

环境政策对居民环境风险感知的影响

——以环境保护税为例

张骁潇 范丹*

摘要:环境保护税的实施既是全面贯彻习近平生态文明思想、落实绿色发展理念的重大战略措施,更是提高民生福祉和建设美丽中国的关键政策。本文基于中国家庭追踪调查数据库,采用强度双重差分法探究环境保护税对居民环境风险感知的影响以及作用机理。研究发现:环境保护税的实施显著地改善了居民环境风险感知,对不同群体的改善存在明显差异。机制检验发现环境保护税除了直接改善客观环境质量进而改善居民的环境风险感知,还可以通过增加绿色财政支持、提升居民制度信任等路径间接改善居民的环境风险感知。进一步分析发现,居民所在区域的社会信任水平和绿色金融水平在环境保护税对居民环境风险感知的影响中有较好的正向调节作用,而且环境保护税对居民的生理健康和心理健康也起到了明显的改善作用,有着较好的健康福利效应。本文为验证中国环境保护税制度的“环境红利”和“社会红利”以及推进环境保护税的深化改革提供了新的视角和重要经验证据。

关键词:环境保护税;环境风险感知;制度信任;绿色金融;绿色财政

一、引言

实现人与自然和谐共生,不仅是全面建设社会主义现代化国家的内在需求,更是实现美丽中国愿景的必由之路。从“大力推进生态文明建设”到“推动绿色发展,促进人与自然和谐共生”,我国环境治理体系经历了从宏观生态修复向微观风险管控的深刻转型。在此背景下,

*张骁潇(通讯作者),中国社会科学院大学应用经济学院,邮政编码:102488,电子信箱:zhangxiaoxiaode@163.com;范丹,东北财经大学经济学院,东北财经大学经济计量分析与预测研究中心,邮政编码:116025,电子信箱:fandanrx@163.com。

本文系国家自然科学基金面上项目“基于大数据计量方法的中国人口政策评估与优化研究”(72273019)、辽宁省教育厅基本科研重大攻关项目“委托代理视角下碳信息披露的减排效应及优化路径研究”(LJKZZ20220121)的阶段性成果。感谢匿名审稿专家的宝贵修改建议,文责自负。

人为环境风险因其显著区别于自然灾害的不可抗力属性,已成为触发公众风险感知的核心要素(Xue et al., 2014)。鉴于此,本文将以环境污染驱动型环境风险感知为对象展开系统性分析。作为连接环境治理与民生诉求的关键纽带,居民环境风险感知具有双重维度:既包含对实际污染状况的客观认知,又涉及对未来环境危害的预期评估(苏杨、席凯悦, 2014; Huang et al., 2017)。这种复合型感知机制不仅直接影响个体的绿色福利体验与主观幸福感(Pu et al., 2019),更通过公众对治理效能的心理预期与制度信心(Zhu et al., 2021),成为衡量环境政策实施成效的重要标尺。

在生态文明建设与高质量发展协同推进的战略背景下,环境政策正成为平衡经济增长与生态保护的核心制度工具。相较于传统行政手段,以市场激励为导向的环境规制工具,因其兼具环境效益与经济效益的双重属性,日益成为全球环境治理的主流选择。作为我国环境经济政策的里程碑式改革,2018年实施的《中华人民共和国环境保护税法》以费税平移改革为制度起点,创新构建“约束性规制-激励性补偿”的协同治理框架:通过污染排放当量税率形成的价格信号机制,倒逼企业内部化环境成本实现绿色生产转型;依托税收中性原则建立的生态补偿基金池,引导治污资金向重点区域和脆弱环节定向流动,形成“污染付费—生态修复—质量改善”的递进式治理闭环。该制度创新不仅突破了传统命令控制型政策的实施瓶颈,更通过信息透明与行为反馈的联动机制增强公众对环境的可控性认知,将环境治理转化为全民共识的行动自觉,为探究环境政策与居民环境风险感知的互动机制提供了关键切口。因此,本文基于环境保护税的政策场景,运用强度双重差分模型,从空气污染层面,对其给居民环境风险感知带来的影响展开定量研究。本文不仅在微观层面为环境保护税对居民环境风险感知影响的理论机制提供证据支持,又在宏观层面为“健康中国”与“美丽中国”战略的纵深推进提供了环境经济政策协同增效的实证依据,实现了环境政策从个体认知上升到国家治理能力现代化的跨尺度验证。

二、政策背景与文献综述

(一)环境保护税的政策背景

环境保护税的理论渊源可追溯至Pigou(1920)提出的外部性治理思想,主张通过税收将环境成本内部化以修正市场失灵。20世纪90年代全球兴起环境税制改革浪潮,许多学者研究发现环境保护税能有效抑制企业污染并产生“绿色红利”(Bosquet, 2000; Li et al., 2021)。中国早期采取行政主导的排污费制度,但受制于执行不规范、标准偏低等局限,环境治理成效有限(卢洪友、朱耘婵, 2017)。随着生态文明建设深化和“清费改税”改革推进,我国于2018年实施《中华人民共和国环境保护税法》,该税种以“多排多征、少排优补”为核心,划分四大应税污染物类别,并建立动态税额机制,完成从“谁污染谁付费”的行政约束向“全民共担环境责

任”的经济治理转型。这种制度跃迁不仅赋予环境治理法律刚性,更通过税收激励机制提升治污效率,推动环保理念从企业责任转变为全民福祉,标志着环境保护从发展附属品转变为可持续发展的核心要素,实现了环境治理手段与全民价值认知的双重革新,为经济高质量发展与生态文明协同提供了制度范本。

(二)文献综述

目前针对环境保护税的定量研究多从经济和创新效益角度展开(刘金科、肖翊阳,2022),既有关于环境保护税对企业绩效、绿色创新、绿色转型、环保投资等微观方面的影响,又有涉及其对污染排放、社会福利提升、社会分配效应以及产业结构的优化升级等宏观方面产生的影响(赵振智等,2023),而且一些财税领域的学者还从立法推进、精准征税和有效管理等角度,进行了更为深入和细致的理论探讨(苏明等,2016;于佳曦、赵治成,2021)。我国环境保护税虽然相较国外起步晚一些,但是发展迅速,相关文献较为丰富。

环境规制能否改善客观环境质量一直以来都是环境经济领域研究的热点问题。多数学者在环境保护税的评估分析中也侧重于政策对客观环境的改善(Li et al., 2021; 邓力平等, 2022),而忽视了其对居民环境风险感知的影响。居民的环境风险感知是指居民对环境污染现象的个人感受和评价,是实际环境状况与居民主观体验的融合(Li et al., 2018)。环境风险感知的研究起源于“风险感知”,最初主要被看作是心理学领域的问题。因此,心理测量范式成为首个被用于检验环境风险感知的理论方法。其后,更多学科融入该研究,逐步形成了多学科协同发展的环境风险感知研究新格局。在环境风险感知已成为社会学、心理学、公共管理和传播学等交叉学科研究的热点和前沿问题的背景下,有学者发现居民环境风险感知的强烈程度和其对环境状况的消极态度密切相关,进而会影响到居民环境认同感(Bonaiuto et al., 2002)。此外,学术界也有研究指出,包括年龄、性别、婚姻状况、家庭收入以及教育水平在内的个人层面因素,均成为影响居民环境风险感知的关键因素(Kim et al., 2012)。除了上述个人层面的因素,遭遇环境灾害的类型和程度、媒体报道形式、风险信息类型、社会信任度、生活水平及文化背景等都是影响居民环境风险感知的重要因素(曹婧甜, 2018)。

总的来看,大部分的环境政策更侧重于强调“物的管理”而忽视“人的风险”(苏杨、席凯悦, 2014)。鉴于环境保护税涉及居民层面的文献研究较少,而公众环保意识从“稳生存”逐渐转变为“求生存”,居民的环境风险感知已经成为我国生态文明建设必须关注的重要问题,学术界有必要探究环境保护税对居民环境风险感知的影响及其作用机理,从而为我国全面贯彻落实环境保护税政策提供启示。为此,本文通过多维创新框架系统解析环境保护税对居民环境风险感知的作用路径。第一,在研究视角上,突破传统政策评估的宏观维度,将政策影响对象聚焦到居民个体,构建“政策效应-心理感知”的分析范式。通过整合客观环境质量改善、绿

色财政支持增加和居民制度信任提升三重机制,揭示环境保护税影响居民环境风险感知的内在逻辑;同时引入认知水平、社会经济地位及健康状况等异质性变量,结合地区社会信任度与绿色金融发展水平的空间调节效应,构建起“个体-环境-制度”交互作用的理论模型,为环境税制评估开辟微观心理研究新维度;第二,在研究方法上,本文基于中国实施环境保护税的特征事实,充分利用各地区税收征收标准的差异设计强度双重差分模型,显著提升研究结论的因果推断效用,丰富了环境保护税影响居民环境风险感知的实证文献;第三,在研究设计上,采用“总效应检验-机制解析-异质响应-边界拓展”的递进式分析架构,深度探究了环境保护税对于居民环境风险感知的作用渠道,形成覆盖政策评估全链条的立体化研究体系,为中国环境保护税的深化改革提供理论支撑和政策借鉴。

三、理论分析与研究假说

(一)环境保护税对居民的环境风险感知的影响

在探究环境保护税对居民环境风险感知的影响时,本文引入由心理学家弗雷德里克·赫茨伯格提出的双因素理论框架(Herzberg et al., 1959)。该理论将影响因素系统性地划分为两个维度:激励因素和保健因素。在居民环境风险感知的背景下,可以将这两个因素与情境结合起来,以便更全面地解释环境保护税的实施对居民环境风险感知的影响。

就激励因素而言:第一,环境保护税提供了经济激励,不仅促使企业减少污染,还使得居民增强对环境保护的积极态度和重视程度,进而对企业环保行为的增加而感知到更少的环境风险;第二,随着环境保护税的实施,居民对政府环境保护政策的信任度提高,这种信任感来自政府采取措施来解决环境问题的决心和行动,从而减少居民对环境风险的担忧;第三,随着环境保护税的实施,居民可以明确感受到环境质量的改善,更深刻理解“良好生态环境是最普惠的民生福祉”,激发社区居民参与环境保护活动的意愿,居民的环境风险感知可能通过社区反馈和参与而得到改善;第四,环境保护税会影响企业的生产成本,激励企业开发和生产更环保的产品,加上居民环保意识的提高,促使市场对绿色产品的需求增加,通过企业和居民的共同努力,使得环境问题从企业逐渐走向全民,进而使得环境从奢侈品走向必需品,居民的需求得到了满足,环境风险感知自然就下降了。这些激励因素在环境保护税的实施中有助于提高公众的环境意识,促进社会各界对环境保护的参与和支持,从而推动了从“谁污染谁治理”到“良好生态环境是最普惠的民生福祉”的转变。

就保健因素而言:第一,环境保护税的征收和使用情况更加公开透明,企业需要定期监测和报告其污染排放情况,居民对环境信息的获取变得更加容易,这有助于他们更准确地感知环境风险;第二,环境保护税提供了一种稳定的政策环境,居民可以预期政府将持续采取行动来保护环境,从而减少对环境风险的担忧;第三,随着环境保护税的实施,政府可以开展更多

的环境教育和宣传活动,提高公众对环境问题的认识,从而影响他们的环境风险感知;第四,环境保护税的征收有助于确保所有排污者都承担相应的环境责任,居民会因为感受到环境正义的实现而降低对环境风险的感知。这些保健因素在环境保护税实施过程中发挥着重要作用,它们有助于提高居民的环境意识,减少对环境风险的担忧,并促进社会各界对环境保护的参与和支持。基于以上观点,本文提出以下假说。

假说一:环境保护税的实施能够有效降低居民对周围环境严重程度的评价,改善居民的环境风险感知。

(二)环境保护税影响居民环境风险感知的内在机制

环境保护税的实施对于改善客观环境质量、增加绿色财政支持和提升居民政府制度信任都有很直接的影响,而客观环境质量改善是影响居民环境风险感知最直接的因素,政府绿色财政支持和居民制度信任的增加则会大大减少居民对环境风险的担忧,进而改善居民的环境风险感知。因此,本文从客观环境质量改善、绿色财政支持增加和居民制度信任提升三大角度,探讨环境保护税的实施对居民环境风险感知影响的具体机制。

1.环境保护税的客观环境改善效应

在环境保护税实施后,相关部门通过税收杠杆调节作用,给予了企业更大的减排成本压力,增强了企业绿色转型的动机。不同于其他的环境政策,环境保护税将生态环境保护与经济社会发展紧密结合,推动了发展与环境保护的和谐共进,通过“多排多缴、少排少缴、不排不缴”的正向激励机制,激励企业兼顾经济账和环保账,主动实施可持续发展战略,加快绿色转型,实现清洁生产,促进生态环境保护。同时,法律地位的提升、征收单位的转换和央地税收分配的激励都大大提高了征管效率(赵永辉等,2020)。最后,环境保护税通过构建“奖惩结合”的多维调控体系,对大气、水、固体废物及噪声这四类污染物实施源头管控:一方面对超标排放行为施以1~3倍罚款的刚性约束,另一方面针对不同污染物特性设置差异化激励。环境保护税多方面的优化使得企业完成了从“花钱买污”到“保护环境”的演变,也使政府的生态理念完成了从“谁污染谁治理”到“良好生态环境是最普惠的民生福祉”的演变,全方位助力环境质量的改善。这种改善是客观的,因为污染物排放量的减少会直接反映在环境质量的指标上,客观环境质量的提升可以从多方面影响居民环境风险感知:第一,居民因空气质量的提升而直接受益,直接改善了他们的日常生活和生理健康,减轻了他们对潜在环境风险的担心;第二,优质的环境对居民心理健康有益,有助于缓解压力和焦虑,提升幸福感和安全感;第三,环境质量的改进提升了居民对环境议题的认知,使他们更加重视环境保护,促使他们采取更多环保措施,例如节约能源和水资源,这有助于构建更加积极正面的环境风险感知;第四,环境质量的改善有助于减少环境问题引发的社会矛盾,促进社会稳定和居民对环境安全的信心。基于以上论述,本文提出以下假说。

假说二:环境保护税的实施有效地改善了客观环境质量,从而改善了居民的环境风险感知。

2.环境保护税的绿色财政支持增加效应

环境质量是公共资源,市场机制难以确保其供给和维护。因此,政府必须依靠绿色财政支出来确保环境保护和生态治理所需的资源,以回应公众对可持续发展的期望。环境保护税的实施改变了原有的央地税收分成比例,将税收收入全部划归地方,这一变化旨在增强地方政府在环境保护方面的财力和动力。虽然环境保护税的环境保护意义要高于其财政收入意义,但在中国全面完成营改增之后,其作为完全归属地方的税种,逐渐成为地方政府的重要收入来源,对地方政府的节能环保支出具有直接影响(马蔡琛、赵笛,2020)。尽管环境保护税不采取专款专用方式,但原来由排污费安排的部门支出入同级财政预算,按照“力度不减”的原则予以充分保障,在灵活使用的同时确保环境保护工作的连续性和有效性。同时,这样也使得政府有底气通过实质性的资金投入和具体行动支持大气污染防治、水污染防治、土壤污染防治等,解决突出环境问题,并按规划支持重点生态保护修复工程,为推进我国生态文明建设提供了全新动力。此外,环境保护税的收入还能增强政府的环境监管力度,提升监管工作的质量与成效,资助环保科研与技术创新,并鼓励公众参与环境教育及各类环保行动。环境保护税带来的绿色财政支持增加可以从以下几个方面影响居民的环境风险感知:第一,政府的环保支出增加通常伴随着环境教育和公众参与活动的增加,这有助于提高居民的环境意识和对环境问题的关注;第二,绿色财政支持也用于推广绿色生活方式和消费模式,鼓励居民采取更环保的行为,从而减少对环境的负面影响,进而改善居民的环境风险感知;第三,绿色财政支持可以帮助政府加强环境监测和执法能力,提高环境监管的效率和水平,增强居民对政府管理能力的信任;第四,绿色财政支持可改善绿色交通、建筑和公共空间,支持可再生能源和提高能效,内部化污染负外部性并减少排放,提升居民对环境可持续性的信心。基于以上论述,本文提出以下假说。

假说三:环境保护税的实施增加了绿色财政支持,进而改善了居民环境风险感知。

3.环境保护税的居民制度信任提升效应

作为我国首个拥有“绿色”属性的综合税种,环境保护税的开征助力我国排污制度实现了由“费”改“税”的平稳转化,提升了我国税制的绿色化程度,使得税制绿色改革的进程加速,反映了我国在全球环境治理中的积极作用和对可持续发展的承诺。环境保护税的实施,彰显了我国政府希望在解决环境问题的过程中运用更多市场机制手段,这不仅是在制度机制上的一大创新,更展现出我国政府聚焦污染防治,坚决治理污染的积极作为和责任担当,增强了政府的公信力,并逐步形成了“良好生态环境是最普惠的民生福祉”的共识。随着相关的环境信息公开程度提高,居民能够更清楚地了解环境状况和政府采取的措施,从而增强对政府和环境

政策的信任度。居民的制度信任,特别是对政府的信任,可以显著影响居民的环境风险感知。第一,当居民相信政府能够采取有效措施保护环境时,他们对现有环境的满意度会提高,对环境风险的担忧会相对减少;第二,居民的制度信任越高就意味着社会相对稳定,一个稳定的社会环境能够更好地应对环境问题,有助于增强居民对环境安全的信心;第三,居民对政府越信任,政府对环境保护的长期规划和愿景就越能够给居民带来信心,使他们相信未来的环境风险是可控的。基于以上论述,本文提出以下假说。

假说四:环境保护税的实施增加了居民的制度信任,进而改善了居民的环境风险感知。

四、研究设计

(一)模型设定

本文以2018年实施的《中华人民共和国环境保护税法》作为一项准自然试验,考察各地区环境保护税税率差异对居民环境风险感知的影响。由于环境保护税是全国范围内同一时期实施的,因此在选择对照组和实验组时,借鉴张广来和张宁(2022)的研究思路,将税率高于国家规定最低标准(1.2元/污染当量)的县(区)定义为高目标强度地区并设定为处理组样本,将税率等于国家规定最低标准的县(区)定义为低目标强度地区并设置为对照组样本。本文采用强度双重差分模型,实证评估环境保护税对居民环境风险感知的因果效应,模型设定如下:

$$Environment_{ict} = \alpha + \beta DID_{ict} + \phi X_{ict} + \lambda_i + \sigma_c + \mu_t + \varepsilon_{ict} \quad (1)$$

其中, i 表示受访者, c 表示受访者所在的县(区), t 表示年份。 $Environment_{ict}$ 为个体层面的环境风险感知, DID_{ict} 为核心解释变量, $DID_{ict} = treat_{ic} \times post_t$ 。因为样本观测期内有少部分个体会迁移,个体所在县(区)并不随时间完全固定。参考宋弘等(2022)的做法,本文在回归方程中进一步控制了地区固定效应进而在一定程度上降低个体跨县(区)迁移对模型识别的干扰。 β 是对政策效应的估计,反映地区环境保护税的实施对该地区居民环境风险感知的影响; X_{ict} 表示个体层面和区县层面可能影响居民环境风险感知的控制变量; λ_i 、 σ_c 和 μ_t 分别表示个体、区县和时间固定效应; ε_{ict} 为随机误差项。

(二)变量界定和数据来源及处理

1.变量说明

(1)被解释变量。本文的被解释变量为居民的环境风险感知。中国家庭追踪调查(CF-PS)的问卷中受访者根据自己对当前环境问题的严重程度判断在0—10作出选择,0代表不严重,10代表非常严重。

(2)核心解释变量。 DID_{ict} 为本文核心解释变量, $DID_{ict}=treat_{ic} \times post_t$ 。若受访者所在的县(区)为高目标强度地区,则 $treat_{ic}=1$,否则为0。在选择样本的区间中,当 $t \geq 2018$ 时, $post_t=1$,否则为0。

(3)控制变量。考虑到其他因素可能会对居民的环境风险感知产生潜在的影响,基于CFPS数据的可得性和对文献的梳理,本文列出三类控制变量。

一是个体控制变量,包括城乡分类(*urban*)、性别(*gender*)、年龄(*age*)、身高(*height*)、体重(*weight*)、婚姻状况(*spouse*)、受教育年限(*eduy_im*)、收入(*income*)、身体质量指数(*BMI*)、自评健康(*health*)、社会地位(*status*)、就业状况(*employ*);二是区县气象数据,包括平均气温(*tem*)、平均风速(*wind*)、相对湿度(*rhu*)、日照时数(*ssd*)、气压(*Prs*)、降水量(*PRE*);三是区县经济数据,包括区县GDP(*ln gdp*)、区县财政收入(*ln Financere*)。

(4)机制变量。客观环境质量采用区县年平均 $PM_{2.5}$ 浓度和区县所在城市的逆天天数来衡量;绿色财政支持选取样本居民所在城市政府的节能环保支出来衡量;居民制度信任选取CFPS问卷里居民对政府尽责程度的评价作为衡量指标。

2.数据来源与处理

本文个体层面的数据来源于北京大学中国社会科学调查中心的中国家庭追踪调查(CFPS)。该数据库拥有较为全面的个体和家庭信息,特别是居民环境风险感知、政府尽责程度评价等信息,鉴于我国于2018年1月1日全面实施《中华人民共和国环境保护税法》,本文将政策发生的时点定为2018年,将CFPS2012、CFPS2014、CFPS2016定义为政策发生前三期,将CFPS2018定义为政策发生当期,将CFPS2020定义为政策发生后一期。

本文区县层面经济数据从中经网数据库、各市区县统计年鉴中提取整理。同时,区县层面的气象数据源自中国气象局气象数据中心800多个气象监测站点的数据。借鉴已有文献(陈帅等,2016),整理获得区县的平均气温(摄氏度)、平均风速(米每秒)、年均相对湿度(百分比)、日照时间(小时)、气压(百帕)、降水量(毫米)。区县级 $PM_{2.5}$ 数据源自达尔豪斯大学大气成分分析团队。我们利用ArcGIS软件,将精度达到 $0.01^\circ \times 0.01^\circ$ 的中国年度平均 $PM_{2.5}$ 数据与中国的县级行政区划矢量图层进行精确匹配,从而汇总出2012—2020年中国各区县的年均 $PM_{2.5}$ 浓度值。

在数据处理中,首先剔除关键变量缺失过多、无法识别个体所在区县的样本,接着针对就业指标剔除“退出劳动力市场”的样本。在对拥有少量缺失值的部分进行插补后,仅保留五期都被调查的样本,进而构建了拥有22050个样本的五期平衡面板数据。各变量的说明、定义及描述性统计见表1和表2。

表 1 指标的构建与说明

	变量	说明	构建	
因变量	<i>Environment</i>	环境风险感知	0—10:不严重→非常严重	
控制变量	个人控制变量	<i>urban</i>	居住地类型 1=城市;0=农村	
		<i>gender</i>	性别 1=男;0=女	
		<i>age</i>	年龄 连续型变量	
		<i>height</i>	居民身高 连续型变量	
		<i>weight</i>	居民体重 连续型变量	
		<i>spouse</i>	婚姻状况 1=在婚;0=丧偶、未婚、同居、离婚	
		<i>eduy_im</i>	受教育年限 连续型变量	
		<i>income</i>	居民对自己收入的评价 1—5:很低→很高	
		<i>BMI</i>	身体质量指数 连续型变量	
		<i>health</i>	自评健康 1=比较健康;0=不健康	
		<i>status</i>	社会地位 1—5:很低→很高	
		<i>employ</i>	当前工作状态 1=在业;0=失业(不考虑退出劳动力市场个体)	
		区县控制变量	<i>tem</i>	平均气温 连续型变量
			<i>wind</i>	平均风速 连续型变量
<i>rhu</i>	相对湿度 连续型变量			
<i>ssd</i>	日照时数 连续型变量			
<i>Prs</i>	气压 连续型变量			
<i>PRE</i>	降水量 连续型变量			
<i>lngdp</i>	区县GDP 连续型变量,取对数			
<i>ln Financere</i>	区县财政收入 连续型变量,取对数			
前定变量	<i>Preterrains</i>	区县坡度交乘时间 <i>i</i> 次项(<i>i</i> =1,2,3) 连续型变量		
	<i>PreInitiali</i>	区县初始PM _{2.5} 水平(取对数)交乘时间 <i>i</i> 次项(<i>i</i> =1,2,3) 连续型变量		
	<i>PreSupporti</i>	区县财政环境保护支出占比交乘时间 <i>i</i> 次项(<i>i</i> =1,2,3) 连续型变量		
机制变量	<i>PM_{2.5}</i>	客观环境质量指标:区县年平均PM _{2.5} 浓度 连续型变量		
	<i>ln Inversion</i>	客观环境质量指标:相关城市逆温天数 连续型变量,取对数		
	<i>ln fee</i>	绿色财政支持:使用相关城市政府节能环保支出衡量 连续型变量,取对数		
	<i>evaluation</i>	居民制度信任:使用CFPS中居民对政府尽责程度的评价衡量 0—5:比之前更糟糕→有很大成绩		
调节变量	<i>trust1</i>	亲缘信任 0—10:非常不信任→非常信任		
	<i>trust2</i>	熟人信任 0—10:非常不信任→非常信任		
	<i>trust3</i>	社会信任 0—10:非常不信任→非常信任		
	<i>Green1</i>	绿色信贷 该省环保项目信贷总额/全省信贷总额		
	<i>Green2</i>	绿色投资 环境污染治理投资/GDP		
	<i>Green3</i>	绿色保险 环境污染责任保险收入/总保费收入		
	<i>Green4</i>	绿色债券 绿色债券发行总额/所有债券发行总额		
	<i>Green5</i>	绿色支持 财政环境保护支出/财政一般预算支出		
	<i>Green6</i>	绿色基金 绿色基金总市值/所有基金总市值		
<i>Green7</i>	绿色权益 碳交易、用能权交易、排污权交易/权益市场交易总额			
	<i>Green</i>	绿色总金融指数 以上七个指标通过熵值法合成		
福利分析 检验变量	<i>health</i>	自评健康 1=比较健康;0=不健康		
	<i>upset</i>	使用沮丧程度衡量心理健康 1=健康;0=不健康		

表2 变量描述性统计

变量	样本量	均值	标准差	最小值	最大值
<i>Environment</i>	22050	6.511	2.738	0	10
<i>urban</i>	22050	0.418	0.493	0	1
<i>gender</i>	22050	0.609	0.488	0	1
<i>age</i>	22050	46.300	11.100	16	86
<i>height</i>	22050	165.100	7.754	100	195
<i>weight</i>	22050	128.000	22.570	43	300
<i>spouse</i>	22050	0.928	0.258	0	1
<i>eduy_im</i>	22050	8.280	4.197	0	19
<i>income</i>	22050	2.705	0.982	1	5
<i>BMI</i>	22050	23.410	3.371	9.200	53.90
<i>health</i>	22050	0.733	0.443	0	1
<i>status</i>	22049	3.022	1.002	1	5
<i>employ</i>	22050	0.995	0.074	0	1
<i>tem</i>	22050	13.670	4.702	-2.950	24.840
<i>wind</i>	22050	2.191	0.538	0.989	4.569
<i>rhu</i>	22050	67.180	8.666	44.950	86.030
<i>ssd</i>	22050	2077	483.600	736.500	3486
<i>Prs</i>	22050	958.200	67.120	772.800	1017
<i>PRE</i>	22050	907.100	510.100	167.300	2931
<i>ln gdp</i>	22050	14.326	1.246	4.409	18.700
<i>ln Financere</i>	22050	6.773	1.396	3.362	11.587
<i>Preterrain3</i>	22050	275.300	532.800	0.017	4088
<i>Preterrain2</i>	22050	33.660	56.210	0.008	408.800
<i>Preterrain1</i>	22050	4.591	6.264	0.004	40.880
<i>PreInitial3</i>	22050	1393.987	1425.169	24.470	4575.777
<i>PreInitial2</i>	22050	170.375	135.595	12.235	457.578
<i>PreInitial1</i>	22050	23.233	11.231	6.118	45.758
<i>PreSupport3</i>	22050	2.525	3.104	0.093	22.073
<i>PreSupport2</i>	22050	0.309	0.309	0.005	2.207
<i>PreSupport1</i>	22050	0.042	0.030	0.002	0.220
<i>PM_{2.5}</i>	1440	43.450	16.660	5.550	119.100
<i>ln Inversion</i>	1440	5.115	0.625	0	5.799
<i>ln fee</i>	1188	11.847	1.255	8.575	15.338
<i>evaluation</i>	22050	3.447	0.909	1	5
<i>trust1</i>	21660	9.360	1.375	0	10
<i>trust2</i>	21660	6.719	2.100	0	10
<i>trust3</i>	21660	2.090	2.101	0	10
<i>Green1</i>	22050	0.059	0.021	0.007	0.124
<i>Green2</i>	22050	0.015	0.006	0.002	0.034
<i>Green3</i>	22050	0.027	0.010	0.004	0.056
<i>Green4</i>	22050	0.009	0.004	0.001	0.024
<i>Green5</i>	22050	0.009	0.004	0.001	0.029
<i>Green6</i>	22050	0.058	0.020	0.007	0.119
<i>Green7</i>	22050	0.029	0.012	0.003	0.082
<i>Green</i>	22050	0.397	0.119	0.067	0.640
<i>upset</i>	22050	0.894	0.308	0	1

五、实证结果与分析

(一)基准回归结果分析

表3展示了基于强度双重差分模型的基准回归结果。列(1)仅控制了个体、时间和区县三项固定效应,列(2)增加控制了个体层面的控制变量,列(3)进而对区县层面的变量进行控制。所有回归分析的标准误均被聚类于个体层面。从列(3)所示的结果可以看出,相关系数 β 在1%的水平上显著且为负,说明环境保护税的实施对居民的环境风险感知有显著的改善作用,假说一得以验证。

表3 环境保护税实施对居民环境风险感知的影响

变量	(1)	(2)	(3)
$treat_{ic} \times post_t$	-0.216*** (0.071)	-0.209*** (0.070)	-0.225*** (0.075)
常数项	6.561*** (0.016)	4.182 (4.848)	8.252 (8.893)
个体控制变量	未控制	控制	控制
区县控制变量	未控制	未控制	控制
个体固定效应	控制	控制	控制
区县固定效应	控制	控制	控制
年份固定效应	控制	控制	控制
观测值	22050	22049	22049
R ²	0.399	0.401	0.403

注: *、**、***表示10%、5%、1%水平显著,括号内为聚类到个体层面的稳健标准误,后表同。

(二)稳健性检验

1.平行趋势检验

双重差分法有效的一个重要前提条件是实验组和控制组在政策实施前的居民环境风险感知必须满足平行趋势,这意味着,在控制式(1)中的相关变量和固定效应后,不同环境保护税税率地区的居民环境风险感知在政策实施前应满足平行趋势假设,即保持一致的波动趋势。为验证这一假设成立,本文采用事件研究法构建以下模型:

$$Environment_{ict} = \alpha + \sum_{2014}^{2020} \beta_t DID_{ict} + \phi X_{ict} + \lambda_i + \sigma_c + \mu_t + \varepsilon_{ict} \quad (2)$$

由于《中华人民共和国环境保护税法》于2016年12月25日由第十二届全国人大常委会第二十五次会议通过,并于2018年1月1日起正式施行,为了观察居民是否存在预期效应且样本时间区间第一期(2012年)样本数据对后续趋势变化影响不大,因此我们选择第一期作为基期。其他变量定义与式(1)相同, β_t 表示各个时期处理组和对照组之间居民环境风险感知的差异,基于表4的平行趋势检验结果可知,估计系数在环境保护税政策实施之前经历了先

逆向显著后不具有统计显著性的变化,但在环境保护税政策实施之后估计系数均为负且在5%的水平上显著,满足平行趋势假设。为了深入检验平行趋势假设的有效性,本文制作了95%置信区间内的估计结果图,图1所呈现的结果表明,在环境保护税政策生效前,处理组与对照组之间的居民环境风险感知没有明显变化,通过了平行趋势检验。在环境保护税政策实施之后,处理组相对于对照组居民环境风险感知显著下降,且幅度逐渐加大。说明环境保护税政策的实施显著改善了居民的环境感知,且政策效应随着时间的推移有所加强。

表4 平行趋势检验

变量	Environment
$treat_{ic} \times cyear_{2014}$	0.204* (0.111)
$treat_{ic} \times cyear_{2016}$	-0.130 (0.111)
$treat_{ic} \times cyear_{2018}$	-0.228** (0.114)
$treat_{ic} \times cyear_{2020}$	-0.278** (0.119)
常数项	8.691 (7.698)
个体控制变量	控制
区县控制变量	控制
个体固定效应	控制
区县固定效应	控制
年份固定效应	控制
观测值	22049
R ²	0.097

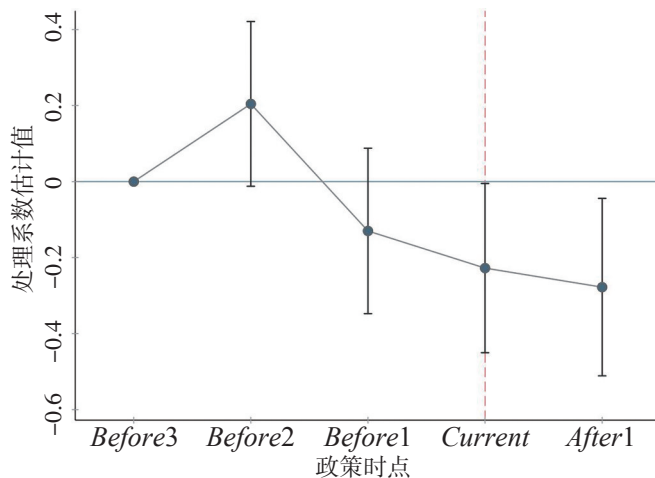


图1 平行趋势检验

2. 预期效应检验

本文采用环境保护税政策作为一个准自然实验,基于该政策效应的随机性,前提是在政策执行前,各区县居民并未能预见到政策可能带来的影响。借鉴Lu等(2017)的方法,本文在

基准模型(1)中分别加入 $treat_{ic} \times post2016_t$ 和 $treat_{ic} \times post2014_t$ 进行单独回归,然后分别研究各个区县的居民在2014年和2016年是否存在预期效应。其中,本文对于 $post2014_t$ 与 $post2016_t$ 的定义如下:如果年份大于等于2014年或2016年,则将该变量设为1;否则为0。通过回归分析,如果发现这一变量的系数具有显著性,则意味着居民在政策实施之前就已对政策可能带来的影响有所预期。表5的列(1)和列(2)所展示的结果显示, $treat_{ic} \times post2014_t$ 的系数不显著,且核心变量 $treat_{ic} \times post_t$ 的系数保持显著并与基准回归方向一致。但是, $treat_{ic} \times post2016_t$ 的系数显著,且核心变量 $treat_{ic} \times post_t$ 不再显著,证明了2016年后政策实际具有预期效应,这也与“2016年底通过,2018年初正式施行”的实际情况相符。

表5 预期效应检验、安慰剂检验和添加前定变量

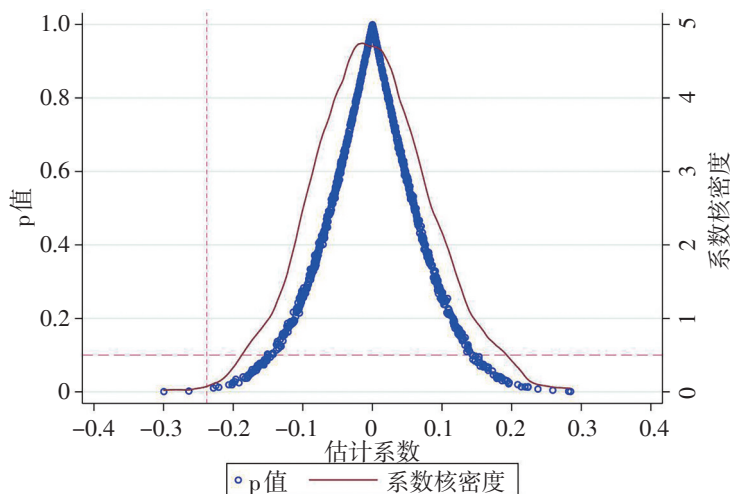
	(1)	(2)	(3)	(4)
	预期效应检验		安慰剂检验	添加前定变量
$treat_{ic} \times post_t$	-0.262*** (0.079)	-0.108 (0.089)	0.225* (0.117)	-0.239*** (0.086)
$treat_{ic} \times post2014_t$	0.124 (0.101)			
$treat_{ic} \times post2016_t$		-0.194** (0.091)		
常数项	7.704 (8.898)	9.008 (8.896)	-29.030 (47.350)	11.530 (9.387)
个体控制变量	控制	控制	控制	控制
区县控制变量	控制	控制	控制	控制
个体固定效应	控制	控制	控制	控制
区县固定效应	控制	控制	控制	控制
年份固定效应	控制	控制	控制	控制
观测值	22049	22049	13230	22049
R ²	0.403	0.403	0.522	0.404

3.安慰剂检验

为了进一步排除其他随机因素对估计结果的干扰,本文分别从伪政策时点和伪处理组两个角度构造反事实检验:首先,通过构造伪政策时点来进行安慰剂检验,将环境保护税政策的实施时间提前到2014年构造伪实施年份。为防止真正实施年份及其之后的观测值影响伪实施的估计结果,我们删掉了真正实施年份后的样本。如表5列(3)所示,逆向显著的回归系数证明了基准回归结果的稳健性。

为了进一步排除其他不可观测的随时间变化的个体特征对估计结果的影响,确保研究结论的稳健性,本文参考Li等(2016)的思路将样本进行随机分组构造伪处理样本。首先,通过

随机产生处理组的方法构造伪处理样本,其次,使用双重差分法对随机产生的伪处理组进行回归。为了提高安慰剂检验的识别率,我们将上述操作进行了1000次重复,图2呈现了安慰剂检验的估计系数与p值的分布情况。从图中结果可以看出,随机分配的估计系数大多分布在零附近,而且大部分估计值的p值超过0.1(在10%的显著性水平下不显著),这表明我们的估计结果不太可能是随机事件的结果,也不太可能受到其他政策变动或偶然因素的干扰。



注:本图展示了进行1000次安慰剂检验得到的估计系数和p值的分布,垂直红色虚线代表基准回归估计系数大小-0.225,水平红色虚线代表p值为0.1。

图2 安慰剂检验(随机分组)

4.加入前定变量

为有效识别环境保护税与居民环境风险感知的因果效应,本文参考余锦亮(2022)的做法,在回归方程中加入区县的平均坡度、初始PM_{2.5}水平、初始财政环境保护支出占比三个指标作为前定变量来避免其他与当地污染水平相关的对政策实施产生影响的内生性干扰。同时为了控制时变因素,我们进一步采用时间趋势的1—3阶项与前定变量进行交乘。表5列(4)报告了在原有控制变量基础上控制前定变量的结果,可以看出,在控制了前定变量后,回归结果依旧稳健。

5.调整聚类层级

在基准回归中,本文将稳健标准误聚类至个体层面,以控制同一个体在不同时点上环境风险感知的相关性。然而,考虑到个体之间并非完全相互独立,位于同一区县的个体由于有着相同的环境体验和气象体验等,环境风险感知可能也存在相关性。因此,将聚类稳健标准误的层级调整为区县层面,调整聚类层级的回归结果见表6列(1)。实证结果显示,环境保护税政策仍然能够显著地改善居民的环境风险感知,证实了本文主要结论是稳健的。

表6 调整聚类层级与更换被解释变量

	(1)	(2)	(3)	(4)
	调整聚类层面	更换被解释变量		
	<i>Environment</i>	<i>baiduIndexAVG</i> 总指数	<i>baiduIndexPC</i> PC端指数	<i>baiduIndexMB</i> 手机端指数
$treat_{ic} \times post_t$	-0.225* (0.120)	-0.208*** (0.052)	-0.209*** (0.043)	-0.195*** (0.061)
常数项	8.252 (12.750)	3.719 (5.265)	2.932 (4.316)	4.028 (6.108)
个体控制变量	控制	未控制	未控制	未控制
区县控制变量	控制	控制	控制	控制
区县固定效应	控制	控制	控制	控制
年份固定效应	控制	控制	控制	控制
观测值	22049	1440	1440	1440
R ²	0.403	0.842	0.894	0.787

注: *、**、***表示 10%、5%、1% 水平显著, (1)—(4)列括号内为聚类到区县层面的稳健标准误。

6. 更换被解释变量

进一步使用百度雾霾搜索指数替代被解释变量来验证本文结论的稳健性。具体而言,我们选用“雾霾”作为搜索关键词,原因在于PM_{2.5}污染浓度与空气质量指数(AQI)的相关性高达0.927,使得雾霾污染成为了衡量空气质量的一个极好的指标。同时,由于雾霾天气更容易被人探知,与其他环境相关的关键词如“环境污染”相比,“雾霾”能够吸引更多公众关注(Guo et al., 2020)。因此,网民对雾霾的关注度很大程度上可以代表公众对环境整体关注度。百度指数按照搜索途径的不同,分为三大类:总体搜索指数、电脑端搜索指数和手机端搜索指数,其中前者来源于后两者的加权求和。本部分采用三个雾霾搜索指数作为被解释变量。回归结果见表6列(2)—(4),无论是从各端的分指数还是合并的总指数来看,环境保护税对居民的环境风险感知具有显著的改善作用,再次证明本文的主要结论是稳健的。

7. 替换处理组

考虑到环境保护税征收后,部分省份进行了“税负提升”,而剩余省份则进行了“税负平移”,这种征收标准变化的差异可能会影响个体的环境风险感知。相对于那些只是平移了原有排污费标准的地区,提高了征收标准的地区则直接受到环境保护税的政策冲击。因此我们将实施“税负提升”的区域作为处理组,将进行“税负平移”的区域作为对照组进行稳健性检验。由于云南省和内蒙古自治区在2018年“税负平移”后,于2019年上调了税率,故在回归中予以剔除。表7列(1)的回归结果显示,在替换处理组之后,环境保护税政策仍旧显著改善居民的环境风险感知,证实了本文的主要结论是稳健的。

8. 排除同期政策的干扰

除环境保护税的开征外,我国在2017年出台了其他环境政策,主要包括《京津冀及周边

地区2017—2018年秋冬季大气污染综合治理攻坚行动方案》和《“十三五”挥发性有机物污染防治工作方案》。本文在控制上述政策影响后重新进行回归。回归结果如表7列(2)和列(3)所示,结果显示,在剔除同期政策的干扰之后,环境保护税政策仍旧显著改善了居民的环境风险感知,证实了本文的主要结论是稳健的。

表7 替换处理组与排除同期政策的干扰

	(1)	(2)	(3)
	替换处理组	排除“2+26”城市群相关样本	控制《“十三五”挥发性有机物污染防治工作方案》涉及区域的样本
$treat_{ic} \times post_t$	-0.187** (0.076)	-0.229*** (0.081)	-0.225*** (0.075)
常数项	0.154 (9.557)	17.300* (10.260)	8.252 (8.893)
个体控制变量	控制	控制	控制
区县控制变量	控制	控制	控制
个体固定效应	控制	控制	控制
区县固定效应	控制	控制	控制
年份固定效应	控制	控制	控制
观测值	20934	18758	22049
R ²	0.407	0.400	0.403

注: *、**、***表示 10%、5%、1% 水平显著, 括号内为聚类到个体层面的稳健标准误, 后表同。

9. 工具变量法

由于本文采取强度双重差分来验证环境保护税对居民环境感知能力的因果效应, 考虑到我们构建的环境保护税征税强度指标在作为解释变量时, 地区环境规制强度本身也可能会对地区内居民环境风险感知能力产生直接影响。虽然现有研究常采用地区空气流通系数作为环境规制的工具变量(杜龙政等, 2019), 但考虑到环境保护税作为独立绿色税制的特殊性, 本文创新性地以区县环境保护税税率与空气流通系数的比值作为工具变量。这一设计具有以下理论依据: 首先, 根据环境保护法规定, 地方环境保护税税率的确定兼具自主性和适配性, 即各地区在制定税率时既考虑本地环境状况和经济发展水平, 又与当地环境规制强度相匹配; 其次, 空气流通系数作为反映环境规制水平的有效指标, 其取值主要受区域气候等自然因素影响, 在控制污染物排放量的前提下, 空气流通系数较低的地区往往实施更严格的环境管制(杜龙政等, 2019); 最后, 空气流通系数除通过环境规制渠道外, 不存在其他影响居民环境风险感知的传导路径。因此, 本文构建的工具变量不仅有效解决了内生性问题, 同时满足了外生性要求。

利用欧洲中期天气预报中心(ECMWF)的ERA-Interim数据库, 本文计算处理获得各区县各年的空气流通系数。然后, 根据国家公布的各地区环境保护税税率, 将其匹配到相应的区

县,进而对环境保护税率和空气流通系数分别取对数,最后使用二者比值作为工具变量进行回归。

表8列(1)汇报了两阶段最小二乘中第一阶段的回归结果,结果显示工具变量与地区环境保护税征税强度具有显著的正向相关关系。列(2)汇报了2SLS的回归结果,回归系数显著为负,说明环境保护税显著改善了居民的环境风险感知能力,再次证实了本文的主要结论的稳健性。

表8 工具变量检验

	(1)	(2)
	$treat_{ic} \times post_t$	<i>Environment</i>
IV_{ict}	12.930*** (1.407)	
$treat_{ic} \times post_t$		-2.220* (1.289)
Cragg-Donald Wald F statistic		68.130
Kleibergen-Paap rk Wald F statistic		84.507
控制变量	控制	控制
个体固定效应	控制	控制
区县固定效应	控制	控制
时间固定效应	控制	控制
观测值	22049	22049
R ²	0.712	
第一阶段F值	153.64	
P值	0.000	0.085

(三)异质性分析

根据叶林祥和张尉(2020)的定义,现实的环境污染并非居民实际感知到的污染状况,还缺少了心理因素。由于个体特征差异会显著影响居民对环境风险的认知和判断,即使处于相同的客观环境条件下,不同个体对空气污染的敏感度、理解度及主观判断也存在系统性差异。因此,本文从个体异质性视角切入,深入探讨环境保护税对居民环境风险感知的差异化影响。

1.基于不同认知水平群体的异质性研究

认知灵活性理论认为,对事物看法极端的人,即使有外力的推动也难以在短期内根据外界环境变化而改变自己的态度和看法,但是态度中立的人,则更容易受到人际关系、工作情境、社会环境等客观因素的影响而改变自身的认知、态度和行为(Robert & Susan, 2000)。通过分析居民环境风险感知的结构可知,对环境问题的严重程度评分在0—3分的群体与评分在8—10分的群体均属于极端群体,评分处于4—7分的群体属于中间群体。为此,我们按照居民期初(2012年)对于当地环境问题严重程度的评分将居民分为三组——低环境风险判断者(环境问题的严重程度评分在0—3分)、中间群体(环境问题的严重程度评分处于4—7分)和高环境风

险判断者(环境问题的严重程度评分处于8—10分)。表9的列(1)、列(2)和列(3)报告了环境保护税政策的实施对三个群体的影响系数,结果显示中间群体受到的影响更加显著。

表9 基于不同认知群体的异质性回归

	(1)	(2)	(3)
	低环境风险判断者	中间群体	高环境风险判断者
$treat_{ic} \times post_t$	-0.040 (0.181)	-0.221** (0.103)	-0.209 (0.168)
常数项	23.370 (19.260)	13.500 (11.220)	-0.153 (15.310)
个体控制变量	控制	控制	控制
区县控制变量	控制	控制	控制
个体固定效应	控制	控制	控制
区县固定效应	控制	控制	控制
年份固定效应	控制	控制	控制
观测值	4359	10624	7065
R ²	0.534	0.367	0.423

2. 基于社会地位异质性的研究

本节对居民的社会地位状况进行了异质性分组。表10的列(1)和列(2)展示了环境保护税政策对居民环境风险感知的影响基于所处社会地位异质性的估计结果,可以看出环境保护税政策显著改善了高社会地位居民的环境风险感知,而对低社会地位居民的改善效果没那么明显。可能的原因是高社会地位的居民会参与一些环境政策的商讨,同时他们对于国家政策的颁布和实施更关注和信赖,因此受到环境保护税政策的影响更大。

表10 基于社会地位和健康状况异质性的回归

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	低社会地位 ($status < 4$)	高社会地位 ($status \geq 4$)	身体健康 ($health = 1$)	身体不太健康 ($health = 0$)	肥胖 ($degree = 1$)	正常 ($degree = 0$)
$treat_{ic} \times post_t$	-0.137 (0.089)	-0.394** (0.196)	-0.325*** (0.090)	-0.118 (0.177)	0.410 (0.550)	-0.222*** (0.077)
常数项	14.930 (11.260)	-0.608 (23.190)	5.408 (10.640)	-2.063 (20.817)	51.510 (64.470)	7.281 (8.341)
个体控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制
区县控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制
个体固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
区县固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
年份固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
观测值	16273	5777	16155	5894	836	21213
R ²	0.465	0.582	0.449	0.568	0.616	0.405

3.基于健康状况的异质性研究

本节对居民的健康状况进行了异质性分组。除了使用居民的自评健康指标,还使用了基于BMI衡量的居民肥胖状态,将BMI大于或等于30定义为肥胖(Deschenes et al., 2020)。表10的列(3)和列(4)展示了基于自评健康的异质性估计结果,可以看出环境保护税政策显著改善了相对健康居民的环境风险感知,但是对相对不太健康居民的环境风险感知影响不显著。可能的原因是本来就不健康的居民更加关注于自己的疾病状况,反而减弱了对于环境风险方面的感知。同时,表10的列(5)和列(6)展示了环境保护税政策对居民环境风险感知的影响基于肥胖状态的异质性估计结果,可以看出环境保护税政策显著改善了正常身材居民的环境风险感知,但是对肥胖居民的环境风险感知影响不显著。可能的原因是肥胖的居民平时外出和锻炼频率较低,对于外界的环境接触机会相对较少;身材正常的居民外出和锻炼频率较高,接触外界环境的机会更多,对于环境变化的感知更强。

(四)影响机制分析

基准回归分析发现,环境保护税政策的实施有利于改善居民的环境风险感知。本文基于实证分析对环境保护税政策改善居民环境风险感知的内在机制进行检验,主要表现为客观环境质量改善效应、绿色财政支持增加效应和居民制度信任提升效应。

1.客观环境质量改善效应

环境风险感知实际上反映了人们对环境污染的个人主观体验,而环境污染的客观严重程度切实影响居民的环境风险感知。因而,当地的环境质量变化对于居民的环境感知有着直接的影响。本文选取所有样本居民所在区县的PM_{2.5}浓度变化作为衡量当地环境质量变化的指标。PM_{2.5}是空气污染的代名词,以粒径小于或等于2.5 μm 的颗粒物作为衡量指标,其特点是粒径小,携带大量有毒有害物质,能更准确地反映空气质量。已有研究表明,空气污染主要表现为可吸入颗粒物的积聚,其很容易被人们探查得到(Hyslop, 2009),且与居民的环境风险感知高度相关。本文参考张广来和张宁(2022)的做法,对PM_{2.5}浓度缩小100倍后再进行回归。表11列(1)报告了环境保护税的客观环境质量改善效应。结果显示,环境保护税政策的实施显著地降低了居民所在区县PM_{2.5}浓度,显著地改善了被采访居民周边的客观环境质量,进而改善了居民的环境风险感知,假说二得以验证。为了增加文章结论的准确性,本文选用逆温作为空气污染的代理变量,再次进行回归检验。由表11列(2)的回归结果可知,环境保护税政策的实施显著减少了调查区县所在城市的逆温天数,对于空气污染有着明显的改善作用,进而改善了居民的环境风险感知。

表 11

机制分析

	(1)	(2)	(3)	(4)
	客观环境质量改善效应		绿色财政支持增加效应	居民制度信任提升效应
	$PM_{2.5}/100$	$\ln Inversion$	$\ln fee$	$evaluation$
$treat_{ic} \times post_t$	-0.043*** (0.008)	-0.0173* (0.010)	0.146** (0.068)	0.088*** (0.025)
常数项	0.444*** (0.002)	7.761*** (1.466)	12.939** (4.953)	2.056 (2.918)
个体控制变量	未控制	未控制	未控制	控制
个体固定效应	未控制	未控制	未控制	控制
区县控制变量	控制	控制	控制	控制
区县固定效应	控制	控制	控制	控制
年份固定效应	控制	控制	控制	控制
观测值	1440	1440	1188	22049
R ²	0.923	0.985	0.935	0.432

注：*、**、***表示 10%、5%、1% 水平显著，(1)—(3)列括号内为聚类到区县层面的稳健标准误，列(4)括号内为聚类到个体层面的稳健标准误。

2.绿色财政支持增加效应

环境保护税的有效征收为政府提供了稳定的环境保护资金来源,这些资金被用于环境保护和生态修复项目,直接改善了居民的生活环境,减少了对环境风险的担忧。同时,财政支持下的环境保护税加大了环境监管和执法力度,提高了环境监管的效率和效果,增强了居民对环境安全的信心。在政府的环保投入中,节能环保支出占比最大、透明度最高,可以有效地评估地方政府在环境治理方面的重视程度和努力水平。地级市节能环保支出是指地级市在一般公共预算支出中,专门用于节能环保领域的资金分配和使用,旨在推动地级市在环保、节能降耗以及资源回收利用等领域采取行动,促进可持续发展。政府的节能环保支出可以用于政府绿色采购政策,优先购买节能环保产品,推动绿色消费。表11列(3)报告了环境保护税的绿色财政支持增加效应。结果显示,环境保护税的实施确实助力了地方政府节能环保支出的增加,增强了政府在环境保护方面的投入能力,有助于形成政府、企业和公众共同参与的节能环保格局,推动经济社会发展方式向绿色低碳转型。这不仅会真实改善当地的客观环境质量,更会让居民对于未来的环境质量优化充满希望,进而从两个方面改善居民的环境风险感知,假说三得以验证。

3.居民制度信任提升效应

面对日益严峻的环境污染难题,政府的积极应对可以被描述为一种主动、果断且富有前瞻性的策略行动,它体现了政府在面对环境污染挑战和问题时所采取的一系列迅速、有效和系统性的措施。这种应对方式不仅展示了政府对形势的敏锐洞察力,也彰显了其解决问题的决心和能力。不同程度环境污染的变化将作为公众判断地方政府环境治理的依据,这就导致居民的环境风险感知成为影响其评价政府环保工作的一个重要因素。如果公众认可政府的

环保工作,那么公众对当地环境质量必然持肯定态度。相反,如果公众从不同的渠道了解到客观环境问题及其危害,他们会期待政府采取行动,进而影响到对政府环保工作的评价。强有力的环境规制可以增加公众对政府的信任,即制度信任(陈刚、李树,2012),居民相信政府会严格按照规章制度来惩治环境污染,以负责任的态度解决环境问题。良好的制度信任更有利于改善政府与公众之间的关系,从而促进公众对政府的积极期待,提高公众对政府的信心和依赖性,最终改善居民的环境风险感知。本文选取CFPS问卷里居民对政府尽责程度的评价作为衡量居民制度信任的指标。表11列(4)报告了环境保护税的居民制度信任提升效应。结果显示,环境保护税政策的实施显著地提高了居民对于政府尽责程度的评价,即居民的政府制度信任显著提高。Carlton和Jacobson(2013)、王刚和宋锴业(2018)发现,公众对地方政府制度信任水平越高,其环境风险感知越低。由此可见,环境保护税的实施确实可以提高居民的政府制度信任,进而改善居民的环境风险感知,假说四得以验证。

六、进一步分析

(一)社会信任水平的调节效应分析

社会信任作为一种社会交往中的非正式制度,会对政策执行的效果具有以下三种潜在影响:第一,在信任水平较高的地区,通常会存在更多的规范和约束,这些约束和规范不仅有助于减少政府腐败、社会暴力等社会问题,而且为环境规制的实施创造了关键的软环境,有利于其顺畅实施;第二,信任度较高的地区,公众会有更强的合作意识和更严格的监督需求,会更加积极参与政策的实施,这对政策的实施效果会有一定的强化作用,进而提高制度质量,推动政策更好地实施;第三,在信任度较高的区域,政府与民众之间的沟通更为高效。政府往往能更快地解答民众对政策的疑问,更迅速地公开信息,从而降低由信息不对称带来的风险,减少与民众的冲突,促进地区环境规制政策的实施。因此,社会信任会在环境保护税对居民环境风险感知的影响中有着很大的调节作用。

关于社会信任的衡量标准,本文将CFPS数据库中“对陌生人的信任度”作为社会信任的调节变量,使用0—10的分值来表示不同程度的社会信任水平,以此描述社会信任的程度,剔除回答“不知道”的样本。同时,本文将“对父母的信任度”“对邻居的信任度”这两个指标分别定义为“亲缘信任”“熟人信任”,并加入调节变量的稳健性检验,进而验证社会信任调节作用的稳健性。设定模型如下:

$$Environment_{ict} = \alpha + \beta DID_{ict} + \delta DID_{ict} \times Trust_{ict} + \phi X_{ict} + \lambda_i + \sigma_c + \mu_t + \varepsilon_{ict} \quad (3)$$

由表12可知, $treat_{ic} \times post_t \times trust3_{ict}$ 的系数显著为负,证明社会信任在环境保护税对居民环境风险感知的影响中存在显著的正向调节效应。同时, $treat_{ic} \times post_t \times trust1_{ict}$ 和 $treat_{ic} \times post_t \times trust2_{ict}$ 的系数不显著,证明了在信任体系中社会信任在环境保护税影响居民

环境风险感知过程中的稳健调节作用。

表 12 信任的调节效应检验

	(1)	(2)	(3)
	亲缘信任	熟人信任	社会信任
$treat_{ic} \times post_t \times trust1_{ict}$	0.016 (0.034)		
$treat_{ic} \times post_t \times trust2_{ict}$		0.022 (0.023)	
$treat_{ic} \times post_t \times trust3_{ict}$			-0.060*** (0.021)
$treat_{ic} \times post_t$	-0.231*** (0.076)	-0.232*** (0.076)	-0.226*** (0.076)
常数项	10.000 (8.988)	9.726 (8.981)	9.282 (8.997)
个体控制变量	控制	控制	控制
区县控制变量	控制	控制	控制
个体固定效应	控制	控制	控制
区县固定效应	控制	控制	控制
年份固定效应	控制	控制	控制
观测值	21659	21659	21659
R ²	0.402	0.402	0.402

注：*、**、***表示 10%、5%、1% 水平显著，括号内为聚类到个体层面的稳健标准误，后表同。

(二)绿色金融水平的调节效应分析

绿色金融是为了应对不断加剧的资源环境压力而设计的一种专门金融制度,强调在资金配置决策中充分考虑与环境相关的潜在收益、成本和风险,旨在推动经济和社会的稳定与健康增长(谢乔昕,2021)。根据 G20 绿色金融研究小组 2016 年的定义,绿色金融指的是那些能够带来环境效益、助力可持续发展的金融投资与融资行为。一个地区绿色金融水平对于当地环境规制的实施效果有着很大的影响。第一,根据可持续发展理论,绿色金融要求商业银行在提供投融资服务时,全面考虑经济、环境和社会的效益。因此,绿色金融的发展为企业提供更强有力的资金支持,特别是对于企业在绿色技术方面的创新项目,有助于环境规制的顺利开展。在融资约束条件给定的情况下,这种额外的支持使企业能够更充分地技术创新活动提供资金支持,进而对企业的整体生产和管理活动产生积极影响,对于绿色治理的推进有着更好的后备支持。第二,绿色金融通过向那些在环境保护和社会责任感方面表现出色的企业提供资金支持,增强了企业参与环保活动的动力,从而提高了整个社会层面对于“绿水青山”的追求。因此,地区绿色金融水平会在环境保护税对居民环境风险感知的影响中有着很大的调节作用。

关于地区绿色金融水平的衡量标准,本文参考岳永生(2019)的做法,结合中国人民银行、统计局、科技部等权威机构网站以及各种统计年鉴的数据,选用七个分指标,最后采用熵值法测算中国各地级市的绿色金融指数数据,进而匹配到居民样本所在的区县。由于前文稳健性

检验使用了“绿色支持”指标,本节调节效应检验不再重复使用该指标,仅使用总指标和其他六个分指标进行地区绿色金融水平的调节效应检验。同时,鉴于六个分指数属于比值,数值过小,将这六大分指数放大100倍后再进行回归。设定模型如下:

$$Environment_{ict} = \alpha + \beta DID_{ict} + \delta DID_{ict} \times Green_{ict} + \phi X_{ict} + \lambda_i + \sigma_c + \mu_t + \varepsilon_{ict} \quad (4)$$

由表13可知, $treat_{ic} \times post_t \times Green_{ict}$ 的系数显著为负,证明绿色金融总水平在环境保护税对居民环境风险感知的影响中存在正向调节效应。同时,六大分指数的系数也均显著为负,说明地区绿色金融水平在环境保护税对于居民环境风险感知的影响中存在全面的正向调节效应。这也验证了绿色金融政策和环境保护税的绿色协同作用,为我国后续的绿色发展提供了新的启示。

表13 地区绿色金融水平的调节能力分析

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
$treat_{ic} \times post_t \times Green_{ict}$ (绿色金融总指数)	-1.758*** (0.411)						
$treat_{ic} \times post_t \times Green1_{ict}$ (绿色信贷)		-0.086*** (0.021)					
$treat_{ic} \times post_t \times Green2_{ict}$ (绿色投资)			-0.237*** (0.082)				
$treat_{ic} \times post_t \times Green3_{ict}$ (绿色保险)				-0.171*** (0.044)			
$treat_{ic} \times post_t \times Green4_{ict}$ (绿色债券)					-0.406*** (0.112)		
$treat_{ic} \times post_t \times Green6_{ict}$ (绿色基金)						-0.090*** (0.023)	
$treat_{ic} \times post_t \times Green7_{ict}$ (绿色权益)							-0.078** (0.039)
$treat_{ic} \times post_t$	-0.223*** (0.075)	-0.212*** (0.075)	-0.223*** (0.075)	-0.209*** (0.075)	-0.213*** (0.075)	-0.233*** (0.075)	-0.229*** (0.075)
常数项	17.350* (9.074)	13.980 (8.985)	12.690 (9.005)	13.350 (8.978)	14.650 (9.035)	14.610 (9.006)	11.220 (9.007)
个体控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
区县控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
个体固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
区县固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
年份固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
观测值	22049	22049	22049	22049	22049	22049	22049
R ²	0.403	0.403	0.403	0.403	0.403	0.403	0.403

(三)环境保护税的健康福利效应分析

多项研究表明主观感知的环境可以体现出客观测量的环境未能完全捕捉的健康影响效应。由于主观感知的环境结果受个体特征、参照对象和实际使用情况等因素影响,因此,居民

风险感知会受到自身健康影响的冲击。当居民在自身健康状况变差的时候,会将病因和周边的环境质量相互联系,进而使得其环境风险感知更加差。关于“环境风险感知”的早期研究主要聚焦在风险心理学领域,张海燕等(2010)基于心理测量范式揭示了人自身的心理活动会影响他们的环境风险感知,相对抑郁和焦虑的个体对于相同的环境状况也会有更差的感知。所以,环境保护税还有可能通过影响居民的健康状况进而改善居民的环境风险感知。本文进一步探讨环境保护税对居民生理健康和心理健康的影响。

本文采用自评健康作为居民健康水平的衡量指标。CFPS的问卷中受访者根据自己的健康状况在1—5作出选择,1代表非常健康,2代表很健康,3代表比较健康,4代表一般,5代表不健康。为了方便分析,本文利用现有的问卷信息重新构建了一个用于自我评估身体健康的虚拟变量。将问卷中回答为“一般”和“不健康”归类为身体较差,赋值为0;将回答为“比较健康”、“很健康”和“非常健康”归类为身体较好,赋值为1。不过,关于抑郁程度的衡量标准,CFPS在五轮调查中使用了两种测算方式。结合CFPS数据的可获得性,本文选取受访者回答“最近一个月,您感到情绪沮丧、郁闷的频率”作为居民心理健康水平的衡量指标。为了和身体健康指标保持一致的走向,对该指标重新赋值,将回答“经常有(3—4天)”与“大多数时候有(5—7天)”赋0,表示心理健康状况差;将“几乎没有(不到一天)”与“有些时候(1—2天)”赋1,表示心理健康状况优。

环境保护税政策对居民身体健康的影响报告在表14的列(1)和列(2),实证结果显示环境保护税政策显著地提高了居民的身体健康水平。环境保护税政策对居民心理健康的影响报告在表14的列(3)和列(4),实证结果显示环境保护税政策显著地降低了居民感到情绪沮丧、郁闷的频率,提高了居民的心理健康水平。

表 14 环境保护税的健康福利效应分析

	(1)	(2)	(3)	(4)
	身体健康 <i>health</i>	身体健康 <i>health</i>	心理健康 <i>upset</i>	心理健康 <i>upset</i>
$treat_{ic} \times post_t$	0.024** (0.011)	0.028** (0.011)	0.017** (0.008)	0.017* (0.009)
常数项	0.727*** (0.002)	3.819*** (1.479)	0.890*** (0.002)	0.648 (1.037)
个体控制变量	未控制	控制	未控制	控制
区县控制变量	未控制	控制	未控制	控制
个体固定效应	控制	控制	控制	控制
区县固定效应	控制	控制	控制	控制
年份固定效应	控制	控制	控制	控制
观测值	22050	22049	22050	22048
R ²	0.479	0.483	0.332	0.334

注: *health* 只在此处为被解释变量,其他回归中为个体控制变量。

七、研究结论和政策启示

(一)研究结论

环境保护税的顺利实施使得排污费实现了“费改税”平稳转化,是中国实现“绿水青山”目标的重要手段。居民的环境风险感知是民生的重要组成部分,对民生主观指标影响较大。通过环境政策改善居民环境风险感知,不仅能够推动绿色高质量发展,还将为宏观经济稳定运行提供有力支撑,具有重要的现实意义。为此,本文首先利用强度双重差分研究了环境保护税的实施对居民环境风险感知的影响效果,在此基础上,基于个人视角分析了环境保护税对居民环境风险感知的具体效应和异质性影响。研究发现:我国环境保护税政策确实能够显著改善居民环境风险感知,经过一系列检验后依旧稳健。该政策针对个人层面的不同认知水平、社会地位和健康状况的影响也存在明显差异,更显著改善了认知中间群体、高社会地位、相对健康的居民的环境风险感知,但是对认知极端群体、低社会地位、相对不健康的居民的环境风险感知影响没那么显著。机制分析揭示了环境保护税不仅通过改善客观环境质量直接改善居民的环境风险感知,还通过环境保护税税收带来的绿色财政支持增加间接改善居民的环境风险感知。此外,环境保护税公布到顺利实施的过程本身,也向公众展示了政府的积极应对姿态和尽责态度,这增强了公众对制度的信任,进而改善了他们的环境风险感知。进一步分析发现地区社会信任水平和绿色金融水平在环境保护税对居民环境风险感知的影响中有着较强的正向调节作用。同时,环境保护税的实施还会改善居民的生理健康和心理健康,有着良好的健康福利效应。

(二)政策启示

本文根据所得结论,得出如下政策启示。

第一,政府需要基于环境治理成本、环境损失和区域环境质量的动态变化,制定更加合理的环境保护税税率,壮大绿色税收体系,进一步推动客观环境质量的改善。这种动态调整的税率能够确保环境保护税紧跟环境现状,充分发挥市场在资源配置中的决定性作用,更好地激励企业和个人采取环保措施,促进环境保护再升级。同时,随着中国生态文明建设的持续深化,在不断优化环境保护税政策并赋予其更重要的角色的同时,还应进一步扩充绿色税收体系包含税种,将环境保护税、排污许可证制度、环境影响评价等政策进行有效整合,加强环境保护税和污染防治攻坚战、生态环境保护督察政策的协同互补,全力保障优质环境从奢侈品走向必需品。

第二,政府在确保环境保护税高效征收的同时,还应确保该税收收入更多地用于保障环境保护和生态治理的资源供给,充分发挥其绿色财政支持的效果,缓解中央政府对于地方节能环保支出的压力。政府在提供绿色财政支持时,应通过提高资金流向的透明度及公众知晓度,让居民能够更清楚地了解环境状况和政府的实际作为,感受到公平正义的同时增强对政府和环境政策的信任度。同时,还应将云计算、大数据、人工智能等科技手段应用到环保领

域,提高环境监管的效率和精准度,确保生态环境不因负外部性而持续恶化,促进环境保护工作的持续创新和进步。

第三,政府需要定期评估环境保护税的实施效果,根据评估结果不断优化和更新相关的细则,并提高相关信息披露的充分性和完整性以展示政府在环境治理方面取得的成效,从而增强公众对政府的制度信任。具体来说,一方面,政府应当及时向公众公开环境保护税法的动态修订情况,以此展示政府对环境状况的持续关注和积极应对的态度;另一方面,政府还应利用数字媒体和官方渠道广泛宣传实际政策效果,从而提升公众对环境保护的关注度和参与度,形成全社会共同参与的环境治理格局。

参考文献:

- [1] 陈刚,李树. 政府如何能够让人幸福?——政府质量影响居民幸福感的实证研究[J]. 管理世界, 2012, 227(08):55-67.
- [2] 陈帅,徐晋涛,张海鹏. 气候变化对中国粮食生产的影响——基于县级面板数据的实证分析[J]. 中国农村经济, 2016, 377(05):2-15.
- [3] 曹婧甜. 城镇居民环境风险感知影响因素研究[D]. 武汉:武汉大学, 2018.
- [4] 杜龙政,赵云辉,陶克涛,等. 环境规制、治理转型对绿色竞争力提升的复合效应——基于中国工业的经验证据[J]. 经济研究, 2019, 54(10):106-120.
- [5] 邓力平,朱云格,王智烜. 环境保护税的大气环境效应:RD实证研究[J]. 经济与管理评论, 2022, 38(04):5-16.
- [6] 刘金科,肖翊阳. 中国环境保护税与绿色创新:杠杆效应还是挤出效应? [J]. 经济研究, 2022, 57(01):72-88.
- [7] 卢洪友,朱耘婵. 我国环境税费政策效应分析——基于“三重红利”假设的检验[J]. 中国地质大学学报(社会科学版), 2017, 17(04):9-26.
- [8] 马蔡琛,赵笛. 构建以环境保护税为基础的绿色税收体系[J]. 税务研究, 2020(11):39-45.
- [9] 苏明,邢丽,许文,等. 推进环境保护税立法的若干看法与政策建议[J]. 财政研究, 2016(1):38-45.
- [10] 苏杨,席凯悦. 环境质量与公众认知比较:自民生指数观察[J]. 改革, 2014, 247(09):95-104.
- [11] 宋弘,罗吉罡,黄炜. 教育扶贫与人力资本积累:事实、机制与政策含义[J]. 世界经济, 2022, 45(10):3-27.
- [12] 王刚,宋锴业. 环境风险感知的影响因素和作用机理基于核风险感知的混合方法分析[J]. 社会, 2018, 38(04):212-240.
- [13] 谢乔昕. 环境规制、绿色金融发展与企业技术创新[J]. 科研管理, 2021, 42(06):65-72.
- [14] 岳永生. 绿色金融发展水平测度及比较分析——基于绿色金融改革创新试验五省区的实践经验[J]. 区域金融研究, 2019, 559(04):34-38.
- [15] 余锦亮. 异质性分权的污染效应:来自市县体制改革的证据[J]. 世界经济, 2022, 45(05):185-207.
- [16] 于佳曦,赵治成. 基于征管视角的环境保护税制度完善建议[J]. 税务研究, 2021(11):57-62.
- [17] 叶林祥,张尉. 主观空气污染、收入水平与居民幸福感[J]. 财经研究, 2020, 46(01):126-140.
- [18] 张广来,张宁. 健康中国战略背景下空气污染的心理健康效应[J]. 中国人口·资源与环境, 2022, 32(02):15-25.

- [19] 张海燕,葛怡,李凤英,等. 环境风险感知的心理测量范式研究述评[J]. 自然灾害学报,2010,19(01): 78-83.
- [20] 赵永辉,付文林,冀云阳. 分成激励、预算约束与地方政府征税行为[J]. 经济学(季刊),2020,19(01): 1-32.
- [21] 赵振智,程振,吴飞,等. 中国环境保护税法对企业劳动雇佣的影响[J]. 中国人口·资源与环境,2023, 33(01):61-73.
- [22] Bosquet, B. Environmental Tax Reform: Does It Work? A Survey of the Empirical Evidence[J]. *Ecological Economics*, 2000, 34(1): 19-32.
- [23] Bonaiuto, M., G. Carrus, H. Martorella, et al. Local Identity Processes and Environmental Attitudes in Land Use Changes: The Case of Natural Protected Areas[J]. *Journal of Economic Psychology*, 2002, 23(5): 631-653.
- [24] Carlton, S. J., S. K. Jacobson. Climate Change and Coastal Environmental Risk Perceptions in Florida[J]. *Journal of Environmental Management*, 2013, 130: 32-39.
- [25] Deschenes, O., H. X. Wang, S. Wang, et al. The Effect of Air Pollution on Body Weight and Obesity: Evidence from China[J]. *Journal of Development Economics*, 2020, 145: 102461.
- [26] Guo, M. M., Y. C. Kuai, X. Y. Liu. Stock Market Response to Environmental Policies: Evidence from Heavily Polluting Firms in China[J]. *Economic Modelling*, 2020, 86: 306-316.
- [25] Herzberg, F., B. Mausner, B. Snyderman. *The Motivation to Work* (2nd ed.)[M]. New York: John Wiley & Sons. 1959.
- [27] Huang, L., C. Rao, T. J. Kujp, et al. A Comparison of Individual Exposure, Perception, and Acceptable Levels of PM_{2.5} with Air Pollution Policy Objectives in China[J]. *Environmental Research*, 2017, 157: 78-86.
- [28] Hyslop, N. P. Impaired Visibility: The Air Pollution People See[J]. *Atmospheric Environment*, 2009, 43(1): 182-195.
- [29] Kim, M., O. Yi, H. Kim. The Role of Differences in Individual and Community Attributes in Perceived Air Quality[J]. *Science of The Total Environment*, 2012, 425(5): 20-26.
- [30] Li, P. N., Z. G. Lin, H. B. Du. Do Environmental Taxes Reduce Air Pollution? Evidence from Fossil-Fuel Power Plants in China[J]. *Journal of Environmental Management*, 2021, 295: 113112.
- [31] Li, Y., D. B. Guan, S. Tao, et al. A Review of Air Pollution Impact on Subjective Well-Being: Survey Versus Visual Psychophysics[J]. *Journal of Cleaner Production*, 2018, 184: 959-968.
- [32] Li, P., Y. Lu, J. Wang. Does Flattening Government Improve Economic Performance? Evidence from China [J]. *Journal of Development Economics*, 2016, 123(1): 18-37.
- [33] Lu, Y., Z. G. Tao, L. M. Zhu. Identifying FDI Spillovers[J]. *Journal of International Economics*, 2017, 107: 75-90.
- [34] Pigou, A. C. *The Economics of Welfare*[M]. London: Macmillan and Co, 1920.
- [35] Pu, S. S, Z. J. Shao, M. R. Fang, et al. Spatial Distribution of the Public's Risk Perception for Air Pollution: A Nationwide Study in China[J]. *Science of The Total Environment*, 2019, 655: 454-462.
- [36] Robert, N. D., N. H. Susan. Cognitive Inflexibility among Ruminators and Non-ruminators[J]. *Cognitive Therapy and Research*, 2000, 24(6): 699-771.
- [37] Xue, W., D. W. Hine, N. M. Loi, et al. Cultural Worldviews and Environmental Risk Perceptions: A Meta-analysis [J]. *Journal of Environmental Psychology*, 2014(40): 249-258.
- [38] Zhu, G. J., J. L. Li, Y. Zhang, et al. Differential Game Analysis of the Green Innovation Cooperation in Supply Chain under the Background of Dual-Driving[J]. *Mathematical Problems in Engineering*, 2021(1): 1-15.

The Impact of Environmental Policies on Residents’ Perceived Environmental Risks: Taking Environmental Protection Tax as an Example

Zhang Xiaoxiao^a, Fan Dan^{b,c}

(a: Faculty of Applied Economics, University of Chinese Academy of Social Sciences; b: Department of Economics, Dongbei University of Finance and Economics; c: Center for Econometric Analysis and Forecasting, Dongbei University of Finance and Economics)

Abstract: The implementation of environmental protection tax is not only a major strategic measure to fully implement Xi Jinping’s thought on ecological civilization and the concept of green development, but also a key environmental policy guarantee for improving people’s well-being and build a beautiful China. Based on the CFPS database, this paper uses the intensity difference-in-difference method to investigate the impact of environmental protection tax on residents’ environmental risk perception and its mechanism. The study finds that environmental protection tax significantly improves residents’ environmental risk perception, and there are obvious differences in the improvement for different groups. The intrinsic mechanism test reveals that in addition to directly improving the objective environmental quality and thus improving residents’ environmental risk perception, environmental protection tax can also indirectly improve residents’ environmental risk perception through the increase of government green financial support and the enhancement of residents’ trust in the system. Further analysis reveals that the level of social trust and the level of green finance in the region where residents live have a better positive moderating effect on the impact of environmental protection tax on the residents’ perception of environmental risk. Finally, the policy also plays a significant role in improving residents’ physical health and mental health, with a better health welfare effect. This paper provides important empirical evidence to verify the “environmental dividend” and “social dividend” of China’s environmental protection tax system and to promote the deepening reform of environmental protection tax.

Keywords: Environmental Protection Tax; Environmental Risk Perceptions; Institutional Trust; Green Finance; Green Fiscal

JEL Classification: Q51, Q58, I38

(责任编辑:朱静静)