

# FDI、经济增长与环境污染的实证研究

——基于中国东部11省(市)的面板数据

贺文华

(邵阳学院 经济与管理系, 湖南 邵阳 422000)

**摘要:** 利用东部十一省(市)2000—2008年的面板数据,通过外商直接投资(FDI)、经济增长对环境污染影响的实证研究发现,经济增长对不同省市环境污染指标的影响存在显著的差异,其中,北京和上海的经济增长有利于环境改善;FDI对工业废水排放量有显著负影响,对其他指标的影响不显著,东部FDI不存在污染避难所现象。

**关键词:** 环境污染;经济增长;外商直接投资(FDI);面板数据

中图分类号: F124.5

文献标志码: A

文章编号: 1009-2013(2010)01-0064-08

## An empirical analysis of the relation among FDI, economic growth and environmental pollution

——based on the panel data of the eastern provinces of China

HE Wen-hua

(Economics and management Department, Shaoyang college, Shaoyang 422000, China)

**Abstract:** This paper takes waste emission as an environmental pollution index and applies regression analysis to 11 provinces & municipal cities' panel data from 2000 to 2008. It finds that the economic growth in Beijing and Shanghai is conducive to improve environment. The economic growth in other provinces on the direction of the impact on environment is also inconsistent; FDI has a significant negative impact on industrial waste water emissions, while there are not significant on other index of impact, there is no evidence to support the pollution haven hypothesis for FDI in eastern of China.

**Key words:** environmental pollution; economic growth; foreign direct investment; panel data

### 一、问题的提出

随着经济发展,环境问题日益引起人们重视。有研究预测,假设GDP单位排放的二氧化碳比率保持2001年的水平,到2018年,全世界排放总量将增长69%,达到250亿吨,中国排放总量将超过90亿吨,约占整个排放的37%(Thomas, 2007)<sup>[1]</sup>。中国粗放型经济增长方式导致巨大的资源消耗和污染物排放,2005年,被监测的522个城市中有39.7%的城市空气质量处于三级或三级以下,40.5%的城

市颗粒物超过二级标准;696个被监测的市(县)中出现酸雨的市(县)占51.3%;城市工业二氧化硫排放量和氨氮的排放量年均增长5%以上。在2009年哥本哈根气候峰会上,中国承受了巨大压力。中国目前的环境问题,是现行经济发展方式的结果。2010年中国经济发展导向是促转变调结构,从单纯追求GDP及其由此而来的财政收入,转向更加注重经济增长的可持续性,这就意味着把环境因素纳入到经济增长中去。

经济学界对环境污染的研究得出了两个重要假说:环境库兹涅茨曲线(Environmental Kuznets Curve, EKC)和污染天堂假说(Pollution Haven Hypothesis, PHH)。

环境库兹涅茨曲线(EKC)是指环境污染和经济

收稿日期: 2009-12-25

基金项目: 湖南省教育厅资助课题(2008C771)

作者简介: 贺文华(1967—),男,湖南隆回人,副教授,主要研究方向:世界经济与贸易、经济增长与发展。

发展之间的一种倒U型关系,即在经济发展的初级阶段,经济发展将导致环境的恶化;当经济增长和人均收入达到并超越一定水平后,环境将伴随着经济增长而改善。EKC假说最早是由Grossman和Krueger(1991)提出的,他们对66个国家14种空气和水污染指数12年的变动情况进行了研究,发现大多数污染指数与人均GDP间呈现倒U型关系<sup>[2]</sup>。Grossman和Krueger(1995)选取城市空气污染、江河含氧量、江河城市居民排泄物含量和江河重金属含量作为环境指标的变量,证实了环境库兹涅茨曲线的存在,且拐点出现在8000美元之前,但并没有解释这种关系为什么存在。Shafik(1994)、Selden和Song(1994)的实证研究都表明大多数环境质量指标与人均收入之间存在倒U型的关系<sup>[3][4]</sup>。国内学者也进行了大量研究。吴玉萍、董锁成、宋健峰(2002)使用12个质量指标研究了北京市经济增长和环境质量间的关系,发现存在明显的EKC特征,认为北京施行了比较有效的环境政策<sup>[5]</sup>。沈满洪、许云华(2002)用浙江的数据得出各类污染指标的N形曲线<sup>[6]</sup>。包群、彭水军、阳小晓(2005)利用中国的时序数据研究了经济增长和六类污染物之间的关系,并通过简化型模型,认为环境库兹涅茨曲线很大程度上取决于污染指标及估计方法的选取<sup>[7]</sup>。李达、王春晓(2007)研究了3种大气污染物和经济增长之间的关系,发现它们之间不存在倒U型曲线<sup>[8]</sup>。高辉(2009)利用中国1996—2007年29个省、市、自治区的面板数据对经济增长和大气污染物排放之间的关系进行实证检验得出二氧化硫等污染物质的排放会达到一个环境库兹涅茨曲线的转折点。但省际二氧化硫排放有很强的异质性<sup>[9]</sup>。

“污染天堂”的假说,是指发达国家通过经济的全球化,将污染严重的生产转移到了发展中国家,然后利用贸易进口回来消费,导致国际间产业的转移和污染的转移。国际贸易能很好地解释环境库兹涅茨曲线,国际贸易使得一国的经济规模扩大,但增加了环境污染,而随着国际贸易的开展,发展中国家会变得日益富裕起来,人们收入水平提高,人们希望生活在更洁净的环境中,这会促使该国加强对环境的保护。但是较低的贸易准入规则会使得具有严重污染的物质通过贸易转移到该国,从

而使环境质量恶化(PHH); Chichilnisky (1994)通过建立两国贸易模型,得到政府对环境规制的松紧可以完全决定贸易形式的结论,一个国家对环境所制定的法律制度也是导致国家贸易的原因。Stafford(1985)、Jaffe(1995)认为环境管制并不是影响外商投资和企业区位选择的决定性因素,而且环境保护的要求迫使企业技术革新,提高企业竞争力,有利于环境的改善。Mani, M 和 D. Wheeler(1997)的研究表明绝大多数污染产业投向了发达国家,而非发展中国家,美国污染产业没有向发展中国家转移。Copeland 和 Taylor(2001)通过理论模型说明了贸易对环境污染的影响有限,实证研究发现贸易导致的技术变化使污染减少,自由贸易对改善环境有积极影响。Dean(2002)使用中国省际的面板数据,发现自由贸易通过资本和产品流动加重了环境的恶化,但贸易提高了生活水平,生活质量要求提高有利于改善环境质量。Eskeland 和 Harrison(2003)的研究表明,在其选择研究的4个发展中国家,外资企业比国内企业排放污染明显要少得多。潘申彪、余妙志(2005)利用1986—2003年江浙沪三省市数据发现,三省市FDI增长是导致该区域的环境污染加剧的原因之一。杨海生等(2005)根据1990—2002年中国30个省对外贸易、FDI、经济增长和环境相关数据,认为FDI与污染物排放之间呈现出显著的正相关关系。JieHe(2006)利用中国29个省市的面板数据研究发现FDI每增加1%,工业二氧化硫排放量增加0.098%。沙文兵和石涛(2006)利用中国30个省(市、区)1999年到2004年的面板数据进行分析,结果显示FDI对中国生态环境具有显著的负面效应,同时FDI的负面效应呈现出东高西低的特征。陈凌佳(2008)利用中国112个重点城市2001—2006年的年度数据进行了实证分析,结果表明FDI对中国的生态环境具有较为显著的负面效应。FDI每增加1%,工业二氧化硫排放量污染强度增加0.0587%。余静文和王勋(2009)通过中国区间面板数据发现FDI对中国的环境问题有改善的作用,在所选取的三种环境污染物(二氧化硫、烟尘、工业废水)上,FDI的增加都将导致污染排放的减少。

现有的研究文献显示,FDI对环境污染的影响

并没有达成共识,主要有三种观点。第一种是“污染避难所”假说,即发达国家将污染产业转移到发展中国家,使后者成为“污染避难所”,即 FDI 会加剧东道国的环境污染;第二种观点则认为,跨国公司在向外进行投资的同时带去了先进的治理污染技术,从而有利于东道国环境污染的减少;第三种观点认为 FDI 促使东道国产量增加,从而导致相应的污染的增加,即环境的规模效应。但也有学者认为生活水平的提高要求提高生活质量,对环境的质量要求提高,有利于改善环境。

FDI增加能增加东道国的生产总值,提高人均收入水平,而环境库兹涅茨假说认为环境污染指标先随收入的提高而增加,到顶点后会随收入的提高而下降。中国吸收的FDI主要集中在东部地区,2007年中国东部利用FDI所占比重为78.27%<sup>[10]</sup>。笔者拟利用2000—2008年中国东部省(市)的面板数据,研究FDI和经济增长对环境污染的影响。

## 二、指标的选取及数据处理

### 1. 指标的选取

本文环境污染指标数据来自2001至2009年中国统计年鉴及省(市)统计年鉴,考虑统计口径一致和数据的连续性,选取工业废气排放总量(亿标立方米)、工业废水排放总量(万吨)、工业固体废物产生量(万吨)、工业固体废物排放量(万吨)、工业烟尘排放量(万吨)、工业粉尘排放量(万吨)、化学需氧量排放量(万吨)和工业二氧化硫排放量(万吨)为环境污染指标;人均地区生产总值(元)作为经济增长指标。此外,考虑国际贸易因素中污染的可输出性,有些发达国家通过FDI输出污染以便减轻国内环境压力,因而用FDI作为污染的输出指标(万美元)。X<sub>1</sub>、X<sub>2</sub>、X<sub>3</sub>、X<sub>4</sub>、X<sub>5</sub>、X<sub>6</sub>、X<sub>7</sub>、X<sub>8</sub>分别表示工业粉尘排放量、工业烟尘排放量、工业固体废物产生量、工业固体废物排放量、工业废气排放量、工业二氧化硫排放量、工业废水排放量、化学需氧量排放量, Y表示人均地区生产总值, F表示外商直接投资。因是面板数据,为消除时间序列趋势,对所有数据取自然对数, lnX<sub>1</sub>、lnX<sub>2</sub>、lnX<sub>3</sub>、lnX<sub>4</sub>、lnX<sub>5</sub>、lnX<sub>6</sub>、lnX<sub>7</sub>、lnX<sub>8</sub>分别表示污染指标的自然对数, lnY表示

人均地区生产总值的自然对数, lnF表示外商直接投资的自然对数。GD、SH、ZJ、JS、BJ、LN、HN、SD、FJ、HB、TJ分别表示广东、上海、浙江、江苏、北京、辽宁、海南、山东、福建、河北、天津等东部十一个省(市)。

### 2. 单位根检验

标准单位根检验在单变量时间序列时具有较低的检验功效,而考虑含有时间和截面的面板情形则更为有效。笔者选用的面板单位根检验方法包括 Levin、Lin 和 Chu 的 LLC 检验; Im、Pesaran 和 Shin 的 IPS 检验和 Choi 的 CH 检验,面板协整检验方法则为 Pedroni 提出的面板和组间检验。用 EViews5.1 对各变量进行单位根检验, LLC 和 Breitung 检验的零假设是各截面有相同的单位根; IPS、ADF 和 PP 检验的零假设是允许各截面有不同单位根(表 1)。以个体效应为外生变量,对所有变量进行单位根检验,结果表明,一阶差分后都是平稳序列。

## 三、实证分析

面板数据(Panel Data)是用来描述一个总体中给定样本在一段时间的情况,并对样本中每一个样本单位都进行多重观察。这种多重观察既包括对样本单位在某一时期(时点)上多个特性进行观察,也包括对该样本单位的这些特性在一段时间的连续观察,连续观察将得到的数据集称为面板数据。时间序列数据或截面数据都是一维数据。Panel Data 是同时在时间和截面空间上取得的二维数据。Panel Data 从横截面(cross section)上看,是由若干个体在某一时刻构成的截面观测值,从纵剖面(longitudinal section)上看是一个时间序列。

面板数据计量经济模型是近20年来计量经济学理论的一个重要发展。在实际研究中经常采用的 Panel data 回归模型是固定效应模型(FEM)和随机效应模型(REM),一般通过对数据的 Hausman 检验以确定是选用固定效应模型还是随机效应模型。当横截面的单位是总体的所有单位时,固定效应模型是合理的模型。固定效应模型可表示为:

$$y_{it} = \alpha_{it} + x_{it}\beta + u_{it} \quad i=1, \dots, n; \quad t=1, \dots, T。$$

其中  $x_{it}$  为  $1 \times K$  向量,  $\beta$  为  $K \times 1$  向量,  $K$  为解释变

量个数。 $u_{it}$ 为随机扰动项。 $\alpha_{it}$ 称为非观测效应(unobserved effect)也就是横截面单元的固定效应。它概括了影响着 $y_{it}$ 的全部观测不到的在时间上恒定

的因素。也就是说 $\alpha_{it}$ 为模型中被忽略的反映个体差异变量的影响,所以模型的截距项抓住了每个截面单位的本质特征,它随个体或截面单元而变化。

表 1 环境污染指标、FDI 人均地区生产总值对数值单位根检验

变量	L LC	Breitung t-stat	IPS	ADF	PP
lnF	1.288 0***	0.976 6	1.546 7	16.336 6	23.733 3
lnY	3.457 0	-0.180 5	5.900 6	3.270 7	3.235 8
lnX <sub>1</sub>	-0.918 9	-1.429 9***	0.904 4	14.423 3	14.175 3
lnX <sub>2</sub>	-3.991 4*	-1.455 4***	-0.192 6	29.964 7	34.070 9**
lnX <sub>3</sub>	1.231 1	0.765 5	2.733 4	13.144 5	14.163 8
lnX <sub>4</sub>	-7.590 1*	-0.158 0	-1.542 4***	32.474 2**	40.948 8*
lnX <sub>5</sub>	-1.184 0	1.135 2	1.599 0	15.084 6	29.468 2
lnX <sub>6</sub>	-4.027 1*	0.783 7	-0.304 3	26.910 8	20.542 8
lnX <sub>7</sub>	-2.395 9*	-0.462 8	-0.796 5	32.777***	38.011 9**
lnX <sub>8</sub>	-3.323 6*	-0.721 0	-1.469 5***	34.237 7**	41.801 7*
D(lnF)	-7.376 4*	-1.455 8**	-1.921 9*	40.547 3*	39.449 3*
D(lnY)	-8.107 7*	-0.629 5	-2.561 5*	46.438 2*	43.418 0*
D(lnX <sub>1</sub> )	-11.085 3*	-4.489 2*	-4.484 7*	67.133 1*	88.498 2*
D(lnX <sub>2</sub> )	-11.457 3*	-2.037 9*	-5.810 8*	76.364 4*	73.427 5*
D(lnX <sub>3</sub> )	-9.374 9*	-4.137 3*	-3.956 5*	60.676 7*	75.977 3*
D(lnX <sub>4</sub> )	-9.515 8*	-3.947 1*	-4.092 2*	55.449 0*	65.641 3*
D(lnX <sub>5</sub> )	-6.462 6*	-2.438 1*	-3.260 5*	43.990 3*	70.051 1*
D(lnX <sub>6</sub> )	-3.292 2*	-1.781 2**	-0.682 9	26.914 6	24.722 4
D(lnX <sub>7</sub> )	-8.161 6*	-4.472 9*	-3.232 7*	53.273 7*	71.608 8*
D(lnX <sub>8</sub> )	-6.175 5*	-1.776 4**	-2.577 7*	45.506 1*	58.794 8*

注: \*表示1%的显著水平; \*\*表示5%的显著水平; \*\*\*表示10%的显著水平(下同);加D()表示变量的一阶差分

本文利用中国东部十一个省(市)自 2000 至 2008 年的环境污染指标、FDI、人均地区生产总值数据构建Panel Data模型。为了确定面板数据分析模型,利用F检验来进行模型设定检验,第一步用Chow检验的F统计量F<sub>1</sub>检验是否接受零假设;若拒绝零假设,再进行第二步检验。计算

$$F_2 = \frac{(R-U) / N - 1}{U / (NT - N - K + 1)} \sim F(N-1, N(T-1)-K+1)$$

其中, R、U分别表示有约束模型(即混合数据回归模型)和无约束模型ANCOVA估计的残差平方和或者是LSDV估计的残差平方和。在给定的显著性水平 $\alpha$ 下,如果 $F_2 > F_{\alpha}(N-1, N(T-1)-K+1)$ ,则拒绝零假设,即可以采用个体固定效应面板数据模型。把数据取自然对数,模型设定形式设定为:

$$\ln(E_{it}) = \alpha + \beta \ln F_{it} + c_{it} + \beta_{it} \ln(Y_{it}) + \delta_{it}$$

$E_{it}$ 环境污染指标, $F_{it}$ 为外商直接投资, $Y_{it}$ 为地区生产总值, $i$ 为截面数, $t$ 为时序数,利用面板数据对选取的环境污染指标和人均地区生产总值、FDI关系进行回归检验。本文采用广义最小二乘法

进行估计来纠正截面个体的截面异方差性。借助Eviews5.1软件包采用Pooled EGLS (Cross-section weights)法对模型参数进行估计。

回归结果显示,FDI对工业粉尘排放量有负影响,但不显著。十一个省(市)中,广东、上海、浙江、北京、山东、天津、河北和海南的人均地区生产总值对工业粉尘排放量有负影响,但天津和河北的影响不显著;江苏、福建和辽宁的人均地区生产总值对工业粉尘排放量有正影响,但江苏和辽宁的影响不显著。经济增长对减少工业粉尘最明显的是北京,为-2.713,即人均地区生产总值每增加1%,将会减少2.713%的工业粉尘排放量;其次是上海,为-1.028 2。FDI对工业烟尘排放量有负影响,但不显著。十一个省(市)中,上海、浙江、江苏、福建、北京、山东、天津、河北和海南的人均地区生产总值对工业烟尘排放量有负影响。但浙江、江苏、福建、河北和海南的影响不显著;广东和辽宁的人均地区生产总值对工业烟尘排放量有正影响,但辽宁的影响不显著。经济增长对减少工业烟尘效果最

明显的是北京,为-1.058 4,即人均地区生产总值 其次是上海,为-0.586 3(表2)。每增加1%,将会减少1.058 4%的工业烟尘排放量;

表2  $\ln X_1$ 和 $\ln X_2$ 对 $\ln F$ 、 $\ln Y$ 的回归结果

变量	$\ln X_1$			$\ln X_2$		
	参数	t-统计值	固定效应	参数	t-统计值	固定效应
$\alpha$	10.411 1	4.653 0*		5.422 1	11.228 4*	
$\ln F$	-0.159 4	-1.311 4		-0.042 3	-0.761 2	
$\ln Y_{GD}$	-0.679 1	-4.797 0*	2.112 7	0.327 2	2.591 5*	-4.902 5
$\ln Y_{SH}$	-1.028 2	-5.543 5*	-4.051 5	-0.586 3	-4.683 6*	-0.962 7
$\ln Y_{ZJ}$	-0.476 5	-1.677 2***	-0.179 4	-0.118 8	-0.976 1	-0.704 9
$\ln Y_{JS}$	0.086 0	0.330 4	-5.651 2	-0.069 3	-0.740 2	-0.512 2
$\ln Y_{FJ}$	0.246 5	1.816 8**	-7.851 1	-0.065 8	-0.361 7	-1.993 8
$\ln Y_{BJ}$	-2.713 0	-1.263 0*	22.628 2	-1.058 4	-4.813 3*	7.307 5
$\ln Y_{SD}$	-0.719 1	-3.218 3*	2.541 4	-0.338 9	-4.284 6*	2.247 2
$\ln Y_{TJ}$	-1.137 2	-4.577 4	3.890 8	-0.398 2	-4.363 5*	1.251 3
$\ln Y_{LN}$	0.057 8	0.268 5	-5.258 2	0.071 4	0.548 3	-1.732 2
$\ln Y_{HB}$	-0.009 7	-0.036 7	-4.231 1	-0.141 1	-1.225 3	0.409 5
$\ln Y_{HN}$	-0.308 8	-2.385 1*	-5.684 1	-0.483 2	-1.268 2	-0.465 1
$R^2$		0.994 9			0.996 5	
$F$		652.085			949.479 0	
D.W		2.137 0			1.647 7	

回归结果显示FDI对工业固体废物产生量有正影响,但不显著,且系数很小,趋于零。十一个省(市)人均地区生产总值对工业固体废物产生量有正影响,且都显著;影响最大的是天津,为1.027 4,即人均地区生产总值每增加1%,将会增加1.027 4%的工业固体废物产生量;其次是浙江、广东、江苏,分别为0.868 5、0.851 6、0.796 2。FDI对工业固体废物排放量有负影响,但不显著。十一个省(市)中,

广东、浙江、福建、北京、山东、天津、辽宁和河北的人均地区生产总值对工业固体废物排放量有负影响,但浙江的影响不显著;上海和江苏的人均地区生产总值对工业固体废物排放量有正影响,且都显著。经济增长对减少工业固体废物排放量效果最明显的是天津,为-9.607 4,即人均地区生产总值每增加1%,将会减少9.607 4%的工业固体废物排放量;其次是北京,为-6.674 2(表3)。

表3  $\ln X_3$ 和 $\ln X_4$ 对 $\ln F$ 、 $\ln Y$ 的回归结果

变量	$\ln X_3$			$\ln X_4$		
	参数	t-统计值	固定效应	参数	t-统计值	固定效应
$\alpha$	1.213 1	2.928 8*		9.395 3	1.895 6**	
$\ln F$	0.000 9	0.024 9		-0.005 4	-0.015 3	
$\ln Y_{GD}$	0.851 6	14.126 9*	-1.823 8	-0.623 6	-1.810 7**	-0.309 6
$\ln Y_{SH}$	0.536 6	9.702 8*	4.227 2	13.325 0	3.577 3*	-55.938 5
$\ln Y_{ZJ}$	0.868 5	12.507 3*	-2.224 8	-0.945 6	-1.340 5	1.563 0
$\ln Y_{JS}$	0.796 2	12.164 2*	-0.634 1	4.050 5	1.707 0***	-46.295 7
$\ln Y_{FJ}$	0.478 4	1.856 1**	2.371 0	-1.223 6	-2.984 8*	4.202 2
$\ln Y_{BJ}$	0.135 1	1.599 1***	4.436 2	-6.674 2	-5.220 2*	62.334 7
$\ln Y_{SD}$	0.499 5	2.290 2*	3.026 7	-2.221 4	-4.117 3*	11.249 9
$\ln Y_{TJ}$	1.027 4	11.677 4*	-5.067 5	-9.607 4	-2.300 4*	84.966 8
$\ln Y_{LN}$	0.778 2	10.740 5*	0.403 6	-3.211 9	-4.438 5*	24.664 9
$\ln Y_{HB}$	0.988 5	5.548 5*	-1.119 9	-0.903 7	-1.639 8**	3.115 4
$\ln Y_{HN}$	0.899 9	4.529 0*	-4.781 6	14.165 6	2.140 1**	-136.461 1
$R^2$		0.999 8			0.963 6	
$F$		15 225.97			74.706 4	
D.W		2.085 0			2.083 3	

回归结果显示FDI对工业废气排放量有正影响，但不显著。十一个省(市)人均地区生产总值对工业废气排放量都有正影响，且都显著；影响最大的是河北，为1.532 8，即人均地区生产总值每增加1%，将会增加1.532 8%的工业废气排放量；其次是辽宁、海南、福建，分别为1.291 4、1.223 3、1.180 4。影响最小的是上海，为0.421 6；其次是北京，为0.478 6。FDI对工业二氧化硫排放量有负影响，但不显著。十一个省(市)中，北京和天津的人均地

区生产总值对工业二氧化硫排放量有负影响，但天津的影响不显著；广东、上海、浙江、江苏、福建、山东、辽宁、河北和海南的人均地区生产总值对工业二氧化硫排放量有正影响，除上海、江苏和山东外都显著。经济增长对减少工业二氧化硫排放量效果最明显的是北京，为-0.434 7，即人均地区生产总值每增加1%，将会减少0.434 7%的工业二氧化硫排放量(表4)。

表4 lnX<sub>5</sub>和lnX<sub>6</sub>对lnF、lnY的回归结果

变量	lnX <sub>5</sub>			lnX <sub>6</sub>		
	参数	t-统计值	固定效应	参数	t-统计值	固定效应
$\alpha$	0.075 1	0.199 0		2.412 1	7.325*	
lnF	0.056 7	1.232 3		-0.010 7	-0.257 9	
lnY <sub>GD</sub>	0.690 8	11.314 5*	1.673 1	0.265 2	3.860 8*	-0.204 8
lnY <sub>SH</sub>	0.421 6	5.349 1*	6.634 8	0.068 2	0.938 2	1.329 08
lnY <sub>ZJ</sub>	0.738 3	8.300 7*	1.089 9	0.312 3	2.734 3*	-1.129 18
lnY <sub>JS</sub>	0.678 0	6.665 2*	2.137 2	0.047 7	0.686 1	2.066 98
lnY <sub>FJ</sub>	1.180 4	13.848 4*	-3.786 8	0.925 6	4.562 6*	-7.825 8
lnY <sub>BJ</sub>	0.478 6	3.263 8*	2.334 8	-0.434 7	-4.260 7*	5.211 8
lnY <sub>SD</sub>	0.790 6	12.209 7*	1.405 9	0.043 1	0.675 9	2.512 98
lnY <sub>TJ</sub>	0.777 8	3.750 5*	-0.566 6	-0.133 6	-1.444 6	2.350 68
lnY <sub>LN</sub>	1.291 4	10.179 1*	-3.726 4	0.445 1	3.422 6*	-2.019 1
lnY <sub>HB</sub>	1.532 8	20.893 8*	-5.221 1	0.200 4	3.020 4*	0.783 5
lnY <sub>HN</sub>	1.223 3	4.733 8*	-5.418 1	0.256 5	3.268 7*	-3.843 0
R <sup>2</sup>		0.999 7			0.999 2	
F		12 276.27			4 005.783	
D.W		2.023 3			1.366 8	

回归结果显示FDI对工业废水排放量有负影响，且显著。十一个省(市)中，广东、浙江、江苏、福建、山东、天津、河北和海南的人均地区生产总值对工业废水排放量有正影响，除辽宁外都显著；影响最大的是福建，为0.784 3，即人均地区生产总值每增加一个百分点，将会增加0.784 3个百分点的工业废水排放量；其次是广东、山东、浙江，分别为0.762 7、0.465 6、0.454 2。北京、上海和辽宁人均地区生产总值对工业废水排放量有负影响，但辽宁不显著，影响最大的北京为-0.966 6，即人均地区生产总值每增加1%，将会减少0.966 6%的工业废水排放量；其次是上海，为-0.479 9。FDI对化学需氧量排放量有负影响，但不显著。十一个省(市)

中，上海、浙江、北京、山东和辽宁的人均地区生产总值对化学需氧量排放量有负影响。但浙江和辽宁的影响不显著，影响效果最大的是北京，为-0.5749，即人均地区生产总值每增加1%，将会减少0.574 9%的化学需氧量排放量；其次是山东和上海，分别为-0.227 4和-0.128 2。广东、江苏、福建、天津、河北和海南的人均地区生产总值对化学需氧量排放量有正的影响，除广东、天津和河北外，其他地区都显著。经济增长对增加化学需氧量排放量最明显的是海南，为0.553 9，即人均地区生产总值每增加一个百分点，将会增加0.553 9个百分点化学需氧量排放量，其次是福建和江苏，分别为0.292 2和0.220 8(表5)。

表5  $\ln X_7$ 和 $\ln X_8$ 对 $\ln F$ 、 $\ln Y$ 的回归结果

变量	$\ln X_7$			$\ln X_8$		
	参数	t-统计值	固定效应	参数	t-统计值	固定效应
$\alpha$	10.401 4	29.247 1*		3.969 8	13.418 7*	
$\ln F$	-0.094 6	-2.941 4*		-0.033 4	-1.262 5	
$\ln Y_{GD}$	0.762 7	6.873 0*	-4.606 8	0.019 8	0.329 5	0.9086
$\ln Y_{SH}$	-0.479 9	-11.582 1*	3.625 8	-0.128 2	-1.990 4**	0.3830
$\ln Y_{ZJ}$	0.454 2	6.105 9*	-1.656 2	-0.009 0	-0.167 4	0.6148
$\ln Y_{JS}$	0.225 6	2.580 8*	1.160 0	0.220 8	2.960 9*	-1.2739
$\ln Y_{FJ}$	0.784 3	2.880 4*	-5.342 9	0.292 2	3.458 3*	-2.8177
$\ln Y_{BJ}$	-0.966 6	-9.508 8*	10.540 3	-0.574 9	-9.804 8*	5.1098
$\ln Y_{SD}$	0.465 6	11.990 6*	-1.870 7	-0.227 4	-7.334 4*	3.0810
$\ln Y_{TJ}$	0.184 9	1.532 5***	-1.102 6	0.070 5	0.446 6	-1.6767
$\ln Y_{LN}$	-0.001 8	-0.023 9	2.322 2	-0.007 3	-0.069 4	0.6507
$\ln Y_{HB}$	0.444 2	5.457 1*	-1.805 7	0.051 7	0.865 2	0.1355
$\ln Y_{HN}$	0.152 8	3.059 0*	-1.882 3	0.553 9	2.260 6*	-6.5572
$R^2$		0.999 9			0.999 5	
$F$		78 962.23			6 929.333	
D.W		2.171 0			1.702 1	

#### 四、结论及建议

上文分析表明,东部十一省市的FDI对工业固体废物产生量和工业废气排放量产生正影响,但不显著;对其他污染指标都产生负影响,但除对工业废水排放量在1%的水平显著外,对其余污染指标的影响不显著,因而中国东部的数据不支持“污染天堂假说”。人均收入增加对环境污染指标的影响各省(市)之间存在较大的差异。收入增加对工业固体废物产生量和工业废气排放量的影响都是正向的,即对两个污染指标而言,经济增长引致环境恶化;就工业固体废物产生量而言,影响较小的是北京,是0.135 1;对工业废气排放量影响最小的是上海,为0.421 6,其次为北京。从二氧化硫排放量来看,只有北京和天津的影响是负向的,经济增长会有利于环境改善,北京为-0.431 7,天津为-0.133 6,其他省(市)都是正影响,即收入增加会导致环境恶化,产生正影响的省(市)中,上海的影响最小,为0.068 2;就废水排放量而言,只有北京和上海的经济增长会提高环境质量(辽宁的影响不显著);就工业粉尘和工业烟尘两项污染指标来说,影响最大的是北京(-2.713 0, -1.058 4)、上海(-1.028 2, -0.586 3)。

总的来说,经济增长会对工业废气和工业固体废物产生量产生正的影响,经济增长越快,污染将

越严重;经济增长对其他污染指标的影响,十一省市的影响不尽相同。相对来说,表现较好的是北京、上海和天津,经济增长有利于改善环境,他们的发展模式值得借鉴。控制污染不仅有利于短期内的经济增长,而且有利于中国长期的经济发展,据英国最近公布的全球“技术创新效率指数排名”:2008年日本仍居世界第一,美国居第四,中国仅列第54位。因而,中国必须加快技术创新,实现节能减排,促转变调结构,加快经济增长方式的转变。具体而言,包括以下几个方面:

(1) 调整产业结构。粗放型经济增长方式给中国环境造成了极大压力,也影响中国今后的可持续发展。外向型的出口发展战略掩盖了出口企业的低工资导致内需不足,收入分配两极分化严重。因而,国家需调整发展战略,进行发展战略转型,处理好效率与公平的关系;严格控制资源的出口数量,对产能过剩进行整合,节约资源;淘汰污染严重的产业,发展新兴产业和环保产业,转变环保理念,构建绿色家园。

(2) 优化出口结构。政府部门应建立可持续的商品出口结构,提高附加值高的商品及生态商品在出口总额中的比重,而不是追求出口数量,依靠降低工资从而降低成本的价格竞争策略;政府应鼓励技术密集型、知识密集型产品的生产和出口,对污

染密集型、资源密集型的产业应采取限制措施；对于初级产品及污染密集型产业产品，政府应采取“限出奖进”的措施，而对于环境友好型产品，在必要时可采取鼓励出口的措施。

(3) 引导FDI投资方向，调整规模和区域分布。政府要纠正盲目追求外资规模、数量和忽略环境保护的做法，积极引导FDI的产业结构和区域分布调整，健全和强化对FDI的监督管理；积极鼓励FDI投向具有重大影响的可持续发展领域；积极引进清洁生产技术，鼓励外商投资环保产业。

#### 参考文献:

- [1] 蔡 昉, 都 阳, 王美艳. 经济发展方式转变与节能减排内在动力[J]. 经济研究, 2008(6): 4-11.
- [2] Grossman G M , Krueger A B. Environmental impacts of the North American Free Trade Agreement[M]. NBER, working paper, 1991: 3 914.
- [3] Shafik N. Economic Development and Environmental Quality:An Econometric Analysis[M]. Oxford Economic

Papers, New Series, 1994(46): 757-773.

- [4] Selden T , Song D . Environmental quality and development:is there a Kuznets Curvefor air pollution emissions?[J]. Journal of Environmental Economics and management, 1994(27): 147-162.
- [5] 吴玉萍, 董锁成, 宋健峰. 北京市经济增长与环境污染水平计量模型研究[J]. 地理研究, 2002, 21(2): 239-246.
- [6] 沈满洪, 许云华. 一种新型环境库兹涅茨曲线——浙江省工业化进程中经济增长与环境变迁关系研究[J]. 浙江社会科学, 2000(4): 53-57.
- [7] 包 群, 彭水军, 阳小晓. 是否存在环境库兹涅茨倒 U 型曲线[J]. 上海经济研究, 2005(12): 3-13.
- [8] 李 达, 王春晓. 我国经济增长与大气污染物排放的关系[J]. 财经科学, 2007(2): 43-50.
- [9] 高 辉. 环境污染与经济增长方式转变——来自中国省际面板数据的证据[J]. 财经科学, 2009(4): 102-109.
- [10] 贺文华. FDI 与经济增长区域差异:基于中国省际面板数据的研究[J]. 经济前沿, 2009(2-3): 24-31.

责任编辑: 李东辉

(上接第 52 页)

举行的节日时间不同、特色不同,同一民族各村落的节日时间和特色也有差异,因此以区域内影响较大的节庆体育为旅游龙头,将区域内各村落的节日文化活动串联起来,形成区域旅游节日文化链,可以有效利用特色文化资源,将村落与外界的交往与互动引入到长效、可持续的发展状态之中。

#### 5. 完善竞赛规则,促进农村节庆体育发展

中国有句俗话:没有规矩,不成方圆。但规则在农村节庆体育中却一直没有引起足够的重视。如 Y 镇历史上在湘中地区极具影响力的“端午龙舟赛”就是靠 Y 镇 Y 氏的宗族势力来维持,并未制定完善的竞赛规则,随着 Y 氏宗族的衰落,对龙舟赛维系能力的减弱,参赛队伍常因竞赛规则发生械斗事件,甚至发生群体性的械斗事件,人命案也时有发生,最后不得不停办。因此完善竞赛制度或规则,有利于充分调动村民的积极性,提升村民参与热情;有利于保持竞赛精彩程度,提高竞赛水平,促进农村节庆体育有序发展;也有利于发挥农村节庆体育在农村社会中的良性作用,推动当地经济发展以及服务于和谐农村的构建。

#### 参考文献:

- [1] 周跃龙. 构建农村和谐社会:现实困惑与理性对策[D]. 南昌大学, 2007.
- [2] 王 进. 乡村节庆体育活动对新农村建设的意义[J]. 体育学刊, 2007(7): 36-38.
- [3] 郭传燕. 乡村节庆体育与新农村的和谐发展[J]. 体育科研, 2007(5): 33-35.
- [4] 郭传燕. 民间节庆体育的传统结构与现代意义[J]. 体育科研, 2009(4): 47-50.
- [5] 李乃琼. 农村节庆体育活动由盛转衰现象的社会学分析——以广西灵山县农村为例[J]. 体育科研, 2007(3): 45-47.
- [6] 李乃琼. 经济开发背景下民俗节庆体育活动流变趋势的研究[J]. 贵州体育科技, 2009(2): 15-18.
- [7] 田宝山. 乡村节庆体育活动的困境及发展探索[J]. 体育学刊, 2009(1): 32-34.
- [8] 秦文光. 乡村节庆体育活动在和谐村镇建设中的特点与意义[J]. 河北体育学院学报, 2008(2): 20.
- [9] 李志清. 仪式性少数民族体育在乡土社会的存在与意义(2)——仪式中的抢花炮[J]. 体育科研, 2006(5): 11.
- [10] 庄孔韶. 中国乡村人类学的研究进程[DB/OL]. (2007-10-30)[2009-12-20]http://www.xschina.org/show.php?id=10917.

责任编辑: 陈向科