

公众环境关心与环境友好行为的非一致性研究

——基于中国综合社会调查数据的分析

钟念^{1,2} 李廉水^{1,2} 张三峰²

(1. 东南大学经济管理学院, 江苏南京 211189; 2. 南京信息工程大学中国制造业发展研究院, 江苏南京 210044)

摘要:基于中国综合社会调查2010年数据,运用oprobit和biprobit模型探讨了公众的环境关心和环境友好行为是否一致,并分析公众的个体特征与其环境关心和行为一致性的关系。研究结果表明:①公众对环境关心并不必然会促进其生活中的环境友好行为。控制其他条件不变,老年人、女性、收入及受教育程度会提高公众环境关心与实施环境友好行为的概率;②在考虑公众的城乡和地区差异后,公众的收入、非农就业和受教育程度在提高公众的环境关心与环境友好行为的一致性上具有积极作用;③总体上,公众的收入水平和受教育程度对其环境关心和环境友好行为一致性的作用最稳健,这意味着增加居民的收入、提高公众的教育水平对促进我国环境保护事业有重要意义。

关键词:环境关心;环境友好行为;一致性

中图分类号:X24

文献标志码:A

文章编号:1671-4970(2018)03-0049-08

一、问题的提出

全球面临的生态环境恶化问题与社会中的每个个体息息相关^[1],公众的环境友好行为有助于生态环境改善。联合国《里约环境与发展宣言》提到环境问题需要公众参与,中国政府也提出了“全民参与、共同治理”的环境保护理念,习近平同志在十九大报告的建设美丽中国中更是明确指出解决环境问题时要全民共治。因此如何加强公众环境关心、正向引导公众行为,使之符合生态环境保护的要求在改善世界各国环境的过程中具有重要意义^[2]。

目前,公众环境态度和环境行为的研究是国内环境社会学领域内的热门话题之一,研究者们试图多视角研究环境行为的驱动因素,并形成了主要以“环境态度—环境行为”和“环境关心—环境行为”为代表的研究路径^[3],研究者认为环境态度(或者环境关心)影响环境行为。Ajzen等的“理性行为理论”解释了采取合理行动的过程^[4]。该理论认为人们在理智的前提下,首先对事物的信念构成态度,随后态度构成行为意图,最后才会根据意图采取行

动。在此理论的基础上,Ajzen发展此观点并形成“计划行为理论”,认为行为的产生与改变有着复杂的心理过程,人的行为是深思熟虑的结果^[5]。国内外大量研究表明,世界各国公众对环境问题普遍持有较高关注度^[6-12]。在此情况下,一些研究者乐观地认为,公众对环境问题的关注将促使其在环境行为方面发生显著的变化,更多公众可能在日常生活中采取环境友好行为。例如张艺山的研究结果表明对环境问题的关注度越高的个体,从事环境保护行为的频率也越高^[13]。

然而,公众的环境友好行为是复杂多元的,社会心理学家认为个人的态度、意图和行为之间还存在一定距离。国内外研究者发现公众的环境关心和环境友好行为之间存在不一致的现象^[14-15]。继而Schwartz提出“规范—激活”理论,认为社会规范只有具体化到个人规范才能影响个体的亲社会行为,其中个人规范能否被激活会受到个体对行动结果的意识 and 行动结果的责任认定影响,也即当个体对行动结果的意识和对行动结果的责任认定较高时个人规范才会被激活,进而产生亲社会行为^[16]。然而

收稿日期:2017-10-24

基金项目:国家自然科学基金青年项目(71603130);国家自然科学基金项目(71673145);教育部哲学社会科学发展报告项目(13JBG004);中国制造业发展研究院项目(2201181301023)

作者简介:钟念(1977—),女,湖北天门人,讲师,博士研究生,从事制造业发展、环境及创新管理研究。

“规范—激活”理论的解释力有限,一些现象无法得到合理解释。Stern 在“规范—激活”理论上融合价值观等提出“价值—信念—规范”理论,该理论认为价值观引导环境行为,即价值观产生信念,信念激活行为规范最后采取环境行为,着重强调价值观—信念—个人规范这一因果链。在引导过程中,对环境行为负面结果认知和降低行为结果威胁能力认知起到调节作用^[17]。值得注意的是,在这个因果链中,各个影响因素之间的是相互影响的,且不同类型的环境行为会受到不同环境因素影响,甚至同一因素对不同类型环境行为的影响程度也有差异。例如 Best 等认为尽管公众对环境关心持有较高的认同感,但在日常生活中却鲜有从事环境保护的行为,以垃圾分类回收为例,他们发现表示对环境有较高关心程度的公众,并没有主动实施垃圾分类回收的行为^[18]。为什么会出现环境态度与环境行为的不一致,彭远春认为环境行为其实是在自我约束和自我控制下做出的契合自身实际的选择,但目前的已有研究忽视了社会经济发展、文化变迁、制度政策变化、阶层分化、地区差异等外在结构性因素对环境心理及环境行为的动态影响^[19]。因此,公众环境关心与环境友好行为关系的确定,需要综合考虑个体、社会以及制度约束等多个因素。

国内关于环境关心与环境友好行为一致性的研究尚处于起步阶段。欧阳斌等发现环保意识对我国居民的环保行为具有显著的正向作用^[20];卢少云也发现环境关心和环保责任感均显著正向影响公共环保行为^[21];王薪喜和钟杨也得出类似结果,认为环境态度对环境行为有较显著影响^[22];梁爽、姜楠和谷树忠也发现环保意识是影响农户环保支付意愿的重要因素^[23]。然而清华大学建筑节能研究课题组发现公众的能源消费与节能意识并没有关系,更多的是受到其自身社会经济地位的影响^[24]。孙中伟和黄时进发现与非“中产”阶层相比,“中产”居民虽然对居住小区环境质量和政府环保措施更加不满,但却表现出更少的低碳认知和低碳行为^[25]。由于测量方法和样本选择的不同,已有研究结论尚未取得共识。

综上所述,现有研究较少涉及环境关心如何转化为环境行为。本文所要研究的问题是当前我国公众的环境关心与其环境友好行为是否一致,如果不一致,原因是什么?如何促进环境关心转化为环境行为?厘清这些问题,有助于揭示公众在环境友好行为之间的差异及影响因素,更是探求我国公众承担环境保护责任的重要前提,从而为扩大及更加有效地培育环境保护的社会基础提供重要参考。

与已有研究相比,本文的边际贡献主要体现在

两个方面:一是在研究内容上,同时考虑了公众环境关心与环境友好行为的一致性,并分析了公众的社会经济特征对其影响。二是在研究方法上,使用双变量 probit 回归,缓解了公众的环境关心与环境友好行为模型中的内生性问题。

二、研究设计

1. 数据来源

本文使用中国人民大学中国调查与数据中心提供的 2010 年中国综合社会调查(CGSS)数据进行分析,与以往一样,CGSS2010 采用了多阶分层概率抽样的方法,将中国大陆 31 个省(市、自治区)的 100 个县(市、区)作为初级抽样单元进行调查,然后在每个抽中的县(市、区)中随机抽取 4 个居委会或村委会,最后在每个居委会或村委会中随机调查 25 个家庭,并在每个抽中的家庭中随机抽取一个人进行调查访问,在 2010 年 CGSS 调查样本中,最终获得有效样本 11 785 个^①。本文使用的环境模块,样本量为 3 716 个。

2. 研究方法与模型构建

在对公众环境关心和环保行为进行实证研究的文献中,存在两种基本的研究取向:一种是把公众的环境关心和环保行为视为连续变量,继而运用 OLS 回归方法分析相关因素的影响。另一种则把公众的环境关心和环保行为视为排序变量,采用有序 probit 或 logit 模型来估计不同因素的影响^[26]。由于有序变量之间的距离不能直接进行比较,不宜采用 OLS 进行回归。因此,笔者采用文献中广泛使用的有序 probit 模型进行估计。

需要指出的是,已有研究者对环境关心的度量方法有不同见解,具体的测度方法从一维到多维^[2],而本文研究目的并不是探讨公众环境关心的维度究竟有多少,因此,本文用公众环境关注程度作为衡量公众环境关心程度的方式,具体而言,本文使用 CGSS2010 调查提供的“总体上说,您对环境问题有多关注(concern)”表示公众的环境关心变量;对于公众的环境友好行为,借鉴 Kollmuss 和 Agyeman 的做法^[6],本文使用公众对“经常特意将玻璃、铝罐等废弃物进行分类整理(recycle)”“经常特意购买没有施用化肥和农药的水果与蔬菜(organic food)”“经常特意为环保而减少开车(car)”“经常特意为环保而减少家庭能源的消耗(energy)”“经常特意为环保而节约用水(water)”和“经常特意为环保而购

^①数据的详细介绍见中国综合社会调查.[2018-05-22].<http://cgss.nuc.edu.cn/>.

买某些产品(goods)”等6种环境友好行为的实践来表示。

对于环境关心变量,concern的取值为1-5,其中1表示“完全不关心”、5表示“非常关心”;而六种具体的环境友好行为,它们的取值范围为1-4,其中4表示“总是”,1表示“从不”。如前文所述,本研究中的被解释变量均为排序数据,一般而言,有序概率模型可以设定如下:

$$y_i = F(\alpha X_i + \varepsilon_i) \quad (1)$$

其中, y_i 为被解释变量,分别为concern_i和六种具体的环境友好行为。 X_i 表示一系列影响公众环境关心与环境友好行为的变量,例如性别、年龄等。 $F(\cdot)$ 为某非线性函数,其具体形式为:

$$F(y_i^*) = \begin{cases} 1, y_i^* < \mu_1 \\ 2, \mu_1 < y_i^* < \mu_2 \\ \vdots \\ J, y_i^* > \mu_{J-1} \end{cases} \quad (2)$$

其中, $\mu_1 < \mu_2 < \dots < \mu_{J-1}$ 为带估计参数,称为切点。 y^* 是 y 的背后存在的潜变量,并满足:

$$y_i^* = \alpha + \beta X_i + \varepsilon_i \quad (3)$$

由于公众的环境关心和环境友好行为这两个选择过程可能并不是独立的,那么上述单方程probit模型分别对公众环境关心和环境友好行为进行分析可能存在偏误:模型的误差项之间存在相关性,因此本文也使用了考虑方程误差项之间可能相关的双变量probit(biprobit)模型来对我国公众环境关心与环境友好行为是否一致进行分析。在biprobit模型中,借鉴已有文献所使用的方法,本文将公众环境关心和环境友好行为设置成两个0-1型变量^[27]。对于公众的环境关心变量,如果受访者的选项值大于该变量的均值,则赋值为1,否则为0;对于公众的环境友好行为,本文将公众的六种环境友好行为进行加总,加总后的变量取值范围在6-24之间,如果受访者加总后的环境友好行为得分大于该变量的均值,则赋值为1,否则为0。在稳健性检验中,本文采用相同的方法对公众环保成本的承担行为也设置了0-1型变量。

3. 变量选取与描述性统计

已有文献在对公众的环境关心和环境友好行为分析中,强调了公众个体的人口、社会经济等异质性因素在其中的作用^[28]。结合本文使用的数据,本文选取如下变量放入回归模型:

(1) 年龄

在国外文献中,年龄变量与环境关心变量的关系存在正负两种不同结论,并从社会化和信息传播的视角给出了合理的解释。需要指出的是,虽然年

轻人可能会比年老的人更关心环境,但在具体的环境友好行为实践上并不一定会表现出相同的倾向。因为,年轻人可能更为注重对物质生活的追求,而忽视了生活中的环保责任。本文使用受访者2010年的实际年龄来度量。

(2) 性别

从性别在社会分工的作用视角看,目前关于性别在公众环境关心中起的作用研究缺乏一致的结论。大量西方文献表明,在其他因素不变的情况下,女性比男性有着更多的环境关心^[29],在针对中国分析中,研究显示中国女性不一定比男性有更多的环境关心,并且在公共领域内的环境友好行为方面,女性与男性的参与都很低^[26]。在本文中男性赋值为1,女性赋值为0。

(3) 受教育程度与收入

需求层次理论认为,在基本物质生活满足的情况下,人们会追求更高层次的需求。基于这一假设,那么公众受教育程度和收入对其环境关心和环境友好行为产生正面影响。对于受教育程度变量,本文将教育程度做了如下处理,未受过任何教育赋值为0,小学和私塾赋值为6,初中为9,高中(包括职高、中专和技校)为12,大专(包括成人高等教育)为15,本科为16,研究生及以上为19;对于收入变量,则以受访者2010年工资收入的自然对数来代理。

(4) 婚姻状况

一般而言,已婚的公众在对待环境问题上可能会有更为长远的考虑,从而会倾向于践行环境友好行为,因为根据父母的利他假说,父母希望未来自己的孩子能有足够的自然资源可以利用^[30],未婚赋值为0,已婚(包括离婚和丧偶)赋值为1。

另外,本文在回归模型中还控制了公众的居住地类型和工作状况。这是因为目前我国城市环境恶化更为显著,而且城市居民可能会有更多渠道获取环境信息,进而可能会更关心环境并在生活中采取环境友好行为。相对失业的人而言,从事非农职业或农业生产的公众可能会更为关注生活的环境,从而践行环境友好行为。最后,按照通常的区域划分标准,本文将调查样本划分为东部、中部和西部三个地区^①。以上所选取变量定义及描述性统计见表1所示。

①CGSS的抽样对象为中国内地的31个省(市、区),在本文中,东部地区包括北京、天津、河北、辽宁、上海、江苏、浙江、山东、福建、广东和海南;中部地区包括山西、吉林、黑龙江、安徽、江西、河南、湖北和湖南;西部地区包括四川、重庆、贵州、云南、陕西、甘肃、青海、宁夏、新疆、广西、西藏和内蒙古。

表1 变量定义与描述性统计

变量	变量定义	最大值	最小值	均值	标准差
环境关心	受访者对环境关注的程度,取值范围为1-5,其中1表示“完全不关心”、5表示“非常关心”	5	1	2.34	0.98
年龄	2010年受访者的实际年龄	91	17	47.63	15.35
性别	男性赋值为1,女性赋值为0	1	0	0.49	0.50
教育程度	文盲赋值0,小学和私塾赋值为6,初中为9,高中(包括职高、中专和技校)为12,大专(包括成人高等教育)为15,本科为16,研究生及以上为19	19	0	9.01	4.48
收入	2010年受访者年工资收入的自然对数	14.85	4.61	9.35	1.15
婚姻状况	未婚赋值为0,已婚赋值为1	1	0	0.92	0.28
居住地	城市赋值为1,农村赋值为0	1	0	0.63	0.48
工作状况	非农就业为1,农业生产为2,无业为3	3	1	1.91	0.87

三、实证分析结果与解释

1. 初步的回归:公众的环境关心与环境友好行为

采用oprobit回归,本文分别对公众环境关心与环境友好行为进行估计,需要说明的是,在进行oprobit回归时,回归系数及其符号并不能直接进行解读,一般通过计算各变量的边际效应,即在其他变量取均值时,该变量变动1单位对公众环境关心或环境友好行为的某项选择概率的影响值。本文中各个解释变量的边际效应如表2所示。

(1) 环境关心变量

从表2可以看出,在其他条件不变情况下,公众环境关心对其环境友好行为的影响并不一致,公众对环境的关心程度越高,则越倾向于采取措施节约能源、循环利用水资源和购买环保产品,且会基于环保目的降低开车倾向。另外,环境关心程度高并不

会增加公众进行对垃圾进行分类的概率。本文的这一结论与已有文献相一致^[31-32]。这意味着公众的环境关心必须和其他变量一起才能影响到公众的环境友好行为。

(2) 年龄变量

结果表明,年龄并不会显著影响公众对环境的关心程度,但会在日常生活中提高公众采取环境友好行为的可能。比如,年龄越大的公众越可能节约水电、垃圾分类以及购买环保产品等。我们理解为我国年龄大的社会公众首先由于历史原因本身的节约意识更强,其次相对于年轻人时间较多(比如退休在家或者比年轻人工作压力相对较小)且有更多耐心,最后最重要的是老年人通常会更多考虑子女后代的生活和长远利益,因而他们会更加积极主动实施环保行为。

表2 公众环境关心与环境友好行为的oprobit回归边际效应

因变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
自变量	环境关心	回收	有机食物	使用汽车	节约能源	节约用水	环保产品
环境关心		0.079 (1.50)	-0.0382 (-0.37)	-0.035** (-2.16)	0.094*** (3.43)	0.041*** (3.11)	0.018*** (4.12)
年龄	0.024 (1.05)	0.073** (2.45)	0.039 (1.24)	0.195*** (7.02)	0.019 (1.11)	0.092*** (4.06)	0.027* (1.94)
性别	0.013 (1.07)	-0.01 (-0.63)	-0.01 (-0.63)	-0.048*** (-3.13)	-0.005 (-0.70)	-0.016 (-1.54)	-0.012* (-1.82)
收入	0.015** (2.14)	0.004 (0.54)	0.015* (1.74)	-0.067*** (-6.86)	0.013*** (2.90)	0.014* (1.93)	0.020*** (4.86)
婚姻	0.034 (1.46)	0.014 (0.51)	0.073*** (2.67)	-0.072*** (-2.64)	0.029* (1.82)	0.012 (0.53)	0.006 (0.46)
居住地	0.023 (1.21)	0.038 (1.46)	0.016 (0.65)	0.041* (1.89)	0.062*** (4.50)	0.104*** (5.65)	0.051*** (4.66)
非农就业	0.000 (0.02)	0.001* (1.85)	0.041** (2.12)	-0.018 (-0.79)	0.024** (2.01)	0.032** (1.98)	0.026*** (2.71)
务农	0.002 (0.10)	0.023 (0.82)	0.033 (1.10)	-0.014 (-0.48)	0.016 (1.13)	-0.028 (-1.33)	-0.029*** (-2.58)
教育水平	0.010*** (5.99)	0.001** (2.07)	0.002** (1.97)	-0.007*** (-3.02)	0.005*** (4.33)	0.008*** (4.33)	0.006*** (6.11)
地区	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
观测量	2604	2604	2604	2604	2604	2604	2604

注:①*、**和***分别表示在10%、5%和1%的统计水平上显著;②括号中是经过以“居民居住地乡镇/街道”为聚类变量的聚类稳健标准差所计算出的z值;③限于篇幅,这里没有汇报模型的回归系数

(3) 性别变量

表2中的结果显示,尽管男性可能会对环境问题有更高的关心,但相对于女性而言,男性的环境友好行为倾向都有不同程度的降低,并且为环保的目的而减少开车和购买环境友好产品方面的概率将分别显著下降4.8%和1.2%。通常而言,女性相比男性更是家庭施爱者,往往会将家庭的安全和健康放在首要地位,与此同时出于母性,拥有小孩也会让女性更多地关心环境问题;男性虽然通常拥有更高的环境知识水平,但他们与女性看待世界不同,男性可能更加客观和功利地看待社会。因而尽管男性更加关心环境问题但却比女性的环境友好行为相对较少。

(4) 收入变量

结果显示,收入水平的提高会显著增加公众对环境关注的概率,并在大多数情况下会增加公众采取环境友好行为的概率,这与王凤等的研究结论不一致,她们认为收入不会影响西安市居民在日常生活中采取环境友好行为^[33]。然而,本文也发现收入水平的提高,会显著降低为环保而减少开车的概率。本文的解释为对于高收入人群而言,他们更加注重时间和效率,因而他们不会为减少污染而减少开车,反而会为了提高效率节约时间而增加开车。这一结论也说明,政府在制定环境政策时,应该在考虑环境保护时也应考虑效率和效益,比如可以多鼓励社会公众购买和使用新能源汽车,完善公共交通设施,让出行更加便利。

(5) 婚姻状况变量

结果表明,已婚的公众会更多地对环境问题表示关注,但是影响并不显著。在六种环境友好行为上,相对于未婚公众,已婚公众将更有可能“经常购买没有施用化肥和农药的水果与蔬菜”以及“为环保而减少家庭能源的消耗”,可能的原因为已婚公众更多考虑到孩子的安全和健康问题因而他们更倾向于选择更安全的食品即没有施用化肥和农药的水果与蔬菜,这与已有研究结论一致^[9,15],已婚公众并不会为环保而减少开车,我们理解为已婚群体更多考虑孩子出行的安全和便利,因而出行更倾向于多选择使用汽车。这一结论也启示我们,在确定需要使用汽车的前提下政府可以鼓励公众购买和使用新能源汽车。

(6) 居住地变量

从表2各列结果可知,相对于居住在农村而言,城市居民在环境关心和环境友好行为方面都会有更高的概率,而且城市居民在六种环境友好行为上有四个方面(为环保而减少开车、节约家庭能源消耗、节约用水和购买环保产品)显著地表现出更高倾

向。我们认为一方面城市居民更容易直面面对自己所在地环境污染的现实(比如雾霾等),另一方面城市居民有更多的渠道学习和了解环保知识和环境信息(比如媒体宣传等)。

(7) 就业状况变量

研究结果表明,与处于无业状态的公众相比,非农就业和务农对公众并不会显著提升公众对环境关注的程度,但会对公众的环境友好行为产生不同的影响。例如,非农就业将显著提升公众在六种环境友好行为中的五种的概率(除为环保减少开车之外)。本文的解释为由于受教育程度更高、收入水平更高且主要居住在城市,非农就业人员因而可能有更强的社会责任感从而践行更多的环保行为。

(8) 受教育水平变量

这是本文重点关注的变量之一,与大多数已有研究结论相符合^[21,28],公众受教育水平的上升会显著提高公众对环境的关注程度和采取环境友好行为的概率。但与国外研究结论不一致的是,我国受教育水平的提升并不会减少公众为环保而减少开车的行为。可能的原因为:一方面受教育程度高的群体在社会中可能具有更高的社会地位、收入和职位,这部分群体更注重提高效率和节约时间,因而不会为了环保而降低效率和减少汽车使用;另一方面对目前中国人而言,拥有私家车在某种程度上也是一种身份的象征,而不仅仅是一种便捷的交通工具,更高的受教育程度可能意味着更高收入,从而更可能有物质基础拥有和使用汽车。

2. 环境关心与环境友好行为言行一致吗: biprobit 回归

如前文所述,公众对环境的关心与环境友好行为可能是一种同时的决策,那么回归方程之间的随机误差项就会存在相关性,因此本文采用 biprobit 模型进行回归。结果汇报见表3,由于两个离散选择模型之间的随机误差项相关系数(ρ)至少在5%水平上显著,这意味着单独考虑个体的社会经济变量对其环境关心或环境友好行为影响会造成一定的偏误。

在考虑这种偏误后,从表3中的回归方程(1)可以看出,与表3中的回归结果相比,年龄变量的边际效应依然显著为正,这意味着年龄更大的公众会对环境更加关注,并在生活中更会采取有利于环境保护的行为。本文认为可能的解释是,老年人在面临环境持续恶化情况下,可能会更多地考虑子孙后代的长远利益,进而会在生活中更加积极主动地履行其相应的环保责任。更进一步,从表3中的城市样本和东部地区样本回归也可以看出,越是经济

较为发达的地区,老年人在环境关心和环境友好行为上越会保持一致性。

表3 公众环境关心与环境友好行为的
biprobit 回归边际效应

因变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
自变量	全部样本	城市样本	农村样本	东部样本	中西部样本
年龄	0.075 ** (2.30)	0.087 ** (1.99)	-0.052 (-0.94)	0.096 * (1.80)	-0.083 ** (-2.04)
性别	-0.01 (-0.64)	-0.015 (-0.78)	0.002 (0.06)	-0.013 (-0.60)	0.027 (1.32)
收入	0.011 ** (2.33)	0.018 * (1.87)	0.001 ** (2.51)	0.036 *** (3.10)	0.002 ** (2.05)
婚姻	0.023 ** (2.17)	0.056 (1.32)	-0.045 (-0.76)	0.002 (0.96)	-0.1 (-1.42)
居住地	0.021 * (1.90)			0.063 * (1.86)	0.048 ** (2.53)
非农就业	0.061 *** (2.96)	0.07 *** (2.82)	0.041 (0.89)	0.023 * (1.69)	0.078 *** (2.91)
务农	0.021 (0.79)	0.047 (0.93)	0.002 (0.04)	0.106 * (1.88)	0.003 (0.1)
教育水平	0.005 ** (2.22)	0.002 * (1.74)	0.01 ** (2.46)	0.075 * (1.95)	0.144 *** (4.91)
地区	控制	控制	控制		
随机误差项 相关系数	-0.202 ***	-0.250 ***	-0.121 **	-0.364 ***	-0.116 **
方程 独立性的	29.817	28.443	4.308	21.624	18.387
Wald 检验	(0.000)	(0.000)	(0.037)	(0.000)	(0.013)
观测量	2604	1649	955	1071	1533

注:同表2。

在其他条件不变的情况下,收入、非农就业和公众的受教育水平都和公众的环境关心与环境友好行为有显著正向关系。这一结果与已有研究相一致。对于收入变量,不论全部样本回归,还是分城乡、分地区进行回归,结果都表明,随着公众收入的增加,一方面公众会更多的关注其所生活的生态环境,另一方面也会在生活中积极采取相应的措施减少对资源的消耗,节约用电用水等。相对于无业的公众而言,非农就业变量的影响显著为正(方程(3)除外),可能的原因为公众在参加非农就业时,会在社会交往中接触到更多的环境信息,而且从事非农就业也意味着公众拥有稳定的较高收入,这都会增强公众对环境的关心和承担起更多的环保责任。对于公众的受教育水平变量,其边际效应显著为正,这就意味着公众受教育程度越高,公众就越能获取更多的环境信息和环保知识,其对环境的关心程度就相应增强,在生活和工作采取环境友好行为的概率也会得到提高。从表3中的方程(3)和(5)还可以看出,相对于城市和东部地区的居民而言,教育水平的提高对农村和中西部地区的居民对环境关心和环境友好行为的影响更大。

3. 稳健性检验

本文采取如下方式进行稳健性检验:首先,已有研究表明公众的环境关心是多维度的,在本文使用的数据中也有相应的调查问题,因此,借鉴洪大用和卢春天的方法^[11],笔者使用CGSS2010调查中的新生态范式量表作为衡量公众环境关心的代理变量;其次,如前文所述,在CGSS2010调查数据中,还对公众的环保成本承担意愿进行了调查,因此,本文分别使用前文中的三项环保成本承担意愿代理公众的环境友好行为。回归结果的边际效应呈现在表4中,从结果中可以看出,公众的年龄、收入及受教育程度变量的边际效应符号与表3中的回归结果保持着较好的一致性,但也具有一定的差异。比如在其他条件不变的情况下,年龄变量面临支付更高价格和缴纳更多税收时会表现出环境关心与环境友好行为不一致的情形,这意味着不同阶层公众的环境责任承担能力不同。

表4 公众环境关心与环境友好行为的稳健性检验回归

因变量	(1)	(2)	(3)	(4)
自变量	新生态范式	支付高价	更多缴税	降低生活水平
年龄	0.012 ** (2.38)	-0.002 * (-1.77)	-0.044 ** (-2.22)	0.018 *** (2.52)
性别	-0.02 (-0.96)	0.026 (1.32)	-0.019 (-0.96)	-0.019 (-0.95)
收入	0.027 ** (2.18)	0.03 *** (2.83)	0.033 *** (2.93)	0.024 ** (2.34)
婚姻	0.099 *** (2.88)	0.067 * (1.76)	0.02 (0.50)	0.001 (0.03)
居住地	0.241 ** (2.46)	0.035 (1.21)	0.03 (1.09)	0.054 * (1.89)
非农就业	0.034 (0.90)	0.019 (0.76)	-0.034 (-1.31)	-0.034 (-1.34)
务农	0.023 (0.75)	-0.000 (-0.01)	-0.007 (-0.24)	-0.004 (-0.14)
教育水平	0.141 *** (3.38)	0.016 *** (5.98)	0.012 *** (4.26)	0.009 *** (3.13)
地区	控制	控制	控制	控制
随机误差项 相关系数	0.270 **	0.566 ***	0.372 ***	0.293 ***
方程 独立性的	78.249	213.404	97.688	60.587
Wald 检验	(0.000)	(0.000)	(0.000)	(0.000)
观测量	2604	2604	2604	2604

注:同表2。

总之,稳健性检验再次表明,公众表现出对环境的关心以及在日常生活中实施环境友好行为和承担环保责任,主要与公众的年龄、收入及受教育程度有显著关系,即老年人、收入较高和接受更多教育的公众在环境关心和环境友好行为上更容易做到言行一致。

四、研究结论与政策启示

基于 CGSS2010 年调查数据,笔者分析了我国公众的环境关心和环境友好行为是否言行一致及其与公众个体特征之间的关系。研究表明:①从公众的个体特征与其环境关心和六种环境友好行为的关系来看,在其他条件不变情况下,老年人、女性、高收入、非农就业及受教育程度高的公众关注环境及实施环境友好行为的概率较高。然而公众对环境关心并不一定会促使公众在生活中采取环境友好行为。②在公众的环境关心与环境友好行为一致方面,公众的个体特征依然表现出一定的差异性,整体而言,年龄、婚姻状况、收入水平、居住地点、非农就业和受教育程度会提高公众的环境关心与环境友好行为一致性的概率。不过,将样本区分城市与农村、东部与中西部地区后,只有收入水平、非农就业和受教育水平的影响依然显著。③对上述结果进行稳健性检验后,在公众的社会、经济和人口的各项相关变量中,公众的收入水平和受教育程度在其环境关心和环境友好行为一致性的影响力最为稳健,这也意味着增加居民收入、提高公众教育水平对于促进我国环境保护有着重要意义。

基于以上研究结论,我们认为想要推动公众积极参与公共环保活动,政府应为公众参与环保活动提供充足的客观条件。政府应做好以下几方面的工作:第一,政府应大力宣传环境保护,多渠道、多方式宣传环境保护的重要性、必要性和迫切性。一方面促进社会公众增加环境知识,提高不同社会阶层公众的环境保护意识,特别要加强提高农村居民的环境意识;另一方面结合社会生活中的具体行为,激励公众在日常生活中实施环境友好行为,承担起社会公众自身的环境保护责任。第二,政府应重点发展经济、提高公众收入水平。根据环境库茨涅兹曲线理论,收入水平的提高会提升公众环境关心与环境友好行为一致性的概率,因而政府应重点发展经济,提高公众收入。经济发展对个人环保行为有促进作用^[34],收入更多的公众会有更强的承受能力和更多选择来保护环境,也即是接受更高的环境保护成本比如说可以为环保产品支付更高的价格。第三,政府应大力发展教育事业、提高公众教育水平。受教育程度的增加会显著提升公众环境关心与环境友好行为一致性的概率,与此同时,在发展教育事业的过程中,将环境保护教育工程贯穿于国民教育体系中。第四,政府应制定更加灵活的差异化环境保护政策。考虑到不同的社会群体的环境关心和环境行为一致性的差异,同时不同社会阶层的公众具有

不同的环境保护成本承受能力,因此政府在制定相应的环境保护政策时,可以采取更加灵活的差异化策略,在不降低公众生活水平情况下更多地采取灵活方式。比如老年人为了环保愿意接受新生态范式和降低生活水平,但是,不愿意支付更高价格和更多税收,那么就引导老年人多接受新生态范式;而年轻男士为了环保不愿意降低生活水平,但是,愿意支付更高的价格,那么就可以引导年轻男生购买和使用更加环保的产品比如购买使用新能源汽车等^[35];老年人和女性相对其他群体更容易环境关心和环境行为一致,那么就在他们经常出入的地方(比如菜市场、商场等地)加大宣传。

参考文献:

- [1] 洪大用. 中国城市居民的环境意识[J]. 江苏社会科学, 2005(1):127-132.
- [2] 洪大用,肖晨阳. 环境友好的社会基础[M]. 北京:中国人民大学出版社,2012:5-45.
- [3] 彭远春. 国外环境行为影响因素研究述评[J]. 中国人口·资源与环境,2013(8):140-145.
- [4] AJZEN I, FISHBEIN M. Understanding attitudes and predicting social behavior[M]. Englewood Cliffs, NJ: Prentice Hall,1980.
- [5] AJZEN I. Perceived behavioral control, self - efficacy, locus of control, and the theory of planned behavior[J]. Journal of Applied Social Psychology, 2002, 32(4): 665-683.
- [6] KOLLMUSS A, AGYEMAN J. Mind the gap: why do people act environmentally and what are the barriers to pro-environmental behavior[J]. Environmental Education Research, 2002, 8(3):239-260.
- [7] OWEN A L, VIDERAS J. Civic cooperation, pro-environment attitudes, and behavioral intentions[J]. Ecological Economics, 2006, 58(4):814-829.
- [8] NISBET E K, ZELENSKI J M, MURPHY S A. The nature relatedness scale linking individuals' connection with nature to environmental concern and behavior[J]. Environment and Behavior, 2009, 41(5):715-740.
- [9] SECONDI L, PIRANI E. Eco-friendly attitudes: what European citizens say and what they do[J]. International Journal of Environmental Research, 2011, 5(1):67-84.
- [10] 龚文娟. 中国城市居民环境友好行为之性别差异分析[J]. 妇女研究论丛, 2008, 8(6):11-17.
- [11] 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.
- [12] 刘素芬,孙杰. 中国居民环境关心的影响因素分析研究——基于CGSS2010数据的实证分析[J]. 环境科学与管理,2015,40(11):1-5.
- [13] 张艺山. 影响个体环境保护行为的多因素分析[J]. 华中师范大学研究生学报. 2016(12):35-41.

- [14] SCOTT D, WILLITS F K. Environmental: Attitude and behavior: A Pennsylvania survey [J]. Environmental & Behavior, 1994, 26(2):239-260.
- [15] MELGAR N, MUSSIO I, ROSSI M. Environmental concern and behavior: Do Personal Attributes Matter? [R]. Montevideo: Universidad de La Republica, 2013.
- [16] SCHWARTZ S H. Normative influences on altruism [J]. Advances in Experimental Social Psychology, 1977(10): 221-279.
- [17] STERN P C. Towards a coherent theory of environmentally significant behavior [J]. Journal of Social Issues, 2000, 56(3):407-424.
- [18] BEST H, MAYERL J. Attitudes: An empirical study on the structure of environmental concern and recycling participation [J]. Social Science Quarterly, 2013, 94(3): 691-714.
- [19] 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.
- [20] 欧阳斌, 袁正, 陈静思. 我国城市居民环境意识、环保行为测量及影响因素分析 [J]. 经济地理, 2015, 35(11): 179-183.
- [21] 卢少云. 公民自愿主义、大众传媒与公共环保行为——基于中国 CGSS2013 数据的实证分析 [J]. 公共行政评论, 2017(5):69-85.
- [22] 王薪喜, 钟杨. 中国城市居民环境行为影响因素研究——基于 2013 年全国民调数据的实证分析 [J]. 上海交通大学学报(哲学社会科学版), 2016, 24(1):69-80.
- [23] 梁爽, 姜楠, 谷树忠. 城市水源地农户环境保护支付意愿及其影响因素分析——以首都水源地密云为例 [J]. 中国农村经济, 2005(2):55-60.
- [24] 清华大学建筑节能研究课题组. 社会地位结构与节能行为关系研究 [J]. 江苏社会科学, 2011(6):47-54.
- [25] 孙中伟, 黄时进. “中产”更环保吗? 城市居民的低碳行为及态度: 以上海市黄浦区为例 [J]. 人口与发展, 2015, 21(3):37-44.
- [26] XIAO C Y, HONG D Y. Gender differences in environmental behaviors in China [J]. Population and Environment, 2010, 32(1):88-104.
- [27] CHEN X D, PETERSON M, HULL V, et al. Effects of attitudinal and socio-demographic factors on pro-environmental behavior in urban China [J]. Environmental Conservation, 2011, 38(1):45-52.
- [28] GIFFORD R, NILSSON A. Personal and social factors that influence pro-environmental concern and behavior: A review [J]. International Journal of Psychology, 2014, 49(3):141-157.
- [29] TEISL M F, O' BRIEN K. Who cares and who acts? Outdoor recreationists exhibit different levels of environmental concern and behavior [J]. Environment and Behavior, 2003, 35(4):506-522.
- [30] DUNLAP R E, JONES R E. Environmental concern: Conceptual and measurement issues [C]// DUNLAP R E, MICHELSON W. Handbook of environmental sociology. Westport: Greenwood Press, 2002:482-524.
- [31] UYEKI E S, HOLLAND L J. Diffusion of pro-environment attitudes [J]. American Behavioral Scientist, 2000, 43(4):646-662.
- [32] 王建明. 资源节约意识对资源节约行为的影响: 中国文化背景下一个交互效应和调节效应模型 [J]. 管理世界, 2013(8):77-90.
- [33] 王凤, 阴丹. 公众环境行为改变与环境政策的影响: 一个实证研究 [J]. 经济管理, 2010(12):158-164.
- [34] 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.
- [35] 李伟娜. 中国城市雾霾治理的内在机理与路径选择研究 [J]. 理论探讨, 2016(1):162-165.

(责任编辑: 许宇鹏)

《河海大学学报(哲学社会科学版)》征订启事

(CN 32-1521/C, ISSN 1671-4970, 双月刊, 自办发行)

《河海大学学报(哲学社会科学版)》由河海大学主办, 每双月末出版, 国内外公开发行人。

每期定价: 11 元(含邮费 1 元), 全年订费 66 元。欢迎广大读者和单位函索订单或直接汇款订阅。

订阅办法:

(1) 邮局汇款: 请将订单和邮签与汇款单仔细填好后寄回本刊编辑部(汇款时务请注明“订河海大学学报(哲学社会科学版)”, 未收到订单者亦可向编辑部函索订单。

(2) 银行汇款: 银行汇款: 中国工商银行南京宁海路分理处 4301011409001024513, 河海大学《河海大学学报(哲学社会科学版)》编辑部。

联系地址: 210098 南京市西康路 1 号《河海大学学报(哲学社会科学版)》编辑部。