

互联网使用提升了个体环保参与度吗?

李仲武 冯学良*

摘要:在环境和气候问题日益严峻的形势下,如何提升个体的环保参与行为成为社会热点话题。本文使用2013年中国综合社会调查数据研究互联网使用对个体环保参与度的影响。回归结果显示,互联网使用显著提升了个体的环保参与度。利用工具变量处理内生性偏差并进行多种稳健性检验后,这一结论依然成立。异质性分析表明,互联网使用的环保参与效应在老年、低收入群体和农村地区表现得更为明显。影响机制分析发现,互联网使用能够通过增进环保知识及对环境污染情况的了解提升个体环保参与度,也会通过降低使用者对政府环保质量的评价弱化个体环保参与度。最后本文提出了差异化和精准性的政策建议,如提高互联网在弱势群体中的普及率,优化互联网的媒介信息渠道作用,完善互联网的舆论监督机制,以提升个体在互联网时代的环保参与度。

关键词:互联网使用;环保参与度;环保知识;中国综合社会调查数据

一、引言

中国经济在经历了几十年的高速增长后取得了举世瞩目的成就,但这种粗放式发展对生态环境的负面影响也逐渐显现。党的十九大后,绿色环保的经济高质量发展方式和“既要金山银山,又要绿水青山”的理念更加深入人心。新的发展方式和理念不仅体现在经济发展模式与要素投入结构的改变上,对环境保护以及公众参与环保治理方式也提出了新的要求,“节能减排、低碳环保”逐渐成为公众的共识。例如,2019年《上海市生活垃圾管理条例》正式实施后,居民的垃圾分类习惯经历了一个由外力倒逼到内心认同的过程^①。随着中国人均GDP和现代化水平的不断上升,居民环保参与度将大幅提高,绿色环保的生活方式将成为经济高质

*李仲武(通讯作者),浙江工业大学经济学院,邮政编码:310023,电子信箱:zhongwulee@163.com;冯学良,南开大学经济学院,邮政编码:300071,电子信箱:sdfxl375@163.com。

本文系贵州省重大专项课题“新时代贵州绿水青山变金山银山的重点任务和实现路径研究”(21GZZB14)的阶段性成果。感谢匿名审稿人提出的宝贵意见,文责自负。

①资料来源:“从外力倒逼到内心认同,上海垃圾分类实施一周年都经历了什么?”,央视新闻,2020年8月25日,网址:<http://m.news.cctv.com/2020/08/23/ARTIQvx36b9CRqLL3MyESkB0200823.shtml>。

量发展过程中的必然趋势。

不过,从当前的环保治理实践看,政府及其他社会组织才是推动环保治理的主力,例如颁布的各种环保条例,但个人的参与和行动却较为有限(Zhang, 2013)。公众环保参与的缺失在很大程度上是环保治理的巨大损失,此外,要想更好地治理中国的环境问题,也不能缺少公众作为环保行为实施主体的积极参与。出于上述考虑,出现了系列关于公众环保参与行为的研究,从而为提升个体环保参与度奠定了理论和实证基础。其中,讨论最多的是公众在环境污染认知和环保知识储备上的不足很大程度地抑制了个体环保参与行为(王凤, 2008; De Groot & Steg, 2009)。研究者们认为应通过有效方式增进人们对于生活环境的认识,并通过环境教育增进公众环保意识和知识。基于此,政府部门一直积极通过当地电视、广播和报纸等媒体平台开展环境教育和更新环境信息,以此来提升公众的环保意识和知识储备(高彩云、孟祥燕, 2011)。通过这些途径,公众的环保参与度相比以前确实有了很大的提升(肖哲、魏姝, 2019),但传统媒体具有选取积极、正面的信息进行报道的特征偏好,使得因环保信息不对称所造成的环保信息缺失现象依然严重。这又部分地降低了人们的环保参与热情。

随着科技的发展和进步,基于互联网的信息传播允许用户将各类不同来源的信息无差别地呈现在公众面前,这极大地减少了信息不对称的发生概率。作为一种新的新闻媒介形式,互联网的信息传递模式突破了以往传统媒体单向传播的局限,互联网双向甚至多向传播的特征也可以帮助人们便捷地获取环境信息和知识,使得公众对于相关社会环境问题得以深入了解与认知。不过,互联网的信息优势也可能带来一些负面效应,例如,小范围的环境议题通过网络平台的不断发酵与传播,最终演变成为全国性环境群体事件,从而损害了既往环保工作中的政府形象。互联网的这些新特征势必会影响个体的环保意识和行为,但仍不清楚各种特征的具体影响方向和程度,因此互联网对个体环保参与度的最终影响仍有待实证检验。基于此,本文使用中国综合社会调查数据(CGSS)讨论互联网使用对个体环保参与度的影响及可能的中间机制。

本文的创新之处在于:第一,本文从互联网使用视角研究个体环保参与度,并且通过工具变量法探究了两者间的因果关系,为政府在网络时代的环保政策制定提供了科学依据;第二,本文发现互联网的环保参与效应在不同年龄、收入群体和不同地区间存在异质性,并对此进行了充分阐释,从而为政府差异化环保治理政策的制定提供了参考;第三,本文揭示了互联网使用提升个体环保参与度的中间传导机制,这为互联网影响环保参与度提供了新渠道和新路径,并且还量化了中间效应大小和影响方向,从而提出更精准的政策建议。

二、概念框架与研究假说

(一)影响机制及假说一

为了使实证分析更加合理,本文首先从概念上阐述互联网可能影响个体环保参与度的内

在机制,即增进了环保知识和对当地环境污染情况的了解以及降低了对政府环保质量的评价,并提出研究假说1:

H1:环保知识储备、对环境污染情况的了解是互联网使用影响个体环保参与度的两个正向影响机制;而对政府环保质量的评价是互联网使用影响个体环保参与度的负向影响机制。

首先,与传统媒体有所不同,互联网既能将保护环境的积极效应等正面信息推送给用户,也能将破坏环境导致的生态恶化等负面信息扩散开,这种传播过程中的多维度特点能更有效地增进个体对环保问题的认知。例如,任丙强和孙龙(2015)的研究表明,互联网为城市居民提供了讨论空间,使公众通过网络了解环保知识,形成对环境问题的自我认知;彭代彦等(2019)也认为,经常使用互联网浏览信息的居民,能够积累相对更多的环保知识。而系列研究表明,个体环保知识的储备会对其环保行为产生积极影响(Xiao & Hong, 2010;王惠娜等, 2018)。例如,Wang和Hao(2018)的研究显示,互联网使用会增加人们在环保方面的认识,并促使人们由亲环境态度向实际的环保行为转变。因此,互联网可以帮助人们获取环境污染或环境保护的相关知识,从而提高人们对生态环境影响个人、家庭和社会方面的认知水平,并通过外部或内部力量激励个体参与到环保工作中。

其次,与电视、报纸、广播等传统媒介传播中的话题偏向性和严格的信息审查筛选制度不同,互联网等新型媒介工具以及自媒体等信息传播形式能够将各类隐晦或被忽略的环境问题披露出来(Bahri et al., 2018)。当大量与个体息息相关,尤其涉及人们自身利益的环境恶化的信息被呈现出来时,会迅速形成网络热议的话题,这增加了人们对所处地区环境污染情况的了解,继而激发了人们的环保参与动机。Huang(2016)发现,许多环境污染与生态破坏的情况在互联网上被披露后,公众对环境改善的诉求在网络上迅速发酵,继而引发社会各界的关注和政府部门的重视。因此,互联网使用可以增进人们对环境污染情况的了解,从而激发公众的环保参与度。

最后,已有研究表明,政府若能调整自身角色功能、积极参与环境治理并有效引导公民的环境行为,使其在环境治理中发挥主体性作用,则能有效提升公民环境行为参与水平(Tsang et al., 2009;王磊、钟杨, 2014)。例如,周亚雄和张蕊(2020)指出,若政府与公众能够资源共享、有效协同,那么政府环境治理有利于健全环保制度与环境基础设施、疏通公众环保参与渠道、改善政府与公众在环境问题上的紧张关系,进而提升公众环保参与度。这表明公众对政府环保治理的评价与个体的环保行为呈显著正相关,政府环保治理的有效性将直接影响个体的环保参与度。然而,人们对互联网上正面信息和负面信息的偏好是不对称的。根据社会心理学中的消极偏见理论,人们通常倾向于更多地关注负面信息而不是积极和中立的信息(Goldsmith & Dhar, 2013;Dai et al., 2016)。因此,在通过互联网访问环境质量信息的过程中,消极偏见可能导致人们更加关注与环境质量有关的负面信息,例如生态破坏、水污染、空气污

染等。此外,为了获得更多关注度和更高的点击率,网络媒体也非常热衷于报道与环境污染有关的负面信息(Ito et al., 1998)。Zhang等(2018)基于中国的数据发现,与不使用互联网的人相比,互联网用户对政府环保质量的评价更低。因此,互联网的使用可能会降低个体对政府环保工作的评价,从而抑制其环保参与度。

如图1所示,互联网使用会增进环保知识和对环境污染情况的了解,进而提高个体的环保参与度,但也会降低对政府环保质量的评价,从而降低个体的环保参与度。因此,互联网使用对个体环保参与度的最终影响方向和程度需结合中国数据进行实证检验。值得注意的是,虽然本文的研究设计认为环保知识储备、对环境污染情况的了解和对政府环保质量的评价可能成为互联网使用影响个体环保参与度的中间机制,但并不认为这三个可能的影响机制足以解释个体环保参与度与其互联网使用之间的所有差异。除了这三个变量外,可能有其他的机制同时也在发挥作用,本文仍是一项探索性研究。

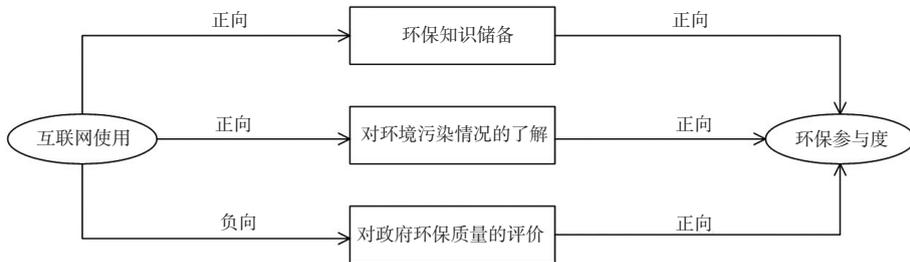


图1 互联网使用影响个体环保参与度的机制示意图

(二)异质性及假说二

考虑到不同地区的不同群体间在很多方面存在差异,因而互联网的环保参与效应可能具有异质性特征。为更好地为政府提供针对性的政策建议,本文主要从年龄、城乡和收入差异三个维度探讨互联网影响个体环保参与行为的异质性效应,并提出研究假说2:

H2: 互联网的环保参与效应在老年群体、农村地区以及低收入群体中表现更为明显。

首先,尽管互联网具有强大的信息扩散与传播效应,但是不同年龄阶段的互联网用户在使用习惯、上网时长和对互联网的依赖性上具有明显差异,因而接收到来自互联网的信息的强度存在一定区别(Paul & Stegbauer, 2005)。老年人曾经获取外部信息的渠道主要是电视、广播、报纸等传统媒体,这类媒体的报道具有一定的偏向性,并不注重突出环境污染等相关领域的问题(Garz, 2014),因此他们往往难以准确知晓环境污染的程度及其危害。但是随着互联网的广泛应用,各类环境污染和环保呼吁的信息逐渐无差别地传递至老年人面前时,基于传统媒体建立起来的固有环境认知就会受到前所未有的冲击,这会极大地改变他们的环保参与行为。因而,互联网的环保参与效应在老年群体中表现更为明显。

其次,从城乡环保实践看,城市的工业密集度、汽车保有量等指标明显高于农村,环境污染面临更大的压力,这会直接影响个体环保意识和行为(Ding et al.,2017)。同时,为解决环境问题,城市地区出台了更多的环境规制措施,以强化环境污染治理力度,这进一步强化了城市地区民众的环保意识和行为。此外,城市里由于同群效应的存在,新进入城市的移民群体也会受原住居民影响,提高自身的环保行为和环境知识水平(郑怡林、陆铭,2018)。在这些内外因素约束下,互联网对城市群体环保参与度的影响可能相对有限。相对而言农村地区的环保意识更为淡薄,而且面临的环境规制力度相对较小,这导致了农村地区更低的环保参与度(唐林等,2020)。由于内外部因素约束有限,使得互联网在改变这一状况的过程中起到更大的作用。当农村地区的个体通过互联网接触到大量关于环境污染的危害,以及因环境污染给生产生活带来恶劣影响的信息后,其环保意识开始觉醒,环保感知力逐渐上升到一个更高的层次(贺爱忠等,2012)。因而,互联网的环保参与效应在农村地区表现更为明显。

最后,从收入水平差异看,由于环保知识储备和环境意识是影响个体环保参与度的重要决定因素(田万慧、陈润羊,2013;Tam & Chan,2017),而高收入群体本身就具有更高的环保知识和环境意识(Philippsen et al.,2017),因此互联网等新媒介工具对其环保行为的影响较小。相对而言,低收入群体的环保知识相对匮乏,其关注的主流传统媒体也很少报道负面环境信息,从而使其环保参与度较低。然而,随着互联网的广泛应用,低收入群体借助互联网增加了环保知识储备,了解到了更多的环境破坏的信息和必要的环境规制举措,这会提高其环保参与度。因此,互联网使用对低收入群体的环保参与行为影响更为直接。

三、变量、数据和描述性统计

(一)变量选取

1. 因变量

环保参与度(EPB)。它是通过问题“在最近一年,你是否从事过下列活动或行为?”测度的,这些活动或行为从不同角度反映了个体环保参与状况。具体包括:“1.垃圾分类投放”“2.采购日常用品时自己带购物篮或购物袋”“3.对塑料包装袋进行重复利用”“4.与自己的亲戚朋友讨论环保问题”“5.为环境保护捐款”“6.主动关注新闻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”和“10.积极参加要求解决环境问题的投诉、上诉”。受访者从如下3个选项中作出选择:“从不”“偶尔”和“经常”,对应的取值分别为0、1和2,值越大表明受访者参与上述环保活动或行为的频率越高。本文将上述10种活动或行为的得分加总求和,从而得到一个反映个体环保参与状况的综合指标——环保参与度,其取值范围为0~20,值越大表明个体环保参与度越高。

2. 自变量

互联网使用(*Internet*)。它是通过问题“过去一年,你对互联网(包括手机上网)的使用情况怎么样?”衡量的。受访者从5个选项中进行选择:“0.从不”“1.很少”“2.有时”“3.经常”和“4.非常频繁”。从中可知,这是一个关于互联网使用频率的有序变量,取值范围为0~4,值越大表明互联网使用频率越高。因此,本文研究的问题可以理解为使用互联网频率更高的个体是否有更高的环保参与度。

3. 中介变量

(1)环保知识储备(*Knowledge*)。环保知识储备变量是通过以下10个关于环境保护知识的问题测度的:“1.汽车尾气对人体健康是否会造成威胁?”“2.过量使用化肥农药是否会导致环境破坏?”“3.含磷洗衣粉的使用是否会造成水污染?”“4.含氟冰箱的氟排放是否会成为破坏大气臭氧层的因素?”“5.酸雨的产生与烧煤是否有关系?”“6.物种之间相互依存,一个物种的消失是否会产生连锁反应?”“7.控制质量报告中,三级空气质量是否意味着比一级空气质量好?”“8.单一品种的树林是否更容易导致病虫害?”“9.水体污染报告中,V(5)类水是否意味着要比I(1)类好?”“10.大气中二氧化碳成分的增加是否会成为气候变暖的因素?”。受访者每回答正确得1分,反之回答错误或不知道得0分。然后将上述10个问题的得分加总求和,构建一个取值为0~10的有序环保知识储备变量,得分越高表明个体的环保知识储备越多。

(2)对环境污染情况的了解(*Sense*)。对环境污染情况的了解变量是通过“你是否知道你所在地区出现的以下环境问题”进行测度的,包括空气污染、水污染、噪音污染、工业垃圾污染、生活垃圾污染、绿地不足、森林植被破坏、耕地质量退化、淡水资源短缺、食品污染、荒漠化和野生动植物减少。对上述每类环境问题,若受访者回答“知道”则取值为1,反之则为0,并将其加总求和构建一个取值为12的有序变量,值越大表明个体越了解当地环境污染情况。

(3)对政府环保质量的评价(*Evaluation*)。而对政府环保质量的评价变量是通过以下问题衡量的:“1.你认为近五年来,你所在地区政府的环境保护工作做得怎么样?”“2.你认为近五年来,中央政府的环境保护工作做得怎么样?”。受访者从如下5个选项中进行选择:“片面注意经济发展,彻底忽视了环境保护工作”“重视仍然不够,环保投入不足”“虽尽了努力,但效果不佳”“尽了很大努力,有一定成效”和“取得了很大成绩”。本文为上述选项分别赋值为0、1、2、3和4,并将2个问题的得分加总构建个体对政府环保质量评价的变量,取值为0~8,值越大表明个体对政府环保质量的评价越好。

借鉴相关文献,本文控制了一些影响个体环保参与度的重要变量(Berenguer et al., 2005; 王玉君、韩冬临, 2016)。其中,个体特征变量包括是否女性(*Female*)、是否有城市户籍(*Urban*)、是否党员(*CPC*)、受教育层次(*Education* ,文盲 = 1,小学 = 2,初中 = 3,高中或相当于高中 = 4,大专 = 5,本科及以上 = 6)、年收入的自然对数(*Income* ,单位为元)、是否有宗

教信仰 (*Religion*)、健康状况 (*Health*)、空闲时社交频率 (*S_Activity*, 很少为 1, 有时为 2, 经常为 3)、社会阶层 (*S_Class*, 1~6)、是否参与村委会选举投票 (*Vote*)、年龄 (*Age*)、年龄的平方 (Age^2)、家庭背景变量包括在你 14 岁时父亲是否在党政机关、事业单位和军队工作 (*F_Unit*)、父母是否党员 (*P_CPC*)、父母受教育层次 (*P_Education*, 与 *Education* 定义相同), 此外, 本文还控制了环境污染状况 (*Pollution*) 这一宏观变量。参考李梦洁 (2015) 的方法, 本文选取 2013 年中国环境统计年鉴中的省级废水排放总量、二氧化硫排放总量、氮氧化物排放总量、烟(粉)尘排放总量、工业固体废物产生量 5 个单项指标, 采用改进的熵值法确定各项指标的权重, 生成省级环境污染综合指数以客观反映各省份的环境污染状况^①。

(二) 数据来源

本文使用 2013 年中国综合社会调查数据 (CGSS) 检验互联网使用与个体环保参与度的关系。CGSS 数据系统全面地收集了社区、家庭、个人等多个层次的数据, 总结社会变迁的趋势, 已成为研究中国经济社会最新情况的主要数据来源。CGSS 采用多阶分层抽样方法对全国各地一万多户家庭进行抽样调查, 平均应答率 70%, 保证了样本的普遍代表性。2003—2008 年是 CGSS 项目的第一期, 2010—2019 年是 CGSS 项目的第二期, 其中 2010—2017 年的数据已公布。尽管公布了 CGSS 2015 年和 2017 年数据, 但只有 2013 年的 CGSS 包括最新的环境模块变量, 例如环境污染、环保参与、环保知识和对政府环保工作的评价等。除了环境模块, 2013 年 CGSS 数据还提供了关于网络等媒体使用情况的信息, 因此非常适用于本文关于互联网的环保参与效应研究。虽然 CGSS 2013 年的时效性并不理想, 但本文所考察的互联网使用与环保参与关系是既有文献中的一个空白点, 之前并没有相关研究对此予以严谨的实证检验, 因而本文相关发现将构成未来进一步研究的基础。

(三) 描述性统计

表 1 列出了回归方程中关键变量的描述性统计。它们包括观测值、均值、标准差、最小值和最大值, 从中可知各变量的分布信息。在删除缺失值和异常值后, 本文最终获得 8733 个样

^①首先依照如下公式对不同环境污染单项指标进行无量纲化处理, 并且使各指标数据集中于 30~100 之间: $X_{ij}^* = (X_{ij} - X_{\min(j)}) / (X_{\max(j)} - X_{\min(j)}) \times 70 + 30$, 其中, X_{ij}^* 为各指标标准化的赋值, i 为省份, j 为环境污染单项指标, X_{ij} 为环境污染单项指标的初始值, $X_{\max(j)}$ 、 $X_{\min(j)}$ 为第 j 项环境污染单项指标的最大值和最小值。其次, 根据上式计算出指标 X_{ij}^* 的比重 $G_{ij} = X_{ij}^* / \sum_{i=1}^m X_{ij}^*$, 第 j 项指标的熵值 $h_j = -(1/\ln(m)) \sum_{i=1}^m G_{ij} \times \ln(G_{ij})$, 第 j 项指标的差异系数 $f_j = 1 - h_j$, 当 f_j 值越大, 则指标 X_j 在综合评价中的重要性就越强, 以及指标 X_j 的权重 $K_j = f_j / \sum_{j=1}^n f_j$ 。再次, 得到省份 i 的环境污染指数值 $Env_i = \sum_{j=1}^n (K_j \times 100) \times (G_{ij} \times 100)$, 其值越大则省份 i 的环境污染状况越严重。为方便计算, 本文中变量 $Pollution = Env_i / 100$, 但这不会改变数据的性质和固有关系。

本用于主回归分析。因变量“环保参与度”的均值为5.119,表明人们的环保参与度偏低。虽然个体的环保意识有了很大提高,但整体上由政府主导的环保参与局面仍未改变。自变量“互联网使用”均值为1.186,表明样本中多数群体只会偶尔使用互联网,这为本文关于互联网的环保参与效应分析提供了必要性。此外,59.3%的受访者生活在城市,10.8%是党员,10.6%有宗教信仰,45.9%参与过村或居委会投票,平均受教育层次为初中水平,其父母平均受教育层次较低,大概处于小学水平。

表1 描述性统计

| 变量 | 观测值 | 均值 | 标准差 | 最小值 | 最大值 |
|------------------------|------|----------|----------|-------|--------|
| <i>EPB</i> | 8733 | 5.119 | 3.296 | 0 | 20 |
| <i>Internet</i> | 8733 | 1.186 | 1.551 | 0 | 4 |
| <i>Female</i> | 8733 | 0.487 | 0.500 | 0 | 1 |
| <i>Urban</i> | 8733 | 0.593 | 0.491 | 0 | 1 |
| <i>CPC</i> | 8733 | 0.108 | 0.310 | 0 | 1 |
| <i>Education</i> | 8733 | 2.118 | 1.390 | 0 | 5 |
| <i>Income</i> | 8733 | 8.539 | 3.212 | 0 | 13.816 |
| <i>Religion</i> | 8733 | 0.106 | 0.307 | 0 | 1 |
| <i>Health</i> | 8733 | 3.740 | 1.072 | 1 | 5 |
| <i>S_Activity</i> | 8733 | 1.897 | 0.806 | 1 | 3 |
| <i>S_Class</i> | 8733 | 3.360 | 1.435 | 1 | 6 |
| <i>Vote</i> | 8733 | 0.459 | 0.498 | 0 | 1 |
| <i>Age</i> | 8733 | 48.560 | 15.870 | 17 | 93 |
| <i>Age²</i> | 8733 | 2609.896 | 1607.526 | 289 | 8649 |
| <i>Pollution</i> | 8733 | 3.703 | 0.923 | 2.285 | 7.110 |
| <i>F_Unit</i> | 8733 | 0.103 | 0.304 | 0 | 1 |
| <i>P_CPC</i> | 8733 | 0.139 | 0.346 | 0 | 1 |
| <i>P_Education</i> | 8733 | 1.136 | 1.174 | 0 | 5 |
| <i>Knowledge</i> | 8700 | 4.736 | 2.837 | 0 | 10 |
| <i>Sense</i> | 8722 | 8.942 | 3.634 | 0 | 12 |
| <i>Evaluation</i> | 7028 | 4.258 | 2.086 | 0 | 8 |

四、计量模型和实证分析

(一) 计量模型

为了检验互联网使用对个体环保参与度的影响,本文建立如下计量模型:

$$EPB = \beta \times Internet + \gamma_1 \times X_i + \gamma_2 \times X_f + \varepsilon \quad (1)$$

其中, *EPB* 是因变量“环保参与度”, *Internet* 是自变量“互联网使用”,其前面的系数 β 为本文的待估参数,以此检验互联网使用对个体环保参与度的影响。 X_i 和 X_f 分别为个体特征和家

庭背景变量。由于 *EPB* 是一个取值为 0~20 的有序变量,因此本文首先使用有序响应模型估计式(1)中的参数。考虑到 *EPB* 取值跨度较大,使得边际效应难以估计和解释,本文借鉴 Acemoglu 等(2020)的做法,将有序因变量视为连续变量使用 OLS 对式(1)进行估计。

(二)基准回归结果

本文以个体环保参与度作为因变量,互联网使用作为自变量进行有序 Probit 和 OLS 回归。同时为降低遗漏变量所导致的估计偏误,表 2 逐一系列出了不控制任何变量、控制个体特征和家庭背景变量的估计结果。从中可知,无论使用有序 Probit 还是 OLS 方法,式(1)中相关参数都具有相似的符号和显著性,从而增强了估计结果的稳健性。结果显示,互联网使用对个体环保参与度的影响显著为正,且均通过了 1% 水平上的显著性检验。不过,当控制了个体特征和家庭背景因素后,互联网使用的回归系数出现了大幅下降,因此需要使用加入其他影响因素后的多元回归分析。而从列(2)到列(3)以及列(5)到列(6),互联网使用的回归系数都仅有略微下降,表明式(1)中的遗漏变量问题并不特别严重,互联网使用增强个体环保参与度的结果十分稳健。列(6)中 OLS 回归系数表明,当保持其他条件不变时,平均而言互联网使用使个体的环保参与度提升了 0.102 个单位。

表 2 互联网使用对个体环保参与度的影响

| | (1) | (2) | (3) | (4) | (5) | (6) |
|-------------------|---------------------|---------------------|---------------------|---------------------|---------------------|---------------------|
| | 有序 Probit 方法 | | | OLS 方法 | | |
| <i>Internet</i> | 0.156*** (0.008) | 0.037*** (0.011) | 0.030*** (0.011) | 0.462*** (0.023) | 0.120*** (0.031) | 0.102*** (0.032) |
| <i>Female</i> | | 0.123*** (0.023) | 0.119*** (0.023) | | 0.340*** (0.064) | 0.329*** (0.064) |
| <i>Urban</i> | | 0.302*** (0.029) | 0.293*** (0.029) | | 0.746*** (0.077) | 0.717*** (0.077) |
| <i>CPC</i> | | 0.266*** (0.041) | 0.262*** (0.041) | | 0.815*** (0.122) | 0.798*** (0.122) |
| <i>Education</i> | | 0.210*** (0.012) | 0.195*** (0.012) | | 0.594*** (0.033) | 0.551*** (0.035) |
| <i>Income</i> | | 0.003 (0.004) | 0.003 (0.004) | | 0.009 (0.011) | 0.010 (0.011) |
| <i>Religion</i> | | 0.051 (0.039) | 0.047 (0.039) | | 0.121 (0.111) | 0.113 (0.111) |
| <i>Health</i> | | 0.027** (0.012) | 0.029** (0.012) | | 0.071** (0.032) | 0.074** (0.032) |
| <i>S_Activity</i> | | 0.084*** (0.014) | 0.084*** (0.014) | | 0.227*** (0.038) | 0.225*** (0.038) |
| <i>S_Class</i> | | 0.027*** (0.008) | 0.025*** (0.008) | | 0.075*** (0.022) | 0.070*** (0.022) |

续表 2

互联网使用对个体环保参与度的影响

| | (1) | (2) | (3) | (4) | (5) | (6) |
|-------------------------|--------------|----------------------|----------------------|--------|----------------------|----------------------|
| | 有序 Probit 方法 | | | OLS 方法 | | |
| <i>Vote</i> | | 0.057** (0.024) | 0.060** (0.024) | | 0.174*** (0.067) | 0.182*** (0.067) |
| <i>Age</i> | | 0.015*** (0.004) | 0.015*** (0.004) | | 0.043*** (0.012) | 0.043*** (0.013) |
| <i>Age</i> ² | | -0.000*** (0.000) | -0.000*** (0.000) | | -0.000*** (0.000) | -0.000*** (0.000) |
| <i>Pollution</i> | | 0.973*** (0.173) | 0.988*** (0.175) | | 3.123*** (0.508) | 3.177*** (0.512) |
| <i>F_Unit</i> | | | 0.091** (0.040) | | | 0.262** (0.122) |
| <i>P_CPC</i> | | | 0.026 (0.036) | | | 0.120 (0.105) |
| <i>P_Education</i> | | | 0.042*** (0.013) | | | 0.110*** (0.038) |
| 省份效应 | 是 | 是 | 是 | 是 | 是 | 是 |
| 拟合优度 | 0.040 | 0.060 | 0.061 | 0.190 | 0.265 | 0.268 |
| 观测值 | 8733 | 8733 | 8733 | 8733 | 8733 | 8733 |

注:括号中的数值是回归系数估计量的稳健性标准误;***、**、*分别表示在1%、5%和10%的显著性水平上显著,下同;在保留四位小数后,*Age*²的系数为负数且在1%水平上显著。

此外,模型中的控制变量对个体环保参与度的影响与既有研究相一致(Paul, 2008; 王玉君、韩冬临, 2016),保证了控制变量选取的合理性。例如,相对于男性,女性的环保参与度更高,这与既有研究中的“性别社会化”理论观点相吻合(Davidson & Freudenburg, 1996; Wehrmeyer & McNeil, 2000)^①。拥有城市户籍的个体往往有更高的环保参与度(范叶超、洪大用, 2015),这是由于一方面他们对环境质量要求相对更高,另一方面较高的受教育程度让其环保意识更强。党员以及参与村或居委会投票的群体往往在社会发展与进步中起到模范带头作用,积极传播有益于社会的“可持续发展观”等价值理念,因此他们的环保参与度相对会更高(王晓楠、瞿小敏, 2017)。个体自身及父母的受教育程度越高,其思想会更加开放和与时俱进,同时更能清晰地理解环境问题对下一代人的影响,从而积极参与到环境保护活动中。通过社交活动与他人讨论环境问题,会增强个体的环境知识和环保意识,从而促使他们参与到当地环境保护活动中去。年龄与环保参与度呈现出倒U型关系,即当年龄尚未跨过某一门槛时,环保参与度先随着年龄增加而出现提升,当年龄跨过某一门槛时,环保参与度会随着年龄

^①这种观点认为儿童早期的社会化使女性对他人的感受和需求更加敏感,因此更愿意承担关怀和养育的责任;相比之下,儿童早期的社会化导致男性更能控制自己的情绪并获得更大的价值独立和成就。女性倾向于扮演“照料者”角色,优先考虑家庭成员的健康和福祉,因此对引起潜在危险的环境因素给以更多关注;但是,倾向于扮演家庭“顶梁柱”角色的男性则更加关注经济而不是环境议题。

增加而出现衰减。这主要源于生命周期效应(life-cycle effect),受其影响个体会根据其年龄和生命阶段而对环保产生不同程度的重视(Torgler & García-Valiñas, 2007; Franzen & Meyer, 2010)^①。在党政事业单位工作的父亲,更容易接触到国家的环保政策和规定,从而间接提升了家庭成员的环保意识和参与度。当地环境污染状况越严重,个体对环保的需求越旺盛,这直接刺激了当地群体的环保参与积极性(崔岩、尹木子,2015)。

(三)异质性分析

由于不同年龄、收入群体以及城乡地区经济社会发展的差异,个体环保参与度方程中可能存在异质性,即在不同群体或地区中互联网使用对环保参与度存在不同的影响。为多角度评估互联网使用的环保参与效应,本部分分别考察互联网效应在不同年龄群体、城乡地区和不同收入组别中可能的差异。首先,按照年龄层次将样本划分为17~30岁、31~44岁、45~64岁和65岁及以上四个子区间。其次,按照城乡定义将样本划分为农村和城镇地区。最后,以收入的均值作为阈值将样本划分为低收入和高收入群体。本文将因变量与上述各二值变量(0-1)依次相乘从而形成五个交互项,用以反映年龄层、城乡和收入因素对互联网使用可能的调节作用。使用与表2相同的变量集,表3展示了主要交互项系数及其显著性。从中可知,无

表3 异质性分析

| | (1) | (2) | (3) | (4) | (5) | (6) |
|--------------------------------------|---------------------|---------------------|---------------------|---------------------|--------------------|---------------------|
| | 有序 Probit 方法 | | | OLS 方法 | | |
| <i>Internet</i> × <i>Age</i> (31-44) | 0.055** (0.026) | | | 0.167** (0.074) | | |
| <i>Internet</i> × <i>Age</i> (45-64) | 0.082*** (0.027) | | | 0.234*** (0.077) | | |
| <i>Internet</i> × <i>Age</i> (≥65) | 0.147*** (0.040) | | | 0.388*** (0.124) | | |
| <i>Internet</i> × <i>Rural</i> | | 0.058*** (0.019) | | | 0.118** (0.051) | |
| <i>Internet</i> × <i>Lowincome</i> | | | 0.067*** (0.017) | | | 0.142*** (0.048) |
| 控制变量 | 是 | 是 | 是 | 是 | 是 | 是 |
| 省份效应 | 是 | 是 | 是 | 是 | 是 | 是 |
| 拟合优度 | 0.061 | 0.061 | 0.061 | 0.269 | 0.268 | 0.269 |
| 观测值 | 8733 | 8733 | 8733 | 8733 | 8733 | 8733 |

注: *Age* (31-44)代表年龄位于31~44岁的群体,其他类似, *Rural* 为农村地区, *Lowincome* 为低收入群体;将年龄位于17~30岁作为基准对照组,同时将城市、高收入群体分别作为基准对照组,控制变量与表2相同。

①一方面,随着个体的剩余寿命越短,其对未来收益的折扣就越大,从而获得的未来收益贴现值就越少,因此老年人的环保参与度较低。另一方面,年轻人对未来收益的折扣也很大,因为他们尚未孕育下一代,同时对世界的危险或安全度缺乏足够了解。无论是哪个缘由,从年轻阶段到中年阶段都可以减少跨期折扣,继而增加中年阶段环保参与的收益。因此,生命周期效应很可能呈倒U型,并在中年阶段达到环保参与的顶峰。

论是使用有序 Probit 还是 OLS 方法,互联网使用的环保参与效应在老年、低收入群体和农村地区中都更为明显。因此,文中假说2得证。

(四)内生性问题

本文的计量模型中存在内生性问题,这会导致互联网使用的系数估计偏误。内生性问题主要来源于如下两个方面:首先,互联网使用与个体环保参与度之间可能存在双向因果关系。本文旨在探讨互联网使用对个体环保参与度的影响,但个体环保参与度也可能反向影响互联网使用情况。例如,个体若参与各种政府或公益团体组织的环保活动,可能需要通过互联网获取关于此次活动的信息和相关流程,此外还需要使用互联网学习与本次活动相关的环保知识等。其次,尽管本文尽可能控制了影响个体环保参与度的变量,但在截面数据中仍然可能存在一些不可观测且重要的遗漏变量。若忽略这些变量,在回归方程中就会作为未被解释部分纳入随机扰动项 ε ,若 ε 与自变量存在相关性可能导致其系数估计偏误。

本文通过寻找工具变量来解决互联网使用的内生性问题,从而得到更为准确的变量系数估计值。在借鉴 Agarwal 等(2009)、毛宇飞等(2018)思路的基础上,选取个体所在社区其他居民互联网使用频率情况作为互联网使用的工具变量,并通过 IV-Oprobit 和 2SLS 对原模型进行重新估计。选择该工具变量的原因如下:一方面,生活在同一社区的居民往往具有较为相似的互联网基础设施环境,也具有相似的经济水平和生活习惯,使用互联网的便利程度基本相同,因而其他居民的互联网使用情况会与受访者密切相关,往往周围人使用互联网的频率越高,受访者使用互联网的频率也会越高,因此满足工具变量的相关性;另一方面,社区其他居民互联网使用频率情况作为外部环境变量不会直接对个体环保参与度产生影响,因此满足工具变量的外生性。表4展示了基于工具变量的回归结果,可归纳为如下三点:首先,两个方程

表4 互联网使用对环保参与影响的内生性检验

| | (1) 第一阶段 | (2) 第二阶段 (IV-Oprobit 方法) | (3) 第二阶段 (2SLS 方法) |
|----------------------|---------------------|--------------------------------|--------------------------|
| <i>Internet</i> | | 0.477*** (0.096) | 1.556*** (0.382) |
| <i>Internet_rate</i> | 0.220*** (0.026) | | |
| 控制变量 | 是 | 是 | 是 |
| 省份效应 | 是 | 是 | 是 |
| Cragg-Donald Wald F | 66.004 | | |
| Wald chi-square | | 3282.12*** | 2537.93*** |
| 拟合优度 | 0.592 | | 0.076 |
| corr(e_1, e_2) | | -0.448*** | |
| 观测值 | 8733 | 8733 | 8733 |

注:控制变量与表2相同,下表同。

中误差项之间的相关性 $\text{corr}(e_1, e_2)$ 显著不为 0, 表明互联网使用在个体环保参与模型中是内生的; 其次, 第一阶段模型里的社区其他居民互联网使用频率 (*Internet_rate*) 会正向影响个体互联网的使用状况, 而且第一阶段 Cragg-Donald Wald F 值均大于 10, 从而排除了弱工具变量问题; 再次, 第二阶段模型里的互联网使用会正向影响个体环保参与度, 而且列 (3) 中 *Internet* 的系数明显大于表 2 中 OLS 回归结果, 表明互联网使用的环保参与效应存在被低估的可能。不过, 无论采用 IV-Oprobit 还是 2SLS 方法, 工具变量的回归结果都表明互联网使用显著提高了个体环保参与度。

(五) 影响机制

下面分别从环保知识储备、对环境污染情况的了解和对政府环保质量的评价三方面解释互联网使用影响个体环保参与度的作用机制。在实证分析过程中, 借鉴 Persico 等 (2004)、王伟同和周佳音 (2019) 的思路, 在基准回归中分别加入上述三个中介变量, 通过观察 *Internet* 估计系数的变化来判断上述机制是否存在以及传导方向。当加入一个中介变量到基准回归中, *Internet* 的系数相对变小, 则表明该中介变量是互联网使用影响个体环保参与的正向传导机制。如图 2 所示, 在以下两种情况中, 中介变量 *M* 都是自变量 *X* 影响因变量 *Y* 的正向传导机制: 自变量 *X* 正 (或负) 向影响中介变量 *M*, 且中介变量 *M* 也正 (或负) 向影响因变量 *Y*。因此, 若知中介变量 *M* 是一个正向传导机制, 且 *M* 正向影响 *Y*, 此时暗含 *X* 也会正向影响 *M*, 这对应着图 2 上方路径。反之, 当加入一个中介变量到基准回归中, *Internet* 的系数相对变大, 则表明该中介变量是互联网使用影响个体环保参与的负向传导机制。如图 3 所示, 在以下两种情况中, 中介变量 *M* 都是自变量 *X* 影响因变量 *Y* 的负向传导机制: 自变量 *X* 正 (或负) 向影响中介变量 *M*, 但中介变量 *M* 却负 (或正) 向影响因变量 *Y*。因此, 若知中介变量 *M* 是一个负向传导机制, 且 *M* 正向影响 *Y*, 此时暗含 *X* 会负向影响 *M*, 这对应着图 3 下方路径。



图 2 中介变量 *M* 作为自变量 *X* 影响因变量 *Y* 的正向传导机制



图 3 中介变量 *M* 作为自变量 *X* 影响因变量 *Y* 的负向传导机制

为缓解互联网使用的内生性问题,表5给出了2SLS的估计结果^①,其中列(1)是基准回归结果,它与表4列(3)相同。基于回归结果的发现可归纳为如下两点。第一,从表5列(2)、(3)和(5)可知,当控制了相关影响因素后, *Knowledge*、*Sense* 和 *Evaluation* 的系数均在1%水平上显著为正。这表明,个体环保知识储备和对环境污染情况的了解越多,以及对政府环保质量的评价越积极,都会在一定程度上提升个体环保参与度。因此, *Knowledge*、*Sense*、*Evaluation* 影响 *EPB* 的正向路径得以验证。这与图2上方和图3下方的路径都相吻合,但具体是哪条路径还需要做进一步分析。第二,与列(1)相比,当分别把 *Knowledge*、*Sense* 和 *Evaluation* 变量加入到基准模型中,列(2)和(3)中 *Internet* 的系数均出现了显著下降,但在列(5)中其系数却出现了显著上升。这表明,环保知识储备和对环境污染情况的了解是互联网使用影响个体环保参与度的两个正向机制,而对政府环保质量的评价是互联网影响个体环保参与度的负向机制。结合上述两点发现可知,本文的 *Internet* → *Knowledge*、*Sense* → *EPB* 对应着图2上方路径,而 *Internet* → *Evaluation* → *EPB* 对应着图3下方路径,这里暗含着存在

表5 影响机制检验(2SLS)

| 因变量 自变量 | (1) <i>EPB</i> | (2) <i>EPB</i> | (3) <i>EPB</i> | (4) <i>EPB</i> | (5) <i>EPB</i> |
|-------------------|---------------------|---------------------|---------------------|---------------------|---------------------|
| <i>Internet</i> | 1.556*** (0.382) | 1.072*** (0.398) | 1.481*** (0.375) | 1.151*** (0.401) | 1.878*** (0.501) |
| <i>Knowledge</i> | | 0.206*** (0.022) | | 0.146*** (0.023) | |
| <i>Sense</i> | | | 0.161*** (0.010) | 0.133*** (0.010) | |
| <i>Evaluation</i> | | | | | 0.110*** (0.026) |
| 控制变量 | 是 | 是 | 是 | 是 | 是 |
| 省份效应 | 是 | 是 | 是 | 是 | 是 |
| 拟合优度 | 0.076 | 0.201 | 0.121 | 0.202 | -0.052 |
| 观测值 | 8733 | 8700 | 8722 | 8689 | 7028 |

注:尽管列(5)中的拟合优度为负数,但对于2SLS参数估计没有任何影响,下同。既有文献表明,拟合优度在2SLS或IV的情况下确实没有统计意义(Sribney et al., 2005)。在两阶段最小二乘法中,当我们估计参数时,某些回归变量将作为工具变量进入计量模型中,但由于我们的目标是估计结构模型,因此会使用实际值而不是工具变量来确定回归平方和(ESS)。该模型的残差是根据一组与用于拟合模型的回归量不同的自变量计算得到的。这意味着,尽管两阶段最小二乘模型估计了截距,但因变量的单一常数模型并没有嵌套在两阶段最小二乘模型中,从而残差平方和(RSS)不再被限制小于总平方和(TSS)。因此,当RSS超过TSS时,ESS和R²为负。

^①由于在IV-Oprobit模型中,很难直接通过观察估计系数变化情况检验可能的影响机制,因此在该部分只列出2SLS估计结果。

Internet → *Knowledge*、*Sense* 的正向路径,以及 *Internet* → *Evaluation* 的负向路径^①。因此,互联网使用会通过增强个体环保知识储备和对环境污染的了解从而提高其环保参与度,但也会通过降低对政府环保质量的评价弱化其环保参与度。从而,文中假说1得证。

进一步地,与表5列(1)中的基准回归相比,*Internet* 的估计系数在列(4)中下降了0.405,降幅达26.03%,这意味着两个正向机制解释了互联网使用对个体环保参与度影响效应的26.03%。而在列(5)中 *Internet* 的估计系数上升到了1.878,相较于基准回归中的1.556升幅达20.69%,这表明对政府环保质量的评价作为互联网使用影响个体环保参与度的负向机制,其中介效应为20.69%。据此可知,两个正向机制的总中介效应26.03%,大于负向机制的中介效应20.69%,从而互联网使用对个体环保参与度总体上仍具有显著提升作用。

(六)稳健性检验

为保证结论的可靠性,本节开展相关的稳健性检验。首先,细分因变量。在前面的回归中因变量(*EPB*)是由10个反映个体环保参与行为或活动的指标构建而成的,其中既包括个体日常环保行为也包括公共环保活动参与。尽管两者都能反映个体环保参与度,但强调的参与程度和场合仍然存在不少差异(肖哲、魏姝,2019)。日常环保行为主要体现在个体日常生活中,是在没有其他人关注或参与的情况下仍然奉行的行为,逐渐成为一种习以为常的生活方式或者消费习惯。与其相比,公共环保活动参与主要体现在共同参与性上,即多人参与讨论环保问题和开展相关环保活动,强调该项事务的公共性。基于此,为保证互联网的环保参与效应结论的稳健性,本部分将分别以日常环保行为和公共环保活动参与作为因变量分别进行回归。日常环保行为主要包括如下三个方面:垃圾分类投放、自带购物篮或购物袋采购日常用品和重复利用塑料包装袋。其赋值形式与前文因变量(*EPB*)的构建相同,即若受访者回答“从不”赋值为0,“偶尔”为1,“经常”为2。然后将上述三个方面的得分加总求和,构建一个反映个体日常环保行为的有序变量(*DEPB*),取值范围为0~6。而公共环保活动参与主要包括如下六个方面:与自己的亲戚朋友讨论环保问题、为环保捐款、关注新闻报道的环保信息和问题、参加政府和单位组织的环境宣传教育活动、参加民间环保团体举办的环保活动、养护树林或绿地和参加要求解决环境问题的投诉、上诉。类似地,其赋值形式也与因变量(*EPB*)相同,“从不”为0,“偶尔”为1,“经常”为2。然后将上述六个方面的得分相加求和,构建一个反映个体公共环保活动参与的有序变量(*PEAP*),取值范围为0~12。从表6回归结果可知,互联网使用会正向影响个体日常环保行为和公共环保活动参与。

其次,除了使用互联网获取环境污染和环保信息外,个体还会通过其他大众媒体平台获取相关信息。个体在使用不同媒体方面可能存在相关性,例如,使用互联网的个体也倾向于

^①实际上,当用 *Knowledge*、*Sense*、*Evaluation* 分别对 *Internet* 进行有序 Probit 回归时,我们也发现 *Internet* 与 *Knowledge*、*Sense* 存在正向关系,而 *Internet* 与 *Evaluation* 存在负向关系。

通过电视、广播、报纸获得信息。为减缓因遗漏个体使用其他大众媒体获取信息而对基准结果造成的估计偏误,本文进一步在基准模型中加入受访者对其他大众媒体的使用情况。受访者若使用电视、广播和报纸则为变量 *Television*、*Broadcast* 和 *Newspaper* 赋值为1,反之若不使用则赋值为0,从而构建三个0-1二值变量。从表6回归结果可知,当添加了电视、广播和报纸使用情况的变量后,互联网使用对个体环保参与度依然非常显著。综上所述,通过更换因变量和添加控制变量的估计结果与基准回归大致吻合,因此保证了前文研究结论的稳健性。

表6 稳健性检验

| 因变量 | (1) | (2) | (3) | (4) | (5) | (6) |
|-------------------|---------------------|---------------------|---------------------|---------------------|---------------------|---------------------|
| | <i>DEPB</i> | <i>PEAP</i> | <i>EPB</i> | <i>DEPB</i> | <i>PEAP</i> | <i>EPB</i> |
| | IV-Oprobit方法 | | | 2SLS方法 | | |
| <i>Internet</i> | 0.474*** (0.096) | 0.418*** (0.108) | 0.356*** (0.107) | 0.807*** (0.206) | 0.727*** (0.228) | 1.182*** (0.383) |
| <i>Television</i> | | | 0.300*** (0.076) | | | 1.045*** (0.269) |
| <i>Broadcast</i> | | | 0.226*** (0.026) | | | 0.576*** (0.081) |
| <i>Newspaper</i> | | | 0.290*** (0.029) | | | 0.645*** (0.098) |
| 控制变量 | 是 | 是 | 是 | 是 | 是 | 是 |
| 省份效应 | 是 | 是 | 是 | 是 | 是 | 是 |
| 拟合优度 | | | | -0.071 | 0.192 | 0.181 |
| corr(e1, e2) | -0.481*** | -0.370*** | -0.336*** | | | |
| 观测值 | 8733 | 8733 | 8718 | 8733 | 8733 | 8718 |

五、结论与启示

本文基于2013年CGSS调查数据,实证检验了互联网使用对个体环保参与度的影响,并发现互联网使用显著增进了个体环保参与度。异质性分析显示,互联网的环保参与效应在老年、低收入群体和农村地区中明显更强。由于这些群体环保知识相对欠缺,对周围环境污染情况的了解较少,但互联网去中心化的快捷传播特点,极大地增进了他们对环保知识和环境污染的了解,继而重视并积极参与到环保活动中。本文通过工具变量法进一步证实了互联网使用在提升个体环保参与过程中的重要作用。为检验互联网使用影响个体环保参与度的渠道,本文将中介变量放入基准回归方程中观察互联网使用的系数变化。结果表明,环保知识储备、对环境污染情况的了解和对政府环保质量的评价在互联网影响个体环保参与度的路径中具有重要中介作用。其中,环保知识储备和对环境污染情况的了解是正向机制,而对政

府环保质量的评价是负向机制,但正向机制相对作用更大。因此,互联网使用显著提高了个体环保参与度。为保证结论的稳健性,本文更换了因变量、增加了控制变量,回归结果均支持互联网使用正向影响个体环保参与度的结论。

本文的研究有重要的政策启示。在关于个体环保参与度的既有文献中,学者多从经济发展水平、教育等角度预测人们的环保参与度,但很少有学者从互联网科技的角度解释环保意识和环保参与度。尽管互联网已经渗透到经济、社会生活的方方面面,但尚未有文献将其纳入到环保参与行为的分析中。而基于本文的研究发现,可能的政策建议如下:

第一,应持续扩大互联网在弱势群体中的普及率和使用率。对于生活在农村地区的那些老年、低收入群体而言,相对较低的互联网使用率在一定程度上限制了其环保参与效应,因此政府要加大互联网基础设施建设,降低联网费用,提高联网速度,同时采用经济有效的方式为上述群体提供一些基础的互联网使用培训课程和服务。

第二,充分发挥互联网等新媒介在居民环保参与中的信息渠道作用。互联网在增进人们环保知识和对环境污染情况的了解中,具有传统媒体平台所不具备的高效率、去中心化等特点,随着5G技术的发展,互联网在促进人们环保参与度方面会发挥着越来越大的作用,因此应进一步提升互联网使用的效率和信息传播的质量,畅通互联网进行信息传播的渠道,以获取新的互联网使用的环保参与溢出效应。

第三,应树立正确的互联网舆论监督导向机制。鉴于互联网信息的开放性和多样性可能降低公众对政府环保质量的评价,因此应当加强网络媒体的管控和监督,引导正确的互联网媒介价值规范,减弱并逐步消除互联网对居民环保参与所产生的负面影响。

参考文献:

- [1] 崔岩,尹木子.我国公众环保组织参与的动机研究[J].青年研究,2015,(3):11-19.
- [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[J].社会,2015,35(03):141-167.
- [3] 高彩云,孟祥燕.提高公众环境意识实证分析[J].人民论坛,2011,(11):156-157.
- [4] 贺爱忠,唐宇,戴志利.城市居民环保行为的内在机理[J].城市问题,2012,(01):53-60.
- [5] 李梦洁.环境污染、政府规制与居民幸福感——基于CGSS(2008)微观调查数据的经验分析[J].当代经济科学,2015,37(05):59-68.
- [6] 毛宇飞,曾湘泉,胡文馨.互联网使用能否减小性别工资差距?——基于CFPS数据的经验分析[J].财经研究,2018,44(07):33-45.
- [7] 彭代彦,李亚诚,李昌齐.互联网使用对环保态度和环保素养的影响研究[J].财经科学,2019,(08):97-109.
- [8] 任丙强,孙龙.互联网与环境领域的集体行动:比较案例分析[J].经济社会体制比较,2015,(02):143-152.
- [9] 唐林,罗小锋,张俊飏.环境规制如何影响农户村域环境治理参与意愿[J].华中科技大学学报(社会科学版),2015,41(04):105-110.

学版), 2020, 34(02): 64-74.

[10] 田万慧, 陈润羊. 甘肃省农村居民环境意识影响因素分析——基于年龄、性别、文化水平群体的分析[J]. 干旱区资源与环境, 2013, 27(05): 33-39.

[11] 王凤. 公众参与环保行为影响因素的实证研究[J]. 中国人口·资源与环境, 2008, 18(06): 30-35.

[12] 王惠娜, 邵玉香, 薛秋童. 城市居民环保责任归因、环保效用感知与环保行为研究[J]. 华侨大学学报(哲学社会科学版), 2018, (04): 128-140.

[13] 王磊, 钟杨. 中国城市居民环保态度、行为类别及影响因素研究——基于中国34个城市的调查[J]. 上海交通大学学报(哲学社会科学版), 2014, 22(06): 63-73.

[14] 王伟同, 周佳音. 互联网与社会信任: 微观证据与影响机制[J]. 财贸经济, 2019, 40(10): 111-125.

[15] 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CGSS数据的实证分析[J]. 学术研究, 2017, (03): 62-70.

[16] 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.

[17] 肖哲, 魏姝. 单位制视角下中国城镇居民的环保公众参与行为差异分析[J]. 中南大学学报(社会科学版), 2019, 25(05): 125-135.

[18] 郑怡林, 陆铭. 大城市更不环保吗?——基于规模效应与同群效应的分析[J]. 复旦学报(社会科学版), 2018, 60(01): 133-144.

[19] 周亚雄, 张蕊. 公众参与环境保护的机制与效应——基于中国CGSS的经验观察[J]. 环境经济研究, 2020, 5(03): 76-97.

[20] Acemoglu, D., G. De Feo, and G. D. De Luca. Weak States: Causes and Consequences of the Sicilian Mafia[J]. The Review of Economic Studies, 2020, 87(2): 537-581.

[21] Agarwal, R., A. Animesh, and K. Prasad. Research Note—Social Interactions and the “Digital Divide”: Explaining Variations in Internet Use[J]. Information Systems Research, 2009, 20(2): 277-294.

[22] Bahri, L., B. Carminati, and E. Ferrari. Decentralized Privacy Preserving Services for Online Social Networks[J]. Online Social Networks and Media, 2018, (6): 18-25.

[23] Berenguer, J., J. A. Corraliza, and R. Martín. Rural-Urban Differences in Environmental Concern, Attitudes, and Actions[J]. European Journal of Psychological Assessment, 2005, 21(2): 128-138.

[24] Dai, Q., J. Wei, X. Shu, and Z. Feng. Negativity Bias for Sad Faces in Depression: An Event-Related Potential Study[J]. Clinical Neurophysiology, 2016, 127(12): 3552-3560.

[25] Davidson, D. J. and W. R. Freudenburg. Gender and Environmental Risk Concerns: A Review and Analysis of Available Research[J]. Environment and Behavior, 1996, 28(3): 302-339.

[26] De Groot, J. I. M. and L. Steg. Mean or Green: Which Values Can Promote Stable Pro-environmental Behavior? [J]. Conservation Letters, 2009, 2(2): 61-66.

[27] Ding, Z., G. Wang, Z. Liu, and R. Long. Research on Differences in the Factors Influencing the Energy-Saving Behavior of Urban and Rural Residents in China—A Case Study of Jiangsu Province[J]. Energy Policy, 2017, (100): 252-259.

[28] Franzen, A. and R. Meyer. Environmental Attitudes in Cross-National Perspective: A Multilevel Analysis of the ISSP 1993 and 2000[J]. European Sociological Review, 2010, 26(2): 219-234.

[29] Garz, M. Good News and Bad News: Evidence of Media Bias in Unemployment Reports[J]. Public Choice, 2014, 161(3): 499-515.

[30] Goldsmith, K. and R. Dhar. Negativity Bias and Task Motivation: Testing the Effectiveness of Positively Versus Negatively Framed Incentives[J]. Journal of Experimental Psychology: Applied, 2013, 19(4): 358-366.

- [31] Huang, H. Media Use, Environmental Beliefs, Self-efficacy, and Pro-environmental Behavior[J]. *Journal of Business Research*, 2016, 69(6): 2206–2212.
- [32] Ito, T.A., J. T. Larsen, N. K. Smith, and J. T. Cacioppo. Negative Information Weighs More Heavily on the Brain: The Negativity Bias in Evaluative Categorizations[J]. *Journal of Personality and Social Psychology*, 1998, 75(4): 887–900.
- [33] Paul, G. and C. Stegbauer. Is the Digital Divide Between Young and Elderly People Increasing? [J/OL]. *First Monday*, 2005, 10(10)[2021-02-01]. <https://doi.org/10.5210/fm.v10i10.1286>.
- [34] Paul, G. H. Green or Brown? Environmental Attitudes and Governance in Greater China[J]. *Nature and Culture*, 2008, 3(2): 151–182.
- [35] Persico, N., A. Postlewaite, and D. Silverman. The Effect of Adolescent Experience on Labor Market Outcomes: The Case of Height[J]. *Journal of Political Economy*, 2004, 112(5): 1019–1053.
- [36] Philippssen, J., F. Angeletto, and R. Santana. Education Level and Income Are Important for Good Environmental Awareness: A Case Study from South Brazil[J]. *Ecologia Austral*, 2017, (27): 39–44.
- [37] Sribney, W., V. Wiggins, and D. Drukker. Negative and Missing R-squared for 2SLS/IV[EB/OL]. 2005 [2021-03-02]. <https://www.stata.com/support/faqs/statistics/two-stage-least-squares/>.
- [38] Tam, K. P. and H. W. Chan. Environmental Concern Has a Weaker Association with Pro-environmental Behavior in Some Societies than Others: A Cross-Cultural Psychology Perspective[J]. *Journal of Environmental Psychology*, 2017, (53): 213–223.
- [39] Torgler, B. and M. A. García-Valiñas. The Determinants of Individuals' Attitudes towards Preventing Environmental Damage[J]. *Ecological Economics*, 2007, 63(2): 536–552.
- [40] Tsang, S., M. Burnett, P. Hills, and R. Welford. Trust, Public Participation and Environmental Governance in Hong Kong[J]. *Environmental Policy and Governance*, 2009, (19): 99–114.
- [41] Wang, Y. and F. Hao. Does Internet Penetration Encourage Sustainable Consumption? A Cross-National Analysis[J]. *Sustainable Production and Consumption*, 2018, (16): 237–248.
- [42] Wehrmeyer, W. and M. McNeil. Activists, Pragmatists, Technophiles and Tree-Huggers? Gender Differences in Employees' Environmental Attitudes[J]. *Journal of Business Ethics*, 2000, 28(3): 211–222.
- [43] Xiao, C. and D. Hong. Gender Differences in Environmental Behaviors in China[J]. *Population and Environment*, 2010, 32(1): 88–104.
- [44] Zhang, J., M. Cheng, X. Wei, X. Gong, and S. Zhang. Internet Use and the Satisfaction with Governmental Environmental Protection: Evidence from China[J]. *Journal of Cleaner Production*, 2018, (212): 1025–1035.
- [45] Zhang, W. Study on Public Awareness and Participation in Environmental Protection in China[J]. *Advanced Materials Research*, 2013, (767): 2930–2933.

Does Internet Use Improve Individual Participation in Environmental Protection

Li Zhongwu^a and Feng Xueliang^b

(a: School of Economics of Zhejiang University of Technology; b: School of Economics of Nankai University)

Abstract: In the increasingly severe situation of environmental and climate issues, how to improve people's participation in environmental protection has become a hot topic in society. This article uses Chinese General Social Survey (CGSS) in 2013 to study the impact of internet use on individual environmental protection participation. The regression results show that internet use has significantly increased individual environmental protection participation. After using instrumental variable to alleviate the endogenous bias and conducting various robustness tests, this conclusion is still valid. The heterogeneity analysis shows that the internet use effect is more obvious in the elderly, low-income groups and rural areas. Mechanism analysis finds that internet use can increase individual environmental protection participation by enhancing environmental protection knowledge and understanding of environmental pollution, and it can also reduce individual environmental protection participation by affecting users' evaluation of government's environmental protection quality. Based on the above findings, the paper finally puts forward differentiated and precise policy recommendations to increase people's participation in environmental protection in the internet age, such as increasing the penetration rate of the internet among disadvantaged groups, optimizing the role of the internet in channelling information, and improving the internet's supervision mechanism on public opinion.

Keywords: Internet Use; Environmental Protection Participation; Environmental Protection Knowledge; Chinese General Social Survey

JEL Classification: P50, Q58, Q59

(责任编辑:朱静静)