

doi:10.3969/j.issn.1674-8131.2010.02.003

环境库兹涅茨曲线存在吗?^{*}

——中国与美国的比较

贺文华

(邵阳学院 经济与管理系,湖南 邵阳 422000)

摘要:用中美两国的数据对环境库兹涅茨曲线假说进行检验,两国只有部分污染指标支持环境库兹涅茨曲线假说,而大部分指标显示存在三次关系,即曲线呈“N”型或倒“N”型;两国环境曲线具有共同趋势。分析表明,发达国家早期的对外直接投资事实上是把发展中国家作为一个“污染避难所”;因而在环境保护领域,发达国家不应该一味地指责发展中国家,而应该承担更多的责任,保护全球环境。

关键词:环境污染;经济增长;环境库兹涅茨曲线;美国;中国

中图分类号:F062.2;F064.2 **文献标志码:**A **文章编号:**1674-8131(2010)02-0012-10

Does the Environmental Kuznets Curve Exist?

—Comparison of China and the United States

HE Wen-hua

(Economics and Management Department, Shaoyang College, Hunan Shaoyang 422000, China)

Abstract: This paper analyses environmental Kuznets curve hypothesis based on data from China and the U. S. The positive analysis shows that only a part of the pollution indicators between the two countries to support environmental Kuznets curve hypothesis, while others show that the relationship between indicators of economic development and environment mostly emerges the curves of N-type or inverted N-type. Therefore, the curves between the two countries share some common trends. In fact, early foreign direct investment of developed countries regards developing countries as a “pollution haven”, so the developed countries should not only accuse of developing countries, but should assume more responsibility for protecting the global environment.

Key words: environmental pollution; economic growth; environmental Kuznets curve; the United States; China

一、引言

改革开放以来中国经历了一个持续高速增长

的阶段,根据国家统计局数据,国内生产总值由1978年的3 645.3亿元增长到2008年的302 853.4亿元,从1978年至2006年国内生产总值年平均增

长率为9.17%。受美国金融危机的影响,中国经济增长速度减缓,但在政府经济政策的刺激下,2009年也保证了8%的增长速度。然而快速的经济增长不可避免地加剧了对资源的消耗,增加了环境保护的压力,经济增长与环境污染之间的矛盾日益突

* 收稿日期:2009-12-22;修回日期:2010-01-29

基金项目:湖南省教育厅课题(2008C771)“人力资本对FDI流动的影响研究”;邵阳学院教改课题(2009JG19)“计量经济学自主性实验教学模式改革研究”;感谢06国留学生参与。

作者简介:贺文华(1967—)男,湖南隆回人;副教授,硕士,在邵阳学院经济与管理系任教,主要从事世界经济与贸易、经济增长与发展理论研究;电话:13207392528, Email: hewenhua_2002@163.com。

出。因而中国政府 2010 经济工作的重点是促转变、调结构,减少资源消耗,实现可持续发展。

国外学者对环境问题研究较早。Meadows (1972)、Cleveland (1984)、Arrow (1995) 等认为经济发展会对环境施加压力,当这种压力超过环境的承载能力时,生态系统将会崩溃。^[1-3] Beckerman (1992) 等则认为经济发展本身就是环境保护的有效手段,随着经济增长,人们偏好服务性产品的消费,而对依赖于资源和会产生环境污染的产品需求减少,从而达到环境改善的目的。^[4] Grossman 和 Krueger (1991) 在考察环境—收入关系时发现它们呈倒 U 型曲线关系,提出 Environment Kuznets Curve (EKC) 假说,即环境污染随着经济的增长呈现出先增大后缩小的关系。^[5] 此后,众多学者从不同角度对 EKC 假说进行实证检验。Grossman 和 Krueger (1995)、Panayotou (1997)、David (2002) 等从经济结构的改变来解释 EKC 现象,^[6-8] Copeland 和 Taylor (1994)、Suri (1998)、Roldan (2001) 等从贸易对环境的影响来研究 EKC,^[9-11] 而 Selden 和 Song (1995)、Markus (2002) 等则从技术进步的角度来分析 EKC。^[12-13] 上述的研究结果虽然都表明了环境库兹涅茨曲线的存在,但是也有一些学者的实证分析并不支持环境库兹涅茨曲线假说。Kaufmann (1998) 等人的研究表明人均收入和 SO₂ 排放之间呈正 U 型, Friedl 和 Getzner (2003) 在研究奥地利的 1960—1999 年 CO₂ 排放的环境库兹涅茨曲线时发现 CO₂ 排放与收入呈 N 型关系而不是倒 U 型关系,^[14] 但是 Lindmark (1997) 在研究瑞典 1970—1997 年的 CO₂ 排放与收入的关系时,发现两者呈倒 U 型关系。Stern (2003) 认为目前所建立的理论模型没有一个被经验所证实。^[15]

在国内,张晓 (1999) 用国家水平的纵向历史数据,运用简单线性回归方法得出中国经济发展状况与环境污染水平的关系呈现出比较弱的 EKC 特征的结论。^[16] 陆虹 (2000) 通过三次样本插值法扩展数据并利用状态空间模型分析发现人均 GDP 与人均 CO₂ 排放量的当前值与前期值之间存在交互影响作用,而不是简单的倒“U”型关系。^[17] 沈满洪、许云华 (2000) 通过对浙江省近 20 年来人均 GDP 与工业

“三废”相互关系的分析,发现了一种“N”型曲线。^[18] 黄耀磷等 (2009) 用中国 31 个省市区 1997—2006 年的环境质量数据与人均 GDP、人口密度、FDI、产业结构和技术进步的关系进行分析,发现经济指标与环境指标更多呈 N 或倒 N 型的曲线关系。^[19]

现有的文献显示,国内外学者对环境库兹涅茨曲线假说的检验还没有达成共识,检验结论对模型设定形式非常敏感。2009 年哥本哈根气候变化峰会上,发达国家减排目标比预期的要积极,环境质量问题的引起引起参与各国的高度重视。中美两国是两个有影响的大国,一个是发达国家,一个是发展中国家,两个国家的行动具有重要导向意义。本文选用这两个具有代表性的国家更加细分的污染指标和更长的时间序列,对环境库兹涅茨曲线假说进行检验,这对发达国家与发展中国家减排目标的确定有一定的借鉴意义。

二、环境污染指标选取及数据处理

1. 中国环境污染指标选取及数据处理

由于工业废水中化学需氧量排放量、工业废气中氨氮排放量以及工业烟尘排放量前后统计口径不一致,考虑数据的连续性,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)、工业粉尘排放量(万吨)和工业二氧化硫排放量(万吨)为环境污染指标;用每一年的国内生产总值除以人口得人均国内生产总值作为经济发展指标(元),考虑国际可比性,根据每年的平均汇率换算成美元。中国环境污染指标数据和人均收入数据根据 1986 至 2009 年《中国统计年鉴》的相关数据进行整理得到。由于是时序数据,为消除时间趋势,对数据取自然对数,用 $\text{Ln}f_q$ 、 $\text{Ln}f_s$ 、 $\text{Ln}g_{tcs}$ 、 $\text{Ln}g_{tpf}$ 、 $\text{Ln}g_{yfc}$ 、 $\text{Ln}So_2$ 、 $\text{Ln}g_{dpp}$ 分别表示工业废气排放总量、工业废水排放总量、工业固体废物产生量、工业固体废物排放量、工业粉尘排放量、工业二氧化硫排放量和人均国内生产总值的自然对数值。用 $\text{Ln}g_{dpp}$ 与环境污染指标的对数值的散点图进行拟合得图 1—图 6。

图1显示 $\text{Ln}f_q$ 随 $\text{Ln}gdpp$ 的增加而增加,从1985至1999年比较平缓,在 $\text{Ln}gdpp$ 达到6.8时(2000年)出现拐点, $\text{Ln}f_q$ 随 $\text{Ln}gdpp$ 的增加而快速增加;图2显示 $\text{Ln}f_s$ 与 $\text{Ln}gdpp$ 开始较稳定,但随着收入的增加,即 $\text{Ln}gdpp$ 达到6.6时(1997年)废水排放量急剧下降,而后又随着收入增加,废水排放量缓慢增加,在 $\text{Ln}gdpp$ 达到7.85时(2007年)可能出现转折点。

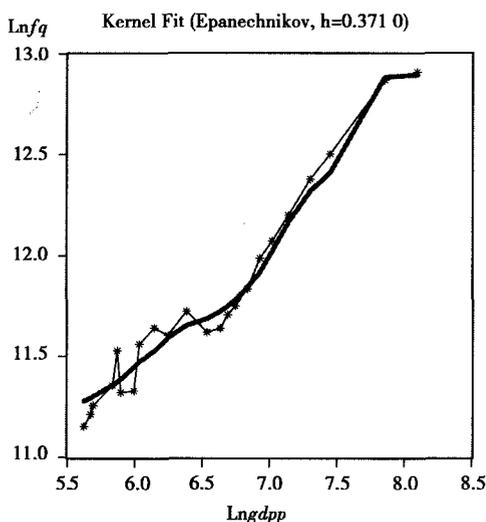


图1 $\text{Ln}f_q$ 与 $\text{Ln}gdpp$ 拟合图

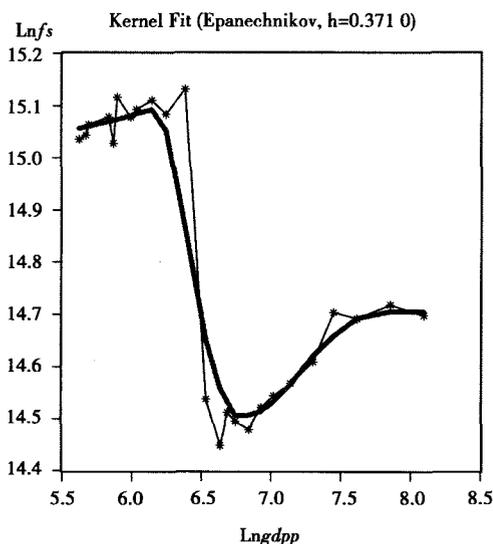


图2 $\text{Ln}f_s$ 与 $\text{Ln}gdpp$ 拟合图

图3显示 $\text{Ln}gtcs$ 随 $\text{Ln}gdpp$ 的增加而增加,从1985至1994年比较平缓,在 $\text{Ln}gdpp$ 达到6.38时(1995年)出现拐点, $\text{Ln}gtcs$ 随 $\text{Ln}gdpp$ 的增加而快

速增加;图4显示总的趋势是 $\text{Ln}gtpf$ 随着 $\text{Ln}gdpp$ 增加而下降,但在 $\text{Ln}gdpp$ 达到6.63时(1997年)工业固体废物排放量急剧上升,而后又随着收入增加,排放量回归下降趋势。

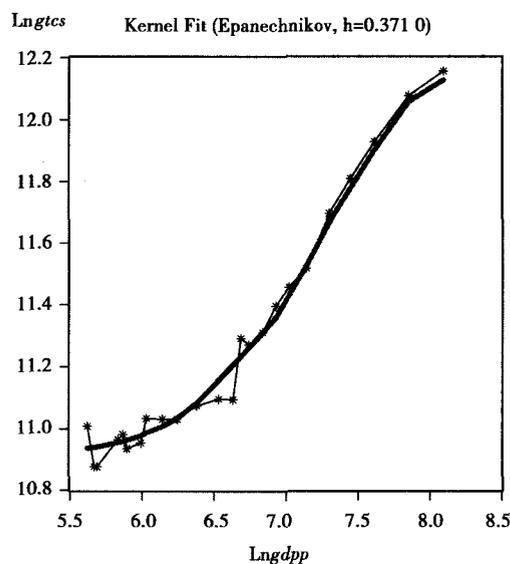


图3 $\text{Ln}gtcs$ 与 $\text{Ln}gdpp$ 拟合图

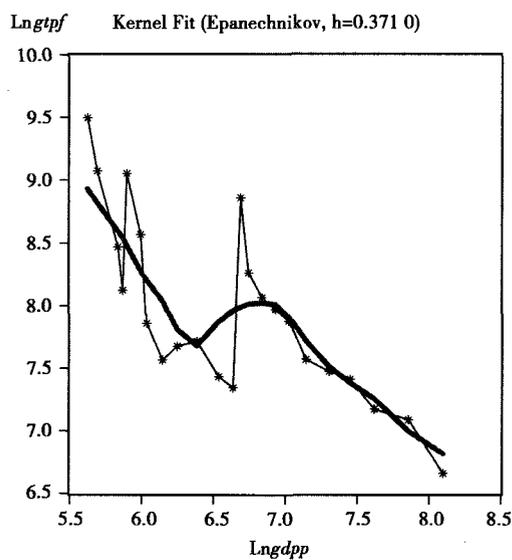


图4 $\text{Ln}gtpf$ 与 $\text{Ln}gdpp$ 拟合图

图5显示 $\text{Ln}gyfc$ 先随 $\text{Ln}gdpp$ 的增加而下降,但在 $\text{Ln}gdpp$ 达到6.63时(1997年), $\text{Ln}gyfc$ 随 $\text{Ln}gdpp$ 的增加急剧上升,而后又快速下降;图6显示从1985至1995年, $\text{Ln}so_2$ 随 $\text{Ln}gdpp$ 增加而增加,但在 $\text{Ln}gdpp$ 达到6.53时(1996年), $\text{Ln}so_2$ 急剧下降,后随着 $\text{Ln}gdpp$ 的增加上升,在 $\text{Ln}gdpp$ 达到7.61时

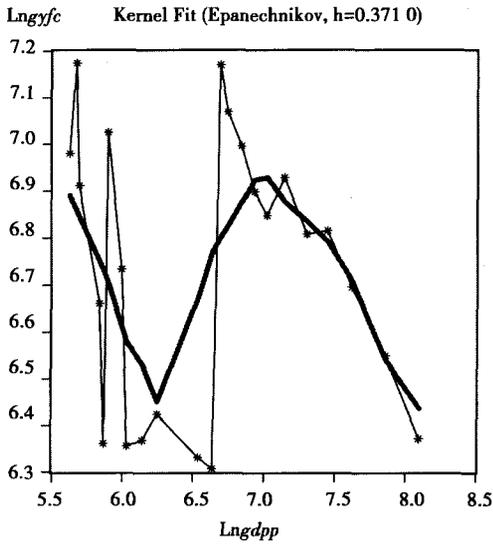


图5 Lngyfc 与 Lngdpp 拟合图

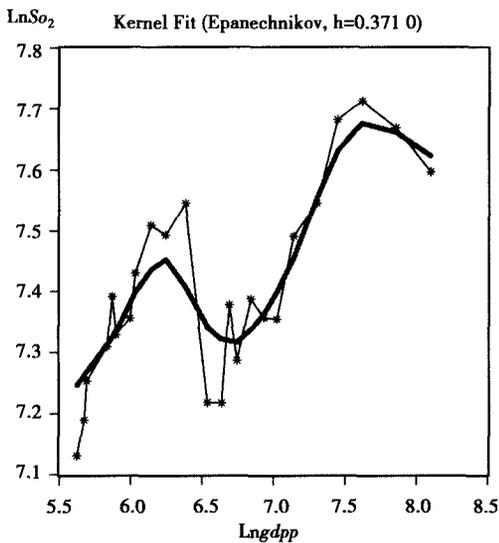


图6 LnSo₂ 与 Lngdpp 拟合图

(2006年), LnSo₂ 随 Lngdpp 增加而下降。

2. 美国环境污染指标选取及数据处理

美国环境污染指标数据来自美国统计网站1980至2007年统计年鉴数据(水污染除外),由于一些环境污染指标前后统计口径不一致,考虑数据的连续性,选取二氧化硫排放总量(千吨)、二氧化氮排放总量(千吨)、一氧化碳排放量(千吨)、易挥发有机物排放量(千吨)、油污染废水排放量(加仑)和工业固体废物产生量(百万吨)为环境污染指标,其中油污染废水排放量是1970至2004年数据;用每一年国内生产总值除以人口得人均国内生产总

值作为经济发展指标(美元)。由于是时序数据,为消除时间趋势,对数据取自然对数,用 LnSo₂、LnNo₂、LnCo、Lnvoc、Lnspll、Lnwaste、Lngdpp 分别表示二氧化硫排放总量、二氧化氮排放总量、一氧化碳排放量、易挥发有机物排放量、油污染废水排放量、工业固体废物产生量以及人均国内生产总值的自然对数。用 Lngdpp 与环境污染指标的对数值的散点图进行拟合得图7—图12。

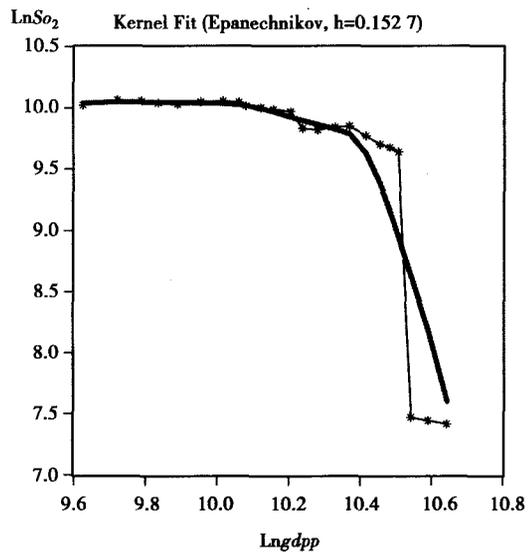


图7 LnSo₂ 与 Lngdpp 拟合图

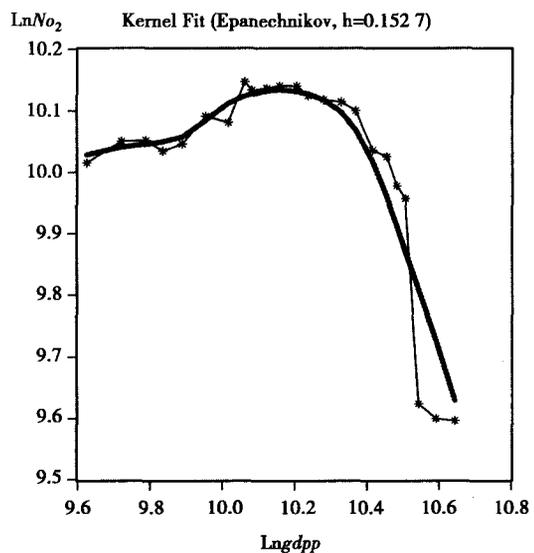


图8 LnNo₂ 与 Lngdpp 拟合图

图7显示 LnSo₂ 随 Lngdpp 的增加而减少,从1983至2002年比较平缓,在 Lngdpp 达到10.54时(2003年),LnSo₂ 随 Lngdpp 的增加而急剧减少;图

8 显示 LnNo_2 与 Lngdpp 开始收入的增加而增加,但随着收入的增加,即 Lngdpp 达到 10.54 时(2003 年), LnNo_2 急剧下降。

12 显示 Lnwaste 随 Lngdpp 增加而增加。

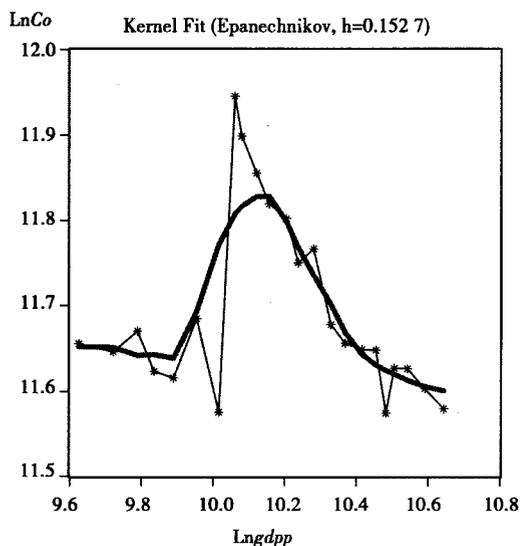


图9 LnCo 与 Lngdpp 拟合图

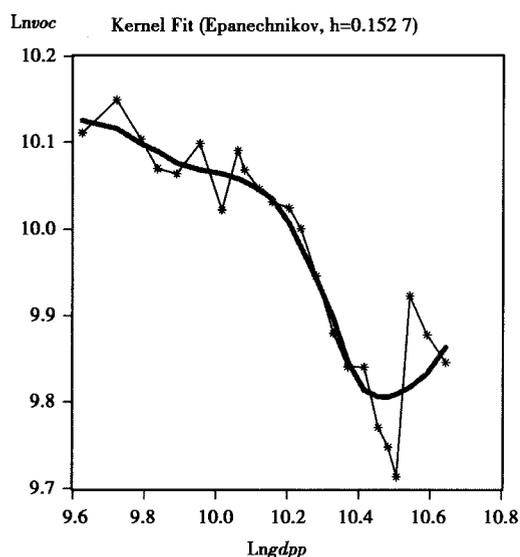


图10 Lnvoc 与 Lngdpp 拟合图

图9 显示 LnCo 随 Lngdpp 的增加而增加,在 Lngdpp 达到 10.06 时(1990 年)出现转折点, LnCo 随 Lngdpp 的增加而快速下降;图10 显示总的趋势是 Lnvoc 随着 Lngdpp 增加而下降,但在 Lngdpp 达到 10.54 时(2003 年),又随着收入增加而略有增加。

图11 显示 Lnspill 随 Lngdpp 的增加而下降;图

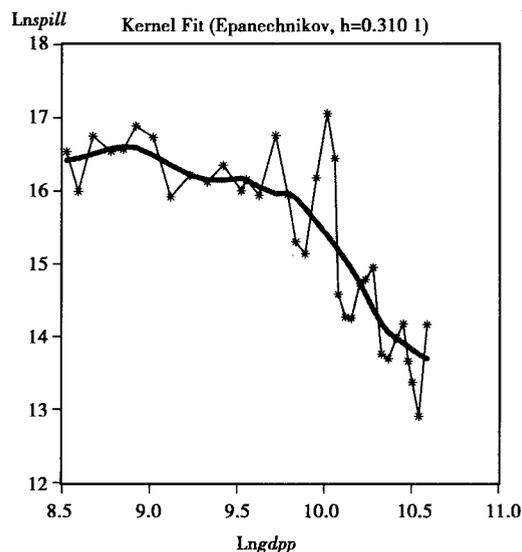


图11 Lnspill 与 Lngdpp 拟合图

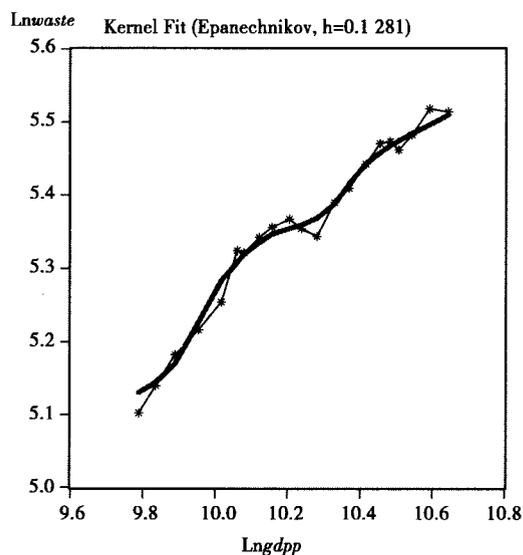


图12 Lnwaste 与 Lngdpp 拟合图

三、数据的平稳性检验

1. 中国环境污染指标数据的平稳性检验

对时序数据进行回归时,为了避免伪回归,须对时序数据进行平稳性检验。用 Eviews5.0 对中国环境污染指标数据以及经济发展指标数据进行单位根检验,发现均是非平稳序列;再对差分序列进行检验,差分后的序列都为平稳序列,因而都为—阶单整序列(见表1)。

表1 中国环境污染指标与人均国内生产总值对数值的单位根检验

变量	ADF 统计量	检验类型* (c,t,k)	麦金龙(MacKinnon)临界值			DW	是否平稳
			1%	5%	10%		
Lngdpp	2.028 8	(c,0,0)	-3.752 9	-2.998 0	-2.638 7	2.141 0	否
LnSo ₂	-1.673 5	(c,0,0)	-3.752 9	-2.998 0	-2.638 7	1.932 5	否
Lnfs	-0.566 5	(0,0,0)	-2.669 3	-1.956 4	-1.608 4	1.852 7	否
Lnfq	2.289 2	(c,0,0)	-3.752 9	-2.998 0	-2.638 7	1.844 2	否
Lngtcs	3.785 8	(0,0,0)	-2.669 3	-1.956 4	-1.608 4	2.055 9	否
Lngtpf	-2.254 2	(c,t,0)	-4.416 3	-3.622 0	-3.248 5	2.059 2	否
Lngyfc	-2.084 0	(c,0,0)	-3.752 9	-2.998 0	-2.638 7	1.832 7	否
DLngdpp	-4.767 9	(c,t,0)	-4.440 7	-3.632 8	-3.254 6	2.029 8	是
DLnSo ₂	-4.799 1	(c,t,0)	-2.674 2	-1.957 2	-1.608 1	1.870 5	是
DLnfs	-4.204 4	(0,0,0)	-2.674 2	-1.957 2	-1.608 1	1.973 4	是
DLnfq	-2.107 9	(0,0,0)	-2.674 2	-1.957 2	-1.608 1	2.058 8	是
DLngtcs	-9.140 6	(0,0,0)	-4.440 7	-3.632 8	-3.254 6	2.051 8	是
DLngtpf	-5.221 1	(0,0,0)	-2.674 2	-1.957 2	-1.608 1	1.888 8	是
DLngyfc	-4.796 7	(0,0,0)	-2.674 2	-1.957 2	-1.608 1	1.988 9	是

资料来源:环境污染指标数据来自经济学家网站的中国统计年鉴:<http://www.bbs.jjxj.org>

*注:D表示对变量进行一阶差分,如DLngdpp表示对Lngdpp的一阶差分;c、t、k分别为ADF检验式中的漂移项、时间趋势项和滞后阶数,其中c、t项若在检验时取值为0,表明检验式中无该项,检验式中是否要加入漂移项和时间趋势项,要通过t检验;k的取值表示检验式中的滞后阶数,最佳滞后阶数由AIC和SC准则确定,表2同。

2. 美国环境污染指标数据的平稳性检验

为了避免伪回归,用Eviews5.0对美国环境污染指标以及经济发展指标数据进行单位根检验,发

现均是非平稳序列;再对差分序列进行检验,差分后的序列都为平稳序列,因而都为一阶单整序列(见表2)。

表2 美国环境污染指标与人均国内生产总值对数值的单位根检验

变量	ADF 统计量	检验类型 (c,t,k)	麦金龙(MacKinnon)临界值			DW	是否平稳
			1%	5%	10%		
Lngdpp	3.485 6	(0,0,1)	-2.679 7	-1.958 1	-1.607 8	1.878 3	否
LnSo ₂	2.728 3	(c,0,2)	-3.808 5	-3.020 6	-2.650 4	2.014 8	否
LnNo ₂	2.855 1	(c,t,3)	-4.532 5	-3.673 6	-3.277 3	2.024 4	否
Lnvoc	-2.380 7	(c,t,0)	-4.440 7	-3.632 8	-3.254 6	1.913 6	否
LnCo	-2.025 1	(c,0,0)	-3.769 5	-3.004 8	-2.642 2	2.238 2	否
Lnspill	-1.800 2	(c,0,0)	-2.641 6	-1.952 0	-1.610 4	1.944 9	否
Lnwaste	-2.609 9	(c,t,1)	-4.532 5	-3.673 6	-3.277 3	2.066 3	否
DLngdpp	-4.107 3	(c,0,0)	-3.788 0	-3.012 3	-2.646 1	1.859 8	是
DLnSo ₂	-4.334 1	(0,0,0)	-2.679 7	-1.958 0	-1.607 8	2.001 1	是
DLnNo ₂	-3.938 5	(0,0,0)	-2.679 7	-1.958 0	-1.607 8	2.042 1	是
DLnvoc	-5.347 2	(0,0,0)	-2.679 7	-1.958 0	-1.607 8	1.927 5	是
DLnCo	-6.489 0	(0,0,0)	-2.679 7	-1.958 0	-1.607 8	2.000 3	是
DLnspill	-6.436 1	(0,0,2)	-2.641 6	-1.952 0	-1.610 4	1.853 2	是
DLnwaste	-3.465 9	(0,0,0)	-3.831 5	-3.029 9	-2.655 1	1.954 3	是

资料来源:Statistical Abstract of the United States. <http://www.census.gov/prod/www/abs/statab.html>

四、中美环境污染指标的 EKC 检验

现有国内外文献显示倒“U”的环境库兹涅茨曲线并没有得到一致的检验结果,有正“U”型、倒“U”型、正“N”型、倒“N”型。考虑各种形式的可能性,在设定模型时,将代表环境质量的各种主要环境污染指标作为被解释变量,将人均 GDP 及其平方项和立方项作为模型中的解释变量。这样,基本函数形式为: $E_t = \beta_0 + \beta_1 gdp_t + \beta_2 gdp_t^2 + \beta_3 gdp_t^3 + e_t$ 。其中, E_t 为第 t 年的某项环境指标; β 为待估计参数; gdp_t 为第 t 年的人均收入水平; e_t 为随机误差项。

根据上式的回归结果能够判断环境污染与经济增长之间可能存在的多种曲线关系:(1)当 $\beta_1 > 0$ 且 $\beta_2 = 0, \beta_3 = 0$ 时,环境污染随经济增长单调递增;(2)当 $\beta_1 < 0$ 且 $\beta_2 = 0, \beta_3 = 0$ 时,环境污染随经济增长单调递减;(3)当 $\beta_1 > 0$ 且 $\beta_2 < 0, \beta_3 = 0$ 时,表明存在倒“U”型 EKC;(4)当 $\beta_1 < 0$ 且 $\beta_2 > 0, \beta_3 = 0$ 时,环境污染与经济增长之间存在“U”型曲线关系;(5)当 $\beta_1 > 0$ 且 $\beta_2 < 0, \beta_3 > 0$ 时,环境污染与经济增长之间为三次曲线关系,或者称为“N”型曲线关系;(6)当 $\beta_1 < 0$ 且 $\beta_2 > 0, \beta_3 < 0$ 时,为倒“N”型曲线关系。

可见,EKC 只是模型的多种可能结果之一。如果环境污染与经济增长之间呈现倒“U”型曲线关系,即呈现出 EKC 特征,那么曲线的转折点应为: $gdp^* = -\beta_1/2\beta_2$;如果是“N”型曲线关系,则存在两个转折点: $gdp^* = -\beta_2 \pm \sqrt{\beta_2^2 - 3\beta_1\beta_3}/3\beta_3$ 或 $gdp^* = -\beta_2/3\beta_3$ 。^[20]

由于模型的设定形式对于最终参数估计的有效性具有重要影响,因此,采用线性、对数到线性、线性到对数及双对数等多种形式进行参数估计:

$$E_t = \beta_0 + \beta_1(Lngdpp_t) + \beta_2(Lngdpp_t)^2 + \beta_3(Lngdpp_t)^3 + e_t;$$

$$\ln E_t = \beta_0 + \beta_1 gdp_t + \beta_2 gdp_t^2 + \beta_3 gdp_t^3 + e_t;$$

$$\ln E_t = \beta_0 + \beta_1(Lngdpp_t) + \beta_2(Lngdpp_t)^2 + \beta_3(Lngdpp_t)^3 + e_t$$

由于是时序数据,要考虑数据的平稳性,以避免出现伪回归。通过模型的回归结果比较,选取双对数模型对中美两国的数据对 EKC 假说进行检验。

1. 中国环境污染指标的 EKC 检验

用 Eviews5.0 对中国环境污染指标与经济发展指标进行回归,得回归结果(见表 3):

表 3 中国环境污染指标对数值与人均 GDP 对数值回归结果

	LnSo ₂	Lnfs	Lnfq	Lngtcs	Lngtpf	Lngyfc
β_0	-867.072 4 (-5.669 3*)	23.447 9 (4.516 1*)	53.051 2 (1.903 9**)	51.795 6 (5.175 3*)	11.881 4 (7.188 9*)	-8.094 0 (-0.912 4)
Lngdpp	517.685 2 (5.701 9*)	-2.356 1 (-1.560 4***)	-18.444 8 (-1.489 8)	-18.017 (-4.042 1*)	-0.610 6 (-2.550 7*)	4.337 9 (1.691 3*)
(Lngdpp) ²	-114.368 0 (-5.684 1*)	0.157 1 (1.442 3***)	2.663 2 (1.467 4)	2.575 6 (3.918 0*)		-0.314 6 (-1.710 7*)
(Lngdpp) ³	11.172 2 (5.662 9*)		-0.123 5 (-1.406 3)	-0.117 8 (-3.671 5*)		
(Lngdpp) ⁴	-0.407 069 (-5.636 8*)					
AR(1)		0.641 8 (3.589 0*)	0.836 2 (4.766 4*)		0.553 9 (3.234 3*)	0.626 7 (4.046 8*)
R ²	0.823 0	0.7842	0.976 1	0.986 1	0.704 8	0.518 1
Adj-R ²	0.785 8	0.750 1	0.970 1	0.984 1	0.673 7	0.433 1
D-W	1.840 7	1.750 1	1.589 6	1.819 3	2.122 7	2.242 4
F	22.097 3	23.013 2	163.098 2	475.968 0	22.684 4	6.093 9
SC	-1.928 9	-0.848 5	-1.841 2	-2.844 4	1.097 8	0.051 0
AIC	-2.174 3	-1.046 0	-2.089 9	-3.040 8	0.949 0	-0.147 9

注:括号内为 T 值,*表示 1% 的显著水平,**表示 5% 的显著水平,***表示 10% 的显著水平

由 LnSo_2 对人均国内生产总值对数值进行回归得 $\beta_1 > 0, \beta_2 < 0, \beta_3 > 0, \beta_4 < 0$, 曲线呈 4 次方型, 有两个峰点, 有双倒“U”型曲线特征, 在 1996 年出现一个低点, 以这点为界, 两边各有一个倒“U”型, 但后一个峰点比前一个高; Lnfg 和 Lngtcs 的回归结果显示曲线呈三次方型; 且 $\beta_1 < 0$ 且 $\beta_2 > 0, \beta_3 < 0$, 为倒“N”型曲线。 Lnfs 和 Lngyfc 的回归结果显示曲线呈二次方型, 前者 $\beta_1 < 0, \beta_2 > 0$ 且 $\beta_3 = 0$, 存在“U”型曲线关系; 后者 $\beta_1 > 0, \beta_2 < 0$ 且 $\beta_3 = 0$, 存在倒“U”型 EKC。 Lngtpf 的回归结果显示曲线呈一次方型, $\beta_1 < 0$ 且 $\beta_2 = 0, \beta_3 = 0$, 工业固体排放量随经济

增长单调递减。除工业废气外, 其他污染指标回归结果的 t 检验至少在 10% 的水平下显著, 都有较好的拟合优度, 用广义差分法消除序列相关, 变换后的模型不再有自相关。工业废气的回归结果的 t 检验在 15% 的水平下显著。总之, 利用中国数据对 EKC 假说进行检验, 中国只有工业粉尘排放量支持 EKC 假说, 其他指标均不支持。

2. 美国环境污染指标的 EKC 检验

用 Eviews5.0 对美国环境污染指标与经济发展指标进行回归, 得回归结果(见表 4):

表 4 环境污染指标对数值与人均 GDP 对数值回归结果

	LnSo_2	LnNo_2	Lnvoc	LnCo	Lnspill	Lnwaste
β_0	13 104.44 (3.339 5*)	2 623.797 (4.632 2*)	-3 318.711 (-1.781 9***)	-96.731 7 (-2.277 4*)	-83.654 7 (-2.742 1*)	1.422 4 (2.308 8*)
Lngdpp	-3 931.814 (-3.383 8*)	-788.458 8 (-4.700 8*)	976.604 8 (1.795 0***)	21.361 7 (2.570 8*)	22.328 4 (3.519 6*)	0.385 4 (6.497 5*)
$(\text{Lngdpp})^2$	393.414 6 (3.431 7*)	79.239 9 (4.788 4*)	-95.435 6 (-1.801 8***)	-1.051 4 (-2.588 4*)	-1.242 9 (-3.780 0*)	
$(\text{Lngdpp})^3$	-13.117 7 (-3.480 9*)	-2.653 1 (-4.877 1*)	3.106 3 (1.807 6***)			
AR(1)			0.465 8 (2.718 4*)	0.323 1 (1.496 9*)	0.552 0 (3.106 1*)	0.650 4 (4.431 2*)
AR(2)					-0.500 1 (-2.802 8*)	
R^2	0.822 2	0.904 5	0.860 0	0.521 3	0.843 8	0.976 6
Adj - R^2	0.794 2	0.889 4	0.827 1	0.441 5	0.821 5	0.973 9
D - W	1.493 9	1.820 8	2.271 4	2.055 2	1.980 0	1.835 2
F	29.303 5	59.985 7	26.111 7	6.533 7	37.806 3	355.723 1
SC	1.321 1	-2.549 9	-2.575 4	-1.827 7	1.865 4	-4.964 7
AIC	1.123 6	-2.747 4	-2.823 4	-2.026 0	1.638 7	-5.114 1

注: 括号内为 T 值, * 表示 1% 的显著水平, ** 表示 5% 的显著水平, *** 表示 10% 的显著水平。

由 $\text{LnSo}_2, \text{LnNo}_2, \text{Lnvoc}$ 分别对人均国内生产总值对数值进行回归, 都呈三次方型, $\text{LnSo}_2, \text{LnNo}_2$ 的回归系数 $\beta_1 < 0, \beta_2 > 0$ 且 $\beta_3 < 0$, 是倒“N”型曲线; Lnvoc 的回归系数 $\beta_1 > 0, \beta_2 < 0, \beta_3 > 0$, 是“N”型曲线。由 $\text{LnCo}, \text{Lnspill}$ 分别对人均国内生产总值对数值进行回归, 得 $\beta_1 > 0, \beta_2 < 0$ 且 $\beta_3 = 0$, 表明存在倒“U”型 EKC, 各自有一个转折点。由 Lnwaste 对人均国内生产总值对数值进行回归, 得 $\beta_1 > 0$ 且 $\beta_2 =$

$0, \beta_3 = 0$, 固体废物排放量与经济增长呈一次曲线关系, 并随经济增长呈现单调递增。t 检验显示各变量至少在 10% 的水平下显著, 且都有较好的拟合优度, 用广义差分法消除序列相关, 变换后的模型不再存在自相关。其中 LnSo_2 回归后的 D - W 值是 1.493 9, $d_1 = 1.03 < D - W = 1.493 9 < 1.67 = d_0$, 根据 D - W 值不能确定是否存在自相关, 用 GB 检验得 $nR_2 = 0.136 0 < 7.88$, 不拒绝原假设, 模型中不存

在序列相关。总之,利用数据对 EKC 假说进行检验,美国只有一氧化碳排放量和水质污染指标支持 EKC 假说,其他指标均不支持。

五、结论

模型的回归显示,中国有一项环境污染指标,即工业粉尘排放量已经过了转折点,其排放量会随着中国经济的增长而减少;美国有两项环境污染指标,即一氧化碳和被油污的水排放量已经过了转折点,其排放量会随美国经济增长而减少;中国有两项污染指标,即工业废气排放量和工业固体废物产生量与经济增长呈三次曲线关系,即倒“N”型,存在两个转折点;美国有三项指标,即二氧化硫、二氧化氮和易挥发有机物污染与经济增长呈三次曲线关系,前两个是倒“N”型,后一个呈“N”型;中国有一项指标,即工业二氧化硫排放量与经济增长呈四次曲线关系,出现双倒“U”型;美国有一项指标,即工业固体废物污染与经济增长存在单调递增关系,即美国的固体废物排放量会随美国经济的增加,在其他条件保持不变的前提下,美国人均收入每增加一个百分点将增加 0.385 个百分点的固体废物排放量;中国有一项指标,即工业固体废物排放量随经济增长呈现单调递减现象,中国的人均收入每增加一个百分点,工业固体排放量将减少 0.611 个百分点。

两国都只有部分污染指标支持环境库兹涅茨曲线假说。除一部分污染指标存在差别外,其他指标存在一种共同趋势,即环境库兹涅茨曲线具有国度性特征,但地区差异性与趋同性并存。虽然 EKC 假说具有普遍的理论解释力,各国的环境—收入关系有可能遵循大体上相似的演变规律,但是对于经济发展水平、社会结构和文化传统都存在较大差异的不同国家而言,在 EKC 的位置和转折点的收入水平上仍具有国度性特征。

事实上,全球的环境污染存在“污染天堂假说”或“环境避难所”现象,发达国家通过经济全球化,将污染严重的生产转移到发展中国家,然后利用贸易进口回来消费,导致国际产业转移和污染转移,即在发展中国家寻求污染避难所。Copeland 和 Taylor 通过南北贸易模型分析发现国际竞争的压力引起或加剧环境领域的政策失灵;而欠发达地区降低环境标准,引致发达地区的污染型产业或者企业向环境标准较低的欠发达地区转移,使之成为“环

境避难所”。^[21]

中国吸收外商直接投资的优惠政策就在一定程度上降低了环保标准,外商直接投资生产两头向外的产品,即进口设备、出口产品。外商直接投资主要集中于东部地区,2007 年东部、中部和西部地区利用 FDI 所占比重分别为 78.27%、15.30% 和 6.43%。^[22] 东部地区高外商直接投资导致高外贸依存度(东部地区的外贸依存度远高于中部和西部),中国的高外贸依存度主要是东部地区高外贸依存度的拉动。中国作为一个大国,与库兹涅茨的一国外贸依存度的高低与其国民经济大小呈负相关的结论相悖,而高外贸依存度会给中国经济带来一些不确定性的影响以及经济全球化可能带来的巨大风险。^[23]

本文没有考虑外商直接投资可能存在的污染转移,也没有考虑发达国家通过淘汰低端产业、依靠进口把污染免费出口到发展中国家,没有探讨 FDI 可能给中国环境质量造成的影响,没有考虑追求 FDI 规模可能导致的经济结构失衡和资源配置偏向。因而发达国家不应该仅指责发展中国家工业污染对全球环境的影响,而应给发展中国家更多的支持。

在 2009 年哥本哈根气候变化峰会上,大多数发达国家已经提出了各自的量化减排指标,包括中国在内的一些发展中国家也提出了减缓排放的行动目标。虽然发达国家自身的减排力度不够,但是还对发展中国家的行动表示不满。美国国务卿希拉里·克林顿承诺在所有主要经济体采取有意义的减排行动并保证执行透明的前提下,美国将和其他国家一起到 2020 年为发展中国家应对气候变化每年筹集 1 000 亿美元。但各方为了各自的利益,没有达成一致协议,导致会议延期。由于发达国家在发展初期有一段对发展中国家的掠夺史,包括污染免费输出。因而,在全球环境日益严峻、全球气候变暖的情况下,发达国家应该承担更多的义务,除了降低自身的排放水平外,还应加大对发展中国家的资金援助和技术支持,与发展中国家一道携手共建美好家园。

参考文献:

- [1] Meadows D H, Meadows D L, Randers J, et al. The Limits to Growth[M]. New York: Universe Books, 1972: 78-84.

- [2] Cleveland C J, Costanza R, Hall CAS, et al. Energy and the US Economy; a Biophysical Perspective [J]. Science, 1984, 225:890-897.
- [3] Arrow K, Bolin B, Costanza R. Economic Growth, Carrying Capacity and the Environment [J]. Science, 1995, 268: 520-521.
- [4] Beckerman W. Economic Growth and the Environment: Whose Growth? Whose Environment? [J]. World Development, 1992, 20:481-496.
- [5] Grossman G, Krueger A. Environment Impacts of The North American Free Trade Agreement [R]. NBER, Working Paper, 1991, 3914.
- [6] Grossman G, Krueger A. Economic Growth and the Environment [J]. Quarterly Journal of Economics, 1995 (2):353-378.
- [7] Panayotou T. Demystifying the Environmental Kuznets Curves: Turning a Black Box into a Policy Tool, Special Issue on Environmental Kuznets Curves. Environment [J]. Development Economic, 1997, 2(4):465-484.
- [8] David I S. Explaining Changes in Global Sulfur Emissions: An Econometric Decomposition Approach [J]. Ecological Economics, 2002, 42:201-220.
- [9] Copeland B R, Taylor M S. North-South Trade and the Environment [J]. Quarterly Journal of Economics, 1994, 109(3):755-785.
- [10] Suri V, Chapman D. Economic Growth, Trade and Energy: Implications for the environmental kuznets Curve [J]. Ecological Economics, 1998, 25(2):195-208.
- [11] Roldan M, Joan M A. Trade and the Environment from A 'Southern' Perspective [J]. Ecological Economics, 2001, 36:281-297.
- [12] Selden T M, Song D. Neoclassical Growth, the J Curve for abatement, and the Inverted U Curve for Pollution [J]. Journal of Environmental Economics and Management, 1995, 29:162-168.
- [13] Markus P. Technical Progress, Structural Change, and the Environment Kuznets Curve [J]. Ecological Economics, 2002, 42:381-389.
- [14] Friedl B, Getzner M. Determinants of CO₂ emissions in a small open economy [J]. Ecological Economics, 2003, 45 (1):133-148.
- [15] Stern D I. The Rise and Fall of the Environmental Kuznets Curve [J]. World Development, 2004, 32(8):1419-1439.
- [16] 张晓. 中国环境政策的总体评价 [J]. 中国社会科学, 1999(3):88-98.
- [17] 陆虹. 中国环境问题与经济发展的关系分析——以大气污染为例 [J]. 财经研究, 2000(10):53-59.
- [18] 沈满洪, 许云华. 一种新型的环境库兹涅茨曲线 [J]. 浙江社会科学, 2000(4):53-57.
- [19] 黄耀磷, 农彦彦, 吴玉鸣. 中国环境污染的库兹涅茨曲线检验——基于 1997—2006 年的面板数据的实证分析 [J]. 四川环境, 2009(5):107-114.
- [20] 李瑞娥, 张海军. 中国环境库兹涅茨曲线的变化特征 (1981-2004) [J]. 西安交通大学学报(社会科学版), 2008(4):25-43.
- [21] Copeland, Brian R, Taylor M. Scott North-South Trade and the Environment [J]. Quarterly Journal of Economics, 1994, 109(3):75-87.
- [22] 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.
- [23] 贺文华. 中国东部、中部和西部外贸依存度比较分析 [J]. 重庆工商大学学报(西部论坛), 2007(4):86-89.

(编辑:南 北;校对:段文娟)

《重庆工商大学学报(社会科学版)》喜获
2009 年度“中国科技论文在线优秀期刊”二等奖