public Management, Shanghai Open University, Shanghai 200433, China)

Abstract: In recent years, the study of environmental behavior has gradually become a key issue of concern for researchers. Researchers pay more attention to an individual's daily environmental behavior and its influence mechanism. Drawing on CGSS2013 and China Statistical Yearbook data, this study built up a theoretical model of influencing factors of the public participation behavior in environmental governance, and analyzed it from micro and macro levels. The study showed that, on the individual level, rural residents had more environmental governance participation behavior and those who had received more education participated more in environmental governance. Environmental perception of risk, political participation and institutional trust could promote public participation behavior in environmental governance. On the macro level, economic development and reasonable adjustment of industrial proportions could stimulate public participation behavior in environmental governance. Under the premise of steady economic growth, the increasing regulation of waste disposal and concentration of PM2.5 will promote the overall participation of the public in environmental governance.

Key words: public participation behavior; environmental governance; environmental pollution

[责任编辑: 孟青]