

人口规模、结构对区域碳排放的影响研究

——基于中国省级面板数据的经验分析

曲如晓, 江 铨

(北京师范大学 经济与工商管理学院, 北京 100875)

摘 要: 目前关于人口对碳排放影响的经验研究, 得出大相径庭的结论。基于这种背景, 本文以 STIRPAT 模型为研究起点, 运用中国 1997 ~ 2009 年 30 个省份的面板数据, 采用 Driscoll 和 Kraay 基于固定效应中纠正异方差、序列相关和截面相关的估计方法, 具体考察了地区人口规模、结构对碳排放量的影响。研究表明, 在考虑人口结构因素的情况下, 人口规模的排放弹性显著为 1, 因此, 以中国为样本研究碳库兹涅茨曲线 (CKC) 并不会产生太大偏误。在反映人口结构的变量中, 劳动年龄人口对碳排放有显著的正向影响, 家庭户规模有显著负向影响, 而城镇化率对于碳排放的影响并不显著。

关键词: 人口规模; 人口结构; 碳排放; 固定效应

中图分类号: C922 **文献标识码:** A **文章编号:** 1000-4149 (2012) 02-0010-08

Examining the Impact of Demographic Factors on Regional Carbon Emission: An Empirical Study Based on Chinese Provincial Panel Data

QU Ru-xiao, JIANG Quan

(School of Economics and Business Administration, Beijing Normal University, Beijing 100875, China)

Abstract: Nowadays, the empirical studies about the impact of demographic factors on carbon emission drawn very different conclusion. Based on this background, an econometric analysis using STIRPAT model will be performed based on data related to carbon emission in 30 provinces from 1997 to 2009, to examining the impact of demographic factors, such as population scale and population structure on regional carbon emission. However, the data have heteroscedasticity, serial and cross-section correction, so we take the corrected fixed model methods made by Driscoll and Kraay. The empirical result shows that: population scale will be unit elasticity when considering the case of population structure, so using Chinese data to verify carbon Kuznets curve will not have too much bias. In variables reflecting population structures, the working-aged population has a

收稿日期: 2011-10-30; 修订日期: 2011-12-29

作者简介: 曲如晓 (1965-), 女, 山东威海人, 经济学博士, 北京师范大学经济与工商管理学院教授、博士生导师, 研究方向: 贸易与环境。

significantly positive effect on regional carbon emission, while family size has a significantly negative impact. But the urbanization rate is not significant.

Keywords: population scale; population structure; carbon emission; fixed effect

一、引言及文献综述

全球气候变化已经引起各国政府、民众及学术界的高度重视。据世界资源研究所（WRI）统计，2005 年中国温室气体排放量（19%）超过美国（18%），居世界第一，但人均排放量中国只有美国的 1/4。在这种背景下，中国政府果断实施碳减排，决定到 2020 年单位 GDP 碳排放量比 2005 年下降 40%~45%，并将其作为约束性指标写进“十二五”规划。然而，目前有关人口与碳排放关系的研究结论大相径庭。那么，中国不同地区人口规模与结构对碳排放产生怎样的影响？中国是否存在碳排放库兹涅茨曲线？这些都将直接影响到各个地区相应碳减排措施、政策和战略的制定和实施效果。

关于人口对环境的影响主要存在着马尔萨斯和博斯拉普主义^[1]。马尔萨斯主义者认为，人口按照几何级数增长，食物生产按照算术级数增长，因此，食物的增长速度永远赶不上人口的增长，只有控制人口才能避免粮食危机。如果将马尔萨斯主义应用在环境领域，就意味着按照现在发展下去的人口必将造成自然资源的枯竭及人类末日，即资源耗竭与不可持续^[2]。博斯拉普主义者与马尔萨斯主义者人口与环境的悲观主义观点相对立，他们认为人口增长在促进资源有效利用和技术开发上有积极作用，因此，得出人口增长将有利于环境改善的结论。

在这种关于人口对环境的影响方向不确定的情形下，国内外学者进行了大量的经验研究。然而，纵观国内外研究中人口对环境的影响的经验文献，主要有两种不同的思路。

第一种思路是环境库兹涅茨曲线，该理论最早由格鲁斯曼（Grossman）和克鲁格（Krueger）^[3]在研究墨西哥加入北美自由贸易协定的环境影响报告中首次提出，其后由帕纳约特（Panayotou）^[4]借鉴库兹涅茨（Kuznets）^[5]于 1955 年将收入不平等与经济增长间存在的“倒 U 型”曲线关系引入人均收入与环境排放领域，故称为环境库兹涅茨曲线（Environmental Kuznets Curve, EKC）。进入 20 世纪 90 年代以后，国外学者在此基础上研究了经济结构^[6~8]、技术进步^[9~10]、国际贸易^[11]、市场机制^[12]、环境政策^[13]等对不同类型局部环境污染人均排放量的影响。近年来，不少学者研究证实了碳排放库兹涅茨曲线（CKC）的存在性^[14~16]。在这些文献中，由于被解释变量是污染物浓度或人均排放量，因此，人口对环境的影响被简要概括为区域人口密度或人口规模对环境排放的单位弹性。

第二种思路是沿着埃利希（Enrich）和侯德恩（Holden）所建立的 IPAT 框架^[17]进行研究，分析人口规模（P）、人均财富（A）和对环境毁坏的技术水平（T）对环境（I）的影响大小。为研究需要，瓦克纳（Waggoner）、奥苏贝尔（Ausubel）^[18]和舒尔茨（Schulze）^[19]分别进行了“ $I = PACT$ ”和“ $I = PBAT$ ”的两次修改。但修改并不能解决各因素不同比例变化以及难以做计量经验研究的问题，直到 1998 年罗莎（Rosa）等^[20]建立了人口、财富和技术对环境的非比例影响随机模型（STIRPAT），即 $I_i = \alpha P_i^b A_i^c T_i^d e_i$ ，才为经验研究人口规模、财富和技术对环境的影响提供了新的可能。具体到碳排放方面，国内外学者基于 STIRPAT 的框架，分别选用时间序列、跨国面板、省级面板等数据结构，实证研究了人口规模、结构对碳排放的弹性大小和方向，但得出了不太一致的结论^[21~25]。

从这两种思路来看，第一种思路假定人口规模对碳排放是单位弹性，但却没证实其合理性，如果该弹性与 1 偏差较大，将意味着一些以 CKC 为基础进行研究的文献存在误导性。就第二种思路而言，尽管其采用的模型起点一致，但由于数据结构和估计方法的不同，也影响到具体的系数大小和显著性水平，所以产生了不太一致的结论。为判断 CKC 曲线在中国的适用性，本文将利用 1997~2009 年中国省级面板数据，采用由德里斯科尔（Driscoll）和克雷（Kraay）^[26]发展针对短面板时消除异方差、序列相关及横截面依赖特征的协方差稳健标准误估计方法，实证分析人口规模、结构对中国省级碳排放量的影响，这也将是本文的主要贡献。

二、方程构建及变量选取

人口规模、结构对于解释碳排放的省级差异和排放量有重要作用。然而，影响碳排放量的因素远不止这些。其他如人均 GDP、第二产业产值占 GDP 比重、能源消费强度、环境治理投资、对外开放度等因素也是造成省级碳排放量差异的原因。一般而言，人均 GDP、第二产业产值占 GDP 比重、能源消费强度和对外开放度应与因变量之间存在正向关系，而环境治理投资变量与因变量呈负向关系。因为人均 GDP 越高将意味着地区收入越高，从而需消耗的能源更多一些，导致排放量增加。第二产业产值占 GDP 比重、能源消费强度代表了地区经济发展结构及能源结构，因此，它们的增加也将增加碳排放量。环境治理投资作为政府环境政策的一部分，是政府改善环境的措施，它将纠正环境领域的外部性，因此，较多的环境治理投资总量及其占 GDP 的比例一般对应较少的地区环境排放水平，即呈负相关关系，但地区政府环境治理投资究竟针对全球污染物还是局部污染物，或是两者都有，仍有待进一步的验证。对外开放度度量一个地区的外向程度，部分学者认为中国迅速发展的进出口贸易，一方面促进了经济增长，但也不可避免地为国外生产了大量内涵碳和内涵能^[27~29]，因此，较高的对外开放度对应更多的能源消费，即与碳排放呈正向关系。

基于已有的文献结果和以上初步分析，笔者扩展了 STIRPAT 模型，使它不仅包括人口规模、人口结构（年龄人口比重、人口城镇化率、家庭户规模），还包括环境治理投资及对外开放变量。其计量方程如下：

$$\ln I_{it} = \alpha + \beta_1 \ln rgdp_{it} + \beta_2 \ln manpgdp_{it} + \beta_3 \ln energyit_{it} + \beta_4 \ln pop_{it} + \beta_5 \ln popone_{it} + \beta_6 \ln poptwo_{it} + \beta_7 \ln urban_{it} + \beta_8 \ln hous_{it} + \beta_9 \ln einv_{it} + \beta_{10} \ln einvpdp_{it} + \beta_{11} \ln trade_{it} + c_i + u_{it}$$

其中， I_{it} 代表 i 省份第 t 年的碳排放量、 $rgdp_{it}$ 代表 i 省份第 t 年的人均 GDP 收入、 $manpgdp_{it}$ 代表 i 省份第 t 年第二产业总产值占 GDP 比重、 $energyit_{it}$ 代表 i 省份第 t 年能源消费强度的比重、 pop_{it} 代表 i 省份第 t 年的总人口数、 $popone_{it}$ 代表 i 省份第 t 年 14 岁及以下人口占总人口比重、 $poptwo_{it}$ 代表 i 省份第 t 年 15~64 岁人口占总人口的比重、 $urban_{it}$ 代表 i 省份第 t 年的城镇化率、 $hous_{it}$ 代表 i 省份第 t 年的家庭户规模、 $einv_{it}$ 代表 i 省份第 t 年的环境治理投资总额、 $einvpdp_{it}$ 代表 i 省份第 t 年环境治理投资总额占 GDP 比重、 $trade_{it}$ 代表 i 省份第 t 年的对外开放度， c_i 表示不可观测的省份异质性大小， u_{it} 为随机扰动项，假设与解释变量无关， α 代表常数项， β 代表影响系数。

由于 I_{it} 没有可以直接观测的数据，因而本文分析时将根据各省份能源消费量及各种能源的碳排放系数进行测算。《中国能源统计年鉴》将最终能源消费种类划分为煤炭、焦炭、原油、汽油、煤油、柴油、燃料油、天然气、电力 9 种，考虑到电力是由其他能源消费后所生产出来，故为免重复不进行计算。碳排放系数来源于国家发展和改革委员会能源研究所 2003 年发布的《中国可持续发展能源暨碳排放情景分析》，鉴于二氧化碳分子量是碳分子量的 3.67 倍，由此得到二氧化碳排放系数表（见表 1）。

由于这种计算方法只提供煤炭、石油、天然气三类能源二氧化碳排放系数，因此，为简便计算，本文假定煤炭和焦炭的排放系数相同，原油、汽油、煤油、柴油、燃料油等 5 种石

表 1 各类能源的二氧化碳排放系数（ η ）

项目	煤炭类消耗	石油类消耗	天然气消耗
系数	二氧化碳排放系数 t (co2) / t 标准煤	二氧化碳排放系数 t (co2) / t 标准煤	二氧化碳排放系数 t (co2) / t 标准煤
系数值	2.7437	2.1378	1.6276

油类能源的排放系数也相同。《中国能源统计年鉴》提供了能源消费的具体实物消费量数据，所以在计算碳排放量时需要将各类能源的实物消费量转换为标准煤消费量，具体转换方法参见 2010 年《中国能源统计年鉴》附录中的折算系数。因此，各地区碳排放量的计算公式为： $CO_{2it} = \sum_{j=1}^3 E_{it}^j \eta_j$ ，此式中 CO_{2it} 为 i 省第 t 年的碳排放总量， E_{it}^j 为 i 省第 t 年第 j 种能源的标准煤消费量， η_j 为第 j 种能源的碳

排放系数。据此可测算出中国各省 1997~2009 年的碳排放量^①。

本文数据主要来源于《中国统计年鉴》(1997~2010)、《中国能源统计年鉴》(1997~2010)和中经网统计数据库,其中能源消费量数据来源于《中国能源统计年鉴》和《新中国 55 年统计资料汇编》,各省人均 GDP 和地区 GDP 经过价格指数调整,人口数据来源于《中国统计年鉴》和《中国人口统计年鉴》。考虑到《中国能源统计年鉴》没有西藏数据,所以本文只有 30 个省份的面板数据。环境治理投资总额及其占 GDP 的比重,是反映环境治理投资的变量,其数据主要来源于《中国统计年鉴》,对外开放度用贸易依存度^②作为代理变量,其数据通过历年《中国统计年鉴》计算而得。

三、数据描述性统计

表 2 给出了变量的基本统计值。从中可以看到,各地区碳排放量的差异很大,数量最小的省份只有 500 万吨(2001 年海南省),而数量最多的省份达 10 亿多吨(2009 年山东省),两者相差近 180 倍,标准差达到 16806。具体从区域碳排放量的数据来看,30 个省份中已有 25 个省份的年均碳排放量超过了亿吨以上,前五位的地区依次是山东、山西、河北、辽宁和江苏,合计占总排放量的 36.52%。当然,也有部分省份碳排放量非常低,如海南省年均排放量最低,只有 2 千万吨,该数据仅是处于最高水平的山东省的 1/27。年均碳排放量后五位的地区分别是重庆、广西、宁夏、青海与海南。

在解释变量中,各地区人口总量的差异也较大,比如年末人口数最小的省份仅为 248 万人,而最大值为 9717 万人。各地区间不同时间点上反映人口年龄结构、城镇化率、家庭户规模等变量存在较大差异,如家庭户规模最小值仅为 3 左右,而最大值接近于 7。反映经济发展水平和区域经济结构的人均 GDP、第二产业总值占 GDP 比重及能源消费强度等指标在样本中也存在较大区别。此外,从总样本来看,各地区环境治理投资的绝对和相对水平也存在差异,其中投资总额及其占 GDP 比例差异明显,就后者来看最大为 4%,然而最小的却不到 0.1%。

当然,中国区域碳排放量的影响因素并不是孤立存在的,一个影响因素的变化,会不同程度地影响其他因素的变化,同时也将对排放量的变化产生影响。研究发现,劳动年龄人口比例和老龄化比例存在强相关关系,为避免模型所选择影响因素之间存在由相关性导致的多重共线性,此处仅选择劳动年龄人口占总人口比重代替老龄化程度。

表 2 变量的统计特征

变量	单位	样本数	均值	标准差	最小值	最大值
co2e	万吨	390	21120.83	16805.59	558.67	100079.20
rgdp	元	403	5568.62	3411.88	1806.43	17701.49
manpgdp	%	403	43.83	8.41	19.70	60.00
energyit	吨标准煤/万元	390	3.87	2.08	1.06	11.73
pop	万人	403	4113.72	2617.69	248.00	9717.00
popone	%	403	20.82	5.19	7.56	35.14
poptwo	%	403	71.02	3.89	60.78	80.18
urban	%	155	47.29	14.85	22.61	89.09
hous	人	372	3.43	0.48	2.53	6.79
einv	亿元	217	86.60	84.09	0.20	519.70
einvpgdp	%	217	1.16	0.54	0.05	4.16
trade	%	217	34.65	41.10	4.29	170.85

四、估计结果分析

本文将中国省级碳排放量决定因素的面板数据代入模型,进行回归估计。由于模型 1、2、3、4 的误差项之间存在异方差,在选择面板数据究竟是用随机效应还是固定效应来估计时,本文采用了稳

① 出于篇幅,文中并未列出二氧化碳排放量的数据,如有需要可向作者索取。2002 年海南和 2001、2002 年宁夏的能源消费总数数据来自《新中国 55 年统计数据汇编》,其排放折算系数参考了胡鞍钢、郑京海、高宇宁、张宁和许海萍 2008 年发表在《经济学季刊》第 3 期“考虑环境因素的省级技术效率排名(1999~2005)”论文中第 943 页的内容。
② 包群、许和连和赖明勇 2003 年发表在《世界经济》第 1 期的论文“贸易开放度与经济增长:理论及中国的经验研究”中指出度量贸易开放度的指标很多,如贸易依存度、实际关税率、黑市交易费用、道拉斯指数等。本文选择贸易依存度作为代理变量。

健康豪斯曼的检验方法，从表3中稳健豪斯曼检验的P值可发现，4个模型均在5%的显著性水平下拒绝随机效应而选择固定效应模型进行估计^①。经修正瓦尔德检验方法（Wald test）、基于差分估计量的伍德里奇检验（Wooldridge test）、截面相关的派尔森检验（Pesaran test）可发现，误差项之间还存在序列相关及截面依赖问题，为消除由此产生的估计偏误问题，我们采用德里斯科尔和克雷发展的协方差矩阵估计方法（以下简称“固定效应DK方法”）^②。

计量结果如表3所示，第2列报告了基本模型，在此模型中仅包含STIRPAT最原始的技术、财富和人口变量，总人口数反映地区人口规模。该模型的拟合优度达到0.94，它表明回归中的解释变量至少解释了94%的因变量变化。回归的结果与前期判断保持一致。既然所有变量都取对数，故系数大小将代表弹性。人均GDP（财富因素）有显著正向影响，且其弹性值为0.953，略低于单位弹性。第二产业产值占GDP比重的系数在1%的显著性水平下为正，但其弹性值低于地区人均GDP，仅为0.352。能源强度的弹性值最接近1，且满足1%的显著性水平。地区人口数的弹性值为0.547，虽然与迪茨、罗莎和约克、科尔等研究中的单位弹性不太一致^[30~32]，但这有可能是因为回归方程中遗漏了反映人口结构的重要变量而形成的。因此，我们将依次从基础模型中添加反映人口结构的各变量，形成模型2、3和4。

表3 因变量为地区碳排放量对数值的回归结果

解释变量	模型1		模型2		模型3		模型4	
	系数值	标准误	系数值	标准误	系数值	标准误	系数值	标准误
地区人均GDP	0.953 ***	0.0668	0.954 ***	0.0685	0.815 ***	0.073	0.735 ***	0.093
第二产业产值占GDP比重	0.352 ***	0.0914	0.353 ***	0.0905	0.325 *	0.178	0.389 **	0.187
能源强度	0.980 ***	0.0178	0.981 ***	0.0204	0.952 ***	0.081	0.913 ***	0.0841
总人口	0.547 ***	0.1440	0.553 ***	0.1600	0.963 ***	0.241	0.955 ***	0.278
15~64岁人口比重			-0.023	0.173	1.904 ***	0.261	2.088 ***	0.345
城镇化率					-0.280 **	0.125	-0.193	0.120
家庭户规模							-0.671 ***	0.102
常数	-5.437 ***	1.082	-5.397 ***	1.03	-14.58 ***	2.732	-14.36 ***	3.442
稳健豪斯曼P值	0.0023		0.0102		0.0026		0.0021	
异方差检验	0.0000		0.0000		0.0000		0.0000	
序列相关检验	0.0000		0.0000		0.0178		0.0244	
组内拟合优度	0.9375		0.9375		0.7533		0.7587	
样本数	390		390		150		150	

注：*表示 $p < 0.1$ ，**表示 $p < 0.05$ ，***表示 $p < 0.01$ 。回归中所有变量均取对数处理。

比较模型2、3和4可以看出，在添加了反映人口结构特征的变量后，人口规模的弹性值接近于1，且满足1%的显著性水平，这与理论和国外研究保持一致。此外，计量结果证实了地区人均GDP、第二产业产值占GDP比重、能源消费强度确实对省级碳排放差异有积极且显著影响，劳动年龄人口（15~64岁人口）占总人口比重显著为正，其弹性值在2左右，城镇化率的影响不显著且符号为负，家庭户规模显著为负也符合前期预测。

针对模型4得到的回归结果可知：①总人口数。根据前文分析，在控制其他变量的情形下，地区人口越多，意味着碳排放量将增加。表3的计量结果证实了这种推测，在模型4中该指标的回归系数值为0.955，且通过了1%的显著性检验。增加了反映人口结构的变量后，人口规模的系数值果然是向上增加，且依然显著。这证实了人口规模排放单位弹性的事实。②劳动年龄人口（15~64岁人口）

① 本文采用不同于Grossman and krueger发表在美国*Quarterly Journal of Economics*上所使用的随机效应GLS估计方法，是由于他们认为不同国家之间的异质性与被解释变量不相关，而在本文中我们更倾向于认为不同省份之间的异质性将影响到省份收入和人口等因素，因此，采用固定效应模型更符合现实。

② 在“大N小T”型的面板数据中，Driscoll和Kraay方法考虑到面板数据的误差项存在异方差、序列相关及截面相关问题，之前国内关于人口与环境的面板研究，忽视了观测值之间存在截面相关的特征，而这将导致省份之间的不可观测效应（Unobserved Effects）不再完全独立。此时，虽然固定效应或随机效应的估计值仍可能一致，但其估计通常无效，且通常OLS、White等异方差稳健方法也将失效。

占总人口比重。研究表明，不同年龄的人口将通过消费和生产两个途径对碳排放造成影响，劳动年龄人口比重越大意味着碳排放越多，因此，它与被解释变量之间将是正向关系。计量结果表明，该变量不仅通过了1%的显著性检验，而且其系数值在2左右，大于人口规模的系数值。这表明劳动年龄人口对于自变量的影响程度更大。③城镇化率。该指标度量的是城镇人口占地区总人口的比重。有研究表明，一方面城镇化将增加环境排放^[33]，另一方面城镇化将减少环境排放^[34]。本文的计量结果并不显著，说明城镇化率对于碳排放量的影响并不大。④家庭户规模。家庭户规模越大，有助于发挥能源规模经济和能效提高的功效，因此，家庭户规模对于碳排放的影响应显著为负。本文的计量结果也证实了这一结论。家庭户规模每增加1%，将促使碳排放量减少0.67%。

除此之外，为验证人口规模和结构对于碳排放的影响是否稳健。笔者添加环境治理投资类变量与地区对外开放度变量进行敏感性分析（见表4）。首先，面板存在异方差，因而要采用稳健豪斯曼检验，结果表明，模型依然要选择固定效应。其次，通过验证序列相关和截面相关发现，传统固定效应的估计值并不一致和有效，所以仍采用固定效应DK方法。结果表明，在添加了反映地区环境治理投资与对外开放的变量后，反映人口规模和结构的估计系数和显著性并不受影响，总人口数的影响依然为正，且满足1%的显著性水平，其值仍在单位弹性左右。反映人口结构的劳动年龄人口比重仍显著为正，城镇化率在添加环境治理变量或对外开放度后都表现为负，并不显著。不论在哪种情况下，家庭户规模都显著为负，且其系数与模型4并没产生较大变化。值得注意的是，环境治理投资的估计不显著，这也和前面的预期较吻合，一个可能的解释是，目前地方政府采取的环境治理投资行为多针对局部污染物（如SO₂、废水等），而对于跨地区污染物没有太强的治理激励。对外开放度的系数显著为正，但其系数值不大，说明地区进出口规模的扩大将在较小的程度上增加碳排放量。

此外，考虑到不同收入地区人口对排放水平的影响可能不一致，即由于收入不同的人群可能存在消费排放方式的不同^[35]，有必要验证在中国不同省份之间是否存在收入排放弹性的差异。虽然只有宏观层面的数据，但石安庆研究发现在跨国面板中确实存在由收入水平所导致的排放行

表4 敏感性分析回归结果表					
解释变量	模型5		模型6		
	系数值	标准误	系数值	标准误	
地区人均GDP	0.836**	0.388	0.807***	0.105	
第二产业产值占GDP比重	0.366	0.216	0.162	0.197	
能源强度	0.952***	0.260	0.983***	0.118	
总人口	1.031***	0.185	0.921***	0.317	
15~64岁人口比重	2.002***	0.216	2.041***	0.096	
城镇化率	-0.245	0.185	-0.028	0.140	
家庭户规模	-0.576***	0.208	-1.053***	0.100	
环境治理投资总额	-0.030	0.152			
环境治理投资总额占地区GDP比重	0.086	0.131			
地区对外开放度			0.136***	0.029	
常数	-15.230***	3.765	-14.340***	3.008	
稳健豪斯曼P值	0.0225		0.0000		
异方差检验	0.0000		0.0000		
序列相关检验	0.0176		0.0277		
组内拟合优度	0.7644		0.7816		
样本数	150		150		

注：*表示p<0.1、**表示p<0.05、***表示p<0.01。所有变量均取对数处理。

为差异，得出在人口变动1%的情况下，高收入国家的排放仅增加0.828%，中等偏上国家增加1.42%；中等偏下国家增加1.97%，低收入国家增加1.58%的结论^[36]。这表明高收入国家有节约能源、减少单位排放的激励，然后依次是中等偏上、低收入及中等偏下收入国家。

为验证中国省级收入排放的不一致性，本文将1997~2009年人均GDP的平均值四等分，按照高低顺序分为高收入、较高收入、低收入、最低收入四组。其中高收入组包括北京、天津、辽宁、上海、江苏、浙江、广东，较高收入组包括河北、内蒙古、吉林、黑龙江、福建、山东、海南、新疆，低收入组包括山西、河南、湖北、湖南、重庆、四川、青海、宁夏，最低收入组包括安徽、江西、广

西、贵州、云南、西藏、陕西、甘肃。笔者将高收入组设为参照组，产生收入等级和人口的交互项，同样采取固定效应 DK 方法，计量结果如表 5 所示。

表 5 显示，中国各省份确实存在收入排放的不一致性，该模型拟合优度达到 81%，且在控制了其他变量的情形下，人口对于排放的影响在不同省份收入水平下存在明显差异。在人口变动 1% 的情况下，高收入省份排放增加 0.56%，中等偏上省份增加 6.39% ($0.564 + 5.828$)，最低收入省份增加 2% ($0.564 + 1.439$)，这三组的回归系数都在 1% 的情形下显著，而低收入组不显著。这证明了，在中国不同省份之间也存在收入排放行为的不一致。

表 5 人口收入交互项回归结果表

解释变量	模型 7	
	系数值	标准误
总人口	0.5641 ***	0.180
较高收入组与人口交互项	5.8278 ***	0.206
低收入组与人口交互项	-0.7414	0.797
最低收入组与人口交互项	1.4289 ***	0.426
组内拟合优度	0.8134	

注：* 表示 $p < 0.1$ ，** 表示 $p < 0.05$ ，*** 表示 $p < 0.01$ 。所有变量均取对数处理。为节省篇幅，其他解释变量的回归系数和标准误没有给出。上述回归的控制变量还包括：人均 GDP、第二产业产值占 GDP 比重、能源强度、15~64 岁人口占总人口比重、城镇化率和家庭户规模。

五、结论与政策建议

目前人口对碳排放关系的经验研究得出了大相径庭的结论。基于这种背景，本文以 STIRPAT 模型为研究起点，着重分析包含人口规模、结构、财富和技术对不同地区碳排放的影响机制、程度和效应。研究表明，在考虑人口结构因素的情况下，人口规模的排放弹性显著为 1 左右，因此，以中国为样本研究碳库兹涅茨曲线并不会产生太大偏误。在其他影响因素中，劳动年龄人口、人均 GDP、第二产业占总产业比重、能源消费强度、对外开放度有显著的正向影响，城镇化率 and 环境治理投资的影响不显著，而家庭户规模有显著的负向影响。

不容忽视的是，虽然我们认为在中国人口对于碳排放的影响仍可能是马尔萨斯主义的情况下，仍可欣喜看到随着不同省份收入水平的递增，该效应会不断减弱，这说明它也符合博斯拉普主义。即在一个经济发展的长期过程里，随着环境友好技术的发展，人口对于碳排放的正向强化效应会逐步减弱，这也应受到重视^①。

上述研究结论有着重要的政策含义：①在全社会倡导建立低碳的生活方式和消费模式，是应对全球气候变化、减缓碳排放量的重要途径和出路。虽然人口规模与环境的影响成同比例关系，但在人口结构上的控制能一定程度减少排放。此外还应大力鼓励个人绿色出行、节约能源等行为。②调整经济结构，促进产业升级。当前大多数地区以工业、制造业为主的产业结构是造成碳排放量增加的主要原因。应大力发展第三产业和扶持高新技术产业，制定限制高耗能产业发展的产业政策、投资政策及贸易政策等。如通信设备、计算机及其他电子设备制造业、批发、零售贸易、住宿和餐饮业、非物质生产部门等具有较低的碳排放强度，应积极给予鼓励，而对如采掘业和矿物制造业等碳密集型产业的盲目发展施加限制^[37]。③优化能源消费结构和提高能源利用效率。能源结构变化是一个长期的过程，因此，应在当前能源结构的情况下，尽可能地提高可再生能源在能源消费中的比例。更为重要的是提高煤炭、石油等化石能源的利用效率。在提高能效方面，应充分借鉴国外技术，推动技术在国际的转让，最终实现减排效率和成本的优化。④中央政府应调整环境治理投资的支出结构，加大对地方环境治理投资使用的监管。环境治理投资支出作为地方政府改善环境，减少负外部性的有利手段，应受到足够重视。但在治理跨地区污染物（如二氧化碳等）的时候，地方政府的环境治理投资行为缺乏足够的激励，减排高成本和正外部性并存，所以中央政府应给予治理省份以经济补偿。此外，政府还应采取积极措施对出口企业的环境污染程度进行监控，防止污染加重。

① 不能将这种效应简单等同于 EKC 中所反映的随人均收入提高，人均环境排放减少的结论。因为在这两种模型中，被解释变量一个是总量，另一个是人均量，这是其本质差别。

参考文献:

- [1] R. Muradian. Immigration and the Environment: Underlying Values and Scope of Analysis [J]. Ecological Economics, 2006, 59.
- [2] H. Meadows, L. Meadows and J. Randers. The Limits to Growth [M]. NY: New York University Books, 1972.
- [3] G. Grossman and A. Krueger. Environmental Impact of a North American Free Trade Agreement [R]. NBER working paper, 1991.
- [4] T. Panayotou. Empirical Tests and Policy Analysis of Environmental Degradation at Different Stages of Economic Development [A] //ILO, Technology and Employment Programme [C]. International Labor Office. Geneva, 1993.
- [5] S. Kuznets. Economics Growth and Income Equality [J]. American Economic Review, 1955, 45.
- [6] R. Lopez. The Environment as a Factor of Production: The Effects of Economic Growth and Trade Liberalization [J]. Journal of Environmental Economics and Management, 1994, 27.
- [7] T. Panayotou. Demystifying the Environment Kuznets Curve: Turning a Black Box into a Policy Tool [J]. Environment and Development Economics, 1997, (2).
- [8] D. Stern. Explaining Changes in Global Sulfur Emission: An Econometric Decomposition Approach [J]. Ecological Economics, 2002, 42.
- [9] T. Selden and D. Song. Environmental Quality and Development: Is There a Kuznets Curve for Air Pollution Emission? [J]. Journal of Environmental Economics and Management, 1994, 27.
- [10] P. Markus. Technical Progress, Structural Change and the Environmental Kuznets Curve [J]. Ecological Economics, 2002, 42.
- [11] B. Copeland and S. Taylor. Trade and the Environment: Theory and Evidence [M]. Princeton university press, 2003.
- [12] G. C. Unruh and W. R. Moomaw. An Alternative Analysis of Apparent EKC-type Transitions [J]. Ecological Economics, 1998, 25.
- [13] J. W. Sun. The Nature of CO₂ Emission Kuznets Curve [J]. Energy Policy, 1999, 27.
- [14] M. A. Cole, A. J. Rayner and J. M. Bates. The Environmental Kuznets Curve: An Empirical Analysis [J]. Environment and Development Economics, 1997, (2).
- [15] A. Shi. The Impact of Population Pressure on Global Carbon Dioxide Emissions, 1975 ~ 1996: Evidence from Pooled Cross-country Data [J]. Ecological Economics, 2003, 44.
- [16] 林伯强, 蒋竺均. 中国二氧化碳的环境库兹涅茨曲线预测及影响因素分析 [J]. 管理世界, 2009, (3).
- [17] P. R. Enrich and J. P. Holden. Impact of Population Growth [J]. Science, 1971, 171.
- [18] P. E. Waggoner and J. H. Ausubel. A Framework for Sustainability Science: A Renovated IPAT Identity [J]. Proceedings of the National Academy of Sciences, 2002, 99.
- [19] P. C. Schulze. I = PBAT [J]. Ecological Economics, 2002, 40.
- [20] E. A. Rosa and T. Dietz. Climate Change and Society: Speculation, Construction and Scientific Investigation [J]. International Sociology, 1998, (13).
- [21] R. York, E. A. Rosa and T. Dietz. Footprints on the Earth: The Environmental Consequences of Modernity [J]. American Sociological Review, 2003, 68.
- [22] M. A. Cole and E. Neumayer. Examining the Impact of Demographic Factors on Air Pollution [J]. Population and Environment, 2004, 26.
- [23] 彭希哲, 朱勤. 我国人口态势与消费模式对碳排放的影响分析 [J]. 人口研究, 2010, (1).
- [24] 李国志, 李宗植. 人口、经济和技术对二氧化碳排放的影响分析——基于动态面板模型 [J]. 人口研究, 2010, (3).
- [25] 王钦池. 基于非线性假设的人口和碳排放关系研究 [J]. 人口研究, 2011, (1).
- [26] J. C. Driscoll and A. C. Kraay. Consistent Covariance Matrix Estimation with Spatially Dependent Panel Data [J]. Review of Economics and Statistics, 1998, 80.
- [27] 陈迎, 潘家华, 谢来辉. 中国外贸进出口商品中的内涵能源及其政策含义 [J]. 经济研究, 2008, (7).
- [28] 魏本勇, 方修琦, 王媛, 杨会民, 张迪. 基于投入产出分析的中国国际贸易碳排放研究 [J]. 北京师范大学学报 (自然科学版), 2009, (4).
- [29] 齐烨, 李惠民, 徐明. 中国进出口贸易中的隐含碳估算 [J]. 中国人口·资源与环境, 2008, (3).
- [30] T. Dietz and E. A. Rosa. Effects of Population and Affluence on CO₂ Emissions [J]. Proceedings of the National Academy of Sciences, 1997, 94.
- [31] 同 [21].
- [32] 同 [22].
- [33] 林伯强, 刘希颖. 中国城市化阶段的碳排放: 影响因素和减排策略 [J]. 经济研究, 2010, (8).
- [34] 章泉. 中国城市化进程对环境质量的影响——基于中国地级城市数据的实证检验 [J]. 教学与研究, 2009, (3).
- [35] A. R. Pebley. Demography and the Environment [J]. Demography, 1998, 35.
- [36] 同 [15].
- [37] 张友国. 经济发展方式变化对中国碳排放强度的影响 [J]. 经济研究, 2010, (4).

[责任编辑 方志]