

# 贸易开放、经济增长与中国二氧化碳排放<sup>\*</sup>

李 锴 齐绍洲

内容提要: 本文首先估算了 1997—2008 年中国 30 个省区的 CO<sub>2</sub> 排放量, 并利用面板数据全面客观地考察贸易开放与 CO<sub>2</sub> 排放之间的关系。本文基于不同的模型设定——静态和动态面板模型, 以及不同的工具变量策略——外部工具变量、滞后期工具变量以及动态模型设定时的内部工具变量组合, 来控制有关变量的内生性。研究结果发现: 在加入了人均收入和其它控制变量之后, 贸易开放增加了中国省区的 CO<sub>2</sub> 排放量和碳强度, 国际贸易对中国环境影响是负面的, 向底线赛跑效应大于贸易的环境收益效应, 但是中国当前面临的环境贸易形势具有一定的客观原因, 长远来看, 政府应该加强环境规制。

关键词: 贸易开放 二氧化碳排放 工具变量

## 一、引言

自改革开放以来, 伴随着中国经济高速增长的是国际贸易的快速增长和 CO<sub>2</sub> 排放的急剧增加。中国的 CO<sub>2</sub> 排放量从 1990 年的 24.61 亿吨上升到 2009 年的 75.13 亿吨。<sup>①</sup>同时, 中国的对外贸易飞速增长, 从进出口总额的名义值来看, 从 1997 年到 2008 年的 12 年间, 贸易额年均增长 18.8%。贸易开放度从 1997 年的 34.1% 增加到 2008 年的 57.3%。<sup>②</sup>另一方面, “绿色壁垒”的不断强化成为国际贸易的新趋势。随着欧美等发达国家在 2009 年提出“碳关税”(Carbon Tariff)概念, 即对来自中国等发展中国家的高耗能产品进口征收特别的 CO<sub>2</sub> 排放关税, 更加剧了贸易与环境之间的矛盾。从本质上来说, 这是具有内在增长机制的贸易活动对自然资源需求的无限性和具有内在稳定性机制的生态环境对资源供给的有限性之间的矛盾。正因为如此, 人们很自然地将快速增长的贸易与近年来中国的能耗和环境污染状况联系起来, 认为贸易的扩张是中国节能和环境污染状况难以有效改善的一大原因。因此, 贸易对环境产生了何种程度的影响, 既是中国制定相关政策的重要依据, 也必然成为学术界研究的重点。

图 1 显示了中国 30 个省区<sup>③</sup>1997—2008 年的 CO<sub>2</sub> 排放量与贸易开放度(用贸易依存度表示)散点图。从图 1 可以看出, 贸易开放度与 CO<sub>2</sub> 排放量似乎存在正相关关系, 这是否意味着贸易开放恶化了环境? 不过, 这其中可能存在内生性问题或反向因果关系: 较宽松的环境规制(更多的 CO<sub>2</sub> 排放)通常会促进经济增长, 经济增长又能够带来更高的贸易开放度。因此, 更高的贸易开放度可能是结果, 而不是原因。同样, 图 2 所显示的中国 30 个省区 1997—2008 年的碳强度(单位

<sup>\*</sup> 李锴, 武汉大学经济与管理学院博士研究生, 邮政编码: 430072, 电子邮箱: kzworkpaper@yahoo.cn; 齐绍洲, 武汉大学经济与管理学院, 电子邮箱: cneusus@126.com。本文研究受教育部哲学社会科学研究重大课题攻关项目(10JZD0018)、国家自然科学基金面上项目(71073114)和中央高校基本科研业务费专项资金(20101050102000053)资助。感谢与武汉大学经济与管理学院梁柱博士生的有益交流。作者衷心感谢两位匿名审稿人富有建设性的修改意见, 当然文责自负。

① 原始数据来自于美国能源部橡树岭国家实验室二氧化碳信息分析中心(CDIAC), 经作者计算得出。

② 原始数据来自于中经网统计数据库, 作者计算得出。

③ 这里省区是省、自治区和直辖市的简称, 不包括中国西藏、香港、澳门以及台湾地区。

GDP 二氧化碳排放 ,1997 年不变价)<sup>①</sup>与贸易开放度散点图 ,我们也不能得出贸易开放可以降低碳强度的结论。

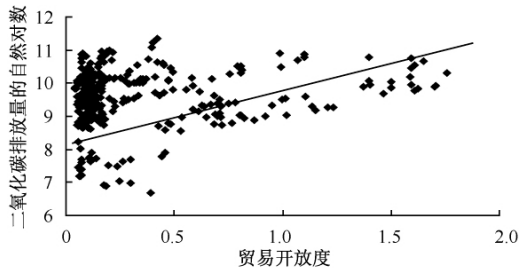


图1 CO<sub>2</sub> 排放量与贸易开放度

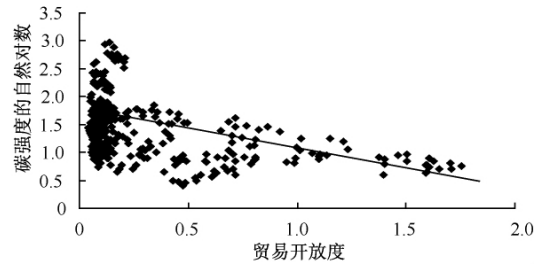


图2 碳强度与贸易开放度

注:数据来源将在本文第四部分给予说明,下同。

那么贸易对中国污染排放的影响到底怎样?应当如何看待和应对贸易对中国环境造成的影响?本文以二氧化碳排放和碳强度为例,客观认识贸易对中国环境的影响,这对于政策制定者制定相关的政策措施具有重要的参考价值。本文接下来的结构安排如下:第二部分对有关贸易开放与污染排放关系的现有研究文献进行述评;第三部分介绍本文的计量模型并考虑相关变量的内生性问题;第四部分是数据及其处理;第五部分是实证结果分析;第六部分是结论与政策建议。

## 二、文献综述

关于贸易开放和污染排放之间关系的研究文献可以分为两大类:一类是检验“污染天堂假说”(Pollution Haven Hypothesis),该假说主要指污染密集型工业从环境规制严格的国家或地区向环境规制较弱的国家或地区进行转移。对于“污染天堂假说”的检验主要有以下三种方法:第一种方法是通过建立贸易流向或 FDI 区位选择模型来检验环境保护强度变量在贸易流向或 FDI 区位选择中的作用或贡献(Cole & Elliott 2003a; Copeland & Taylor 2004; Dean et al. 2009; 陆旻 2009; 耿强等, 2010);第二种方法是进行个案研究,即对某些公司的区位投资决策或某些特殊产业的区位转移行为进行个案分析(赵细康 2003);第三种方法是构建污染产业转移指数,其典型的方法是采用净出口消费指数(NETXC)来衡量一国污染产品的净出口相对于其国内消费的变动,某污染产品的净出口相对于其国内消费的比重逐年增加就表明该污染产业向本国转移了(Mongelli et al. 2006; 李小平和卢现祥 2010)。总的来看,这些研究得出的结论并不一致,原因可能在于:环境规制的内生性问题;环境规制成本只是总成本中很小的一部分,并不足以影响国际贸易的流向(Jaffe et al. 1995)以及“要素禀赋假说”与“污染天堂假说”相冲突(Elliott & Shimamoto 2008)。

另一类是主要研究贸易开放对环境的影响。Grossman & Krueger(1991)提出国际贸易对环境的影响可以划分为规模效应、结构效应和技术效应的思想。基于这一思想,Antweiler et al.(2001)首次将国际贸易对环境的影响模型化,实证发现贸易自由化总体上可能减少了污染。Cole & Elliott(2003b)将规模效应和技术效应合称为规模技术效应,他们的研究发现,贸易自由化减少了 SO<sub>2</sub> 和 BOD(生化耗氧量)排放,但增加了 CO<sub>2</sub> 和 NOX(氮氧化物)排放。Copeland & Taylor(2005)和 Frankel & Rose(2005)进一步指出,为了分析贸易对环境的影响,不仅要考虑贸易的内生性,还要关注收入的内生化。国内学者对开放经济下的中国环境问题进行了一些研究。沈利生(2008)、张友国(2009)等利用投入产出模型定量测算贸易的环境代价,结果表明贸易对中国能源消耗和污染排

<sup>①</sup> 一些文献也以强度指标作为污染回归方程的被解释变量,如 Cole & Elliott(2003a)、李小平等(2010)。

放的影响已不容忽视。陈迎等(2008)和刘强等(2008)分析贸易含能量(Energy Embodied in Trade)和贸易含碳量问题,指出贸易是中国CO<sub>2</sub>排放增加的重要原因。一些学者采用经济计量方法分析碳排放的影响因素,如Ang(2009)利用宏观时间序列数据考察了中国CO<sub>2</sub>排放的影响因素,发现CO<sub>2</sub>排放与研发强度和技术转移负相关,而与收入水平、能源使用量及贸易开放度正相关。在上述各种研究方法中,面板数据模型由于样本量大大增加,可以减弱多重共线性、能够识别和度量一些纯粹横截面模型和纯粹时间序列模型所不能识别的因素(如消费偏好、能源价格、环境政策等)、降低估计偏差等诸多优势,已被多数实证研究文献所采用。

目前,国内基于分省的CO<sub>2</sub>排放数据集中研究贸易开放对环境影响的文献比较有限,而且很多实证文献没有控制有关变量的内生性问题,普通最小二乘估计和固定效应估计是有偏和非一致的。因此,本文较为全面地估算了中国30个省区1997—2008年的CO<sub>2</sub>排放数据,并梳理了贸易开放、经济增长和污染排放之间关系的相关理论,考虑到变量可能存在的内生性和遗漏变量问题,深入研究国际贸易的中国环境效应,这对于中国贸易政策、产业政策以及环保政策的制定具有非常重要的指导意义。

### 三、计量模型及内生性

国际贸易对东道国环境的作用机制存在两种假说:一是“贸易的环境收益假说”(Vogel,1995, the Environmental Gains from Trade),国际贸易不仅为东道国带来了先进的技术和管理经验,也使东道国了解国际环境标准和国别标准以及国外消费者的环境偏好,当其被东道国消化吸收后可以改进其自身的生产方式,推动改善环境管理、加强环境措施和提高环境标准;二是“向底线赛跑假说”(Dua & Esty,1997; Esty & Gentry,1997, Race to the Bottom),作为全球贸易开放或贸易自由化的结果,各国会纷纷降低各自的环境规制标准以维持或增强竞争力,出现所谓“向底线赛跑”,甚至出现阻挠环境立法等漠视环境规制的现象,或者被称为“规制寒战(Regulatory Chill)”,即为避免竞争力优势流失而不再提高环境标准,这样做的结果导致了环境的恶化。这两种假说都通过影响环境规制,进而影响污染排放。由于其效应产生相反的作用方向,因此,国际贸易的环境效应不确定,需要通过实证来解决。另外,环境库兹涅茨假说(Environmental Kuznets Hypothesis)表明,经济增长和环境污染之间呈倒U型的关系,环境质量随着经济增长的积累呈先恶化后改善的趋势。因此,为了分离出国际贸易对中国环境的影响,应该首先控制人均收入变量。

#### (一) 静态模型设定

$$c_{it} = \alpha_1 y_{it} + \alpha_2 y_{it}^2 + \alpha_3 open_{it} + X'_{it} \beta + \delta_t + \eta_i + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

其中  $i$  表示省区截面单元  $i = 1, 2, \dots, 30$ ;  $t$  表示时间;  $c_{it}$  分别以 CO<sub>2</sub> 排放量和碳强度来表示;  $y_{it}$  表示各省区人均实际 GDP, 反映各省区人均收入;  $open_{it}$  表示各地区开放度。  $\delta_t$  表示时间非观测效应, 主要反映经济增长以外, 随时间变化的因素所发生的影响, 例如环境政策、能源价格变化、节能减排技术的变化等。  $\eta_i$  表示地区非观测效应, 反映了省际间持续存在的差异, 诸如由于资源禀赋的差异所导致的不同的碳排放模式、规制的差别、偏好差异等。  $\varepsilon_{it}$  是与时间和地区都无关的随机误差项。  $X$  是其它控制变量, 包括重工业比重、一次能源消费结构、城市化水平以及研发强度。

方程(1)是本文基本的计量回归模型。在没有考虑内生性的情况下,对上述方程进行最小二乘法和固定效应模型估计,结果将是有偏的也是非一致的。这里的内生性主要体现在联立性、遗漏

① 我们在模型里没有加入人均收入的3次方是基于以下原因:第一,在本文所研究的这段时间里,CO<sub>2</sub>排放量没有出现剧烈的波动,加入人均收入的2次方可以反映出CO<sub>2</sub>排放量与人均收入的非线性关系;第二,在模型里加入人均收入的3次方进行回归,结果不是很稳健。

变量和测量误差。

### 1. 联立性(Simultaneity)

联立性的本质就是解释变量连带地由因变量决定,也即反向因果关系,或者解释变量和因变量同时受其它变量的影响。这种情况引起的内生性问题在现实中最为常见。具体表现在:

第一,贸易开放会促进经济增长。通过进口国外中间品,不仅可以增加国内中间品的数量,而且对进口产品实行逆向工程,本国的研发部门能够获取国外的技术外溢,从而有助于形成本国的自主创新能力,同时,与外部的交流还能够使本国的进出口企业学习到一些隐性的知识(Tacit Knowledge) 这些都可以使得国内的最终产出增加、提高本国的全要素生产率(Grossman & Helpman, 1991; Keller, 2004)。而经济增长也会提高贸易开放度,如一个国家是由于贸易之外的因素导致其富裕的,该国也可能拥有良好的基础设施和交通系统,从而有较多的贸易量。

第二,人均产出与污染排放存在环境库兹涅茨假说,随着人均收入提高,人们对环境质量的需求也会增加。这时对于政府来说,按照经济发展阶段变化的要求,识别节能减排的重要性,改变激励导向并制定和督促执行相应的环境规制。不过,更严格的环境规制通常对提高生产率和竞争力产生消极影响。但也有可能通过积极的环境管理,推进技术创新,实现产品或工艺的创新,从而降低对环境的破坏;同时技术创新使企业的投入更具生产率,不仅弥补企业遵循环境规制的成本,而且为企业带来净收益,获得“创新补偿”(Porter, 1995, Porter Hypothesis)。

第三,正如上面所分析的,国际贸易的环境影响存在着贸易的环境收益和向底线赛跑两种效应相互作用,不过作用方向相反;①另一方面,环境规制低的国家会吸纳污染密集型产业集中,从而成为“污染天堂”。因此,这其中可能存在三个主要内生变量:碳排放、人均产出和地区开放度。

### 2. 遗漏变量

在污染回归方程中可能会遗漏制度等和碳排放有关的变量,如各省区资源禀赋差异、规制差别等。在实际建模过程中无法将解释变量全部列出。在这样的情况下,遗漏的变量的影响就被纳入了误差项中,在该遗漏变量与其他解释变量相关的情况下,就引起了内生性问题。遗漏变量导致的偏误方向和遗漏的变量本身有关,即如果是遗漏了对因变量有正向影响的变量,则会造成估计结果的高估。

### 3. 测量误差

Frankel & Romer(1999)认为贸易依存度是开放的一个较差的、噪音很大的代理变量。例如,开放会导致生产率提高的技术外溢,这种外溢与贸易流量没有很强的关系,而只是由于在两个国家间存在贸易开放。类似地,国际贸易理论认为,贸易好处的一大来源在于企业市场势力的消融,这种效应也是不依赖于真实的贸易流量的,而依赖于一个可信的市场进入的威胁。专业化分工、自然人流动、思想的交流等都是开放所带来的好处。因此,贸易依存度并不能完全反映贸易开放的变动,使用贸易依存度作为贸易开放的代理变量有很大的测量误差。

本文在静态面板模型中使用工具变量法进行估计,将会有效地解决上述三个方面的问题。我们主要是从两个方面着手寻找工具变量(IV)来控制 and 解决相关变量的内生性问题:第一种是许多文献通常采用的滞后期工具变量;另一种方法是寻找外部工具变量。Frankel & Romer(1999)考虑到各国的地理特征会影响贸易开放度,利用国际贸易的引力方程(Gravity Model)来构造各国“理论上”的开放度作为实际贸易依存度的工具变量。由于地理特征会影响一国的贸易开放度进而影响

① 另外, Grossman & Krueger(1991)等学者从分解的角度将国际贸易对环境的影响划分为规模效应、结构效应和技术效应,如污染排放一般方程  $z = e\phi s$ , 微分后  $\hat{z} = \hat{e} + \hat{\phi} + \hat{s}$ ,  $z$  表示污染排放量,等号右端3项分别为技术效应、结构效应和规模效应,国际贸易对环境的影响则通过规模、技术和结构3种路径来产生作用。

碳排放,但是碳排放并不会改变一国的地理特征,因此,本文将试图寻找一个地理因素变量即海外市场可达性(Foreign Market Access)作为贸易依存度的工具变量。同时,人力资本是经济增长的源泉,是技术创新的推动力,是经济社会可持续发展的重要推动因素,也是减少贫困和不平等的重要条件,对中国经济快速增长起到了极其重要的作用。因此,本文也以人力资本作为人均GDP的工具变量。

## (二) 动态模型设定

正如杜立民(2010)指出,任何经济因素变化本身均具有一定的惯性,前一期结果往往对后一期有一定影响。中国各省区的CO<sub>2</sub>排放很可能存在滞后效应,引入动态模型滞后项可以较好地控制滞后因素。对动态面板模型的估计可以使用差分GMM和系统GMM。

$$c_{it} = \gamma c_{i,t-1} + \alpha_1 y_{it} + \alpha_2 y_{it}^2 + \alpha_3 open_{it} + X'_{it}\beta + \delta_i + \eta_i + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

$$\Delta c_{it} = \gamma \Delta c_{i,t-1} + \alpha_1 \Delta y_{it} + \alpha_2 \Delta y_{it}^2 + \alpha_3 \Delta open_{it} + \Delta X'_{it}\beta + \Delta \delta_i + \Delta \varepsilon_{it} \quad (3)$$

Arellano & Bond(1991)假设残差项的一阶差分 $\Delta \varepsilon_{it}$ 与解释变量的水平项(滞后2期及以上)都不相关,即可以得到一阶差分的矩条件,并且该假设条件的满足需要差分方程(3)式的残差项不存在二阶序列相关。我们也将实证中给出该检验。

动态差分模型的好处在于:第一,在模型回归方程中可能遗漏的变量大多和污染排放相关,如一省区的消费习惯、排放模式等,而这些因素一般随时间变化是比较小的。取差分后能够消除掉这些不随时间变化的变量和个体非观测效应,从而能够部分地解决遗漏变量问题。对于时变而且对各省区都造成类似影响的事件,如排放政策和节能减排技术等,可以通过加入时间虚拟变量来控制。第二,差分能够消除反向因果关系。

Blundell & Bond(1998)发现,当(2)式中的 $\gamma$ 趋近于1,或者当个体非观测效应的方差比残差项的方差,即 $\text{Var}(\eta_i)$ 比 $\text{Var}(\varepsilon_{it})$ 增加得更快时,一阶差分GMM的有限样本特性较差,需要对水平方程(2)施加额外的约束而采用系统GMM来进行有效的估计。额外的约束表明,用原序列的一阶差分滞后项作为水平方程的工具变量。

系统GMM估计的好处有:第一,对于存在非时变的遗漏变量问题,该估计将不再是有偏的。第二,在估计模型的右边存在内生变量时,工具变量的使用会使得系数的估计是一致的。第三,Bond et al.(2001)表明,即使存在测量误差,工具变量的使用也会得到一致性的估计。因此,本文也将使用动态面板中的差分GMM和系统GMM进行估计,该方法能够有效地解决测量误差、非时变的遗漏变量和解释变量的内生性问题(Caselli et al.,1996)。

## 四、数据说明

### (一) 二氧化碳排放量估算

与二氧化硫、粉尘、水污染等其它环境污染不同,中国统计机构并没有直接公布CO<sub>2</sub>排放数据,CO<sub>2</sub>排放主要来源于两个生产生活过程:其一是化石能源燃烧排放二氧化碳;其二是水泥工业生产过程中从生料转化为熟料环节排放二氧化碳。<sup>①</sup>化石能源消费的碳排放量包括能源终端消费碳排放与二次能源消费碳排放两部分。其中,电力、焦炭、热能等二次能源消费的碳排放均来自于其生产过程中化石能源的能量转换与能量损失。因此,能源消费碳排放总量即为各类化石能源的终端消费、能源转换及能源损失所产生的相应碳排放量。由于煤炭、石油和天然气是中国广泛使用

<sup>①</sup> 二氧化碳排放主要来源于化石燃料燃烧和水泥、石灰、钢铁等工业生产过程,化石燃料燃烧和水泥生产所排放的二氧化碳占二氧化碳总量的97%以上。另外,水泥生产所排放的二氧化碳主要来自于原料中的碳酸盐分解( $\text{CaCO}_3 = \text{CaO} + \text{CO}_2$ 、 $\text{MgCO}_3 = \text{MgO} + \text{CO}_2$ ),而水泥生产过程中消耗的煤炭和电力(二次能源)已经计算在第一个生产生活过程内,这里不用重复计算。

的一次能源,本文将考虑这三种化石能源所对应的碳排放量。

目前,国内学者对构建省级 CO<sub>2</sub> 排放数据库的研究很少,在有限的文献里都是基于能源消耗所对应的碳排放量,并未对水泥生产中非碳燃烧造成的碳排放进行分析,如陈诗一(2009)只考虑了原煤、原油和天然气三种消耗量。而杜立民(2010)估算水泥生产所排放的 CO<sub>2</sub> 占总 CO<sub>2</sub> 排放量的 10% 左右,因此需要对水泥生产中非碳燃烧产生的 CO<sub>2</sub> 作出估计。估算水泥工业 CO<sub>2</sub> 排放,首先需要确定水泥熟料的碳排放因子。根据 IPCC(2006)的结论并结合中国实际情况,生产 1 吨的水泥熟料,原料分解直接排放即非碳燃烧产生 0.5272 吨 CO<sub>2</sub>,即水泥熟料的 CO<sub>2</sub> 排放因子为 0.5272。由于缺少中国分省的水泥熟料产量数据,我们只能根据水泥产量来推算熟料产量。在水泥类型未知,并且不同类型水泥的熟料比例不确定的情况下,综合比较中国水泥掺配配方和综合产品混合的熟料含量,可以假定综合熟料含量为 75%。<sup>①</sup>也就是说,每生产一吨水泥,原料分解过程就要排放 CO<sub>2</sub> 约  $0.5272 * 0.75 = 0.3954$  吨,即水泥的 CO<sub>2</sub> 排放因子为 0.3954。

我们将主要参考 IPCC(2006)和国家发改委能源研究所(2003)的方法,通过相关计算公式专门估算各省区 CO<sub>2</sub> 排放量。<sup>②</sup> 本文所有能源终端消费、转换数据皆取自历年《中国能源统计年鉴》中的“地区能源平衡表(实物量)”,能源实物量数据的标准量折算采用《中国能源统计年鉴》所附的“各种能源折标准煤参考系数”。另外,各省区熟料产量数据根据水泥产量推算,水泥产量数据来自中经网统计数据库。

## (二) 其它变量说明

本文选取了人均收入、地区开放度、一次能源消费结构、重工业比重、城市化水平以及研发强度等变量,还包括两个工具变量。各变量选取的经济意义以及构建情况说明如下:

1. 人均 GDP(用  $y$  表示)。大量研究指出,污染排放量和人均收入之间存在倒 U 型关系。借鉴以往研究,本文以人均 GDP 作为人均收入指标,在回归方程中同时加入人均 GDP 的一次项和二次项,并取对数形式。分省 GDP 及人口数据来自《中国统计年鉴》,为保证可比性,以 1997 年为基期,通过 GDP 指数分别得到各省区 1997—2008 年的实际 GDP。

2. 地区开放度(用  $open$  表示)。对外贸易的迅速发展固然给中国经济以巨大的拉动力,但随之带来的副作用也日益严重,如资源消耗、能源消耗、环境污染等压力越来越大,制约中国经济的可持续发展。本文以各省区按境内目的地和货源地分货物进出口总额与地区生产总值的比值反映地区开放度。地区进出口总额、地区生产总值(当年价)以及人民币汇率(年平均价)数据都来自于历年的《中国统计年鉴》。

3. 一次能源消费结构(用  $coal$  表示)。不同种类能源消费所产生的 CO<sub>2</sub> 排放量并不相同,单位热量燃烧煤炭引起的 CO<sub>2</sub> 排放量是天然气的 1.7 倍,石油的 1.3 倍<sup>③</sup>,而核电、水电、风电、太阳能等则是清洁能源,很少或基本不排放 CO<sub>2</sub>,因此考虑一次能源消费结构对 CO<sub>2</sub> 排放的影响具有重要意义。为此,本文以各省区煤炭消费量占该省区一次能源消费总量的比重作为一次能源消费结构的代理变量。理论上来说,煤炭比重越高,则 CO<sub>2</sub> 排放量也必然越高。计算各省区煤炭消费比重所需数据均来自历年《中国能源统计年鉴》。

4. 重工业比重(用  $heavy$  表示)。本文用重工业总产值占工业总产值的比重来表示。从经济理论上来说,重工业比重的增加将导致中国 CO<sub>2</sub> 排放量的增加。重工业总产值和轻工业总产值以

<sup>①</sup> 更优良的作法是从水泥生产数据推断出熟料产量,并按熟料的进出口量进行修正。不过由于数据缺失,并且中国的水泥熟料出口大约仅占水泥生产总量的 3%。因此,本文未考虑熟料进出口量。

<sup>②</sup> 煤炭、石油和天然气三种一次能源的二氧化碳排放系数分别为 2.7412、2.1358 和 1.6262(万吨/万吨标准煤)。

<sup>③</sup> 1 吨标准煤单位的煤炭燃烧是 1 吨标准煤单位的天然气所排放 CO<sub>2</sub> 的 1.68(2.7412/1.6262) 倍。

规模以上工业总产值为统一口径,1997年及以前为乡及乡以上工业企业,1998—2008年为全部国有工业及年销售收入500万元以上非国有工业企业,数据来源于《中国工业经济统计年鉴》和《中国经济普查年鉴2004》。

5. 研发强度(用 *rd* 表示)。在未来中国的能源发展中,技术进步将会发挥越来越重要的作用。在能源的生产、加工和转换等供应部门,技术进步将大大提高优质能源的可获得性,由此将会对中国的能源消费结构产生巨大的影响。在工业化和城市化过程中,中国也完全可以利用技术进步和科技创新降低经济增长与能源消费之间的弹性关系,提高节能率。本文以各省区的研发经费支出与GDP之比来衡量,各省区的研发经费支出数据都来自于历年的《中国科技统计年鉴》。

6. 城市化水平(用 *urban* 表示)。中国目前的城市化水平(40%左右)还低于发达国家和较发达国家。城市化水平提高意味着城市规模的扩大和一批新城市的建设,从而创造巨大的城市基础设施和住宅投资需求。相应地,水泥、建材和钢铁等高耗能行业将需要保持一定的增长势头,也势必对未来中国的能源需求产生一定的影响。这一指标以非农人口占总人口之比来衡量,数据来源于历年的《中国人口和就业统计年鉴》。

7. 人力资本(用 *human* 表示)。我们用全部6岁及6岁以上人口的平均受教育年限来衡量,并取自然对数。根据中国实际情况,我们把小学、初中、高中和大专及以上学历的受教育年限分别记为6年、9年、12年和16年,则各省区人力资本的计算公式为:小学比重 $\times 6$  + 初中比重 $\times 9$  + 高中比重 $\times 12$  + 大专及以上学历比重 $\times 16$ 。各省6岁及6岁以上人口中不同学历层次人群的比重数据来源于历年《中国统计年鉴》中的“各地区按性别和受教育程度分的人口”。其中2001年数据缺乏,我们简单地取2000年和2002年人力资本的平均数作为估计值。

8. 海外市场可达性(用 *fma* 表示)。黄玖立和李坤望(2006)在研究中国贸易开放问题时以地理因素作为贸易开放度的工具变量,认为海运是对外贸易运输的主要形式,从节约运输成本的角度看,各省区越接近海岸线就意味着越接近国外市场。本文借鉴黄玖立和李坤望(2006)的方法,海外市场可达性的构造为取各省区省会城市到海岸线距离的倒数(乘以100),其中沿海省区到海岸线距离为其内部距离;内地省区则为该省会城市到其最近的沿海省区的距离加上该沿海省区的内部距离。<sup>①</sup> 到各沿海的距离来源于物流中国网([www.56zhongguo.com](http://www.56zhongguo.com),单位:公里)。

我们对各主要变量进行描述性统计:<sup>②</sup>在1997—2008年,东部省区的人均GDP水平(以1997年不变价格计算)平均为1.98万元/人,而中西部省区为0.78万元/人。如果观察12年平均的CO<sub>2</sub>排放水平,东部沿海地区要高于中西部地区,东部省区在样本期间的最大值为84564.98万吨,中西部省区出现的最大值只有59223.56万吨,也就是说,较高的人均产出具有高CO<sub>2</sub>排放。此外,值得注意的是,相对东部省区而言,具有低CO<sub>2</sub>排放的中西部省区碳强度更大,西部省区的平均值为5.73吨/万元,而东部省区为3.11吨/万元,这说明东部发达省区的能源效率高于西部省区的能源效率。其次,我们明显发现东部省区在城市化水平和地区开放度上远高于中西部省区,大部分东部省区的贸易开放度都大于1,不过中西部省区在煤炭消费比重和重工业比重上略高于东部省区,西部省区的煤炭消费比重和重工业比重平均都在71%左右,而东部省区平均在65%左右;至于研发强度,不管是东部发达省区,还是相对落后的中西部省区,研发强度都在1%左右。

<sup>①</sup> 具体计算公式请见黄玖立和李坤望(2006)。

<sup>②</sup> 限于篇幅,这里没有报告相应统计表格,如有需要可向作者索取。在此,我们把样本期间内人均GDP平均值前十位的北京、天津、辽宁、山东、江苏、上海、浙江、福建、广东、黑龙江定义为东部发达省区,其他省区定义为中西部省区。其中,海南2002年,宁夏2000、2001、2002年CO<sub>2</sub>排放量、碳强度和煤炭消费比重数据缺失。

### 五、回归结果分析

表 1 是因变量为 CO<sub>2</sub> 排放量自然对数的回归结果。模型 1、2 用固定效应模型估计了静态回归方程(1)。随机效应模型要求外生变量和个体效应不相关,而固定效应模型没有这一要求。我们通过 Hausman 检验在这两种估计方法之间进行选择,结果都显示固定效应更优一些。

表 1 因变量为 CO<sub>2</sub> 排放量自然对数(lnC)的回归结果

	模型 1	模型 2	模型 3	模型 4	模型 5	模型 6	模型 7	模型 8
	FE	FE	IV-FE	IV-FE	Diff-GMM	Sys-GMM	Diff-GMM	Sys-GMM
lny	1.126 *** (0.0447)	1.002 *** (0.0449)	1.011 *** (0.0531)	0.990 *** (0.103)	0.576 ** (0.248)	0.0418 (0.102)	0.694 *** (0.231)	0.0392 (0.0437)
(lny) <sup>2</sup>	-0.0738 *** (0.0250)	-0.0749 *** (0.0235)	-0.0693 *** (0.0245)	-0.139 *** (0.0377)	-0.0702 ** (0.0272)	-0.0595 *** (0.0164)	-0.0670 ** (0.0298)	-0.0492 *** (0.0137)
open	0.151 ** (0.0660)	0.123 * (0.0637)	0.161 ° (0.110)	0.319 * (0.176)	0.173 ** (0.0814)	0.0811 * (0.0432)	0.154 ** (0.0628)	0.103 ** (0.0504)
heavy		0.453 * (0.259)	0.463 ** (0.182)	0.386 * (0.217)			0.507 * (0.254)	-0.0628 (0.0795)
coal		1.100 *** (0.171)	1.050 *** (0.170)	1.079 *** (0.171)			0.881 *** (0.254)	0.345 ° (0.224)
urban		1.076 *** (0.321)	0.839 *** (0.301)	1.224 *** (0.349)			0.478 * (0.277)	-0.171 (0.133)
rd		-6.538 *** (2.442)	-8.401 ** (3.674)	-7.526 * (3.959)			-1.055 (2.990)	0.0494 (0.565)
lnt	-0.135 *** (0.0244)	-0.115 *** (0.0229)	-0.105 *** (0.0358)	-0.126 *** (0.0373)	-0.0496 (0.0663)	0.0572 ** (0.0248)	-0.0883 (0.0704)	0.0889 *** (0.0216)
L. lnC					0.479 ** (0.182)	0.947 *** (0.0757)	0.310 * (0.179)	0.914 *** (0.0568)
常数项	9.749 *** (0.0404)	8.358 *** (0.175)	8.450 *** (0.182)	8.359 *** (0.267)		0.466 (0.751)		0.575 ° (0.383)
AR(1)					-1.67 (0.095)	-1.60 (0.110)	-1.69 (0.092)	-1.68 (0.092)
AR(2)					1.07 (0.287)	0.96 (0.336)	1.15 (0.250)	0.99 (0.324)
Hansen test					26.91 (0.864)	26.35 (1.000)	22.68 (0.959)	26.09 (1.000)
F 值	622.51 (0.00)	442.36 (0.00)	386.71 (0.00)	345.81 (0.00)				
Within-R <sup>2</sup>	0.889	0.912	0.915	0.909				
样本	356	356	326	356	292	324	292	324

注:所有模型都加入时间趋势变量;回归系数括号里的数为稳健标准误,AR、Hansen test 和 F 统计量括号里的数分别为 prob > z、prob > z 和 prob > F(chiz) 的值;°、\*、\*\*、\*\*\* 分别表示 15%、10%、5% 和 1% 水平上显著;在 GMM 估计中,回归中的前定变量为 lnC<sub>it-1</sub>,内生变量为 open、lny 及 (lny)<sup>2</sup>;对差分 GMM 和系统 GMM 类型,前定变量的一阶及更高阶的滞后项为工具变量,内生变量的二阶及更高阶的滞后项为工具变量。



本文使用静态和动态面板两种模型设置。静态面板中的固定效应模型是除去组内均值的回归, 动态面板模型不论是差分还是系统广义矩估计都包含有一阶差分模型的估计, 因此, 这些估计方法都可以消除个体非观测效应。随时间变化的因素所发生的影响, 例如能源价格变化、节能减排技术的变化、有关排放的政策等, 这些时间非观测效应对各省区的影响是类似的, 作用大小会略有差别, 可以通过加入时间虚拟变量捕捉这种变化的影响。但就本文而言, 不管是固定效应模型, 还是 GMM 模型, 加入 11 个虚拟变量<sup>①</sup>, 从而耗费更多的自由度, 使模型中待估计参数的方差增大。因此, 本文采用相关研究中常用的方法, 加入时间趋势变量 (Int), 以控制政策、技术等对所有省区碳排放的共同影响。

从模型 1 的结果可以看出, 人均 GDP 的一次项、二次项的系数在统计上显著, 并且二次项的系数为负, 这说明人均 GDP 和 CO<sub>2</sub> 排放量成显著的倒 U 型关系, 环境库兹涅茨假说成立。地区开放度变量和 CO<sub>2</sub> 排放量显著正相关, 这说明中国的国际贸易对环境的影响是负面的, 正面效应的影响要小于负面效应的影响。为了检验模型 1 的稳健性, 我们在模型 1 的基础上加入一些控制变量。模型 2 是在模型 1 的基础上增加了重工业比重、煤炭消费比重、城市化水平和研发强度四个变量, 从回归结果来看, 地区开放度在 10% 水平显著为正, 中国的国际贸易对环境的影响是负面的, 向底线赛跑效应大于贸易的环境收益效应。<sup>②</sup> 人均 GDP 的二次项在 1% 水平显著为负, 环境库兹涅茨假说仍然成立。另外, 重工业比重、煤炭消费比重和城市化水平的变动对中国 CO<sub>2</sub> 排放的影响很大, 而且估计系数都显著为正, 表明前后两年间重工业比重、煤炭消费比重和城市化水平每提高一个百分点, 省区碳排放增长率 (产出的对数取差分表示增长率) 将会分别提高 0.453%、1.100% 和 1.076%。这些结果都符合经济理论的预期。同时, 研发强度变量对中国 CO<sub>2</sub> 排放的影响显著为负, 表示各省投入的研发经费越多, 创新能力越强, 能够以更少的投入得到更多的产出, 有利于减少 CO<sub>2</sub> 排放。

由于变量之间的内生性, 估计可能是有偏的和不一致的。模型 3 采用滞后期工具变量策略, 以内生变量的滞后一期作为当期值的工具变量, 在时间序列和面板数据中, 这是一种很常见的选取工具变量的方法。滞后期的内生变量与当期值有较强的相关性, 通过当期值对碳排放产生影响, 而当期的碳排放对前一期的内生变量则没有影响。从模型 3 的估计结果看, 其变量的估计系数与显著度与模型 2 相似, 地区开放度变量在 15% 水平上显著为正。

模型 4 采用外部工具变量策略, 参考黄玖立和李坤望 (2006) 的方法, 基于各省地理特征来构造地区开放度的工具变量——海外市场可达性。由于地理距离是不随时间变化的, 不能直接用固定效应模型回归。为了反映动态特征, 我们参考 Acemoglu et al. (2005) 的方法, 把 FMA 乘以时间虚拟变量, 总共得到 11 个新的变量, 即  $FMA * D1998, \dots, FMA * D2008$  等, 用这 11 个变量组合作为贸易开放度的工具变量。<sup>③</sup> 地理距离并不直接影响碳排放, 而是通过对外贸易进而发挥作用; 并且, 碳排放并不会改变各个省区的地理特征。综上, 时变的海外市场可达性可以是贸易开放度的一个有效的工具变量。同时, 可以作为人均 GDP 的外部工具变量如投资率、消费率、储蓄率、人口规模、人力资本等, 根据中国实际情况, 投资率、消费率和储蓄率在样本期间内变动频繁, 人口规模直

<sup>①</sup> 本文研究时段为 1997—2008 年, 共 12 年, 可以加入 12 个时间虚拟变量, 但为了防止共线性, 一般去掉一个时间虚拟变量, 余下 11 个时间虚拟变量加入模型。

<sup>②</sup> 朱平芳等 (2011) 发现环境规制对 FDI 的作用方向与 FDI 本身的水平高低密切相关, 向底线赛跑效应在 FDI 水平最高的城市间明显弱化, 而这一效应在 FDI 中高水平的城市间最为显著。

<sup>③</sup> 众所周知, 寻找到一个完美的外部工具变量是极为困难的。黄玖立和李坤望 (2006) 用官方名义汇率对海外市场可达性进行调整, 即 1997—2008 年的人民币对美元的名义汇率 (直接标价法) 乘以各省区的海外市场可达性, 现有的文献都没有找到可时变的工具变量 (不需要调整)。因此, 如何寻找到中国省区贸易开放度一个可时变的工具变量将成为未来的一个研究方向。

接影响碳排放。因此,本文以全部6岁及6岁以上人口的平均受教育年限(人力资本)作为人均GDP的工具变量。

从模型4的回归结果上看,人均GDP和CO<sub>2</sub>排放量成显著的倒U型关系,环境库兹涅茨假说仍然成立。使用海外市场可达度作为IV的估计结果表明,地区开放度的估计系数显著为正。如计量经济学理论所预期的一样,IV估计结果的标准误会增大,是FE估计标准误的近3倍,其95%的置信区间为-0.0275—0.6646,包含了FE估计的置信区间(-0.0022—0.2482)。随着标准误的增大,IV的估计结果由于置信区间很宽,相对来说并不是很精确。模型3使用内生变量的滞后一期作为IV的估计结果表明,地区开放度的估计系数为0.161,IV估计的标准误如预期增大,只是比FE的稍大,此时的系数估计值相比模型4要精确一些。

模型5—8估计了动态模型(3),进一步将CO<sub>2</sub>排放量的一阶滞后项纳入分析。滞后项系数体现了上期CO<sub>2</sub>排放量对本期CO<sub>2</sub>排放量的影响。如前所述,本文应用Arellano & Bond(1991)和Blundell & Bond(1998)提供的差分GMM和系统GMM估计量进行了估计,而GMM估计量的一致性有一个重要的前提,即一次差分以后的扰动项不存在二阶序列相关,但是一阶序列相关是允许的。对此我们使用David Roodman(2006)提供的xtabond2程序进行估计,结果如表1所示。从表中的检验结果可以看出,差分GMM和系统GMM估计都不能拒绝模型没有二阶序列相关的原假设,因此差分GMM和系统GMM估计量是一致的。同时,我们通过Hansen检验考察了工具变量的有效性,Hansen检验的原假设为所选工具变量是有效的。表1的结果显示,Hansen检验不能拒绝原假设。<sup>①</sup>因此,差分GMM和系统GMM估计是有效的。

从模型5—6的结果来看,前期的CO<sub>2</sub>排放量和当期的CO<sub>2</sub>排放量正相关,这说明CO<sub>2</sub>排放是一个连续、累积的调整过程。本文所主要关注的地区开放度变量在动态模型里显著地和CO<sub>2</sub>排放量正相关,这说明国际贸易对中国环境影响是负面的,向底线赛跑效应大于贸易的环境收益效应。人均GDP的二次项的系数在统计上也非常显著,并且二次项的系数为负,动态模型也同样证实了环境库兹涅茨假说。模型7—8增加了重工业比重、煤炭消费比重、城市化水平和研发强度四个变量,重新进行差分GMM和系统GMM估计,结果表明地区开放度显著正相关,人均GDP的二次项显著负相关。

我们将回归方程的因变量换成单位GDP的CO<sub>2</sub>排放量即碳强度,并对此进行了回归,回归结果见表2。从模型1的结果来看,人均GDP的一次项与碳强度成正相关,人均GDP的二次项与碳强度之间负相关,因此人均GDP与碳强度呈倒U型的环境库兹涅茨曲线,地区开放度变量也显著为正,国际贸易对中国碳强度也存在负面影响,这和CO<sub>2</sub>排放量的估计结果相同。在模型1的基础上,模型2增加了重工业比重、煤炭消费比重、城市化水平以及研发强度等相关控制变量,地区开放度与碳强度之间仍然正相关。

模型3和模型4考虑到变量之间的内生性,同样采用滞后一期工具变量和外部工具变量,地区开放度变量的标准误也相应增加,和CO<sub>2</sub>排放量的估计结果类似。另外,动态模型5—8的估计结果表明,前期单位产出的CO<sub>2</sub>排放量和当期单位产出的CO<sub>2</sub>排放量正相关,这说明碳强度也是一个连续的调整过程。地区开放度变量也显著地和碳强度正相关,这说明国际贸易对环境的影响是负面的,并且和表1的结论一致。另一方面,静态模型和动态模型的估计结果表明煤炭消费比重是影响碳强度的主要因素,这反映了中国以煤为主要能源的基本国情,同时也反映了中国能源加工转换和利用效率的低下。而研发强度对碳强度的影响为负,但不是很显著,这说明各省区的研发并没有

<sup>①</sup> 与Sargan检验相比,Hansen检验更加适用于异方差情况。

提高其节能减排质量。<sup>①</sup>

表 2 因变量为碳强度自然对数 (lnCI) 的回归结果

	模型 1	模型 2	模型 3	模型 4	模型 5	模型 6	模型 7	模型 8
	FE	FE	IV-FE	IV-FE	Diff-GMM	Sys-GMM	Diff-GMM	Sys-GMM
lny	0.168 *** (0.0415)	0.0665 <sub>o</sub> (0.0436)	0.108 ** (0.0514)	-0.0352 (0.0996)	0.0249 (0.0797)	-0.0427 ** (0.0201)	0.0221 (0.0831)	-0.0854 ** (0.0325)
(lny) <sup>2</sup>	-0.132 *** (0.0278)	-0.129 *** (0.0253)	-0.135 *** (0.0236)	-0.188 *** (0.0363)	-0.0849 ** (0.0329)	-0.0403 *** (0.0125)	-0.0995 ** (0.0392)	-0.0422 *** (0.0120)
open	0.151 ** (0.0722)	0.129* (0.0693)	0.146 (0.107)	0.242 <sub>o</sub> (0.169)	0.107 <sub>o</sub> (0.0698)	0.0422 (0.0341)	0.143 ** (0.0622)	0.0627 ** (0.0298)
heavy		0.265 (0.237)	0.318* (0.176)	0.308 <sub>o</sub> (0.209)			0.237 (0.251)	0.139* (0.0810)
coal		1.137 *** (0.170)	1.069 *** (0.164)	1.128 *** (0.165)			0.796 *** (0.271)	0.166 ** (0.0672)
urban		0.816 *** (0.312)	0.723 ** (0.291)	1.175 *** (0.336)			0.385 (0.351)	0.0995 (0.0935)
rd		-3.737 (2.420)	-3.865 (3.551)	-2.545 (3.815)			-1.399 (2.931)	-0.948 ** (0.361)
lnt	-0.191 *** (0.0228)	-0.165 *** (0.0215)	-0.197 *** (0.0346)	-0.151 *** (0.0360)	-0.0474 (0.0741)	0.0556 *** (0.0102)	-0.105 (0.0839)	0.0575 *** (0.0163)
L. lnCI					0.596 *** (0.176)	0.973 *** (0.0286)	0.376* (0.194)	0.902 *** (0.0297)
常数项	1.740 *** (0.0373)	0.500 *** (0.180)	0.595 *** (0.176)	0.305 (0.258)		-0.0923 ** (0.0443)		-0.236 *** (0.0620)
AR(1)					-1.77 (0.077)	-1.57 (0.116)	-1.74 (0.082)	-1.64 (0.100)
AR(2)					1.09 (0.274)	1.00 (0.318)	1.15 (0.249)	1.03 (0.302)
Hansen test					26.69 (0.870)	24.59 (1.00)	26.50 (0.876)	18.79 (1.000)
F 值	48.69 (0.00)	51.19 (0.00)	23.40 (0.00)	38.72 (0.00)				
Within R <sup>2</sup>	0.393	0.508	0.396	0.483				
样本	356	356	326	356	292	324	292	324

注: 同表 1。

伴随着对外贸易的高速增长,中国经济也取得了令世人瞩目的成就,贸易已经成为影响中国经济增长的十分重要的因素。然而,贸易开放并不必然导致中国经济增长方式粗放,而是中国的环境规制力度不够强,以及利用贸易促进环境保护的意识不足。中国特色的经济增长动力,产生了独特

<sup>①</sup> 另外,我们将样本时间段剔除 1997 年,重新对表 3 和表 4 的模型进行回归,做稳健性检验,结果较稳健,感谢匿名审稿人的建议。限于篇幅,这里没有报告稳健性检验的结果,如有需要可向作者索取。

的政府行为,即所谓“促发展的政府”(Developmental Government)(蔡昉等,2008)。地方政府也存在着强烈的GDP冲动,害怕因严格的环境规制影响产业或企业的竞争力,最终影响经济增长。同时,中国经济增长还未越过倒U型环境库兹涅茨曲线(CO<sub>2</sub>排放量)的拐点(林伯强等,2009),也就是说,中国还不具备控制污染排放和实施严格环境规制的内在动力和能力。因而,贸易对中国环境的负面影响是伴随着中国贸易的快速增长而来的。在经济增长方式没有发生重大转变之前,这是不可避免的。

## 六、结论与政策建议

本文首先估算了1997—2008年中国30个省区的CO<sub>2</sub>排放量,并利用面板数据集中考察贸易开放与中国CO<sub>2</sub>排放之间的关系;基于不同的模型设定——静态和动态面板模型,和不同的工具变量策略——外部工具变量、滞后期工具变量以及动态模型设定时的内部工具变量组合,来控制有关变量的内生性,得到了丰富而有意义的结论:

第一,对于绝对的CO<sub>2</sub>排放水平,静态面板模型的计量结果显示,国际贸易对中国环境影响是负面的,向底线赛跑效应大于贸易的环境收益效应;在考虑内生性的情况下,基于工具变量的两阶段最小二乘法显示地区开放度的系数为正,但标准误如计量经济学理论预期在增大,而动态面板模型证实了贸易开放显著增加CO<sub>2</sub>排放量。另外,静态和动态面板模型都证实了环境库兹涅茨曲线假说,重工业比重、煤炭消费比重和城市化水平的变动对中国CO<sub>2</sub>排放的影响很大。

第二,对于相对的CO<sub>2</sub>排放水平,静态和动态面板模型的估计结果表明,中国碳强度与经济增长之间呈现倒U型关系。虽然中国的碳强度在样本区间内处于曲线的下降阶段,但这更多依赖于中国过去十几年的GDP高增长率,在控制人均GDP变量之后,贸易开放同样增加了中国省区的碳强度。另外,过高的煤炭消费比重和城市化水平会成为阻碍碳强度下降的因素。

由于中国是一个低收入的发展中国家,公众环保意识薄弱、环保监管制度不健全、环境政策执行不到位,致使环境成本未计入生产成本,从而在污染品生产上具有竞争优势,重污染产业不断发展壮大,经济可持续发展与环境之间的矛盾变得日益凸出。但是我们必须认识到中国并不拥有能源和环境容量的比较优势,尤其是考虑到中国巨大的人口因素时,我们甚至可以说中国在能源和环境容量方面是相当匮乏的(张友国,2009)。中国当前面临的环境贸易形势具有一定的客观原因,贸易并不必然导致中国的经济发展方式粗放。要改善贸易对中国环境的影响,短期内则应注意采取综合措施协调贸易、环境与经济增长之间的关系,长远来看要加强环境规制。

### 参考文献

- 蔡昉、都阳、王美艳 2008 《经济发展方式转变与节能减排内在动力》,《经济研究》第6期。
- 陈迎、潘家华、谢来辉 2008 《中国外贸进出口商品中的内涵能源及其政策含义》,《经济研究》第7期。
- 陈诗一 2009 《能源消耗、二氧化碳排放与中国工业的可持续发展》,《经济研究》第4期。
- 杜立民 2010 《我国二氧化碳排放的影响因素:基于省级面板数据的研究》,《南方经济》第11期。
- 耿强、孙成浩、傅坦 2010 《环境管制程度对FDI区位选择影响的实证分析》,《南方经济》第6期。
- 国家发展和改革委员会能源研究所 2003 《中国可持续发展能源暨碳排放情景分析》。
- 黄玖立、李坤望 2006 《出口开放、地区市场规模和经济增长》,《经济研究》第6期。
- 林伯强、蒋竺均 2009 《中国二氧化碳的环境库兹涅茨曲线预测及影响因素分析》,《管理世界》第4期。
- 刘强、庄幸、姜宪隽、韩文科 2008 《中国出口贸易中的载能量及碳排放量分析》,《中国工业经济》第8期。
- 陆旸 2009 《环境规制影响了污染密集型商品的贸易比较优势吗?》,《经济研究》第4期。
- 沈利生、唐志 2008 《对外贸易对我国污染排放的影响》,《管理世界》第6期。
- 张友国 2009 《中国贸易增长的能源环境代价》,《数量经济技术经济研究》第1期。
- 赵细康 2003 《环境保护与产业国际竞争力》,中国社会科学出版社。

- 朱平芳、张征宇、姜国麟 2011 《FDI 与环境规制: 基于地方分权视角的实证研究》,《经济研究》第 6 期。
- Acemoglu, D. , S. Johnson and J. A. Robinson , 2005, “The Rise of Europe: Atlantic Trade , Institutional Change and Economic Growth” , *American Economic Review* , 95( 3) , 546—579.
- Ang , J. , 2009, “CO<sub>2</sub> Emissions , Research and Technology Transfer in China” , *Ecological Economics* , 68( 10) , 2658—2665.
- Antweiler , W. , B. R. Copeland and M. S. Taylor , 2001, “Is Free Trade Good for the Environment?” , *American Economic Review* , 91( 4) : 877—908.
- Arellano , Manuel and Stephen Bond , 1991, “Some Tests of Specification for Panel Data: Monte Carlo Evidence and an Application to Employment Equations” , *Review of Economic Studies* , 58( 2) , 277—297.
- Blundell , Richard and Stephen Bond , 1998, “Initial Conditions and Moment Restrictions in Dynamic Panel Data Models” , *Journal of Econometrics* , 87( 1) , 115—143.
- Bond , S. R. , A. Hoeffler and J. Temple , 2001, “GMM Estimation of Empirical Growth Models” , CEPR Discussion Paper 3048.
- Caselli , F. , G. Esquivel and F. Lefort , 1996, “Reopening the Convergence Debate: A New Look at Cross-country Growth Empirics” , *Journal of Economic Growth* , 1( 3) , 363—389.
- Cole , M. A. and R. J. R. Elliott , 2003a, “Do Environmental Regulations Influence Trade Patterns? Testing Old and New Trade Theories” , *World Economy* , Vol. 26 , 8 , 1163—1186.
- Cole , M. A. and R. J. R. Elliott , 2003b, “Determining the Trade—environment Composition Effect: The Role of Capital , Labor and Environmental Regulations” , *Journal of Environmental Economics and Management* , 46( 3) , 363—383.
- Copeland , B. and M. S. Taylor , 2005, “Trade and the Environment: Theory and Evidence” , Princeton Series in International Economics , Princeton and Oxford: Princeton University Press.
- Dean , J. , E. Mary and Hua Wang , 2009, “Are Foreign Investors Attracted to Weak Environmental Regulations? Evaluating the Evidence from China?” , *Journal of Development Economics* , 90 , 1—13.
- Dua , A. and D. C. Esty , 1997, “Sustaining the Asia Pacific Miracle: Environmental Protection and Economic Integration” , Washington , D. C. , Institute for International Economics , 57—60.
- Elliott , R. J. R. and K. Shimamoto , 2008, “Are ASEAN Countries Havens for Japanese Pollution-Intensive Industry?” , *World Economy* , 31 , 236—254.
- Esty , Daniel and Bradford Gentry , 1997, “Foreign Investment , Globalisation and the Environment” , Globalization and the Environment , edited by Tom Jones ( Organization for Economic Cooperation and Development: Paris) .
- Frankel , J. A. and A. K. Rose , 2005, “Is Trade Good or Bad for the Environment? Sorting Out the Causality” , *Review of Economics and Statistics* , 87 , 85—91.
- Frankel , Jeffrey and Romer David , 1999, “Does Trade Cause Growth?” , *American Economic Review* , 89( 3) , 379—399.
- Grossman , H. and E. Helpman , 1991, “Quality Ladder in the Theory of Growth” , *Review of Economic Studies* , 58 , 43—61.
- Grossman , G. and A. Krueger , 1991, “Environmental Impacts of the North American Free Trade Agreement” , NBER Working Paper , No. 3914.
- IPCC , 2006, “Guidelines for National Greenhouse Gas Inventories” , <http://www.ipcc-nggip.iges.or.jp>.
- Jaffe , A. B. , S. R. Peterson , P. R. Portney and R. N. Stavins , 1995, “Environmental Regulation and the Competitiveness of US Manufacturing: What Does the Evidence Tell US?” , *Journal of Economic Literature* , 33 , 132—163.
- Keller , W. , 2004, “International Technology Diffusion” , *Journal of Economic Literature* , 42 , 752—782.
- Mongelli , I. , G. Tassili and B. Notarnicola , 2006, “Global Warming Agreements , International Trade and Energy-Carbon Embodiments: An Input-output Approach to the Italian Case” , *Energy Policy* , 34 , 88—100.
- Porter , Michael and Claas van der Linde , 1995, “Toward a New Conception of the Environment Competitiveness Relationship” , *Journal of Economic Perspectives* , 9 , No. 4 , 97—118.
- Roodman , David , 2006, “How to do Xtabond2: An Introduction to Difference and System GMM in Stata” , Center for Global Development Working Paper , No. 103.
- Vogel , David , 1995, “Trading Up: Consumer and Environmental Regulation in a Global Economy” , Cambridge , MA: Harvard University Press.

( 下转第 102 页)

## Computing and Testing the Optimal Currency Baskets in China: Based on PMG Dynamic Panel ECM

Zhang Xiaoli and Liu Qiren

( International Business School , Shanghai Institute of Foreign Trade)

**Abstract:** Since 2005 , China deploys a currency basket as a reference unit for monitoring exchange rate changes and as an anchoring mechanism for the formation of the central parity. Designing an appropriate weighting scheme can also enhance the fundament to increase exchange rate volatility in further exchange rate reforms. This paper derives the optimal currency basket in terms of its contribution to minimize the fluctuation of China's external account and find that it is best for China to form a currency basket that leans towards the dollar , the euro and Japanese yen , with the dollar taking up about 40% of the total weight. Then this paper employs pooling mean group( PMG) method to estimate the dynamic ECM panel data model , and figures out whether China's currency basket policy has already met its objection , the result robustly shows its effect on minimizing the sensibility of china's export and import to exchange rate.

**Key Words:** Currency Basket; Exchange Rate Regime; Optimal Currency Weight; Cointegrated Panel; PMG

**JEL Classification:** E58 ,E61 ,F31 ,C63

( 责任编辑: 成 言)( 校对: 梅 子)

~~~~~  
( 上接第 72 页)

## Trade Openness , Economic Growth and Carbon Dioxide Emission in China

Li Kai and Qi Shaozhou

( Economics and Management School of Wuhan University)

**Abstract:** This paper firstly estimates the quantity of CO<sub>2</sub> emissions for 30 provinces of China covering the years from 1997 to 2008 , then uses the panel data to investigate the relationship between the China's CO<sub>2</sub> emissions and trade openness comprehensively and objectively. Based on the different model settings , static and dynamic panel model , we implement different instrumental variable strategies , external instrumental variable , lagged explanatory variable and a combination set of internal instrumental variables in the dynamic model to control the endogeneity of the related variables. The empirical results show that trade openness increases CO<sub>2</sub>emissions and carbon intensity of China's provinces , international trade has a negative impact on China's environment , the effect of environmental gains from trade is overwhelmed by the effect of race to the bottom , but China's current trade environmental situation has certain objective reasons. In the long run , the government should strengthen environmental regulation.

**Key Words:** Trade Openness; Carbon Dioxide Emission; Instrumental Variable

**JEL Classification:** Q43 , R11

( 责任编辑: 詹小洪)( 校对: 梅 子)