

# 知行合一？从环境问题感知到环境友好行为 ——环境知识、媒体使用与非正式网络沟通的调节作用

龚文娟，杜兆雨

**摘要：**既往研究认为，人们对环境问题的关注和态度与其行为之间存在复杂关系。为了探析人们的环境问题感知对其环境行为的微观影响机制，本文尝试提出“环境知识—媒体使用—社会交往”作为调节变量的解释框架。基于 2013 年中国综合社会调查环境模块数据，发现环境问题感知对公共领域和私人领域环境友好行为均有正向作用；三个调节变量在不同环境领域有不同的影响逻辑，公共领域环境友好行为更多受环境问题感知与成本的影响，而私人领域环境友好行为主要与自身体验和环保行为能力有关。因此，在政策引导方面，不同行动领域需要制定和采取更有针对性的方略和措施，以促进公众的环境友好行为。

**关键词：**环境问题感知；环境友好行为；环境知识；媒体使用；非正式网络沟通

**中图分类号：**F205 **文献标识码：**A **文章编号：**1671-0169(2019)04-0072-12

**DOI:**10.16493/j.cnki.42-1627/c.2019.04.007

## 一、引言

环境问题之所以成为全社会关注的公共议题，不仅由客观物理环境改变及其带来的影响造就，也受到人们对环境问题的感知和反应“型塑”<sup>[1]</sup>。一些研究认为，如果个体意识到环境问题可能带来风险，他们更可能关注环境问题，进而采取负责任的环境行为<sup>[2][3]</sup>。另一些研究则认为，人们对环境问题的关注很少体现在他们的环保行为上<sup>[4]</sup>，环保行为的实施受到诸多外在条件的限制，如时间和精力等，环境态度对行为的影响很有限。事实上，环境问题感知与环境行为的关系呈现高度复杂性，二者间直接相关的关系并不稳定，我们好奇哪些因素导致了这种不确定性及其影响机制。

国内关于环境行为的研究探讨了性别、环境知识、环境价值观、风险感知、媒介使用等因素对环境行为的直接作用，但较少关注环境问题感知与环境友好行为关系的中间影响机制。针对这一点，计划行为理论为我们提供了一些启示，其关注态度与行为直接关系外的中介变量的作用，提出“态度/主观规范/感知到的行为控制——意向——行为”解释模型，并指出除中介变量外，还有大量其他的环境变量和心理变量对环境行为产生作用，如人格、社会准则、过往经验、自我效能感等<sup>[5]</sup>。基于此，我们假设行动者从环境问题感知到发出环境友好行为之间，还有系列重要条件影响二者关系。

**基金项目：**教育部人文社会科学研究规划基金项目“公众对重化工项目的风险评价及应对行为研究——以 PX 项目为例” (17YJA840003)

**作者简介：**龚文娟，厦门大学社会与人类学院副教授（福建 厦门 361005）；杜兆雨，厦门大学公共事务学院人口所硕士研究生

**致谢：**衷心感谢匿名审稿人提出的宝贵意见！

计划行为理论进一步指出, 人们的判断不总是理性的, 而是依靠其自动激活的态度或信息在头脑中的组织形式、外部资源与机遇以及内部情绪去决定其行为<sup>[6]</sup>, 即与形成态度和行为难度相关的信息会调节态度对行为的影响。基于这一逻辑, 本文提出基于信息获取与环境知识对环境问题调节作用的微观分析框架, 假设从不同信息渠道获得的信息以及环境知识水平会影响人们对环境行为的成本、难度与社会准则估计, 进而影响环境问题感知与环境友好行为的关系。公众在新媒体时代既能通过网络获取各类环境信息和知识, 也能通过现实的人际互动交换对环境问题的看法。鉴于此, 本研究中的信息获取既包括从媒体获得的信息, 也包含从线下人际互动获得的信息, 因而形成环境知识、媒体使用与非正式网络沟通三个维度构建的解释框架。

## 二、文献综述与研究假设

### (一) 环境感知与环境行为

关于环境感知与环境行为之间关系的讨论大致有三类发现: 知行合一、知行不一、知行无关。在第一类发现中, 研究支持环境意识(包括个体的环境感知、环境关心程度和环保态度等)对某些具体的环保行为具有促进作用, 即对环境问题关心程度越高的公众, 其环境行为参与程度也相对较高<sup>[7]</sup>; 环境感知等态度类变量能解释环境行为颇高的变异量, 且环境敏感度是环境行为有效的预测变量<sup>[8]</sup>; 国内学者基于2003年和2010年中国综合社会调查数据研究发现, 意识到环境问题越严重的城市居民, 实施越多的环境行为<sup>[9]</sup>。另一部分研究支持“知行不一”的观点, 认为感知等态度变量对环境行为的解释力十分有限, 积极正向环境态度的增强并不能直接转换成亲环境行为。在中国国内绿色消费调查中, 研究者发现, 虽然国人对生态环境问题较为关注, 但并不能有效落实到行为上, 因为人们的消费行为还受到情境因素的影响<sup>[10]</sup>。国际研究也发现, 公众对环境问题的关注度上升并不能转化为实际的环保行动<sup>[11]</sup>。Rajecki进一步指出, 行动者的个人经历差异、社会规范性因素差异和时间差异将导致环境态度与环保行为之间变动的因果关系<sup>[12](P354)</sup>。甚至少数研究支持了“知行无关”的说法<sup>[13]</sup>。此外, 有研究者注意区分了不同领域的环境行为, 发现环境问题的感知对公共行为有积极影响, 但在私人行为上的影响不显著<sup>[14]</sup>。我们认为, 中国的环境问题(如雾霾、水污染)给予了公众切实的环境问题严重程度感受。这种体验不同于抽象的环境价值观, 可能促使公众产生保护环境的行为及行为倾向。因此, 我们假设公众感知到的环境问题越严重, 越倾向于采取环境友好行为。具体假设如下:

假设 1A: 公众感知到的环境问题越严重, 在公共领域越倾向于采取环境友好行为;

假设 1B: 公众感知到的环境问题越严重, 在私人领域越倾向于采取环境友好行为。

### (二) 环境知识、媒体使用与非正式网络沟通

人们对环境问题的感知与反应, 并不单纯来自自身体验。在信息多元化和知识爆炸时代, 人们接触到的环境知识、信息源和非正式沟通都可能改变环境问题感知与环境行为之间的关系。环境知识被认为是环境态度与环境友好行为产生的前提条件<sup>[15]</sup>。环境知识对环境友好行为的作用在以往多个理论模式中都有所涉及。在环境素养模式下, 环境行为依赖于“行动动机”与“行动筹备”, 其中, “行动筹备”取决于“行动策略的知识”及“应用行动策略的技能”<sup>[16]</sup>; 在负责任的环境行为模式中, 环境知识、行为策略知识、行为技能等都与环境行为有直接关系<sup>[17]</sup>。此外, 环境知识还被证实与环境关心成正比, 环境知识是影响环境关心性别差异的重要中介变量, 环境知识可能是克服社会化过程和社会结构位置之消极影响的重要因素<sup>[18]</sup>。在风险社会中, “人们受危险的程度、范围和征兆, 在根本上依赖于外部知识。在风险地位上, 生活的质量与知识的生产相联系”<sup>[19](P62-63)</sup>。那些环境保护知识更丰富的城市居民, 倾向于实施更多的环境行为<sup>[9]</sup>。国际研究也

证实了环境知识的重要性。Hines 等对 128 篇环境行为研究文献进行元分析后发现，环境议题知识越丰富、对环境问题了解越多以及知道如何处理环境问题、具有积极的环境态度与富有责任感的人，较多地从事负责任的环境行为<sup>[17]</sup>。但由于环境知识的宽泛性，导致不同类型环境知识对亲环境行为产生不同的影响效应，如具体的环境问题知识和行为策略比抽象的自然环境知识，跟环境行为的相关性更强<sup>[15]</sup>。综合上述观点，本研究认为环境知识对环境问题感知与环境友好行为具有正向调节作用。具体假设如下：

假设 2A：环境知识促进环境问题感知与公共领域环境友好行为的正向关系；

假设 2B：环境知识促进环境问题感知与私人领域环境友好行为的正向关系。

作为信息传播重要中介的媒体，在公众对公共事务的感知和行为计划的形成中扮演“传递者”和“塑造者”角色，但很难说媒体使用是“促进”还是“抑制”了人们的环境感知与环境友好行为。主流的看法是环境信息的获取与使用对环境行为有着正面的影响<sup>[20]</sup>。有研究发现，使用传统媒体越多的个体越倾向于讨论环保议题并产生环保行为，新媒体使用强度越大的个体参与环保活动越积极<sup>[21]</sup>。另有研究则认为，媒体使用虽能提升公众的环境问题关注度，但关注度上升并不足以促使公众开展实际的环境友好行为<sup>[22]</sup>。在主流看法之外，更早前的研究认为直接的媒体接触对公众的环境友好行为具有负向作用<sup>[23]</sup>。差异化结论的部分原因在于不同媒体的属性差异，传统媒体和新兴媒体有不同的作用路径与内容生成机制。传统媒体具有单向传递信息的特点，尤其是各级官方传统媒体兼具宣传教育功能，而基于互联网的新媒体具有多向信息流动的特点。有研究发现，传统媒体接触强度对于公众环保行为具有正向促进作用，而互联网接触强度则无显著影响<sup>[24]</sup>。传统媒体使用对于亲环境行为的动员效果显著高于新媒体<sup>[25]</sup>。考虑到不同媒体对不同领域中的环境友好行为可能存在差异性影响，我们假设：

假设 3A1：传统媒体使用强度促进环境问题感知与公共领域环境友好行为的正向关系；

假设 3A2：传统媒体使用强度抑制环境问题感知与私人领域环境友好行为的正向关系；

假设 3B1：新媒体使用强度促进环境问题感知与公共领域环境友好行为的正向关系；

假设 3B2：新媒体使用强度抑制环境问题感知与私人领域环境友好行为的正向关系。

日常生活中的社会交往，尤其是存在于朋友、邻里、同事和其他社会群体之中的非正式网络沟通，影响人们选择性地感知某些环境问题，而忽略另一些环境问题及其严重程度。此外，非正式网络沟通也传递了关于环境行为的价值规范。根据环境问题（风险）文化解释论的理解，人们在对其一项公众事务做出判断和评价时，不会剥离身边其他人的看法。社会过程和群体动力会影响人们对公共问题的态度和看法，身边人的观点会成为其感知的参照点，同时他们又共享类似的文化观点。通过这些网络内的非正式互动，人们对问题的感知和解释会被整合进更大的价值和框架中<sup>[26][27][28]</sup>。所以，我们假设，人们从对环境问题的感知到他们的行为反应受到由朋友、家庭、同事和媒体传递的社会影响的调节。

假设 4A：社会交往频繁程度会抑制环境问题感知与公共领域环境友好行为的正向关系；

假设 4B：社会交往频繁程度会促进环境问题感知与私人领域环境友好行为的正向关系。

### 三、研究设计

#### （一）数据来源

本文数据来自 2013 年中国综合社会调查（CGSS2013）。该调查采用多段分层随机抽样<sup>①</sup>，调查

① 详细抽样方案参见 <http://cnsda.ruc.edu.cn/index.php?r=site/article&id=42>。

点覆盖中国大陆地区 32 个省级行政单位, 调查对象为 18 岁及以上的成年人。CGSS2013 的样本量为 11 438 个。

(二) 变量测量

1. 因变量: 环境友好行为。在本研究中, 环境友好行为指人们意图通过各种途径保护环境并在实践中表现出的有利于环境的行为。在 CGSS2013 问卷中, 通过询问“受访者在最近一年里, 从事包含垃圾分类投放等 10 项行为的发生频率”测量其环境友好行为(如表 1 所示)，“从不”赋值 0, “偶尔”赋值 1, “经常”赋值 2。该量表中既包含了直接的环境保护行为, 同时也有对环保问题的关注, 如“与自己的亲戚朋友讨论环保问题”、“主动关注广播电视报刊中的环境问题环保信息”。本文认为, 对环保事业的关注同样是一种对环境保护的支持。这点在其他利用不同数据分析环境友好行为的研究中也有体现, 如李秋成等将“学习湿地保护方面的知识”纳入环境友好行为<sup>[29]</sup>, 孙岩等将“参加与环境问题有关的公民会议”纳入环境友好行为<sup>[30]</sup>。本文中环境友好行为量表的 Cronbach's Alpha 为 0.777, 说明其具有较高可靠性。

表 1 环境友好行为量表

	N	均值	标准差
垃圾分类投放	11 416	1.57	0.70
与自己的亲戚朋友讨论环保问题	11 410	1.57	0.63
采购日常用品时, 自己带购物篮或购物袋	11 413	2.15	0.78
对塑料包装袋进行重复利用	11 409	2.31	0.77
为环境保护捐款	11 406	1.20	0.44
主动关注广播电视报刊中的环境问题环保信息	11 408	1.63	0.70
积极参加政府和单位组织的环境宣传教育活动	11 405	1.27	0.53
积极参加民间环保团体举办的环保活动	11 403	1.19	0.45
自费养护树林或绿地	11 418	1.19	0.48
积极参加要求解决环境问题的投诉、上诉	11 411	1.11	0.36
有效 N (成列)		11 337	
克隆巴赫系数		0.777	

2. 自变量: 环境问题感知。在本研究中, 环境问题感知指人们对不同类型环境问题及其严重性的认识与评价。在 CGSS2013 问卷中, 通过询问“受访者所在地区各种类型环境问题的严重程度”测量其环境问题感知(如表 2 所示)，“很严重”赋值 7, “比较严重”赋值 6, “不太严重”赋值 5, “不严重”赋值 4, “一般”赋值 3, “说不清”赋值 2, “没有该问题”赋值 1。该量表的 Cronbach's Alpha 为 0.896, 说明其具有较高可靠性与内部一致性, 故将这 12 道题目的平均值作为自变量, 命名为“环境问题感知”。

3. 调节变量。本文尝试用环境知识、媒体使用与非正式网络沟通进一步解释环境问题认知与环境友好行为之间的关系。(1) 环境知识操作化为一组有关环境保护知识的问题, 包括汽车尾气、化肥使用、含磷洗衣粉等 10 项问题, 请受访者判断正确与错误,

表 2 环境问题感知量表

	N	均值	标准差
空气污染	10 334	4.56	1.89
水污染	10 292	4.49	1.86
噪音污染	9 348	4.32	1.91
工业垃圾污染	8 816	3.87	2.06
生活垃圾污染	9 987	4.59	1.74
绿地不足	7 610	3.90	1.97
森林植被破坏	7 687	3.35	2.03
耕地质量退化	7 468	3.74	2.08
淡水资源短缺	8 002	3.71	2.07
食品污染	8 616	4.40	2.08
荒漠化	5 884	2.56	1.98
野生动植物减少	6 704	3.09	2.18
有效 N (成列)		4 845	
克隆巴赫系数		0.896	
环境问题感知 (均值)		3.81	

每项判断正确赋值 1，判断错误或“不知道”赋值 0，将 10 道题得分累加（Cronbach's Alpha = 0.820）得到环境知识变量。（2）媒体使用情况通过询问受访者过去一年中媒体使用情况来测量，包括报纸、杂志、广播、电视、互联网和手机定制消息，使用“非常频繁”赋值 5，“经常”赋值 4，“有时”赋值 3，“很少”赋值 2，“从不”赋值 1。对该量表进行因子分析，得到两组组件（总方差解释 60.62%），分别是传统媒体使用因子，包括报纸（0.73）、杂志（0.71）、广播（0.41）、电视（0.47），网络媒体使用因子，包括互联网（0.71）、手机定制消息（0.62），并将得到的因子值转换为从 1 到 100 的百分制得分。（3）通过询问受访者与邻居和朋友的社交娱乐活动（如串门，吃饭，打牌等）频繁程度测量其非正式网络沟通状况，“几乎每天”赋值 7，“一周 1—2 次”赋值 6，“一个月几次”赋值 5，“一个月 1 次”赋值 4，“一年几次”赋值 3，“一年 1 次或更少”赋值 2，“从来不”赋值 1，将对邻居、朋友的测量相加得到总的非正式网络沟通变量。

4. 控制变量。鉴于环境关心及环境友好行为存在性别差异<sup>[18][31][32]</sup>、年龄差异<sup>[33]</sup>、城乡差异<sup>[34][35]</sup>、职业差异<sup>[36]</sup>，本研究选择性别、年龄、受教育年限、户籍、收入等人口学和社会经济地位变量作为控制变量。性别作为虚拟变量处理，女性赋值 0，男性赋值 1。受教育年限作为连续变量处理，未受过正式教育赋值为 0，私塾、小学赋值 6，初中赋值 9，高中（职高、中专、技校）赋值 12，大专（成人大专）15，本科（成人本科）16，研究生及以上赋值 19。户籍作为虚拟变量处理，农业户籍（居民户口原为农业户口）赋值 0，非农户籍（居民户口原非农业户口）赋值 1，其他蓝印户口、军籍、没有户口因归类不明且数量极少做缺失处理。收入是对个人去年收入进行对数处理。

控制变量与调节变量描述统计如表 3 所示。

表 3 控制变量及调节变量描述统计

	N	最小值	最大值	均值	标准差
年龄	11 437	17.00	97.00	48.60	16.39
性别（女=0）	11 438	0.00	1.00	0.50	0.50
个人年收入自然对数	9 072	4.38	13.82	9.62	1.19
受教育年限	11 432	0.00	19.00	8.81	4.64
户口（农业=0）	11 414	0.00	1.00	0.40	0.49
环境知识	11 396	0.00	10.00	4.69	2.87
非正式网络沟通	11 425	2.00	14.00	7.57	3.25
传统媒体使用	11 381	1.00	100.00	41.55	16.44
新媒体使用	11 381	1.00	100.00	28.12	18.35

### （三）分析策略

基于前文对环境问题感知与环境友好行为关系的梳理，本部分拟引入“环境知识、媒体使用和 非正式网络沟通”调节框架考察这对主关系（如图 1 所示）。分两步对研究假设进行检验。

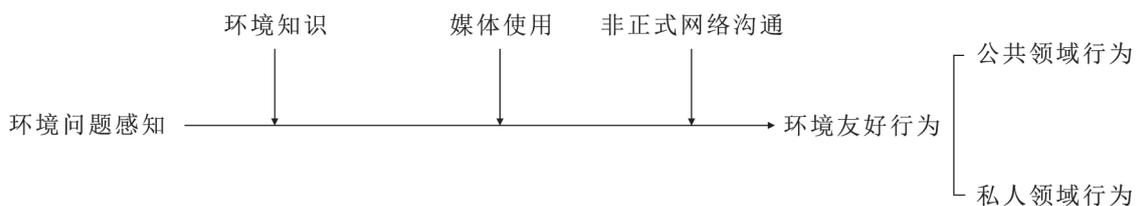


图 1 分析框架图

第一步, 使用线性回归, 检验环境问题感知与环境友好行为的主效应。回归模型如下:

$$\text{环境友好行为} = a + b_1 \text{环境问题感知} + b_2 \text{环境知识} + b_3 \text{媒体使用} + b_4 \text{非正式网络沟通} + \sum X + e$$

第二步, 用交互分析检验调节效应, 模型如下:

$$\text{环境友好行为} = a + b_1 \text{环境问题感知} + b_2 \text{环境知识} + b_3 \text{媒体使用} + b_4 \text{非正式网络沟通} + b_5 \text{环境知识} * \text{环境问题感知} + b_6 \text{媒体使用} * \text{环境问题感知} + b_7 \text{非正式网络沟通} * \text{环境问题感知} + \sum X + e$$

其中,  $X$  为控制变量, 环境友好行为分公共领域行为和私人领域行为考察。

## 四、分析与发现

### (一) 环境问题感知与环境友好行为的描述性分析

1. 环境问题感知。由环境问题感知得分分布图 (如图 2 所示) 可知, 该变量得分呈正态分布, 平均得分为 3.81 (标准差 1.36), 处在“不严重”到“一般”之间, 78.2% 的受访者感知到的环境问题均值得分小于等于 5 分, 即绝大部分受访者认为自己生活周边区域不存在比较严重的环境问题。

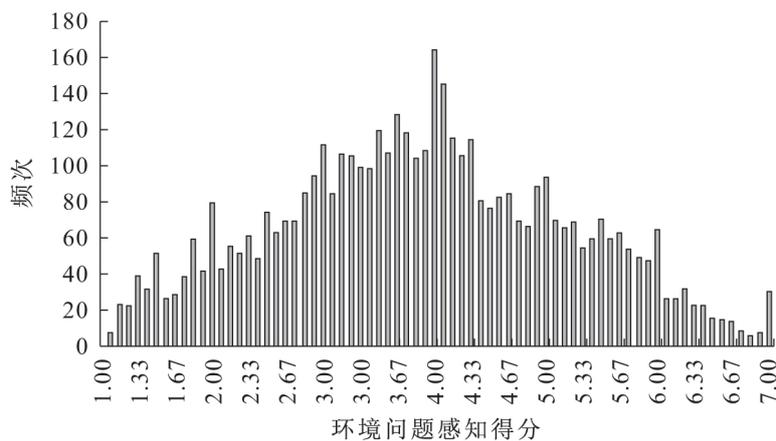


图 2 环境问题感知分布

2. 环境友好行为。对环境友好行为量表进行因子分析, 旋转后得到两组因子, 根据组成变量分别命名为“公共环境友好行为”与“私人环境友好行为” (如表 4 所示)。为更加直观地考察环境

表 4 环境友好行为因子分析

	公共环境友好行为	私人环境友好行为	提取
积极参加民间环保团体举办的环保活动	0.786	0.168	0.646
积极参加政府和单位组织的环境宣传教育活动	0.729	0.276	0.607
积极参加要求解决环境问题的投诉、上诉	0.693	-0.005	0.480
为环境保护捐款	0.632	0.214	0.445
自费养护树林或绿地	0.615	-0.066	0.383
采购日常用品时, 自己带购物篮或购物袋	-0.034	0.757	0.575
对塑料包装袋进行重复利用	-0.117	0.735	0.554
与自己的亲戚朋友讨论环保问题	0.354	0.575	0.456
垃圾分类投放	0.309	0.528	0.374
主动关注广播电视报刊中的环境问题和环保信息	0.430	0.506	0.441
KMO		0.812	
球形度检验显著性		0.000	
总解释方差		49.6%	

友好行为,将因子值转换为最低分1、最高分100的得分<sup>①</sup>,其中,公共领域环境友好行为平均得分15.725(SD=14.71),私人环境友好行为平均得分50.363(SD=20.11)。私人领域的环境友好行为要普遍优于公共领域的环境友好行为。

## (二) 环境问题感知与环境友好行为的关系分析

由于本研究中的调节变量为连续变量,所以在进行交互作用检验之前,我们将解释变量进行了中心化处理<sup>[37](P271)</sup>。

1. 主效应。采用OLS线性回归进行主效应分析,首先将人口学变量纳入模型,之后纳入自变量及调节变量,共得到六个模型(如表5所示)。通过分析有以下发现。

表5 环境友好行为的主效应分析

	公共环境友好行为			私人环境友好行为		
	模型1	模型2	模型3	模型4	模型5	模型6
性别	0.036* (0.034)	0.037* (0.034)	0.040* (0.033)	-0.143*** (0.031)	-0.143*** (0.031)	-0.147*** (0.030)
户口	0.011 (0.040)	-0.006 (0.040)	-0.019 (0.040)	0.185*** (0.036)	0.176*** (0.036)	0.138*** (0.036)
收入	0.060* (0.018)	0.043* (0.018)	0.005 (0.018)	0.090*** (0.016)	0.081*** (0.017)	0.037* (0.017)
受教育年限	0.152*** (0.005)	0.145*** (0.005)	0.062** (0.006)	0.209*** (0.005)	0.205*** (0.005)	0.099*** (0.005)
年龄	-0.022 (0.001)	-0.015 (0.001)	0.012 (0.001)	0.085*** (0.001)	0.089*** (0.001)	0.078*** (0.001)
环境问题感知	—	0.111*** (0.012)	0.107*** (0.012)	—	0.061*** (0.011)	0.041** (0.011)
环境知识水平	—	—	0.002 (0.007)	—	—	0.191*** (0.006)
非正式网络沟通	—	—	-0.100*** (0.005)	—	—	0.009 (0.005)
新媒体使用频率	—	—	0.155*** (0.001)	—	—	0.043* (0.001)
传统媒体使用频率	—	—	0.162*** (0.001)	—	—	0.131*** (0.001)
N	3 881	3 881	3 881	3 881	3 881	3 881
F	36.105***	38.149***	41.646***	147.496***	125.978***	101.510***
调整后 R <sup>2</sup>	0.043	0.054	0.095	0.159	0.162	0.206

注:表中为标准回归系数,括号内为标准误;\*、\*\*、\*\*\*分别表示系数在0.05、0.01、0.001的水平上显著。

自变量与调节变量的加入优化了回归模型拟合度,模型3、模型6调整后R<sup>2</sup>分别为0.095和0.206。作为自变量的环境问题感知,对公共环境友好行为及私人环境友好行为都有显著正向效应,即感知到的环境问题越严重,公私领域的环境友好行为越多,证实了研究假设1A和1B。标准回归系数的对比表明,环境问题感知对公共领域环境友好行为的影响更大。模型6则表明,环境知识水平是对私人环境友好行为解释力最大的变量。以往研究认为,环境知识水平对环境友好行为具有正向影响,但具体而言,本研究发现,环境知识仅对私人环境友好行为具有显著作用,对公共环境友

<sup>①</sup> 转换公式:转换后的因子值=(因子值+B)\*A,其中A=99/(因子最大值-因子最小值),B=(1/A)-因子最小值。参看边燕杰,李煜:《中国城市家庭的社会网络资本》,载于《清华社会学评论》2000年第2期。

好行为则不具显著作用。在回归分析过程中发现, 当模型中仅包含环境知识水平变量时, 环境知识对公共领域环境行为存在正向影响 (0.214, sig=0.049,  $\Delta R^2=0.046$ )。随着媒体使用、非正式网络沟通与环境问题感知的加入, 该效应不再显著, 表明环境知识对公共领域环境友好行为的作用为虚假相关。传统媒体、新媒体的利用在促进居民参与公共环境友好行为的同时, 也提升了居民的环境知识水平。

两类媒体使用对公私领域的环境友好行为都有正向影响。非正式网络沟通对公共环境友好行为起负向作用, 对私人环境友好行为不存在显著影响。根据环境问题感知、环境知识水平对公私环境领域的不同作用, 我们推测, 公共环境领域更需要媒体对社会环境状况进行宣传以正面引导公众关注及应对行为, 而私人环境领域则更多受个体环保能力的影响。传统媒体比新媒体更多地增进了人们对环境知识的掌握。偏相关分析在一定程度上验证了上述推测 (如表 6 所示)。

表 6 媒体使用与环境友好行为的相关分析

	公共环境友好行为	私人环境友好行为	
控制变量-环境问题感知	新媒体使用	0.253***	0.163***
	传统媒体使用	0.234***	0.293***
控制变量-环境知识水平	新媒体使用	0.165***	0.114***
	传统媒体使用	0.165***	0.233***
	新媒体使用	0.190***	0.038***
	传统媒体使用	0.182***	0.212***

注: \*、\*\*、\*\*\* 分别表示系数在 0.05、0.01、0.001 的水平上显著。

在控制环境问题感知后, 两种媒体使用情况与两类环境友好行为的相关系数均出现下降, 其中, 与公共环境友好行为的相关系数下降幅度更大, 表明环境问题感知对公众环境友好行为影响更强。当控制环境知识水平后, 私人环境友好行为与新媒体的相关性大幅下降, 表明新媒体对环境知识获取贡献有限; 公共环境友好行为与两类媒体相关系数也出现下降但均显著, 且变化幅度较私人环境友好行为更小, 表明环境知识水平对私人环境友好行为作用更大。

2. 调节效应。在主效应分析基础上, 我们加入环境知识水平、非正式网络沟通、两类媒体使用与环境问题感知的交互项, 来验证调节变量的作用, 分析结果如表 7 所示。

调节效应分析显示, 环境知识水平抑制了环境问题感知与公共领域环境友好行为的正向关系, 但促进了环境问题感知与私人环境友好行为的正向关系, 因此, 否定了研究假设 2A, 证实了研究假设 2B。环境知识水平对环境问题感知与公共领域环境友好行为正向关系的抑制效果, 可能意味着更高的知识水平会使公众高估公共环境危机严重程度而对环境改善的可能性、有效性及成本持更多悲观态度, 进而减少公共环境友好行为。而在环境问题感知与私人领域环境行为的关系影响上, 从成本和家庭利益角度考虑, 环境知识水平可能促进二者的正向关系。两种可能的作用路径可能还受到“成本—收益”变量的影响, 这需要在后续研究中进一步探讨。可以确定的是, 更高的环境知识水平会使公众对环境和如何实施环境友好行为有更独立的看法, 也说明传统的基于环境问题的“刺激—反应”模型存在多种反应可能。

新媒体与传统媒体均强化了环境问题感知对公共领域环境友好行为的正向效应, 在私人环境领域则无显著效果。这证实了研究假设 3A1 和 3B1, 而研究假设 3A2 和 3B2 则没有得到证实。结合两类媒体自身对两类环境友好行为的作用, 可知新媒体与传统媒体都有利于促进环境友好行为, 但目前来看, 在我国, 传统媒体对环境友好行为的影响高于新媒体, 这与以往研究发现相符<sup>[25]</sup>。

表 7 环境友好行为的调节效应分析

	公共环境友好行为	私人环境友好行为
	模型 7	模型 8
性别	0.038 (0.033)*	-0.146 (0.030)***
户口	-0.016 (0.039)	0.139 (0.036)***
收入	0.005 (0.018)	0.040 (0.017)*
受教育年限	0.062 (0.006)**	0.099 (0.005)***
年龄	0.008 (0.001)	0.080 (0.001)***
环境问题感知	0.109 (0.013)***	0.020 (0.012)
环境知识水平	0.003 (0.007)	0.192 (0.006)***
非正式网络沟通	-0.095 (0.005)***	0.009 (0.005)
新媒体使用频率	0.145 (0.001)***	0.049 (0.001)*
传统媒体使用频率	0.162 (0.001)***	0.133 (0.001)***
环境知识水平×环境问题感知	-0.093 (0.005)***	0.045 (0.004)**
非正式网络沟通×环境问题感知	-0.021 (0.004)	0.045 (0.003)**
新媒体使用×环境问题感知	0.086 (0.001)***	-0.022 (0.001)
传统媒体使用×环境问题感知	0.093 (0.001)***	-0.003 (0.001)
<i>N</i>	3 881	3 881
<i>F</i>	33.813***	58.807***
调整后 <i>R</i> <sup>2</sup>	0.109	0.209

注：表中为标准回归系数，括号内为标准误；\*、\*\*、\*\*\* 分别表示系数在 0.05、0.01、0.001 的水平上显著。

非正式网络沟通能促进环境问题感知与私人领域环境友好行为的正向关系，但对环境问题感知与公共领域环境友好行为的关系调节不显著，研究假设 4B 得到证实，4A 未得到支持。非正式网络沟通本身对公共领域环境友好行为有负向作用，表明人们在社会交往中传递了更多抑制公共环境友好行为的信息，例如对行动成本的更高估计、搭便车等。作为集体行动的一种，公共领域的行为可能受到环保之外的因素，特别是社会制度安排的影响<sup>[38]</sup>。在私人环境领域，社会交往可能传递了更多个体的环保经验，增强了个体环境友好行为的能力，从而强化了环境问题感知对私人环境友好行为的影响。

## 五、结论与讨论

本文意在考察公众环境问题感知对其环境友好行为的影响，以及公众的环境知识、“线上活动”与“线下交往”对其环境问题感知与环境友好行为关系的调节作用。研究发现，环境问题感知能预测公共和私人领域环境友好行为；环境知识、媒体使用、社会交往对环境问题感知与环境友好行为关系的调节作用存在差异。具体发现如下：

环境问题感知对公共领域和私人领域环境友好行为都存在显著正向影响；环境知识水平对私人环境友好行为具有正向效应，同时促进环境问题感知与私人领域环境友好行为的正向关系；环境知识水平对公共环境友好行为不具有显著效应，但弱化了环境问题感知对公共环境友好行为的作用；非正式网络沟通对公共环境友好行为有负向作用，更多的非正式社会交往减弱了人们在公众领域的环保行为；非正式网络沟通对私人环境行为不具直接影响，但能促进环境问题感知与私人领域环境友好行为的正向关系；两类媒体使用对两种环境友好行为都有正向作用，且均强化了环境问题感知对公共领域环境友好行为的正向效应，对环境问题感知与私人领域环境友好行为关系的调节效应都不显著。

“差别暴露”理论认为,客观环境状况退化会导致公众对环境问题的关心,其中媒体使用、社会交往是公众获取环境信息的渠道,以往研究也验证了媒体对提高公众尝试更多环境行为所产生的积极效应<sup>[39]</sup>。在“暴露”之后的行动上,环境知识成为影响环境关心的重要中介变量<sup>[18]</sup>。一般解释认为公共领域环境行为更具共性,私人领域环境行为更具个体性与差异性<sup>[14][40]</sup>。但上述结论并不能充分解释环境问题感知与环境友好行为之间复杂多变的关系,因此,本文基于计划行为理论提出并检验了“环境知识—媒体使用—社会交往”的解释框架。本研究认为,上述调节变量在不同环境领域有不同的影响逻辑,公共领域环境友好行为更多地受环境问题感知与成本的影响,而私人领域环境友好行为主要与自身体验和环保行为能力有关。媒体对公共领域环境行为起“环境信息传递”功能,对私人领域环境友好行为起“环保能力提升”功能;社会交往提高了人们对公共领域环境友好行为的成本预估;环境知识作为“环境信息传递”的副产物,与公共领域环境行为之间表现出虚假相关。媒体因素对公私领域环境友好行为的不同影响,需要通过对媒体内容的分析做进一步验证。本文通过侧面分析认为,传统媒体在引起人们关注环境问题的同时,也提升了人们的环境知识,因而对两类环境行为均有正向作用;新媒体在传播各类环境信息上起到载体多元化的作用,但对环境知识的普及作用有限。

计划行为理论将“意图”纳入态度与行动关系的理解中,同时加入了与外在环境的交互作用<sup>[41]</sup>,同时考察个人技能、资源及机遇环境对从事特定行为的影响<sup>[42](P127-143)</sup>。本文关于环境问题感知与环境友好行为的分析基本与计划行为理论相符,环境知识、环境行为成本与能力等造成了环境问题感知与环境行为间的不一致。除此之外,本文还发现了态度与行为关系中各周边变量彼此间的相互作用关系。行动者对不同环境行为的行为控制感知不同,在评估中更倾向于认为公共领域环境友好行为依赖更高的环境问题感知与成本,私人环境友好行为需要更高的行动能力、技巧,而这种行为控制评估又是受到不同信息接触的影响,即信息获取一方面影响了人们对行动难度的判断,另一方面又影响了行动者对自身行动能力的判断。

基于上述分析,本文提出以下两点政策性建议:

第一,为公共环境友好行为提供参与环境,包括政府组织发起的集体环保活动等。考虑到个体对公共环境行为的判断更多受成本与环境问题感知的影响,公共部门应当提供相应的财力与智力支持,以公共服务的方式提供有利于个体参与公共环境友好行为的环境,并逐渐形成普遍的社会行为习惯。这一过程需要通过媒体向公众传递环境问题相关信息,并在媒体与社会网络中营造出社会普遍参与的氛围。

第二,为私人环境友好行为提供推力,一方面提升私人环境不友好行为的成本,另一方面做好日常环保领域相关知识的普及工作。目前私人环境友好行为受成本影响较小,行动技能是影响环境问题感知到具体保护行为的阻碍因素,因此做好私人环境友好行为知识普及,提升公众的环保行为能力,同时增加不友好行为的成本,可以推动私人环境友好行为的普及程度。这一过程同样需要利用好媒体与社交网络的信息传播功能。

#### 参考文献

- [1] Solesbury, W. The environmental agenda: An illustration of how situations may become political issues and issues may demand responses from government; Or how they may not[J]. *Public Administration*, 1976, 54.
- [2] Grob, A. A structural model of environmental attitudes and behavior[J]. *Journal of Environmental Psychology*, 1995(3).
- [3] Baldassare, M., C. Katz. The personal threat of environmental problems as predictor of environmental practices[J]. *Environmental and Behavior*, 1992(5).

- [4] Aoyagi, U. M., H. Vinken, A. Kuribayashi. Pro-environmental attitudes and behaviors: An international comparison[J]. *Human Review*, 2003(1).
- [5] Ajzen, I. Nature and operation of attitude[J]. *Annual Review of Psychology*, 2001, 52.
- [6] Tesser, A., D. R. Shaffer. Attitudes and attitudes change[J]. *Annual Review of Psychology*, 1990, 41.
- [7] 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).
- [8] Sivek, D. J., H. Hungerford. Predictors of responsible behavior in members of three wisconsin conservation organizations[J]. *Journal of Environmental Education*, 1990(2).
- [9] 彭远春. 城市居民环境认知对环境行为的影响分析[J]. *中南大学学报(社会科学版)*, 2015(3).
- [10] Chan, R. Y. K. Determinants of Chinese consumers' green purchase behavior[J]. *Psychology & Marketing*, 2001(4).
- [11] Kollmuss, A., J. Agyeman. Mind the gap: Why do people act environmentally and what are the barriers to pro-environmental behavior? [J]. *Environmental Education Research*, 2002(3).
- [12] Rajeecki, D. W. *Attitudes: Themes and Advances*[M]. Sunderland: Sinauer Associates, inc., 1982.
- [13] Arbuthnot, J. The roles of attitudinal and personality variables in the prediction of environmental behavior and knowledge[J]. *Environment and Behavior*, 1977(9).
- [14] Hadler, M., M. Haller. Global activism and nationally driven recycling: The influence of world society and national contexts on public and private environmental behavior[J]. *International Sociology*, 2011(3).
- [15] 张冬, 罗艳菊. 城市居民环境友好行为意向的形成机制研究[J]. *四川师范大学学报(自然科学版)*, 2013(3).
- [16] Marcinkowski, T. J. *An Analysis of Correlates and Predictor of Responsible Environmental Behavior*[D]. Carbondale: South Illinois University at Carbondale, 1988.
- [17] Hines, J. M., H. R. Hungerford, A. N. Tomera. Analysis and synthesis of research on responsible environmental behavior: A meta-analysis[J]. *The Journal of Environmental Education*, 1987(2).
- [18] 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).
- [19] [德] 乌尔里希·贝克. 风险社会[M]. 何博闻, 译. 南京: 译林出版社, 2003.
- [20] 彭远春. 国外环境行为影响因素研究评述[J]. *中国人口·资源与环境*, 2013(8).
- [21] 金恒江, 余来辉, 张国良. 媒介使用对个体环保行为的影响——基于中国综合社会调查(CGSS 2013)数据的实证研究[J]. *新闻大学*, 2017(2).
- [22] Whitmarsh, L. Behavioral responses to climate change: Asymmetry of intentions and impacts[J]. *Journal of Environmental Psychology*, 2009(1).
- [23] Mikami, S., T. Takeshita, M. Kawabata. Influence of the mass media on the public awareness of global environmental issues in Japan[J]. *Asian Geographer*, 1999(1-2).
- [24] Östman, J. The influence of media use on environmental engagement: A political socialization approach[J]. *Environmental Communication*, 2014(1).
- [25] 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).
- [26] Douglas, M., A. B. Wildavsky. *Risk and Culture: An Essay on the Selection of Technical and Environmental Dangers*[M]. Berkeley: University of California Press, 1982.
- [27] Short, J. F. The social fabric at risk: Toward the social transformation of risk analysis[J]. *American Sociological Review*, 1984(6).
- [28] [美] 罗杰·卡斯帕森, 奥特温·雷恩, 保罗·斯洛维奇, 等. 风险的社会放大: 一个概念框架[A]. [美] 保罗·斯洛维奇, 编著. 风险的感知[C]. 赵延东, 等, 译. 北京: 北京出版社, 2007.
- [29] 李秋成, 周玲强. 社会资本对旅游者环境友好行为意愿的影响[J]. *旅游学刊*, 2014(9).
- [30] 孙岩, 宋金波, 宋丹荣. 城市居民环境行为影响因素的实证研究[J]. *管理学报*, 2012(1).

- [31] Hunter, L. M., H. Alison, J. Aaron. Cross-national gender variation in environmental behaviors[J]. *Social Science Quarterly*, 2004(3).
- [32] 龚文娟, 雷俊. 中国城市居民环境关心及环境友好行为的性别差异[J]. *海南大学学报(人文社会科学版)*, 2007(3).
- [33] 洪大用, 范叶超, 邓霞秋, 等. 中国公众环境关心的年龄差异分析[J]. *青年研究*, 2015(1).
- [34] 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[J]. *社会*, 2015(3).
- [35] 聂伟. 公众环境关心的城乡差异与分解[J]. *中国地质大学学报(社会科学版)*, 2014(1).
- [36] Tremblay, J. R., R. Kenneth, E. Riley, et al. Rural-urban residence and concern with environmental quality: A replication and extension[J]. *Rural Sociology*, (2).
- [37] 邱皓政. 量化研究与统计分析[M]. 重庆: 重庆大学出版社, 2013.
- [38] 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(2).
- [39] 卢少云, 孙珠峰. 大众传媒与公众环保行为研究——基于中国 CGSS2013 数据的实证分析[J]. *干旱区资源与环境*, 2018(1).
- [40] 朱慧劼. 环境知识、风险感知与青年环境友好行为[J]. *当代青年研究*, 2017(5).
- [41] 张红涛, 王二平. 态度与行为关系研究现状及发展趋势[J]. *心理科学进展*, 2007(1).
- [42] Ajzen, L. *Attitude, Personality and Behavior*[M]. Maidenhead: Open University Press, 1988.

## Is It in Accordance with Cognition ? From Environmental Problems Perception to Environment-friendly Behavior

— Moderating Effect of Environmental Knowledge, Media Use and Informal Network Communication

GONG Wen-juan, DU Zhao-yu

**Abstract:** In order to explore the micro-influence mechanism of people's environmental problems perception and their environment-friendly behaviors, this paper attempts to propose environmental knowledge, media use, and social interaction as the explanatory framework of moderator variables. Based on the data of the CGSS 2013, it is found that the perception of environmental issues has a positive effect on environment-friendly behaviors in the public sector and the private sector; the three regulatory variables have different influence logics in different environmental fields. The paper argues that environment-friendly behaviors in the public sector are more affected by environmental issues and costs, while environment-friendly behaviors in the private sector are mainly related to their own experience and environmental behavior ability. Therefore, in terms of policy guidance, different areas of action need to develop and adopt more targeted strategies and measures to promote public environment-friendly behavior.

**Key words:** perception of environmental problem; environment-friendly behavior; environmental knowledge; media use; informal network communication

(责任编辑 朱 蓓)