

收入不平等与公众环保偏好^①

余锦亮 卢洪友

摘要：本文致力于探讨收入不平等对公众环保偏好的影响，利用 CGSS 微观调查数据以及省级宏观面板数据，分别采用意愿调查价值评估法和真实偏好显示法对公众的环保偏好进行度量，在此基础上进行实证检验。结果发现收入不平等对公众平均环保偏好具有显著的正向影响，高收入阶层相对较大的环保收入弹性导致不平等程度越高的地区平均环保偏好也越高；并且不平等产生的影响是非对称的。进一步研究发现，教育不均等所引致的收入不平等导致不同收入阶层的环保认知和关心程度存在显著的差别，加之公共服务的区域差异以及“安土重迁”等传统思想对居民迁移的制约所引致的居住粘性，使得高收入群体环保偏好的边际收入效应明显高于低收入群体，是导致收入不平等与环保偏好正向关系的根源所在。

关键词：收入不平等 居住粘性 环保偏好 环保认知 污染受损度

中图分类号：F061.3；X196

JEL：O13；Q56

一、引言与文献综述

进入新时代，良好的生态环境已成为人民美好生活需求的重要组成部分，而严峻的环境污染和发展不平等的现状也已成为社会各界关注的焦点。十八大以来，环保改革力度和监管执法力度前所未有，生态文明建设也进入了高速发展期。加强生态环境保护和污染治理、构建全方位长效的环境治理体系是国家治理现代化的重要内容，也是十九大建设美丽中国实现绿色发展的必经之路。但有效的环境治理体系需要政府、市场和公众的协同合作，社会公众作为环保工作的“消费者”和“生产者”，其环保意识的觉醒和环保意愿的表达不仅直接拉开了美日等国政府环境治理的序幕，而且已经成为众多发达国家环保事业不可或缺的重要组成部分（郑思齐等，2013）。居民和公众对环保的意愿表达是政府治理污染的重要依据，是治污效果的重要监督，也是治污力度的重要标尺（马本等，2017）。

个人收入决定个人的环保偏好，社会的平均收入决定社会公众的平均环保偏好。大量研究证实，高收入群体往往具有更强烈的环保需求偏好（Broberg，2010）。例如，Hökby & Söderqvist（2003）利用瑞典微观调查数据，采用意愿价值评估法，实证发现收入对居民环保支付意愿具有显著的正向影响，弹性估计结果显示基准设定下的弹性值为 0.94。随后大量研究基于同样的方法也对不同国家和地区的环保支付意愿的收入效应进行了分析，估计结果显示环保收入弹性基本处于 0.1-0.6 之间（Liu & Stern，2008；Broberg，2010；Lindhjem & Tuan，2012）。但 Barbier et al（2016）通过理论和实证分析认为环保收入弹性只有在极端严格的假设前提下才是固定不变的，其利用跨国面板数据实证测算发现不同收入等级的弹性存在较大

^① 余锦亮，湖南大学经济与贸易学院，邮政编码：410006，电子邮箱：yjlb435@126.com；卢洪友，武汉大学经济与管理学院，邮政编码：430072，电子邮箱：hongyulu@sohu.com。本文受国家自然科学基金“中国财政分配的居民收入分配效应测度及矫正机制研究”（71573194）、国家社会科学重大基金“建构基于生态文明建设的公共财政体制研究”（15ZDB158）资助。感谢匿名审稿人的宝贵建议，文责自负。

的差别，其中低收入群体在 0.1-0.2 之间，而高收入群体在 0.6-0.7 之间。

目前关于收入不平等与公众环保偏好的研究文献并不多见。相关研究集中于从“结果端”探讨收入不平等与地区实际环境污染状况之间的关系。例如 Heerink et al (2001) 实证发现不平等程度的下降有助于减少碳排放总量；Brännlund & Ghalwash (2008) 利用瑞典家庭微观调查数据也发现不平等与 CO₂ 等空气污染物排放之间呈现显著的负向相关关系。但祁毓、卢洪友 (2013) 利用跨国面板数据实证发现，收入不平等与环境污染之间呈现出显著的正向关系；Yu et al (2016) 利用我国 1995-2012 年 23 个省份的面板数据，采用 GMM 方法实证发现收入不平等（以基尼系数衡量）对二氧化碳排放量具有显著的正向影响。Kashwan (2017) 基于 137 个国家的跨国面板数据，将政治因素纳入分析框架，实证发现平均而言收入不平等显著降低了国家级自然保护区的面积比例，而民主程度能够显著减弱这一负向效应。综合分析发现，环保偏好是学者常用于解释收入不平等与环境污染之间关系的微观传导路径。高收入群体相对较高的环保偏好，会促使其通过影响环境政策制定、转移财产等多种手段规避环境污染损害，穷人出于生存等需要可能存在过度挖掘和利用自然资源的倾向（祁毓、卢洪友，2013），因而收入不平等的加剧会对环境质量产生负向影响。

我们认为现有文献在以下三个方面存在进一步研究的空间：首先，并非只有最高收入等级与最低收入群体差距的缩小或扩大才会对不平等指数产生影响，绝大部分处于中间不同等级收入差距的变动也会影响经济社会的不平等程度，因而收入不平等对公众环保偏好的影响可能是非对称的。其次，在我国大部分收入相对较高的居民由于户籍、工作、住房、子女教育等因素的影响，存在一定的居住粘性，除了极小比例的高收入者能够相对方便的实现迁移或从污染中获取高额收益外，绝大部分居民仍然难以规避诸如空气污染、水污染等具有极强扩散性污染的损害，这可能对收入不平等与公众环保偏好之间的关系产生重要的影响。第三，现有文献专注于环境污染的研究，虽然 Baumgärtner et al (2017) 从理论上分析认为当环境公共品与私人工业品之间是互相替代的关系，那么居民环保支付意愿随着收入不平等程度的上升而下降，反之则反。但采用宏微观数据直接就收入不平等与居民公众环保需求意愿之间的关系和传导路径进行实证研究的文献并不多见。

本文从公众参与的视角，基于宏观层面真实发生的环保行为和微观层面直接与间接环保支付意愿，对居民环保偏好进行了全面的度量，直接探讨收入不平等对公众环保偏好的影响，进一步丰富了现有相关文献；并根据我国的具体情况，提出居住粘性的作用机制，从教育不平等和制度不公平等角度为分析收入不平等与污染之间的关系提供了新的解释角度。不平等与污染是新时代社会经济建设的重要任务，而政府生态环境治理政策的有效实施依赖于各类社会主体的环保偏好。对这两者之间关系的研究不仅可以为提高全社会环保参与程度、破解“环境贫困陷阱”提供政策依据和可行路径，而且提出在充分考虑不同地区环保偏好和环保能力的基础上实施有差异的“精准化”环保政策，为生态文明建设和环境管理体制改提供了新的思考。

二、理论分析与研究假说

随着工业化进程的深入和污染程度的加深，收入不平等问题是否会通过改变公众的环保

偏好，从而影响区域环境质量引起了学者的广泛关注。研究收入不平等与公众环保偏好之间的关系实际是分析在保持平均收入不变的情况下，收入在不同层次居民间转移的净效应。结合现有相关研究，考虑我国的实际情况，收入不平等与公众环保偏好之间的关系主要体现在以下四个方面：第一，收入不平等导致公众对于清洁产品的购买力不均等。平均来看，技术含量高、污染排放低、健康损害小的清洁产品（包括低毒涂料、生态纺织服装、无污染建筑装饰材料等）其价格水平也相对较高，高低收入阶层对其购买力存在显著的差异，穷人往往难以承担，因而选择使用相对廉价低效的污染产品，在一定程度上包含了边际环保倾向的不平等（祁毓、卢洪友，2013）。第二，自1978年进行大规模工业化建设以来，在很长一段时期内“高污染、高能耗、高排放”经济是我国经济增长的主要方式，在这一过程中，污染受益存在巨大的不平等，社会群体收入分层的形成过程往往也伴随着大量的权力操作、制度不公和腐败行为。部分群体利用制度优势或者政策优势（例如不对称的公共信息、有偏向性的区域性政策、城乡二元经济体制、不公平的税收制度等）从污染中获得了超额利益，按照污染者负担原则——谁污染谁治理，低收入者可能认为自己不应当承担同等比例的污染治理责任。第三，从现实情况来看，收入不平等也可能导致环境保护的结果不均等。富人还可以通过游说、经济开发等方式影响地方政府的环保政策，使政府环境治理政策尽可能有利于自身的利益。例如居住地附近更多的公园等政府绿化措施、高污染高排放企业的布局和污水垃圾处理厂更远的选址等，使得其环保支付或环保行为能够得到有效的反馈；反观穷人生活的区域绿化面积小、垃圾处理问题层出不穷。第四，收入不平等也意味着污染健康损害的感知程度不均等。高收入的需求层次与低收入者存在明显的差异。高收入者对家庭健康状况的变化更为敏感，愿意为同等健康损害所支付的成本也更高，也即随着收入水平的上升，私人消费的边际效用递减，而环境质量的边际效用递增。虽然高低收入者所遭受的环境损害并不一致，但是正如下文即将提到的，空气污染、水污染等类型渗透力极强，由于居住粘性的存在，不同收入层次的居民均会遭受污染损害。在此背景下，高收入群体的边际环保倾向更高（Barbier et al, 2016）。基于上述研究，我们提出如下假设：

假设 1：控制收入水平不变，社会收入不平等程度越严重的地区公众平均环保偏好越高。

虽然在现实生活中存在“污染迁移”现象，但是平均而言，我国仍然存在明显的“居住粘性”现象，这一现象的产生主要是出于以下几个方面的缘由：第一，城市尤其是大城市是工业活动的聚集地，长期以来粗放式经济发展造成了严重的环境污染和生态破坏，尤其是以PM2.5等污染物为主体的空气污染具有覆盖面积大、渗透力强的特点，使得居住在该区域的居民都会遭受一定程度的损害。第二，在我国，医疗、教育、养老等公共服务与户籍和住房密切相关，不同地区的教育水平、医疗卫生条件和养老保障程度都存在巨大的差异，良好的公共服务集中于大城市和超大城市，一般而言迁移难度和损失较大。第三，长期以来，我国劳动力供给存在结构性过剩问题，大城市优良的工作机会供不应求，在生态环境与公共服务均满足要求的地区寻找合适的工作难度非常大。第四，仔细分析我国的城市形态可以发现，与许多国家工作地与居住地分离的城市形态不同，从“大工厂”时代演化来的中国城市以“集聚型”为主，核心区或者重要区域往往存在大规模的重工业企业，功能区混杂，工作、居住和生活都集中在市区，污染暴露的场景更多、程度更深。

综上所述可以发现，虽然经济发展水平较高的城市平均污染程度也更严重，但是其提供的就

业机会、教育质量、医疗卫生条件和养老服务也更为优越，在当前我国市场竞争激烈的背景下，除了极少数超高收入人群外，大部分居民对于城市具有较强的“居住粘性”，因污染而迁移的现象非常罕见。基于此，本文提出如下假设：

假设 2：居住粘性是影响收入不平等与公众环保偏好关系的重要作用途径。

进一步从收入不平等扩大背后的深层次原因入手来分析我国收入不平等和环保需求的关系可以发现，教育与制度的不公平、不平等是影响两者之间关系的重要原因。从微观角度分析我国收入不平等和环保需求的关系可以发现，环保偏好是个人内在意识的外在表现，调查的支付意愿和实际的消费行为主要的衡量指标。居民意识的形成与其所接受的教育程度和所处的社会环境密切相关。教育对于形成个体内在环保意识存在重要影响，直接影响个人的认知水平（具体到本文可以理解为环境危害、污染产生的原因以及自己在污染治理中的角色和贡献等）。教育还是影响个体终身收入水平的重要因素，一般来说教育水平越高的居民其终身平均收入水平也越高，因而地区之间教育机会、教育投入和教育成果的不均等是导致收入不平等的重要源头，教育越不均等的地区其收入不平等程度也越高。从这个意义上来说，教育不均等通过“收入效应”和“认知效应”对公众的环保偏好产生双重影响。

除了教育不均等之外，制度不公平也是引发中国收入不平等的重要源头。在改革开放后中国逐步摸索从计划经济走向市场经济，在这一过程中难免出现许多制度漏洞和体制缺陷，使得部分群体从中获得了更多的发展优势，例如户籍、社会保障制度限制使得部分群体获得了更好的教育条件和就业环境，使得部分群体天然获得了先发优势；部分群体利用地方政府大力追求 GDP 的要求，政治关联等渠道获得了大量的资源开发与金融政策支持，从环境污染中获得了超额收入，而低收入群体则很可能承担了不对称的超额成本。并且长期以来，我国地方政府采取以“经营城市”为核心的施政纲领，政府实施有偏向的城市发展战略，优先发展城镇，大量的公共资源向城市集中；农村地区长期处于被忽视的地位，对农村的公共投入和政策倾斜不足，导致农村发展严重滞后，城乡二元结构问题突出。在当时的历史背景下，有顺序有侧重的对不同区域进行开发起到了很好的“示范效应”，但是大规模有选择性的开发和政策倾斜则是导致地区之间差异的重要原因，也是引起收入不平等的重要根源。从收入不平等形成的制度根源这个意义上来说，相对落后地区居民或者欠发达地区居民不应该承担污染治理的责任。基于此我们可以得到如下假设：

假设 3：教育不均等和制度不公平是引发收入不平等与公众环保偏好之间正向相关的重要根源。

三、变量、数据与研究设计

（一）变量说明

本文在基础回归部分采用的数据来源于中国人民大学中国调查与数据中心负责执行的“中国社会综合调查”（China General Social Survey, CGSS），自 2003 年以来该调查已经累计进行了 7 次。该调查采用多阶分层随机抽样，系统收集了个体、家庭在基本人口特征、就业状况、社会态度以及公共服务保障状况等方面的微观数据。基于数据的可得性，本文主要选择 2010 数据集作为分析样本。表 1 详细列出了本文所使用变量的名称及定义，其中：

(1) **环保偏好变量**。环保偏好是居民基于社会规范、现实情况和个人预算约束而在个人日常活动中显现出来的意愿和行为，通常采取经济对价的方式进行度量（Svart, 1976），即人们愿意为降低污染程度、提高环境质量所负担的价格或税收的高低。遵循既有的研究的做法以及考虑到数据可得性，本文在选取了“为了保护环境，您在多大程度上愿意支付更高的价格？”、“为了保护环境，您在多大程度上愿意缴纳更高的税？”、“为环保花费更多的钱和时间的意愿”、“为了保护环境，您在多大程度上愿意降低生活水平”四类指标，四种指标代表居民的环保支付意愿，直接反映了居民的环保偏好。

此外，为了弥补微观调查问卷的缺陷，本文还选取了各地区真实发生的环保信访量作为公众显示环保偏好的重要指标，公众信访行为不仅会产生邮寄、交通、食宿等直接费用，也会产生误工等机会成本，居民的环境信访行为可以看作是其权衡利弊后对环保偏好的一种真实表达（马本等，2017）。借鉴现有相关研究的做法，本文采用了因环境污染来信来访总量，以及其中的因水污染和大气污染来信来访量两个子指标作为公众环保偏好的衡量指标。

表 1 基础回归变量名称及定义

变量类型	变量名称及缩写	变量定义
被解释变量	税收支付意愿(Tax)	“为了保护环境，您在多大程度上愿意缴纳更高的税?”：5=非常愿意；4=比较愿意；3=既非愿意也非不愿意；2=不太愿意；1=非常不愿意
	价格支付意愿(Price)	“为了保护环境，您在多大程度上愿意支付更高的价格?”：5=非常愿意；4=比较愿意；3=既非愿意也非不愿意；2=不太愿意；1=非常不愿意
	花费钱和时间(M-time)	“即使要花费更多的钱和时间，我也要去做有利于环境的事”：5=完全同意；4=比较同意；3=无所谓同意不同意；2=比较不同意；1=完全不同意
	降低生活水平(Life)	“为了保护环境，您在多大程度上愿意降低生活水平”：5=非常愿意；4=比较愿意；3=既非愿意也非不愿意；2=不太愿意；1=非常不愿意
关键解释变量	收入不平等	P90/P10：90%分位与10%分位收入的比值
其他控制变量	年龄	单位：岁
	性别	1=男性；0=女性
	户籍	1=非农户口；0=其他
	婚姻状况	1=有配偶；0=无配偶
	教育程度 ^①	单位：年
	收入水平	个人全年总收入
	家庭人口规模	“您家目前住在一起的通常有几个人？”
健康状况	“您觉得您目前的身体健康状况是？”：1=很健康；2=比较健康；3=一般；4=比较不健康；5=很不健康	

(2) **收入不平等**。基尼系数、泰尔指数和阿特金森指数是用以衡量收入不平等的常用指标，但是精确度量这些指数也对数据的规模和质量也提出了更高的要求。借鉴已有文献的做法（张川川，2015），根据研究需求，本文选择了更为简单的收入差距指标，即收入分布中90%分位与10%分位收入的比值作为各地区收入不平等的基准衡量指标。在具体回归过程中，也分别采用了基尼系数、80%分位与20%分位和70%分位与30%分位等扩展性指标进行了稳健性检验。

① 由于调查样本当中个体教育程度是按照学历（小学、初中、高中、技校等）进行统计，为了方便比较分析，本文将其转化为教育年限，即没有受过任何教育=0；私塾=1；小学=6；初中=9；普通高中、中专、技校=12；大学专科=15；大学本科（成人和普通）=16；研究生及以上=19。

此外，借鉴已有相关研究的做法，本文还在模型中引入了其他一些可能影响居民环保偏好的变量，包括年龄、性别、户籍、婚姻状况、教育程度、收入、家庭人口规模以及健康状况。

(二) 计量模型

本文主要利用2010年 CGSS数据来分析收入不平等对公众环保偏好的影响，由于本文在基础回归的被解释变量，比如“为环保捐款意愿”、“为环保纳税意愿”等变量均为有序数据 (Ordered Data)，使用OLS进行估计会导致估计结果出现系统偏误。为解决这一偏误，采用有序Probit模型 (Ordered Probit) 进行估计，该模型的具体函数形式如 (1) 式所示：

$$y_i^* = \beta_0 + \beta_1 inequal_i + \beta_2 age_i + \beta_3 sex_i + \beta_4 hukou_i + \beta_5 marr_i + \beta_6 educ_i + \beta_7 income_i + \beta_8 famsize_i + \beta_9 health_i + \varepsilon_i \quad (1)$$

其中，被解释变量 y_i^* 表示环保偏好的连续性潜变量； $inequal$ 为收入不平等程度； age 表示年龄； sex 为性别； $hukou$ 表示户籍状况； $marr$ 为婚姻状况； $educ$ 为教育年限； $income$ 为收入水平； $famsize$ 表示家庭人口规模； $health$ 是自评健康状况； ε_i 为误差项。另外，由于 (1) 式被解释变量为有序变量，假定 $\mu_1 < \mu_2 < \dots < \mu_j$ ，那么 y_i 与 y_i^* 之间的关系为：

$$y_i = \begin{cases} 1 & y_i^* \leq \mu_1 \\ 2 & \mu_1 < y_i^* \leq \mu_2 \\ \dots & \dots \\ J & \mu_{j-1} < y_i^* \leq \mu_j \end{cases} \quad (2)$$

其中， $\mu_1 < \mu_2 < \dots < \mu_j$ 切点，均为待估参数。居民环保偏好取某一特定值的概率为：

$$P_{ij} = P(y_i = j) = P(\mu_{j-1} < y_i^* < \mu_j | \mathbf{x}) = \Phi(\mu_j - \mathbf{x}\boldsymbol{\beta}) - \Phi(\mu_{j-1} - \mathbf{x}\boldsymbol{\beta}) \quad (3)$$

(三) 描述性统计

表2报告了变量的均值和方差。从表中可以看出，代表居民环保偏好变量的平均值处于2-4之间，说明调查对象的环保支付意愿普遍不高；最高10分位与最低10分位居民的收入比例为11.33，根据国家统计局数据显示与调查数据同年城镇居民最高10%收入户的人均总收入是最低10%收入户人均总收入的8.63倍，如果将农村居民的样本考虑进来，该数值将会进一步增大，说明本文的样本能够在很大程度上反映中国收入不平等的现状。另外平均年龄分别为50.33，年龄偏大的主要原因是由于调查并没有对17岁以下居民进行访问；平均家庭规模为3.05，这也与我国当下的小家庭趋势相符合。

表2 变量描述性统计

变量	均值	方差	最小值	最大值	样本量
税收支付意愿	2.94	1.12	1	5	3282
价格支付意愿	3.15	1.14	1	5	3331
花费钱和时间	3.34	1.05	1	5	3425
降低生活水平	2.81	1.14	1	5	3350
收入不平等	12.24	7.19	3.33	46.35	8807
年龄	50.33	15.36	20	99	10623
性别	0.51	0.50	0	1	10623
户籍	0.47	0.50	0	1	10080
婚姻状况	0.90	0.30	0	1	9535
教育程度	8.83	4.60	0	19	10608

收入水平	17877.68	38095.50	0	1000000	8996
家庭人口规模	3.05	1.48	1	9	10623
健康状况	2.37	1.11	1	5	10608

四、实证分析

(一) 基础回归

表3汇报了利用(1)式进行估计的结果。由于收入不平等变量是根据同一区县居民的收入数据构建的,同一地区居民的收入不平等数值相同,因而准确来说关键解释变量的回归系数实际上是说明收入不平等对不同地区公众平均环保偏好的影响。由于本文使用的是截面数据,如果控制与计算收入不平等层级相同的地区固定效应,那么收入差距这个地区变量的效果完全被地区固定效应吸收,理论上无法估计收入差距这个变量的效果,但是不同地区社会经济和风俗人情的差异又可能对结果产生重要的影响,因而在基础回归部分本文在县市或市辖区一级构建了收入不平等指标,同时分别在不控制和控制省级固定效应两种情形下进行估计,估计结果分别如表3中的(1)-(4)列和(5)-(8)列所示。

从表中可以看出,关键解释变量收入不平等的回归系数全部显著为正,说明无论是否控制地区固定效应,也不论采用哪种环保偏好衡量方式,收入不平等变量越大的地区公众的平均环保偏好也更高。另外,对于其他解释变量,在大部分情形下,收入和教育对公众环保偏好的影响也是显著为正的;年龄对环保偏好呈现出非线性的关系。但除此之外,并没有发现其他重要解释变量对公众环保偏好的显著一致正向或者负向效应。

表3 收入不平等与居民环保偏好

变量	(1)Price	(2)Tax	(3)M-time	(4) Life	(5)Price	(6)Tax	(7)M-time	(8) Life
收入不平等 (P90/P10)	0.022 (0.004)***	0.025 (0.005)***	0.027 (0.004)***	0.022 (0.005)***	0.012 (0.006)**	0.014 (0.006)**	0.018 (0.005)***	0.014 (0.004)***
年龄	-0.007 (0.010)	-0.013 (0.010)	0.003 (0.011)	-0.014 (0.010)	-0.007 (0.010)	-0.012 (0.011)	0.006 (0.011)	-0.013 (0.010)
年龄平方	0.000 (0.000)	0.000 (0.000)*	0.000 (0.000)	0.000 (0.000)	0.000 (0.000)	0.000 (0.000)*	-0.000 (0.000)	0.000 (0.000)
性别	-0.003 (0.051)	0.028 (0.047)	0.048 (0.042)	0.032 (0.047)	-0.011 (0.052)	0.007 (0.047)	0.048 (0.041)	0.022 (0.047)
户籍	0.088 (0.069)	0.006 (0.069)	0.118 (0.068)*	0.065 (0.069)	0.105 (0.070)	0.014 (0.066)	0.084 (0.071)	0.044 (0.067)
婚姻	0.047 (0.069)	0.112 (0.062)*	0.058 (0.070)	0.012 (0.062)	0.062 (0.067)	0.122 (0.061)**	0.045 (0.069)	0.028 (0.059)
教育年限	0.032 (0.008)***	0.023 (0.009)***	0.024 (0.008)***	0.009 (0.008)	0.035 (0.008)***	0.028 (0.008)***	0.029 (0.008)***	0.017 (0.008)**
收入(对数)	0.078 (0.030)***	0.082 (0.032)***	0.055 (0.029)*	0.077 (0.030)***	0.066 (0.031)**	0.081 (0.033)**	0.028 (0.029)	0.058 (0.028)**

家庭规模	0.034 (0.019)*	0.026 (0.020)	0.017 (0.020)	0.015 (0.021)	0.011 (0.020)	-0.006 (0.020)	0.014 (0.020)	-0.002 (0.020)
健康状况	0.014 (0.022)	0.024 (0.022)	-0.007 (0.021)	0.035 (0.024)	0.004 (0.022)	0.013 (0.021)	-0.032 (0.020)	0.026 (0.024)
地区固定效应	NO	NO	NO	NO	YES	YES	YES	YES
Pseudo R ²	0.016	0.015	0.017	0.010	0.038	0.037	0.037	0.029
样本量	2114	2098	2179	2129	2114	2098	2181	2129

注：“***、**、*”分别表示在1%、5%和10%的统计水平上显著。括号中汇报的是聚类在区县级层面的标准误，下同。

除此之外，有序 Probit 模型估计的系数只能反映自变量与因变量之间的符号关系，要估计自变量的边际效应需要重新进行计算。由于自变量会影响偏效应的概率分布，通常将每个自变量取样本平均值，计算当其他变量处于均值时该变量的平均偏效应。

表 4 估计边际效应

样本	被解释变量	$p(y=1)$	$p(y=2)$	$p(y=3)$	$p(y=4)$	$p(y=5)$
CGSS 2010	价格支付意愿	-0.002(0.031)	-0.003(0.037)	-0.000(0.224)	0.003(0.026)	0.002(0.061)
	税收支付意愿	-0.002(0.026)	-0.003(0.026)	0.000(0.817)	0.003(0.017)	0.001(0.058)
	金钱和时间支付意愿	-0.000(0.171)	-0.001(0.003)	-0.004(0.000)	-0.001(0.034)	0.003(0.001)
	生活质量牺牲水平	-0.003(0.001)	-0.002(0.006)	0.000(0.127)	0.003(0.001)	0.002(0.014)

注：括号内为 p 值

表 4 汇报了边际效应的估计结果，以“税收支付意愿”指标为例，当其他自变量处于均值水平时，收入不平等变量每提高一个单位，居民回答“非常不愿意”的概率减少 0.2%，回答“不愿意”的概率减少 0.3%，回答“比较愿意”的概率增加 0.3%，回答“非常愿意”的概率增加 0.2%。其他指标边际效应的解释与该指标基本相同。由于在这一部分收入不平等主要采用 90%分位与 10%分位居民收入的比值进行衡量，其绝对值的变动范围较大，因而综合来看其单位变动对均为有序数据的被解释变量的影响程度较小。

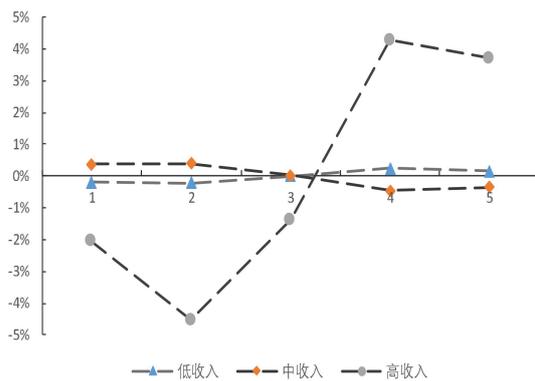


图 1a) 价格支付意愿的边际收入效应示意图

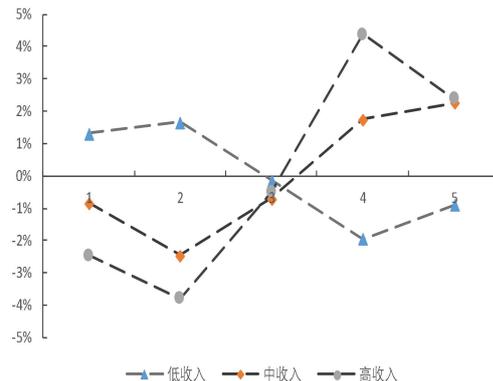


图 1b) 税收支付意愿的边际收入效应示意图

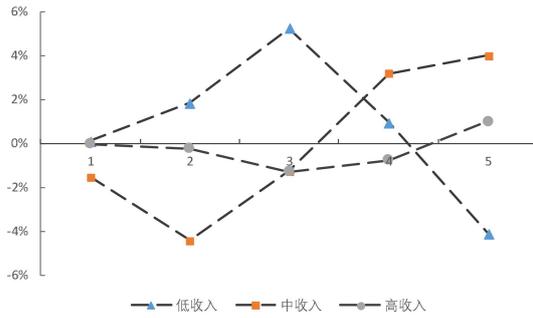


图 1c) 金钱和时间支付意愿的边际收入效应示意图

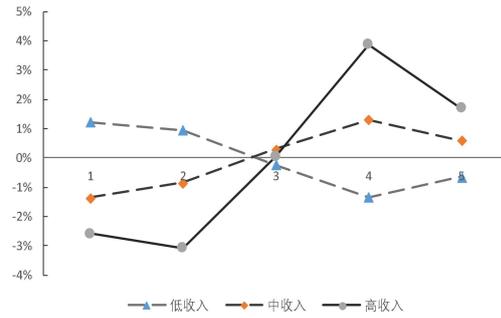


图 1d) 降低生活水平的边际收入效应示意图

图 1 不同收入层次边际环保偏好

由于分位数主要是根据样本所有数值从高往低排序在不同的分位进行排序形成的，采用 90%分位与 10%分位居民收入的比值对收入不平等进行衡量，说明不平等的扩大主要是由于收入向高收入群体集中，也就表明从统计上来说，高收入群体相对较高的环保偏好的边际收入效应是导致上述回归结果的主要原因。为了验证这一假说，我们对不同收入群体环保偏好边际收入效应（即收入每提高 1%，不同环保偏好回答的变化情况）进行了回归分析，结果如图 1 所示。

从图中可以看出，环保偏好的边际收入效应在不同收入层次居民之间存在明显的差别。以价格支付意愿为例，收入每增加 1%，高收入者回答“非常不愿意”和“不愿意”的比例下降的幅度均明显低于中低收入者，而回答“愿意”或“非常愿意”的比例上升的幅度则明显高于中低收入者。其他环保偏好指标也呈现出大致相同的趋势。这也说明高收入群体所占收入比例的上升以及相对较高的环保偏好边际收入效应，是导致收入不平等对公众平均环保偏好正向关系的主要成因。

（二）样本选择问题与内生性分析

值得注意的是，CGSS 每个年份调查数据的样本量大概在 10000 左右，但是由于本文所采用的被解释变量存在大量的缺失，因而最后回归分析的样本量是 2100 个左右的观测值，这极有可能导致样本选择问题^①。Heckman 样本选择模型是用以解决这一问题的主要方法，因而在这里，我们进一步采用 Heckman 模型对基础回归结果重新进行检验，结果如表 5 所示。从表中可以发现，与基础回归结果相比其系数虽然略有变化，但回归结果依然显著为正，表明样本选择问题并没有改变我们的基本结论。

表 5 样本选择回归结果

变量	(1)Price	(2)Tax	(3)M-time	(4) Life
收入（对数）	0.012 (0.006)**	0.014 (0.005)***	0.017 (0.006)***	0.016 (0.005)***
其他控制变量	YES	YES	YES	YES
地区固定效应	YES	YES	YES	YES
样本量	8742	8743	8740	8741

本文注意到，利用地区收入差距构建的收入不平等变量与公众环保偏好之间可能存在较强的内生性，具体来说，可能存在同时影响地区收入差距与公众环保偏好的因素没有纳入回

^① 感谢匿名审稿人提出的这一建设性的问题。我们通过对样本组与缺失组的收入、教育水平等主要特征进行分析检验也发现两组之间存在一定程度的样本选择问题。

归方程，地区收入差距与地区经济发展水平、就业机会以及各类政策高度相关，虽然上文基础回归部分控制省级层面固定效应能够在一定程度上解决这一问题，但是仍然可能存在遗漏变量等因素所引发的内生性问题。为了解决这一问题，本文进一步进行内生性分析，采用工具变量的方法对上文回归结果进行检验。

地区区域分割可能导致省内交通更加困难，地区之间的贸易和统一的市场在初期的时候更难建立，在相同条件下，发达地区的经济辐射作用也难以得到充分发挥，导致省内各地区之间的差距拉大。因而我们首先选择各省平均坡度作为工具变量，主要是由于地形不仅是一个相对外生的变量，而且受地形的影响，各省的经济发展方式与交流可能存在很大的差异，地形崎岖的省份内部的交流也更为困难，经济发展和收入水平的差异性也较大。方言是在长期的历史进程中逐步形成的，省内方言的多样性不仅代表了文化的多样性，也代表了历史上地区间的分割状态（齐亚强、梁童心，2016）。本文根据《中国语言地图集》（2012）利用各省方言片的数量作为第二个工具变量^①。

由于上文中被解释变量均为有序变量，无法直接使用普通的二阶段最小二乘法进行工具变量估计。因而采用 Heckman（1978）设计的“两步法”进行估计：第一步，利用工具变量作为解释变量，以收入不平等变量作为被解释变量，估计得到退休收入不平等变量的拟合值；第二步，将第一步得到的收入不平等变量的拟合值作为解释变量，居民环保偏好变量作被解释变量，构建并估计有序 Probit 模型，如（4）式所示：

$$y_i^* = \alpha_0 + \alpha_i^* iv + \beta' X + \varepsilon_i \quad (4)$$

其中， iv 为一阶段回归的拟合值。通过上述两阶段回归可以获得 α_i^* 的一致估计量。具体回归结果如表6所示。从表中可以看出，一阶段F值均大于经验值10，说明工具变量与关键被解释变量之间存在着较强的相关性；过度识别检验的原假设为第一阶段回归的残差项与第二阶段残差项不相关，从表中可以看出所有的结果均不显著，说明工具变量是外生的。此外，从回归结果可以看出，收入不平等工具变量的回归系数均显著为正，说明在控制内生性之后，基础回归的结果仍然是成立的。

表6 收入不平等与居民环保偏好工具变量回归

变量名称	(1)Price	(2)Tax	(3)M-time	(4) Life
收入不平等 (iv)	0.013 (0.007)*	0.030 (0.007)***	0.017 (0.007)**	0.028 (0.007)***
其他控制变量	YES	YES	YES	YES
一阶段F值	97.16	97.16	97.16	97.16
过度识别检验 ^②	0.064	-0.055	0.081	-0.059

① 根据《中国语言地图集》的分法，方言又可以细分为大方言区、方言大片和方言小片，由于方言小片只是方言大片内部的细分，并且很多方言大片并没有进一步区分方言小片，因而本文选择方言大片的数量作为其中一个工具变量。

② 由于基础回归中，被解释变量均为有序变量，因而直接使用普通的二阶段最小二乘法进行工具变量估计可能会使得估计结果出现偏误，本文主要利用 stata13.0，采用 Roodman（2011）开发的 `cmp` 命令进行该部分工具变量回归，根据该文的介绍以及之后其所提供的附加资料，本文可以发现进行有序 `probit` 回归时，可以直接根据 `atanhro_12` 的系数来判断进行工具变量是否外生，如果其显著异于 0，则说明其是内生的，这实际上与普通工具变量回归的过度识别检验的功能相同，因而在表中我们直接注明为“过度识别检验”，但两者实际上存在微小的差别。详细可以参考 Roodman，2011 年发表的《Fitting fully observed recursive mixed-process models with `cmp`》一文。

五、稳健性检验

（一）关键指标替换

在基础回归部分，本文主要以采访的市区县编码为基本单位测算收入不平等程度，由于每个市区或者县的样本量较少，可能无法充分反映不同收入层级的真实收入情况，因而本文以采访的省/自治区/直辖市为基本单位进行重新测算并检验。结果如表 7 所示，除了个别被解释变量回归系数略有不同，估计结果及显著性与采用 CGSS2010 年的数据估计的基本模型结果大致相同，由此表明，基础回归模型的回归结果是稳健的。

表 7 收入不平等与居民环保偏好稳健性检验 1（省级）

变量名称	(1)Price	(2)Tax	(3)M-time	(4) Life
收入不平等 (P90/P10)	0.023 (0.008)***	0.025 (0.009)***	0.026 (0.007)***	0.024 (0.007)***
其他控制变量	YES	YES	YES	YES
Pseudo R ²	0.017	0.014	0.014	0.010
样本量	2114	2098	2181	2129

另外，基础回归采用 90 和 10 分位收入的比值衡量收入不平等，在这一小部分，本文以区县为基本测算单位，采用 80 分位与 20 分位以及 70 分位和 30 分位收入比值对作为收入不平等的衡量指标进行回归。结果如表 8 所示，从表中可以看出，变换收入分位后，收入不平等变量对居民环保偏好影响仍然显著为正，稳健性回归结果与基准回归的结论基本一致。

表 8 收入不平等与居民环保偏好稳健性检验 2（转变收入分位）

变量	P80/P20				P70/P30			
	(1)Price	(2)Tax	(3)M-time	(4) Life	(1)Price	(2)Tax	(3)M-time	(4) Life
收入不平等	0.051 (0.017)***	0.059 (0.018)***	0.061 (0.017)***	0.050 (0.016)***	0.069 (0.034)**	0.058 (0.043)	0.089 (0.037)**	0.059 (0.034)*
其他控制变量	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES
Pseudo R ²	0.014	0.013	0.011	0.007	0.012	0.008	0.008	0.005
样本量	2114	2098	2179	2129	2114	2098	2181	2129

除了采用不同收入分位的比例度量收入不平等，另一个最常用以度量收入不平等指标是基尼系数^①，基尼系数充分反映了不同收入层次群体所占全部收入的比例。具体回归结果如表 9 所示，其中模型（1）-模型（4）是中基尼系数是以省为基本的测算单位；而模型（5）-模型（8）则是以区县为基本的测算单位。从表中可以看出，不论是基于省或者区县计算的基尼系数，收入不平等对于居民环保偏好均呈现出显著为正的影响。

表 9 收入不平等与居民环保偏好（基尼系数）

变量	(1)Price	(2)Tax	(3)M-time	(4) Life	(5)Price	(6)Tax	(7)M-time	(8) Life
基尼系数	2.218 (0.736)***	2.422 (0.657)***	1.917 (0.731)***	2.346 (0.655)***	1.499 (0.534)***	1.476 (0.553)***	1.666 (0.491)***	1.447 (0.539)***
其他控制变量	YES							
Pseudo R ²	0.017	0.014	0.011	0.010	0.015	0.011	0.012	0.007

① 感谢审稿老师提出的建设性建议，由于数据的限制，本文所采用的基尼系数是以省级为基本测算单位。

样本量	2325	2301	2407	2350	2358	2334	2440	2383
-----	------	------	------	------	------	------	------	------

(二) 异质性分析

(1) 不同区间收入不平等影响的差异性

现有关于收入不平等的文献和研究基本只对高分位与低分位收入差距（如上所述的 90 分位与 10 分位、80 分位与 20 分位之间的收入差距）或者整体基尼系数进行分析，但是中位收入以上富人群体收入不平等程度的变动，与中位收入以下穷人收入不平等程度的变动均会对整体收入不平等水平产生相同的影响，由于处于不同收入区间的居民的个体特征存在巨大的差异，因而收入不平等可能对公众环保偏好的影响是不对称的。

因而本文以中位收入为界限，将 90 分位与 50 分位收入的比值作为上区收入不平等衡量指标、将 50 分位与 10 分位收入比值作为下区不平等收入衡量指标分别进行回归，结果如表 10 所示。虽然从回归系数绝对值来看，上区的绝对值明显高于下区，但这无法得出上区收入不平等对环保偏好的影响显著大于下区。正如上文所言，有序 Probit 模型估计的系数并不能反映自变量对因变量的影响程度，因而需要本文进一步对其边际效应进行估计。

表 10 收入不平等与居民环保偏好稳健性检验不同分组(P90/P50 和 P50/P10)

变量	P90/P50				P50/P10			
	(1)Price	(2)Tax	(3)M-time	(4) Life	(1)Price	(2)Tax	(3)M-time	(4) Life
收入不平等	0.179 (0.052)***	0.174 (0.063)***	0.159 (0.057)***	0.143 (0.059)**	0.044 (0.021)**	0.059 (0.023)***	0.072 (0.020)***	0.063 (0.019)***
其他控制变量	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES
Pseudo R ²	0.018	0.014	0.012	0.007	0.012	0.011	0.011	0.007
样本量	2114	2098	2179	2129	2114	2098	2181	2129

为了更加直观显示不同区间的收入不平等效应，我们进一步对表 10 中估计结果的边际效应进行测算，如图 2 所示。图 2a)和图 2d)分别对应汇报了表 10 中回归结果的边际效应示意图，可以看出上区收入不平等每提高一单位对公众环保偏好的影响程度要强于下区。一个可能的原因是上区居民环保偏好的边际收入效应大于下区居民，下区居民更多仍处于满足基本生活需求的阶段，不同收入层次居民的环保偏好的差异性较小；而上区收入群体内部也存在着明显的分层，上区内部相对收入较低的群体可能与下区居民的偏好不存在显著的差异，而上区相对收入较高群体对于自身健康及与其相关的环境质量、体育娱乐活动等更为在意，上区内部不同收入层次居民的环保偏好差异明显。

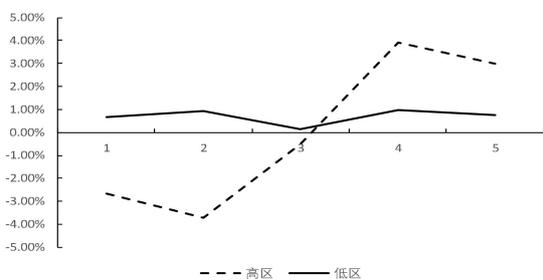


图 2a) 收入不平等对价格支付意愿的边际效应示意图

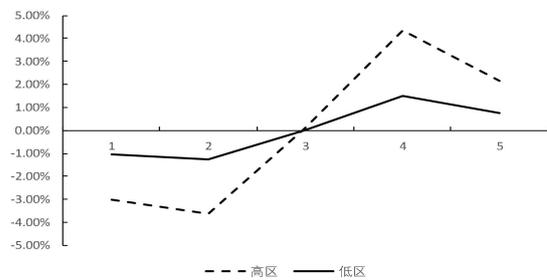


图 2b) 收入不平等对税收支付意愿的边际效应示意图

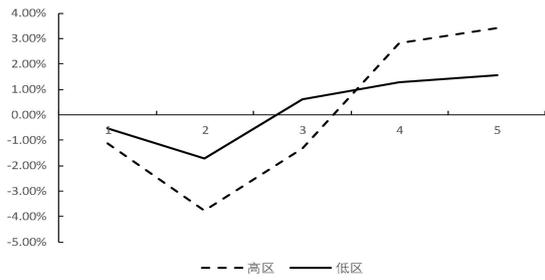


图 2c) 收入不平等对金钱和时间支付意愿的边际效应示意图

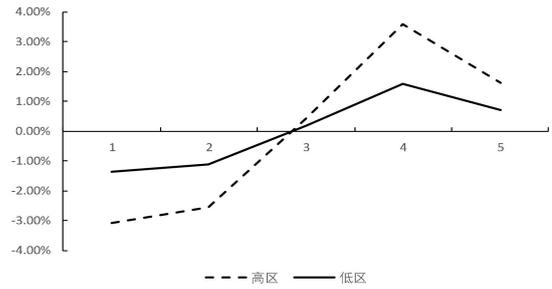


图 2d) 收入不平等对降低生活水平的边际效应示意图

图 2 不同分区收入不平等对居民环保偏好边际影响的示意图

(2) 城乡差异

通过 t 检验发现不同户籍和性别的居民,其环保偏好在大部分情形下也存在着显著的差别。例如中国具有典型的“二元经济”特征,经济发展、经济结构、生态环境以及政策制度等诸多方面在城乡之间存在巨大差异。从全国层面来说,虽然存在一些农村地区环境质量恶化的现象,但是平均来说农村的污染状况要低于城镇。并且由于农村人口普遍比较分散,环境治理投资的效率较低,长期以来政府针对农村环境治理的投资规模较小,因而对于不同阶层农村居民其环境偏好可能差异不大。而在城市地区,收入阶层的分化更为严重,不同收入阶层所关注的社会问题和需求层次存在明显的差别,也更有可能对政府环境投资产生影响。图 3 汇报了分城乡回归的边际效应。从图中可以看出,收入不平等的环保偏好效应在城市表现的更为明显,城镇居民收入差异所引致的环保偏好增长的幅度要明显高于农村。

此外,男性和女性在劳动力市场具有不同的经济社会地位,社会舆论、传统观念和家庭地位等方面也存在着巨大的性别差异,二者所面临的诸如退休政策、继承政策等方面也存在着较大的差异,因此二者对许多社会问题可能具有不同的态度和偏好。本文也对不同性别之间收入不平等与公众环保偏好关系的异质性进行了分析,结果发现收入不平等对男性的影响明显大于女性^①。

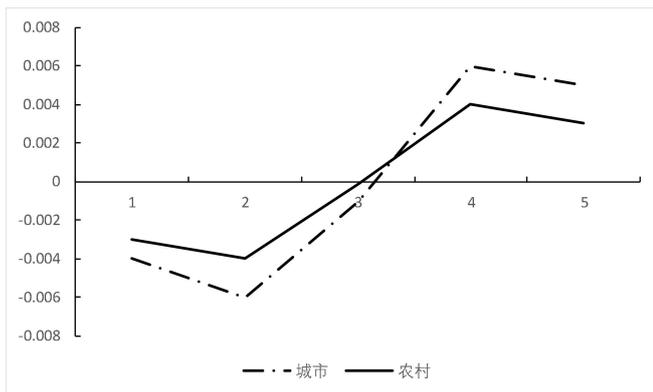


图 3a) 收入不平等对价格支付意愿的边际效应示意图

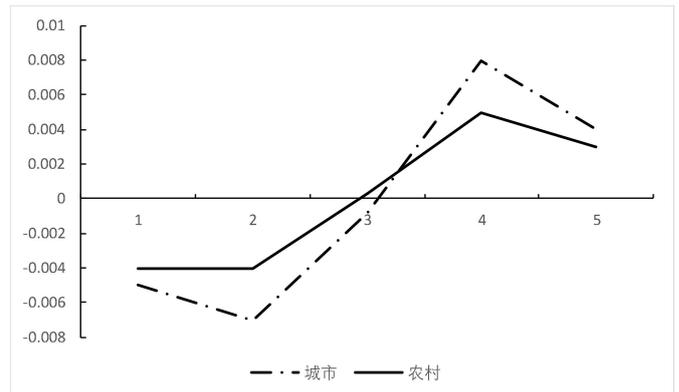


图 3b) 收入不平等对税收支付意愿的边际效应示意图

① 限于篇幅,本文没有将有序 Probit 回归结果以及分性别异质性回归的边际影响示意图列出,备索。

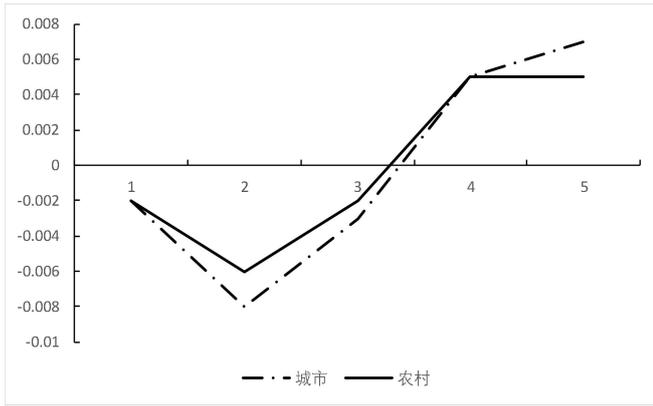


图 3c) 收入不平等对金钱和时间支付意愿的边际效应示意图

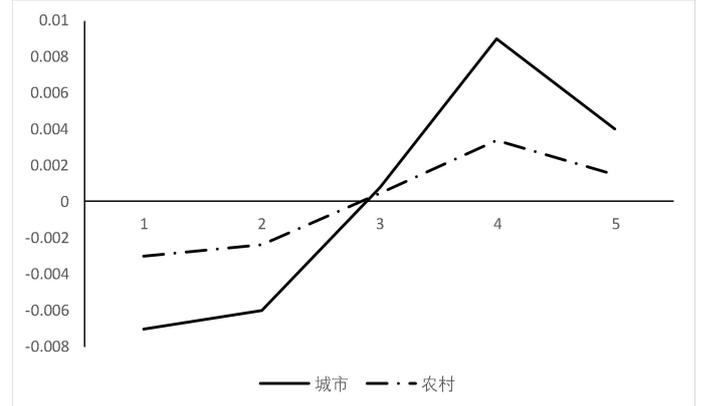


图 3d) 收入不平等对降低生活水平的边际效应示意图

图 3 收入不平等对不同户籍居民环保偏好边际影响的示意图

(三) 宏观数据分析

在基础回归中，本文采用微观调查数据，根据受访者对环境保护相关问题的回答来构建公众的环保偏好变量。但是受制于知识水平、认知能力和心理因素，受访者可能出现谎报、误报、漏报或不报等现象，并且对于过于冗长或者重复的排序问题难以区分和准确作答，从而使得最终的结果可能与公众真实的环保偏好产生偏差。基于此，本部分采用显示偏好法，利用各省真实发生的环境信访量作为公众环保偏好的衡量指标，利用宏观层面的数据重新探讨收入不平等的影响，并进一步对公众环保偏好的收入弹性进行了分析。

本文主要将环境来访和环境来信总数及其细分项中对居民感知度影响最大的水污染和空气污染作为公众环保偏好的衡量指标；根据数据可得性，收入不平等变量主要根据最高 20%与最低 20%城镇居民的年平均收入的比值来衡量。此外，借鉴马本等（2017）的处理方法，本文纳入了地区工业污水和废气的排放密度、人口密度、地区平均教育年限、地区消费价格指数（1992=100）等控制变量。选取了 1995-2010 年中国大陆 30 个省级行政区的面板数据，采用面板固定效应模型进行估计。其中环境信访变量数据来源于历年《中国环境年鉴》，其他变量均来源于历年《中国统计年鉴》。具体的分析模型如下：

$$y_{it} = \beta_0 + \beta_1 inequal_{it} + \beta_2 wpdens_{it} + \beta_3 apdens_{it} + \beta_4 popdens_{it} + \beta_5 educ_{it} + \beta_6 cpi_{it} + \beta_7 urban_{it} + \beta_8 dummy + \varepsilon_{it}$$

(5)

其中， y_{it} 表示 i 省 t 年的环境来信或来访量； $inequal_{it}$ 表示省最高 20%分组居民的平均年收入； $wpdens_{it}$ 表示工业污水排放密度； $apdens_{it}$ 为工业废气排放密度； $popdens_{it}$ 指人口密度； $educ_{it}$ 表示地区平均教育程度； cpi_{it} 为以 1993 年为基期的居民消费价格指数； $urban_{it}$ 为城镇化率，用非农人口占总人口比重来衡量； $dummy$ 是政策虚拟变量，控制 2006 年信访政策重大调整对居民环境信访量的影响。 ε_{it} 为误差项。

回归结果如表 11 所示。从表中可以看出收入不平等对于公众的环保偏好具有显著的正向效应，地区收入不平等水平每提高 1 个单位，因水污染来访的批次提高约 0.24%，因水污染来信的数量提高约 0.28%。这也验证了第三部分利用微观调查数据所估计的结果的稳健性。

其次，本文还采用相同的模型对公众环保偏好的收入弹性进行了回归（见表 A1），从表中还可以看出，除个别情形外^①，公众环保偏好的收入弹性都显著为正，并且均大于 1，甚

① 环保收入弹性大于 1 说明高收入者的边际环保需求肯定大于低收入者，但是要使得高收入者的边际环保

至大于 2，说明居民收入水平提高 1%，其环保偏好上升的幅度超过了 1%，说明在中国环境保护属于奢侈品，这与之前相关研究的结论也相符合（马本等，2017）^①。

第三，地区污染排放水平与公众环保偏好呈现显著的正向相关关系，随着污染密度的增加，居民面临的健康风险也越大，从而使得环境信访的相对成本下降，居民也就越多地通过信访方式表达自己改善环境的意愿。

表 11 收入不平等对公众环境质量偏好的估计结果

变量名称	环境来访（对数）			环境来信（对数）		
	(1) 环境来访总批次	(2) 因水污染来访批次	(3) 因空气污染来访批次	(4) 环境来信总数	(5) 因水污染来信数量	(6) 因空气污染来信数量
收入不平等	0.231 (0.057)***	0.239 (0.054)***	0.289 (0.065)***	0.257 (0.062)***	0.279 (0.062)***	0.187 (0.053)***
工业污水排放密度	0.369 (0.168)**	0.431 (0.159)***		0.357 (0.189)*	0.723 (0.183)***	
工业废气排放密度	0.251 (0.160)		0.451 (0.175)**	0.618 (0.178)***		0.526 (0.142)***
人口密度	0.001 (0.000)***	0.002 (0.000)***	0.002 (0.000)***	0.002 (0.000)***	0.002 (0.000)***	0.002 (0.000)***
教育年限	0.109 (0.089)	0.142 (0.080)*	0.121 (0.094)	0.308 (0.091)***	0.359 (0.092)***	0.195 (0.077)**
消费价格指数	0.006 (0.004)	-0.007 (0.005)	-0.007 (0.006)	0.035 (0.006)***	0.047 (0.006)***	0.022 (0.005)***
城镇化率	-2.365 (1.303)*	-2.539 (1.370)*	-2.658 (1.625)	-0.656 (1.578)	-0.714 (1.573)	-0.699 (1.324)
信访政策虚拟变量	-1.243 (0.157)***	-0.682 (0.162)***	-1.110 (0.188)***	-1.961 (0.180)***	-1.845 (0.185)***	-1.183 (0.154)***
常数项	5.767 (1.330)***	5.021 (0.806)***	6.996 (1.672)***	-0.402 (1.645)	-3.692 (0.926)***	1.476 (1.362)
<i>within R</i> ²	0.225	0.264	0.275	0.528	0.474	0.450
样本量	476	425	426	426	426	426

六、机制检验

正如上文所述，收入不平等对公众环保偏好之间的正向影响意味着不同收入阶层所显示的边际环保偏好存在着较大的差异，而产生这一结果的原因与公众的居住粘性，以及不同收入群体对环境污染的认知水平、环保关心程度和解决环境问题的能力认知密切相关。

（一）居住粘性

需求大于低收入者则并不一定需要环保收入弹性 1（Flores & Carson, 1997）。

① 关于环境污染、环境偏好收入弹性的研究争论较大，弹性的结构性差异和具体数值的大小引起了学者的广泛讨论，关于这一问题的详细讨论并非本文的主要内容，因而本文并没有就这一内容进行更进一步的分析。

在收入不平等与区域环境污染程度的相关研究文献中，高收入者能够方便的迁移至环境质量好的地区以规避污染对健康的损害是解释这两者之间正向相关关系的重要渠道。而与国外相对健全的人口流动制度不同，在中国，教育、医疗和社会保障等公共服务与居民的户籍以及居住地紧密相关，公共服务的异地转续机制并不健全，地区之间公共服务供给水平差异悬殊。而空气污染和水污染等污染类型具有覆盖面积大、渗透能力强的特点，除了极端少数超高收入人群外^①，出于就业、子女教育等方面的考虑，绝大部分居民都具有较强的居住粘性，并且落叶归根和安土重迁的传统也在一定程度上降低了居民迁移的积极性。此外，与欧美各国工作地与生活地相对分散的城市结构不同，中国城市的工业区与生活区高度重合，不同收入群体虽然相互分开，但是并没有像欧美各国那样形成差异明显的分区。并且改革开放后处于工业化高速进程中的中国城市绝大部分的环境质量不佳。综合考虑这些因素，我们可以认为对于绝大多数居民户而言其所遭受的污染损害可能是不存在显著差异的。

由于详细的分析环境移民问题非常复杂和困难，因而本文主要是从结果端出发，认为若存在统计上显著的大量高收入者因环境问题而移民，那么平均而言高收入者所遭受的环境污染损害程度应该显著低于低收入群体。为了验证这一假设，本文利用 CGSS2010 和 CGSS2013 年问卷中关于居民个体遭受环境污染损害程度的调查，构建了居民污染影响日常生活的程度以及居住地区水污染和空气污染程度三个指标作为被解释变量，检验不同收入等级群体之间所遭受污染损害程度的差异。回归结果如表 12 所示，从表中可以看出，收入变量在所有模型中的回归系数均不显著，说明居民所遭受的环境污染的损害程度在不同收入群体之间并不存在显著的差异，边际效应测算也并没有发现收入水平与污染损害程度之间显著的富有弹性（弹性大于 1）的相关关系。

表 12 机制检验 1

变量名称	CGSS2010	CGSS2013	
	(1)Damage	(2)Water_Pollu	(3)Air_Pollu
收入(对数)	0.033 (0.029)	0.013 (0.025)	-0.027 (0.027)
其他控制变量	YES	YES	YES
地区固定效应	YES	YES	YES
<i>Pseudo R</i> ²	0.029	0.060	0.025
样本量	2436	4317	4208

表 12 证实了在我国确实存在明显的居住粘性现象，这是导致收入不平等与公众环保偏好正向关系的关键前提。由于不同收入阶层的居民面临着无显著差异的环境危害，高收入者对于环境危害的认知水平更高，对于对家庭健康状况的变化更为敏感，愿意为同等健康损害所支付的成本也更高，加上政府对工厂和垃圾场选址及绿化设施建设等环保投资可能具有一定的高收入偏向性，都可能导致高收入者具有明显较高的边际环保偏好或者具有更大的环保收入弹性，下文将进一步对其进行探讨。

值得说明的是，虽然有许多文献认为高收入者有更好的医疗条件解决污染带来的健康风

^① 统计显示，招商银行联合贝恩公司发布《2017 中国私人财富报告》，报告显示，中国千万富翁人数为达到 158 万，约占总人口的 0.11%，本文统计也发现 CGSS 的调查所覆盖人群中并没有将这些超高收入者纳入访问范围。

险，实际上这是把良好的环境质量与医疗看作是相互替代的消费品。但是采用医疗手段对污染造成的健康损害进行末端治疗不仅会直接带来高额的医疗费用，由此造成的误工等机会成本也十分高昂，并且治疗效果是暂时性的。而环保投入则更多的属于前端预防措施，在预期自己的投入能够实现环境改善的前提下，环境治理相对而言是更可行更理性的方案。

（二）收入水平与环保认知

外在的偏好通常由内在的认知所驱动，收入水平不同的居民对社会问题的关注顺序和认知程度可能也存在较大的差别。根据数据的可得性，本文在选择了居民环境关心程度、对环境问题成因的了解程度、环境问题解决方法的了解程度以及自身环保行为认知四个方面对上述论断进行检验^①，回归结果如表 13 所示。

从回归结果中可以看出，不同收入等级的环境关心程度和环境认知水平的确存在着显著的差别，收入水平越高，环境关心程度和认知水平也随之提高。一个可能的解释是与儿童教育、医疗和贫困等问题相比，环境问题并不是低收入群体首要或者重点关注的问题；并且低收入阶层往往平均教育程度也相对较低，对于“资源环境—贫困”之间的因果关系，以及解决环境问题合法有效手段的认知理解程度也不清楚。最后，由于政府长期以来实施的有偏向的环保政策（包括垃圾场和工业企业选址、城市固体废弃物治理和绿化建设），低收入者对自己微薄的贡献能否真正惠及自身心存疑虑。这些因素都是导致不同收入阶层之间环保认知差异的重要因素。

表 13 机制检验 2

变量名称	CGSS2010				CGSS2013	
	(1)Guanxin	(2)Cause_Envir	(3)Sloution_Envir	(4)Do_Envir	(5)Guanxin	(6)Discuss
收入(对数)	0.053 (0.029)*	0.073 (0.029)**	0.072 (0.033)**	0.131 (0.031)***	0.078 (0.026)***	0.063 (0.033)*
其他控制变量	YES	YES	YES	YES	YES	YES
地区固定效应	YES	YES	YES	YES	YES	YES
Pseudo R ²	0.047	0.065	0.035	0.047	0.079	0.093
样本量	2543	2471	2571	2488	5141	5146

上述回归结果一方面证实了不同收入等级在“环保关注”和“环保认知”等方面的显著差异；另一方面也证实了“居民粘性”的存在，处于不同收入范围的居民在污染这种“公害品”面前，所遭受的危害并没有显著的差别。基于此，高收入群体拥有更高的边际环保偏好，即富人收入增加一单位对环保偏好的正向影响大于穷人增加一单位收入所增加的对环保偏好的正向影响，保持其他条件不变，富人收入增加的同时减少同等幅度穷人的收入将会提高平均环保偏好。这是导致收入不平等与公众环保偏好之间正向相关的统计学原因。但是深入探讨收入不平等对环保需求的影响，分析影响不同收入阶层边际环保偏好差异的根源，必须从收入不平等扩大背后的深层次原因入手。参考相关文献我们发现，教育与制度的不公平和不平等是导致我国收入不平等最为重要的两个因素，我们主要从这两个方面来进一步挖掘导

① 四个指标分别对应于 CGSS2010 问卷中的调查问题为“总体上说，您对环境问题有多关注”、“您对造成上述各种环境问题的原因有多少了解”、“您对解决上述各种问题的办法有多少了解”和“像我们这样的人很难为保护环境做什么”，分别对应与表 14 中的模型（1）-模型（4）。CGSS2013 中两个指标对应的问题为“主动关注广播、电视和报刊中报道的环境问题和环保信息”和“与自己的亲戚朋友讨论环保问题”，分别对应表 14 中的模型（5）和模型（6）。

致不同收入群体环保收入弹性不一致的原因。

(三) 教育不均等

教育水平是决定个人收入尤其是工资收入的关键因素，地区教育资源分配的不公平所导致居民教育程度的不均等是导致居民收入不平等的关键原因之一。如图 4 所示，利用居民教育年限与收入水平所构建的教育不均等指标（利用基尼系数进行测算）与收入不平等指标呈现显著的正向相关关系，教育越不均等的地区其收入不平等程度也越高。其中实线（包括空心小圈）为地区教育不均等指标与收入不平等指标（利用基尼系数进行测算）的拟合线，虚线（包括实心小圈）为地区教育不均等指标（利用基尼系数进行测算）与收入不平等指标（利用原文中 90%分位与 10%分位收入的比值进行测算）的拟合线。

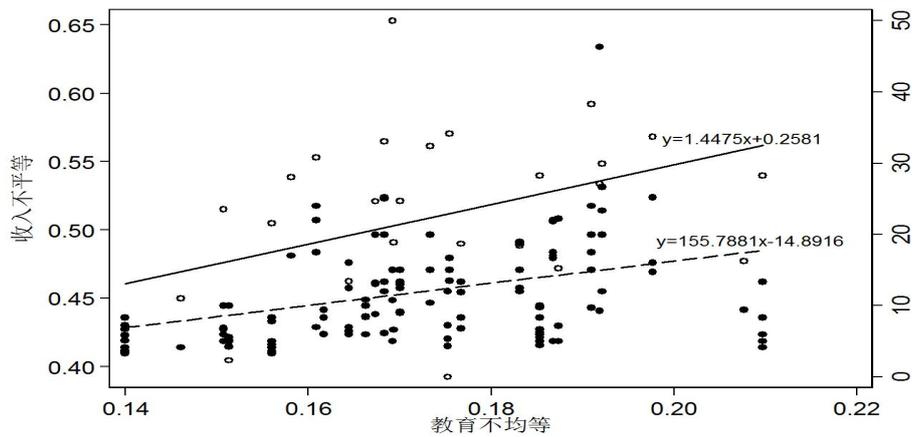


图 4 教育不均等与收入不平等的拟合线

进一步分析，将样本按收入分为十等级（如图 5a）所示，其中空心散点表示每个收入等级的平均受教育年限，可以看出不同收入等级的居民其受教育水平存在明显的差别，根据 T 值检验结果也显示，这一差异在统计上也是显著的，说明平均来看教育水平在不同收入水平的群体间存在显著的差别。类似的将居民受教育年限与其收入水平进行回归得到图 5b)的拟合线，可以看出，居民教育年限与收入之间存在非常明显的正向相关关系，教育与收入之间的紧密关系是导致教育不平等与收入不平等之间关系的直接原因。

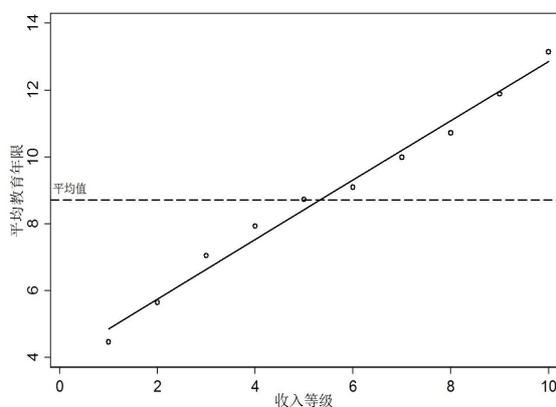


图 5a) 不同收入等级的平均教育年限示意图

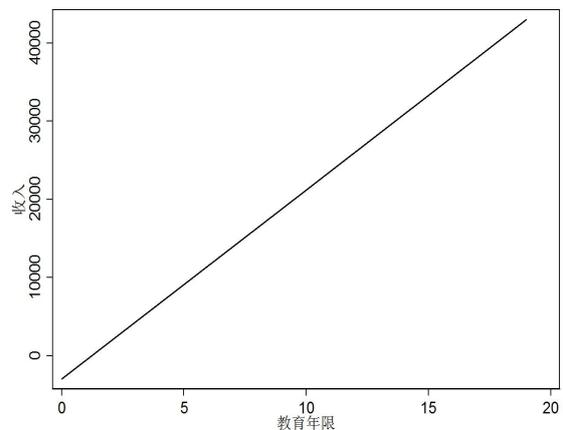


图 5b) 教育年限与居民收入之间关系示意图

图 5 教育与收入关系

环保偏好是个体内在意识的显示，意识是在长期的学习生活中逐步形成的，在这一过程中教育产生了非常重要的影响。教育程度的高低对人们的认知具有极其重要的影响。具体到

本文背景下，教育程度高的群体可能对于环保认知和污染危害等方面更为敏锐，从而显示出更强的环保偏好。如图 6 所示，居民个体的教育年限与调查的居民环境关心程度、对环境问题成因的了解程度、环境问题解决方法的了解程度以及自身环保行为认知具有显著的正向影响；机制检验中表 13 也可以看出，在控制了其他因素后，居民的教育水平对其环保认知的影响仍然显著为正。外在的偏好通常由内在的认知所驱动，因而由教育不均等所导致的收入不平等，通过影响人们的内在认知等渠道对公众的环保偏好产生了重要的影响。

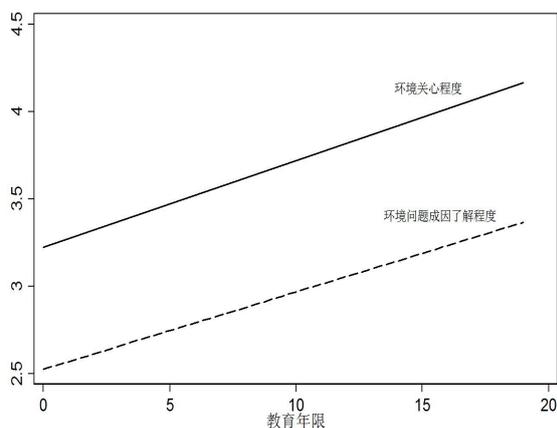


图 6a) 教育年限与环境关心程度示意图

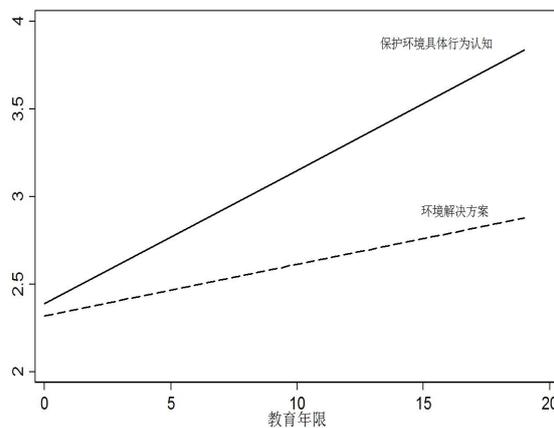


图 6b) 教育年限与环境问题解决方案认知示意图

图 6 教育程度与公众环境认知

除了教育不均等之外，制度不公平也是中国收入不平等的重要源头。简而言之，在改革开放后我国长期高污染、高能耗和高增长的经济增长模式下，许多高收入群体获得更多的制度发展优势，部分群体通过政治关联等渠道获得了大量的资源开发权与金融政策支持，从环境污染中获得了超额收入，户籍、社会保障制度和国家优先开发等政策使得部分群体天然获得了先发优势；低收入群体则很可能承担了不对称的超额成本。社会公众对于高收入群体导致的污染问题也十分不满，因而从环境治理责任来说，低收入群体认为应当由高收入群体承担更多的治理责任。如原文所述由于在我国教育、医疗和社会保障等公共服务与居民的户籍以及居住地紧密相关，不同地区的公共服务供给水平和质量存在明显的差别，由于空气污染和水污染等污染类型具有覆盖面积大、渗透能力强的特点，除了极端少数超高收入人群外，出于就业、子女教育等方面的考虑，绝大部分居民都具有较强的居住粘性，因而高收入群体也具有较强的环保收入弹性^①。

七、结论与政策建议

实现绿色可持续发展是今后中国乃至全世界面临的重大课题，而不断推进和扩大公众参与是构建多元化环境治理体系的重要内容。本文利用“中国综合社会调查”（CGSS）微观调查数据，采用意愿调查价值评估法直接和间接对居民环保偏好进行衡量，在此基础上构建有序 Probit 模型实证发现了收入不平等与公众环保偏好之间显著的正向相关关系，并构建了多种工具变量在解决内生性的情况下对文章的结论进行了再检验。另外为了弥补问卷调查主

^① 对制度不公平进行全面精确的衡量是一项艰难和复杂的工作，本文在现有数据的条件下很难找出合适制度不公平指标，对其深入的探讨有待于进一步研究。

观回答所带来的估计偏误,本文进一步采用实际发生的环境信访量作为公众真实环保偏好的显示,构建面板回归模型实证证实了这两者之间的正向相关关系。但是研究结论并不能得出收入不平等越大环保偏好越高的建议,机制分析表明,收入较低群体相对较低的环保认知和环保行动能力导致其边际环保偏好也相对较低,而对于富人而言由户籍、教育、社保等公共服务以及工作等因素所引致的居住粘性,使得不同收入阶层的居民在面临水污染和空气污染等“公害品”时所遭受损害并没有显著的差别,并且环境质量改善与私人医疗保健均对个人健康具有积极的作用,因而从某种程度上来说这两者相当于是替代品,但是医疗保健不仅会产生巨额的费用和误工、工作效率低下等机会成本,在环境质量没有改善的前提下,其效用也可能是短期的。所以在确信自身的环保支付能够真正应用于环保投资的前提下,富人加大对环保公共品的个人支出是更有效和更长久的选择,因而高收入群体环保偏好具有更高的边际收入效应,且收入大量向高收入群体集中,这是收入不平等与环保偏好正向关系的主要原因。根据本文的研究结论,本文提出如下政策建议:

首先,加大环保宣传与教育,避免跌入“污染-健康-贫困”陷阱。低收入者一方面遭受了较为严重的污染健康损害,一方面由于经济能力的限制难以得到有效的治疗,碍于认知水平的限制,其极难逃避“污染-健康-贫困”陷阱。政府应当从宣传和教育入手,短期内鼓励居民做好必备的自身污染防护,对相关污染企业提出职工污染防治措施,尽可能降低污染损害;长期内提高公众的环境权利意识,对环境质量从被动接受转为主观行动,鼓励环保公众参与,完善环保治理体系。

其次,提高公众环保偏好,构建多元化环保体系。公众环保参与意愿不高的一个重要原因是对现有程序和机制不信任。政府只有通过完善信息公开制度,公众参与制度以及科学、民主的决策制度和相应的司法救济程序,完善公众环境意愿表达渠道,增强政府透明度,从法律层面明确环境权利和义务,使得环境治理工作切实体现社会福利最大化的要求,才能提高公众的环保偏好,实现全社会共同参与环境治理的多元环保体系。

第三,根据各地区实际情况,实施差异化的环保政策。各地区之间发展不平衡是新时代中国新矛盾的重要内容,各地区之间对环境质量的偏好和环境治理能力也存在较大的差异,自上而下“一刀切”的环保政策难以满足发达地区的环保偏好,而对欠发达地区在短期内则可能形成沉重的负担。为了推动绿色发展持续平稳进行,中央政府应当在环保集权和分权之间寻找恰当的平衡点,实施有差异的循序渐进的环保政策,赋予更高收入地区更多的环保自主权,充分调动和发挥高收入者的环保积极性,推动中国环境治理工作的顺利发展。

参考文献:

马本 张莉 郑新业, 2017:《收入水平,污染密度与公众环境质量需求》,《世界经济》第9期。

齐亚强 梁童心, 2016:《地区差异还是行业差异?——双重劳动力市场分割与收入不平等》,《社会学研究》第1期。

祁毓 卢洪友, 2013:《收入不平等,环境质量与国民健康》,《经济管理》第9期。

张川川, 2015:《出口对就业,工资和收入不平等的影响——基于微观数据的证据》,《经济学(季刊)》第3期。

郑思齐 万广华 孙伟增 罗党论, 2013:《公众诉求与城市环境治理》,《管理世界》第6期。

- Barbier, E. B. et al(2017), “Is the income elasticity of the willingness to pay for pollution control constant?” *Environmental and Resource Economics* 68(3): 663-682.
- Baumgärtner, S. et al(2017), “Income inequality and willingness to pay for environmental public goods,” *Journal of Environmental Economics and Management* 85: 35-61.
- Broberg, T.(2010), “Income treatment effects in contingent valuation: the case of the Swedish predator policy,” *Environmental and resource economics*46(1): 1-17.
- Flores, N. E. & Carson, R. T.(1997), “The relationship between the income elasticities of demand and willingness to pay,” *Journal of Environmental Economics and Management* 33(3): 287-295.
- Heckman, J. J.(1978), “Dummy Endogenous Variables in a Simultaneous Equation System,” *Econometrica* 46(4): 931-959.
- Heerink, N. et al(2001), “Income inequality and the environment: aggregation bias in environmental Kuznets curves,” *Ecological Economics* 38(3): 359-367.
- Hökby, S. & Söderqvist, T.(2003), “Elasticities of demand and willingness to pay for environmental services in Sweden,” *Environmental and resource economics* 26(3): 361-383.
- Kashwan, P.(2017), “Inequality, democracy, and the environment: A cross-national analysis,” *Ecological Economics* 131: 139-151.
- Lindhjem, H. & Tuan, T. H.(2012), “Valuation of species and nature conservation in Asia and Oceania: a meta-analysis,” *Environmental Economics and Policy Studies* 14(1): 1-22.
- Liu, S. & Stern, D. I.(2008), “A meta-analysis of contingent valuation studies in coastal and bear-shore marine ecosystems,” *CSIRO Working Paper Series*.
- Svart, L. M.(1976) “Environmental preference migration: A review,” *Geographical Review* 66(3): 314-330.

Income Inequality and Environmental Protection Preference in China

Yu Jinliang¹ Lu Hongyou²

(1.Hunan University, Changsha, China; 2.Wuhan University, Wuhan, China)

Abstract: Using CGSS micro data and provincial panel data, we measure the public preference for environmental protection by the methods of contingent valuation and revealed preference. This paper builds an Ordered Probit model and fixed effect panel data model to explore the impact of income inequality on the environmental needs of the public. The empirical results show that there is a significant positive correlation between income inequality and public environmental preference, and the growth rate of residents' environmental preference is higher than that of income growth. In addition, we also find that the effects are asymmetric. Mechanism analysis shows that there is huge gap between different income groups in environmental awareness and environmental concern, but there is no significant different in pollution damage between them because of the Residential Stickiness caused by public services (education, social security) and *HuKou* system in china. Thus is the main reason for the positive relationship between income inequality and public environmental preference. Based on the research results, we suggest that local governments should increase environmental protection propaganda and

education, enhance the public especially low-income environmental awareness, and solve the “environmental-poverty trap”. In addition, the government should increase public participation in environmental governance by create more manners, and encourage and guide the public to participate in environmental protection. What’s more, we should give more environmental autonomy to higher income areas in order to mobilize the enthusiasm of high-income earners for environmental protection, and to promote the smooth development of environmental governance in China.

Keywords: Income Inequality; Residential Stickiness; Environmental Protection Needs; Environmental Awareness; Pollution Damage

附录:

表 A1 公众环境质量偏好收入弹性的估计结果

变量名称	环境来访 (对数)			环境来信 (对数)		
	(1) 环境来访总批次	(2) 因水污染来访批次	(3) 因空气污染来访批次	(4) 环境来访总批次	(5) 因水污染来访批次	(6) 因空气污染来访批次
城镇人均收入 (对数)	0.834 (0.301) ^{***}	1.045 (0.274) ^{***}	1.153 (0.377) ^{***}	2.599 (0.367) ^{***}	2.290 (0.304) ^{***}	1.660 (0.302) ^{***}
工业污水排放密度	0.229 (0.143)	0.329 (0.147) ^{**}		0.317 (0.174) [*]	0.396 (0.161) ^{**}	
工业废气排放密度	0.213 (0.153)		0.261 (0.197)	-0.104 (0.208)		0.097 (0.158)
人口密度	0.001 (0.000) ^{***}	0.002 (0.000) ^{***}	0.002 (0.000) ^{***}	0.002 (0.000) ^{***}	0.002 (0.000) ^{***}	0.001 (0.000) ^{***}
教育年限	-0.005 (0.004)	-0.017 (0.006) ^{***}	-0.016 (0.006) ^{**}	0.007 (0.006)	0.011 (0.006) [*]	0.006 (0.005)
消费价格指数	0.102 (0.092)	0.075 (0.087)	0.092 (0.100)	0.103 (0.093)	0.140 (0.096)	0.057 (0.080)
城镇化率	-2.536 (1.296) [*]	-3.050 (1.435) ^{**}	-2.458 (1.613)	-1.426 (1.533)	-3.150 (1.590) ^{**}	-1.316 (1.293)
信访政策虚拟变量	-1.309 (0.151) ^{***}	-0.841 (0.156) ^{***}	-1.254 (0.176) ^{***}	-1.979 (0.165) ^{***}	-1.898 (0.171) ^{***}	-1.219 (0.141) ^{***}
常数项	1.277 (2.378)	-0.621 (1.396)	-0.681 (3.066)	-17.640 (3.073) ^{***}	-13.888 (1.547) ^{***}	-9.493 (2.456) ^{***}
<i>within R</i> ²	0.183	0.212	0.226	0.519	0.471	0.441
样本量	552	486	489	489	490	488