

环境不平等降低了居民幸福感吗？

——基于中国综合社会调查(CGSS)微观数据的实证研究

张航燕¹, 任昱昭², 李佳佳³

(1.中国社会科学院工业经济研究所, 北京 100006;

2.上海财经大学公共经济与管理学院, 上海 200433; 3.山西大学经济与管理学院, 太原 030031)

摘要: 本文通过将省级、城市数据与中国综合社会调查(Chinese General Social Survey, CGSS)微观数据相匹配,在测度环境基尼系数基础上,采用Probit和中介效应模型研究了环境不平等对居民幸福感的影响路径。结果表明:工业废水测度下的环境不平等显著降低了居民幸福感,而工业二氧化硫和工业烟粉尘测度下的环境不平等却显著提高了居民幸福感。环境不平等对居民幸福感的影响存在区域和城乡异质性,环境不平等对东部地区居民幸福感的影响大于中西部地区;工业废水测度下的环境不平等对城镇居民的影响比农村居民大,工业废气则相反。在环境不平等影响幸福感的路径中,经济增长和健康状况是重要的作用机制,经济增长发挥了显著的正向调节作用和中介作用,健康状况只发挥中介作用。因此,加强环境治理,统筹区域和城乡协调发展,坚持经济建设与改善居民健康状况,对新时代中国政府提高居民幸福感,走出“伊斯特林悖论”有重要意义。

关键词: 环境不平等; 居民幸福感; 影响机制; 异质性

中图分类号: F124.7 **文献标志码:** A **文章编号:** 1002—980X(2023)12—0125—13

一、引言

幸福是人们对现实生活及人生价值进行主观评价时产生的一种内心愉悦感,更是衡量一国福利水平的重要指标。古希腊哲学家亚里士多德曾强调幸福的“终极性和自足性”,认为人类的一切经济行为都出于对幸福的追求。十九大报告中也把“为中国人民谋幸福”作为共产党人的最高觉悟和终极使命。但值得注意的是,在改革开放的40年间,中国虽然实现了经济腾飞,GDP总量由1978年的3600亿元增长到2020年的101万亿,但随着经济的快速发展,自然资源浪费、能源过度消耗等生态环境恶化问题日益突出;大气污染、水土流失、森林锐减、生物多样性破坏等问题层出不穷,对人类自身的生存与发展构成严重威胁,国民幸福感也呈现不增反降的趋势。根据联合国最新发布的《2023世界幸福报告》,中国的幸福指数在137个国家和地区中排名第64位,国民幸福程度甚至低于20世纪90年代。那么,造成这种现象的原因是什么?中国为何会陷入“伊斯特林悖论”?值得进一步思考。

改革开放伊始,我国采取“优先东部”的发展战略,中西部先天的环境资源优势沦为东部地区经济飞速发展的“垫脚石”,结果导致中西部地区长期陷入经济发展和环境治理的困境中难以脱身;而且,近年来,一些东部的发达省份凭借其先发优势,将高污染、高耗能产业向中西部转移,致使当地生态环境持续恶化,环境不平等现象日益严峻。同时,随着我国社会主要矛盾的改变,地区间不平衡不充分的发展问题愈发突出,环境不平等作为不平衡不充分发展在生态领域的集中体现,关系到我国区域发展、产业布局乃至社会主义和谐社会构建等多方面重大问题,激发了学术界广泛的研究兴趣。但在现实中,环境不平等却剥夺了人们平等享有优美环境的权利,破坏了社会公平原则,因此,从环境不平等视角研究居民幸福感具有很大的理论与现实意义。

事实上,环境不平等会从多个维度降低居民的幸福感:一方面,根据亚当斯的公平理论,感知公平会对人们的态度和行为产生影响(Adams, 1965),当人们感知到自己和他人所享受的环境福利和承担的环境代价不

收稿日期:2023-10-12

基金项目: 山西省高校哲学社科一般项目“乡村振兴背景下光伏扶贫项目的运行机制、成效评价及可持续发展研究”(2021W011);2023年实施乡村振兴战略研究课题“县域内城乡要素流动机制研究”(202325-02);中国社会科学院工业经济研究所“产业经济学登峰计划”

作者简介: 张航燕,博士,中国社会科学院工业经济研究所副研究员,研究方向:产业经济学;任昱昭,上海财经大学公共经济与管理学院硕士研究生,研究方向:国民经济学;李佳佳,博士,山西大学经济与管理学院副教授,硕士研究生导师,研究方向:人口、资源与环境经济学。

一致时,就容易产生不公心理,进而引发社会矛盾,降低幸福感;另一方面,环境不平等和环境效率是对立统一的两个方面。环境资源配置的公平与否不仅决定着环境效率的高低,还会与环境效率相互作用,共同推进社会的可持续发展,对人类福祉产生深远影响(文同爱和李寅铨,2003)。此外,环境不平等还可能通过影响地区经济增长和居民健康状况等渠道影响居民幸福感。但遗憾的是,目前学术界对环境不平等问题研究还不够深入,未曾有学者就环境不平等与幸福感的关系展开实证性的探索。那么,环境不平等是否真的会对居民幸福感产生影响?这种影响是否存在区域和城乡异质性?其背后的作用机制又是什么?这是本文将要深入研究的问题。

基于以上思考,本文通过将省级、城市数据与CGSS微观数据相匹配,在测度环境基尼系数的基础上,采用Probit和中介效应模型研究环境不平等对居民幸福感的影响路径,旨在为揭开中国的“伊斯特林悖论”之谜提供新的研究视角,为新时代中国政府通过协调区域、城乡发展,缓解环境不公问题来提高居民幸福感提供政策建议。

二、文献综述

幸福感的研究起源于20世纪50年代的积极心理学,但一直以来,源于心理学的情绪幸福感和社会学的认知幸福感占据了研究的主流地位。直到“伊斯特林悖论”的提出,才标志着幸福感经济学正式诞生。之后,越来越多的学者倾向于用数量化的手段研究幸福感的影响因素。现有文献中,影响居民幸福感的因素大致可以分为两类:一类是微观个体特征,主要包括性别、就业、受教育水平、健康状况等(王鹏和吴愈晓,2023;陈少林和张明,2023;Mandi and Bansod,2023);另一类是宏观变量,包括收入差距、政府支出、数字金融、社会资本等(侯玉波和葛泉语,2020;梅霞和杨柠泽,2023;刘浩杰和张广胜,2022;张彤进和万广华,2020)。其中收入不平等一直都是学术界研究“伊斯特林悖论”的重要角度,但根据“相对剥夺效应”和“隧道效应”的观点,收入不平等既可能通过“相对剥夺”的渠道降低居民幸福感,也可能通过“隧道效应”提升居民幸福感,即收入不平等对幸福感的影响主要取决于“相对剥夺效应”和“隧道效应”的权衡对比,且存在一定的不确定性。因此,从其他角度对幸福悖论做出解释,便成为题中应有之义。

近年来,随着环境污染的日益加剧及产业结构调整和经济转型过程中带来的污染转移,环境不平等问题愈发严重,这不仅与绿色协调可持续的发展理念相悖,而且剥夺了人们的环境福利,可能成为导致各地区陷入幸福悖论的重要因素,因此,国内外学者从不同视角研究了环境不平等。环境不平等是“环境公平”的对立面,而环境公平的概念真正形成于1982年爆发于美国的一场针对有毒废弃物填埋选址的群众性抗议活动。此后,环境公平便逐渐走进学术界的研究视野,并成为—个跨学科的综合—性研究领域(马缨,2003)。经文献梳理发现,国内外学者对环境公平的研究主要集中在环境不平等的定义、测度和成因三个方面。尽管国内学术界对环境公平的定义尚未形成统一意见,但相对而言,钟茂初和闫文娟(2012)的诠释较为全面,即环境公平要保证社会中的各个群体在环境收益和污染承担上的成本对等与主体一致。对于环境不平等的测度。由于学术界在环境不平等领域还未形成一套系统的研究体系,因此,借用收入差距的理论对环境公平进行测度是一种行之有效的办法。根据收入差距的测度方法,王金南等(2006)提出了资源环境基尼系数的概念并将绿色贡献系数作为不公平的判断依据,发现我国的不公平因子主要集中在西部欠发达地区。邱俊永等(2011)在测算各国间二氧化碳排放的公平性时,根据实际情况建立了包括人口、国土面积、生态生产性土地面积和当前化石能源探明储量在内的综合性评价指标,丰富了基尼系数的测算方法。总体来看,在环境不平等的测度中,洛伦兹曲线、基尼系数、泰尔指数等是重要的研究工具,且国内研究大多将省级间、区域间和区域内的环境不平等作为研究对象,而对省份内部环境不平等的衡量则有所忽视。也有学者分析了环境不平等的成因。1987年发表的联合教会(UCC)第一次使用全美范围内的数据进行研究,发现种族是影响环境污染分布最重要的原因(Chavez,1987)。Danelis和Friedman(1999)则研究了收入对环境污染分布的影响,发现相较于低等收入和高等收入地区,中等收入地区承担的环境污染风险最大。但受到社会制度、文化背景等因素影响,种族和收入并非是导致中国环境不平等的主要原因,或者说种族和收入因素在中国有着不同的体现(Ma,2010)。张亚丽和项本武(2022)研究发现中国的排污交易权机制是影响地区环境不平等程度的一个因素。还有学者采用基于回归方程的shapley分解法,定量研究了各个因素对环境不平等的贡献率大小(丁冠淇和王斌,2020)。

一直以来,生态环境与幸福感的关系在学术界占据着重要地位。许多学者通过实证研究均论证了生态

环境恶化会损害居民幸福感(武康平等,2015;石华平和易敏利,2020)。但鲜少有学者在环境污染的基础上,进一步研究环境不平等对幸福感的影响。事实上,环境不平等通过影响很多其他因素进而影响幸福感,其中,经济增长和健康状况是两个重要渠道。一方面,环境不平等作为经济发展的自然产物,必然与之存在密不可分的联系。在我国,不同地区在经济发展、产业结构上存在极大的不平衡,且往往是经济发展较为落后的地区承担了更多环境污染的代价。这时,环境污染就会通过健康状况、环境规制和劳动力供给等途径制约经济发展,致使当地陷入“环境-贫困”陷阱(Yang and Zhang, 2018; 李佳, 2014)。而经济增长是一个整体概念,绝不仅针对于个别地区,因此地区间经济发展水平差距的扩大势必会导致整体经济增速下滑,最终对居民幸福感产生负面影响;另一方面,环境不平等也会通过影响城乡居民健康状况影响幸福感。从社会心理的角度看,当人们在与他人的比较中发现自己处于不利地位时,会产生不满、焦虑等心理,从而导致心理不健康、幸福感降低;从相对剥夺的解释看,在一定程度上,环境不平等的本质是少数强者对弱者利益的剥夺。一些在经济上处于不利地位的群体由于收入偏低,只能居住在环境质量较差的社区,且无法得到充分的医疗保障;再加上他们文化水平有限,只能从事高污染行业的工作,这些工作不仅工资低且损害了他们的身体健康。因此,在收入水平偏低和健康受到威胁的双重作用下,这些人极易陷入所谓的“环境健康贫困”陷阱^①。长此以往,这不仅会对他们的健康造成极大损害,还可能通过“代际复制”的方式降低全体国民的健康素质(陆文聪和李元龙, 2009),最终降低幸福感。因而,环境不平等会通过制约地区经济增长、损害居民健康状况的途径影响居民幸福感。

综上所述,理论界对于幸福感和环境不平等的单独研究比较丰富,但对环境不平等与居民幸福感之间作用关系的研究相对匮乏。尽管有学者已经注意到环境不平等的重要意义,并认为在生态环境与幸福感的研究中,考虑环境污染的不公平性将更有助于理解其中的内在逻辑和机理(黄永明和何凌云, 2013),却始终没有学者对此展开实证分析,对影响机制的研究更是少之又少。因此,相较于已有研究,本文的边际贡献主要表现在如下三个方面:①在研究视角上,以往学者在从生态环境角度出发,对居民幸福感的影响因素进行分析时,往往只考虑了环境污染或环境规制,而没有进一步分析当环境污染分布不均即出现环境不平等现象时会对幸福感造成怎样的影响。对此,本文将2017年CGSS微观数据与各省份的环境基尼系数相匹配,探究了环境不平等与幸福感的关系,丰富了幸福感领域的研究内容。②在研究层次上,现有关于环境不平等的研究主要集中在国家间的环境不平等、省级间的环境不平等及区域间的环境不平等方面,尚缺乏对省份内部环境不平等的研究。对此,本文在利用基尼系数完成对我国2003—2019年省级间环境不平等的测度以外,还基于城市数据对2019年各省份内部的环境不平等进行了测度,从时间和空间两个维度把握我国环境不平等的演变及分布规律。③在作用机制上,根据基准回归结果可知,环境不平等对居民幸福感有显著影响,因此对环境不平等影响幸福感的作用机制进行分析就显得十分必要。本文通过构建交互效应模型和中介效应模型,对经济增长、健康状况两个变量在环境不平等影响幸福感路径中所发挥的作用进行了深刻解读,并使用Bootstrap法对中介效应的回归结果做出检验,保证了结果的稳健性。

三、环境不平等的测度及时空演变分析

(一)环境不平等的测度

在现有文献中,尽管绝对指标和相对指标均可实现不平等的度量,但由于绝对指标常受制于量纲影响,学者们更倾向于使用相对指标来解决不平等的测度问题,以期得到更为准确的结论。常见的相对指标主要包括基尼系数、广义熵指数和阿特金森指数等,其中,基尼系数的应用十分广泛。虽然最开始时基尼系数的提出只是为了衡量收入分配的公平与否,但由于它使用起来比较直观、方便,近年来逐渐被一些学者应用到其他领域的研究当中。因而,本文类比收入不平等,参照刘荣增和何春(2021)的做法,根据基尼系数的几何意义推导出计算公式为

$$I_{\text{Gini}} = 1 - \frac{1}{G_c EP_c} \sum_{i=1}^n (EP'_{i-1} + EP'_i) \times G_i \quad (1)$$

其中: EP_i 为省份*i*的某一工业污染物排放量; EP'_i 为累计到第*i*组的工业污染物排放量; EP_c 为全国的某一工业污染物排放总量; G_i 为省份*i*的地区生产总值; G_c 为全国生产总值; I_{Gini} 为环境基尼系数,衡量了省份*i*关于

① “环境健康贫困”陷阱具体指“环境污染损害身体健康-降低劳动能力-降低收入水平-健康状况恶化”。

某工业污染物排放差异程度的高低,即环境不平等程度。本部分相关数据主要来源于《中国统计年鉴》和《中国城市统计年鉴》,部分缺失数据通过查阅地方统计年鉴和统计公报弥补。

(二)时间演进分析

本文选择工业废水、工业二氧化硫和工业烟粉尘的排放不平等作为研究对象。这是因为不同污染物在性质上存在较大差异,可能导致对人类的影响也有所区别。此外,相较于工业固体废弃物,工业废水和工业废气的流动性更强且更易造成二次污染,对人类的影响更大,故本文选取工业废水、工业二氧化硫、工业烟粉尘的排放量数据,根据式(1)测算基尼系数如图1所示。

整体上看,我国2003—2019年环境基尼系数数值偏大,即环境不平等突出问题,但在不同污染物的测度下,基尼系数的变化趋势不同,其中基于工业废水、工业二氧化硫的基尼系数变化幅度较大,而基于工业烟粉尘基尼系数的变化则相对平坦。从数值大小上看,大多数年份的工业烟粉尘基尼系数>工业二氧化硫基尼系数>工业废水基尼系数,即相对于工业废水和工业二氧化硫,各省市间工业烟粉尘的排放差异更为明显;但2015年以后,工业二氧化硫基尼系数呈现出超过工业烟粉尘基尼系数的趋势。从变化趋势上看,基于工业烟粉尘测度的基尼系数的变化趋势最为稳定,基本处于0.40~0.50的范围内波动。这说明我国工业废水排放的不平等程度较低,而工业废气排放的不平等程度较高。

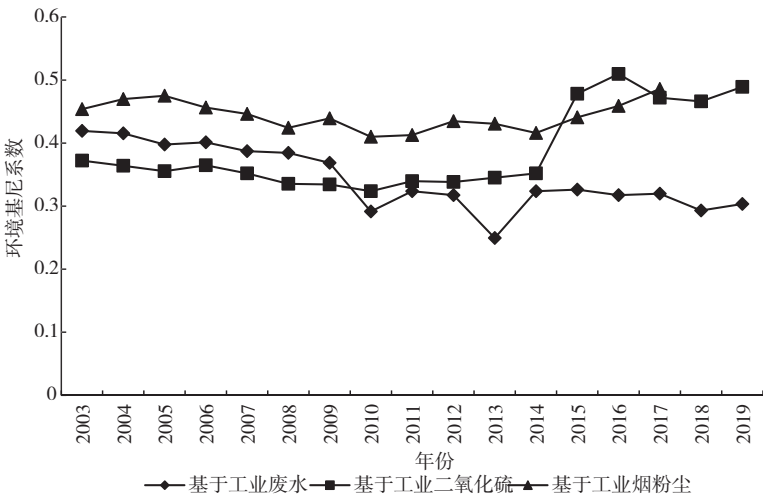


图1 2003—2019年中国工业废水、工业二氧化硫、工业烟粉尘排放的不平等测度

(三)空间格局分布

为把握我国环境不平等的空间分布特点,本文用各省地级市的工业污染物排放量与对应的生产总值,计算了2019年省级层面基于工业废水、工业二氧化硫、工业烟粉尘的基尼系数。由于北京、上海、天津、重庆为直辖市,青海的地级市数量过少,山西、内蒙古、安徽存在较大的数据缺失,故予以剔除。

根据式(1),本文测算得到全国23个省份的环境基尼系数见表1,结果发现:我国的环境不平等程度不仅在不同区域上差异明显,且在各区域内部也存在较大差异;此外,不同污染物测度下基尼系数的空间分布特点不同,其中工业二氧化硫和工业烟粉尘作为工业废气的典型代表,在空间分布结构上相似程度较高。

就工业废水基尼系数而言,尽管东部地区各省份间差距较大,同时囊括了基尼系数最小的海南省和基尼系数最大的福建省,但整体上仍高于中西部地区;中部地区的环境不平等程度整体上相对偏低;西部地区的环境不平等则呈现出明显的南北特点,其中西北地区(包括陕西、甘肃、宁夏和新疆)的环境不平等程度整体偏低,而西南地区(包括四川、贵州、云南和西藏)的环境不平等程度整体偏高。就工业二氧化硫基尼系数而

表1 2019年省级基于工业废水、二氧化硫和烟粉尘的基尼系数

省份	基于工业废水的基尼系数	基于工业二氧化硫的基尼系数	基于工业烟粉尘的基尼系数	省份	基于工业废水的基尼系数	基于工业二氧化硫的基尼系数	基于工业烟粉尘的基尼系数
河北	0.252	0.416	0.479	广东	0.351	0.553	0.571
辽宁	0.247	0.455	0.662	广西	0.405	0.323	0.438
吉林	0.524	0.364	0.467	海南	0.068	0.523	0.647
黑龙江	0.430	0.304	0.510	四川	0.367	0.685	0.598
江苏	0.187	0.292	0.326	贵州	0.421	0.414	0.295
浙江	0.327	0.378	0.349	云南	0.364	0.424	0.195
福建	0.641	0.362	0.431	西藏	0.284	0.069	0.121
江西	0.274	0.351	0.348	陕西	0.441	0.804	0.629
山东	0.420	0.496	0.552	甘肃	0.254	0.537	0.403
河南	0.264	0.295	0.349	宁夏	0.106	0.553	0.714
湖北	0.246	0.400	0.356	新疆	0.200	0.458	0.733
湖南	0.371	0.522	0.546				

言,东部地区除辽宁、山东、广东和海南以外的环境不平等程度普遍偏低;中部地区除湖南省以外,其余地区的环境不平等程度也偏低;而西部地区的环境不平等程度则普遍偏高,其中,四川和陕西的二氧化硫基尼系数最高,即工业二氧化硫的排放差异最大。同理,对于工业烟粉尘基尼系数,东部地区除辽宁、河北、山东、广东和海南以外的环境不平等程度均偏低;中部地区除湖南、吉林和黑龙江以外的环境不平等程度均偏低;西部地区除西藏和云南以外,环境不平等程度较高。综合来看,工业废水基尼系数较高的地区主要集中在东部地区,而工业废气基尼系数较高的地区主要集中在西部地区,且各省份在工业废水排放上的差异明显小于工业废气的排放差异。究其原因,可能是因为西部地区的经济发展水平较低,正处于工业化发展的前期阶段,故产生较多的废气污染物,且不同省市之间差距大,结果导致工业废气基尼系数偏高。

四、数据、变量与计量模型

(一)基准回归模型

参照 Clark 等(2008)提出的幸福决定函数,本文分析环境不平等对居民幸福感影响的实证模型设定如式(2)所示。

$$Happiness_{ij} = \beta_0 + \beta_1 Gini_j + \beta_2 X_{ij} + \beta_3 Y_j + \varepsilon_{ij} \quad (2)$$

其中: j 为省份; i 为个体;被解释变量 $Happiness_{ij}$ 为 j 省第 i 个人的幸福感,问卷中对应的具体问题为“总的来说,您觉得您的生活是否幸福?”,被调查者根据主观意愿在数字 1~5 进行选择; $Gini_j$ 为 j 省的环境不平等程度; X_{ij} 为影响居民幸福感的一系列微观个体特征; Y_j 为影响居民幸福感的宏观经济变量; ε_{ij} 为随机误差项。考虑到幸福感是一个有序响应变量,选择有序 probit 模型进行回归。在该模型中,回归系数 β 并不直接反映环境不平等对居民幸福感的具体影响程度,仅反映二者之间的关系。

(二)调节效应模型

为深入探究环境不平等对居民幸福感的影响,以及健康状况、经济增长是否在该影响过程中发挥调节作用,本文构建了交互效应模型。由于自评健康在表征健康状况时的优势更能契合环境与健康关系研究的需要(祁毓和卢洪友,2015),故选择自评健康($Health$)为衡量指标,在 CGSS 调查问卷中对应的问题是:“您觉得您目前的身体健康状况是?”,被调查者根据主观意愿选择“1=很不健康,2=比较不健康,3=一般,4=比较健康,5=很健康”。对于经济增长,选择经对数处理后的人均 GDP 作为衡量指标,记作 $Pgdp$ 。另外,本文还对交互项 $Gini_j \times Health_{ij}$ 、 $Gini_j \times Pgdp_j$ 进行中心化处理以避免多重共线性可能带来的估计偏误。据此,构建交互效应模型为

$$Happiness_{ij} = \beta_0 + \beta_1 Gini_j + \beta_2 Health_{ij} + \beta_3 X_{ij} + \beta_4 Y_j + \beta_5 Gini_j \times Health_{ij} + \varepsilon_{ij} \quad (3)$$

$$Happiness_{ij} = \beta_0 + \beta_1 Gini_j + \beta_2 Pgdp_j + \beta_3 X_{ij} + \beta_4 Y_j + \beta_5 Gini_j \times Pgdp_j + \varepsilon_{ij} \quad (4)$$

(三)中介效应模型

在调节效应检验的基础上,为进一步探究是否存在环境不平等通过经济增长和健康状况影响幸福感的途径,本文构建了中介效应模型。另外,考虑到经济增长是人类健康水平提高的根本保证,它通过改善居民生活质量、促进卫生技术进步、加大公共卫生投入等方式使居民健康状况得到明显好转(Egger, 2009),即环境不平等可能通过抑制地区经济增长进而损害居民健康状况的方式降低幸福感。因此,本文参照 Baron 和 Kenny(1986)、方杰等(2014)的研究方法,绘制了链式多重中介模型来刻画环境不平等对幸福感的影响路径如图 2 所示。

相较于单一中介模型和平行多重中介模型,链式多重中介模型不仅可以在控制一个中介变量的情况下判断另一个中介变量的影响,而且将中介变量之间的相互作用纳入考虑范围,大大提高了检验结果的可靠性。据此,本文建立链式多重中介模型为

$$Pgdp_j = a_0 + a_1 Gini_j + a_2 X'_j + a_3 Y'_j + \varepsilon'_j \quad (5)$$

$$Health_{ij} = b_0 + b_1 Gini_j + b_2 Pgdp_j + b_3 X''_{ij} + b_4 Y''_j + \varepsilon''_{ij} \quad (6)$$

$$Happy_{ij} = c_0 + c_1 Gini_j + c_2 Pgdp_j + c_3 Health_{ij} + c_4 X_{ij} + c_5 Y_j + \varepsilon_{ij} \quad (7)$$

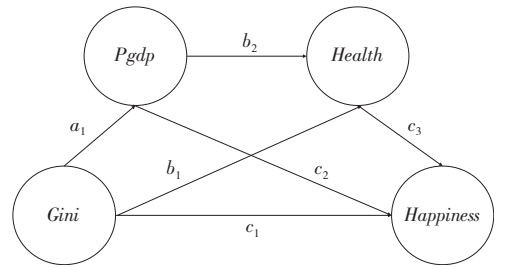


图2 环境不平等影响幸福感的链式多重中介模型

其中: $Pgdp_{ij}$ 和 $Health_{ij}$ 为中介变量; $Pgdp_{ij}$ 为省份*i*的人均GDP,用于衡量经济增长; $Health_{ij}$ 为省份*i*第*j*个人的健康状况。式(5)~式(7)列出了环境不平等通过经济增长、健康状况两个中介变量,三条中介路径影响幸福感的回归方程。其中 X'_{ij} 和 X''_{ij} 分别为影响经济增长、健康状况的微观变量; Y'_j 和 Y''_j 分别为影响经济增长、健康状况的宏观变量; ε'_{ij} 和 ε''_{ij} 为随机误差项;特定路径的中介效应为 a_1c_2 、 b_1c_3 和 $a_1b_2c_3$;总体中介效应为 $a_1c_2+b_1c_3+a_1b_2c_3$;直接效应为 c_1 ;总体效应为 a_1 ,且该值在理论上等于直接效应和总体中介效应之和。根据依次检验法,若 c_1 显著,则证明存在直接效应;若 a_1c_2 显著,说明经济增长在环境不平等对幸福感的影响中起中介作用,记为路径1;若 b_1c_3 显著,说明健康状况在环境不平等对幸福感的影响中起中介作用,记为路径2;若 $a_1b_2c_3$ 显著,说明经济增长和健康状况在环境不平等对幸福感的影响中起链式中介作用,记为路径3。

(四)数据来源与描述性统计

核心变量:居民幸福感。在CGSS中对应的问题是“总的来说,您觉得您的生活是否幸福?”,要求被调查者在数字1~5进行选择,其中1代表“非常不幸福”、2代表“比较不幸福”、3表示“说不上幸福不幸福”、4表示“比较幸福”、5表示“非常幸福”。

解释变量:基尼系数。根据式(1),计算出2017年各省区基于工业废水($Giniw$)、工业二氧化硫($Ginig$)、工业烟粉尘($Ginis$)的基尼系数。

控制变量:居民微观个体特征和省级宏观经济变量。微观个体特征指标(X_{ij})包括:性别(*male*)、年龄(*age*)、年龄的平方(age^2)、相对收入(*relainc*)、受教育程度(*edu*)、政治背景(*policy*)、婚姻状态(*marriage*)、宗教信仰(*religion*)、社会信任感(*trust*)和社会公平感(*fair*)。考虑到中年人在承受了更大的工作压力和家庭压力后,幸福感会比青少年和老年人偏低,故在模型中引入年龄的平方项(age^2);模型使用居民的相对收入衡量收入水平,这是因为Abramovitz等(1974)、官皓(2010)等多位学者的研究均显示,相对收入对居民幸福感有显著的积极影响而绝对收入与幸福感的关系却并不显著,故本文选取相对收入作为控制变量之一。宏观经济变量(Y_j)选用对居民幸福感影响最大的通货膨胀率(*inflation*),上述变量的具体含义见表2。

本部分使用的居民微观调查数据来自2017年的中国综合社会调查(China General Social Survey, CGSS)。CGSS调查数据每两年收集一次,最新为2017年,2017年CGSS数据的调查范围覆盖了全国28个省份(因数据缺失,不包括海南、新疆、西藏及港澳台地区),共计12582个观测值,涉及784个变量。基于该数据集,剔除掉变量缺失、回答“不知道”和拒绝回答的样本点后,得到涵盖23个省份的9565个观测值,研究样本具有一定代表性。模型中主要变量的度量方法和描述性统计的结果见表1,我国居民幸福感的均值为3.81,总体上接近于“比较幸福”,但距离“非常幸福”仍存在较大差距; $Giniw$ 、 $Ginig$ 、 $Ginis$ 的平均值均超过0.4,表明我国各省份内部的环境不平等程度较高。控制变量的统计结果显示,男性占比47%,接受过高等教育的占比16%,党员占比9%,有宗教信仰的占比11%,平均年龄为54周岁。人们对社会的信任感和公平感不高,均值分别为3.47和3.11,说明社会的信任度和公平度还有待提高。各省区的通货膨胀率处于0.90~2.10,整体上偏低,说明我国尚不存在严重的通货膨胀问题。

表2 描述性统计结果

变量	度量方法	均值	标准差	最小值	最大值
<i>Happiness</i>	根据主观意愿选择“1=非常不幸福;2=比较不幸福;3=说不上幸福不幸福;4=比较幸福;5=非常幸福”	3.813	0.868	1	5
<i>Giniw</i>	基于工业废水基尼系数的计算公式: $I_{Giniw} = 1 - \frac{1}{G_c EP_c} \sum_{i=1}^n (EP'_{i-1} + EP'_i) \times G_i$	0.454	0.105	0.223	0.651
<i>Ginig</i>	基于二氧化硫基尼系数的计算公式: $I_{Ginig} = 1 - \frac{1}{G_c EP_c} \sum_{i=1}^n (EP'_{i-1} + EP'_i) \times G_i$	0.524	0.112	0.206	0.839
<i>Ginis</i>	基于烟粉尘基尼系数的计算公式: $I_{Ginis} = 1 - \frac{1}{G_c EP_c} \sum_{i=1}^n (EP'_{i-1} + EP'_i) \times G_i$	0.512	0.115	0.269	0.762
<i>male</i>	男=1;女=0	0.473	0.499	0	1
<i>age</i>	被采访者的实际年龄(岁)	54.626	16.618	22	1107
<i>relainc</i>	根据主观意愿选择“1=远低于平均水平;2=低于平均水平;3=平均水平;4=高于平均水平;5=远高于平均水平”	2.527	0.751	1	5
<i>edu</i>	接受过高等教育=1;未接受过高等教育=0	0.156	0.362	0	1
<i>policy</i>	党员=1;非党员=0	0.092	0.288	0	1
<i>marriage</i>	未婚=0;已婚=1;离异=2;丧偶=3	1.102	0.725	0	3
<i>religion</i>	信仰宗教=1;不信仰宗教=0	0.111	0.314	0	1
<i>trust</i>	根据主观意愿选择“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”	3.472	1.020	1	5
<i>fair</i>	根据主观意愿选择“1=完全不公平;2=比较不公平;3=说不上公平不公平;4=比较公平;5=完全公平”	3.114	1.063	1	5
<i>inflation</i>	由统计年鉴计算而得(%)	1.475	0.281	0.900	2.100

五、实证回归结果

(一) 基准回归结果

为避免由多重共线性问题带来的估计结果偏误,在回归之前,本文进行了相关检验。结果表明基准模型中所有自变量之间的相关系数均低于0.51,且方差膨胀因子(VIF)的均值都小于2.00,因而该模型不存在严重的多重共线性问题。

根据前述实证模型,运用STATA16.0软件对环境不平等与居民主观幸福感关系进行回归,表3中模型(2)、(4)、(6)分别为基于工业废水、工业二氧化硫、工业烟粉尘测度下的环境不平等对幸福感的回归结果。由模型(2)可知 *Giniw* 的回归系数在1%的水平上显著为负,说明工业废水测度下的环境不平等与居民幸福感之间存在显著的负向关系。由模型(4)可得, *Ginig* 的回归系数不显著,即工业二氧化硫测度下的环境不平等对居民幸福感不存在显著影响。同理,由模型(6)可知, *Ginis* 的回归系数在1%的水平上显著为正,说明工业烟粉尘测度下的环境不平等与居民幸福感之间存在显著的正向关系。这似乎与人们的常规认识相矛盾,环境不平等除了会对居民幸福感造成显著的消极影响外,还存在无显著影响和产生显著积极影响的情况。对此,本文推测原因如下:第一,人们对于环境污染物存在着一定的认知差异。相较于工业废气,工业废水通常与居民饮用水质量、水污染等问题相关,直接会引起居民对于自身健康和环境安全的担忧,从而产生更为负面的环境认知。因此,工业废水排放的不平等会显著地降低居民幸福感,但工业废气则由于公众对其影响的感知更为温和,并未表现出负向影响。第二,考虑到不平等主要损害的是弱势群体的幸福感。而根据前文分析可知,我国的环境不平等主要体现在工业废气方面,且主要集中在西部地区,因此对处于空气质量较好地区的居民来说,可能会从与环境质量较差地区的比较中获得喜悦感。当这一地区居民占据的比重逐步扩大时,基于工业废气测度的环境不平等与幸福感之间就会呈现出正相关关系。第三,政府的监管和治理也会影响基于不同污染物测度的环境不平等与居民幸福感的关系。近年来,政府对雾霾治理的重视程度不断提高,并取得了较为显著的政策效果。逯进等(2020)在研究中也发现从工业污染物的排放来看,“文明城市”评选对于工业二氧化硫排放的治理效果最好。因此工业废气排放的不平等未对居民幸福感产生显著的负面作用。

关于微观个体变量,性别的回归系数在1%的水平上显著为正,这可能是因为大多中国女性承担着工作和家庭的双重压力,所以幸福感比男性偏低;年龄的二次项系数显著为正且一次项系数显著为负,表明年龄与幸福感之间呈U型关系,这是因为人步入中年后,将面临一生中最大的生活压力和责任担当,导致幸福感跌落谷底;相对收入的回归系数均显著为正,较高的相对收入会给人们带来一定的成就感和满足感,从而有助于幸福感的提高;受教育程度对幸福感有正向影响但不显著,这可能是因为随着高等教育的普及,人们的教育水平普遍得到提高,教育回报率呈现边际递减趋势,因此受教育程度对居民幸福感的影响不再显著;政治背景的回归系数均显著为正,这是因为在一定程度上,党员身份象征着较为丰富的政治资本与社会资本,故幸福感高于非党员(陈钊等,2012);婚姻状态的回归系数均显著为负,可能是居民婚后需承担的家庭经济

表3 基准回归结果

变量	基于工业废水		基于工业二氧化硫		基于工业烟粉尘	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
<i>Gini</i>	-0.536***(-5.03)	-0.372***(-3.38)	-0.133(-1.34)	0.127(1.22)	0.437*** (4.49)	0.531*** (5.06)
<i>male</i>		-0.115***(-4.89)		-0.116***(-4.94)		-0.116***(-4.93)
<i>age</i>		-0.024***(-5.56)		-0.024***(-5.67)		-0.024***(-5.54)
<i>age</i> ²		0.000*** (6.09)		0.000*** (6.19)		0.000*** (6.10)
<i>relainc</i>		0.413*** (25.41)		0.417*** (25.60)		0.416*** (25.56)
<i>edu</i>		0.024 (0.65)		0.025 (0.67)		0.017 (0.45)
<i>policy</i>		0.201*** (4.65)		0.198*** (4.58)		0.195*** (4.50)
<i>marriage</i>		-0.073***(-3.95)		-0.074***(-4.04)		-0.075***(-4.07)
<i>religion</i>		0.072* (1.95)		0.075** (2.02)		0.074** (2.02)
<i>trust</i>		0.096*** (8.08)		0.098*** (8.21)		0.100*** (8.39)
<i>fair</i>		0.267*** (22.72)		0.266*** (22.64)		0.265*** (22.61)
<i>inflation</i>		0.068* (1.66)		0.091** (2.23)		0.151*** (3.53)
<i>N</i>	9695	9565	9695	9565	9695	9565

注:***、**、*分别代表在1%、5%、10%的显著性水平下显著;括号内的数值为*t*值大小。

压力越来越重所导致的;宗教信仰的回归系数均显著为正,宗教信仰可以在人受到磨难与挫折时,给予心灵上的慰藉和精神上的寄托,从而有助于幸福感的提高(雷卫,2016);社会信任感和社会公平感的回归系数均为正(邢占军和张干群,2019)。伴随着人们物质生活水平的不断提高,人们更加注重非物质层面的精神需求,而社会信任感和社会公平感作为社会凝聚的重要组成部分,对构建和谐社会、提高人民福祉意义重大。关于宏观经济变量,通货膨胀率对幸福感的影响显著为正,这与高通货膨胀率会通过降低人们的购买力进而降低幸福感的传统认知相异,这可能是因为我国的通货膨胀率普遍偏低,而温和的通货膨胀对人民消费、企业生产扩大和经济发展有一定的刺激作用,从而提高了居民幸福感。

(二)异质性检验

当前中国“不平衡不充分发展”的问题突出,主要体现在区域差异和城乡差异上,由于不同地区间经济发展水平及环境污染程度存在较大差异,所以居民对环境不平等的态度可能不尽相同。对此,本文从区域和城乡两个维度划分样本,检验环境不平等对幸福感的影响是否具有区域和城乡异质性(表4)。

就城乡异质性而言,*Giniw*对城乡居民幸福感的影响均显著为负,且表4中模型(1)系数的绝对值大于表3中模型(2)的系数绝对值,说明工业废水测度下的环境不平等对城镇居民幸福感的作用更加明显;而*Ginig*对农村居民幸福感有显著的负向影响,且显著性水平达到5%,但与城镇居民幸福感不存在显著关系;*Ginis*对城乡居民的影响均显著为正,且农村居民的回归系数大于城镇居民,说明工业烟粉尘测度下的环境不平等对农村居民幸福感的影响更为显著。总体来看,工业废水排放的不平等对城镇居民的影响较大而工业废气排放的不平等对农村居民的影响较大,说明不同污染物对居民幸福感的影响存在差异。

就区域异质性而言,对于东部地区的居民,*Giniw*、*Ginig*和*Ginis*均发挥了显著作用,且*Giniw*的系数绝对值比全国样本中的系数绝对值还要大,充分表明在工业废水的测度下,环境不平等与东部居民幸福感的关系更为突出。这是因为东部地区经济发达,相较于物质层面人们在精神层面的需求更大,所以对环境不平等的容忍度较低,渴望不同群体能公平享受从环境中得到的好处。对中西部的居民来说,工业废水测度下的环境不平等对幸福感无显著影响,而工业废气测度下的环境不平等对幸福感有显著的正向影响。这是因为当前中西部的大多地区仍处于以牺牲环境为代价换取经济增长的阶段,在通过聚集资源来提高经济效益的目标驱使下,必然会带来环境不平等问题。但与东部居民相比,中西部居民更看重收入增加带来的幸福感提升,故环境不平等可能以经济增长的形式提高幸福感。

通过对不同区域下的环境不平等对不同区域下城乡居民影响的对比发现,在工业废水的测度下,无论是城镇居民还是农村居民,环境不平等对东部地区居民幸福感的影响均大于对中西部地区居民的影响;在工业二氧化硫的测度下,环境不平等只对东部农村居民幸福感的影响显著;在工业烟粉尘的测度下,无论是东部地区还是中西部地区,环境不平等对农村居民幸福感的影响均大于对城镇居民的影响。

六、影响机制检验

根据基准回归的结果可知,环境不平等对幸福感有显著影响,那么,环境不平等是通过怎样的作用机制对居民幸福感产生影响的?健康状况、经济增长对幸福感的影响如何?它们在环境不平等影响幸福感的过程中发挥了怎样的作用?针对上述问题,本文分别进行了调节效应检验和中介效应检验。

(一)调节效应检验

首先将经济增长作为控制变量加入模型中,结果显示经济增长对居民幸福感的提高有显著的积极作

表4 异质性检验结果

变量		基于工业废水 (<i>Giniw</i>)	基于工业二氧化硫 (<i>Ginig</i>)	基于工业烟粉尘 (<i>Ginis</i>)
全国	全样本	-0.372*** (-3.38)	0.801*** (4.11)	0.456** (2.27)
	城镇	-0.560*** (-3.17)	-0.094 (-0.52)	0.519*** (2.73)
	农村	-0.279** (-1.96)	0.257** (1.99)	0.542*** (4.28)
东部	全样本	0.127 (1.22)	0.801*** (4.11)	0.456** (2.27)
	城镇	-0.700*** (-3.21)	0.280 (0.94)	0.128 (0.44)
	农村	-0.342 (-1.43)	1.167*** (4.49)	0.716** (2.54)
中西部	全样本	0.531*** (5.06)	0.314 (2.07)	0.530*** (4.27)
	城镇	0.177 (0.54)	0.291 (0.93)	0.637** (2.45)
	农村	0.148 (0.75)	0.315 (1.81)	0.511*** (3.59)

注:***、**、*分别代表在1%、5%、10%的显著性水平下显著;括号内的数值为z值大小。

表5 调节效应检验结果

变量		被解释变量: <i>Happiness</i>			
		(1)	(2)	(3)	(4)
基于工业废水	<i>Gini</i>	-0.411*** (-3.69)	-0.504* (-4.26)	-0.356*** (-3.22)	-0.355*** (-3.20)
	<i>Pgdp</i>	0.110*** (2.63)	0.147*** (3.29)		
	<i>Health</i>			0.226*** (18.91)	0.226*** (18.90)
	<i>Gini</i> × <i>Pgdp</i>		0.860** (2.34)		
	<i>Gini</i> × <i>Health</i>				0.071 (0.73)
基于工业二氧化硫	<i>Gini</i>	0.226** (2.05)	0.073 (0.58)	0.242** (-2.31)	0.259*** (2.27)
	<i>Pgdp</i>	0.120*** (2.72)	0.187*** (3.64)		
	<i>Health</i>			0.228*** (19.03)	0.227*** (18.88)
	<i>Gini</i> × <i>Pgdp</i>		1.133** (2.52)		
	<i>Gini</i> × <i>Health</i>				0.096 (1.04)
基于工业烟粉尘	<i>Gini</i>	0.521*** (4.95)	0.568*** (5.33)	0.516*** (4.89)	0.518*** (4.91)
	<i>Pgdp</i>	0.079** (1.91)	-0.007 (-0.13)		
	<i>Health</i>			0.226*** (18.89)	0.226*** (18.87)
	<i>Gini</i> × <i>Pgdp</i>		-1.024*** (2.75)		
	<i>Gini</i> × <i>Health</i>				0.101 (1.11)
<i>N</i>		9565	9565	9563	9563

注：***、**、*分别代表在1%、5%、10%的显著性水平下显著；括号内的数值为 z 值大小。

用。然后,对比表3和表5的回归结果,可知在加入经济增长变量后,*Giniw*和*Ginig*的回归系数仍显著,且系数绝对值变大;而*Ginig*的系数则由不显著变为显著。从计量的角度来看,系数大小或显著性的变化是环境不平等与经济增长相互作用的结果,即经济增长可能会在环境不平等影响幸福感的过程中发挥作用。最后,将环境不平等与经济增长的交互项加入模型中,发现交互项的系数均显著,证实了经济增长的调节作用的确是存在的。具体而言,*Giniw*和*Ginig*与经济增长的交互项系数为正,说明在环境不平等程度相同时,经济增长速度快的地区的居民幸福感更高。同理,本文对健康状况的调节作用进行检验。首先,对居民的健康状况进行控制,回归结果表明,健康状况对幸福感有显著的正向影响,且显著性水平达到1%。其次,通过对比表3和表5,观察在加入健康状况后环境不平等对幸福感的影响是否发生改变。结果显示,加入健康后,*Giniw*和*Ginis*尽管仍具备统计上的显著意义,但系数的绝对值下降,而*Ginig*的系数由不显著变为显著,表明健康有可能是环境不平等影响幸福感的作用机制。最后,在模型中加入环境不平等与健康的交互项,检验调节效应是否存在。表5的结果显示交互项的系数均不显著,说明环境不平等对幸福感的影响不取决于居民健康状况的好坏,即便是对于健康素质良好的居民,环境不平等也是影响其幸福感的一个重要因素,因此环境不平等问题应当得到更多的关注。

(二)中介效应检验

在对经济增长和健康状况的调节作用进行分析后,本文进一步检验中介作用的存在。首先,分析*Giniw*与幸福感之间的关系。从路径1看,环境不平等由经济增长(*Pgdp*)影响幸福感的中介效应为模型(2)中*Giniw*的系数0.928与模型(4)中*Pgdp*的系数0.021的乘积,该值为0.020但不显著;从路径2看,环境不平等由健康状况(*Health*)影响幸福感的中介效应为模型(3)中*Giniw*的系数-0.293与模型(4)中*Health*的系数0.225的乘积,该值为-0.066且在1%的水平上显著,说明环境不平等通过降低居民的健康状况来降低幸福感的路径是存在的。同理,从路径3看,环境不平等由经济增长和健康状况的链式中介效应为0.092且在1%的水平上显著^②,这表明环境不平等会通过促进经济增长进而改善居民健康状况的方式对幸福感产生正向影响。为什么环境不平等程度的扩大会带来经济增长?经查阅相关资料后,本文认为这源于在整体经济的发展过程中,由于各地区的经济发展水平和产业结构差异较大,一定程度上存在着劳动分工和产业互补,故一味地追求绝对的环境平等反而会制约经济的进一步增长,不利于居民幸福感的提高。此外,对比路径1和路径3可知,在环境不平等对幸福感的影响过程中,经济增长完全是通过改善居民的健康状况来发挥作用的,且在三条路径中,路径3的中介效应占比最大。探讨完中介效应后,对直接效应进行分析:模型(4)中*Giniw*的系数为-0.364且在1%的水平上显著,说明基于工业废水测度的环境不平等对居民幸福感具有显著的负向影响。

其次,按照相同的方法和计算步骤,对工业二氧化硫和工业烟粉尘测度下的环境不平等与幸福感之间的关系进行分析。在*Ginig*的测度下,路径1发挥的中介效应为-0.117但并不显著;路径2发挥的中介效应为

② 此处的0.092为表6中模型(2)的系数0.928、模型(3)中的系数0.443和模型(4)中的系数0.225的乘积。下文中关于中介效应的计算步骤与此处相同,故不再予以描述。

-0.039且不显著,即此时健康状况并非是环境不平等影响幸福感的中介变量;路径3发挥的链式中介效应为-0.284且在1%的水平上显著,说明环境不平等会通过阻碍经济增长进而损害居民健康状况的方式对幸福感产生负向影响。但环境不平等对幸福感的直接影响为0.274且在5%的水平上显著,故在两种相反影响的作用下,此时环境不平等对居民幸福感不存在显著影响。

同理,在工业烟粉尘的测度下,路径1发挥的中介效应为-0.011且不显著;路径2发挥的中介效应为0.021也不显著;但路径3发挥的链式中介效应为0.126且在1%的水平上显著,说明环境不平等会通过促进经济增长而改善居民健康状况的方式提高居民的幸福感,并且环境不平等对幸福感的直接影响在1%的水平上显著为正。对比工业二氧化硫和工业烟粉尘的回归结果,发现工业废气测度下环境不平等对幸福感的直接影响均是正向显著的,即环境不平等不仅可以通过经济增长来促进幸福感,其本身对幸福感也有积极影响,表明“隧道效应”理论在环境领域是存在的。

通过以上分析,不难得出下述结论:①无论是在工业废水、工业二氧化硫还是工业烟粉尘的测度下,环境不平等与幸福感的关系均是显著的。表3中关于 *Gini* 对幸福感无显著影响的结论是“遮掩效应”的作用结果(温忠麟和叶宝娟,2014)。②只有在工业废水的测度下,环境不平等对健康有显著的负向影响且健康在环境不平等对幸福感的影响中起中介作用,而工业二氧化硫和工业烟粉尘测度下的环境不平等与健康之间不存在显著关系。这也印证了前文提及的环境认知差异,即工业废水与居民健康之间的关系更为密切。③环境不平等对经济增长既存在显著的积极影响也存在显著的消极影响;而经济增长所发挥的中介作用主要是通过健康状况来实现的,即经济增长和健康状况的链式中介效应在三条路径中最为重要。此外,机制检验的结果表明,基于不同污染物测度的环境不平等对幸福感的影响与经济发展水平紧密相关。由于经济发展总是伴随着工业污染物的产生,故在一定的时间范围内,人们会将工业排放视为经济繁荣的标志,从而提高了幸福感。

七、稳健性检验

为保证实证结果具有较高的稳健性和可靠性,本文首先采用替换模型的方法对基准回归结果进行检验,然后根据 Bootstrap 法的原理,使用 SPSS 软件对中介效应的回归结果进行了检验。

(一)替换模型的稳健性检验

在幸福感的研究中,Ferrer-i-carbonell 和 Frijters (2004)最先指出只要建立在回归方程设定正确的基础上,不论是将居民幸福感视作用于普通最小二乘回归(OLS)的连续变量,还是视作用于 Ordered Probit 或 Ordered Logit 回归的序数变量,都不会对最后实证结论的得出造成根本影响,即系数的方向与显著性能够保持高度一致,只是在系数数值上略有差异。因此,本文给出了 OLS 模型和 Ordered Logit 模型的回归结果见表 7。经对比表 3 和表 7 后发现,OLS 回归和 Ordered Logit 回归下各解释变量的系数方向和显著性均未发生改变,只在系数的大小上有所变化,证实了环境不平等对幸福感的影响具有较强稳健性。

表7 基准回归的稳健性检验结果

变量	基于工业废水		基于工业二氧化硫		基于工业烟粉尘	
	有序 Logit	OLS	有序 Logit	OLS	有序 Logit	OLS
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
<i>Gini</i>	0.738***(-3.76)	-0.218***(-2.81)	0.283(1.42)	0.046(0.63)	1.004*** (5.36)	0.354*** (4.81)
<i>male</i>	-0.201***(-4.81)	-0.076***(-4.59)	-0.202***(-4.85)	-0.076***(-4.63)	-0.201***(-4.81)	-0.076***(-4.61)

表6 中介效应的依次检验法

变量		<i>Happiness</i>	<i>Pgdp</i>	<i>Health</i>	<i>Happiness</i>
		(1)	(2)	(3)	(4)
基于工业废水	<i>Gini</i>	-0.372*** (-3.38)	0.928*** (9.02)	-0.293*** (-2.76)	-0.364*** (-3.25)
	<i>Health</i>				0.225*** (18.73)
	<i>Pgdp</i>			0.443*** (11.05)	0.021 (0.50)
基于工业二氧化硫	<i>Gini</i>	0.127 (1.22)	-3.080*** (-30.62)	-0.170 (-1.61)	0.274** (2.47)
	<i>Health</i>				0.227*** (18.86)
	<i>Pgdp</i>			0.406*** (9.67)	0.038 (0.87)
基于工业烟粉尘	<i>Gini</i>	0.531*** (5.06)	1.313*** (13.11)	0.091 (0.90)	0.517*** (4.89)
	<i>Health</i>				0.226*** (18.79)
	<i>Pgdp</i>			0.426*** (10.71)	-0.008 (-0.19)
其他控制变量		已控制	已控制	已控制	已控制
<i>N</i>		9565	9565	9563	9563

注:***、**、*分别代表在1%、5%、10%的显著性水平下显著,模型(1)、(3)、(4)为有序 probit 回归,其括号内数值为 *z* 值大小;模型(2)为 OLS 回归,其括号内数值为 *t* 值大小。

续表

变量	基于工业废水		基于工业二氧化硫		基于工业烟粉尘	
	有序 Logit	OLS	有序 Logit	OLS	有序 Logit	OLS
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
<i>age</i>	-0.042***(-5.49)	-0.016***(-5.25)	-0.043***(-5.59)	-0.016***(-5.31)	-0.042***(-5.51)	-0.016***(-5.22)
<i>age</i> ²	0.000*** (6.02)	0.000*** (5.65)	0.000*** (6.13)	0.000*** (5.73)	0.000*** (6.05)	0.000*** (5.64)
<i>relainc</i>	0.744*** (25.11)	0.306*** (27.33)	0.750*** (25.29)	0.307*** (27.46)	0.748*** (25.25)	0.307*** (27.47)
<i>edu</i>	0.025 (0.38)	0.024 (0.94)	0.026 (0.40)	0.024 (0.94)	0.011 (0.16)	0.020 (0.77)
<i>policy</i>	0.367*** (4.85)	0.124*** (4.15)	0.362*** (4.78)	0.122*** (4.09)	0.357*** (4.71)	0.120*** (4.01)
<i>marriage</i>	-0.126***(-3.80)	-0.053***(-4.06)	-0.128***(-3.86)	-0.054***(-4.13)	-0.128***(-3.86)	-0.054***(-4.15)
<i>religion</i>	0.147** (2.24)	0.049** (1.89)	0.152** (2.30)	0.050* (1.91)	0.152** (2.31)	0.051** (1.96)
<i>trust</i>	0.188*** (8.74)	0.063*** (7.49)	0.191*** (8.87)	0.064*** (7.61)	0.194*** (9.01)	0.065*** (7.76)
<i>fair</i>	0.488*** (22.62)	0.197*** (24.22)	0.485*** (22.51)	0.196*** (24.16)	0.485*** (22.50)	0.196*** (24.12)
<i>inflation</i>	0.119 (1.62)	0.038 (1.33)	0.166** (2.27)	0.051* (1.76)	0.276*** (3.63)	0.092*** (3.05)
<i>N</i>	9565	9565	9565	9565	9565	9565

注：***、**、*分别代表在1%、5%、10%的显著性水平下显著；有序 Logit模型括号内的数值为 z 值大小；OLS模型括号内的数值为 t 值大小。

(二)基于 Bootstrap 的中介效应检验

近年来,不少学者对依次检验法的有效性和合理性提出质疑,认为直接对系数乘积进行检验的 Bootstrap 法可信度更高(Hayes, 2009)。对此,本文采取 Bootstrap 法随机抽样 5000 次,对由环境不平等、经济增长、健康状况和居民幸福感构成的链式多重中介模型进行检验。Bootstrap 的检验结果见表 8,其中 Effect 为效应值的大小,BootSE 为标准误,BootLLCI 和 BootULCI 分别为置信区间的下限和上限(若该置信区间内包含 0 则说明结果显著)。结果表明,环境不平等对幸福感的影响大体上是显著的;且在环境不平等对幸福感的影响过程中,经济增长和健康状况链式中介效应最为显著。这与依次检验法得到的主要结论基本一致,说明本文所提出的关于环境不平等对幸福感的影响机制具有较高稳健性。

表 8 基于 Bootstrap 的中介效应检验结果

变量	影响效应	Effect	BootSE	BootLLCI	BootULCI
基于工业废水	总效应	-0.217	0.077	0.005	-0.369
	直接效应	-0.216	0.077	0.005	-0.366
	路径 1	0.015	0.010	-0.005	0.035
	路径 2	-0.038	0.015	-0.069	-0.009
	路径 3	0.022	0.003	0.017	0.028
基于工业二氧化硫	总效应	0.047	0.073	-0.097	0.191
	直接效应	0.168	0.076	0.019	0.317
	路径 1	-0.046	0.025	-0.094	0.005
	路径 2	-0.026	0.016	-0.057	0.004
	路径 3	-0.049	0.006	-0.061	-0.038
基于工业烟粉尘	总效应	0.355	0.074	0.210	0.499
	直接效应	0.330	0.072	0.188	0.472
	路径 1	0.003	0.004	-0.004	0.011
	路径 2	0.014	0.015	-0.015	0.042
	路径 3	0.008	0.002	0.004	0.012

八、结论、政策与展望

本文研究了环境不平等对居民幸福感的影响,为破解我国的“伊斯特林悖论”之谜提供了新的研究视角。结果表明,环境不平等对幸福感的直接影响总是显著的,并且在不同污染物的测度下,具有不同的表现:在工业废水的测度下,环境不平等对幸福感有显著的消极影响;而在工业废气的测度下,环境不平等对幸福感有显著的积极影响。环境不平等对幸福感的影响存在异质性,具体体现在区域和城乡两方面。总体来看,环境不平等对东部地区居民幸福感的影响大于中西部地区;工业废水测度下的环境不平等对城镇居民的影响大于农村居民,而工业废气测度下的环境不平等对农村居民的影响大于城镇居民。经济增长和健康状况是环境不平等影响居民幸福感的重要途径。就调节作用而言,在环境不平等影响幸福感的过程中,经济增长起显著的正向调节作用,而健康状况的调节作用不显著。就中介作用而言,环境不平等会通过降低居民的健康状况进而降低幸福感;环境不平等通过经济增长直接影响幸福感的路径不显著,但经济增长和健康状况的链式中介作用是显著的,且在三条路径中最为重要。

基于以上结论,本文得出政策启示如下:①加强环境治理、降低环境不平等是未来发展的应有之义。根据环境基尼系数走势图和空间分布情况,近年来我国省市间的环境不平等程度呈上升趋势,且省份内部的环境不平等也逐步扩大。从长远来看,环境不平等有悖于社会公平,可能造成环境质量的进一步恶化。因此,政府应提高对环境不平等的重视程度,加强各省市间的经济发展合作和污染排放控制合作,加大对污染严重地区的环境治理投入,促进该地区产业结构调整和经济发展方式转型,以达到降低环境不平等、缩小地区间污染排放差异的目标。②统筹区域和城乡协调发展、推动区域和城乡一体化是改善居民整体幸福状况的有

方法宝。由于环境不平等对幸福感的影响在区域和城乡上存在异质性,因此政府一方面要深化生态保护补偿制度改革,通过建设生态补偿机制的方式追究污染方造成环境损害的责任和受益方应尽的义务,保障生态脆弱地区的发展权益,从而解决区域利益失衡问题,促进区域经济协调发展;另一方面则要落实乡村振兴战略,对相对落后的农村地区加大政策扶持力度,避免污染物由城市向农村转移对农村经济发展造成的阻碍,从而缩小城乡差距,实现城乡融合。③坚持以经济建设为中心、提高居民健康水平是增加幸福感的必经之路。根据机制检验结果可知,经济增长和健康状况是环境不平等影响居民幸福感的重要途径。因此一方面要坚定不移地走“以经济建设为中心”的基本路线,为建设社会主义现代化强国的目标奋斗;另一方面各地区政府应始终贯彻《“健康中国2030”规划纲要》,加快完善医疗卫生服务体系脚步,尤其关注影响居民健康的环境规制问题,逐步建立健全环境与健康管理制度,尽可能降低环境恶化对人们造成的健康损害。

本文的局限性在于,在对环境不平等进行测度及后续的实证研究中,采用的是单项指标分析法,这样做虽然有助于区分不同污染物测度下的环境不平等对幸福感的影响方向及大小,使研究内容更为深刻,但同时也带来不够全面的问题。对此,本文认为可以通过采取构建各类污染物的综合指标体系的方法予以弥补。此外,根据中介效应的检验结果,发现在加入经济增长和健康状况两个变量后,环境基尼系数的回归系数仍为显著,这表明可能还存在其他的作用机制需要深入探究。

参考文献

- [1] 陈少林,张明,2023.教育水平、教育回报与居民主观幸福感——基于CGSS2018数据的实证研究[J].西北人口,44(4):76-90.
- [2] 陈钊,徐彤,刘晓峰,2012.户籍身份、示范效应与居民幸福感:来自上海和深圳社区的证据[J].世界经济,(4):79-101.
- [3] 丁冠淇,王斌,2020.京津冀环境不平等的成因分析——基于Shapley值分解方法[J].干旱区资源与环境,(11):44-50.
- [4] 方杰,温忠麟,张敏强,等,2014.基于结构方程模型的多层中介效应分析[J].心理科学进展,(3):530-539.
- [5] 官皓,2010.收入对幸福感的影响研究:绝对水平和相对地位[J].南开经济研究,(5):56-70.
- [6] 侯玉波,葛泉语,2020.收入不平等与收入再分配对幸福感的影响——基于社会认知视角[J].北京大学学报(哲学社会科学版),57(1):150-160.
- [7] 黄永明,何凌云,2013.城市化、环境污染与居民主观幸福感——来自中国的经验证据[J].中国软科学,(12):82-93.
- [8] 雷卫,2016.宗教信仰、经济收入与城乡居民主观幸福感[J].农业技术经济,(7):98-110.
- [9] 李佳,2014.空气污染对劳动力供给的影响研究——来自中国的经验证据[J].中国经济问题,(5):67-77.
- [10] 刘浩杰,张广胜,2022.数字金融的幸福感效应及机制研究[J].当代财经,(4):52-64.
- [11] 刘荣增,何春,2021.环境规制对城镇居民收入不平等的门槛效应研究[J].中国软科学,(8):41-52.
- [12] 陆文聪,李元龙,2009.农民工健康权益问题的理论分析:基于环境公平的视角[J].中国人口科学,(3):13-20.
- [13] 逯进,赵亚楠,苏妍,2020.“文明城市”评选与环境污染治理:一项准自然实验[J].财经研究,(4):109-124.
- [14] 马缨,2003.美国环境公平研究概述[J].国外社会科学,(2):19-23.
- [15] 梅霞,杨柠泽,2023.财政支出效率提升了居民主观幸福感吗?——基于财政支出结构优化和相对剥夺感的视角[J].云南财经大学学报,39(5):97-110.
- [16] 祁毓,卢洪友,2015.污染、健康与不平等——跨越“环境健康贫困”陷阱[J].管理世界,32(9):32-51.
- [17] 邱俊永,钟定胜,俞俏翠,等,2011.基于基尼系数法的全球CO₂排放公平性分析[J].中国软科学,(4):14-21.
- [18] 石华平,易敏利,2020.环境治理、高质量发展与居民幸福感——基于CGSS(2015)微观调查数据的实证研究[J].管理评论,(9):18-33.
- [19] 王金南,逯元堂,周劲松,等,2006.基于GDP的中国资源环境基尼系数分析[J].中国环境科学,(1):111-115.
- [20] 王鹏,吴愈晓,2023.就业状态、性别角色预期与中国城镇夫妻的主观幸福感[J].南通大学学报(社会科学版),39(3):92-101.
- [21] 温忠麟,叶宝娟,2014.中介效应分析:方法和模型发展[J].心理科学进展,(5):731-745.
- [22] 文同爱,李寅铨,2003.环境公平、环境效率及其与可持续发展的关系[J].中国人口·资源与环境,(4):13-17.
- [23] 武康平,童健,储成君,2015.环境质量对居民幸福感的影响——从追求健康水平的消费动机出发[J].技术经济,34(6):95-105.
- [24] 邢占军,张干群,2019.社会凝聚与居民幸福感[J].南京社会科学,(7):52-60.
- [25] 张彤进,万广华,2020.机会不均等、社会资本与农民主观幸福感——基于CGSS数据的实证分析[J].上海财经大学学报,22(5):94-108.

- [26] 张亚丽, 项本武, 2022. 中国排污权交易机制引起了环境不平等吗? ——基于 PSM-DID 方法的研究[J]. 中国地质大学学报(社会科学版), 22(3): 67-82.
- [27] 钟茂初, 闫文娟, 2012. 环境公平问题既有研究述评及研究框架思考[J]. 中国人口·资源与环境, (6): 1-6.
- [28] ABRAMOVITZ M, DAVID P A, REDER M W, 1974. Nations and households in economic growth[M]. London: Academic Press, 89-125.
- [29] ADAMS J S, 1965. Inequity in social exchange[J]. Advances in Experimental Social Psychology, 2(4): 267-299.
- [30] BARON R M, KENNY D A, 1986. The moderator-mediator variable distinction in social psychological research: Conceptual, strategic, and statistical considerations[J]. Journal of Personality and Social Psychology, 51(6): 1173.
- [31] CHAVEZ B, 1987. Toxic wastes and race in the United States: A national report on the racial and socio-economic characteristics of communities with hazardous waste sites[R]. New York: United Church of Christ.
- [32] CLARK A E, FRIJTERS P, SHIELDS M A, 2008. Relative income, happiness, and utility: An explanation for the Easterlin paradox and other puzzles[J]. Journal of Economic Literature, 46(1): 95-144.
- [33] DANIELS G, FRIEDMAN S, 1999. Spatial inequality and the distribution of industrial toxic releases: Evidence from the 1990 TRI[J]. Social Science Quarterly, 80(2): 244-262.
- [34] EGGER G, 2009. Health, “illth,” and economic growth medicine, environment, and economics at the crossroads[J]. American Journal of Preventive Medicine, 37(1): 78-83.
- [35] FERRER-I-CARBONELL A, FRIJTERS P, 2004. How important is methodology for the estimates of the determinants of happiness?[J]. The Economic Journal, 114(497): 641-659.
- [36] HAYES A F, 2009. Beyond Baron and Kenny: Statistical mediation analysis in the new millennium[J]. Communication Monographs, 76(4): 408-420.
- [37] MA C B, 2010. Who bears the environmental burden in China—An analysis of the distribution of industrial pollution sources?[J]. Ecological Economics, 9(69): 1869-1876.
- [38] MANDI R, BANSOD D W, 2023. Exploring the nexus of health and happiness: A study on the life satisfaction of urban elderly in India[J]. Clinical Epidemiology and Global Health, (23): 2213-3984.
- [39] YANG J, ZHANG B, 2018. Air pollution and healthcare expenditure: Implication for the benefit of air pollution control in China[J]. Environment International, (120): 443-445.

Does Environmental Inequality Reduce Residents’ Happiness: An Empirical Study Based on the Micro Data of China Comprehensive Social Survey(CGSS)

Zhang Hangyan¹, Ren Yuzhao², Li Jiajia³

(1. Institute of Industrial Economics, Chinese Academy of Social Sciences, Beijing 100006, China;

2. School of Public Economics and Management, Shanghai University of Finance and Economics, Shanghai 200433, China;

3. School of Economics and Management, Shanxi University, Taiyuan 030031, China)

Abstract: By matching provincial and urban data with micro-data from the Chinese General Social Survey (CGSS), and based on measuring the environmental Gini coefficient, the impact path of environmental inequality on Residents’ well-being was researched by using probit and intermediary effect model. The results show that environmental inequality measured by industrial wastewater significantly reduces residents’ well-being, however, the environmental inequality measured by industrial sulfur dioxide and industrial smoke and dust significantly improves residents’ well-being. There are regional and urban-rural heterogeneities in the impact of environmental inequality on Residents’ well-being. Environmental inequality has a greater impact on residents’ happiness in the eastern region than in the central and western regions. Under the measurement of industrial wastewater, environmental inequality has a greater impact on urban residents than rural residents, while industrial waste gas is the opposite. In the path of environmental inequality affecting well-being, economic growth and health status are important mechanisms. Economic growth plays a significant positive regulatory and intermediary role, while health status only plays an intermediary role. Therefore, strengthening environmental governance, coordinating regional and urban-rural development, adhering to economic construction and improving residents’ health are of great significance for the Chinese government to improve residents’ happiness and get out of the “Easterlin paradox” in the new era.

Keywords: environmental inequality; residents’ well-being; influence mechanism