

# 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

周 全，汤书昆

**摘 要：**在现代社会，媒介是公众获取环境信息的重要来源。媒介使用是否能够促使公众采取积极的实际行动为环境问题的改善做出贡献是环境传播媒介效果研究的核心问题之一。基于中国综合社会调查 2013 年 (CGSS2013) 的数据，针对媒介使用是如何影响公众的亲环境行为的这一问题进行了研究。在理论分析的基础上提出了环境知识和环境风险感知对媒介使用和亲环境行为的中介效应模型，并使用 CGSS2013 的数据进行了验证。此外，进一步的分析发现，传统媒介使用对于亲环境行为的促进作用要显著的高于新媒介；除电视以外，包括报纸、杂志、广播、互联网和手机在内的 5 类具体媒介使用都对亲环境行为具有不同程度的动员效果。

**关键词：**媒介使用；环境知识；环境风险感知；亲环境行为；环境传播

**中图分类号：**F124.5-05 **文献标识码：**A **文章编号：**1671-0169(2017)05-0080-15

**DOI:**10.16493/j.cnki.42-1627/c.2017.05.009

## 一、前 言

改革开放以来，我国快速推进的工业化进程和不断提高的城镇化水平显著地提升了普通居民的生活质量，但同时也带来了包括自然资源过度消耗和污染物超额排放在内的一系列环境问题。面对环境污染和环境破坏所带来的健康风险，公众希望政府能够及时开展有效的环境治理；另一方面，作为具有独立思考和行动能力的个体，公众还会寻求通过自身开展实际行动为环境质量的改善做出贡献。对于后面这种行为，我们通常称之为“亲环境行为 (Pro-environmental Behavior)”。

对于公众而言，媒介是其获取环境信息的重要来源，媒介在告知公众环境问题现状和塑造有关环境议题的社会舆论方面发挥着至关重要的作用。围绕媒介与环境问题的关系，在传播学中逐渐形成了被称为“环境传播”的子研究领域。国内的环境传播研究在近年来得到了快速发展，但是也仍存在着不足之处：有关传统媒介的环境传播研究主要集中在媒介内容分析领域，鲜有学者针对媒介内容的传播效果开展评估；新媒介研究则过于关注环境群体事件，新媒介使用在非制度化的环境运动中发挥的作用吸引了绝大多数研究者的目光。相应的，新媒介在环境知识传播、亲环境行为促进等方面所发挥的积极传播效果鲜有人问津。进一步将传统媒介和新媒介放在共同研究框架下，对比

**基金项目：**中国科学院战略规划重点研究项目“技术伦理与社会风险检测研究”(GH11046)

**作者简介：**周全，中国科学技术大学科技传播与科技政策系博士研究生 (安徽 合肥 230026)；汤书昆，中国科学技术大学科技传播与科技政策系教授、博士生导师

**致谢：**感谢审稿专家提出的宝贵意见和建议！

分析新旧媒介环境传播效果的研究尚未见发表。如果我们将目光扩展到其他学科, 会发现国内现有的有关亲环境行为影响因素的研究通常仅对研究变量与亲环境行为间的线性相关进行检验, 但却忽略了研究变量之间的结构特征: 在很多情况下, 不同的研究变量间并非简单的并列关系, 它们之间可能存在逻辑关联, 有些研究变量实际上在其他变量间发挥了“中介”或者“调节”作用。对于研究变量关系缺乏深入挖掘大大降低了现有研究的解释力。

虽然国外现有研究已经肯定了某些媒介使用对于亲环境行为的正向效应, 但是, 这种积极影响是否适用于当前中国的社会现实仍需要使用基于严格科学抽样的大样本调查数据进行验证。而且, 现有研究尚没有回答的问题是, 媒介使用对于亲环境行为的影响究竟是怎样产生的, 媒介使用是“直接”影响了公众的亲环境行为还是经由其他变量“间接”的对亲环境行为产生了影响? 在本文中, 我们希望能够初步给出这一问题的答案, 从而为更加全面的理解媒介使用与亲环境行为的关系打下基础。

## 二、文献综述与研究假设

### (一) 亲环境行为与媒介使用

包括空气污染、水资源短缺和生物多样性丧失在内的一系列对环境的可持续发展造成了严重威胁的环境问题实际上都是由人类活动造成的, 这也就意味着其消极影响可以通过相应的人类行为改变得到控制。亲环境行为通常是指“(个体)主观上有意避免可能对环境产生负面影响的活动”<sup>[1]</sup>, 其外延既包括以节约用水和废物循环利用为代表的能够直接对环境问题的改善产生积极影响的实际行为, 也包括以环保行动和环境公共议题讨论为代表的旨在发现、讨论和解决环境问题的一系列环境公民行动。

自上个世纪 80 年代以来, 相关学者已经针对媒介使用与亲环境行为的关系开展了一系列研究。在传统媒介中, 研究发现报纸上有关环境问题的报道会提升公众的环境关心水平, 增强其开展亲环境行为的意愿<sup>[2]</sup>。相比之下, 有关电视媒介的研究结论则较为复杂: 一方面, 一些研究表明观看电视节目与亲环境行为间没有显著性相关<sup>[3]</sup>; 另一方面, 有研究甚至发现更多的电视媒介接触使得个体更不愿意为环境保护做出牺牲<sup>[4]</sup>。面对这一情况, 一部分学者提出, 电视媒介能否发挥作用实际上取决于节目内容而非媒介本身: 观看新闻报道和自然类节目与亲环境行为间有显著的正相关, 观看商业和娱乐性节目则会带来负面影响<sup>[5]</sup>, 这与其他有关公民参与的研究所得出的结论相一致<sup>[6]</sup>。在新媒介方面, 互联网使用被发现与环境公民行动间存在显著的正相关<sup>[7]</sup>。

对于媒介使用为何能够对个体的亲环境行为产生影响这一问题, 一部分学者将其归结为媒介环境所造成的舆论压力: 通过宣传亲环境行为合乎社会规范和道德标准(同时指出破坏环境的行为不符合普遍的社会价值观), 媒介能够促使个体出于担心被其他社会成员孤立和排斥的心理而选择开展亲环境行为<sup>[8]</sup>。还有学者认为, 媒介对于环境问题的关注和环境保护的呼吁促使公众形成了积极的环境参与(Environmental Participation)价值观, 并提升了个体参与环保行动的意愿<sup>[9]</sup>, 这对于推动公众主动开展亲环境行为有非常积极的影响<sup>[10]</sup>。此外, 受众对于媒介信息传播效果的感知也会显著的影响其亲环境行为: 如果受众认为媒介内容能够有效的对其他受众的亲环境行为产生积极影响, 那么该受众开展亲环境行为的意愿便会显著提升。也就是说, 媒介使用对于亲环境行为的影响力取决于受众的感知媒介效果<sup>[11]</sup>。

需要指出的是, 还有一部分研究提出, 媒介使用虽然能显著的提升公众的环境问题关注度, 但关注度的上升却还不足以促使公众进一步开展实际的亲环境行为<sup>[12]</sup>。某些研究甚至指出, 直接的媒介接触对公众的亲环境行为具有负向效应, 这一现象在传统媒介中的电视和报纸中都有体现<sup>[13]</sup>。

现有研究所得出的错综复杂甚至自相矛盾的结论表明，媒介使用与亲环境行为间的关系具有一定的复杂性，基于不同文化特征、研究背景和调查样本的研究结论的适用性有待于进一步检验。我们不能简单地认定国外学者的研究结论同样适用于中国。基于理论分析提出符合中国社会现实的媒介使用—亲环境行为关系模型，并使用科学抽样的调查数据进行验证是十分必要且有意义的。

## （二）环境知识、环境风险感知与媒介使用

一般而言，个体的风险意识和风险感知并不是通过亲身经历的直接经验所获取的。在现代社会，以报纸、电视为代表的信息传播媒介在报道和解释风险事件的过程中，同时也向公众传播了相关的风险知识，从而激活了公众对于相关事件的风险感知<sup>[14]</sup>。具体到环境问题上，即使报道内容不刻意强调潜在的风险，广泛的媒体关注还是会显著的提升公众的环境风险感知<sup>[15]</sup>。通过接触媒介上的环境信息，公众能够更深刻地认识到环境破坏与环境污染可能对个人生活所带来的威胁<sup>[16]</sup>。

传播学学者已经针对不同类型的媒介使用和环境风险感知间的关系开展了一系列研究。在传统媒介中，斯塔姆（Stamm）等人的研究表明，在气候变化问题上，包括电视、报纸、杂志与书籍在内的媒介使用都有助于提升公众的环境风险感知水平<sup>[17]</sup>。电视媒介使用的积极效应在贝斯利（Besley）和沙纳汉（Shanahan）的研究中得到了进一步的确认<sup>[18]</sup>，但是，克罗尼克（Krosnick）等人的研究则发现报纸阅读频率与环境风险感知呈显著的负相关<sup>[19]</sup>，一个可能的解释是，报纸对于不同类型环境问题的风险感知可能具有不同的影响。在新媒介中，亚当斯（Adams）等人的研究表明，以互联网为代表的新媒介能够显著地增进公众对于环境问题与环境风险的一般性了解<sup>[20]</sup>。特别值得指出的是，信息传播的高时效性使得互联网在有关自然灾害环境风险的传播中往往能够发挥主导性作用<sup>[21]</sup>。

此外，媒介上具体信息内容对于环境风险感知的影响也得到了研究者的关注。有些学者认为，媒介使用与环境风险感知的关系取决于具体的信息内容而非媒介本身。例如，赵（Zhao）等人的研究发现，就气候变化问题而言，科学与环境新闻内容接触有助于提升环境风险感知，政治性新闻关注则有完全相反的效果<sup>[22]</sup>。

当我们讨论风险感知时，相关专业知 识通常是一个无法忽视的影响因素<sup>[23]</sup>。正如前文所言，个体的风险感知通常来自于间接经验，这意味着个体需要借助其本身所拥有的相关专业知 识就某一事物或现象是否会带来风险作出判断<sup>[24]</sup>。涉及环境问题，公众对于环境风险的判断离不开环境知 识的支撑，从这个意义上而言，环境知 识为个体的环境风险判断提供了重要参考<sup>[25]</sup>。

环境知 识是指个体所具有的辨识一系列与环境保护相关的标志、概念和行为模式的能力<sup>[26]</sup>。公众的环境知 识获取主要经由三个途径：环境教育、人际传播和信息传播媒介。相对于学校的环境教育和受限于个体社交网络的人际传播，信息传播媒介在提升个体环境知 识水平中的优势在于其能够为整个受众群体提供与时俱进的最新环境知 识。早期的研究表明，电视媒介上关于环境问题的报道有助于提升公众的环境知 识水平<sup>[27]</sup>。媒介使用还被证实会显著的提升公众的环境信息搜索行为：赵（Zhao）根据美国综合社会调查开展的研究发现，在气候变化问题上，报纸和互联网使用能够促使公众开展更多的信息搜索，这实际上就是一种主动的环境知 识获取行为<sup>[28]</sup>。此外，新近的研究表明，社会化媒体使用对于增进环境意识、提升环境知 识水平具有显著的助益<sup>[29]</sup>。

已经开展的一系列研究表明，环境知 识是影响个体亲环境行为的重要因素之一。环境知 识水平被发现与个体主动的环保行动间具有显著的正相关<sup>[30]</sup>。维森特（Vicente）等人基于美国、西班牙、巴西、墨西哥四国调查数据的分析显示，无论是在发达国家还是在新兴国家，环境知 识都对个体的亲环境行为具有显著的积极影响<sup>[31]</sup>。当然，个体所拥有的环境知 识本身可能并不一定完全正确<sup>[32]</sup>，然而，现有研究发现，除了正确的环境知 识能够对亲环境行为产生积极影响之外<sup>[33]</sup>，即使个体实际拥有的环境知 识与现实情况存在一定的偏差甚至错误，个体主观感知的环境知 识水平还是能够

对亲环境行为具有良好的预测效应<sup>[34]</sup>, 这一现象也从一个侧面反映出了环境知识与亲环境行为间紧密的联系。

### (三) 研究假设模型

正如本文文献综述中所指出的, 现有研究对于媒介使用对亲环境行为究竟存在“动员”还是“抑制”效应尚存在争议, 实证研究的结果同时为双方提供了经验证据。而且, 已发表的研究虽然分别单独探讨过媒介使用对于提升环境知识水平和环境风险感知的积极影响, 并分析了环境知识和环境风险感知对于亲环境行为的重要作用, 但是, 这些研究都是孤立存在的, 我们并不能基于媒介使用对于环境知识具有显著的积极效应以及环境知识能够提升个体的亲环境行为这两个相互独立的研究发现, 就直接认定媒介使用能够经由环境知识对亲环境行为产生显著的积极影响。目前, 尚没有研究将媒介使用、环境知识、环境风险感知以及亲环境行为放在同一研究框架下, 对媒介使用经由环境知识和环境风险感知到亲环境行为的整个逻辑路径开展过实证分析。在本文中, 我们希望能基于前人的研究发现, 尝试对中国社会背景下媒介使用与个体亲环境行为的关系进行分析。

从文献回顾中我们可以看出, 通常情况下, 媒介使用本身被认为对于亲环境行为具有积极的直接影响<sup>[35]</sup>。同时, 媒介使用还是将环境知识与环境风险感知联系在一起的纽带: 媒介能够通过报道框架凸显环境议题的重要性, 从而促使受众关注环境问题<sup>[36]</sup>; 媒介上的环境问题关注则能够提升个体的环境知识水平, 并有助于公众更为深刻的理解环境污染与环境破坏可能带来的风险<sup>[37]</sup>; 环境风险感知水平的提高, 则是推动公众进一步采取行动应对环境问题的重要驱动因素<sup>[38]</sup>。而且, 环境知识本身就是个体环境行动意愿强有力的预测变量<sup>[39]</sup>。也就是说, 媒介使用能够同时通过提升环境知识和环境风险感知水平来影响公众的亲环境行为。

基于以上分析, 我们认为, 媒介使用不仅可以直接影响亲环境行为, 而且还可以通过影响环境知识和环境风险感知来间接的对亲环境行为产生影响。因此, 我们在此提出以下一系列研究假设(图1所示的研究模型能够更为直观的展示本文所提出的从媒介使用到亲环境行为的逻辑路径):

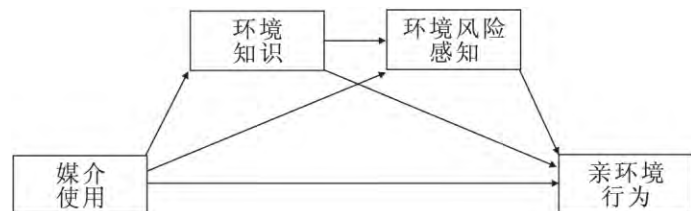


图1 本文研究模型

研究假设 1: 媒介使用对于亲环境行为具有显著的积极影响。

研究假设 2: 环境知识和环境风险感知在媒介使用和亲环境行为间起到了多重中介作用, 具体体现在:

研究假设 2-1: 媒介使用经由环境知识的中介效应对亲环境行为产生影响。

研究假设 2-2: 媒介使用经由环境风险感知的中介效应对亲环境行为产生影响。

研究假设 2-3: 媒介使用经由环境知识和环境风险感知的链式多重中介效应对亲环境行为产生影响。

除了以上研究假设所提出的中介效应之外, 我们还希望更进一步分析的是: 在媒介使用对亲环境行为的影响中, 传统媒介和新媒介的媒介效果间是否会存在差异? 具体类型的媒介使用所发挥的作用究竟是怎样的? 因此, 我们进一步提出了以下研究问题:

研究问题 1: 新媒介和传统媒介对于亲环境行为的影响力是否存在显著性差异?

研究问题 2: 不同类型的媒介使用与亲环境行为间的关系是怎样的?

### 三、研究方法

#### (一) 数据来源

本研究所使用的数据来自中国人民大学于2013年开展的“2013年中国综合社会调查(CGSS2013)”项目。CGSS2013采用多阶段分层随机抽样,调查点覆盖中国大陆地区31个省级行政单位。该抽样方案选取北京、上海、天津、广州、深圳五个城市以及随机抽选出的100个县级单位作为基本抽样单位(Basic Sampling unit)。从五个大城市随机抽取80个居委会,在每个县级单位随机抽取4个居委会/村委会,共得到480个二级抽样单元(Secondary Sampling unit),每个二级抽样单元随机抽取25个家庭户,在每个家庭户中,采用Kish表随机抽取一人进行访问。设计样本量为五大城市共2000,100个县级单位共10000,共计12000,实际完成的有效样本量为11438。

#### (二) 研究变量

##### 1. 因变量

本研究中的因变量为公众的亲环境行为,在问卷中对应的题目为:“在最近的一年里,您是否从事过下列活动或行为?”。具体行为包括:(1)垃圾分类投放;(2)与自己的亲戚朋友讨论环保问题;(3)采购日常用品时自己带购物篮或购物袋;(4)对塑料包装袋进行重复利用;(5)为环境保护捐款;(6)主动关注广播、电视和报刊中报道的环境问题和环保信息;(7)积极参加政府和单位组织的环境宣传教育活动;(8)积极参加民间环保团体举办的环保活动;(9)自费养护树林或绿地;(10)积极参加要求解决环境问题的投诉、上诉。在数据文件中相应的选项为:-3=拒绝回答;-2=不知道;-1=不适用;1=从不;2=偶尔;3=经常。其中数值-3,-2,-1被重新编码为缺失值<sup>①</sup>,数值1,2,3被依次重新编码为0,1,2,根据信度检验,该量表具有较好的内部一致性(cronbach's alpha=0.754),可以看做单一维度的量表进行累加,因此研究者将各项值进行加总,得到亲环境行为变量,取值范围是0到20,为连续变量。

##### 2. 自变量

媒介使用。在问卷中对应的题目为:“过去一年,您对以下媒体的使用情况是?”。备选项包括报纸、杂志、广播、电视、互联网(包括手机上网)和手机定制消息共计6项。在数据文件中相应的选项为:-3=拒绝回答;-2=不知道;-1=不适用;1=从不;2=很少;3=有时;4=经常;5=非常频繁。其中数值-3,-2,-1被重新编码为缺失值,数值1,2,3,4,5编码不变,取值越大表明某种媒介的使用频率越高,为连续变量。我们将所有6类媒介使用频率的加总均值作为总的媒介使用变量,取值范围是1到5,为连续变量;将报纸、杂志、广播、电视4类媒介使用频率的加总均值作为总的传统媒介使用变量,取值范围是1到5,为连续变量;将互联网(包括手机上网)和手机定制消息2类媒介使用频率的加总均值作为总的新媒介使用变量,取值范围是1到5,为连续变量。

##### 3. 中介变量

环境知识水平。问卷中包含一个10个题目的环境知识量表对受访者的环境知识水平进行评估,具体包括:(1)汽车尾气对人体健康不会造成威胁;(2)过量使用化肥农药会导致环境破坏;(3)含磷洗衣粉的使用不会造成水污染;(4)含氟冰箱的氟排放会成为破坏大气臭氧层的因素;(5)酸雨的产生与烧煤没有关系;(6)物种之间相互依存,一个物种的消失会产生连锁反应;(7)空气质量报告中,三级空气质量意味着比一级空气质量好;(8)单一品种的树林更容易导致病虫害;(9)

<sup>①</sup> 选择-3,-2,-1三个选项的样本量不到总样本量的1%,下同。

水体污染报告中, V (5) 类水质意味着要比 I (1) 类水质好; (10) 大气中二氧化碳成分的增加会成为气候变暖的因素。其中 1、3、5、7、9 项是错误的表述, 2、4、6、8、10 项是正确的表述。被访者被要求根据自己的理解对上述表述作出判断, 选择该表述是正确、错误或者不知道, 我们在此基础上对其进行重新编码, 1=实际判断正确, 0=实际判断错误或者不知道。根据信度检验, 该量表具有较好的内部一致性 (cronbach's alpha=0.826), 可以看做单一维度的量表进行累加, 因此我们将各项值进行加总, 得到环境知识水平变量, 取值范围是 0 到 10, 为连续变量。

环境风险感知。在问卷中对应的题目为: “以下是各种类型的环境问题在您所在地区的严重程度是怎样的?”。具体环境问题包括: (1) 空气污染; (2) 水污染; (3) 噪音污染; (4) 工业垃圾污染; (5) 生活垃圾污染; (6) 绿地不足; (7) 森林植被破坏; (8) 耕地质量退化; (9) 淡水资源短缺; (10) 食品污染; (11) 荒漠化; (12) 野生动植物减少。在数据文件中相应的选项为: -3=拒绝回答; -2=不知道; -1=不适用; 1=很严重; 2=比较严重; 3=不太严重; 4=不严重; 5=一般; 6=没关心/说不清; 7=没有该问题。其中数值-3, -2, -1 被重新编码为缺失值, 数值 1, 2, 3, 4, 5, 7 被依次重新编码为, 1, 2, 3, 4, 5, 0, 同时, 为了尽量获取最大的有效样本量并不对研究结果造成影响, 我们将数值 6 以均值替代。我们将 12 个选项的加总均值作为最终的环境风险感知变量 (cronbach's alpha=0.896), 取值范围是 0 到 6, 为连续变量。

#### 4. 控制变量

人口统计学特征。性别: 1=男性, 0=女性, 女性为对照组。年龄: 使用 2013 减去出生年份计算得出。年龄平方/100: 本文将年龄平方纳入模型以考察因变量是否与年龄存在非线性的 U 型关系。教育年限: 0=没有受过任何教育, 6=小学或私塾, 9=初中, 12=高中及中专, 15=大专, 16 本科, 19=研究生及以上。个人年收入: 单位为千元。主观社会阶层: 对应的问题为: “在我们的社会里, 有些人处在社会的上层, 有些人处在社会的下层。您认为您自己目前在哪个等级上?”。在数据文档中对应的选项为 1 到 10, 1=最底层, 10=最顶层。-3=拒绝回答; -2=不知道; -1=不适用; 其中数值-3, -2, -1 被重新编码为缺失值, 数值 1 到 10 保持不变, 取值越大表明主观社会阶层越高, 为连续变量。居住地: 1=城镇, 0=农村, 农村为对照组。地区划分: 根据现有统计口径<sup>①</sup>, 东部地区包括北京、天津、河北、辽宁、上海、江苏、浙江、福建、山东、广东、广西、海南 12 个省、自治区、直辖市; 中部地区包括山西、内蒙古、吉林、黑龙江、安徽、江西、河南、湖北、湖南 9 个省、自治区; 西部地区包括四川、重庆、贵州、云南、西藏、陕西、甘肃、宁夏、青海、新疆 10 个省、自治区、直辖市。本文根据需要对地区划分进行了重新编码, 1=东部地区, 0=中西部地区, 中西部地区为对照组<sup>②</sup>。

社会价值观。本文中使用的社会信任和社会公平感作为社会价值观的评价指标。社会信任: 在问卷中对应的题目为: “总的来说, 您同不同意在这个社会上, 绝大多数人都是可以信任的?”。-3=拒绝回答; -2=不知道; -1=不适用; 1=非常不同意; 2=比较不同意; 3=说不上同意不同意; 4=比较同意; 5=非常同意。其中数值-3, -2, -1 被重新编码为缺失值, 数值 1, 2, 3, 4, 5 编码不变, 取值越大表明社会信任水平越高, 为连续变量。社会公平感: 在问卷中对应的题目为: “总的来说, 您认为当今的社会公不公平?”。-3=拒绝回答; -2=不知道; -1=不适用; 1=非常不公平; 2=比较不公平; 3=说不上公平不公平; 4=比较公平; 5=非常公平。其中数值-3, -2, -1 被重新编码为缺失值, 数值 1, 2, 3, 4, 5 编码不变, 取值越大表明社会公平感知水平

<sup>①</sup> 关于我国东中西部地区的划分有多种形式, 在本文中, 我们选取使用东中西部三大经济带作为划分依据。

<sup>②</sup> 以往的研究中一般会按东、中、西部三部分的划分研究地区间差异, 在本文中, 通过回归分析, 研究者发现中西部之间并无显著性差异, 为了简化模型与分析, 故将中西部编为一个分组作为对照组。

越高，为连续变量。

### （三）分析思路与模型

中介效应分析是本文的核心内容。在本文所提出的研究假设模型中（如图 1 所示），充当中介变量的环境知识和环境风险感知是“串行”关系，这一类中介效应通常被称为链式多重中介效应（the serial multiple mediation effect）<sup>[40]</sup>。根据巴伦（Baron）和肯尼（Kenny）提出的中介效应经典逐步回归检验模型<sup>[41]</sup>，自变量与因变量之间存在显著的总效应是进行中介效应分析的前提条件，然而，近年来的研究指出，中介效应同样可以存在于不具有显著相关的自变量和因变量之间<sup>[42]</sup>，因此自变量与因变量的回归效应分析并不是必须的，从而可以简化中介效应分析的步骤<sup>[43]</sup>。但是，在本研究中，我们提出的研究假设包含自变量（媒介使用）对于因变量（亲环境行为）的总效应，因此，我们仍采用巴伦和肯尼所提出的经典中介效应分析法。同时，为了克服传统中介效应分析中的 sobel 检验的缺陷，我们使用非参数 bootstrap 检验对中介效应的显著性进行检验<sup>[44]</sup>。具体方法如下：

分 4 步建立回归模型：第 1 步： $Y = i_Y + cX + e_0$ ；第 2 步： $M1 = i_{M1} + a_1X + e_1$ ；第 3 步： $M2 = i_{M2} + a_2X + d_1M1 + e_2$ ；第 4 步： $Y = i_Y + c'X + b_1M1 + b_2M2 + e_3$ 。其中，Y 是因变量，X 是自变量，M1 和 M2 是中介变量， $i_Y$ 、 $i_{M1}$ 、 $i_{M2}$ 、 $i_Y$  是回归方程的常数项， $e_0$  到  $e_3$  为回归方程的误差。X 到 Y 的总效应（total effect）为： $c = c' + a_1b_1 + a_2b_2 + a_1d_1b_2$ 。其中  $c'$  为 X 到 Y 的直接效应（direct effect）<sup>①</sup>。X 到 Y 的总的间接（中介）效应（total indirect effect）为 X 到 Y 的总效应与直接效应的差值： $c - c' = a_1b_1 + a_2b_2 + a_1d_1b_2$ 。其中  $a_1b_1$  为 X 经由 M1 到 Y 的间接（中介）效应， $a_2b_2$  为 X 经由 M2 到 Y 的间接（中介）效应， $a_1d_1b_2$  为 X 经由 M1 到 M2 再到 Y 的间接（中介）效应。除中介效应显著性分析外，基于 bootstrap 法的非参数检验还能够对中介效应间差异度的显著性进行检验（详情请见本文结论与讨论部分）<sup>[45]</sup>。在本研究中，Y 是亲环境行为，X 是媒介使用，M1 是环境知识，M2 是环境风险感知。

在中介效应分析之后，我们还将使用 OLS 回归对传统媒介和新媒介以及 6 类具体的媒介使用对于亲环境行为的直接效应的进行分析，并在此基础上，基于回归系数的差异性检验，对比传统媒介和新媒介使用对于亲环境行为影响效力的差异。

## 四、研究结果

### （一）中介效应检验

表 1 列出了中介效应研究的 4 个变量的均值、标准差以及零阶相关矩阵。可以看出，4 个研究

表 1 主要研究变量的描述性统计和零阶相关系数

研究变量	Mean (S. D.)	1	2	3	4
1 媒介使用	2.282 (0.716)	1			
2 环境知识	4.688 (2.865)	0.468***	1		
3 环境风险感知	2.233 (1.121)	0.208***	0.184***	1	
4 亲环境行为	5.166 (3.35)	0.449***	0.389***	0.189***	1

注：为了简化表格，控制变量的相关系数被略去，\*\*\*  $p < 0.001$ 。

资料来源：作者计算。

① “直接效应（direct effect）”指自变量直接对因变量产生的影响。与此相对应，自变量借助中介变量对因变量产生的影响被称为“间接效应（indirect effect）”，在目前的学术论文中，“间接效应”与“中介效应”的含义是一致的，因而本文中，“间接效应”与“中介效应”可能会交替出现。

变量间均具有非常显著的正相关关系 ( $p < 0.001$ )。相关分析的结果初步验证了变量间的相互作用关系, 符合理论预期, 证明可以尝试构建以这 4 个变量为基础的中介效应模型。

表 2 展示的是中介效应 4 步逐步回归的详细结果。可以看出, 4 个回归模型的 F 检验结果均在 .001 的水平上显著 ( $p < 0.001$ ), 表明这 4 个回归模型均具有很好的拟合优度。在每一步的回归模型中, 自变量和因变量之间均存在显著地相关关系: 除环境风险感知、环境知识以及媒介使用间的相关关系在 .01 水平上显著外 ( $p < 0.01$ ) (第 3 步), 其他自变量和因变量间均存在非常显著的相关关系 ( $p < 0.001$ )。逐步回归的结果初步表明研究变量间的中介效应模型是成立的, 下面我们将基于 bootstrap 检验具体报告统计分析结果。

表 2 中介效应逐步回归结果

步骤	模型	R <sup>2</sup>	F 值
第 1 步	$Y = 1.067^{***} X$	0.179	83.931 <sup>***</sup>
第 2 步	$M1 = 0.346^{***} X$	0.229	114.493 <sup>***</sup>
第 3 步	$M2 = 0.084^{**} X + 0.022^{**} M1$	0.136	55.584 <sup>***</sup>
第 4 步	$Y = 0.978^{***} X + 0.196^{***} M1 + 0.237^{***} M2$	0.203	83.013 <sup>***</sup>

注: Y: 亲环境行为, X: 媒介使用, M1: 环境知识, M2: 环境风险感知。本表所有回归模型均包含控制变量, 限于篇幅, 控制变量的回归系数以及常数项均被略去, 控制变量的回归效应请见表 5。<sup>\*\*</sup>  $p < 0.01$ , <sup>\*\*\*</sup>  $p < 0.001$ 。

资料来源: 作者计算。

通过表 3 我们可以看出, 媒介使用到亲环境行为的总效应是非常显著的正向关系 ( $B = 1.067$ ,  $p < 0.001$ , 95% CI = [0.900 9, 1.233 5]), 其中媒介使用到亲环境行为的直接效应同样是非常显著的正向关系 ( $B = 0.978$ ,  $p < 0.001$ , 95% CI = [0.813 1, 1.142 2]), 研究假设 1 得到支持。

表 3 中介效应的回归分析结果

效应	Effect (SE)	t	LLCI	ULCI
总效应				
媒介使用→亲环境行为	1.067 <sup>***</sup> (0.085)	12.584	0.900 9	1.233 5
直接效应				
媒介使用→亲环境行为	0.978 <sup>***</sup> (0.084)	11.647	0.813 1	1.142 2

注: <sup>\*\*\*</sup>  $p < 0.001$ 。

资料来源: 作者计算。

表 4 进一步展示了使用 bootstrap 检验的中介效应分析结果。其中媒介使用经由环境知识到亲环境行为的中介效应为 0.068 (95% CI = [0.042 6, 0.097 2]), 媒介使用经由环境风险感知到亲

表 4 中介效应显著性的 bootstrap 检验

间接效应	Effect (SE)	LLCI	ULCI
亲环境行为			
总间接效应	0.090 (0.016)	0.0597	0.123 7
媒介使用环境知识亲环境行为	0.068 (0.014)	0.0426	0.097 2
媒介使用环境风险感知亲环境行为	0.020 (0.008)	0.0067	0.038 9
媒介使用环境知识环境风险感知亲环境行为	0.002 (0.001)	0.000 6	0.004 0

注: 表中间接 (中介) 效应检验采用 bootstrap 分析 5000 次重复抽样得到间接 (中介) 效应 95% 的置信区间 (Confidence Intervals, CI), 如果置信区间的下限 (LLCI) 和上限 (ULCI) 之间不包含零, 则说明相应的间接 (中介) 效应是显著的。

资料来源: 作者计算。

环境行为的中介效应为 0.02 (95% CI = [0.0067, 0.0389]), 媒介使用经由环境知识到环境风险感知再到亲环境行为的链式多重中介效应为 0.002 (95% CI = [0.0006, 0.0040]), 环境知识和环境风险感知在媒介使用和亲环境行为间所起到的总的中介 (间接) 效应是 0.09 (95% CI = [0.0597, 0.1237]), 以上所有的中介效应的置信区间均不包括 0, 因此所有的中介效应在 95% 的置信区间上都是显著地, 研究假设 2-1、研究假设 2-2 和研究建设 2-3 都得到了支持。

## (二) 不同类型媒介使用对于亲环境行为的影响分析

表 5 是不同类型的媒介使用对于亲环境行为影响的多元回归模型。在模型 1 中, 我们首先将控制变量纳入模型, 在此基础上, 模型 2 和模型 3 分别将传统媒介与新媒介、6 类具体媒介加入模型, 以考察不同类型的媒介使用对于亲环境行为的影响。从表中可以看出, 所有的回归模型都通过了 F 检验, 具有非常显著的统计学显著性 ( $p < 0.001$ )。

表 5 亲环境行为与媒介使用的回归分析

	模型 1	模型 2	模型 3
性别 <sup>a</sup>	-0.345*** (0.061)	-0.415*** (0.06)	-0.432*** (0.06)
年龄	0.018# (0.011)	0.034** (0.011)	0.041*** (0.011)
年龄平方/100	-0.015 (0.01)	-0.03** (0.01)	-0.039*** (0.011)
教育年限	0.212*** (0.009)	0.122*** (0.009)	0.121*** (0.009)
个人年收入	0.004*** (0.001)	0.002** (0.001)	0.002* (0.001)
主观社会阶层	0.108*** (0.019)	0.062** (0.018)	0.066*** (0.018)
城镇农村 <sup>b</sup>	1.059*** (0.069)	0.774*** (0.069)	0.757*** (0.069)
东部地区 <sup>c</sup>	0.734*** (0.063)	0.518*** (0.062)	0.512*** (0.063)
社会信任	0.116*** (0.03)	0.096** (0.029)	0.098** (0.029)
社会公平	0.038 (0.03)	0.036 (0.03)	0.036 (0.03)
传统媒介使用		0.986*** (0.047)	
新媒介使用		0.317*** (0.036)	
报纸			0.273*** (0.035)
杂志			0.307*** (0.041)
广播			0.329*** (0.028)
电视			-0.017 (0.031)
互联网			0.074* (0.03)
手机			0.207*** (0.031)
N	10 097	10 048	10 048
调整 R <sup>2</sup>	0.208	0.252	0.258
F 值	266.872***	282.506***	219.627***

注: 括号内为非标准回归系数的标准误。#  $p < 0.1$ , \*  $p < 0.05$ , \*\*  $p < 0.01$ , \*\*\*  $p < 0.001$ 。参照组: a 女性, b 农村, c 中西部地区。总的媒介使用对于亲环境行为的回归效应会在中介效应分析中给出, 因而在此处略去。

资料来源: 作者计算。

模型 1 主要考察控制变量对亲环境行为的影响, 结果表明: 性别是唯一与亲环境行为呈显著性负相关的控制变量 ( $B = -0.345$ ,  $p < 0.001$ ); 年龄 ( $B = 0.018$ ,  $p < 0.1$ )、教育年限 ( $B = 0.212$ ,  $p < 0.001$ )、个人年收入 ( $B = 0.004$ ,  $p < 0.001$ )、主观社会阶层 ( $B = 0.108$ ,  $p < 0.001$ )、居住地 ( $B = 1.059$ ,  $p < 0.001$ )、地区划分 ( $B = 0.734$ ,  $p < 0.001$ ) 和社会信任水平 ( $B = 0.116$ ,  $p < 0.001$ ) 与亲环境行为间存在不同程度的正相关; 年龄平方和社会公平感与亲环境行为间没有显著性相关。

模型 2 是在控制其他变量的情况下,以传统媒介和新媒介为划分分别考察媒介使用对于亲环境行为的影响。从回归结果中可以看出,传统媒介使用与新媒介使用均与亲环境行为呈非常显著的正相关,回归分析的结果进一步支持了我们提出的研究假设 1。其中,传统媒介 ( $B=0.986$ ,  $p<0.001$ ) 对于亲环境行为的回归效应要高于新媒介 ( $B=0.317$ ,  $p<0.001$ )。为了验证二者间的这种差距是否存在统计学上的显著性,我们

进一步使用 wald test 对模型 2 中传统媒介和新媒介的回归系数的差异性进行了分析(如表 6 所示),结果表明,两类媒介的回归系数在 0.001 的水平上具有显著性差异 ( $F=111.107$ ,  $p<0.001$ ),传统媒介对于亲环境行为的影响效力要非常显著的高于新媒介。研究问题 1 得到回答。

模型 3 进一步分析了在控制其他变量的基础上,具体类型的媒介使用对于亲环境行为的影响。结果表明,报纸 ( $B=0.273$ ,  $p<0.001$ )、杂志 ( $B=0.307$ ,  $p<0.001$ )、广播 ( $B=0.329$ ,  $p<0.001$ ) 和手机 ( $B=0.207$ ,  $p<0.001$ ) 使用均与亲环境行为间存在非常显著的正相关,互联网使用与亲环境行为间存在比较显著的正相关 ( $B=0.074$ ,  $p<0.05$ ),电视使用与亲环境行为间则不存在显著性相关关系。研究问题 2 得到回答。

## 五、讨论与结论

本文基于中国综合社会调查 2013 年的数据,在控制包括人口统计学特征、社会信任和社会公平感等变量的基础上,分析了媒介使用对于亲环境行为的影响。我们假定媒介使用既可以直接对亲环境行为产生积极影响,又可以通过环境知识和环境风险感知的链式多重中介效应影响亲环境行为,研究结果支持了本文提出的研究假设。在此基础上,我们还进一步分析了传统媒介(报纸、杂志、广播、电视)和新媒介(互联网、手机)对于亲环境行为影响效力差异,并对 6 类具体类型的媒介使用对于亲环境行为的影响进行了评估。下面,我们将针对这些问题展开进一步的讨论。

中国与国外(尤其是欧美发达国家)环境传播研究的一个显著性不同在于,公众环境问题关注领域不同所带来的研究背景上差异性。在已经进入后工业化社会的欧美发达国家,公众更多的关注以气候变化和生态可持续发展为代表的环境问题,这些议题目前正主导着欧美国家的环境传播研究。与此不同的是,在目前仍处于高速工业化阶段的中国,以 PM2.5 和雾霾为代表的环境污染对个体健康带来的威胁才是公众最为关心的环境问题。这一社会背景的差异凸显了探寻中国当前情境下媒介使用与亲环境行为之间关系的必要性。我们的研究表明,在当下中国,从媒介使用到亲环境行为存在两条逻辑路径:一是媒介使用能够直接影响亲环境行为;二是媒介使用能够通过环境知识和环境风险感知的中介效应间接地影响亲环境行为。在以往的研究中,媒介使用对于亲环境行为的直接效应一直是研究者关注的重点,本文的贡献在于对已有研究结论在国内情境下的适用性进行了检验。相较之直接效应,环境知识与环境风险感知的多重中介效应以前并不为人所知,本文最重要创新之处便在于提出并验证了这一中介模型。具体而言,本文的研究发现在以下两个方面能够为我们带来一定的启示并引发进一步的思考:

首先,环境知识与环境风险感知多重中介效应的发现在向我们揭示了媒介使用影响亲环境行为的多种途径的同时,也为更为有的放矢地开展环境传播提供了可以参考的依据(如表 7 所示)。从表 7 中中介效应差异性检验的结果可以看出,“媒介使用→环境知识→亲环境行为”这一路径的中

表 6 传统媒介与新媒介回归系数差异性检验

	亲环境行为
传统媒体	0.986
新媒体	0.317
N	10048
F 值 (DF)	111.107*** (1, 10035)

注:回归系数差异性检验基于回归系数的 wald test 得出,\*\*\*  $p<0.001$ 。

资料来源:作者计算。

介效应显著的高于“媒介使用→环境风险感知→亲环境行为”（95% CI= [0.016 1, 0.082 3]）和“媒介使用→环境知识环境风险感知→亲环境行为”（95% CI= [0.041 4, 0.095 3]），显著性差异在“媒介使用→环境风险感知→亲环境行为”和“媒介使用→环境知识→环境风险感知→亲环境行为”这两条中介路径间同样存在（95% CI= [0.005 2, 0.037 3]）。结合表4中中介效应检验的结果可以看出，在本文的两个中介变量中，环境知识在媒介使用和亲环境行为间起到了主要中介作用，环境风险感知的中介作用次之，环境知识和环境风险感知的链式中介效应再次之。这一结果表明，在促进亲环境行为方面，媒介的科学传播功能比风险传播功能起到了更大的作用。个体之所以开展亲环境行为，更多的是由于媒介使用提升了其环境知识水平，从而促使其主动采取行动为环境保护做出贡献；相对而言，经由媒介接触所带来环境风险感知上升，从而驱动个体被动的采取措施应对环境问题也是亲环境行为的诱因，但是这一路径的驱动力却要显著低于环境知识路径。而且，环境知识水平的提升本身也能够带来环境风险感知的上升，并促使公众开展亲环境行为，这意味着通过媒介开展环境知识传播能够对亲环境行为产生显著的双重影响。也就是说，在衡量环境传播的媒介效果时，如果传播目标旨在促使公众更多地开展亲环境行为，那么科学传播和风险传播的传播框架都是有效的，但是前者的传播效果要显著优于后者。这也就提示我们，在涉及环境问题传播时，在媒介平台上提供有关环境议题的相关科学知识，通过提升公众的环境知识水平来促使公众主动开展亲环境行为将是可行的，而且这一传播策略本身就能够提升公众的环境风险感知，并进而对亲环境行为产生积极影响；相对而言，如果采用仅宣传环境风险的传播策略，虽然也能对公众的亲环境行为产生促进效果，但是其影响效力却不如前者。

表7 中间效应间差异度的显著性检验

间接效应	Effect (SE)	LLCI	ULCI
媒介使用→环境知识→亲环境行为 vs 媒介使用→环境风险感知→亲环境行为	0.048 (0.017)	0.016 1	0.082 3
媒介使用→环境知识→亲环境行为 vs 媒介使用→环境知识→环境风险感知→亲环境行为	0.066 (0.014)	0.041 4	0.095 3
媒介使用→环境风险感知→亲环境行为 vs 媒介使用→环境知识→环境风险感知→亲环境行为	0.018 (0.008)	0.005 2	0.037 3

注：表中间接（中介）效应间的差异性比较采用 bootstrap 分析 5000 次重复抽样得到间接（中介）效应 95% 的置信区间（Confidence Intervals, CI），如果置信区间的下限（LLCI）和上限（ULCI）之间不包含零，则说明相应的间接（中介）效应间的差异是显著的。

资料来源：作者计算。

其次，对于媒介使用对亲环境行为的具体影响，传统媒介的“宝刀未老”和新媒体相对弱势是一个值得关注的现象。传统媒介对于亲环境行为起到的“动员效应（Mobilisation Effect）”体现在多个媒介平台：报纸使用与亲环境行为间存在显著性正相关关系，这与国外相关研究的结论相一致；电视媒介使用与亲环境行为间没有表现出显著性相关并不意外，已有的研究表明，电视媒介使用与亲环境行为间的关系本身就比较复杂，其环境传播效果应该基于具体的信息内容而非媒介本身进行评估。除此之外，我们的研究肯定了广播和杂志媒介使用与亲环境行为间的正向关系，国外学者的研究则认为广播媒介对于亲环境行为并没有显著的“动员”效应，这一发现体现出了国内外环境传播媒介效果的差异性：这可能是因为中国的广播媒介通常直接受政府宣传部门的领导，在新闻报道中会遵循政府主导模式（具体分析见本文下一段）。在新媒介中，互联网使用对于亲环境行为虽然具有积极的促进作用，但是其显著性水平（ $p < 0.05$ ）却低于传统媒介中的报纸、杂志与广播（ $p < 0.001$ ）；作为新兴的移动传播载体，手机媒介使用与亲环境行为间存在非常显著的正相

关。但不可忽视的是,如果按照传统媒介与新媒介进行划分,传统媒介对于亲环境行为的动员效果要显著高于新媒介。在感叹传统媒介“宝刀未老”的同时,我们也不禁要问,是什么原因导致新媒介对于亲环境行为的积极影响显著的低于传统媒介?一个可能的解释是,这两类媒介平台上所呈现的环境信息内容存在显著的差异,从而对媒介效果造成了影响:

目前,我国传统媒介上关于环境问题的报道仍遵循着政府主导模式,相关报道主要是以政府环境治理政策解读和治理成果展示为代表的“政策叙事”,这意味着以报纸、广播、杂志为代表的传统媒介接触有助于提升公众对于政府环境治理工作的评价,政府在环境治理中的积极表现则能够对公众的亲环境行为产生正向促进作用。与此相对应,新媒介(特别是互联网)对于负面环境信息的过分关注及其在非制度化的环境运动中发挥的“动员”效应可能在一定程度上降低了公众的正向环境参与热情。从社会发展的角度来看,新媒介崛起并在包括环境问题在内的社会议题构建中发挥越来越重要的作用是大势所趋,对于新媒介在亲环境行为促进方面相对“弱势”这一现状,如何发掘并利用好新媒介在环境知识传播等方面的正向作用是传播学研究者应当关注的方向。

本文的研究发现主要在以下两个方面对现阶段中国社会现实背景下的环境传播研究做出了一些贡献:首先,使用大规模调查数据验证了媒介使用对于亲环境行为的积极效应,并分析了不同类型的媒介使用的具体影响;其次,使用实证数据验证了媒介使用经由环境知识和环境风险感知影响亲环境行为的逻辑路径。

有必要指出的是,本文也存在着一定的局限性。使用特定年份的截面数据(Sectional Data)开展的实证分析可能会存在内生性问题:统计分析的结果可能无法直接证明研究变量间具有绝对的因果推论关系,这也是基于单次调查数据开展的实证研究所普遍存在的问题。如果今后能够获得中国综合社会调查后续跟踪调查的面板数据(Panel Data),我们将能够更为准确地对媒介使用与亲环境行为间的因果关系作出评估。在未来的研究中,使用更微观、更有针对性的调研数据对于本文的研究发现开展进一步验证也是十分有必要的。

本文初步回答了媒介使用是经由怎样的路径对亲环境行为产生影响的这一问题,并对传统媒介和新媒介的不用影响进行了评估。正如在前文所提到的,我们仅发现了环境知识和环境风险感知的多重中介效应,未来的研究可以进一步探索在媒介使用和亲环境行为间是否存在其他中介变量。同时,调节效应(Mediation Effect)分析目前也越来越受到传播学研究者的关注,下一步的研究还可以围绕什么变量调节了媒介使用与亲环境行为间的关系展开。

#### 参考文献

- [1] 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).
- [2] Othman, R., R. Ameer. Environmental disclosures of palm oil plantation companies in Malaysia: A tool for stakeholder engagement [J]. *Corporate Social Responsibility and Environmental Management*, 2010, (1).
- [3] Chan, K. Mass Communication and pro-environmental behaviour: Waste recycling in HongKong [J]. *Journal of Environmental Management*, 1998, (4).
- [4] Shanahan, J., M. Morgan, M. Stenbjørre. Green or brown? Television and the cultivation of environmental concern [J]. *Journal of Broadcasting & Electronic Media*, 1997, (3).
- [5] Corral-Verdugo, V. Situational and personal determinants of waste control practices in northern Mexico: A study of reuse and recycling behaviors [J]. *Resources, Conservation and Recycling*, 2003, (3).
- [6] Aarts, K., H. A. Semetko. The divided electorate: Media use and political involvement [J]. *Journal of Politics*, 2003, (3).

- [7] Ho, S. S., Y. Liao, S. Rosenthal. Applying the theory of planned behavior and media dependency theory: Predictors of public pro-environmental behavioral intentions in Singapore[J]. *Environmental Communication*, 2015, (1).
- [8] Priest, S. H. Public discourse and scientific controversy: A spiral-of-silence analysis of biotechnology opinion in the United States[J]. *Science Communication*, 2006, (2).
- [9] Lee, K. The Role of media exposure, social exposure and biospheric value orientation in the environmental attitude-intention-behavior model in adolescents[J]. *Journal of Environmental Psychology*, 2011, (4).
- [10] Takahashi, B., E. C. Tandoc, R. Duan, et al. Revisiting environmental citizenship the role of information capital and media Use[J]. *Environment and Behavior*, 2015, (6).
- [11] Jensen, J. D., R. J. Hurley. Third-person effects and the environment: Social distance, social desirability, and presumed behavior[J]. *Journal of Communication*, 2005, (2).
- [12] Whitmarsh, L. Behavioural responses to climate change: Asymmetry of intentions and impacts[J]. *Journal of Environmental Psychology*, 2009, (1).
- [13] 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).
- [14] Miles, B., S. Morse. The role of news media in natural disaster risk and recovery[J]. *Ecological Economics*, 2007, (2-3).
- [15] Mazur, A. Nuclear power, chemical hazards, and the quantity of reporting[J]. *Minerva*, 1990, (3).
- [16] Coleman, C. L. The influence of mass media and interpersonal communication on societal and personal risk judgments[J]. *Communication Research*, 1993, (4).
- [17] Stamm, K. R., F. Clark, P. R. Eblacas. Mass communication and public understanding of environmental problems: The case of global warming[J]. *Public Understanding of Science*, 2000, (3).
- [18] Besley, J., J. Shanahan. Skepticism about media effects concerning the environment: Examining Lomborg's hypotheses[J]. *Society & Natural Resources*, 2004, (10).
- [19] Krosnick, J. A., A. L. Holbrook, L. Lowe, et al. The origins and consequences of democratic citizens' policy agendas: A study of popular concern about global warming[J]. *Climatic Change*, 2006, (1).
- [20] Adams, P. C., A. Gynnild. Environmental messages in online media: The role of place[J]. *Environmental Communication: A Journal of Nature and Culture*, 2013, (1).
- [21] Wachinger, G., O. Renn, C. Begg, et al. The risk perception paradox—Implications for governance and communication of natural hazards[J]. *Risk Analysis*, 2013, (6).
- [22] Zhao, X., A. A. Leiserowitz, E. W. Maibach, et al. Attention to science/environment news positively predicts and attention to political news negatively predicts global warming risk perceptions and policy support[J]. *Journal of Communication*, 2011, (4).
- [23] Sj Berg, L., B. M. Drottz-Sj Berg. Knowledge and risk perception among nuclear power plant employees[J]. *Risk Analysis*, 1991, (4).
- [24] Vilella-Vila, M., J. Costa-Font. Press media reporting effects on risk perceptions and attitudes towards genetically modified (GM) food[J]. *The Journal of Socio-Economics*, 2008, (5).
- [25] Kellstedt, P. M., S. Zahran, A. Vedlitz. Personal efficacy, the information environment, and attitudes toward global warming and climate change in the United States[J]. *Risk Analysis*, 2008, (1).
- [26] Laroche, M., J. Bergeron, G. Barbaro-Forleo. Targeting consumers who are willing to pay more for environmentally friendly products[J]. *Journal of Consumer Marketing*, 2001, (6).
- [27] Brothers, C. C., R. W. Fortner, V. J. Mayer. The impact of television news on public environmental knowledge[J]. *The Journal of Environmental Education*, 1991, (4).

- [28]Zhao,X. Media use and global warming perceptions:A snapshot of the reinforcing spirals[J]. *Communication Research*,2009,(5).
- [29]Karahan,E. ,G. Roehrig. Constructing media artifacts in a social constructivist environment to enhance students' environmental awareness and activism[J]. *Journal of Science Education and Technology* ,2015,(1).
- [30]Zs Ka,A. ,Z. M. Szer Nyi,A. Sz Chy,et al. Greening due to environmental education?Environmental knowledge,attitudes,consumer behavior and everyday pro-environmental activities of Hungarian high school and university students[J]. *Journal of Cleaner Production* ,2013,(1).
- [31]Vicente-Molina,M. A. ,A. Fern Ndez-S Inz,J. Izagirre-Olaizola. Environmental knowledge and other variables affecting pro-environmental behaviour:Comparison of university students from emerging and advanced countries[J]. *Journal of Cleaner Production* ,2013,(1).
- [32]Robelia,B. ,T. Murphy. What do people know about key environmental issues?A review of environmental knowledge surveys[J]. *Environmental Education Research* ,2012,(3).
- [33]Levine,D. S. ,M. J. Strube. Environmental attitudes, knowledge, intentions and behaviors among college students[J]. *The Journal of Social Psychology* ,2012,(3).
- [34]Fielding,K. S. ,B. W. Head. Determinants of young Australians' environmental actions:The role of responsibility attributions, locus of control, knowledge and attitudes[J]. *Environmental Education Research* ,2012,(2).
- [35]Lewis,R. E. ,M. G. Tyshenko. The impact of social amplification and attenuation of risk and the public reaction to mad cow disease in Canada[J]. *Risk Analysis* ,2009,(5).
- [36]Howarth,A. Participatory politics, environmental journalism and newspaper campaigns [J]. *Journalism Studies* ,2012,(2).
- [37]Stoutenborough,J. W. ,A. Vedlitz. The effect of perceived and assessed knowledge of climate change on public policy concerns:An empirical comparison[J]. *Environmental Science & Policy* ,2014,(1).
- [38]Akter,S. ,J. Bennett. Household perceptions of climate change and preferences for mitigation action: The case of the carbon pollution reduction scheme in Australia[J]. *Climatic Change* ,2011,(3-4).
- [39]Roczen,N. ,F. G. Kaiser,F. X. Bogner,et al. A competence model for environmental education[J]. *Environment and Behavior* ,2014,(8).
- [40]Hayes,A. F. Beyond baron and kenny:Statistical mediation analysis in the new millennium[J]. *Communication Monographs* ,2009,(4).
- [41]Baron,R. M. ,D. A. Kenny. The moderator-mediator variable distinction in social psychological research: Conceptual, strategic, and statistical considerations [J]. *Journal of Personality and Social Psychology* ,1986,(6).
- [42]Rose,J. S. , L. Chassin, C. C. Presson, S. J. Sherman Multivariate applications in substance use research: New methods for new questions[A]. Mackinnon,D. P. *Contrasts in Multiple Mediator Models*[C]. Mahwah, NJ,US;Lawrence Erlbaum Associates Publishers,2000.
- [43]Zhao,X. ,J. G. Lynch,Q. Chen. Reconsidering baron and kenny:Myths and truths about mediation analysis [J]. *Journal of Consumer Research* ,2010,(2).
- [44]Hayes,A. F. ,M. Scharkow. The relative trustworthiness of inferential tests of the indirect effect in statistical mediation analysis:Does method really matter? [J]. *Psychological Science* ,2013,(10).
- [45]Preacher,K. J. ,A. F. Hayes. Asymptotic and resampling strategies for assessing and comparing indirect effects in multiple mediator models[J]. *Behavior Research Methods* ,2008,(3).

# Media Use and Chinese Public's Pro-environmental Behavior: Analyzing the Multiple Mediation Effects of Environmental Knowledge and Environmental Risk Perception

ZHOU Quan, TANG Shu-kun

**Abstract:** In modern society, the media is an important environmental information source for the public. Whether media use promotes actual positive actions contribute to environmental improvements is one of the core issues of media effects research in environmental communication area. Based on the Chinese General Social Survey 2013 (CGSS2013) data, the paper analyzes how the media use affects pro-environmental behavior. A multiple mediation model is proposed, in which environmental knowledge and environmental risk perception serve as mediations between media use and pro-environmental behavior based on theoretical analysis, and the hypothesis is verified with CGSS2013 data. Further analysis finds that traditional media use has more significant influence on promoting pro-environmental behavior than new one; the use of specific types of media (except television), including newspaper, magazine, radio, internet and mobile phone has mobilization effects upon pro-environmental behavior in various degree.

**Key words:** media use; environmental knowledge; environmental risk perception; pro-environmental behavior; environmental communication

(责任编辑 刘传红)

DOI:10.16493/j.cnki.42-1627/c.2017.05.031

## 我与“地大校报”

### ——《中国地质大学学报(社会科学版)》出刊 100 期征文启事

弹指一挥间。

从 2000 年创刊至今,《中国地质大学学报(社会科学版)》已经走过了 17 年的发展历程。我们欣喜地看到,当初充满稚气的新杂志,如今已经成长为一本特色鲜明、学术影响力不断提升的品牌刊物。

2018 年第 2 期也正向我们走来!这一期是出刊第 100 期(不含增刊),因而特别具有纪念意义。这是我们表达感恩的又一个重要机会。

在这 100 期里,编辑部累计发表了近 2000 篇论文,结交了海内外众多作者、审稿专家和热心读者,也收获了无以数计的友情与果实。

饮水思源,壮心不已。

今天,我们竭诚邀请与《中国地质大学学报(社会科学版)》结伴而行的作者、审稿专家、读者们,撰文共

庆。

征文体裁:散文、诗歌、书画、摄影,皆可入选;回忆、评说、畅想,悉听尊便。重在真情实感、真实记录。

征文时间:自即日起,至 2018 年 3 月 31 日止。

注意事项:征文请以 word 格式发附件(含图片)至邮箱 593386039@qq.com,并注明“刊庆征文”字样。同时,文末请标明作者姓名、年龄、性别、工作单位、通讯地址、邮编及联系电话。其他事项敬请垂询本刊。电话:027-67885186。

2018 年上半年公布征文获奖结果,拟评出一、二、三等奖若干名,并颁发证书和奖金。

《中国地质大学学报(社会科学版)》征文评审委员会  
2017 年 9 月 10 日