

DOI:10.19361/j.er.2018.06.08

收入差距对环境污染的影响研究

——兼对“EKC”假说的再检验

占 华*

摘要：经济增长与环境污染的关系是学术界关注的重点议题，传统研究大多关注人均收入的环境效应，而忽略了收入分配有可能发挥的影响。此外，既有收入差距环境效应研究在模型构建及内生性考虑上尚存在拓展空间。为此，本文利用1997-2014年的省际面板数据，重新研究了引入收入差距因素后环境库兹涅茨曲线假说的适用性，并考察了收入差距对环境污染的影响。实证分析结果表明，在考虑收入分配影响后，中国经济增长与环境污染的“倒U”型特征依旧显著。同时，中国收入差距对环境污染存在非线性影响，现阶段收入差距扩大对污染减排不利。在地域差异上，中国东部经济较发达地区以及收入差距较小地区两者关系的非线性特征明显，对于经济较为落后的西部地区而言，收入差距扩大将增加污染排放。进一步分析可发现，人均收入水平和环境管制是收入差距对环境污染影响的有效渠道。

关键词：收入差距；环境污染；碳排放；环境库兹涅茨曲线

一、引言

改革开放以来，经济高速增长显著提高了居民的物质生活水平，但由此引起的生态环境恶化也是一个不争的事实，兼顾经济发展与生态环境保护一直是社会关注的重点。2014年中国二氧化碳排放量（以下简称碳排放量）为102.92亿吨^①，是1980年排放量的7倍，年均增速达6.2%。自2013年以来，全国各地更是出现了持续大范围的雾霾天气，给居民生活带来了诸多不便。为确保经济社会的持续发展，越来越多的经济社会资源被用来治理环境，2016年全国污染治理投资总额为9219.8亿元，占当年国内生产总值的1.24%^②。不仅如此，环境污染还对居民健康产生直接影响，研究显示中国每年受到室外空气污染影响而过早死亡的人数约35~50万（Chen et al., 2013b），由于冬季室内取暖导致的空气污染使得人均寿命下降5.5年（Chen et al., 2013a）。

Grossman 和 Kruger(1991)研究发现环境污染与人均收入存在“倒U”型关系，Panayotou

* 占华，南京财经大学江苏产业发展研究院，邮政编码：210003，电子信箱：zhnju0516@hotmail.com。

本文系江苏高校哲学社会科学研究基金项目“环境目标约束下长三角政府补贴的影响效应及提升路径研究”（项目批准号：2018SJA0247）的阶段性成果，感谢匿名审稿专家提出的宝贵修改意见，文责自负。

①数据来源于世界发展指标数据库（WDI）。

②数据来源于2017年《中国统计年鉴》。

(1993)在此基础上进一步提出了经典的环境库兹涅茨曲线(EKC)假说。但EKC理论只考虑了人均收入对环境污染的影响,忽视了收入差距的存在及其有可能对污染产生的影响。相关研究显示中国现阶段的基尼系数已超过了0.4的警戒线(Yue et al., 2013),且收入不平等在城乡间、行业间以及地区间均普遍存在,给经济长期稳定增长及社会稳定增添了不利因素。中央及地方政府一直致力于防治环境污染以及缩小收入差距,2016年颁发的“十三五”规划更是对两者都做出了非常详实的安排。出于考察政策环境效应的目的,有必要对中国收入差距与环境污染的关系进行探讨。这既可以侧重从收入分配的角度对EKC理论进行修正,也有利于明确缩小收入差距是否能够对改善环境发挥积极效应。因此,本文在既有研究的基础上,重点从收入分配的角度对中国收入差距与环境污染的关系进行了具体分析,以期政府制定相应政策措施提供理论借鉴。

已有研究基本上都支持收入差距扩大不利于中国环境质量的事实(钟茂初、赵志勇, 2013;张乐才、刘尚希, 2015;Yang et al., 2011),但鲜有文献关注收入差距与环境污染存在非线性或区域性差别的可能,只有Zhang和Zhao(2014)分东、中、西部地区分别研究了两者关系。此外,研究中国收入差距与环境污染的既有文献在模型构建上较为简单,变量选取及模型构建的欠缺使得研究结论可能存在偏误。与已有研究相比,本文的贡献主要有:(1)通过引入收入分配的影响因素,一方面重新分析了环境库兹涅茨曲线假说对于中国的适用性;另一方面也考察了中国收入差距对污染排放的影响作用。(2)在回归模型中引入了基尼系数及其高阶项,探讨了收入差距与环境污染之间的非线性关系,并结合多种标准分区域分析了两者关系存在的地域性差异。(3)在实证分析过程中同时构建静态与动态面板模型,且充分考虑到变量间可能存在的内生性,保证了研究结论的稳健性。

二、收入差距影响环境污染的理论机制及研究假说

(一)收入差距对环境影响的微观视角

个体层面收入差距对环境的影响可从以下方面进行解释:(1)较低的收入水平导致低收入群体对清洁环境、产品的支付意愿和购买能力相对偏低,高收入群体虽然有足够的能力承担上述支出,但其对其他产品的大量消费也是引致资源消耗和环境污染的重要原因。随着收入差距扩大,低收入家庭所占比重增加使得社会中间收入水平下降,从而导致社会对环境的有效需求严重不足(Cleveland, 2000)。(2)收入差距将通过影响社会规则对环境产生影响。一方面,消费在一定程度上是社会地位的体现(Veblen, 1899),而收入差距扩大将强化居民的消费攀比心理,从而增加炫耀性消费量,引起环境污染。另一方面,收入差距加剧也将降低个人的社会责任感,导致居民参与环境保护的积极性受到负面影响。(3)政府环境政策也是收入差距对环境影响的重要传导途径。鉴于高收入群体可以利用其经济及社会地位对政策制定发挥直接或间接影响,故国家环境政策的制定及实施效果在很大程度上取决于高收入群体对环境污染所持态度。Boyce(1994)、Torras和Boyce(1998)研究发现,高收入群体可以通过移民或寻租等方式规避环境管制对其产生的负面影响,故他们主动改善环境质量的意愿仍显不足。

(二)收入差距对环境影响的宏观视角

除上述收入差距对环境污染的个体影响机制外,宏观层面的收入水平差异也对环境质量产生显著影响:首先,经济较落后地区居民的环境保护意识较弱,相应的环境规制力度相

对不足。在面临缩小与经济较发达地区经济水平差距的压力下,经济较落后地区经济增长的诉求强于环境保护,地方政府可能主动降低对环境的规制力度,从而导致地区污染排放集中产生。其次,环境规制强度的差异使得经济较发达地区极易将高耗能、高污染的产业向经济较落后地区转移,而地区收入差距扩大将进一步催化上述行为。同时,污染产业转移的方式也降低了经济较发达地区主动开展节能减排的动力,导致总体环境保护水平举步不前。再次,地区间收入差距的扩大也不利于生产技术与环保技术正向外溢作用的发挥。一般而言,利用经济较发达地区的技术外溢效应提升经济较落后地区的生产及环保技术,是环境保护的可行之道。但包括环保技术在内的先进技术吸收需要一定的经济发展水平以及人力资本为前提(沈坤荣、耿强,2001),故地区间收入差距的扩大显然不利于经济较发达地区技术辐射作用的发挥。

基于上述分析,图1描述了收入差距影响环境污染的作用机制。

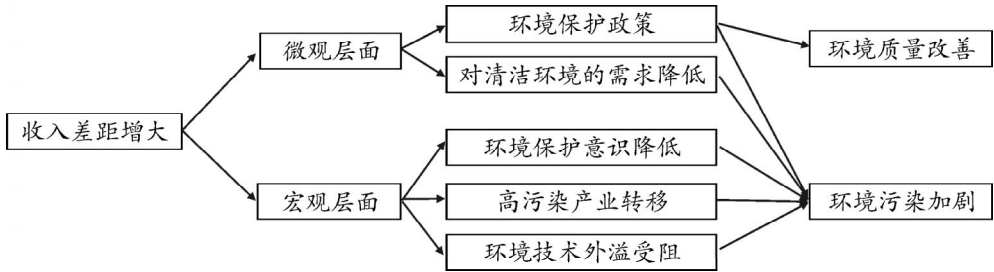


图1 收入差距对环境污染的影响机制

在收入差距与环境污染的研究文献中,由于研究视野及所持假设不同,现阶段还未出现权威性的文献对两者关系进行系统论述(Berthe and Elie, 2015)。同时,除大部分研究得出收入差距与环境污染之间存在简单线性关系的事实外,Scruggs(1998)基于Hofrichter和Reif(1990)提出的社会范式,认为收入水平在跨越门槛值后,其对环境污染的影响有可能发生逆转,也即收入差距与环境污染的关系不再呈简单线性。鉴于此,综合相关理论研究以及中国实际情况,本文提出以下假说:

假说1:收入差距对中国环境污染有着显著影响,且两者关系呈现出非线性特征。

中国各地社会经济发展水平差异使得收入差距对环境污染的影响不尽相同,Zhang和Zhao(2014)以及占华(2016)研究发现了中国地区收入差距对环境的影响存在差异的事实。因此本文进一步提出:

假说2:收入差距与中国环境污染的关系存在着地域差异,这种地域差异可以体现在地理区位以及经济发展水平等诸多层面上。

三、模型设定和数据说明

(一) 模型设定

为检验中国收入差距与环境污染的关系,基于既有研究文献,本文将计量模型设定如下^①:

$$\ln PC_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 \ln gini_{it} + \alpha_2 (\ln gini_{it})^2 + \alpha_3 (\ln gini_{it})^3 + \beta \ln X_{it} + \mu_i + \nu_t + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

^①由于后文绘制的基尼系数与人均碳排放的Lowess图显示两者呈现“倒N”型关系,为对此加以验证,模型引入了基尼系数的立方项。

(1)式中: i 表示地区, t 表示年份; PC 表示人均碳排放量或碳排放强度; $gini$ 为基尼系数; X 表示影响环境污染的其他控制变量; μ_i 为地区固定效应变量, ν_t 为时间固定效应变量, ε_{it} 为误差项。进一步地,为考察收入差距对环境污染产生的阶段性影响,本文在计量模型中引入了基尼系数的平方项及立方项。

(二) 变量选取及说明

1. 环境污染(PC)。本文选取碳排放作为衡量各地环境污染程度的指标。出于可比性考虑,具体以人均碳排放(碳排放总量/总人口,以 PC_p 表示)来衡量污染程度,同时出于稳健性考虑使用碳排放强度(碳排放总量/GDP,以 PC_g 表示)做进一步检验。本文选取碳排放为污染指标是出于以下几点考虑:一是中国已成为世界上碳排放最多的国家之一,在国际上面临巨大的碳减排压力;二是鉴于中国碳排放大幅度增加的事实,各级政府愈加重视碳减排工作。值得说明的是,本文在计算各地碳排放数据时借鉴了杜立民(2010)的方法,计算了化石能源以及水泥生产中非碳燃烧产生的碳排放总量。

2. 收入差距($gini$)。借鉴相关研究的通用做法(胡祖光,2004;陈刚,2011),本文选取基尼系数反映收入差距程度。具体采用以下公式估算: $G = 1 - \sum_{i=1}^N (W_{i-1} + W_i) \times P_i / PW$ 。其中, P 为总人口, W 为总收入, W_i 为累计到第*i*组的收入。在分别计算出各地城镇与农村的基尼系数后,再利用“分组加权法”计算出各地区总体基尼系数 $G = P_c^2 \frac{y_c}{y} G_c + P_r^2 \frac{y_r}{y} G_r + P_c P_r \frac{y_c y_r}{y}$ 。其中, G_c 、 G_r 分别表示城镇、农村居民基尼系数; p_c 、 p_r 分别表示城镇、农村人口比重; y_c 、 y_r 分别表示城镇、农村居民人均收入; y 表示总体人均收入。

3. 控制变量。出于研究需要,本文在回归分析中纳入了以下控制变量:(1)人均收入(y),用各地的人均GDP来衡量。为对“EKC”假说加以检验,本文在模型中引入了人均收入平方项。出于数据可比性考虑,以1997年为基期,通过平减指数得到了中国各地历年的实际人均收入。(2)能源结构(en)。以煤为主的能源消费结构带来了严重的污染排放,本文用煤炭能源消费量占比来衡量各地的能源结构。(3)产业结构(str)。采用第二产业增加值占GDP比重来衡量。一般而言,第二产业占比与当地污染排放正相关(陆铭、冯浩,2014)。(4)要素禀赋(kl)。理论分析认为资本密集型产品一般属于污染密集型产品,本文用各地物质资本存量与劳动人口(年末数)之比来衡量各地的资源禀赋状况^①。(5)贸易开放(tra)。理论与实证研究显示贸易对环境污染的影响具有不确定性(Cole, 2004;李小平、卢现祥,2010;许和连、邓玉萍,2012),本文采用贸易依存度来衡量贸易开放度。(6)城市化率(urb)。城市化进程也将对环境污染产生影响(刘晨跃、徐盈之,2017),故对其加以控制,具体以各地城镇人口占总人口的比重来衡量。(7)人力资本(edu)。一般而言,人力资本增加有利于污染减排(Jalan, 2007),本文用各地平均受教育年限来衡量人力资本水平^②。(8)环

①其中,1997-2006年各地区物质资本存量数据直接来源于单豪杰(2008)的研究成果,其余年份在其基础上运用永续盘存法计算得到。

②计算各地6岁及以上人口的平均受教育年限方法如下:文盲为0年,小学为6年,初中为9年,高中为12年,大学及以上为16年,按此标准计算出的各地总体受教育年限除以人口总数便得到各地的平均受教育年限。

境规制(*reg*)。国家环境规制政策能够影响污染排放,故本文将其作为控制变量,具体采用 Keller 和 Levinson(2002)的环境规制评价指数表示各地的环境规制强度。

(三)数据来源及描述性分析

本文样本数据时间跨度为 1997–2014 年,使用的数据分别来源于《中国统计年鉴》、各地统计年鉴、《中国区域经济统计年鉴》《中国能源统计年鉴》及 EPS 数据库等。在具体的回归过程中,为减少出现异方差的可能,所有变量都进行了取对数处理。值得说明的是,受《中国能源统计年鉴》公布及行政区域划分方面的限制,本文的数据不包括西藏与重庆的数据。同时,由于原始数据获得性限制,有些地区相关年份的基尼系数不全,为了得到平衡面板数据,本文的研究数据也未包括天津、吉林、山东、湖南、海南、云南 6 个省份的数据。表 1 报告了本文主要变量的描述性统计。

表 1 实证分析各变量设定及统计性描述

变量名称	原单位	中间值	均值	标准差	最小值	最大值
<i>PC_p</i>	千克/人	8.226	8.238	0.557	7.047	9.874
<i>PC_g</i>	千克/元	8.040	8.056	0.552	6.551	9.424
<i>gini</i>		0.385	0.383	0.057	0.228	0.491
<i>y</i>	元	9.307	9.338	0.705	7.703	11.036
<i>en</i>	吨标准煤	4.070	4.212	0.806	3.892	4.356
<i>str</i>		0.471	0.457	0.069	0.235	0.580
<i>kl</i>	元/人	9.436	9.481	0.873	7.559	11.756
<i>tra</i>		2.530	2.846	1.020	1.164	5.148
<i>urb</i>		0.392	0.413	0.164	0.140	0.893
<i>edu</i>	年	2.051	2.052	0.130	1.546	2.413
<i>reg</i>		2.813	2.596	1.083	0.098	5.011

注:除比例型变量外其他变量都进行了取对数处理,为避免变量取对数后变为负值从而有可能对回归结果产生影响,对基尼系数等变量进行先加上 1 然后再取对数处理。

在未知基尼系数与污染具体关系时,用非参数方法进行初步描述是一个较为谨慎和可行的做法,对此这里使用了局部加权平滑散点法绘制了基尼系数与人均碳排放关系的大致走向(见图 2)。两者关系呈较为明显的“倒 N”型关系,这有待在实证研究部分对此进行检验。进一步观察图 3 可发现,我国东部地区基尼系数平均值最小,中部地区次之,西部地区最高。

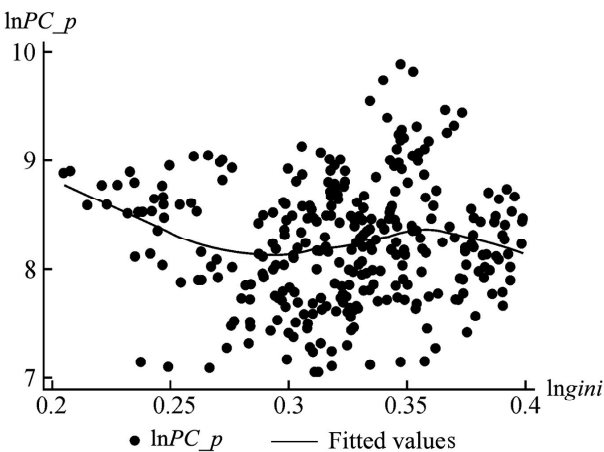


图 2 基尼系数与人均碳排放 Lowess 图

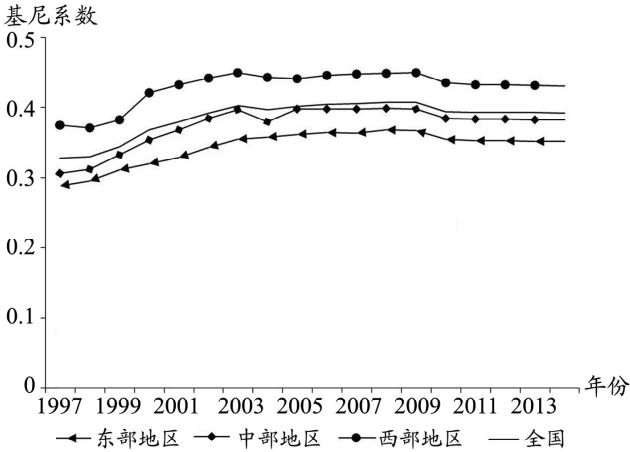


图 3 各地基尼系数平均值趋势图

四、实证回归结果及分析

(一) 基准模型分析结果

为避免变量间可能存在多重共线性而影响估计结果的有效性,本文首先通过 OLS 回归得到各解释变量的方差膨胀因子 VIF,结果显示不存在明显的多重共线性问题。进一步地,检验发现变量间存在较为显著的序列相关现象。为克服这一点,本文采用广义最小二乘法对模型(1)进行回归。在基准回归中,通过逐步添加变量的做法来初步观察回归结果的稳健性,具体的回归结果如表 2 所示。

表 2 基准回归结果

变量	被解释变量:人均碳排放量			被解释变量:碳排放强度		
	1	2	3	4	5	6
lngini	-229.13 *** (-26.38)	-160.88 *** (-23.93)	-42.735 *** (-4.35)	-76.385 *** (-15.09)	-149.75 *** (-22.3)	-25.153 *** (-7.21)
(lngini) ²	704.005 *** (25.88)	510.08 *** (23.61)	173.21 *** (5.83)	270.58 *** (15.65)	474.33 *** (22.58)	93.36 *** (8.22)
(lngini) ³	-719.29 *** (-25.68)	-524.52 *** (-22.89)	-197.33 *** (-8.43)	-285.53 *** (-14.72)	-487.17 *** (-22.42)	-82.38 *** (-7.25)
lny		0.737 *** (7.6)	0.862 *** (5.73)		-0.172 * (-1.91)	0.742 ** (2.39)
(lny) ²		-0.014 *** (-2.76)	-0.048 ** (-2.06)		-0.054 *** (-8.98)	-0.092 *** (-6.41)
lnen			1.542 *** (10.37)			1.33 *** (4.56)
lnstr			0.594 *** (4.02)			0.627 *** (5.26)
lnkl			0.059 (5.9)			0.028 (1.34)
lntra			-0.173 ** (-2.35)			-0.162 *** (-4.39)
lnurb			-0.074 ** (-2.37)			-0.104 ** (-2.26)
lnedu			-0.055 (-1.15)			0.013 (1.21)
lnreg			-0.154 * (-1.73)			-0.129 * (-1.87)
常数项	32.499 *** (35.76)	19.01 *** (22.39)	4.271 ** (2.34)	14.785 *** (30.43)	26.766 *** (33.2)	6.048 *** (3.25)
临界值	[0.364, 0.408]	[0.311, 0.459]	[0.178, 0.408]	[0.237, 0.52]	[0.311, 0.46]	[0.175, 0.58]
年份效应	是	是	是	是	是	是
观察值	322	322	322	322	322	322

注:括号内为各系数的 z 统计量,*、**、*** 分别表示 10%、5%、1% 的显著性水平。

表 2 中第 1 列是仅将本文最为关注的基尼系数及其相关项作为解释变量的回归结果。结果显示基尼系数及其立方项显著为负,而基尼系数的平方项显著为正。表明在不考虑其他变量的影响作用下,基尼系数与人均碳排放的关系呈明显的“倒 N”型。通过计算可知存在两个临界值分别为 0.364 与 0.408。即当基尼系数小于 0.364 时,基尼系数的适当上升能

够减少人均碳排放,当基尼系数处于两个临界值之间时,则会出现收入分配差距扩大将促进人均碳排放增加的局面。随着基尼系数进一步增加直至越过 0.408,将会重新出现收入差距扩大将减少人均碳排放的局面。上述发现与本文理论假说 1 及图 2 相符。值得注意的是,鉴于目前中国各地基尼系数的均值大部分处于上述两个临界值区间内,故收入差距扩大将导致各地人均碳排放增加。

表中第 2、3 列是在第 1 列的基础上纳入了人均收入及其他控制变量的回归结果。不难发现,在控制变量后,本文的核心解释变量基尼系数及其相关项的回归结果未发生实质性改变,这就在一定程度上说明了上述估计结果的稳健性。控制变量的回归结果如下:中国人均收入与碳排放之间存在明显的“倒 U”型关系,即随着人均收入的增加,中国碳排放呈现出先增加后减少的变化趋势。此外,不合理的能源消费结构与产业结构是碳排放增加的重要因素,故亟需改变现阶段经济增长高度依赖能源消耗以及第二产业的现象。要素禀赋的估计系数为正,但未通过显著性检验,可认为中国各地资源禀赋与人均碳排放之间并无显著关系。结合回归系数符号及显著性来看,贸易开放、城市化、环境管制能够在一定程度上促进环境质量的改善,故优化贸易结构、合理推进城市化进程、严格贯彻环境政策可促进节能减排工作的开展。此外,回归结果显示人力资本对碳排放的影响不明显,故仍需稳步开展环境教育,培育居民的环境意识。

表 2 第 4-6 列为以碳排放强度为被解释变量的回归结果,不难发现,以基尼系数衡量的收入差距与碳排放强度的关系也呈“倒 N”型。结合各地基尼系数平均值水平,可发现基尼系数上升将增加全国总体碳排放强度。人均收入及其平方项的回归结果显示人均收入增加有利于降低碳排放强度的趋势基本显著,其他控制变量的回归结果与前述回归保持了高度一致。上述发现验证了收入差距与环境污染关系的稳健性,对此可做如下理解:在收入分配较为平等阶段,收入差距的适当扩大在一定程度上可促进经济增长,且居民与地区间的收入差距不易被觉察,这时经济增长促进生产方式转变以及技术提升所发挥的积极作用占据了主导地位,环境质量随之改善。随着收入差距的进一步扩大,低收入群体数量增加,为保证必要的生活水平,其生产与消费方式所产生的污染后果加剧。同时,地区间的差异扩大也使得污染产业从经济较发达地区向经济较落后地区转移更为普遍,而经济较发达地区的生产与环保技术难以有效发挥区域间的辐射作用,环境质量将不可避免地出现恶化。当收入分配极度不公时,一方面,高收入群体掌握了绝大部分社会财富,在环境污染日益严重的情况下,其改善环境质量的意识与动力也大大提升,国家有关环保的政策措施能够得到有效的实施与执行。另一方面,为避免收入差距的过度扩大,政府也将致力于缩小收入差距,社会对清洁环境及产品的总体有效需求得以增加。综上所述,在经济因素、环境意识、政府政策等因素的综合作用下,收入差距对中国环境污染的影响呈现出显著的非线性特征。

(二) 稳健性检验

1. 替换变量。上文通过回归分析得出了收入差距与人均碳排放之间的关系,并探讨了影响人均碳排放的其他因素,得出的结论大部分符合本文的理论预期。在此基础上,本文将继续通过变换变量的方式进行稳健性检验,以观察上述主要结论是否仍然成立。具体地,为避免回归结果受变量间共线性的影响,本文将所有控制变量取滞后一期值后进行替代回归。具体回归结果见表 3 第 1-4 列所示,其中第 1 和第 3 列为只将人均收入纳入控制变量的回归结果,第 2 和第 4 列为包含所有控制变量的回归结果。

2. 内生性检验。变量间存在的内生性也是本文在进行实证分析中必须考虑的问题,严重的内生性会影响数据的回归结果,从而导致估计结果出现偏误。就本文而言,以下几种情况可能导致模型存在内生性:一是回归模型中解释变量与被解释变量可能存在互为因果的关系,即环境污染有可能影响地区收入差距。这主要表现为:一方面,政府主导的环境治理会促进环保相关产业的兴起,同时也会压缩污染密集型产业的利润空间,使得不同就业领域工人的工资发生变化,从而直接影响收入分配;另一方面,不同社会群体对环境污染的感受及应对能力存在差异,一旦某区域的环境污染加剧,高收入群体有足够的意愿及能力将居住地外迁至环境较好的区域,这样就很容易造成既有污染地区的污染状况愈加严重。而居住在污染地区的民众在生活、工作、文化教育等方面相比高收入群体肯定存在不公平性,这就导致其愈加贫穷。二是出于实际原因,本文在回归模型中无法将所有影响碳排放的因素详细列出,如各省份的环保研发、环保技术等相关变量未被纳入回归方程。这样遗漏变量的影响就进入了误差项,如若这些遗漏变量与解释变量或控制变量存在相关,内生性问题就不可避免。解决内生性的一般做法是寻找合适的工具变量进行估计,借鉴 Greenaway 等(2007)、王孝松等(2014)的做法,本文采用基尼系数及其相关项的滞后 1 期以及滞后 2 期作为自身的工具变量进行系统 GMM 回归。

表 3 稳健性检验回归结果

变量	替换变量				系统 GMM			
	人均碳排放量		碳排放强度		人均碳排放量		碳排放强度	
	1	2	3	4	5	6	7	8
lnPC(-1)					0.736*** (13.13)	0.846*** (12.25)	0.733*** (15.16)	0.864*** (10.23)
lngini	-175.45*** (-10.68)	-60.53*** (-7.58)	-165.88*** (-20.03)	-52.78*** (-4.34)	-54.475** (-2.6)	-24.46** (-2.14)	-51.778** (-2.6)	-19.382** (-2.25)
(lngini) ²	501.48*** (5.64)	226.43*** (8.22)	520.87*** (19.35)	192.33*** (7.56)	180.94** (2.69)	85.62*** (3.45)	166.68** (2.59)	68.94*** (4.27)
(lngini) ³	-464.32*** (-9.37)	-250.24*** (-7.34)	-532.2*** (-18.6)	-205.32*** (-5.22)	-194.57** (-2.76)	-86.37*** (-5.18)	-175.02*** (-2.59)	-70.13*** (-3.98)
lny(-1)	0.746*** (7.86)	0.837*** (4.75)	-0.027 (-0.2)	0.071 (1.24)	0.841*** (2.83)	0.726*** (4.96)	0.16 (0.68)	0.172 (0.93)
(lny(-1)) ²	-0.038*** (-8.52)	-0.049*** (-4.56)	-0.029*** (-4.24)	-0.074** (-1.84)	-0.029* (-2.00)	-0.036*** (-5.23)	-0.012 (-0.92)	-0.024 (-1.07)
常数项	25.22** (2.44)	2.458* (1.71)	28.126*** (23.49)	7.236*** (7.21)	2.025 (0.86)	-0.844 (-1.39)	6.736*** (3.22)	1.248** (2.15)
临界值	[0.3,0.42]	[0.2,0.403]	[0.318,0.457]	[0.204,0.421]	[0.294,0.437]	[0.209,0.452]	[0.311,0.439]	[0.204,0.451]
AR(1)(p 值)					0.003	0.004	0.003	0.005
AR(2)(p 值)					0.625	0.654	0.681	0.613
年份效应	是	是	是	是	是	是	是	是
控制变量	不控制	控制	不控制	控制	不控制	控制	不控制	控制
观察值	299	299	299	299	299	299	299	299

注:***、**、* 分别表示 1%、5%、10% 的显著性水平,出于篇幅考虑,省略了控制变量的具体回归结果。

表 3 中 1-4 列是将所有控制变量取滞后一期值后的回归结果,可发现基尼系数相关项的符号及显著性与基准回归结果保持高度一致,且人均收入与人均碳排放量的“倒 U”型关系依旧存在。在 5-8 列显示的系统 GMM 回归中,AR 检验表明扰动项的差分存在一阶自相关,但不存在二阶自相关,表明系统 GMM 模型的设定是合理的。进一步观察表 3 中对应的回归结果可发现,本文重点关注的基尼系数与环境污染之间呈“倒 N”型的关系依旧成立,即无论是以人均碳排放量还是碳排放强度为被解释变量,基尼系数及其相关项估计系数的符号及显著性都保持高度一致,具体差异只表现在临界值大小上。同时,在考虑到收入分配因素的影响下,中国人均碳排放与人均收入的关系符合 EKC 假说。由于人均收入相关项回归系数不显著,考虑内生性问题后碳排放强度与人均收入的关系与 EKC 假说不符。除此之外,系统 GMM 回归中加入了被解释变量的滞后一期值,相应回归系数均在 1% 的统计水平下显著为正,说明中国现阶段的碳排放是连续动态的过程,当期碳排放量的减排效果显著影响下期的碳排放量。其他控制变量方面,考虑到内生性后,未发现所得结论与前述回归结果相悖的现象,从而很好地验证了收入差距与环境污染关系结论的稳健性。

(三) 收入差距与环境污染关系的区域异质性分析

鉴于中国各地经济社会发展进程存在明显差异的事实,收入差距对环境污染的影响有可能存在机制及程度上的差异。对此,本文主要采取以下三种标准划分地域归属进行异质性分析:一是借鉴大多数研究文献的做法,按地理标准将样本地区分为东部、中部、西部地区。二是按收入差距程度将全部样本分为低收入差距地区与高收入差距地区,具体分类方法如下:分别取各地历年基尼系数值,然后求得全国平均值,地区平均值低于全国平均值的为低收入差距地区,高于全国平均值的为高收入差距地区。三是按照地区人均收入水平差异将全样本地区分为经济较发达地区与经济较落后地区,具体与按基尼系数大小区分方法相同。表 4 分别列示了按上述划分标准的分区域回归结果。

首先观察以人均碳排放为被解释变量的回归结果,可以发现收入差距对中国环境污染存在明显的地域性差异,具体表现在以下方面:(1)东中部地区基尼系数与人均碳排放量关系的“倒 N”型特征依旧显著,西部地区则不然。西部地区基尼系数的高阶项回归结果均不显著,只有基尼系数本身的估计系数显著为正,即只存在收入差距扩大会增加污染排放的简单线性关系。(2)按经济发展水平不同样本进行分别回归时发现,经济较发达地区收入差距与人均碳排放呈“倒 N”型关系,而经济较落后地区基尼系数的上升将增加当地人均碳排放。考虑到一般经济较发达地区主要集中于东部地区,而经济较落后地区主要为西部地区的事实,上述结论与按地理标准分类的回归结果并无实质性差异。(3)按基尼系数大小进行分别回归时得出了一个有趣的结论,即基尼系数小的地区与全样本分析所得结论无异,但收入差距扩大对高收入差距地区的碳排放存在抑制作用。计算可得高收入差距地区的基尼系数平均值为 0.422,超过了基尼系数的第二个拐点值,故此结果依旧与收入差距与环境污染呈“倒 N”型关系的结论相符。进一步比较表 4 中下半部分以碳排放强度为被解释变量的回归结果,其大体与前述回归结果相同,但也存在以下差异:一是中部地区收入差距与碳排放强度不存在“倒 N”型关系,而表现出正向影响的线性关系;二是对于基尼系数与污染呈线性关系的地区而言,收入差距对人均碳排放的影响程度大于碳排放强度。

表 4 分区域回归结果

变量		1 东部地区	2 中部地区	3 西部地区	4 高收入 差距地区	5 低收入 差距地区	6 经济较 发达地区	7 经济较 落后地区
被解释变量: 人均 碳排放量	$\ln PC_p(-1)$	0.403 *** (4.03)	0.512 *** (5.25)	0.698 *** (7.83)	0.735 *** (8.24)	0.612 *** (4.56)	0.424 *** (4.23)	0.741 *** (6.16)
	$\ln gini$	-86.53 *** (-4.74)	-112.23 ** (-2.43)	1.465 ** (4.42)	-0.833 ** (-2.55)	-67.58 *** (-2.93)	-120.59 *** (-4.55)	1.235 *** (7.35)
	$(\ln gini)^2$	323.66 ** (2.04)	301.71 *** (7.13)			298.25 ** (2.36)	402.76 ** (2.57)	
	$(\ln gini)^3$	-350.28 *** (-7.82)	-255.14 ** (-2.23)			-360.78 ** (-2.08)	-376.54 *** (-7.55)	
	临界值	[0.196,0.42]	[0.3,0.488]			[0.159,0.392]	[0.213,0.499]	
被解释变量: 碳排 放强度	$\ln PC_g(-1)$	0.435 *** (5.27)	0.543 *** (8.54)	0.732 *** (10.52)	0.766 *** (11.79)	0.647 *** (10.63)	0.503 *** (4.74)	0.795 *** (11.82)
	$\ln gini$	-89.46 ** (-2.25)	1.215 ** (2.44)	1.024 *** (4.64)	-0.605 ** (-2.35)	-61.45 ** (-2.43)	-99.92 ** (-2.59)	0.903 *** (4.07)
	$(\ln gini)^2$	305.82 *** (4.93)				220.46 * (1.91)	335.33 ** (2.61)	
	$(\ln gini)^3$	-306.55 ** (-1.98)				-234.68 *** (-4.62)	-316.9 ** (-2.6)	
	临界值	[0.217,0.448]				[0.21,0.417]	[0.213,0.492]	
控制变量		控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
年份效应		是	是	是	是	是	是	是
观察值		104	78	117	143	156	104	195

注:具体估计方法为系统 GMM,其他与表 3 同。

(四) 收入差距对环境污染的影响路径分析

前文已经详细考察了收入差距对环境污染的影响,以及该效应在不同地区的差异性。正如在宏观分析视角中所阐述的,收入差距将通过经济社会因素的传导最终作用于环境质量,为此本文将进一步通过中介效应模型来揭示其背后可能的影响渠道。这里将具体选取人均收入与环境管制强度作为中介变量并设定如下模型:

第一步,检验不含中介变量时收入差距对环境的影响:

$$\ln PC_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 \ln gini_{it} + \lambda_0 \ln X_{it} + \mu_i + \nu_t + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

第二步,检验收入差距对中介变量的影响:

$$med_{it} = \beta_0 + \beta_1 \ln gini_{it} + \lambda_1 \ln X_{it} + \mu_i + \nu_t + \varepsilon_{it} \quad (3)$$

第三步,同时检验收入差距与中介变量对环境的影响:

$$\ln PC_{it} = \gamma_0 + \gamma_1 \ln gini_{it} + \gamma_2 med_{it} + \lambda_2 \ln X_{it} + \mu_i + \nu_t + \varepsilon_{it} \quad (4)$$

(2)-(4)式中: med 分别代表人均收入和环境管制强度,其他变量的定义如前所述。将(3)式代入(4)式,可得到收入差距通过中间变量对污染排放的影响程度($\beta_1 \times \gamma_2$)。表 5 报告了收入差距对环境污染的影响路径检验结果。

表 5 中第 1 列是对(2)式,也即不包括人均收入与环境管制强度的基准回归结果。第 2 和第 3 列是对(3)式的回归结果,结果表明在控制其他影响因素之后,收入差距扩大将增加地区人均收入水平,同时对政府环境管制强度有着负面影响。一方面,收入差距扩大表明经济发展中政府对公平诉求的重视程度不及效率本身,故经济规模得以显著增加。另一方面,在地区经济水平差距拉大的情况下,经济较落后地区为了促进经济增长,将趋于降低对本地

企业排污的管制力度,其他地区也将争相效仿,从而导致整体环境管制力度下降。第 4-6 列则基于(4)式进一步列示了包含收入差距和中介变量的估计结果,可发现人均收入不利于环境质量的改善,而环境管制在一定程度上有助于抑制污染物排放。进一步地,由中介效应的计算可知,人均收入导致的中介效应为 0.15(0.338×0.452),即收入差距每增加 1%,通过人均收入的增加将导致污染排放增加 0.15%。对应地,环境管制的中介效应为 0.01,即基尼系数扩大将降低环境管制强度,从而不利于抑制污染排放量。值得注意的是,与表 5 第 1 列估计结果相比,在分别加入人均收入与环境管制强度之后,核心解释变量的估计系数绝对值出现下降,从而充分说明上述两种因素是收入差距影响环境污染的有效路径。

表 5 收入差距对环境污染的影响路径检验

变量	1 lnPC	2 lny	3 lnreg	4 lnPC	5 lnPC	6 lnPC
lngini	0.225 *** (3.46)	0.338 *** (4.79)	-0.123 * (-1.77)	0.207 *** (4.25)	0.212 *** (3.77)	0.192 *** (4.75)
lny				0.452 *** (2.98)		0.438 *** (4.22)
lnreg					-0.117 ** (-1.99)	-0.115 * (1.71)
控制变量	是	是	是	是	是	是
年份效应	是	是	是	是	是	是
地区效应	是	是	是	是	是	是

注:表中被解释变量为人均碳排放量,其他与表 3 同。

五、结论及政策建议

创建清洁生态环境及公平社会经济环境是实现“中国梦”的题中之义,在同时面临环境质量恶化以及收入差距扩大的不利局面下,亟需对缩小收入差距以及环境污染治理的关系予以梳理,以明确两者是否属于“共赢”还是“鱼与熊掌不可兼得”的关系。这不仅有利于进一步明确收入水平及其分配对环境污染的影响机制,而且有助于政府统筹制定相关政策,实现在既定财政预算下政策效果的最大化。鉴于此,本文基于碳排放视角对收入差距的环境影响进行了系统性研究,得出了以下主要结论:(1)考虑收入分配效应后中国的 EKC 假说依旧成立,长期中污染排放随人均收入增加而下降的趋势较为明显。(2)收入差距与环境污染间存在稳健的“倒 N”型非线性关系,出现上述局面在很大程度上受到经济发展水平、居民环境意识以及政府政策等因素的综合影响。(3)鉴于中国现阶段基尼系数大多位于两拐点值之间的事实,故总体上收入差距增加不利于环境质量的改善,也即政府缩小收入差距的政策安排与节能减排的措施是相容的,两者属于“共赢”关系。(4)收入差距的环境效应有着显著的区域异质性。具体表现在:一方面,东部地区收入差距与环境污染呈“倒 N”型关系,西部地区却为单调线性关系,类似的差异也存在于经济较发达地区与经济较落后地区之间;另一方面,低收入差距地区的收入差距与污染排放也呈“倒 N”型关系,但对高收入差距地区而言,收入差距扩大反而有利于环境质量改善。(5)人均收入与环境管制是收入差距对环境发挥影响的可能途径。

上述研究发现对政府相关政策的制定提供了理论借鉴,主要体现在:

1. 正确认识收入差距与环境污染的关系。收入差距扩大是各国在经济增长中所面临的普遍现象,对中国亦是如此。厉以宁曾提到适度的收入差距在一定程度上是经济发展的必要,且有利于社会进步^①。当然,这并不否定收入差距的失控将对中国经济社会发展产生严重的负面影响。同时,鉴于现阶段收入差距扩大将增加中国污染排放的事实,缩小收入差距与污染治理的需要高度契合。

2. 鉴于中国的现实情况,政府围绕缩小收入差距与环境治理的政策安排应注重以下方面。一是要在环境治理投资与环境规制标准上缩小地区间差距,通过转移性支付有效增加农村居民水平,缩小城乡收入差距。二是要大力治理行业收入差距。鉴于垄断行业收入过高已成为影响中国行业收入差距过大的重要因素,这就需要尽快转变垄断程度高的行业的经营方式,逐步以市场机制取代行政机制,杜绝其职工收入的不透明增长。此外,要逐步放开民营企业进入相关领域的门槛限制,以刺激从业人员的工资水平得以增长。三是要建立合理的工资增长机制,提高低收入员工工资的增长幅度,逐步缩小普通员工与管理人员之间的收入差距。四是要协调中西部地区经济发展,一方面根据各地实际情况探寻符合自身特色的发展道路,提高当地资源的使用效率;另一方面要发挥东部地区经济增长的辐射效应,在保证对当地环境影响不大的条件下将一些劳动密集型产业向中西部地区转移,同时附带输入先进的技术及管理经验。五是要提高劳动收入占比。现阶段中国资本收入高于劳动收入,劳动者未充分享受经济增长应有的红利,这就要求政府提高劳动收入在初次分配中所占的比例,遏制资本收入挤占劳动收入的现象。

3. 在环境政策的制定、实施过程中要充分考虑不同收入群体及区域的特殊情况。一方面,要逐步向低收入群体普及环保意识,不能单纯依赖收入增加刺激居民环境意识的作用机制,要加强公众参与环保事业的积极性。此外,可通过消费补贴等形式鼓励低收入居民购买环境友好型产品,逐步降低污染密集型产品的消费比重。另一方面,对高收入群体而言,要积极发挥收入增长促进环境改善的作用机制,从而形成并巩固收入增长与污染减排相互促进的良好局面,要让高收入居民在环境保护中承担与其收入相对应的责任。在具体的征税过程尽快落实基于企业排污量或利润的累计征收制度,让污染治理责任与企业及个人收入水平有效挂钩。此外,在地区层面要重点严控经济较落后地区的基尼系数,抑制收入差距扩大对地区环境的负面效应。

参考文献:

1. 陈刚, 2011:《腐败与收入不平等——来自中国的经验证据》,《南开经济研究》第5期。
2. 杜立民, 2010:《我国二氧化碳排放的影响因素:基于省际面板数据的研究》,《南方经济》第11期。
3. 胡祖光, 2004:《基尼系数理论最佳值及其简易计算公式研究》,《经济研究》第9期。
4. 李小平、卢现祥, 2010:《国际贸易、污染产业转移和中国工业CO₂排放》,《经济研究》第1期。
5. 刘晨跃、徐盈之, 2017:《城镇化如何影响雾霾污染治理?——基于中介效应的实证研究》,《经济管理》第8期。
6. 陆铭、冯浩, 2014:《集聚与减排:城市规模差距影响工业污染强度的经验分析》,《世界经济》第7期。
7. 单豪杰, 2008:《中国资本存量K的再估算:1952~2006年》,《数量经济技术经济研究》第10期。
8. 沈坤荣、耿强, 2001:《外国直接投资、技术外溢与内生经济增长——中国数据的计量检验与实证分析》,《中国社会科学》第5期。

^①张玉玲, 2002:《厉以宁谈缩小收入差距问题》,《光明日报》1月7日B01版。

- 9.王孝松、施炳展、谢申祥、赵春明,2014:《贸易壁垒如何影响了中国的出口边际?——以反倾销为例的经验研究》,《经济研究》第11期。
- 10.许和连、邓玉萍,2012:《外商直接投资导致了中国的环境污染吗?——基于中国省际面板数据的空间计量研究》,《管理世界》第2期。
- 11.占华,2016:《收入差距扩大是否加剧了中国的环境污染?——基于省际碳排放的证据》,《南开经济研究》第6期。
- 12.张乐才、刘尚希,2015:《收入差距影响环境污染的机理——基于我国省级面板数据的实证分析》,《兰州学刊》第7期。
- 13.钟茂初、赵志勇,2013:《城乡收入差距扩大会加剧环境破坏吗?——基于中国省级面板数据的实证分析》,《经济经纬》第3期。
- 14.Berthe, A., and L. Elie. 2015. "Mechanisms Explaining the Impact of Economic Inequality on Environmental Deterioration." *Ecological Economics* 116:191–200.
- 15.Boyce, J.K. 1994. "Inequality as a Cause of Environmental Degradation." *Ecological Economics* 11(3): 169–178.
- 16.Chen, Y., A. Ebenstein, M. Grenstone, and H. Li. 2013. "Evidence on the Impact of Sustained Exposure to Air Pollution on Life Expectancy from China's Huai River Policy." *Proceedings of the National Academy of Sciences* 110 (32): 12936–12941.
- 17.Chen, Z., J. Wang, G. Ma, and Y. Zhang. 2013. "China Tackles the Health Effects of Air Pollution." *The Lancet* 382(9909):1959–1960.
- 18.Cleveland, C. J. 2000. "The Environmental Kuznets Curve, Environmental Protection Policy and Income Distribution." *Ecological Economics* 32(3):431–443.
- 19.Cole, M. 2004. "Trade, the Pollution Haven Hypothesis and the Environmental Kuznets Curve: Examining the Linkages." *Ecological Economics* 48(1):71–81.
- 20.Greenaway, D., A. Guariglia, and R. Kneller. 2007. "Financial Factors and Exporting Decisions." *Journal of International Economics* 73(2):377–395.
- 21.Grossman, G.M., and A. B. Kruger. 1991. "Environmental Impacts of A North America World Free Trade Agreement." NBER Working Paper 3914.
- 22.Hofrichter, J., and K. Reif. 1990. "Evolution of Environmental Attitudes in the European Community." *Scandinavian Political Studies* 13(2):119–146.
- 23.Jalan, J. 2007. "Demand for Environmental Quality: Survey Evidence on Drinking Water in Urban India." UWEC Working Paper, No.9.
- 24.Keller, W. and A. Levinson. 2002. "Pollution Abatement Costs and Foreign Direct Investment Inflows to U.S. States." NBER Working Papers 7369.
- 25.Panayotou, T. 1993. "Empirical Tests and Policy Analysis of Environmental Degradation at Different Stages of Economic Development." ILO Working Paper, No.238.
- 26.Scruggs, L. A. 1998. "Political and Economic Inequality and the Environment." *Ecological Economics* 26(3): 259–275.
- 27.Torras, M., and J. K. Boyce. 1998. "Income, Inequality, and Pollution: A Reassessment of the Environmental Kuznets Curve." *Ecological Economics* 25(2):147–160.
- 28.Veblen, T. 1899. *The Theory of the Leisure Class: An Economic Study in the Evolution of Institutions*. New York: Macmillan.
- 29.Yang, J., Z. K. Yang, and P. F. Sheng. 2011. "Income Distribution, Human Capital and Environmental Quality: Empirical Study in China." *Energy Procedia* 5(22):1689–1696.
- 30.Yue, X., S. Li, and X. Gao. 2013. "How Large Is Income Inequality in China: Assessment on Different Estimates of Gini Coefficient." *China Economic Journal* 6(2):113–122.
- 31.Zhang, C., and W. Zhao. 2014. "Panel Estimation for Income Inequality and CO₂ Emissions: A Regional Analysis in China." *Applied Energy* 136:382–392.

(下转第166页)

A Survey of Recent Developments in Railroad Economics

Wei Lijia and Zhang Tongtong

(1: School of Economics and Management, Wuhan University

2: Center for Behavioral and Experimental Research, Wuhan University)

Abstract: Over the past decade, the rapid development of railroads, especially high-speed railroad, has affected many aspects of China's economy and society. High-speed rail construction has even gone out of the country and exported to other neighboring countries. This paper reviews the four major factors of the railroad influencing the economic development, including the impact of social cost, population flows, market access, and growth spillover. Based on the review of related literatures, we believe that the most fundamental reason that railways promote economic growth is that it reduces the cost of passenger transportation and freight transportation greatly. The decrease of traveling cost makes the optimal allocation of human capital in a larger geographical area. The reduction of transportation cost makes the optimal allocation of commodity goods in a larger geographical area. Ultimately, the optimal allocation of human capital and commodity goods converts to the spatial or temporal-spatial spillover effect. As a result, the economic development among different regions has become more relevant and converts to an increase in the overall economic growth rate.

Keywords: Railroad, High-speed Railroad, Social Saving, Travel Time, Economic Growth

JEL Classification: R41

(责任编辑:惠利、陈永清)

(上接第 112 页)

The Effect of Income Inequality on Environmental Pollution: Reassessment of the Environmental Kuznets Curve of China

Zhan Hua

(Jiangsu Industry Development Research Institute, Nanjing University of Finance and Economics)

Abstract: The relationship between economic growth and environmental pollution is a common concern of scholars in recent years. The existing researches on how the economic growth affects environmental pollution usually ignore the influence of income distribution. Therefore, based on the provincial data from 1997 to 2014, this paper takes income distribution into consideration in the model to study the effect of income inequality on pollution at the national and regional levels in china. The empirical results show that the inverted U relation between carbon dioxide emissions and income per capita exists in China, and non-linear relationship can be found between income inequality and pollution in China. Furthermore, the effects of income inequality on pollution vary across regions. Inverted N type relationship can be also seen in Eastern region, which are also the most developed region in china. As for western region and provinces, expanding income gap will increase pollution emissions. It also finds that GDP per capita and environmental regulation are the effective channels through which income inequality affects environment.

Keywords: Income Inequality, Environmental Pollution, CO₂ Emission, Environmental Kuznets Curve

JEL Classification: O15, O44, Q53

(责任编辑:彭爽)