

# 经济增长对环境污染的影响及区域性差异

## ——基于省际动态面板数据模型的研究

王飞成 郭其友

(厦门大学 经济学院 福建 厦门 361005)

[摘要] 利用1992~2011年我国省际面板数据,通过主成分分析法构造环境污染综合指标,进而建立面板数据模型,实证分析了经济增长对环境污染的影响及区域性差异,并讨论了环境污染治理投资、技术进步、人口、储蓄率、产业结构和贸易开放度等因素对环境污染的影响。实证结果发现,从全国范围来看,经济增长对环境污染的影响符合环境库兹涅茨曲线假说,且目前已处于倒U型曲线的下降部分;东部地区和中部地区同样存在倒U型关系并处于其下降部分,西部地区呈现出N型关系并处于右侧上升部分。同时,不同控制变量对环境污染的影响也具有不同特点。

[关键词] 经济增长 环境污染 面板数据模型

[中图分类号] F205

[文献标识码] A

[文章编号] 1007-9556(2014)04-0014-13

## The Influence of Economic Growth to Environmental Pollution and Regional Heterogeneity

### ----- Evidence from Provincial Dynamic Panel Data Model

WANG Fei-cheng, GUO Qi-you

(School of Economics, Xiamen University, Xiamen 361005, China)

**Abstract:** This paper empirically investigates the influence of economic growth to environmental pollution and regional heterogeneity. We also discuss the influence of other factors to environmental pollution, including abatement investment, technology, population, saving rate, industrial structure and trade openness. Empirical results suggest that the effect of economic growth to environmental pollution copes with the Environmental Kuznets Curve from the perspective of the whole nation, laying on the right downward part of the inverted-U curve. From regional perspective, there also exists inverted-U shaped curve in the eastern and middle regions while in the western region the relationship appears to be N shaped. Meanwhile, the influence of other factors displays distinct characteristics.

**Key Words:** economic growth; environmental pollution; panel data model

### 一、引言

改革开放以来,我国经济实现了持续快速增长。然而,在经济起飞阶段,劳动密集型和资源密集型为主的经济增长模式导致了资源过度使用、污染排放增加和环境质量下降等问题。近年来,随着我国经济

发展和人民生活水平不断提高,国家越来越重视经济发展方式的转变和对资源环境的保护,积极推动了环境质量的改善。通过考察我国1986~2011年五种主要污染物(工业废水、工业二氧化硫、烟尘、工业粉尘和工业固体废弃物)的数据发现,从排放总量来

[收稿日期] 2014-03-25

[作者简介] 王飞成(1987-),男,山东临沂人,厦门大学经济学院博士研究生,研究方向是开放宏观经济学和环境经济学;郭其友(1963-),男,福建泉州人,厦门大学经济学院教授,博士生导师,研究方向是开放宏观经济学、西方经济学流派。

看,工业废水和工业二氧化硫呈现出总体上升的趋势,工业粉尘、烟尘和工业固体废弃物呈现出总体下降的趋势;从单位 GDP 排放量来看,均呈现出总体下降趋势,进入 21 世纪以后单位 GDP 排放量缓慢收敛于一个接近于零的水平。同一时期,我国工业污染治理投资占 GDP 的比重在 1996 年以前总体下降,之后出现较大幅度提升,这与美国和欧洲的国家污染治理投资占 GDP 比重保持基本平衡的情况非常不同(Brock and Taylor, 2010)<sup>[1]</sup>,说明我国政策当局越来越重视环境污染治理,同时也说明污染治理稍显被动。

我国东部、中部和西部经济起步与发展水平相差甚远,环境污染也呈现出不同特征。例如,工业废水排放总量在东部地区呈现倒 N 型趋势,在中部地区呈现倒 U 型特征,在西部地区呈总体下降。为全面考察我国经济增长对环境污染的影响,本文以 Brock 和 Taylor(2004, 2010)<sup>[1,2]</sup>的绿色索洛模型为理论基础,运用面板数据模型对我国总体水平及区域水平经济增长对环境污染的影响及区域性差异进行实证分析。

## 二、文献综述

对经济增长与环境污染之间关系的研究,最著名的莫过于环境库兹涅兹曲线(EKC)理论。<sup>①</sup>该理论提出以后,诸多文献围绕其进行了深入浅出的理论与实证分析。理论上对 EKC 的解释主要涉及偏好、机制变革、技术进步、组织结构变化及国际分配五个方面(Bruyn and Heintz, 2002)<sup>[3]</sup>。从实证角度对 EKC 理论进行验证的文献汗牛充栋,归纳起来主要有两类,一类是对国家层面的时间序列数据进行回归分析,另一类是利用区域面板数据进行实证研究。Grossman 和 Krueger (1991)<sup>[4]</sup>、Shafik 和 Bandyopadhyay (1992)<sup>[5]</sup>、Panayotou (1993)<sup>[6]</sup>、Selden 和 Song (1994)<sup>[7]</sup>、Coondoo(2002)<sup>[8]</sup>、Llorca 和 Meunier(2009)<sup>[9]</sup>以及 Jalil 和 Mahmud(2009)<sup>[10]</sup>分别对不同的环境污染指标与经济增长之间的关系进行了实证研究,证实了 EKC 理论的存在。同时,大量实证文献驳斥了 EKC 理论的存在。随着数据可得性的提高和计量方法的演进,环境污染指标与经济增长之间的关系变得越来越复杂,如 Perman 和 Stern(1999, 2003)<sup>[11,12]</sup>、Stern(2004)<sup>[13]</sup>以及 Aslanidis 和 Iranzo(2009)<sup>[14]</sup>分别通过建立面板数据模型进行实证研究发现,环境污染与经济增长并不存在 EKC 理论所预示的倒 U 型关系。

近年来,国际上研究经济增长对环境污染影响的区域性差异主要着眼于全球,并按照经济发展水平等标准将国家进行分组。Galeotti et al.(2009)<sup>[15]</sup>用

24 个 OECD 国家 1960~2002 年的数据分别检验了 CO<sub>2</sub> 和人均 GDP 之间的关系,发现仅有 43% 的国家呈现出 EKC 关系。韩玉军、陆旸(2007)<sup>[16]</sup>对 165 个国家进行的分组检验发现,“高工业、高收入”国家存在倒 U 型趋势,“低工业、低收入”国家仅表现出微弱的倒 U 型关系,“低工业、高收入”国家呈现出 N 型趋势,而“高工业、低收入”国家环境污染与收入增长同步。类似结论在 Musolesi et al.(2010)<sup>[17]</sup>研究中同样得到了印证,他们考察了 109 个国家 1959~2001 年间的面板数据,发现只有在高收入国家 CO<sub>2</sub> 和人均 GDP 才呈现出明显的 N 型关系,而较为落后的国家 CO<sub>2</sub> 随着人均 GDP 的增加呈现出递增的趋势。中国作为最大的发展中国家同样表现出了类似特征(韩玉军、陆旸, 2007; Auffhammer and Carson, 2008)<sup>[16,18]</sup>。

对我国经济增长与环境污染之间关系的研究近年来较为活跃,截至目前,几乎所有省份均已有文献做了探讨。陈华文和刘康兵(2004)<sup>[19]</sup>、李国柱和李从欣等(2005)<sup>[20]</sup>、原毅军和刘小琴等(2006)<sup>[21]</sup>、苏伟和刘景双(2007)<sup>[22]</sup>、丁继红和年艳(2010)<sup>[23]</sup>以及周亚敏和黄苏萍(2010)<sup>[24]</sup>分别研究了上海市、河北省、辽宁省、吉林省、江苏省和北京市不同环境指标与经济增长之间的关系,可以发现二者之间的关系除倒 U 型外还存在线型、U 型、N 型和倒 N 型。利用面板数据分区域进行研究的文献相对较少。贺彩霞、冉茂盛(2009)<sup>[25]</sup>使用 1998~2006 年中国 30 个省市 6 类环境指标的面板数据,通过面板单位根检验、协整检验和 Granger 因果检验等方法,考察了东、中、西三大地区环境污染变量与人均收入之间的关系,研究发现,经济增长与环境污染之间的关系存在着显著的区域差异。高宏霞等(2012)<sup>[26]</sup>利用 2000~2010 年的数据对我国各省的环境库兹涅兹曲线(EKC)进行了实证分析,发现中西部省份拐点到来时间比东部地区晚,经济欠发达地区的拐点比经济发达地区晚。

综合来看,国内外对经济增长与环境污染之间关系的实证研究主要集中于对环境库兹涅兹曲线的验证。研究范围上,大部分研究集中于某一地区,而不同地区的比较性研究相对较少。研究方法上,主要采用时间序列分析,通过建立计量模型分别研究不同环境污染指标与经济增长之间的关系。近年来,开始有学者注重利用面板数据讨论这一问题,但较少考虑动态分析。众所周知,中国东部地区、中部地区和西部地区经济起步和发展水平相差甚远,经济增长对环境污染的影响必将呈现出不同的发展路径。正如 Brock 和 Taylor(2003, 2004, 2010)<sup>[1,2,27]</sup>的研究所言,不同地区由于初始条件的差异,环境污染与经

济增长的关系尽管最终将收敛于相同水平,但发展路径会大相径庭。

为全面考察我国经济增长对环境污染的影响及区域性差异,本文以 Brock 和 Taylor(2004, 2010)<sup>[1,2]</sup> 的绿色索洛模型(Green Solow Model)为理论基础,利用我国 29 个省级行政单位 1992~2011 年的面板数据进行实证分析。本文在面板数据基础上利用主成分分析法(Principal Component Analysis)构建一个能够综合反映环境污染程度的指标,然后运用系统广义矩估计方法(SYS-GMM)从全国角度探讨了环境污染的动态发展。另外,考虑到我国不同地区经济发展水平的差异,本文建立静态面板数据模型,应用最小二乘虚拟变量估计方法(LSDV),对我国东部地区、中部地区和西部地区经济增长对环境污染的影响分区进行研究。此外,为防止伪回归,回归前对变量进行面板数据单位根检验和协整检验。

### 三、实证分析

#### (一)模型设定

为全面考察经济增长对环境污染的影响,并能更好地反映环境污染的动态变化,本文在多数文献中较为常用的二次多项式和三次多项式模型基础上加入环境污染的滞后项建立基准模型:

$$ECI_{it} = c + \alpha_i + \beta_1 ECI_{it-1} + \beta_2 y_{it} + \beta_3 y_{it}^2 + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

$$ECI_{it} = c + \alpha_i + \beta_1 ECI_{it-1} + \beta_2 y_{it} + \beta_3 y_{it}^2 + \beta_4 y_{it}^3 + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

其中  $ECI_{it}$  为  $i$  省第  $t$  年的环境污染综合指数,  $y_{it}$  表示经济发展水平,  $c$  为截距项,  $\alpha_i$  为个体效应,  $\beta_1, \beta_2, \beta_3, \beta_4$  为系数,  $\varepsilon_{it}$  为误差项。式(1)为二次多项式模型,若  $\beta_2 > 0, \beta_3 < 0$ , 环境污染与经济增长为倒 U 型关系;若  $\beta_2 < 0, \beta_3 > 0$ , 环境污染与经济增长为 U 型关系。式(2)为三次多项式模型,若  $\beta_2 > 0, \beta_3 < 0, \beta_4 > 0$ , 环境污染与经济增长存在 N 型关系;若  $\beta_2 < 0, \beta_3 > 0, \beta_4 < 0$ , 环境污染与经济增长之间存在倒 N 型关系。

由于东部、中部和西部地区面板数据样本较小, GMM 估计方法无效,故建立静态面板数据模型进行实证分析。东中西部地区基准模型同式(1)和式(2),但不包含  $ECI_{it-1}$  项。

在绿色索洛模型中,根据环境污染排放增长率方程<sup>②</sup>可以发现,影响污染排放的因素除了经济增长,还有人口增长率、技术进步、污染治理投资以及储蓄率等因素。另外,根据已有文献,产业结构及贸易开放度同样具有潜在影响,故本文在基准模型基础上加入以上控制变量建立扩展模型,如下所示:

$$ECI_{it} = c + \alpha_i + \beta_1 ECI_{it-1} + \beta_2 y_{it} + \beta_3 y_{it}^2 + \gamma'Z + u_{it} \quad (3)$$

$$ECI_{it} = c + \alpha_i + \beta_1 ECI_{it-1} + \beta_2 y_{it} + \beta_3 y_{it}^2 + \beta_4 y_{it}^3 + \gamma'Z + u_{it} \quad (4)$$

其中  $\gamma$  为系数向量  $Z = (I_{it}, T_{it}, P_{it}, SR_{it}, S_{it}, TR_{it})'$ ,  $I_{it}$  为污染治理投资,  $T_{it}$  为技术水平,  $P_{it}$  为人口自然增长率,  $SR_{it}$  为储蓄率,  $S_{it}$  为产业结构,  $TR_{it}$  为贸易开放度,  $u_{it}$  为误差项。类似地,区域扩展模型同式(3)和式(4),但不包含  $ECI_{it-1}$  项。

#### (二)指标选取与数据处理

本文选取了全国 29 个省级行政单位<sup>③</sup>1992~2011 年工业废水排放量、工业二氧化硫排放量、工业烟尘排放量、工业粉尘排放量、工业固体废物排放量、人均国内生产总值、人口自然增长率、单位 GDP 能源消耗量、工业污染治理投资占 GDP 的比重、工业增加值占 GDP 的比重、进出口额占 GDP 的比重 11 个指标数据。其中,工业废水排放量、工业二氧化硫排放量、工业烟尘排放量、工业粉尘排放量、工业固体废物排放量及工业污染治理投资 6 个指标数据来自中经网数据库、1993~2012 年《中国环境统计年鉴》及各省统计年鉴,人均国内生产总值、人口自然增长率来源于 1993~2012 年《中国统计年鉴》及对应年份各省市统计年鉴,工业增加值占 GDP 的比重、进出口额占 GDP 的比重及单位 GDP 能源消耗量根据国内生产总值、工业增加值、按商品经营单位所在地分进出口额、能源消费总量等数据计算得来。

现有研究均利用不同污染排放指标对经济增长进行回归得出的一系列的关系式,本文在不同环境污染指标数据基础上利用主成分分析法试图建立一个能够反映环境污染程度的综合指标。

主成分分析是将原来众多具有一定相关性的信息,重新组合成一组新的相互无关的综合指标,来代替原来的指标的一种探索性统计分析方法。它利用降维思想,将多个变量化为少数几个互不相关的主成分,从而描述数据集的内部结构。对于面板数据的主成分分析法,目前尚没有文献对其进行详细讨论。<sup>④</sup>由于本文只有 29 个截面,所以这里采用一个稍显繁琐但较为直观的方法,即分别对每个截面进行主成分分析,以构造各省份的环境污染综合指标。

以河北省为例,首先分别对工业废水排放量(IWW)、工业二氧化硫排放量(ISD)、工业烟尘排放量(IS)、工业粉尘排放量(ID)和工业固体废物排放量(ISD)五个变量数据进行标准化,然后应用 stata12 自带的 pca 命令对五个指标数据进行主成分分析,得到方差分解主成分提取分析表和初始因子载荷矩阵。

表 1 主成分因子特征值、贡献率和累计贡献率

成份	特征值( $\lambda$ )	贡献率(%)	累计贡献率(%)
1	2.97	59.43	59.43
2	1.62	32.46	91.90

(续表1)

3	0.28	5.55	97.45
4	0.10	1.98	99.43
5	0.03	0.57	100.00

表2 主成分因子载荷矩阵

因素	第一主成分	第二主成分
IWW	0.26	0.65
ISD	0.40	0.52
IS	0.53	-0.25
ID	0.57	-0.07
ISW	0.41	-0.49

主成分个数提取原则主要包括两个标准：一是主成分对应的特征值大于1的前m个主成分；二是前m个主成分累计贡献率大于85%。根据表1和两个判断准则可知，选取两个主成分即可代表原始数据91.90%的信息。对于其他省份采用同样的方法，遇到其中一个准则不能满足的时候，需要进行权衡。例如，上海市第一个主成分特征值为4.06，其对应的主成分贡献率仅为81.17%，而第二个主成分特征值为0.73，考虑到第二个主成分对应的累计贡献率达到了95.98%，最终决定选取两个主成分。根据表2载荷矩阵可得两个主成分得分：

$$E_{1t} = 0.26 \times IWW_t^{std} + 0.40 \times ISD_t^{std} + 0.53 \times IS_t^{std} + 0.57 \times ID_t^{std} + 0.41 \times ISW_t^{std}$$

$$E_{2t} = 0.65 \times IWW_t^{std} + 0.52 \times ISD_t^{std} - 0.25 \times IS_t^{std} - 0.07 \times ID_t^{std} - 0.49 \times ISW_t^{std}$$

其中  $IWW_t^{std}$ 、 $ISD_t^{std}$ 、 $IS_t^{std}$ 、 $ID_t^{std}$  和  $ISW_t^{std}$  分别对应标准化后的环境污染指标。最后根据表1中每个主成分的贡献比例可以得出环境污染综合指标：

$$E_t = 59.43\% \times E_{1t} + 32.46\% \times E_{2t}$$

由于得到的数据存在负值，根据变量的实际意义，我们应用Max-Min标准化法将数据标准化至0~1之间的数，从而得到最终指标，计算公式为  $ECI_t = [E_t - \min(E_t)] / [\max(E_t) - \min(E_t)]$ ，数值越大表明环境污染越严重。对于其他省份的数据，本文做同样处理。

同时，我们将各省市指标数据相加，分别得到了全国范围、东部地区、中部地区和西部地区的环境污染数据，并利用上述方法计算得到了相对应的环境污染综合指标时间序列数据。图1中给出了全国和三大地区环境污染综合指标与人均GDP对数值的散点图和拟合曲线，从图中可以较为直观地看出环境污染与经济增长之间的关系。四个图中，全国范围、东部地区和中部地区呈现出较为明显的倒U型关系，即随着人均GDP的增加，环境污染先加剧后减弱，而西部地区呈现出单调下降的趋势，这既可能

是单调下降的线性关系，也可能是倒U型曲线的下降部分，同时也可能是N型曲线或者倒N型曲线的一部分，后文的实证部分将分别考虑这些情况。

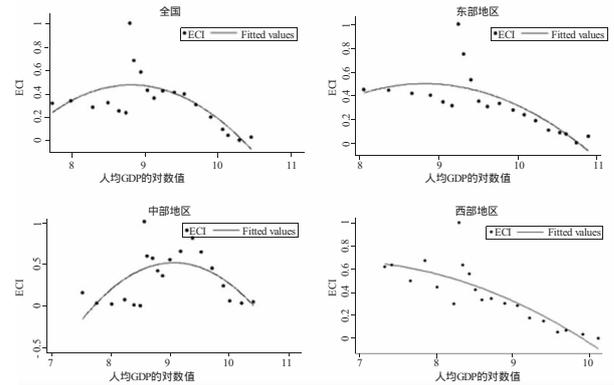


图1 环境污染综合指标与经济发展水平散点图及拟合曲线  
本文中用到的各变量的数据描述。

表3 变量的描述性统计

变量	衡量数据	单位	观测值	平均值	标准误	最小值	最大值
$ECI_{it}$	环境污染综合指标	无	580	0.42	0.29	0.00	1.00
$y_{it}$	人均GDP的对数值	元	580	9.15	0.93	6.94	11.35
$I_{it}$	工业污染治理投资占GDP的比重	%	580	0.19	0.14	0.001	0.99
$T_{it}$	单位GDP能源消耗量 <sup>⑤</sup>	吨标准煤/万元	556	2.55	13.70	0.27	323.64
$P_{it}$	人口自然增长率	‰	579	6.98	3.78	-0.34	15.99
$SR_{it}$	总储蓄率	%	580	65.16	16.96	29.13	128.38
$S_{it}$	工业增加值占GDP的比重	%	580	38.15	9.16	11.20	57.14
$TR_{it}$	进出口总额占GDP的比重	%	580	30.90	40.20	3.20	220.29

### (三)实证方法

1. 面板数据的单位根检验。一般而言，用不平稳数据进行回归往往会出现伪回归，因此在回归之前应对数据的平稳性进行检验。根据同质性假设不同，可以将面板单位根检验分为两类：一类是同质性检验，主要方法有LLC检验、Harris-Tzavalis检验、Breitung检验；另一类为异质性检验，主要方法有IPS检验、Fisher-ADF检验和Fisher-PP检验。由于本文所用面板数据包含29个截面20期(N>T)，根据上述检验的同质性假设和渐进性假设，本文采用LLC检验、HT检验、Breitung检验和IPS检验。对于地区面板数据，由于N<T，我们采用LLC检验、Breitung检验、Fisher-ADF检验和Fisher-PP检验进行检验。以上检验的原假设均为：面板中存在单位根，LLC检验、HT检验和Breitung检验的备择假设为：所有截

面对应的序列均是平稳的,IPS 检验、Fisher-ADF 检验和 Fisher-PP 检验的备择假设为:至少有一个截面

表 4 单位根检验结果

变量	地区	LLC t值	HT z值	Breitung λ值	IPS t值	地区	LLC t值	Breitung λ值	Fisher-ADF z值	Fisher-PP z值
ECI	全国	-4.5151 (0.00)	-2.2295 (0.01)	-0.3493 (0.36)	-1.4854 (-1.73)	东部	-0.85 (0.20)	-0.1043 (0.46)	-1.06 (0.14)	-2.70*** (0.00)
ΔECI		-16.26*** (0.00)	-33.84*** (0.00)	-11.18*** (0.00)	-4.62*** (-1.73)		-7.31*** (0.00)	-8.58*** (0.00)	-4.54*** (0.00)	-10.78*** (0.00)
y		17.01 (1.00)	4.30 (1.00)	2.91 (1.00)	-0.77 (-1.73)		8.46 (1.00)	3.54 (1.00)	1.16 (0.88)	1.38 (0.92)
Δy		-6.73*** (0.00)	-16.08*** (0.00)	-4.05*** (0.00)	-3.21*** (-1.73)		-3.81*** (0.00)	-2.96*** (0.00)	-5.02*** (0.00)	-6.12*** (0.00)
y <sup>2</sup>		19.29 (1.00)	13.48 (1.00)	3.24 (1.00)	-1.35 (-1.73)		7.78 (1.00)	2.82 (1.00)	1.03 (0.85)	2.18 (0.99)
Δy <sup>2</sup>		-4.51*** (0.00)	-14.65*** (0.00)	-3.83*** (0.00)	-3.05*** (-1.73)		-4.28*** (0.00)	-2.85*** (0.00)	-4.48*** (0.00)	-5.48*** (0.00)
y <sup>3</sup>		21.68 (1.00)	2.99 (1.00)	4.46 (1.00)	-1.57 (-1.73)		5.38 (1.00)	2.94 (1.00)	1.03 (0.85)	2.21 (0.99)
Δy <sup>3</sup>		-2.75*** (0.00)	-13.51*** (0.00)	-3.90*** (0.00)	-2.93*** (-1.73)		-4.76*** (0.00)	-2.71*** (0.00)	-1.30* (0.10)	-2.87*** (0.00)
变量	地区	LLC t值	Breitung λ值	Fisher-ADF z值	Fisher-PP z值	地区	LLC t值	Breitung λ值	Fisher-ADF z值	Fisher-PP z值
ECI	中部	19.67 (1.00)	0.13 (0.55)	0.91 (0.82)	-0.99 (0.16)	西部	3.48 (1.00)	0.53 (0.70)	4.02 (1.00)	2.84 (0.92)
ΔECI		-4.32*** (0.00)	-4.99*** (0.00)	-3.14*** (0.00)	-13.20*** (0.00)		-2.37*** (0.01)	-3.51*** (0.00)	-2.21** (0.01)	-11.26*** (0.00)
y		9.49 (1.00)	1.65 (0.95)	-2.21*** (0.01)	-0.08 (0.47)		4.54 (1.00)	2.68 (1.00)	0.84 (0.80)	1.99 (0.98)
Δy		-5.24*** (0.00)	-4.73*** (0.00)	-3.12*** (0.00)	-8.52*** (0.00)		-3.74*** (0.00)	-5.38*** (0.00)	-2.10** (0.02)	-7.71*** (0.00)
y <sup>2</sup>		7.18 (1.00)	1.36 (0.91)	-1.14 (0.13)	0.90 (0.82)		5.84 (1.00)	3.22 (1.00)	1.82 (0.97)	2.20 (0.99)
Δy <sup>2</sup>		-5.85*** (0.00)	-4.80*** (0.00)	-2.49*** (0.01)	-8.07*** (0.00)		-4.09*** (0.00)	-5.79*** (0.00)	-1.57* (0.06)	-7.62*** (0.00)
y <sup>3</sup>		6.44 (1.00)	2.31 (0.99)	0.63 (0.74)	1.75 (0.96)		6.69 (1.00)	4.14 (1.00)	2.64 (1.00)	2.77 (1.00)
Δy <sup>3</sup>		-5.44*** (0.00)	-4.82*** (0.00)	-1.95** (0.03)	-7.60*** (0.00)		-4.38*** (0.00)	-6.08*** (0.00)	-4.72*** (0.00)	-7.60*** (0.00)

注:括号中为 p 值,\*、\*\*、\*\*\* 分别表示 10%、5%、1%的显著性水平。

通过单位根检验发现,从全国数据来看,ECI、y、y<sup>2</sup>和 y<sup>3</sup>的水平值均是非平稳变量,经过一阶差分后四项检验均拒绝了原假设,说明一阶差分后变量变得平稳。观察地区单位根检验结果,除个别统计量外,总体可以认为三个地区的 ECI、y、y<sup>2</sup>和 y<sup>3</sup>同样为一阶单整变量。

2. 面板数据的协整检验。如果变量同阶单整,则可以进行协整检验以验证变量之间是否存在长期关系。面板数据的协整检验尚处于不断发展过程中,目前较为常用的检验包括两类:一是对经典的 Engle-

Granger 两步法进行推广,也就是基于残差进行的检验,包括 Kao 检验和 Pedroni 检验。Pedroni 检验允许面板数据存在异质性,其构造了 7 个统计量,4 个统计量是用联合组内维度描述的,分别为 Panel-v、Panel-rho、Panel-PP 和 Panel-ADF 统计量,另外 3 个统计量用组间维度描述的,分别为 Group-rho、Group-PP 和 Group-ADF 统计量。二是从推广 Johansen 迹(trace)检验方法发展的面板数据协整检验。本文中我们采用 Pedroni 检验和 Johansen 检验,结果如表 5 和表 6 所示。

表 5 Pedroni 协整检验结果

统计值名称	全国	东部	中部	西部
Panel-v	-0.42 (0.66)	-2.20 (0.99)	-2.33 (0.99)	-1.96 (0.98)
Panel-rho	-1.64* (0.05)	0.73 (0.77)	-0.88 (0.81)	-0.16 (0.44)
Panel-PP	-5.25*** (0.00)	-2.89*** (0.00)	-2.41*** (0.01)	-4.68*** (0.00)
Panel-ADF	-6.11*** (0.00)	-4.17*** (0.00)	-4.73*** (0.00)	-5.63*** (0.00)
Group-rho	0.24 (0.60)	1.73 (0.96)	2.14 (0.98)	1.54 (0.94)
Group-PP	-6.35*** (0.00)	-3.08*** (0.00)	-1.38* (0.08)	-6.01*** (0.00)
Group-ADF	-7.22*** (0.00)	-3.57*** (0.00)	-4.13*** (0.00)	-4.28*** (0.00)

注：括号中为 p 值，\*、\*\*、\*\*\* 分别表示在 10%、5%、1% 的水平下显著，其中，除了 Panel-v 统计值为右尾检验之外，其余统计量均为左尾检验，检验过程中包含截距项，滞后阶数由 Schwarz 法则自动选择，该检验通过 Eviews6.0 实现。

表 6 Johansen 协整检验结果

地区	假设条件	迹统计量	最大特征值统计量
全国	不存在协整	627.39*** (0.00)	365.03*** (0.00)
	至多存在一个协整	347.90*** (0.00)	189.10*** (0.00)
东部	不存在协整	260.56*** (0.00)	155.69*** (0.00)
	至多存在一个协整	141.21*** (0.00)	76.52*** (0.00)
中部	不存在协整	248.63*** (0.00)	140.78*** (0.00)
	至多存在一个协整	147.73*** (0.00)	73.35*** (0.00)
西部	不存在协整	141.54*** (0.00)	81.94*** (0.00)
	至多存在一个协整	75.05*** (0.00)	36.31*** (0.00)

注：括号中为 p 值，\*、\*\*、\*\*\* 分别表示在 10%、5%、1% 的水平下显著，检验过程包含截距项，该检验通过 Eviews6.0 实现。

表 5 中采用 Pedroni 方法以回归残差为基础构造出 7 个统计量进行面板协整检验。结果显示，无论从全国角度来看还是从区域角度来看，Panel-PP 统计量、Panel-ADF 统计量、Group-PP 统计量和 Group-ADF 统计量均显著拒绝了原假设，其余三个统计量均无法拒绝原假设。Pedroni 检验的 Monte Carlo 模拟实验结果显示，在小样本条件下，组间统计量比组内统计量有更好的检验力度，Panel-ADF 和 Group-ADF 统计量有着较好的小样本性质，Panel-PP 和 Group-PP 统计量次之，其他则较差 (Pedroni, 1997)<sup>[28]</sup>。因此，我们主要考虑 Panel-PP、

Panel-ADF、Group-PP 和 Group-ADF 四个统计量。表 6 中 Johansen 协整检验的结果显示，各统计量均显著拒绝了原假设。由此，我们可以得出结论认为变量之间存在长期协整关系。

3. 面板模型的估计方法。对于动态面板数据模型而言，最大的困难在于估计。由于因变量的滞后项作为解释变量引入到了模型中，造成解释变量与随机扰动项相关，且模型具有截面依存性，应用标准的固定效应或随机效应对动态面板数据模型进行估计必然导致估计量的非一致性，因而基于估计结果做出的经济分析必定是扭曲的。为解决这一问题，Arellano 和 Bond (1991)<sup>[29]</sup> 提出了广义矩估计法 (GMM)。GMM 的基本原理为：

首先，对模型进行一阶差分以消除个体效应，得：

$$\Delta ECI_{it} = \beta_1 \Delta ECI_{it-1} + \beta_2 \Delta y_{it} + \beta_3 \Delta y_{it}^2 + \gamma_1 \Delta I_{it} + \gamma_2 \Delta T_{it} + \gamma_3 \Delta P_{it} + \gamma_4 \Delta SR_{it} + \gamma_5 \Delta S_{it} + \gamma_6 \Delta TR_{it} + \Delta u_{it} \quad (5)$$

$$\Delta ECI_{it} = \beta_1 \Delta ECI_{it-1} + \beta_2 \Delta y_{it} + \beta_3 \Delta y_{it}^2 + \beta_4 \Delta y_{it}^3 + \gamma_1 \Delta I_{it} + \gamma_2 \Delta T_{it} + \gamma_3 \Delta P_{it} + \gamma_4 \Delta SR_{it} + \gamma_5 \Delta S_{it} + \gamma_6 \Delta TR_{it} + \Delta u_{it} \quad (6)$$

其中， $\Delta ECI_{it-1} = ECI_{it-1} - ECI_{it-2}$ ， $\Delta u_{it} = u_{it} - u_{it-1}$ 。由于  $ECI_{it-1}$  与  $u_{it}$  相关，所以  $\Delta ECI_{it-1}$  与  $\Delta u_{it}$  也相关。为解决这种相关性，在估计中选取  $ECI_{it-2}$  作为  $\Delta ECI_{it-1}$  的工具变量，因为  $ECI_{it-2}$  与  $\Delta ECI_{it-1}$  高度相关，但与  $\Delta u_{it}$  不相关。Arellano 和 Bover (1995)<sup>[30]</sup> 以及 Blundell 和 Bond (1998)<sup>[31]</sup> 在 Arellano 和 Bond (1991) 基础上提出了系统广义矩 (SYS-GMM) 估计。GMM 估计中，除了将水平变量的滞后项作为差分项的工具变量以外，同时将差分变量的滞后项作为差分项的工具变量进行估计，如在本文中，除了  $ECI_{it-2}$  可以作为  $\Delta ECI_{it-1}$  的工具变量以外， $\Delta ECI_{it-2}$  也可以作为  $\Delta ECI_{it-1}$  的工具变量。另外，本文用 AR 检验和 Sargan 检验来判断工具变量的合理性。AR 检验中，残差项允许存在一阶序列相关，但不允许存在二阶序列相关。Sargan 检验的原假设为：工具变量是有效的。动态面板 GMM 估计又可以分为一阶段和两阶段 GMM 估计，为更加稳妥地执行 Sargan 检验，本文采用两阶段系统广义矩 (Two-Stage SYS-GMM) 估计方法。

由于 GMM 的估计结果在小样本下是无效的，故对于区域面板数据采用静态面板数据模型进行估计。静态面板数据模型包括混合模型、固定效应模型和随机效应模型，通过对估计结果进行 F 检验和 Hausman 检验来确定应用哪种模型。本文通过检验发现，三大地区均适合建立固定效应模型，估计方法采用最小二乘虚拟变量法 (LSDV)。

本文的估计过程为：首先对基准模型式 (1) 和式

(2)进行估计 根据估计结果及图 1 中显示的环境污染与经济发展水平之间的关系选择合适的基准模型, 然后在此模型基础上逐个加入控制变量对扩展

模型进行估计。估计结果由表 7~10 给出。

(四)实证结果与分析

表 7 全国动态面板数据模型估计结果

变量	基准模型		扩展模型					
	(1)	(2)	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
$ECl_{it-1}$	0.579*** (33.50)	0.573*** (23.97)	0.583*** (32.95)	0.588*** (27.38)	0.570*** (21.04)	0.565*** (18.20)	0.566*** (16.70)	0.561*** (15.42)
$y_{it}$	0.817*** (3.33)	0.979 (0.45)	0.764** (3.13)	1.258*** (3.89)	1.246*** (3.50)	1.474* (2.45)	1.045 (1.38)	1.557** (3.13)
$y_{it}^2$	-0.047*** (-3.54)	-0.071 (-0.30)	-0.044*** (-3.32)	-0.070*** (-4.06)	-0.068*** (-3.58)	-0.080* (-2.50)	-0.057 (-1.42)	-0.085** (-3.17)
$y_{it}^3$		0.001 (0.13)						
$I_{it}$			-0.124* (-2.04)	-0.164* (-2.33)	-0.061 (-1.04)	-0.096 (-1.89)	-0.118* (-1.98)	-0.087 (-1.37)
$T_{it}$				0.0003*** (4.41)	0.0003*** (5.30)	0.0003*** (9.92)	0.0003*** (7.31)	0.0003*** (6.78)
$P_{it}$					0.008 (1.68)	0.003 (0.67)	-0.001 (-0.16)	0.003 (0.46)
$SR_{it}$						-0.002 (-1.88)	-0.002* (-2.28)	-0.003* (-2.51)
$S_{it}$							-0.0007 (-0.32)	-0.001 (-0.48)
$TR_{it}$								-0.0004 (-1.80)
常数项	-3.322** (-2.96)	-3.642 (-0.55)	-3.069** (-2.75)	-5.409*** (-3.58)	-5.493*** (-3.32)	-6.398* (-2.33)	-4.348 (-1.24)	-6.723** (-2.92)
拐点	5843.213	5347.59 2.69E+15	5779.841	8091.5	9150.124	9572.663	9270.711	10026.81
观测值	551	551	551	535	534	534	534	534
AR(1)	-3.82*** (0.00)	-3.82*** (0.00)	-3.82*** (0.00)	-3.79*** (0.00)	-3.79*** (0.00)	-3.83*** (0.00)	-3.81*** (0.00)	-3.83*** (0.00)
AR(2)	0.101 (0.92)	0.089 (0.93)	0.198 (0.84)	0.235 (0.81)	0.302 (0.76)	0.266 (0.79)	0.264 (0.79)	0.225 (0.82)
Sargan	28.27 (1.00)	28.42 (1.00)	27.52 (1.00)	25.79 (1.00)	26.62 (1.00)	26.50 (1.00)	26.01 (1.00)	26.59 (1.00)

注:GMM估计过程中,将 $ECl_{it-2}$ 和 $\Delta ECl_{it-2}$ 以及所有外生变量的差分作为工具变量;表中括号内为t值,\*、\*\*、\*\*\*分别表示在10%、5%、1%的水平下显著 表格最后三行给出了 AR(1)、AR(2)和 Sargan 检验的结果 括号内为 p 值 检验结果表明残差不存在二阶序列相关,且工具变量的使用是合理的;三次多项式模型中的两个拐点分别对应左拐点和右拐点;估计过程通过 Stata12 实现。

估计结果显示,三次多项式中的经济发展水平系数均不显著,二次多项式拟合程度较好,我们选择二次多项式作为基准模型。

$ECl_{it-1}$ 的系数无论在基准模型还是扩展模型中均显著为正,说明我国环境污染存在明显的惯性。其系数值稳定 0.56~0.59 之间,意味着若保持其他条件不变,前期遗留污染对当前环境的影响高达 50%以上,这种影响从规模上讲是巨大的。

从曲线特征来看, $y_{it}$ 的系数显著为正, $y_{it}^2$ 的系数显著为负,说明随着经济增长,我国环境污染呈现出先恶化后得到改善的倒 U 型特征,这与环境库兹涅

兹曲线(EKC)理论一致。加入其他控制变量后,除模型(5)以外各系数依然显著且符号没有发生变化,表明这种关系较为稳健,与图 1 中的曲线特征相吻合。倒 U 型曲线的拐点出现在人均 GDP 为 5 843 元到 10 026 元之间,而我国人均 GDP 从 2003 年便已超越 10 000 元,并且逐年攀升,2012 年更达到 38 354 元,显然我国总体上已迈入经济增长和环境改善的双赢阶段。扩展模型中,拐点值较基准模型有较大幅度提高,但并未改变经济增长与环境质量之间关系所处的阶段。

工业污染治理投资与预期一致,即降低了环境

污染,尽管这一效果在部分模型中并不显著。从数据来看,近年来我国政府高度重视环境污染问题,环境污染治理投资不断增加,政策支持对环境污染治理起到了一定的积极作用。技术进步对环境的影响有两个方面:一方面,技术进步促进了产能扩大,增加了资源利用量,从而使得污染排放增多;另一方面,技术进步提高了生产效率,降低了单位GDP能源消耗量,促进了清洁能源使用,从而减少了污染物的排放。从本文实证结果来看,随着我国单位GDP能耗降低,技术进步在促进经济增长的同时有效改善了环境质量。人口自然增长率的系数除扩展模型(5)以外均为正,说明人口增加对环境有潜在压力,但这种负面效应尚处于可控范围内。储蓄率的系数为负说明,储蓄率的增加降低了环境污染,这与绿色索洛模型预测相反。在绿色索洛模型中,储蓄率增加意味着

投资增加,从而促进经济增长,同时进一步增加了污染排放量。然而,投资增加不仅意味着经济增长,同时也可能意味着高效生产设备的更新和清洁生产技术的应用,后者显然有利于抑制环境污染。经济结构以及对外贸易的影响不显著。

EKC理论具有一定的适应性,其成立的前提是各地区经济系统的环境污染路径是相同的(张纯洪、刘海英,2009)<sup>[32]</sup>。类似的,Brock和Taylor(2004,2010)<sup>[1,2]</sup>的研究指出,不同地区由于初始条件不同,环境污染与经济增长的关系尽管最终将收敛于相同水平,但发展路径会大相径庭。我国幅员辽阔,东部、中部和西部地区经济起步与发展水平相差甚远,经济增长对环境污染的影响或许有所不同。为检验这一推断和更加深入地探讨二者之间的关系,下文分别对三大地区进行分析,回归结果如表8~10所示。

表8 东部地区面板数据模型估计结果

模型 变量	基准模型		扩展模型					
	(1)	(2)	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
$y_{it}$	2.516*** (6.20)	4.006 (0.68)	2.215*** (5.40)	2.414*** (5.28)	2.970*** (5.79)	2.981*** (5.78)	1.625*** (2.61)	1.374** (2.23)
$y_{it}^2$	-0.139*** (-6.58)	-0.295 (-0.48)	-0.122*** (-5.72)	-0.131*** (-5.61)	-0.157*** (-6.10)	-0.158*** (-6.09)	-0.096*** (-3.16)	-0.083*** (-2.75)
$y_{it}^3$		0.005 (0.25)						
$I_{it}$			0.620*** (2.98)	0.600*** (2.83)	0.671*** (3.16)	0.679*** (3.16)	0.540** (2.56)	0.584*** (2.82)
$T_{it}$				0.044 (1.05)	0.048 (1.17)	0.053 (1.20)	-0.060 (-1.13)	-0.078 (-1.48)
$P_{it}$					0.035** (2.31)	0.035** (2.32)	0.036** (2.42)	0.041*** (2.79)
$SR_{it}$						0.001 (0.30)	0.006** (2.53)	0.009*** (3.32)
$S_{it}$							0.030*** (3.64)	0.032*** (4.01)
$TR_{it}$								-0.002*** (-2.98)
常数项	-10.86*** (-5.58)	-15.55 (-0.84)	-9.58*** (-4.91)	-10.76*** (-4.76)	-13.81*** (-5.32)	-13.91*** (-5.29)	-8.06*** (-2.68)	-6.99** (-2.36)
拐点	8521.60	8756.15 ; 5.02E+11	8759.28	10034.06	12817.91	12500.75	4738.81	4052.68
观测值	200	200	200	194	193	193	193	193
$R^2$	0.32	0.32	0.35	0.35	0.37	0.37	0.41	0.44
$\bar{R}^2$	0.28	0.27	0.30	0.30	0.32	0.32	0.36	0.39
F	43.15	28.65	32.95	24.34	20.87	17.31	17.76	17.35

注:括号内为t值,\*、\*\*、\*\*\*分别表示10%、5%、1%的显著性水平。

表9 中部地区面板数据模型估计结果

模型 变量	基准模型		扩展模型					
	(1)	(2)	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
$y_{it}$	1.981*** (4.71)	2.719 (0.48)	2.037*** (4.87)	3.098*** (6.18)	3.071*** (5.85)	3.611*** (5.96)	3.603*** (5.94)	3.689*** (6.10)

(续表9)

$y_{it}^2$	-0.110*** (-4.72)	-0.192 (-0.30)	-0.112*** (-4.86)	-0.162*** (-6.06)	-0.160*** (-5.79)	-0.191*** (-5.87)	-0.191*** (-5.88)	-0.194*** (-6.00)
$y_{it}^3$		0.003 (0.13)						
$I_{it}$			0.339** (2.02)	0.295* (1.81)	0.293* (1.78)	0.306* (1.87)	0.286* (1.72)	0.372** (2.17)
$T_{it}$				0.147*** (4.14)	0.150*** (3.84)	0.129*** (3.18)	0.128*** (3.16)	0.143*** (3.48)
$P_{it}$					-0.003 (-0.18)	-0.010 (-0.58)	-0.012 (-0.70)	-0.010 (-0.63)
$SR_{it}$						-0.006* (-1.76)	-0.005 (-1.42)	-0.005 (-1.43)
$S_{it}$							0.003 (0.78)	0.002 (0.53)
$TR_{it}$								-0.011* (-1.83)
常数项	-8.42*** (-4.46)	-10.61 (-0.62)	-8.78*** (-4.66)	-14.60*** (-6.13)	-14.45*** (-5.71)	-16.41*** (-5.96)	-16.43*** (-5.96)	-16.85*** (-6.13)
拐点	8140	8350.83 ; 1.76E+14	8899.50	14210.39	14718.71	12744.81	12480.68	13463.42
观测值	220	220	220	205	205	205	205	205
$R^2$	0.10	0.10	0.12	0.19	0.19	0.20	0.21	0.22
$\bar{R}^2$	0.04	0.04	0.06	0.13	0.13	0.13	0.13	0.14
F	11.15	7.40	8.90	11.05	8.80	7.93	6.87	6.51

注 括号内为 t 值 , \*、\*\*、\*\*\* 分别表示 10%、5%、1% 的显著性水平。

表 10 西部地区面板数据模型估计结果

模型 变量	基准模型		扩展模型					
	(1)	(2)	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
$y_{it}$	-1.203** (-2.11)	15.55* (1.91)	17.27** (2.07)	19.12** (2.21)	18.46** (2.10)	18.40** (2.09)	19.03** (2.19)	21.46** (2.40)
$y_{it}^2$	0.0672** (2.08)	-1.862** (-1.98)	-2.061** (-2.14)	-2.260** (-2.28)	-2.174** (-2.15)	-2.162** (-2.12)	-2.233** (-2.22)	-2.516** (-2.44)
$y_{it}^3$		0.074** (2.06)	0.081** (2.22)	0.088** (2.34)	0.085** (2.20)	0.084** (2.15)	0.086** (2.24)	0.097** (2.46)
$I_{it}$			0.176 (0.96)	0.181 (0.97)	0.189 (1.00)	0.187 (0.99)	0.150 (0.80)	0.130 (0.69)
$T_{it}$				0.000 (0.33)	0.000 (0.29)	0.000 (0.29)	0.000 (0.43)	0.000 (0.23)
$P_{it}$					0.007 (0.47)	0.007 (0.43)	0.003 (0.17)	0.001 (0.08)
$SR_{it}$						-0.001 (-0.13)	0.003 (0.57)	0.003 (0.54)
$S_{it}$							0.015** (2.25)	0.013* (1.86)
$TR_{it}$								0.009 (1.19)
常数项	5.75** (2.31)	-42.46* (-1.80)	-47.40* (-1.97)	-53.13** (-2.12)	-51.61** (-2.04)	-51.55** (-2.03)	-53.87** (-2.15)	-60.73** (-2.37)
拐点	7714.78	2003.69 ; 10542.79	2063.01 ; 10821.18	2324.70 ; 11066.72	2602.35 ; 10168.24	2594.08 ; 10692.95	2254.83 ; 13481.96	2295.56 ; 13360.38
观测值	160	160	160	157	157	157	157	157
$R^2$	0.03	0.06	0.06	0.06	0.06	0.06	0.09	0.10

(续表10)

$\bar{R}^2$	-0.03	-0.01	-0.01	-0.02	-0.03	-0.03	-0.003	-0.0006
F	2.43	3.07	2.53	1.80	1.53	1.30	1.80	1.77

注 括号内为 t 值 \*、\*\*、\*\*\* 分别表示 10%、5%、1% 的显著性水平。

回归结果显示,东部地区和中部地区均应选择二次多项式模型作为基准模型。 $y_{it}$  的系数显著为正, $y_{it}^2$  的系数显著为负,说明经济增长与环境污染的关系依然呈现出倒 U 型特征,且逐个加入控制变量后,其系数显著性及符号均未发生改变,可以认为回归结果较好地拟合了两个地区经济增长对环境污染的影响路径。西部地区根据基准模型回归结果并不能很好地决定选择二次多项式模型还是三次多项式模型作为基准模型,然而通过比较扩展模型,二次多项式模型加入控制变量后  $y_{it}$  和  $y_{it}^2$  的系数很快变得不显著(限于篇幅文中未报告二次多项式扩展模型的估计结果),而三次多项式模型加入控制变量后经济增长相关变量的系数符号及显著性均未发生明显改变,说明三次多项式模型较为稳健。从回归结果可以看出  $y_{it}$  的系数显著为正  $y_{it}^2$  的系数显著为负  $y_{it}^3$  的系数显著为正,意味着经济增长与环境污染呈现出 N 型关系,即随着经济增长,环境污染呈现出先恶化后改善进而又恶化的趋势。

分析基准模型,东部地区的拐点出现在人均 GDP 为 8 521.603 元处;中部地区拐点出现在人均 GDP 为 8 140 元处;西部地区拐点出现在人均 GDP 为 2 003.69 元和 1 0542.79 元处,即当人均 GDP 处于二者之间时污染排放随着经济增长而下降,处于其他区间污染排放随着经济增长而上升。这与黄菁(2010)<sup>[33]</sup> 研究结果相近,而相对于包群和彭水军(2006)<sup>[34,35]</sup>、李怀政(2013)<sup>[36]</sup>、俞海山(2013)<sup>[37]</sup>、杨仕辉(2013)<sup>[38]</sup> 对全国面板数据进行研究所得出的五类污染指标的拐点和国外研究 4 000~20 000 美元的临界值来说,本文所得出的临界值均较低。这主要源于两方面原因:一是包群和彭水军(2006)的研究所用的是 1996~2002 年的面板数据,时间跨度小,近年来我国经济迅猛发展,人均 GDP 增长尤为明显,本文的研究更能体现经济增长对环境污染影响的新路径;二是相对于发达国家而言,发展中国家在经济赶超过程中吸取发达国家的经验教训,更加注重环境污染的治理和规避,使其可以在一个相对较低的经济发展水平超越环境库兹涅茨曲线的临界点。

本文中的临界值还呈现出东中西部递减的规律,即经济起步最早、经济发展水平最高的东部地区临界值最高,中部地区次之,西部地区临界值最小。

这与高宏霞等(2012)<sup>[26]</sup> 的研究恰恰相反,他们将此归因于产业结构的差异。就经济发展本身而言,我国在改革开放初期采取东中西部地区阶梯状发展战略,东部地区经济起步最早,经济发展初期实现经济增长的环境成本较高,中部地区和西部地区相对而言经济起步依次推后,在起步和发展过程中吸取前者经验教训,从而可以在一个较低经济发展水平越过环境库兹涅茨曲线的临界点实现经济增长与环境改善的双赢模式。

2012 年的数据显示,人均 GDP 最低的贵州省已达到 19 566 元,说明东部地区和中部地区已处于倒 U 型曲线的下降部分;西部地区则处于 N 型曲线的右侧上升部分,即经济发展越过第二个拐点后,环境质量随着人均 GDP 增长而恶化。观察西部地区数据可以发现,其人均 GDP 水平近几年才超越第二个拐点值,这意味着西部大开发战略实施后在经济增长的同时环境质量也得到了改善,但近两年环境问题愈发突出。有两个可能的解释:第一,西部大开发战略提出之初受到广泛关注,然而近年来随着我国经济发展战略调整和国家经济发展重心的转移,西部地区所受关注相对而言不如以往,环境问题也随之愈发严重;第二,西部大开发战略作为我国经济社会发展的一项重大任务,中央政府投入了大量人力、物力和财力,在地方政府与中央政府的博弈过程中,地方政府为追求经济发展目标,降低了环境保护投入,为招商引资降低环境准入标准引致污染转移,使得环境质量不仅未能得到改善相反不断恶化。

考虑其他控制变量。

(1)工业污染治理投资占 GDP 的比重在地区模型中的系数出人意料地为正,且东部和中部模型中在 5% 的水平上显著,意味着地区工业污染治理投资并未发挥实际作用,与上文中地方政府与中央政府博弈过程中减少了环境保护投入的猜想一致。处于起步阶段的中小企业为谋求发展,也更愿意将污染治理投资用于生产设备更新而不是用于节能减排。这就解释了为何我国近年来污染治理投资占 GDP 的比重不断增加而美欧西方国家这一比例保持相对平稳的状态(Stock and Taylor 2010)<sup>[1]</sup>,体现出我国环境政策的被动性。

(2)生产技术进步。本文利用单位 GDP 能耗来衡量生产技术进步,单位 GDP 能耗越少意味着生产技术进步越多。三地区模型中  $T_{it}$  的系数均为正,与

预期一致,说明生产技术进步对环境质量改善起到了一定作用,尽管这种影响在东部地区和西部地区并不明显。近年来,我国大力倡导企业进行生产技术革新,积极推广清洁生产技术的使用,一定程度上促进了环境保护。

(3)人口因素。人口对环境的负面影响只有东部地区是显著的,中部地区和西部地区尽管系数符号相反,但其影响均不显著。从全国人口密度分布来看,东中西部呈阶梯状递减趋势,随着经济发展,越来越多的人涌向东部沿海经济发达地区,给当地环境带来了很大压力。

(4)储蓄率。东部地区只有扩展模型(5)和扩展模型(6)中储蓄率的系数显著为正,这与绿色索洛模型的预期一致,即储蓄率的增加意味着投资增加,进一步意味着生产活动的扩张,进而导致环境恶化。中部地区储蓄率的系数为负,且仅有扩展模型(4)在10%的水平上显著。西部地区储蓄率对环境质量的影响不显著,扩展模型中系数的符号甚至出现了变化。综合来看,储蓄率对环境的影响并不稳健。这主要源于储蓄率对环境的影响具有双重作用:一是投资增加;二是消费减少。投资增加一方面通过生产效应导致环境恶化,另一方面又可能因为清洁生产技术投资的增加改善环境质量。环境污染一部分来源于生活污染,消费减少有利于抑制生活污染对环境的破坏效应。因此,储蓄率对环境的影响取决于这三种效应的平衡。

(5)产业结构。变量  $S_{it}$  的系数在三个地区模型中均为正,且在东部地区和西部地区统计上显著,意味着第二产业的发展加剧了环境污染。近两年东部地区尤其是京津冀经济圈和长三角经济圈的雾霾现象引人担忧,这与当地工业的发展不无关系。

(6)贸易开放度。变量  $TR_{it}$  的系数在东部地区和中部地区均显著为负,而在西部地区符号为正,说明东中部地区对外贸易促进了环境质量的提高,西部地区则存在环境污染输入现象。贸易发展对环境的影响具有规模效应(scale effects)、结构效应(composition effects)和技术效应(technique effects)(Grossman and Krueger,1991)<sup>[4]</sup>。一般而言,经济发展初期,规模效应占主导地位,贸易发展致使环境恶化,随着经济发展,结构效应和技术效应会超越规模效应,环境质量得到改善。实证结果表明,东中部地区贸易的结构效应和技术效应占据了主导地位,西部地区的规模效应则较为显著。

逐个加入控制变量后重新考察经济增长对环境污染的影响,二者之间的关系特征并未发生变化,而拐点值却出现了显著提高。从上文中分析发现,随着

经济发展,多数控制变量促进了环境质量的提高,而基准模型中,控制变量的这些影响蕴含于误差项中,因而将其分离出来后,拐点值出现了显著升高。尽管如此,加入控制变量后均未改变各地区经济增长对环境污染影响所处的阶段。

#### 四、研究结论及政策建议

##### (一)研究结论

本文运用1992~2011年我国29个省级行政单位的面板数据,通过建立面板数据模型,就我国经济增长以及工业污染治理投资、生产技术进步、人口增长率、储蓄率、产业结构和贸易开放度等控制变量对环境污染的影响进行了较为全面的实证分析,研究结论可以概括为四个方面。(1)全国范围来看,环境污染具有明显的惯性,即本期污染对下一期环境质量具有显著影响。(2)总体来看,我国经济增长与环境污染的关系符合EKC假说,呈现出倒U型关系。从区域角度来看,东部地区和中部地区同样存在稳健的EKC关系,西部地区二者之间的关系呈现出N型特征。(3)我国总体和东中部地区已处于经济增长与环境质量提高的双赢阶段,西部地区出现经济水平与污染排放同时增长的不良局面。随着东中西部地区经济起步时间依次推后及经济发展水平依次降低,拐点值相应减小,加入控制变量后这种阶段特征并未显著改变。(4)工业污染治理投资、生产技术进步、人口增长率、储蓄率、产业结构和贸易开放度等对环境污染的影响在不同地区呈现出不同特点。

##### (二)政策建议

首先,积极转换经济增长方式,加快技术改进。尽管实证结果表明我国总体上实现了经济增长与环境质量提高的良性发展,但鉴于西部地区经济增长越过第二拐点后环境质量随之恶化,我国应继续致力于经济增长方式的转变,尽量改变传统的粗放型高耗能、高污染的生产方式,降低污染排放。同时,要大力加强生产技术改进,推进清洁生产技术的创新与推广,保持经济与环境的可持续发展。

其次,不断优化产业结构。实证结果显示,产业结构对环境的影响非常明显。虽然我国第三产业在国民经济中所占比重不断增加,而与发达国家超过70%的水平还有很大差距。第二产业所占比重并未发生明显变化,这说明我国需将产业结构战略性调整继续作为加快转变经济发展方式的主攻方向,积极发展第三产业,寻找新的经济增长点,同时促进第二产业内结构优化,鼓励低污染、低耗能行业发展。

第三,切实增加污染治理投资。近年来国家开始不断增加污染治理投资,但并未起到实质作用,这意味着在追求经济高速增长的过程中所产生的大量环

境污染通过小幅度增加污染治理投资已不能解决。因此,我国今后应继续增加污染治理投资,并加强该项投资使用的监督和管理,确保专项投资能落到实处。

第四,加强环保知识宣传。我国是人口大国,中东部地区人地矛盾加大,对环境所造成的压力也日益突出。西部地区由于地广人稀,人口对环境的影响

尚不明显,但随着西部大开发战略的不断推进,西部地区人口也将越来越多,大量移民涌入必将对当地环境承载力构成挑战。这就需要加强环保知识的教育和宣传,提高人们的环保意识,积极完善相关法律法规,对于严重污染环境的行为进行规范和控制,逐渐形成良好的人地关系。

注释:

① 该理论认为,经济增长与环境污染之间存在着倒U型关系,即经济发展初期,环境污染随着经济发展而加重,经济增长到一定阶段,环境污染就会随着经济发展而逐渐减轻。

②  $\dot{E}/E = g_E + \alpha s k^{\alpha-1}(1-\theta) - \alpha(\delta+n+g_B) = \phi(k) - [\alpha(\delta+n+g_B) - g_E]$ ,其中  $g_E = g_B + n - g_A$ ,  $\dot{E}/E$  为污染排放增长率,  $g_E$  为均衡增长路径上污染排放增长率,  $\alpha$  为 Cobb-Douglas 生产函数中资本所占份额,  $s$  为储蓄率,  $k$  为资本存量,  $\theta$  为产出中用于污染治理的份额,  $\delta$  为折旧率,  $n$  为人口增长率,  $g_A$  为污染治理技术进步,  $g_B$  为生产技术进步。

③ 鉴于数据可得性限制,本文考察了除西藏自治区、重庆市、台湾省、香港特别行政区和澳门特别行政区以外的29个省级行政单位。

④ 王培、王炎鑫<sup>[39]</sup>在“面板数据的主成分分析及其应用”一文中提出了一种处理面板数据主成分分析的方法,通过取均值的方法将多指标面板数据的三维表格降为二维表格,具体来说即对每一个指标在时间维度上取均值,抽象为某一个特定时刻的情形,从而消去时间维度退化成为截面数据,但这种方法使得数据的信息损失太大。

⑤ 绿色索洛模型中,技术进步包括生产技术进步和污染治理技术进步,考虑到数据可得性问题,本文只考察生产技术进步,用单位GDP能耗作为衡量指标。

#### [参考文献]

- [1] Brock W A, Taylor M S. The Green Solow Model [J]. Journal of Economic Growth, 2010 (2): 127-153.
- [2] Brock W A, Taylor M S. The Green Solow Model [R]. NBER Working Paper, No. 10557, 2004.
- [3] De Bruyn S M, Heintz R J. The Environmental Kuznets Curve Hypothesis [M]. Handbook of Environmental and Resource Economics, Oxford: Edward Elgar Publishing, 2002: 656-677.
- [4] Grossman G M, Krueger A B. Environmental Impacts of a North American Free Trade Agreement [R]. NBER Working Paper, No.3914, 1991.
- [5] Shafik N, Bandyopadhyay S. Economic Growth and Environmental Quality: Time Series and Cross-country Evidence [R]. Washington, DC.: World Bank, 1992.
- [6] Panayotou T. Empirical Tests and Policy Analysis of Environmental Degradation at Different Stages of Economic Development [R]. Geneva, 1993.
- [7] Selden T M, Song D. Environmental Quality and Development: Is There a Kuznets Curve for Air Pollution Emissions [J]. Journal of Environmental Economics and Management. 1994, 27(2): 147-162.
- [8] Coondoo D, Dinda S. Causality between Income and Emission: A Country Group-specific Econometric Analysis [J]. Ecological Economics, 2002, 40(3): 351-367.
- [9] Llorca M, Meunie A. SO2 Emissions and the Environmental Kuznets Curve: the Case of Chinese Provinces [J]. Journal of Chinese Economic and Business Studies, 2009, 7(1): 1-16.
- [10] Jalil A, Mahmud S. Environment Kuznets Curve for CO<sub>2</sub> Emissions: A Cointegration Analysis for China [J]. Energy Policy, 2009, 37(12): 5167-5172.
- [11] Perman R, Stern D I. The Environmental Kuznets Curve: Implications of Non-Stationarity [R]. Working papers in Ecological Economics, 1999.
- [12] Perman R, Stern D I. Evidence from Panel Unit Root and Cointegration Tests that the Environmental Kuznets Curve Does Not Exist [J]. Australian Journal of Agricultural and Resource Economics, 2003, 47(3): 325-347.
- [13] Stern D I. The Rise and Fall of the Environmental Kuznets Curve [J]. World Development, 2004, 8(32): 1419-1439.
- [14] Aslanidis N, Iranzo S. Environment and Development: Is There a Kuznets Curve for CO<sub>2</sub> Emissions [J]. Applied Economics, 2009, 41(6): 803-810.
- [15] Galeotti M, Manera M, Lanza A. On the Robustness of Robustness Checks of the Environmental Kuznets Curve Hypothesis

- [J]. *Environmental and Resource Economics*, 2009, 42(4): 551-574.
- [16] 韩玉军, 陆 旻. 经济增长与环境的关 系——基于对CO<sub>2</sub>环境库兹涅茨曲线的实证研究[J]. *经济理论与经济管理*, 2009 (3): 5-11.
- [17] Musolesi A, Mazzanti M, Zoboli R. A Panel Data Heterogeneous Bayesian Estimation of Environmental Kuznets Curves for CO<sub>2</sub> Emissions [J]. *Applied Economics*, 2010, 42(18): 2275-2287.
- [18] Auffhammer M, Carson R T. Forecasting the Path of China's CO<sub>2</sub> Emissions Using Province-level Information [J]. *Journal of Environmental Economics and Management*, 2008, 55(3): 229-247.
- [19] 陈华文, 刘康兵. 经济增长与环境质量: 关于环境库兹涅茨曲线的经验分析[J]. *复旦学报(社会科学版)*, 2004(2): 87-94.
- [20] 李国柱, 李从欣, 郎彦辉. 河北省经济发展与环境污染关系研究[J]. *统计与决策*, 2005(5): 94-95.
- [21] 原毅军, 刘小琴, 杨 锋. 辽宁环境质量与经济增长关系的实证研究[J]. *科学技术与工程*, 2006, 6(16): 2509-2512+2523.
- [22] 苏 伟, 刘景双. 吉林省经济增长与环境污染关系研究[J]. *干旱区资源与环境*, 2007, 21(2): 37-41.
- [23] 丁继红, 年 艳. 经济增长与环境污染关系剖析——以江苏省为例 [J]. *南开经济研究*, 2010(2): 64-79.
- [24] 周亚敏, 黄苏萍. 经济增长与环境污染的关系研究——以北京市为例基于区域面板数据的实证分析[J]. *国际贸易问题*, 2010(1): 80-85.
- [25] 贺彩霞, 冉茂盛. 环境污染与经济增长——基于省际面板数据的区域差异研究[J]. *中国人口资源与环境*, 2009, 19(2): 56-62.
- [26] 高宏霞, 杨 林, 付海东. 中国各省经济增长与环境污染关系的研究与预测——基于环境库兹涅茨曲线的实证分析[J]. *经济学动态*, 2012(1): 52-57.
- [27] Brock W A, Taylor M S. The Kindergarten Rule of Sustainable Growth [R]. NBER Working Paper, No. 9597, 2003.
- [28] Pedroni, P. Panel Cointegration: Asymptotic and Finite Sample Properties of Pooled Time Series Tests with an Application to the PPP Hypothesis: New Results [R]. Indiana University Working Paper in Economics, 1997.
- [29] Arellano M, Bond S. Some Tests of Specification for Panel Data: Monte Carlo Evidence and an Application to Employment Equations [J]. *Review of Economic Studies*, 1991, 58(2): 277-297.
- [30] Arellano M, Bover O. Another Look at the Instrumental Variable Estimation of Error-Components Models [J]. *Journal of Econometrics*, 1995, 68(1): 29-51.
- [31] Blundell R, Bond S. Initial Conditions and Moment Restrictions in Dynamic Panel Data Models [J]. *Journal of Econometrics*, 1998, 87(1): 115-143.
- [32] 张纯洪, 刘海英. 环境库兹涅茨曲线假说存在适应性的评价研究[J]. *北华大学学报(社会科学版)*, 2009, 10(3): 29-32.
- [33] 黄 菁. 环境污染与内生经济增长——模型与中国的实证检验[J]. *山西财经大学学报*, 2010, 32(6): 15-22.
- [34] 包 群, 彭水军. 经济增长与环境污染: 基于面板数据的联立方程估计[J]. *世界经济*, 2006(11): 48-58.
- [35] 彭水军, 包 群. 经济增长与环境污染——环境库兹涅茨曲线假说的中国检验[J]. *财经问题研究*, 2006(8): 3-17.
- [36] 李怀政, 林 杰. 出口贸易的碳排放效应: 源于中国工业数据[J]. *国际经贸探索*, 2013, 29(3): 4-17.
- [37] 俞海山. 碳关税: 研究综述与展望[J]. *国际经贸探索*, 2013, 29(3): 28-36.
- [38] 杨仕辉, 翁蔚哲. 气候政策的微分博弈及其环境效益分析[J]. *国际经贸探索*, 2013, 29(5): 39-51.
- [39] 王 培, 王焱鑫. 面板数据的主成分分析及其应用[J]. *贵州大学学报(自然科学版)*, 2009, 26(1): 21-23.

[责任编辑: 冯 霞]