

高收入者更关心环境吗？

——基于调查数据的经验研究

王 哲

摘 要 后工业社会理论与后物质主义价值观理论一个重要命题是,经济增长以及随之而来的人们生活水平的提升,会使得人们的价值观发生转型,其中一个重要表现是人们更加关注环保,即环境关心。这一理论的一个可能推论是,在其他条件相同的情况下,相比低收入人群,高收入者更加关心环境。使用中国综合社会调查的数据,结合多元回归分析和结构方程模型等方法,文章系统考察了个体收入,包括绝对收入与相对收入对于个体环境关心程度的影响。在进行一系列稳健性检验之后,文章发现,收入越高并不会直接带来环境关心度的提升。虽然收入通过影响教育和环保知识总体仍然提升了环境关心度,但受教育程度和环保知识对提升个体环境关心水平的拉动作用更大。本研究的结论意味着,各级政府部门开展的环保主题教育活动是有必要的,只有首先提升人们的环保关心,才能希望他们付诸实际的环保行动。

关键词 环境关心;收入水平;后物质主义;环保主义

中图分类号 F124.5 **文献标识码** A **文章编号** 1005-3492(2020)10-0143-10

一、引论

越来越多的证据显示,普通中国人对环保的关注与日俱增。上海交通大学民意与舆情调查研究中心发布的多轮次《中国城市居民环保意识调查》报告显示,多数城市居民将环境污染视为政府最应

作者简介: 王哲,博士,中国宏观经济研究院社会发展研究所助理研究员。

基金项目: 国家社科基金青年项目“地方政府‘创城’工作效果评估及优化路径研究”(项目编号:19CGL047)的资助。

该解决的问题,并愿意为改善环境做出贡献,愿意为环保组织捐款和担任环保义工的人数在逐年上升^①。凤凰国际智库联合世界资源研究所(WRI)开展了“展望十三五绿色发展民意调查”,回收到的3716份有效问卷显示,环境保护和气候变化问题日益受到广大民众的关注,越来越多的人意识到环境保护和气候变化与我们每个人的生活都息息相关^②。甚至连美国前能源部部长、诺贝尔物理学奖得主朱棣文都表示,中国人的环保意识有明显提高,现在民间对环境的这种关心,在5年前是听不到的^③。

如何看待并解释中国人日益增长的环保关心(Environmental Concern)?其实,在一些西方社会学家看来,中国的情况并不难理解。事实上,西方发达国家在上世纪中后期已经普遍出现了环保主义(Environmental Protectionism)的兴起:越来越多的民众开始真正关心环境;越来越多的环保非营利组织出现;倡导呼吁绿色主义的政党——绿党——在很多国家,例如德国,已经登上政治舞台;此外,为了赢得更多的选票,传统大党也开始重新评估施政纲领,接受、吸纳所谓“绿色主张”,出台各类“绿色政策”。在欧洲,“绿色政治”已经成为一股政治风潮。

在发达国家,这一风潮产生的背后是所谓“后工业社会”(Post-industrial Society)的来临以及“后物质主义”(Post-materialism)价值观的兴起^④。正如著名政治文化学家、密歇根大学教授罗纳德·英格尔哈特(Ronald Inglehart)所认为的,随着经济的发展和民众生活水平的提升,人们的价值观会经历转型,由传统的“物质主义”(Materialism)即重视物质增长、消费等观念逐渐转变为“后物质主义”,即重视生活质量、自我实现和环境保护^⑤。在英格尔哈特理论的笃信者看来,政治环保主义和民众环保关心的兴起,恰是“后物质主义”的产物,甚至是“‘后物质主义’价值观最显著的特征”^⑥,这背后的根本决定力量在于一个所谓“丰裕社会”(Affluent Society)的出现。经济的增长,使得人们摆脱了过去的的环境不安定和物质短缺,因而产生了超越物质需要的价值观念。

在环境关心领域,上述理论的一个可能推论是,在其他条件相同的情况下,相比低收入人群,高收入人群可能更加重视环保,更关心环境质量,因而他们的环境关心水平也更高。使用中国综合社会调查(CGSS)的数据,结合多元回归分析和结构方程模型等方法,本文系统考察了个体收入,包括绝对收入与相对收入对于个体环境关心程度的影响。在进行一系列稳健性检验之后,本文发现,收

① 黄辛《上海交大发布〈中国城市居民环保意识调查〉报告》,2019年10月16日,<http://news.sciencenet.cn/htmlnews/2019/10/431527.shtm>。

② 凤凰国际智库《民调:数据告诉你中国民众对环境保护究竟有多关心》,2016年2月26日,http://pit.ifeng.com/a/20160226/47595412_0.shtml。

③ 凤凰网记者《美国前能源部长:中国人环保意识有明显提高》,2015年11月30日,<http://v.ifeng.com/news/world/201511/01523be3-3689-437a-bc4d-7e92082c3a2f.shtml>。

④ Q Kidd, AR Lee. Postmaterialist Values and the Environment: A Critique and Reappraisal, *Social Science Quarterly*, Vol. 78, No. 1, 1997.

⑤ R Inglehart, *Modernization and Post-modernization: Cultural, Economic, and Political Change in 43 Societies*, Princeton, NJ: Princeton University Press, 2007.

⑥ 胡连生《从物质主义到后物质主义——现代西方社会价值理念的转向》,《当代世界与社会主义》2006年第2期。

入越高并不会直接带来环境关心度的提升。虽然收入通过影响教育和人们的环保知识在总体仍然提升了个体的环境关心水平,但相比较来说,受教育程度以及人们的环保知识对个体环境关心水平的拉动作用更加显著。本文的研究结论意味着,相比收入的拉动效应,提升个体受教育程度和环保知识水平更能带来个体环境关心水平的提升,进而提升整个社会的环保意识和环保氛围。与此相关,各地方兴未艾的各类环保主题活动,从某种意义上来说也是有效的。

二、中国民众环境关心的决定因素:文献梳理

已经有若干文献讨论了中国民众环境关心的决定因素。现在来看,学者们将主要的焦点集中于若干社会经济人口学变量的影响上,发现个体的户籍性质、性别、年龄等变量可能显著影响其环境关心度。聂伟考察了城乡差异对于民众环境关心的影响,发现相比农村,城镇居民的环境关心水平更高^①。使用相同的数据,范叶超和洪大用发现了与聂伟类似的结论,通过进一步的分析他们发现,有关城乡居民环境关心差异的三种解释理论“差别暴露理论”、“差别职业理论”和“差别体验理论”,只有“差别暴露理论”可以在一定程度上解释中国的情况,即面对日益恶化的环境,民众对环境的关心逐渐被激发起来^②。

除城乡差异外,还有学者考察了性别和年龄对个体环境关心的影响。使用 CGSS2003 的数据,洪大用、肖晨阳发现,中国民众的环境关心存在性别差异,与美国等发达国家结论所不同的是,中国男性群体的环境关心度更高^③。由于 CGSS2003 只有 7% 左右被访者位于农村地区,因此该研究实际上主要反映了城镇居民的性别差异。而刘贤伟、吴建平使用国内三所高校的数据,分析发现与男性大学生相比,女性大学生的环保关心程度更高^④。基于农村的调研数据,栗晓红则分析发现,性别差异不构成环保态度的显著解释变量^⑤。洪大用等则使用 CGSS2010 的数据发现,年龄因素显著影响民众的环境关心度,青年人的环境关心水平更高^⑥。

此外,也有学者发现,除个体社会经济人口变量外,宏观层面变量也可能影响个体的环境关心水平。洪大用、卢春天使用 CGSS2003 的数据,运用多水平分析技术发现,除个体层面变量例如性别、年龄等因素影响个体的环境关心外,城市层面变量,包括第一产业比例和工业烟尘排放量等都与该市

① 聂伟《公众环境关心的城乡差异与分解》,《中国地质大学学报(社会科学版)》2014年第1期。

② 范叶超、洪大用《差别暴露、差别职业和差别体验——中国城乡居民环境关心差异的实证分析》,《社会》2015年第3期。

③ 洪大用、肖晨阳《环境关心的性别差异分析》,《社会学研究》2007年第2期。

④ 刘贤伟、吴建平《大学生环境价值观与亲环境行为:环境关心的中介作用》,《心理与行为研究》2013年第6期。

⑤ 栗晓红《社会人口特征与环境关心:基于农村的数据》,《中国人口·资源与环境》2011年第12期。

⑥ 洪大用、范叶超、邓霞秋、曲天词《中国公众环境关心的年龄差异分析》,《青年研究》2015年第1期。

平均环境关心度正相关^①。实际上,这一结论也部分佐证了环境关心的“差别暴露理论”。

关于本文关注的收入与环境关心之间的关系,上述研究虽多有涉及,但在这些文献中,收入变量一般被作为控制变量出现在计量模型中,尚没有专门考察收入与环境关心之间关系的文章。在计量统计技术上,简单将控制变量的系数认定为无偏估计,将带来明显的测量偏误问题。正如美国著名计量经济学家詹姆斯·斯托克(James Stock)和马克·沃森(Mark Watson)所言:由于“控制变量仍然与误差项相关,其系数仍然不能摆脱遗漏变量误差,因此不能解释为因果效应”^②。此外,在收入的具体测量指标方面,现有文献一般仅采用单一的指标,例如个体年收入等,也缺乏进一步的稳健性检验内容。退一步说,即使仅就作为控制变量出现的收入变量的回归系数而言,现有研究也远未达成共识:在多数研究中,收入与环境关心之间的直接效应并不显著^③,而在另一些研究中,收入与环境关心变量之间的关系则是正向显著的,即收入越高的个体,其环境关心度越高^④,正是基于以上三个方面的考虑,本文拟深入考察个体收入与其环境关心之间的关系。

三、数据与测量

本研究使用的数据来源于2010年中国综合社会调查(CGSS)^⑤。此次调查覆盖了中国31个省、直辖市和自治区,通过面访调查17岁以上的居民。CGSS2010的有效样本量为11783。关于我们所关心的环境相关题目,主要分布在问卷的L部分,这一部分共回收有效样本3716个。值得一提的是,尽管与整体问卷相比,环境部分样本量相对较小,但同样涉及全国31个省级区域,因此,环境子样本抽样的随机性是可以得到保证的。

对于个体的绝对收入,现有文献一般采用个体年收入变量进行测量。但正如学界研究所提示的,检验个体收入的影响,除考察个体自身的年收入外,还应该考察其家庭年收入以及所在地平均国民收入的影响^⑥。基于这一考虑,本文不仅以个体年收入(A8a)作为收入的测量变量,而且将其家庭年收入(A62)和所在地(县级)人均国民收入(人均GDP)作为替代性测量变量。人均GDP的数据来

① 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》,《社会学研究》2011年第6期。

② JH Stock, MW Watson, *Introduction to Econometrics*, Boston, MA: Addison Wesley, 2011, p. 231.

③ 聂伟:《公众环境关心的城乡差异与分解》,《中国地质大学学报(社会科学版)》2014年第1期;范叶超、洪大用:《差别暴露、差别职业和差别体验——中国城乡居民环境关心差异的实证分析》,《社会》2015年第3期;C Xiao, D Hong, Gender Differences in Environmental Behaviors in China, *Population and Environment*, Vol. 32, No. 1, 2010.

④ 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》,《社会学研究》2011年第6期;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》,《环境科学与管理》2015年第11期;王建明、刘志阔、徐加楨:《谁更关心环境?——基于CHIPS数据的实证检验》,《江淮论坛》2011年第4期。

⑤ 较CGSS2010年数据更新的数据(如CGSS2015)没有提供更为全面的环境关心的相关变量,因此无法使用。

⑥ 邢占军:《我国居民收入与幸福感关系的研究》,《社会学研究》2011年第1期。

源于中国经济与社会发展统计数据库^①,由于市辖区和县之间的差异,本文只收集了县级的人均GDP数据加入估计模型。同时,考虑到县级人均GDP可能存在一定的偏差,我们还加入了县级人均储蓄金额作为衡量地区人均国民收入的替代性变量,这一数据来源于《2010中国县(市)社会经济统计年鉴》,具体数值等于当地居民年末储蓄存款总金额除以当年度常住人口。由于收入数据分布距离回归正态性假设差距较大,因此我们统一对上述四个变量取自然对数。此外,正如主流文献提示的,要考察收入的影响,不能忽视相对收入或所处收入阶层的影响,因此本文同时考察了相对收入对环境关心的影响。我们使用“您家的家庭经济状况在当地属于哪一档?”(A64)一题来测量相对收入,这一题的答案分布为1-5,数值越大代表家庭经济状况相对越好。

对于个体的环境关心,现有研究更多采用由美国知名环境社会学家莱利·邓拉普(Riley Dunlap)等人提出的NEP量表及其修订版^②进行测量^③。近年来,该量表被引入国内,洪大用等结合中国具体情况对其进行信效度检验后,删去了5道不适合中国的题目,提出了中国版的环境关心量表(CNEP)^④。经过实际数据的验证,CNEP更加适应国内的情况,且具有良好的效度和信度。因此,本研究主要采用CNEP量表测量民众的环境关心水平。在CGSS2010中,L模块第25题专门设置了NEP量表,删去其中的第2、4、6、12、14问后为CNEP量表。其中第1、3、5、7、9、11、13、15问为正向题目,答案数值越高代表环境关心度越高,而第8、10问为反向题目,答案数值越高代表环境关心度越低。我们将双数题目答案数值的顺序进行了反向编码,使之数值越高也代表环境关心程度越高。然后将10道题目的答案进行加总,得到值域为[15, 50]的环境关心变量。

值得一提的是,CGSS2010中还有一道题目与环境关心有关“总体上说,您对环境问题有多关注?”(L6a)。文献中也有研究使用与此题目类似的方式来测量民众的环境关心水平^⑤。因此,本研究将这一题目作为因变量的稳健性检验。

除去自变量和因变量,基于已有的文献,本研究的控制变量包括个体户籍性质(0-1变量,1代表访谈地为居委会,0为村委会)、性别(0-1变量,1为男性)、年龄、民族状况(0-1变量,1为少数民族,0为汉族)、受教育程度(按照一般处理方法折算成受教育年限)、婚姻状况(0-1变量,1为同居或已婚,0为其他)、是否是中共党员(0-1变量,1为党员,0为其他)、个体的环境知识(L模块第

① “中国经济与社会发展统计数据库”由中国知网开发,整合了中央与地方多份统计年鉴,实则为一份数据查询平台,数据库网址为 data.cnki.net.

② RE Dunlap, KD Van Liere, The “New Environmental Paradigm”. *The Journal of Environmental Education*, Vol. 9, No. 4, 1978; RE Dunlap, KD Van Liere, AG Mertig, RE Jones “New Trends in Measuring Environmental Attitudes: Measuring Endorsement of the New Ecological Paradigm: A Revised NEP Scale”, *Journal of Social Issues*, Vol. 56, No. 3, 2000.

③ 吴建平、訾非、刘贤伟、王广新、杨智辉、李明、叶柳红、姜金花、李秋玲《新生态范式的测量:NEP量表在中国的修订及应用》,《北京林业大学学报(社会科学版)》2012年第4期。

④ 洪大用、范叶超、肖晨阳《检验环境关心量表的中国版(CNEP)——基于CGSS2010数据的再分析》,《社会学研究》2014年第4期。

⑤ 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》,《环境科学与管理》2015年第11期。

24 题 10 个问题的正确数量) 等。变量的描述统计如表 1:

表 1 变量描述性统计

	样本量	平均值	标准差	最小值	最大值
因变量					
环境关心 (CNEP)	3599	37.02	5.54	15	50
环境关心 (L6a)	3615	3.67	0.99	1	5
自变量					
个人年收入(对数)	2723	9.34	1.15	4.61	14.85
家庭年收入(对数)	3151	10.11	1.04	6.21	14.91
人均 GDP(对数)	1823	10.18	0.68	8.98	11.67
人均储蓄金额(对数)	1823	9.64	0.51	8.5	10.79
家庭经济状况等级	3606	2.60	0.76	1	5
控制变量					
户籍性质	3615	0.65	0.48	0	1
性别	3615	0.47	0.5	0	1
年龄	3614	47.21	15.72	17	91
是否汉族	3613	0.08	0.28	0	1
受教育程度	3614	8.99	4.61	0	19
婚姻状况	3615	0.8	0.4	0	1
是否党员	3615	0.13	0.34	0	1
环境知识	3550	5.2	2.74	0	10

四、模型说明、结果与讨论

在本部分,我们首先尝试使用多元回归分析来考察四种收入变量(个人年收入、家庭年收入、县级人均 GDP 以及县级人均储蓄额)对于个体环境关心度的影响。考虑到因变量的值域是 [15, 50],按照通常的做法,我们直接采用普通 OLS 回归进行分析。考虑到数据存在的跨区县性质,我们在所有的回归方程中都采用了以区县代码(s42)为区分的聚类稳健标准误(clustered robust standard error)。具体估计结果如表 2。

首先以个人年收入作为自变量。模型 1.1 仅加入个人年收入(对数)一个自变量,估计系数显著为正,回归系数达到 1.588, p 值小于 0.001;为了控制可能存在的混淆因素,我们在模型 2.1 中加入若干控制变量,模型估计结果显示自变量的回归系数明显缩小,仅为 0.250, p 值小于 0.05;进一步,为了控制调查所在区域不随时间变化的固定效应,我们在模型 3.1 中加入了 31 个省级单位的虚拟变量,模型估计结果显示,按照 5% 的显著标准,自变量回归系数虽然达到了 0.198,但并不显著。

我们将自变量变为其他测量方式,然后重复上述建模程序。由于篇幅限制,表 2 中只给出了最终模型的估计结果,其中,模型 3.2 以家庭年收入(对数)为自变量;模型 4.1 以人均 GDP(对数)为自变量,同时控制个人年收入(对数);模型 4.2 以人均储蓄额(对数)为自变量,同时控制个人年收入(对数)。这些模型的估计结果都显示,收入对于个体环境关心水平的影响虽然为正,但并不显著。

在考察了绝对收入对个体环境关心的影响后,我们将受访者家庭经济状况等级作为自变量,考察相对收入对于个体环境关心的影响,是为模型 4.3。估计结果显示,自变量的系数虽然也为正,但同样不显著。

表 2 多元回归模型估计结果

	模型 1.1	模型 2.1	模型 3.1	模型 3.2	模型 4.1	模型 4.2	模型 4.3
自变量							
个人年收入	1.588*** (0.102)	0.250* (0.109)	0.198 (0.112)		0.224 (0.149)	0.214 (0.152)	
家庭年收入				0.169 (0.102)			
人均 GDP					0.151 (0.322)		
人均储蓄额						0.323 (0.478)	
家庭经济状况等级							0.071 (0.104)
控制变量							
户籍性质		0.883**	0.831**	0.830**	0.199	0.191	0.881**
性别		0.131	0.167	0.200	0.354	0.351	0.097
年龄		-0.005	-0.006	-0.008	-0.008	-0.008	-0.007
是否汉族		0.631	0.482	0.315	0.649	0.692	0.203
受教育程度		0.161***	0.155***	0.141***	0.168***	0.166***	0.146***
婚姻状况		-0.091	-0.130	-0.215	-0.785	-0.763	-0.060
是否党员		0.329	0.288	0.209	1.104	1.109	0.376
环境知识		0.757***	0.748***	0.772***	0.760***	0.759***	0.784***
省虚拟变量	否	否	是	是	否	否	是
样本量	2708	2680	2680	3095	1360	1360	3551
R-square	0.107	0.272	0.296	0.303	0.254	0.254	0.303

注 “***”表示 $p < 0.001$, “**”表示 $p < 0.01$, “*”表示 $p < 0.05$ 。所有括号中均为以县区代码(s42)区分的聚类稳健标准误(clustered robust standard error)。个人年收入、家庭年收入、人均 GDP 和人均储蓄额均为自然对数形式,下表同。

尽管收入(绝对收入与相对收入)对于个体环境关心的回归系数均不显著,但我们从表 2 可以发现,环境知识变量的显著程度很高,其系数达到了 0.75 左右, p 值小于 0.001。此外,学界已有的一些研究也提示我们,收入很有可能通过环境知识这一中介变量,影响个体的环境关心^①,即使收入与环境关心的直接效应不显著。因此,下文通过结构方程模型,将收入与环境关心之间的关系分解为直接效应和通过环境知识这一中介变量的间接效应,考虑到篇幅限制,我们仅列出最终的估计结果,均为标准化系数,如表 3。

^① C Xiao, D Hong “Gender Differences in Environmental Behaviors in China”, *Population and Environment*, Vol. 32, No. 1, 2010.

表3 收入与环境关心的直接效应、间接效应与总效应

	环境关心						
	直接效应					间接效应	总效应
个人年收入	0.025					0.10	0.125***
家庭年收入		0.037				0.09	0.127***
人均GDP			0.025			——	——
人均储蓄额				0.033		——	——
家庭经济状况等级					-0.015	0.028	0.013**
户籍性质	0.065*	0.061*	0.022	0.021	0.066**	0.065	0.130***
性别	0.010	0.010	0.018	0.018	0.001	0.017	0.027
年龄	-0.002	0.004	-0.013	-0.014	0.001	-0.027	-0.029**
是否汉族	0.035	0.032	0.035	0.036	0.023	——	——
受教育程度	0.100***	0.101***	0.094**	0.093**	0.101***	0.162	0.262***
婚姻状况	0.001	-0.001	-0.029	-0.028	0.010	——	——
是否党员	0.011	0.000	0.059	0.059	0.014	0.031	0.042***
环境知识	0.496***	0.508***	0.552***	0.550***	0.525***	——	0.496***
SRMR	0.034	0.034	0.035	0.035	0.033		
CD	0.375	0.370	0.266	0.267	0.357		

注 “***”表示 $p < 0.001$, “**”表示 $p < 0.01$, “*”表示 $p < 0.05$ 。由于我们采用以县区代码(s42)区分的聚类稳健标准误,因此统计软件只报告 SRMR 和 CD(Coefficient of Determination)。

从表中可以看到,尽管个人年收入、家庭年收入与家庭经济状况等级对个体环境关心的直接效应不显著,但他们通过环境知识这一中介变量产生的间接效应是显著的,因而总效应也可以被认定为是显著的。而人均GDP和人均储蓄额的情况不同,它们的直接效应和间接效应均不显著,因此缺乏总体效应。

如果我们将关注的焦点稍加转移,就可以发现,整个分析过程中受教育程度和环境知识两个变量的显著性一直存在,且 p 值至少在 0.01 以下。相比较于收入变量,这两个变量不仅直接效应和间接效应均显著,而且其标准化回归系数也较大,显示出更为重要的作用。

五、稳健性检验

为了防止可能出现的不稳定系数估计值,我们需要对上一部分的结论进行更深入的稳健性检验。一般来说,进行稳健性检验的方式有三种:(1)对于关键的自变量和因变量,换用其他替代性变量进行测量;(2)对相关变量采用其他编码方案进行重新赋值;(3)采用其他估计模型或估计方法^①。理想状态下,不考虑稳健性检验的数据充足与否,如果按照以上三种方式进行估计时核心自变量的估计系数稳定,则可以认为系数估计结论是稳健的。幸运的是,CGSS2010 提供了足够丰富的涉及环境关心的相关问题,方便我们进行严谨的稳健性检验。

我们首先采用第一种方式进行。对于本文中的因变量,即环境关心,尽管学界当前主流文献

^① EE Leamer, “Let’s Take the Con out of Econometrics,” *American Economic Review*, Vol. 73, No. 1, 1983.

都基于 NEP 量表来进行测量,但实际上 CGSS2010 中还提供了另一道测量环境关心的题目:“总体上说,您对环境问题有多关注?”(L6a),答案序列包括“完全不关心、比较不关心、说不上关心不关心、比较关心、非常关心”,得分分布为 1-5。此外,还有一些被访者选择了“无法选择”一项,按照其他研究的处理方式^①,我们将这一选项等同为“说不上关心不关心”。我们使用这一题目替代 CNEP 量表作为回归分析的因变量,然后重复上文的多元回归分析过程。回归结果显示,无论采用哪种测量绝对收入的变量(个人年收入、家庭年收入、人均 GDP 以及人均储蓄额),其系数均不显著。在加入省级虚拟变量以控制不随时间变化的固定效应后,相对收入变量(家庭经济状况等级)也不显著。与此相反,受教育程度变量以及环境知识变量则始终显著,显示了良好的稳健性。

接下来,我们对变量的编码方式进行调整。对于因变量来说,由于采用 CNEP 量表测量的环境关心难以调整且调整后量表将丧失意义,因此,我们主要对总体环境关心变量(L6a)进行调整。考虑到受访者可能出于某些原因而高报自己的环境关心,正如满意度测评中广泛存在的情况^②。在无法观测出具体哪些人会“高报”时,排除这一因素的一个简单方法是对因变量进行重新赋值:将关心水平处于中间等级(选择“说不上关心不关心”)以及之下(选择“完全不关心”、“比较不关心”)的受访者合并为“不关心”并赋值为 0,而将“比较关心”、“非常关心”合并为“关心”并赋值为 1,然后采用二分 Logit 模型进行分析。分析结果显示,四类收入变量均不显著,而在加入省级虚拟变量后,相对收入变量也不显著。而受教育程度变量与环境知识变量依然正向显著。某种意义上,这一证据意味着,被访者谎报环境关心水平可能并不是一个值得过于担心的问题。

对于收入变量来说,由于存在特定的离群值(收入过高者)可能会影响模型估计的结果,因此除了对收入变量取自然对数形式外,我们还分别去掉了个人年收入和家庭年收入最高的 1% 受访者。结果显示回归系数的方向和显著度并没有发生变化。

最后,我们采取其他模型或估计方法,再次进行回归分析。我们加入了更多的控制变量,包括家庭存款数额(C6),个体自评社会阶级(A43a)。分析结果显示,除了单独加入自评社会阶级变量时,个人年收入对环境关心变量的回归系数处于 5% 的边际性显著水平之外,其他任何情况下,不论是绝对收入变量还是相对收入变量的系数均不显著。此外,我们还采用了近年来流行的多水平模型(Multilevel Model)分析人均 GDP 与人均储蓄额对于个体环境关心的影响,分析结果显示上述结果是稳健的。限于篇幅,这部分的回归结果没有列出,读者可向作者索取。

六、结语:环保宣传的必要性

几十年来的高速增长孕育出了一幅一体两面的画卷:一面是不断拔起的摩天大楼和日益完

^① 聂伟《公众环境关心的城乡差异与分解》,《中国地质大学学报(社会科学版)》2014 年第 1 期。

^② BD Lewis, D Pattinasarany, *Determining Citizen Satisfaction with Local Public Education in Indonesia: The Significance of Actual Service Quality and Governance Conditions, Growth and Change*, Vol. 40, No. 1, 2009. 王哲、周麟、彭芄:《财政支出、标尺比较与公共服务满意度:基于县级医疗数据的分析》,《中国行政管理》2018 年第 3 期。

善的城乡基础设施;一面则是不断恶化的环境质量和屡见报端的环境事故。近些年来,越来越多的中国人摒弃了过去那种“两眼不见窗外事,只顾低头看腰包”的贫穷心态,转而开始越来越关心环境。正如一系列抽样调查所揭示的,中国国民中关心环境人口的比重正在日益上升,民间也有越来越多的环保力量,并已成为扭转环保颓势的一股生力军。

如何解释这一现象,即为什么人们的环境关心水平越来越高,已成为当前环境社会学和政府公共管理领域重要课题。在英格尔哈特以及其他“后物质主义”价值观理论的笃信者看来,环境关心作为一种“后物质主义”价值观,其产生也肇始于经济的持续发展和所谓“后工业社会”的来临。随着人们生活水平的提升,本作为“非必需品”的环境质量逐渐成为越来越多人的“必需品”,由此越来越多的人开始关心环境,关注环保。这一理论可能的一个推论是,收入状况显著影响人们的环境关心水平,在其他条件相同的情况下,收入越高的人群,其环境关心水平越高,简言之,富人更关心环境。那么,事实是否如此?

利用中国综合社会调查的代表性数据,本文系统考查了个人收入,包括绝对收入和相对收入,对于个体环境关心水平的影响。通过多元回归分析、结构方程模型以及其他尽可能详尽的稳健性检验后,本文发现:在控制了相关变量后,不论是绝对收入还是相对收入,都不构成个体环境关心的显著直接解释变量,尽管两者的相关系数为正;收入只是通过环境知识和教育等中介变量正向影响环境关心水平。与个人收入相比,教育及环境知识对个体环境关心的影响程度更大,也更稳定;在其他条件相同的情况下,受教育水平越高,个体越关心环境;个人的环境知识越丰富越准确,也越关心环境。换句话说,并非富人更关心环境,而是高学历者和知识分子更关心环境。

面对日益严峻的环境问题,包括政府在内的许多力量,已经在为扭转环保颓势而努力。近年来,许多地方先后举办过环保文化节、环保公益行的活动;各类环保宣传公益广告也随处可见,不仅仅出现在黄金时段的电视节目里,也出现在街头散发的环保手册里;不仅仅出现在城市繁华街头的LED大屏幕上,更已经出现在偏远乡村街道两旁的围墙上。包括民间环保组织在内的许多社会性力量也已经发起了越来越多的宣传、普及环保知识活动,旨在提升民众的环保意识,促成民众的环保行为。

然而,面对依然严峻的环境现状,越来越多的悲观论者开始认为,宣传教育对环保没有作用,他们更加相信“环保库兹涅茨曲线”的逻辑,认为经济增长才是解决环境问题的治标之策。这一命题是否正确已超越了本文的视野,但至少从本研究的结论来看,环保宣传教育是有效的,甚至可能是提升人们环境关心最重要的方式。正如一位美国学者所提示的,教育的重要性不仅仅在于普及知识,它也能够直接或间接地唤醒人们的生态危机意识,而这种危机意识恰是维护环境进而改善环境的最为关键的因素之一^①。未来,要进一步加强对于民众环保行为的积极引导,强化对日常环保行为的鼓励与支持,通过正面引导+负向惩戒并举的方式,不断提高民众环境意识,提升民众实际环保行为转化度。

责任编辑:刘旭挺

^① ST Marquart - Pyatt, "Are There Similar Sources of Environmental Concern? Comparing Industrialized Countries," *Social Science Quarterly*, Vol. 89, No. 5, 2008.