

# 人力资本、技术进步与 CO<sub>2</sub> 排放关系的实证研究

——基于中国 1953-2008 年时间序列数据的分析

王 曾

(中南财经政法大学 经济学院, 湖北 武汉 430074)

**摘 要:** 基于我国 1953-2008 年时间序列数据, 采用一种把环境与现代内生增长理论结合起来的分析框架, 实证检验了碳排放与人力资本、技术进步、城市化率、城乡收入差距、贸易开放度、最终消费率等因素的关系。研究发现, 碳排放与人均 GDP 之间存在着所谓的倒 U 的环境库茨涅茨曲线关系, 但是“不同数据、不同模型会有不同结果”现象暗示着环境与收入水平间 EKC 的脆弱性。人力资本存量、贸易开放度对碳排放有正向促进作用; 研发强度、技术进步、技术转移、最终消费率对减排有显著的促进作用; 将碳排放置于二元经济环境中的研究发现, 城市化率、城乡收入差距对碳减排也有促进作用, 验证了“富人治理说”。  
**关键词:** 人力资本; 技术进步; EKC; CO<sub>2</sub> 排放; 环境库茨涅茨曲线; 现代内生增长理论

**DOI:** 10.3969/j.issn.1001-7348.2010.22.02

中图分类号: X24

文献标识码: A

文章编号: 1001-7348(2010)22-0004-05

## 0 引言

世界各国呼吁大力发展低碳经济, 目标是实现经济增长与碳排放量的脱钩发展。在关于环境变化(包括碳排放)与经济增长关系的研究中, 学者提出了环境库兹涅茨曲线(EKC、CKC)解释二者之间的关系, 发现人均收入水平与环境状况之间存在“倒 U”型曲线的关系。但是有学者认为, 把经济发展水平与环境污染程度相关联, 是一种从外部考察“经济—环境”系统的“黑箱”(Black Box)方法。这种方法短于深刻性, 难以揭示环境污染发生的内在根源与机制。EKC 假说赖以成立的理论基础, 并不是经济增长本身, 而是隐含在经济增长过程中的产业结构升级(贸易结构优化)、技术进步(资源利用效率的提高)、政府对环境污染治理力度的加大以及人们环保意识的增强等, 所以不能简单地迷信环境质量的改善是经济增长的内生结果, 而需要对 EKC 生成机理进行深入探讨。

当今发达国家的经济增长基本上都经历了 3 个阶段, 依次为物质资本推动阶段、技术决定阶段(是一个技术从“物”到“人”的过渡阶段)和人力资本决定阶段。王小鲁等研究表明, 中国经济正在从简单的劳动密集转向更加人力资本密集, 人力资本质量的提高将继续对经济增长作出重要贡献, 认识“人”在碳排放中的作用及其起作用的条件是十分必要的。有学者研究得出, 随着环境资源存量的变化, 对环境质量要求较高的人群的比例会逐渐提高, 并最终保

持在一个较高的水平上, 带动人力资本污染弹性下降到负值域。在人力资本投入越过一个特定“门槛”后, 环境曲线便呈现出倒 U 型的趋势。经济增长从物质资本驱动型向人力资本驱动型的转变, 正是在降低产出的污染弹性。现有的研究中虽然考虑了人力资本对环境污染的作用, 但其主要通过构建带有环境污染约束的经济增长模型, 而从环境污染、人力资本分别与经济增长的关系中侧面表现, 没有直接探究出人力资本与环境污染(碳排放)之间的内在关系。本文将从这点予以突破。

技术进步对环境的影响主要表现为两方面: 一是技术进步提高生产率, 改善资源使用效率, 削弱生产对自然与环境的影响; 二是随着清洁技术不断开发以及对传统技术的取代, 有效利用资源从而降低单位产出的排放。关于技术进步对碳排放的影响, Cole et al.运用中国工业行业(1997-2003)数据研究环境污染的决定因素, 得出能源使用和人力资本强度对工业污染会产生正向影响, 而生产力的提高和研究活动有利于减少排放的结论。Ang 采用一种把环境与现代内生增长理论结合起来的分析框架, 主要研究了技术进步对中国 1953—2006 年 CO<sub>2</sub> 排放量的影响。其结论表明, 研发强度、技术转移和经济对国外技术的吸收能力与 CO<sub>2</sub> 排放量是负相关的, 而更多的能源消费、高收入和更高的贸易开放度将导致更多的 CO<sub>2</sub> 排放。本文将沿用他们的方法, 研究技术进步和技术转移对碳排放的作用。

樊纲等研究发现, 中国约有 14%~33% 的国内实际排

放是由他国消费所致。由于我国没有征收碳税，出口导向的发展战略使我国为发达国家承担了大量的 CO<sub>2</sub> 排放。如果从消费角度来计算，我国的 CO<sub>2</sub> 排放责任将远远小于因生产而排放的责任。目前对 CO<sub>2</sub> 排放分解的研究日趋成熟，研究方法日趋合理，各种方法往往交叉使用。我国许多学者借鉴国际方法对我国进行了大量的实证研究，但对进出口、最终消费等缺乏深入的分析，本文将最终消费引入分析框架。国际贸易中存在“碳泄漏”(Carbon Leakage)、“隐含碳排放”(Embodied Carbon)和“责任转移”现象，其主要通过规模效应、技术效应和构成效应等对环境产生影响，本文将检验国际贸易对中国碳排放的影响。另外，还有学者研究指出环境治理是富人的活动，那么探究反映城乡收入差距、城市化率与碳排放之间有何种内在联系，也就成为本文研究的重点和创新之处。深入分析我国 CO<sub>2</sub> 排放的驱动因素，揭示国际贸易、技术进步以及人力资本等因素在 CO<sub>2</sub> 排放增量中的贡献程度，是制定我国减排政策的必要前提，是我国 CO<sub>2</sub> 排放研究的重要内容之一。

本文的主要贡献有：将人力资本、技术进步、城市化率、城乡收入差距、最终消费率等因素纳入 CO<sub>2</sub> 排放(1953-2008 年)的驱动因素进行研究，由于直接探讨人力资本、最终消费与碳排放之间的关系在已有文献研究中比较少见，有一定的突破性；首次将碳排放置于中国二元经济环境背景下，研究城市化率、城乡收入差距对 CO<sub>2</sub> 排放的影响；运用一种把环境与现代内生增长理论结合起来的分析框架来探讨中国低碳经济问题。

## 1 研究框架以及数据处理

### 1.1 研究框架和模型

本文在 Ang(2009)模型的基础上构建计量模型，在控制其它影响因素的前提下，着重分析人力资本、技术进步、技术转移、城市化率、城乡收入差距、贸易开放度等对中国 CO<sub>2</sub> 排放量的影响。

$$\begin{aligned} \ln C_t = & a + b_1 \ln H_t + b_2 \ln Y_t + b_3 (\ln Y_t)^2 + b_4 \ln TO_t \\ & + b_5 \ln UB_t + b_6 \ln DTF_{t-1} + b_7 \ln RI_{t-1} \\ & + b_8 [\ln(RI) * \ln(DTF)]_{t-1} + \ln FC + e_t \end{aligned} \quad (1)$$

式中， $C_t$  代表二氧化碳排放量，单位为万 t； $H_t$  代表人力资本存量， $Y_t$  表示每年的人均 GDP； $TO_t$  表示贸易开放度， $UB_t$  表示城市化率，以此来检验“富人治理污染说”； $DTF$  表示与领先国家的技术差距(Distance to the Frontier)， $DTF$  的增长效应遵循 Howitt (1999) 和 Griffith et al. (2003) 提出的熊彼特模型。他们的研究表明，TEP 的增长取决于 DTF 以及其与研发强度的相互作用。一个国家离前沿国家的技术水平越远，越能更好利用前沿国家发展的技术。 $RI_{t-1}$  表示研发强度， $[\ln(RI) * \ln(DTF)]_{t-1}$  表示研发强度与 DTF 之间的相互作用。以上两个指标越大，表示一个国家吸收别国先进技术的能力越强。UR 是表示城乡收入差距的指标。将 CO<sub>2</sub> 排放置于二元经济环境下进行分析，探究城乡收入差距对 CO<sub>2</sub> 排放的影响，是对“富人治理污染说”的补充论证。最终消费率(FC)是研究最终消费与碳排放之间

关系的变量，用以探究消费导致的 CO<sub>2</sub> 排放责任问题。

### 1.2 数据来源和处理

关于 CO<sub>2</sub> 排放量的计算，主要有 LMDI 因素分解法、IPCC 推荐的方法以及通过每年能源消耗量乘以单位能源使用的 CO<sub>2</sub> 排放系数，即 CAIT 提供的转换率。将以上 3 种方法依次定义为方法一、方法二、方法三。本文分析的是温室气体的主要构成物——二氧化碳的排放。二氧化碳排放主要来自化石燃料燃烧和水泥、石灰、钢铁等工业生产过程。根据世行报告，前者占到 70% 以上。而中国由于主要以污染严重的煤炭燃料为主，该比例更高达 85% 以上。因此，世界上 CO<sub>2</sub> 排放量多是通过化石能源消费量推算得来，本文也主要以煤炭、石油和天然气这 3 种消耗量较大的一次能源为基准来核算中国的 CO<sub>2</sub> 排放量。3 种方法测算结果如图 1 所示。

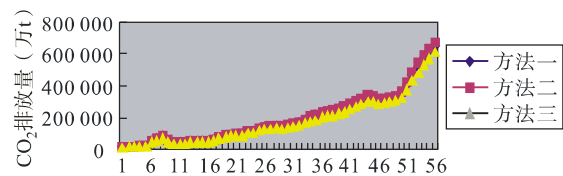


图 1 3 种方法测算 1953—2008 年 CO<sub>2</sub> 排放结果

由图 1 可以看出，3 种方法测算出的结果大体相当。基于方法一的测算结果与 IEA 的统计数据更加接近，因此本文采用 LMDI 因素分解法的估算结果。

研发强度(RI)是用每年研究与实验发展经费与每年的增加值之比来衡量。该值越大表示创新能力越强，能够以更少的投入获得更多的产出。研究与试验发展经费支出(R&D)这一指标自 1990 年才有统计，但由于早期的企业研发投入相当有限，忽略不计不致于导致很大的误差，因此 1990 年前的数据用政府财政的科技支出代替。数据以 GDP 平减指数调整为 1978 年价格。对于外贸依存度(TD)和进出口额/GDP，经济理论认为，对外贸易能使一个经济体发挥其比较优势以提高生产率，并能促进技术转移以及通过国际竞争提高效率。城市化率(UB)，即城镇人口占总人口的比例。农村人口通过流动或就地城市化的途径转变为城市人口，已经成为城市迅速增长的工业和服务所需劳动力的主要来源。劳动力从低生产率的农业向较高生产率的城市非农产业转移，改善了资源配置效率，成为中国生产率提高的重要来源。城乡收入差距(UR)用城乡收入之比来表示，即城镇居民人均可支配收入与农村人均纯收入之比。但中国目前只有这一指标在 1978 年以后的数据。最终消费率(FC)是每年的社会总消费额与支出法核算的 GDP 之比。

人力资本存量(H)采用受教育年限法进行计算，根据 1949 年以来历年从小学到研究生教育的各类学校在校人数、毕业人数和进入劳动年龄的人口数计算得出，是他们的人数与受教育年限的乘积。人力资本的折旧，是根据历年人口死亡率和退出劳动年龄的人口数计算得出。调查过程参考了全国历次人口普查数据。本文中的劳动者平均受教育年限，是由历年人力资本存量除以劳动年龄人口数(扣除在校学生)计算得到。1952 年的初始平均受教育年限，是

根据 1953 年和 1964 年人口普查数据及这期间的详细教育数据回推得出, 估计该年劳动年龄人口(不包括在校学生)的平均受教育程度为 3 年。本文直接采用王小鲁等(2009)计算出来的数据, 同时对 2008 年数据进行扩展。

与领先国家的技术差距(DTF<sub>t</sub>), 在现有文献中主要通过

$$DTF_t = \frac{A_t^L - A_t^d}{A_t^L} \text{ 和 } DTF_t = \frac{A_t^L}{A_t^d}$$

示技术领先国家的全要素生产水平, A<sub>t</sub><sup>d</sup> 表示样本本国全要素生产水平。在一般的实证研究中, 将美国看作是技术领先国家。全要素生产率水平 A 通过  $Y_t / K_t^\alpha L_t^{1-\alpha}$  求得, 我们用不变价 GDP 表示实际产出(Y), 实际物质资本存量用永续盘存法求得。中国数据直接采用王小鲁<sup>[3]</sup>计算的数据, 并对 2008 年数据进行补充。美国 GDP 和资本形成额(I)的相关数据来自美国统计局网站, 就业人数(L)来源于美国劳工统计局(Bureau of Labor Statistics)。根据 Coe 和 Helpman(1995)的方法, 通过折旧率 d(采用 5%)和实际资本形成额增长率 g 计算 1953 年初物质资本存量  $K_0 = I_0 / (g + d)$ 。I<sub>0</sub> 为 1953 年实际资本形成额。在已形成的实证研究中, a 值设置为 0.3。通过以上方法, 分别求得美国 A<sub>t</sub><sup>L</sup> 和中国 A<sub>t</sub><sup>d</sup>, 然后根据  $DTF_t = \frac{A_t^L - A_t^d}{A_t^L}$ , 求得 DTF<sub>t</sub>。本文的数据来自《中国统计年鉴》、《新中国统计资料汇编》, 部分来自王小鲁(2009)以及美国统计局、美国劳工局网站。

## 2 实证分析

### 2.1 单位根检验

为避免时间序列的“伪回归”, 首先对序列做单位根的稳定检验, 以测度变量是否满足协整检验的前提条件。

由表 1 可以看出, 对各变量进行单位根检验发现不显著, 接受原假设; 变量不平稳, 存在单位根。对一阶差分进行单位根检验, 在 10% 范围内拒绝, 可以判定各个变量是 I(1)序列, 可以进行协整检验。

### 2.2 回归分析

本文通过 JJ 协整检验确定长期均衡关系, 通过 VECM 确定短期动态关系。由模型 1 和模型 2 的回归结果可以看出, 人力资本、人均收入、最终消费率对 CO<sub>2</sub> 的排放起正向作用, 研发强度、DTF、RI\*DTF、贸易开放度、城市化

表 1 单位根检验

变量	ADF值	变量	ADF值
LN(ACO <sub>2</sub> )	-1.551 4 (0.500 1)	ΔLN(ACO <sub>2</sub> )	-4.264 4 (0.001 3)
LN(AH)	-0.187 8 (0.933 3)	ΔLN(AH)	-3.560 6 (0.010 1)
LN(Y)	1.781 2 (0.999 6)	ΔLN(Y)	-5.293 4 (0.000 0)
RI	-3.057 2 (0.036)	ΔRI	-6.029 8 (0.000 0)
DTF	2.877 8 (1.000 0)	ΔDTF	-2.984 8 (0.042 7)
TO	1.187 5 (0.997 7)	ΔTO	-5.457 4 (0.000 0)
LN(UB)	0.691 (0.990 8)	ΔLN(UB)	-3.510 7 (0.011 5)
LN(UR)	-0.231 6 (0.923 8)	ΔLN(UR)	-2.954 3 (0.051 4)

表 2 协整分析和 VECM 分析

变量	模型1	变量	模型2
Dep.=LN(ACO <sub>2</sub> )		Dep.=ACO <sub>2</sub>	
长期均衡关系		长期均衡关系	
C		C	
LN(AH)	7.109 (0.495 72)	AH	0.084 1 (0.1483 )
LN(Y)	1.199 1 (0.267 55)	LN(Y)	-0.943 4 (0.268 9)
RI	-0.710 1 (0.192 18)	RI	-39.005 (2.21)
DTF	-2.769 4 (0.914 4)	DTF	-2.502 44 (1.359 1)
RI*DTF	-5.144 9 (1.043 84)	RI*DTF	-6.683 3 (58.001)
LN(UB)	-1.120 78 (0.288 65)	LN(UB)	1.565 8 (0.501 7)
TO	-1.453 3 (0.402 5)	TO	-2.053 6 (0.637 8)
FC	2.063 45 (0.216 5)	FC	1.998 5 (3.467 8)
@TREND	-0.081 (0.005 73)	@TREND	-2.911 6 (0.688 9)
短期动态趋势		短期动态趋势	
C	7.283 1	C	
ΔLN(AH)	0.447 3 (1.28)	ΔAH	0.361 5 (3.2819)
ΔLN(Y)	-1.63 (-6.924)	ΔLN(Y)	-1.925 13 (-9.470 2)
ΔRI	-5.585 1 (-3.426)	ΔRI	-262.274 6 (-8.0692)
ΔDTF	-4.767 8 (-5.170 4)	ΔDTF	-8.721 7 (-8.069)
ΔRI*ΔDTF	-5.219 9 (-5.021)	ΔRI*ΔDTF	278.949 4 (6.591 5)
ΔLN(UB)	0.603 2 (2.169 6)	ΔLN(UB)	-0.2768 6 (-0.800 5)
ΔTO	-3.279 1 (-7.622)	ΔTO	-4.568 9 (-8.458)
ΔFC	2.011 1 (8.065 4)	ΔFC	3.114 (9.453)

率对 CO<sub>2</sub> 排放成负相关。在短期动态变化方面, 人力资本、城市化率、最终消费率对 CO<sub>2</sub> 排放起正向促进作用, 而人均收入、研发强度、DTF、RI\*DTF、贸易开放度能促进减排, 与长期相比有一定的变动。

### 2.3 Granger 检验

由于格兰杰检验结果对滞后期长度的变化比较敏感, 即滞后期选择的不同可能会得到不一致的结果, 因此在检验的过程中应选取多个不同的滞后期。若检验的结果一致, 则得出的结论较为可信。本文在检验过程中选取了 4 个不同的滞后期, 分别是 2、3、4、5。这相对于自由度来说, 滞后期已足够长, 检验结果如表 3 所示。

由以上的 Granger 检验可以看出, 在滞后期为 2-5 期内, P 值显著, 拒绝原假设, 即人力资本 LNAH、人均收入 LNY 和 CO<sub>2</sub> 人均排放量 LNACO<sub>2</sub> 互为 Granger 原因。CO<sub>2</sub> 人均排放量 LNACO<sub>2</sub> 是城市化率 LNUB 的 Granger 原因。在滞后 2 期和 3 期时, 最终消费率 FC 是人均 CO<sub>2</sub> 排放 LNACO<sub>2</sub> 的 Granger 原因; 在滞后 2 期时, 人均排放 LNCO<sub>2</sub> 是引起最终消费率的原因, 但随着滞后阶数的增加不明显。研发强度 RI、与发达国家的技术差距 DTF、贸易开放度 TO、研发强度 RI 与发达国家的技术差距 DTF 之间的互动效应 RI\*DTF, 与人均 LNCO<sub>2</sub> 不存在 Granger 原因。

表 3 Granger 检验结果

零假设	滞后期2	滞后期3	滞后期4	滞后期5
LN AH does not Granger Cause LNACO <sub>2</sub>	6.535 4 (0.003)***	6.925 4 (0.000 6)***	3.066 69 (0.026 2)**	7.534 9 (5.E-05)***
LNACO <sub>2</sub> does not Granger Cause LNAH	9.911 96 (0.000 2)***	7.184 88 (0.000 5)***	5.865 24 (0.000 7)***	5.718 03 (0.000 5)***
LN Y does not Granger Cause LNACO <sub>2</sub>	5.259 2 (0.008 5)***	4.067 (0.012 1)***	2.923 24 (0.031 8)**	3.872 41 (0.005 9)***
LNACO <sub>2</sub> does not Granger Cause LN Y	6.812 95 (0.002 5)***	3.516 44 (0.022 3)**	4.510 37 (0.003 9)***	5.178 08 (0.000 9)***
RI does not Granger Cause LNACO <sub>2</sub>	2.078 6 (0.136)	1.617 8 (0.198 2)	0.682 63 (0.607 8)	1.112 79 (0.369)
LNACO <sub>2</sub> does not Granger Cause RI	1.855 7 (0.167 2)	1.467 25 (0.235 8)	1.147 28 (0.347 3)	1.073 21 (0.389 7)
DTF does not Granger Cause LNACO <sub>2</sub>	1.242 5 (0.297 6)	0.946 64 (0.425 9)	0.438 75 (0.779 9)	0.667 9 (0.650 0)
LNACO <sub>2</sub> does not Granger Cause DTF	1.007 4 (0.372 6)	0.878 32 (0.459 3)	0.698 79 (0.597)	0.642 03 (0.669)
TO does not Granger Cause LNACO <sub>2</sub>	0.191 4 (0.826 5)	0.190 66 (0.902 2)	0.155 33 (0.959 6)	0.198 46 (0.961 2)
LNACO <sub>2</sub> does not Granger Cause TO	0.000 2 (0.999 8)	0.057 26 (0.981 8)	0.082 33 (0.987 4)	0.146 02 (0.980 1)
LN UB does not Granger Cause LNACO <sub>2</sub>	1.756 4 (0.183 4)	1.606 15 (0.200 9)	0.872 65 (0.488 2)	1.676 38 (0.1626)
LNACO <sub>2</sub> does not Granger Cause LN UB	5.435 98 (0.007 4)***	6.213 4 (0.001 2)***	8.612 38 (3E-05)***	11.243 3 (8.E-07)***
DTF*RI does not Granger Cause LNACO <sub>2</sub>	0.282 4 (0.755 2)	0.201 71 (0.894 7)	0.209 44 (0.931 8)	0.218 40 (0.952 6)
LNACO <sub>2</sub> does not Granger Cause DTF*RI	1.334 64 (0.272 7)	0.902 24 (0.447 4)	0.832 96 (0.511 7)	0.909 75 (0.484 4)
FC does not Granger Cause LNACO <sub>2</sub>	4.745 (0.013)**	3.118 98 (0.035)**	1.461 03 (0.230 7)	0.924 87 (0.475)
LNACO <sub>2</sub> does not Granger Cause FC	7.475 (0.001 5)***	1.908 46 (0.141 4)	2.170 08 (0.088 5)*	1.650 47 (0.169 0)

注：每项()上方为 F 值，()内为 P 值。\*，\*\*，\*\*\*分别表示在 10%，5%，1%内显著。

表 4 其它重要结论检验

变量	模型1	模型2	模型3	模型4	变量	模型5
	Dep.=LOG(CO <sub>2</sub> )	Dep.=LOG(CO <sub>2</sub> )	Dep.=LOG(ACO <sub>2</sub> )	ACO <sub>2</sub>		Dep.=LOG(ACO <sub>2</sub> )
C	-3.784 95 (-1.921 5)*	15.032 8 (11.110 3)***	-15.462 6 (-7.112 9)***	-1.186 2 (-0.237 2)	C	-7.970 5 (-3.663)***
H					LNH	
AH					LNAH	
ΔAH				0.977 2 (0.021)**	ΔLNAH	1.305 (2.131)**
LN Y	3.971 5 (6.537 8)***	-1.734 96 (-4.004 3)***	4.207 8 (6.223 9)***	1.12 (1.779)*	LN Y	0.888 (3.580 7)***
(LN Y) <sup>2</sup>	-0.233 2 (-5.046 6)***	0.197 7 (5.836 7)***	-0.264 6 (-5.105 5)***		(LN Y) <sup>2</sup>	
RI		-10.183 (-2.812 9)**		259.52 (7.35)***	LNRI	-0.270 5 (-6.014)***
DTF		2.784 4 (7.225 5)***		3.695 (2.321)**	LN DTF	-2.555 (-5.465 1)***
RI*DTF				-377.66 (-8.63)***	LNRI*LN DTF	-0.688 6 (-5.261 4)***
UB				-5.448 (0.088)*	LN UB	-0.815 7 (-1.812 9)*
FC		-2.718 2 (-10.330 2)***		-8.058 (-7.19)***	LN FC	-1.507 (-6.42)***
TO		0.427 1 (3.756 4)***			LN TO	
UR		-0.103 6 (-6.862 7)***		-0.187 6 (-2.4)**	LN UR	-0.175 (-2.855 2)**
AR(1)	1.544 5 (14.105 4)***		1.602 5 (14.129 3)***		AR(1)	
AR(2)	-0.876 2 (-6.537 3)***	-0.728 4 (-5.469)***	-0.728 7 (-6.555 2)***		AR(2)	
DW	1.918 7	2.472 3	2.0426	2.304	DW	2.24
Adjusted R <sup>2</sup>	0.995 7	0.998	0.991 3	0.994	Adjusted R <sup>2</sup>	0.994 9
N	54	29	54	31	N	31

2.4 其它回归检验

模型 1 通过 CO<sub>2</sub> 排放量与人均 GDP 取对数进行回归,发现中国 CO<sub>2</sub> 排放量与人均 GDP 之间存在着所谓的环境库茨涅

茨曲线(EKC/CKC)关系,拐点在人均 GDP 弹性为 8.515 2 处,即人均 GDP 为 5 917.04 元处。模型 2 是模型 1 的扩展,加入人力资本存量、研发强度、与前沿国家的差距以及二者

之间的相互作用、贸易开放度、城乡收入差距、最终消费率、城市化率等指标,回归发现人力资本存量不显著。于是将人力资本存量换成人均受教育年限, AH、UB、RI、DTF 仍不显著,考虑到 RI\*DTF 与 RI、DTF 存在多重共线问题,予以剔除。然后分别剔除 AH、UB、AR(1)项,得到如表 4 所示的回归结果。可以看出,CO<sub>2</sub> 排放与人均 GDP 在此情境下不存在倒 U 关系,说明二者之间的倒 U 关系不稳定。这种“不同数据、不同模型会有不同结果”现象,暗示着环境与收入水平间 EKC 的脆弱性。由表 4 的回归结果还可以看出,研发强度、最终消费率、城乡收入差距对碳排放起到了抑制作用,而贸易开放度和 DTF 对碳排放有正向影响。模型 3 用人均 CO<sub>2</sub> 排放与人均 GDP 进行回归,也发现存在倒 U 关系。模型 4 和模型 5 研究发现,人力资本对 CO<sub>2</sub> 排放影响不显著,但是人力资本一阶差分显著。这说明人力资本的加速增长对 CO<sub>2</sub> 排放有着正向影响,城乡收入差距、城市化率、最终消费率、研发强度、DTF 及其二者之间的相互作用与 CO<sub>2</sub> 的排放呈负相关关系,可以减少其排放。

### 3 结论与政策建议

本文基于中国 1953-2008 年时间序列数据,实证检验了碳排放与人力资本、技术进步、城市化率、城乡收入差距、贸易开放度、最终消费率等因素的关系,得出几个主要结论:第一,碳排放与人均 GDP 之间存在着所谓的倒 U 的环境库茨涅茨曲线关系,但是“不同数据、不同模型会有不同结果”现象暗示着环境与收入水平间 EKC 的脆弱性;第二,人力资本对碳排放的作用不显著,但是人力资本的一阶差分项显著,表明人力资本加速对碳排放有正向促进作用;第三,在技术进步指标方面,研发强度、DTF 以及二者之间的相互作用与 CO<sub>2</sub> 的排放呈负相关关系,表明研发强度、与前沿技术国家的差距(反映技术进步)、对国外先进技术的吸收能力(反映技术转移)对减排有显著的促进作用;第四,我们将碳排放置于二元经济环境中研究发现,城市化率、城乡收入差距对碳减排也有促进作用,验证了“富人治理说”;第五,最终消费率对碳减排有促进作用,而贸易开放度对 CO<sub>2</sub> 排放有促进作用。

基于以上研究,本文提出以下政策建议:大力发展能源行业高科技异质型人力资本和环境友好型人力资本,加速能源方向人力资本的流量变化。进一步加大投入,通过引进、消化和吸收国际先进技术、国际合作开发和自主创新等方式,提高整个生产部门的能源利用技术,大力发展第三产业和扶持高新技术产业。转变经济发展方式和贸易增长方式,建立绿色贸易体系,实现“发展减排”和“贸易减

排”。在国家逐步城市化趋势下,通过增加人均收入、控制城乡收入差距、建立资源节约型和环境友好型贸易出口结构等方式,实现节能减排与经济的双赢。重视从消费视角研究 CO<sub>2</sub> 排放责任。从消费角度来计算,我国的 CO<sub>2</sub> 排放责任将远远小于因生产而排放的责任。研究我国消费导致的 CO<sub>2</sub> 排放责任问题,对我国的 CO<sub>2</sub> 减排谈判和政策制定具有很大的意义。出台和完善限制高能耗产业发展的产业政策、投资政策、贸易政策、税收政策等政策,同时建立以企业为重点、以行业为主线的绿色贸易政策体系,包括绿色投资政策、环境关税政策、市场准入制度等。

#### 参考文献:

- [1] 刘红光 刘卫东 范晓梅 等. 全球 CO<sub>2</sub> 排放研究趋势及其对我国的启示 [J]. 中国人口 资源与环境 2010(2) 84-91.
- [2] 孙成浩 耿强. 要素投入变化与经济增长的环境效应——基于中国省级面板数据的动态效应分析 [J]. 2009(1) 22-32.
- [3] 王小鲁 樊纲 刘鹏. 中国经济增长方式转换和增长的可持续性 [J]. 经济研究 2009(1) 4-16.
- [4] COLE M A ELLIOTT R J R WU S. Industrial activity and the environment in china: an industry-level analysis [J]. China Economic Review 2008, 19 393-408.
- [5] ANG J B. CO<sub>2</sub> emissions research and technology transfer in China [J]. Ecological Economics 2009, 68(10) 2658-2665.
- [6] 樊纲 苏铭 曹静. 最终消费与碳减排责任的经济学分析 [J]. 经济研究 2010(1) 4-14.
- [7] HOWITT P. Steady endogenous growth with population and R&D inputs growing [J]. Journal of Political Economy, 1999, 107 715-730.
- [8] 许广月 宋德勇. 中国碳排放环境库茨涅茨曲线的实证研究——基于省域面板数据 [J]. 中国工业经济 2010(5) 37-47.
- [9] 陈诗一. 能源消耗、二氧化碳排放与中国工业的可持续发展 [J]. 经济研究 2009(4) 41-55.
- [10] 李小平 卢现祥. 国际贸易、污染产业转移和中国工业 CO<sub>2</sub> 排放 [J]. 经济研究 2010(1) 15-27.
- [11] MADSEN J B, SAXENA S, ANG J B. The indian growth miracle and endogenous growth [D]. The Australian National University, Center for Applied Macroeconomic Analysis (CAMA) 2008.
- [12] 张晓峒. EViews 使用指南与案例 [M]. 北京: 机械工业出版社 2007
- [13] 国家统计局. 新中国五十五年统计资料汇编:1949-2004 [M]. 北京: 中国统计出版社 2005

(责任编辑:赵 峰)