

引用格式: 曹和平, 奚剑明, 陈玥卓. 城镇居民对环境治理的边际支付意愿[J]. 资源科学, 2020, 42(5): 801-811. [Cao H P, Xi J M, Chen Y Z. Urban residents' marginal willingness to pay for environmental pollution control[J]. Resources Science, 2020, 42(5): 801-811.] DOI: 10.18402/resci.2020.05.01

城镇居民对环境治理的边际支付意愿

曹和平, 奚剑明, 陈玥卓

(北京大学经济学院, 北京 100871)

摘要:城镇居民对环境治理的边际支付意愿是社会环境偏好最为直接的度量参数,也是环境制度改革和细则政策出台的基础依据。本文使用1994—2015年中国省级面板数据,选择居民环境偏好的指标度量,对影响中国城镇居民环境偏好指标的主要因素分析发现,居民收入水平、环境污染程度、地区城镇化水平以及居民受教育水平等因素与城镇居民对环境的偏好程度存在相关关系,可作为居民优质环境支付意愿的度量基础。根据测算,若年均减少1 t工业废气排放,中国居民边际环境改进的支付意愿为0.21元。与发达国家相比,中国仍处在较低的环境支付意愿水平上。本文创新性地引入环境偏好概念,使用中国各省居民对环境的信访数据作为衡量消费者对环境偏好程度的代理变量,通过测算城镇居民对环境治理的边际支付意愿,为政府进行环境污染治理问题的决策提供了可量化的政策依据。

关键词:环境偏好;环境政策;边际支付意愿;替代效应;环境信访;环境污染

DOI: 10.18402/resci.2020.05.01

1 引言

居民对环境治理的边际支付意愿是社会环境偏好结构的最直接度量指标。Arora等^[1]提出,消费者愿意为环保产品付出更高的价格。Crescenzi等^[2]指出,PM10造成的污染与人们的生活满意度呈负相关。Cofala等^[3]提出NO₂的边际减排成本随着减排水平上升而急剧上升。Arabomen等^[4]通过测算得出尼日利亚贝宁市的居民愿意平均每月支付1.2美元用于保护当地的森林环境资源。Yvonne等^[5]通过对6个欧洲国家的碳标签产品支付意愿进行研究,发现消费者对标有碳标签产品的支付溢价高达20%。

在居民环境支付意愿和环境偏好结构的相关研究基础上,国内学者对环境制度改革和细则政策出台进行了多项研究。史兴民等^[6]采用消费者意愿调查法,发现居民对使西安市空气质量在5年内达到国家二级标准的支付意愿为每年180.26元/户。

冯骥等^[7]研究得出北京市民对城市绿地资源的年人均支付意愿约为11.14~23.49元。郭秀艳^[8]的研究表明,中国矿区居民对生态文明建设改善环境愿意支出的金额在每年370~590元/户。何可等^[9]通过分析农户对农业废弃物资源化生态补偿支付意愿的影响因素,提出“文化程度”是影响农民对支付意愿的关键原因。周晟吕^[10]等使用统计分析方法研究了年龄、学历、平均收入、患病程度等因素对雾霾污染防治的支付意愿的影响,发现除年龄外,其他因素均与雾霾治理的支付额度呈正相关关系。

从区域视角看,不同地区的居民对于优质环境的支付意愿存在异质性。高婷等^[11]通过对北京市PM2.5的健康经济学损失进行初步评价,得出有65.4%的北京居民愿意为改善大气质量、降低空气污染导致的健康风险支付一定费用,并测算北京市民的支付意愿中位数为100~200元/户,平均每户143元/年,高于兰州市民的户均支付意愿140.97

收稿日期: 2019-09-06 修订日期: 2020-01-08

作者简介: 曹和平,男,陕西渭南人,教授,研究方向为发展金融理论、环境与资源经济学。E-mail: cheping@pku.edu.cn

通讯作者: 奚剑明,男,河北张家口人,博士研究生,研究方向为宏观经济学、资源与环境经济学。E-mail: xijianming@pku.edu.cn

元/年。许志华等^[12]提出,北京市居民愿意为降低PM2.5浓度支付的费用高于南京市居民。张锐等^[13]通过问卷调查得出,华北地区城市居民对青藏高原生态资产的人均支付意愿是西南地区城市居民的1.33倍。

在研究视角上,以往文献多从微观视角对居民的环境治理行动展开分析。例如,基于中国综合社会调查(CGSS2013)数据,李艳春^[14]对城乡居民环境意识差异进行分析;闫三曼^[15]与袁亚运^[16]分析了居民环境行为及其影响因素;王玉君等^[17]提出环境污染变量对个人环保行为的影响受到了经济发展水平的调节。由于调查数据的局限性(CGSS2013数据是针对居民个体的微观调查数据),鲜有文献对国家或省级层面的消费者环境支付意愿进行研究。

基于以上,本文创新性地引入环境偏好的概念,提出影响居民环境偏好的理论假说,使用中国各地区省级信访数据作为消费者环境偏好的代理变量,通过计量模型进行验证,并以降低工业废水废气排放为目标,从宏观层面测算中国居民的环境支付意愿,结果将为政府进行环境污染治理问题的决策提供量化的政策依据。

2 研究假设

本文引入环境偏好(Environment Preference)刻画中国城镇居民对优质环境的喜好程度,并通过环境偏好测算消费者对改善环境质量的支付意愿。根据现有文献在研究环境偏好时使用的度量方法和数据,本文从消费者个人状况、地区污染程度以及区域经济发展水平等直接或间接视角,讨论影响居民环境偏好的主要因素,并提出假设。

作为衡量环境质量的直接标准,地区污染程度对居民环境偏好的影响至关重要。一般情况下,环境越恶劣的地区,居民对于改善环境的意愿越迫切,优质环境资源作为稀缺商品的边际支付意愿就越高。根据朱清等^[18]研究,随着环境质量下降,人们为改善环境所愿意放弃的其他商品消费增加,即消费者环境偏好的无差异曲线凸向原点。故本文首先提出假设:

H1:环境污染程度越高,居民对环境偏好程度越高。

与消费者自身效用直接相关的另一指标是可支配收入。Franzen等^[19]证实了个人收入状况对环境偏好有着显著影响。随着个体收入的增加,个人对环境的需求也相应增加,进一步导致环境偏好的增强。Veisten等^[20]指出较富裕的居民对优质环境和抑制环境污染有更高的需求,并说明环境偏好与收入之间存在正向关系。史兴民^[21]提出,家庭收入对居民减少燃放烟花的行为有正向影响,家庭收入越高,减少燃放的行为意愿越强。这些研究表明,收入是影响居民环境偏好的重要因素。本文引入居民平均收入水平指标,从宏观层面分析其与环境偏好的关系,并提出假设:

H2:居民收入水平越高,对环境的偏好程度越低。

另一类潜在影响消费者环境偏好的间接因素包括居民的受教育程度、就业情况以及消费者所在地区的经济水平。根据现有文献,张世秋等^[22]以中国小城市女性的环保意识为研究对象,指出个体的教育水平越高,其对污染问题严重程度的理解越深,相应的对环境问题的关注度就越高,危机感也就越强烈。史兴民等^[6]的研究结果表明加强对年龄比较大的居民的引导,提高居民的受教育程度,提高居民收入均有利于居民提高支付意愿。据此本文尝试建立相关指标,验证教育程度与居民对环境治理意愿的正相关关系,并提出假设:

H3:居民受教育水平越高,对环境的偏好程度越高。

从区域经济发展水平来看,由于中国存在典型的城乡二元结构,地区之间的经济情况差异较大,因此区域异质性导致不同地区居民对环境的偏好程度存在很大差异。本文引入城乡因素和地区差异两个变量,来考察区域经济水平对居民环境偏好的影响,并提出假设:

H4:经济发展水平越高、城镇化水平越高的区域,居民对环境的偏好程度越高。

普遍认为就业情况与环境偏好也存在一定关系,但是从现有的实证研究来看,不同文献给出的结果却存在矛盾。Veisten等^[20]发现,失业者对环境保护显示了更低的偏好,而Witzke等^[23]发现个人就业与否与环境偏好之间的联系既不明显也不显

2020年5月

著。产业结构可以通过间接影响环境污染水平改变居民环境偏好,张欣钰等^[24]提出优化地区产业结构有助于降低区域内的碳排放量,而污染物排放量下降可从边际上降低居民对环境治理的诉求。

综上所述,根据 Welsch^[25],本文定义代表性消费者对环境的偏好(E_i),是消费者所在地区 i 的环境污染程度(pol),以及各项经济指标——平均收入水平($Y_i|Y$)、就业情况(emp)、教育程度(edu)、城镇化水平($city$)、产业结构($gdp_structure$)等变量的函数:

$$E_i = E_i(pol, Y_i|Y, emp, city, edu, gdp_structure) \quad (1)$$

$$= \beta_0 + \beta_j X_j + \varepsilon_i$$

式中: β_0 为常数项; β_j 表示各自变量系数; X_j 表示影响环境偏好的自变量; ε_i 为扰动项。本文的核心是讨论上述各项指标的变化如何影响 E_i 函数值的变化。根据回归系数的定义,当 $\beta_j = \frac{\partial E_i}{\partial X_j} > 0$ 时,表示自变量 X_j 对环境偏好的影响效果为正,当 $\beta_j < 0$ 时,自变量 X_j 对环境偏好的影响效果为负。因此,不失一般性,可以对 E_i 函数的特性作出以下假设:① E_i 对环境污染程度(pol)的一阶偏导数应大于0,即环境污染越严重的地区,居民对拥有良好环境的偏好越大;② E_i 对平均收入水平($Y_i|Y$)的一阶偏导数应小于0,即收入与环境存在替代效应,人们愿意牺牲良好的环境换取收入的提高;③ E_i 对居民受教育程度(edu)的一阶偏导数应大于0,居民受教育程度越高,对环境问题越重视;④ E_i 对城镇化水平($city$)的一阶偏导数应大于0,城镇化水平越高,环境对居民的影响程度越高。其他指标的变化如何影响函数 E_i 的值,无法根据经验直接得出结果,需要通过实证分析去作进一步判断。

3 数据、变量与模型

3.1 数据来源

考虑到过去20年中国各省经济发展情况不同,本文利用中国31个省(因数据缺失,不包括港澳台)1994—2015年面板数据对H1-H4进行验证。文中使用的各省环境信访和排污数据来自于同时期的中国环境年鉴,GDP、失业率、受教育程度等宏观经济指标来自于中国统计年鉴。

3.2 变量选择

为了从宏观层面分析城镇居民对环境支付意愿,本文选取因环境问题信访的人次以及来访信件分别作为被解释变量,衡量中国城镇居民对环境的偏好程度,从宏观角度研究环境问题对居民生活造成的影响。因为中国信访的成本较高,信访数据可以体现居民对改善环境状况的迫切程度。信访次数越多,表明城镇居民改变当前环境状况的愿望越迫切,说明居民对当前的生活环境越不满,对优质环境的偏好程度越高。通过信访次数作为衡量居民对环境的偏好,具有一定客观性和公正性,可以切实反应出环境破坏对居民效用的损害程度,进而对经济活动产生影响。

根据图1,1994—2015年,中国因环境问题的信访人次及来访信件的增长率并未随着经济增长呈逐年上升趋势。这表明由于环境问题而引发的不满程度受各项指标综合影响。

部分居民在选择生活居住地时往往会采用用脚投票的方式,即在一个区域环境恶化时,迁移到环境良好的地区居住。因此环境良好的城市相关部门处理的信访案件相对较少。但是这并不妨碍本文采用信访次数和来信数量作为模型的因变量。假设部分无法忍受恶劣环境的居民,采用迁移到其他城市居住的行为替代了信访行为,因此导致此部分样本未能进入模型,对回归结果造成影响;如果在模型中加入上述样本,即无法忍受恶劣环境的居民通过信访行为表达不满,原则上不会降低本

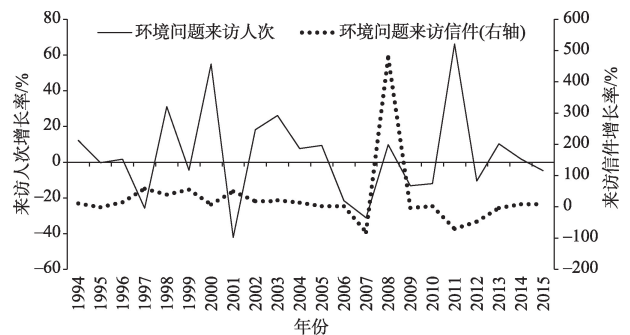


图1 1994—2015年中国环境问题信访人次及来信数量年度增长率

Figure 1 Annual growth rate of complain letters and visits due to environmental problems in China, 1994-2015

文实证部分结果的显著性。

现有关于环境质量的研究中,水资源、森林资源和清洁的空气资源是评估环境质量的重要标准,如徐志等^[26],李晓西等^[27],庄贵阳等^[28]。本文使用各省的人均工业废水排放量和人均工业废气排放量来衡量环境污染程度。其中,工业废水排放统计包括汞、镉、铅、砷、氰化物等污染物;工业废气排放统计数据包括灰尘、烟尘、SO₂和NO_x等污染物。图2显示,自1994年以来,中国工业废水排放量增长率在大多数年份中表现为负值,说明废水排放呈逐年下降趋势;工业废气排放量逐年增加。本文未采用固体废物排放指标,因为相较于非点源排放的废水和废气,固废排放为点源污染,污染源集中,可以通过现有较完善的固废处理和回收机制解决污染治理问题。因此固体废物排放对人们的环境偏好影响不大。

本文引入各省收取的排污费作为衡量环境治理投资的程度。中国自1982年7月起全面实施污染企业排污收费制度,对排放污染物的企业根据排污量按比例收取相关费用,征收的排污费列入环境保护专项资金进行管理,专款专用,多数用于补贴排污单位,或投资治理环境污染^①。自2018年1月1日起,中国已全面暂停征收排污费,改为向排污企业征收环保税。本文将1994—2015年各省征收的排污费作为环境保护投资的代理变量,同时还将各

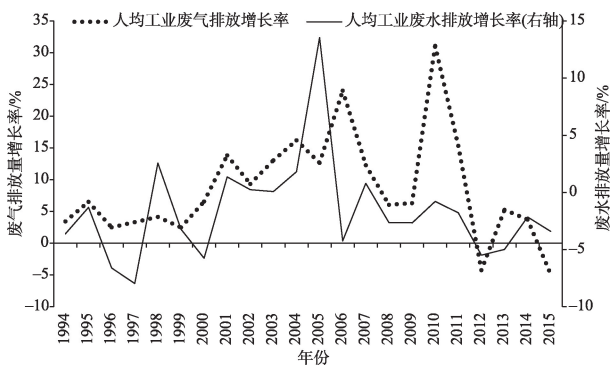


图2 1994—2015年中国人均工业废水及废气排放量年度增长率

Figure 2 Annual growth rate of per capita industrial waste water and air pollution emissions in China, 1994-2015

省排污费占当地GDP的比例引入回归模型,降低了因各省经济发展情况的差异对回归结果造成的影响。

本文使用年平均失业率衡量就业情况,采用城乡居民消费水平比衡量该地区的城镇化水平。现有研究表明,城镇化水平越低的地区,城镇与农村居民的收入、消费水平差别越大。本文采用中国第一产业与第二产业的产值占GDP的百分比,用以衡量每个地区的产业结构对居民环境偏好的影响。各省人均GDP是各省国内生产总值与常住人口的比值,是衡量各地区人民生活水平的一个重要指标。经测算,人均GDP与居民平均消费水平高度相关(相关系数为0.98),因此本文采用人均GDP作为居民平均消费水平的代理变量,检验居民消费水平如何影响消费者对环境的偏好。

为检验居民受教育程度对环境偏好的影响,研究采用居民平均受教育年限作为控制变量。各省居民平均受教育年限的计算公式如下:

$$edu_i = (6 \times primary_i + 9 \times junior_i + 12 \times senior_i + 15 \times speciality_i + 16 \times under_i + 19 \times graduate_i) / population_i \quad (2)$$

式中: $primary_i$ 及 $junior_i$ 分别表示小学及初中毕业生人数; $senior_i$ 表示普通高中及中专毕业生人数; $speciality_i$ 表示大学专科毕业生人数; $under_i$ 和 $graduate_i$ 表示大学本科和研究生毕业生人数; $population_i$ 表示该地区6岁及以上人口数。据统计,1994—2015年中国居民平均受教育年限呈逐年上升趋势(表1)。

3.3 模型设置

基于以上变量,首先构建以下线性计量模型对居民环境偏好及相关影响因子进行实证检验:

$$Y_{it} = C + \alpha POL_{it} + \beta I_{it} + \gamma X_{it} + \varepsilon_{it} \quad (3)$$

$$POL_{it} = \begin{pmatrix} pol_water_{it} \\ pol_gas_{it} \end{pmatrix} \quad (4)$$

式中: Y_{it} 表示 t 年份 i 省份的信访指标,包括信访人次和来访信件; C 是常数项; POL_{it} 为污染程度的度量,包括工业废水排放量(pol_water_{it})及工业废气排放量(pol_gas_{it}); α 为待估系数向量。按照理论推断,工业废水、废气排放量越大,环境污染越严重,

① 参见中华人民共和国国务院令(第369号)《排污费征收使用管理条例》。

表1 各省面板数据统计特征

Table 1 Statistical characteristics of provincial panel data

变量	单位	平均值	标准差	中位数	最小值	最大值
<i>visit</i>	人次	3156	2617	2598	0	16373
<i>letter</i>	件	9652	14597	4381	1	115392
<i>pol_water</i>	万吨/人	16.508	10.191	14.194	1.146	94.950
<i>pol_gas</i>	亿标m ³ /人	2.690	2.698	1.876	0.038	25.788
<i>apf</i>	1/10000	5.520	3.931	5.123	0.000	45.957
<i>pol_fee</i>	亿元	3.570	4.039	2.199	0.000	27.686
<i>unemp</i>	%	3.440	0.923	3.500	0.400	7.400
<i>city_cons</i>	农村=1	3.034	0.780	2.955	1.453	8.869
<i>log_gdp</i>	万元	2.064	2.057	1.250	0.123	10.796
<i>fgdp</i>	%	0.155	0.085	0.146	0.004	0.489
<i>sgdp</i>	%	0.444	0.084	0.459	0.148	0.594
<i>log_edu</i>	年	7.801	1.426	7.930	2.250	12.150

注:重庆市于1997年6月成为直辖市,1993—1996年重庆市数据根据1997—2007的数据通过线性插值法求得。

居民对环境越不满,对优质环境的偏好程度越大,因此预期 α 中的元素都应为负值; I_{it} 为各省收取排污费情况,包括已收缴排污费(*pol_fee*)及排污费占GDP比率(*apf*); β 为相应的系数; X_{it} 为各地区经济发展情况度量,包括平均失业率(*unemp*)、城乡消费比例(*city_cons*)、人均GDP(*log_gdp*)、第一产业(*fgdp*)与第二产业(*sgdp*)产值占GDP比率、人均受教育年限(*log_edu*)等; γ 为这些变量的系数向量。基于现有文献,本文控制了以上可能影响居民环境偏好的控制变量。

为统一各变量的数量级,分别对信访人次(*visit*)、来访信件(*letter*)、人均GDP及平均受教育年限等变量取对数后放入模型进行回归。由于各省消费数据统计口径存在差别,可能导致统计结果不准确,故文中采用人均GDP作为衡量某地区居民收入水平的代理变量。本文采用了中国31个省、自治区及直辖市(港澳台因数据缺失未纳入计算)的面板数据进行回归。为了剔除人口因素导致的地区差异,部分变量使用了人均指标,如人均GDP、人均工业废水、人均废气排放量、人均受教育年限等。但因变量信访人次与信访信件并未采用人均指标,因为考虑到同一个人可能进行多次信访,且信访数据是按照总人次和信件总数的口径进行统计,故本文未剔除同一个体的重复信访行为。

4 结果与分析

本文分别采用了固定效应与随机效应的回归模型分别对信访人次及来访信件进行回归,并通过双向固定效应模型进行稳健性检验作进一步验证,回归结果在表2中展示。

对信访人次及来访信件回归的Hausman检验结果显示拒绝原假设,应该使用固定效应模型对被解释变量进行回归。以下是本文根据表2给出的对信访人次和来访信件的回归结果得出的分析以及对假设的验证。

(1)工业废水与废气排放。人均工业废水排放量在固定效应模型下,对信访人次及来访信件的回归均不显著;在随机效应模型下,虽然对来访信件的系数估计结果显著,但是影响很低,只有0.005;说明工业废水排放量增加对城镇居民的环境偏好影响变化不大。人均工业废气排放量对信访人次的回归在固定效应模型下显著,估计系数为0.026,说明人均工业废气排放量每增加1亿标m³/人,信访人次将增加2.60%。以上结果表明工业废水的排放,不会直接影响因为环境问题的信访人次,但是会轻微影响来访信件数量;工业废气的排放会直接影响人们的信访次数,但是对来访信件数量影响不大。考虑到信访人次会直接反映出人们对环境的不满意程度,回归结果和现实情况相吻合。

表2 信访人次及来访信件模型的面板回归结果

Table 2 Panel regression results of complain letters and visits

模型被解释变量	固定效应 信访人次	固定效应 来访信件	随机效应 信访人次	随机效应 来访信件	引入人均GDP平方项
<i>pol_water</i>	-0.004 (-1.620)	0.002 (0.740)	-0.004 (-1.710)	0.005* (2.080)	-0.003 (-1.460)
<i>pol_gas</i>	0.026** (-2.640)	-0.017 (-1.340)	0.008 (0.780)	-0.053*** (-4.610)	0.025* (2.480)
<i>apf</i>	-0.014* (-2.380)	0.004 (0.560)	-0.022*** (-3.650)	-0.008 (-1.160)	-0.013* (-2.130)
<i>pol_fee</i>	-0.015* (-2.020)	-0.017 (-1.840)	0.005 (0.700)	0.011 (1.310)	-0.016* (-2.120)
<i>unemp</i>	0.068*** (-3.520)	0.217*** (8.890)	0.066*** (3.350)	0.181*** (7.650)	0.070*** (3.580)
<i>city_cons</i>	-0.068* (-2.420)	0.195*** (5.610)	-0.092*** (-3.310)	0.158*** (4.810)	-0.066* (-2.360)
<i>log_gdp</i>	-0.488*** (-3.660)	-0.460** (-2.800)	-0.651*** (-5.190)	-0.479*** (-3.340)	-0.983 (-1.330)
<i>log_gdp_sqr</i>					0.112 (0.680)
<i>fgdp</i>	-2.039** (-3.080)	-3.492*** (-4.280)	-0.740 (-1.230)	-2.426*** (-3.670)	-2.129 (-3.150)
<i>sgdp</i>	-0.557 (-1.360)	0.590 (1.150)	0.660 (1.750)	1.284** (3.000)	-0.518 (-1.250)
<i>log_edu</i>	1.123* (-1.980)	3.598*** (5.140)	2.713*** (5.660)	4.556*** (8.930)	1.184* (2.060)
<i>_cons</i>	4.923*** (6.950)	1.269 (5.350)	3.547*** (1.430)	0.274 (0.360)	5.872*** (3.770)

注:不带括号的数值为回归系数数值,带括号的数字为回归系数的 t 统计量。*表示 $p < 0.05$, **表示 $p < 0.01$, ***表示 $p < 0.001$ 。

造成以上结果的原因可能是:一方面,由于中国城市化水平发展迅速,城市污水处理系统日渐完善,工业废水排放后经过有效处理对环境的损害程度较低,城镇居民的用水环境已经得到充分保障。另一方面,工业废气的治理不同于可集中处置的废水,废气排放需在源头治理才能达到最佳治理效果。考虑到工业废气排放污染源较多、分布较广,治理政策的实施和监管具有一定难度,因此工业废气带来的雾霾等污染问题,给城镇居民的日常生活造成的影响较工业废水更加严重,导致居民信访行为更加频繁。以上结果验证了本文提出的H1。

(2)人均GDP。表2显示人均GDP的估计系数在各回归结果中均高度显著,与信访人次和来访信件呈负相关关系。模型1中估计系数为-0.488,表

明人均GDP上升1%,信访人次会降低0.488%。2015年之前,中国的经济主要依靠基建、房地产等行业拉动,带动了钢铁、水泥、电解铝、化工等周边相关行业,这些行业普遍具有高耗能、高污染等特点,因此在经济增长带动居民收入上升的同时,虽然环境受到污染,但是相关行业从业人员的工资上升带来的福利提升,与环境污染导致的福利下降相互抵消。同时,为了验证居民收入对环境污染的偏好程度是否呈线性关系,在以信访人次为因变量的固定效应模型中引入了人均GDP的平方项(*log_gdp_sqr*),结果显示引入平方项后结果不显著,因此可以验证H2中提出的居民收入与环境偏好呈线性的负相关关系。

(3)人均受教育年限。人均受教育年限对信访

2020年5月

人次和来访信件的估计系数在各模型中均显著。在固定效应模型中,人均受教育年限提升1%,信访人次提升1.123%,来访信件上升3.598%。所以人们对环境偏好的程度随着受教育程度的提高而增强,并且受教育程度对来访信件的影响程度大于对信访人次的影响程度。郑思齐^[29]指出,随着居民受教育程度的提高,信息可获得性增强,公众对环境问题的关注度和参与热情逐步提升。这一结论与本文提出的H3吻合。

(4)城乡消费比。陈斌开^[30]等提出,城市化水平越低,城乡收入差距越大。本文研究结果显示,城乡消费比与信访人次呈负相关,所以城市化水平越高,人们对环境的不满程度越高,对质量环境的偏好越高,结果验证了H4。产业结构变量的回归系数也进一步验证了这个结论。在固定效应模型中,第一产业占GDP的比例对请愿者的回归具有重要意义。农业产值越低,城市化水平越高,对环境的偏好越高。城乡消费比与城市化水平都代表该地区城市的经济和发展情况。乔榛^[31]提出,在人们收入水平很低或环境可以自我恢复时,环境效用不进入效用函数,环境的边际效用为零;在人们收入水平提升后,或环境受到破坏而不能自我恢复时,环境因素才会进入效用函数,环境的边际效用由零转化为正数。随着中国城市化进程的加速,居民生活水平逐渐提高,在基础的物质生活得到保障后,消费增加对居民边际效用的影响逐渐减弱,但是随着人们对优质环境的需求增加,环境问题得到改善对居民边际效用的影响逐渐增强。

(5)其他指标。除上述指标外,排污费征收与失业率对回归结果的影响也较显著。在模型1中,排污费与GDP之比的估计系数为负,回归结果显著。说明排污费上升1亿元,信访人次降低1.5%;排污费占GDP的比例上升1%,信访人次降低1.4%。以上结果表明政府向污染企业征收排污费可以有效抑制企业排污,减少工业废水、废气的排放。另外根据中国有关收取和使用排污费的政策,排污费主要用于环境投资治理,因此也可以认为排污费是环境治理投资的代理变量。这表明政府对环境治理的投入越多,给城镇居民的生活环境带来

的改善越大,居民对环境的不满程度就越低。失业率对信访人次和来访信件的回归,在固定效应和随机效应模型下均高度显著,且符号一致。说明失业率越高,居民对环境的不满程度也越高。因为失业率越高,居民的有效劳动时间越少,闲暇时间越多,更有精力表达自己对环境污染问题的不满,因此相较就业人员,失业人员上访的机会成本更低。

综上所述,实证结果很好的支持了本文提出的H1-H4,人们对环境的偏好程度受各种因素综合影响,包括环境污染程度、居民收入水平、城镇化水平和居民受教育水平。其中空气污染、城镇化水平、居民受教育水平越高,人们对环境的偏好程度越高;而居民收入水平越高,人们对环境的偏好程度越低。

为了检验模型的稳健性,本文引入城镇居民消费水平替代人均GDP作为衡量居民收入水平的代理变量,并在个体固定效应模型的基础上加入时间效应,采用LSDV方法对双向固定效应模型进行回归。根据表3,在加入时间固定效应后,对信访人次的回归结果中显示出,人均工业废气排放量

表3 对信访人次及来访信件的双向固定效应模型回归结果
Table 3 Regression results of complain letters and visits with bi-directional fixed effect model

模型 被解释变量	固定效应 信访人次	固定效应 来访信件
<i>pol_water</i>	-0.004 (-1.790)	0.001 (0.280)
<i>pol_gas</i>	0.019* (2.010)	0.006 (0.660)
<i>apf</i>	-0.016** (-2.820)	-0.008 (-1.360)
<i>pol_fee</i>	-0.008 (-1.140)	-0.010 (-1.480)
<i>unemp</i>	0.073*** (3.400)	0.071*** (3.370)
<i>log_cons</i>	-0.664* (-2.120)	0.650* (2.130)
<i>fgdp</i>	-1.172 (-1.670)	-0.041 (-0.060)
<i>sgdp</i>	-0.134 (-0.300)	1.544*** (3.520)
<i>log_edu</i>	1.081 (-0.300)	1.937*** (3.520)
<i>_cons</i>	1.081 (1.820)	1.937*** (3.400)

(*pol_gas*)、排污费占GDP比例(*apf*)、城镇失业率(*unemp*)、居民消费水平(*log_cons*)等指标依然显著,且系数符号与原模型一致。对来访信件的回归结果显示,城镇失业率、居民消费水平、第二产业GDP占比(*sgdp*)及人均受教育年限(*log_edu*)等指标显著,且与原模型回归系数符号一致。以上稳健性检验的结果表明,本文模型的实证结果基本稳健。

5 居民边际环境支付意愿推演

基于以上结果,本节对中国居民的环境支付意愿进行讨论。定义居民对环境治理的边际支付意愿(E)为消费水平对环境污染程度的边际替代率($MRS_{C,E}$),即消费者为了获得1单位的优质环境,愿意支付的边际价格。满足以下公式:

$$E = MRS_{C,E} = -\frac{\Delta Environment}{\Delta Consumption} \quad (5)$$

式中:分子($\Delta Environment$)表示环境水平的变化量,分母($\Delta Consumption$)表示居民消费水平的变化量。为了计算边际替代率,本文使用信访人次的对数值作为被解释变量,居民消费取对数后(*Consume*)替代人均GDP作为解释变量,其他回归变量不变。其中,作为环境质量的度量指标,人均工业排放量越大,环境污染程度越高。本文使用固定效应模型进行回归,并通过相关系数的估计结果计算边际替代率。

由回归结果(表4)可知,居民消费与工业废气排放等指标的回归系数显著,可以用于计算环境支付意愿。将以上两项代入公式(5),可以得出居民消费与环境污染的边际替代率 $MRS_{C,E}$:

$$MRS_{C,E} = -\frac{\beta_{pol_gas}}{\beta_{consume}} = 2117.16 \quad (6)$$

结果表明人们为了减少1亿标 m^3 的工业废气排放,愿意支付2117.16元,或人们为了减少1 t工业废气排放愿意支付的价格是0.21元。参考国外研究的测算结果,Welsch^[29]通过环境污染对居民幸福程度影响研究得出,德国城市居民为减少1 t废气污染每年愿意支付0.07美元。与德国相比,中国居民的环境治理边际支付倾向仍然处于较低水平。

6 结论与讨论

6.1 结论

本文创新性地引入环境偏好概念,通过模型建构及计量检验,发现居民对环境的偏好结构集中反映在消费者边际环境支付意愿指标上,并使用1994—2015中国各省居民对环境的信访数据作为衡量消费者对环境偏好程度的代理变量,选择居民环境偏好的指标度量,对影响中国城镇居民环境偏好指标的主要因素进行分析。主要结论如下:

(1)居民收入水平、环境污染程度、地区城镇化水平以及居民受教育水平等因素与城镇居民对环境的偏好程度存在相关关系,可作为居民优质环境

表4 居民消费水平作为解释变量回归结果

Table 4 Regression results with residents' consumption level as explanatory variable

对信访人次回归	系数	标准差	t 统计量	P 值	95%置信区间	
					上限	下限
<i>pol_water</i>	-0.0029	0.0024	-1.19	0.233	-0.0077	0.0019
<i>pol_gas</i>	0.0013	0.0093	2.39	0.006	-0.0054	0.0312
<i>apf</i>	-0.0067	0.0056	-1.20	0.229	-0.0177	0.0043
<i>pol_fee</i>	-0.0238	0.0070	-3.40	0.001	-0.0376	0.0100
<i>unemp</i>	0.0534	0.0193	2.76	0.006	0.0155	0.0913
<i>city_cons</i>	-0.0487	0.0278	-1.75	0.080	-0.1033	0.0059
<i>consume</i>	-6.09e-06	0.0005	-2.33	0.009	-0.0008	0.0003
<i>fgdp</i>	-0.9591	0.5856	-1.64	0.102	-2.1089	0.1906
<i>sgdp</i>	-0.7279	0.4377	-1.66	0.097	-1.5873	0.1314
<i>log_edu</i>	0.2668	0.5139	0.52	0.604	-0.7422	1.2759
<i>_cons</i>	3.6384	0.6104	5.96	0.000	2.4398	4.8369

2020年5月

支付意愿的度量基础。

(2)根据测算,若年均减少1 t工业废气排放,中国居民边际环境改进的支付意愿为0.21元。与发达国家相比,中国仍处在较低的环境支付意愿水平上。

6.2 政策建议

上述结论为政府进行环境污染治理问题的决策提供了可量化的政策依据。基于此,本文提出以下政策建议:

(1)应建立标准计量模型,各地因地制宜,各行业因业增删控制变量,测量不同地区居民的边际环境支付意愿弹性系数。建议政府以3年平均数为基础,出台补贴政策,明确财政分摊比例。

(2)居民边际环境支付意愿显著提高后,政府应增加环境改善税种,补偿早期分摊的环境成本,两者结合,使得中国城镇环境治理工作建立在标准的机制之上。

参考文献(References):

- [1] Arora S, Gangopadhyay S. Toward a theoretical model of voluntary overcompliance[J]. *Journal of Economic Behavior & Organization*, 1995, 28(3): 289-309.
- [2] Crescenzi R, Holman N, Orru E. Why do they return? Beyond the economic drivers of graduate return migration[J]. *The Annals of Regional Science*, 2017, 59(23): 603-627.
- [3] Cofala J, Syri S. Nitrogen Oxides Emissions, Abatement Technologies and Related Costs for Europe in the RAINS Model Database [R]. IIASA Interim Report, 1998.
- [4] Arabomen J, Chirwa W, Babalola D. Willingness-to-pay for environmental services provided by trees in core and fringe areas of Benin City, Nigeria[J]. *International Forestry Review*, 2019, 21(1): 23-36.
- [5] Yvonne F, Katrin Z. Consumers' preferences for carbon labels and the underlying reasoning: A mixed methods approach in 6 European countries[J]. *Journal of Cleaner Production*, 2018, 178: 740-748.
- [6] 史兴民,雷贤.居民对PM2.5的感知与降低风险的行为选择、支付意愿[J]. *科学决策*, 2018, (6): 63-77. [Shi X M, Lei X. Local residents' perception of PM2.5, behavior selection and willingness to pay of reducing health risks in Xi'an[J]. *Scientific Decision Making*, 2018, (6): 63-77.]
- [7] 冯骥,李想,赵正,等.北京城市绿地价值评价研究:基于市民不
- 确定性支付意愿的分析[J]. *干旱区资源与环境*, 2020, 34(2): 96-101. [Feng J, Li X, Zhao Z, et al. Evaluation of urban green spaces value in Beijing: Based on the respondent uncertainty of citizens[J]. *Journal of Arid Land Resources and Environment*, 2020, 34(2): 96-101.]
- [8] 郭秀艳.煤炭矿区居民生态文明建设支付意愿调查[J]. *财经理论研究*, 2019, (4): 103-112. [Guo X Y. Research on the willingness to pay for ecological civilization construction of residents in coal mining area[J]. *Journal of Finance and Economics Theory*, 2019, (4): 103-112.]
- [9] 何可,张俊飏,田云.农业废弃物资源化生态补偿支付意愿的影响因素及其差异性分析:基于湖北省农户调查的实证研究[J]. *资源科学*, 2013, 35(3): 627-637. [He K, Zhang J B, Tian Y. Influencing factors and differences in farmer willingness to pay for ecological compensation of agricultural waste utilization: Based on rural areas of Hubei[J]. *Resources Science*, 2013, 35(3): 627-637.]
- [10] 周晟吕,李月寒,胡静,等.基于问卷调查的上海市大气环境质量改善的支付意愿研究[J]. *长江流域资源与环境*, 2018, 27(11): 2419-2424. [Zhou S L, Li Y H, Hu J, et al. Willing-to-pay for improvement of air quality in Shanghai based on questionnaire survey[J]. *Resources and Environment in the Yangtze Basin*, 2018, 27(11): 2419-2424.]
- [11] 高婷,李国星,胥美美,等.基于支付意愿的大气PM2.5健康经济学损失评价[J]. *环境与健康*, 2015, 32(8): 43-46. [Gao T, Li G X, Xu M M, et al. Health economic loss evaluation of ambient PM2.5 pollution based on willingness to pay[J]. *Journal of Environment and Health*, 2015, 32(8): 43-46.]
- [12] 许志华,郑睿臻,曾贤刚,等.降低PM2.5健康风险的支付意愿及影响因素研究[J]. *软科学*, 2016, 30(10): 66-69. [Xu Z H, Zheng R Z, Zeng X G, et al. Study on the willingness to pay for reductions of health risks caused by PM2.5[J]. *Soft Science*, 2016, 30(10): 66-69.]
- [13] 张锐,刘焱序,赵嵩,等.中国城市居民对青藏高原生态资产的支付意愿:以中国27市为例[J]. *自然资源学报*, 2020, 35(3): 563-575. [Zhang R, Liu Y X, Zhao S, et al. Chinese urban residents' willingness to pay for ecosystem service of the Tibetan Plateau: A case study of 27 cities in China[J]. *Journal of Natural Resources*, 2020, 35(3): 563-575.]
- [14] 李艳春.城乡居民环境意识差异分析[J]. *哈尔滨工业大学学报(社会科学版)*, 2019, 21(5): 121-126. [Li Y C. Analysis of differences in environmental awareness between urban and rural residents[J]. *Journal of Harbin Institute of Technology (Social Sciences Edition)*, 2019, 21(5): 121-126.]
- [15] 闫三曼.中国居民环境行为及其影响因素分析:基于CGSS2013数据[J]. *石家庄铁道大学学报(社会科学版)*, 2017, 11(3): 25-31. [Yan S M. An analysis of environmental behavior and its influ-

- encing factors of Chinese residents: Based on CGSS2013 data[J]. *Journal of Shijiazhuang Tiedao University (Social Science Edition)*, 2017, 11(3): 25-31.]
- [16] 袁亚运. 中国居民环境行为及影响因素研究: 基于 CGSS2013 数据[J]. *干旱区资源与环境*, 2016, 30(4): 40-45. [Yuan Y Y. An empirical analysis on residents' environmental behavior and influence factors in China: Based on CGSS2013 data[J]. *Journal of Arid Land Resources and Environment*, 2016, 30(4): 40-45.]
- [17] 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. [Wang Y J, Han D L. Economic development, environmental pollution and public pro-environmental behavior: A multi-level analysis of the 2013 Chinese general social survey[J]. *Journal of Renmin University of China*, 2016, 30(2): 79-92.]
- [18] 朱清, 余瑞祥, 李彦军. 基于居民环境偏好的两型社会经济学分析[J]. *软科学*, 2012, 26(6): 48-52. [Zhu Q, Yu R X, Li Y J. Research on two-type society economy based on residential environmental preference[J]. *Soft Science*, 2012, 26(6): 48-52.]
- [19] Franzen A, Meyer R. Environmental attitudes in cross-national perspective: A multilevel analysis of the ISSP 1993 and 2000[J]. *European Sociological Review*, 2010, 26(2): 219-234.
- [20] Veisten K, Hoen H F, Navrud S, et al. Scope insensitivity in contingent valuation of complex environmental amenities[J]. *Journal of Environmental Management*, 2004, 73(4): 317-331.
- [21] 史兴民. 城市居民燃放烟花爆竹行为的影响因素分析[J]. *干旱区资源与环境*, 2015, 29(10): 68-73. [Shi X M. An empirical study on the factors influencing the residents burning fireworks behavior[J]. *Journal of Arid Land Resources and Environment*, 2015, 29(10): 68-73.]
- [22] 张世秋, 胡敏, 胡守丽. 中国小城市妇女的环境意识与消费选择[J]. *中国软科学*, 2000, (5): 12-16. [Zhang S Q, Hu M, Hu S L. The environmental awareness and consumption options of the women in small cities in China[J]. *China Soft Science*, 2000, (5): 12-16.]
- [23] Witzke H P, Urfei G. Willingness to pay for environmental protection in Germany: Coping with the regional dimension[J]. *Regional Studies*, 2001, 35(3): 207-214.
- [24] 张欣钰, 唐晓华, 周帅. 环境、经济、就业多重约束下的制造业产业结构优化调整研究: 以东北地区为例[J]. *经济体制改革*, 2019, (3): 86-93. [Zhang X Y, Tang X H, Zhou S. Study on adjustment and optimization of manufacturing industry structure under multi-constraint of environment, economy and employment: Taking Northeast China as an example[J]. *Reform of the Economic System*, 2019, (3): 86-93.]
- [25] Welsch H. Preferences over prosperity and pollution: Environmental valuation based on happiness surveys[J]. *Kyklos*, 2002, 55(4): 473-494.
- [26] 徐志, 马静, 贾金生, 等. 水能资源开发利用程度国际比较[J]. *水利水电科技进展*, 2018, 38(1): 63-67. [Xu Z, Ma J, Jia J S, et al. International comparison of hydropower resources development[J]. *Advances in Science and Technology of Water Resources*, 2018, 38(1): 63-67.]
- [27] 李晓西, 刘一萌, 宋涛. 人类绿色发展指数的测算[J]. *中国社会科学*, 2014, (6): 69-95. [Li X X, Liu Y M, Song T. Calculation of the green development index[J]. *Social Sciences in China*, 2014, (6): 69-95.]
- [28] 庄贵阳, 谢海生. 破解资源环境约束的城镇化转型路径研究[J]. *中国地质大学学报(社会科学版)*, 2015, 15(2): 1-10. [Zhuang G Y, Xie H S. Study on the path of urbanization transformation to break the constraints of resources and environment[J]. *Journal of China University of Geosciences (Social Sciences Edition)*, 2015, 15(2): 1-10.]
- [29] 郑思齐, 万广华, 孙伟增, 等. 公众诉求与城市环境治理[J]. *管理世界*, 2013, (6): 72-84. [Zheng S Q, Wan G H, Sun W Z, et al. Public appeal and urban environmental governance[J]. *Management World*, 2013, (6): 72-84.]
- [30] 陈斌开, 林毅夫. 发展战略、城市化与中国城乡收入差距[J]. *中国社会科学*, 2013, (4): 81-102. [Chen B K, Lin Y F. Development strategy, urbanization and the rural-urban income disparity in China[J]. *Social Sciences in China*, 2013, (4): 81-102.]
- [31] 乔榛. 一个基于效用视角的环境问题分析[J]. *当代经济研究*, 2005, (2): 53-56. [Qiao Z. Analysis on environment from the view of utility[J]. *Contemporary Economic Research*, 2005, (2): 53-56.]

Urban residents' marginal willingness to pay for environmental pollution control

CAO Heping, XI Jianming, CHEN Yuezhao

(School of Economics, Peking University, Beijing 100871, China)

Abstract: Residents' marginal willingness to pay for the environment is the most direct measurement of social-environmental preference, and is the basis of environmental system reform and detailed policies. Based on the panel data of 31 provinces in China's mainland from 1993 to 2015, this study selected the indicators for measuring residents' environmental preference and analyzed the main factors affecting the environmental preference of urban residents in China. It is found that factors such as residents' income level, environmental pollution level, regional urbanization level, and residents' education level are related to the environmental preference of urban residents, which can be used as the indicators of residents' willingness-to-pay for the high-quality environment. According to the results, if the annual average emission of industrial waste gas is reduced by 1 ton, the marginal willingness-to-pay of Chinese urban residents for the environment improvement is 0.21 yuan. Compared with developed countries, China is still at a low level of willingness-to-pay for the environment. This study innovatively introduces the concept of environmental preference, uses the petition data of Chinese residents to the environment as the proxy variable to measure the degree of consumers' environmental preference, and measures the marginal willingness-to-pay of urban residents for environmental governance, which provides a quantifiable basis for the government to make decisions on environmental pollution control.

Key words: environmental preferences; environmental policies; marginal willingness-to-pay; substitution effects; environmental petition; environmental pollution