

文章编号: 1671-6523(2011)01-0097-08

# 贸易开放与环境污染内在关系研究

王火根<sup>1,2</sup> 吴春雅<sup>1</sup>

(1. 江西农业大学 经贸学院, 江西 南昌 330045; 2. 正邦集团, 江西 南昌 330096)

**摘要:** 揭示我国贸易开度与环境污染之间的内在关系。在 Stern(2002) 模型的基础上, 以 SO<sub>2</sub> 排放量表征环境污染水平, 对 2000—2009 年间我国 30 个省、自治区及直辖市(西藏由于数据不全) 的面板数据进行普通和空间面板回归分析, 结果显示 SO<sub>2</sub> 污染物质的排放存在空间自相关和误差自相关, 研究发现经济规模扩大、第二产业结构和出口变动会加剧环境污染, 而 FDI、进口则会降低我国的环境污染, 并估算五要素对环境污染影响的各自实际贡献率。对完善我国贸易开放和环境保护政策, 促进经济社会环境可持续发展战略具有重要的指导意义。

**关键词:** 贸易开放; 环境污染; 空间自相关; 空间误差自回归

中图分类号: F740 文献标志码: A

## On the Relationship between Trade and Environmental Pollution

WANG Huo-gen<sup>1,2</sup>, WU Chun-ya<sup>1</sup>

(College of Economics and Trade, Jiangxi Agricultural University, Nanchang 330045, China)

**Abstract:** This paper tries to disclose the relationship between trade and environment. Deriving from Stern Model, this paper takes SO<sub>2</sub> emission as an environmental pollution index and applies regression analysis to 30 provinces & municipal cities' panel data except Tibet in China from 2000 to 2009. It is found that the upgrading of economic scale, changes of industrial structure and export can increase environmental pollution while FDI and import reduce it. And factual contribution rates of the five factors are estimated respectively. This result urges a more effective policy orientation for the formulation of sustainable development strategy.

**Key words:** trade; environmental pollution; spatial autocorrelation; spatial error autocorrelation

### 一、引言

贸易开放与环境的共生及协调是当今国际贸易领域的一个现实性难题, 同时也是国际贸易理论与政策研究的前沿问题之一, 具有一定的跨学科性和复杂性。就一国而言, 在大力吸引外商投资, 发展对外贸易、追求贸易自由化收益的时候, 会不会陷入国内生态环境恶化的泥潭呢? 在保护

生态环境的时候, 是否又会失去对外贸易的比较优势, 削弱对外贸易国际竞争力呢? 学术界对此众说纷纭, 不同流派从不同角度进行了不同的阐释。当前, 学术界关于贸易开放对环境的影响有三种不同的观点:

一种观点认为贸易开放对环境有害。Conrad<sup>[1]</sup>和 Kennedy<sup>[2]</sup>在他们创立的三国垄断模型中, 认为两个垄断出口国家政府都将使用环境政

收稿日期: 2011-01-15 修回日期: 2011-02-09

基金项目: 江西省社科规划项目(10YJ052)

作者简介: 王火根(1971—), 男, 讲师, 博士, 正邦集团农业产业化研究博士后, 主要从事农业经济、能源经济研究, E-mail: wuogeng@163.com。

策补贴本国厂商,并不断降低环境标准,出现所谓的“向下竞争”,竞争的结果使三国的环境都会遭到破坏。Esty 和 Geradin<sup>[3]</sup>指出,作为全球贸易自由化的结果,各国都会纷纷降低各自的环境标准以维持和加强本国产品的竞争力,出现所谓的“向底线赛跑”的现象。Goodland 和 Daly<sup>[4]</sup>对贸易自由化带来的经济增长和环境保护关系的积极性提出了质疑,认为这种贸易增长既不能有效地促进社会福利的改善,更不利于环境保护。对发展中国家而言,自由贸易的破坏性更为突出。Chilchilnisky<sup>[5]</sup>认为,在私有产权没有得到明确界定的情况下,自由贸易会加速发展中国家环境资源的破坏,从而对全球环境构成进一步的威胁。陈继勇、刘威、胡艺<sup>[6]</sup>认为中国人均收入水平处于倒 U 型环境库兹涅茨曲线的左侧,中国的生态环境污染仍将会随收入水平的提高而加剧;贸易开放度以及对生产技术和环境治理的资本投入对环境污染有显著的负影响。

另一种观点认为对外贸易对环境有益。自由贸易主义者(如 Anderson K, Blackhurst R, Williams M)则认为,贸易不是产生环境问题的根源,自由贸易不但不与环境相冲突,还可以促进环境保护。他们提出了“经济发展决定论”,认为从福利经济学的角度来看,自由贸易有助于实现环境资源在全球范围内的最优配置,从而保证生产活动能够按照最有效的方式进行(Matthew A Cole, 1999)。自由贸易通过提高收入使人们有更多的资源和技术来改善环境,还有助于增加有利于环保的清洁产品、服务和技术的交换。另外,贸易自由化还有利于消除那些扭曲贸易的政策措施,如补贴和税收等,而这些措施都被证明是不利于环境保护的(Hector Rogelio Torres, 1999)。李秀香、张婷<sup>[7]</sup>以 CO<sub>2</sub> 排放量为污染指标,分析了 1981—1999 年期间我国出口增长的环境效应,结论认为:贸易自由化以及相关环境管制措施的实施,最终导致了 CO<sub>2</sub> 排放量的增幅下降,即存在正的总规模效应;比较劳动密集型产品出口增长快于资本密集型产品出口增长,即存在正的结构效应;出口创汇有助于增强进口污染处理设备的能力,即存在正的技术效应。

第三种观点认为对外贸易对环境的影响较为复杂。Grossman 和 Krueger<sup>[8]</sup>对 NAFTA(北美自由贸易区)的环境效应进行分析时,把贸易的环境效应分解为三部分:结构效应、规模效应和技术效应。结构效应产生于贸易活动所导致的全球范

围内的专业化分工。一方面,专业化分工优化了资源配置,提高了生产效率;另一方面,贸易使一国扩张其比较优势产业的生产规模。对一国的环境来说,如果扩大的出口部门的生产活动的平均污染程度低于规模缩小的进口竞争部门,则该国的结构效应就是正的,反之则是负的。因此贸易的结构效应需要依据具体情况具体分析。Dean(2002)利用一个两方程的联立系统来捕捉贸易自由化影响环境的两个渠道:产出结构变化产生的直接效应为负,而收入增长产生的间接效应为正,但贸易自由化的净效应则是正的。Runge<sup>[9]</sup>从五个方面分析了对外贸易对环境的影响:资源配置效率、经济活动规模、产出结构、生产技术以及环境政策。这些影响可以是积极的,也可以是消极的,取决于所考察的具体情况。他认为贸易改变了国际分工模式,也扩大了经济活动规模。经济活动与污染的非线性关系表明,除贸易之外,产出结构、技术和环境政策也起着重要作用。党玉婷、万能<sup>[10]</sup>运用 Grossman 和 Krueger 的分析方法,借鉴 Chai(2002)的计算方法,对中国 1994—2003 年期间对外贸易的环境效应进行了研究。结果表明,对外贸易并不一定会导致我国专业生产污染密集型产品,相反,对外贸易会促使中国将资源从资本、土地、能源密集型产业转移到相对清洁的产业;我国对外贸易对环境影响的技术效应和结构效应为正,但由于较大的负规模效应,故总效应仍为负;主张通过增强出口产品技术含量、降低污染集中度、优化产业结构、鼓励污染集中度低的行业出口等措施将我国对外贸易的环境负效应降到最低。

纵观现有文献,由于各文采用了不同的研究对象和变量指标(尤其是环境污染指标)不同的样本期,以及不同的研究方法,从而得到了不一致的结论。另外,现有文献基本上以宏观或普通面板数据模型作为分析基础,而这种分析框架无法反映环境污染与贸易开放的动态影响关系,也无法反映我国各地区的环境污染与贸易开放间的内在结构特点以及各地区间的差异。因为存有空间差异,时间序列回归方法或面板数据不能科学合理地解释贸易开放与环境质量的复杂关系,难以得出真正反映现实的分析结论。因此,在处理区域数据时,需要适当地引入空间统计分析方法<sup>[11-13]</sup>。因此,本文将运用空间面板数据模型对我国 30 个省市 2000—2009 年的贸易开放与环境污染间的关系进行研究,并进一步分析地区差异,以期探讨我国贸易与环境污染间的动态关系,从而为政策制定提供一定的借鉴。

## 二、指标选取与计量模型的设定

### (一) 衡量指标选取

1. 环境污染变量。目前环境污染包括大气污染、水污染、废物污染、声污染、生态破坏等众多方面,并不断有新型污染种类出现,如低频噪声污染、视觉污染等。对于如何全面、科学地表达一国或地区的环境破坏和资源损耗整体水平,国内外现有研究尚未给出答案,国外相关研究普遍采用具体污染指标(多为  $SO_2$  排放量)来表征环境污染水平。这个具体污染指标应是环保治理后的工业和生活两方面的污染物排放量,“环保治理后”才能反映环保技术的效果,“工业和生活两方面”才能反映整个社会的污染情况。当前我国很多污染统计数据不符合此要求,如工业固体废弃物产生量、废气排放总量。同时考虑到我国硫污染的严重性与危害性,我们最终选用  $SO_2$  排放量的对数( $\ln SO_2$ )来表示环境污染水平。

2. 影响污染排放的控制变量。(1) 经济规模。经济总量越大,需要资源投入越多,导致经济活动副产品——污染排放越多,从而环境状况越恶劣,这是经济对环境的规模效应。本文使用人均 GDP 之比的对数( $\ln Y$ )来度量经济增长对环境效应。

(2) 产业结构。环境—收入库兹涅茨曲线的产生与产业结构转换紧密相关,在经济发展初期阶段,经济起飞常常伴随着工业在国民经济中的比重迅速上升,这意味着对自然资源的过度采伐以及废弃排放物的迅速增加。如果对产业结构进行调整与优化,使工业比重不再上升甚至下降时,表明经济发展从过度依赖资源开采和能源消耗转换为更多地取决于技术革新、生产率提高以及管理创新,工业生产带来的环境恶化情况将及时得到缓解。本文使用工业增加值与之比的对数( $\ln Ind$ )来度量产业结构转化的环境效应。

(3) 贸易开放。研究表明,随着实际收入的提高,人们会希望生活在更洁净的环境中,于是发达国家将相应加强环境保护规则制定,这时发展中国家相对较低的贸易准入规则就会使那些污染严重的产业藉由贸易开放从发达国家向发展中国家转移,进而增加发展中国家的环境污染,使其环境质量恶化(污染天堂假说)。本文使用进口贸易总额与 GDP 之比的对数( $\ln Iport$ )和出口贸易总额与 GDP 之比的对数( $\ln Export$ )和实际利用外资外商直接投资与 GDP 之比对数( $\ln FDI$ )来度量

贸易开放的环境效应。

### (二) 计量模型设定

在 Grossman 和 Krueger<sup>[8]</sup>模型的基础上,并结合 Stern<sup>[14]</sup>提出的环境污染模型方法,我们对一般的贸易开放和环境污染模型进行扩展,选定反映环境污染与贸易开放影响关系的面板回归方程,该方程形式为:

$$\ln SO_{2it} = \alpha_0 + \eta_i + \delta_t + \alpha_1 \ln Y_{it} + \alpha_2 \ln Ind_{it} + \alpha_3 \ln Iport_{it} + \alpha_4 \ln Export_{it} \quad (1)$$

其中,  $SO_2$  代表环境污染指标,这里以“人均  $SO_2$  排放量( $t$ )”表示;  $Y$  表示收入水平,笔者以文献中通常采用的“人均 GDP”作为代表性指标;  $Ind$  表示工业水平,以工业增加值比重来表示;  $Iport$  表示进口贸易总额与 GDP 之比,  $Export$  表示出口贸易总额与 GDP 之比,  $FDI$  表示外资外商直接投资与 GDP 之比;  $\alpha$  为待估参数,误差项  $\eta_i$ 、 $\delta_t$  分别代表不可观测的地区效应和时间效应,  $\varepsilon_{it} \sim N(0, \sigma^2)$  为随机干扰项,  $i$  和  $t$  分别代表第  $i$  个省份和第  $t$  年。

### (三) 数据来源

笔者旨在我国省级层面上考察贸易开放、经济增长和产业结构等对环境污染的影响。考虑到数据的可得性和时间阶段性,计量检验的研究样本为 2000—2009 年间各省和直辖市的数据资料,其中西藏由于数据资料难以取得而被排除在样本之外,最终的面板数据集包含 30 个截面单位在 10 年内的时间序列资料,样本观察值共计 300 个。本文样本数据来自相应时间段《中国统计年鉴》、《国研网统计数据库》、《中国环境统计年鉴》和《中国对外经济与贸易统计年鉴》。

方程中引入的解释变量说明如下:

$SO_2$ : 表示  $SO_2$  排放量,单位:万吨;  $Y$ : 表示人均 GDP,单位:元/人;  $Ind$ : 表示第二产业占整个 GDP 比重,单位:%;  $Iport$ : 表示进口贸易总额与 GDP 之比,单位:美元/元;  $Export$ : 表示出口贸易总额与 GDP 之比,单位:美元/元;  $FDI$ : 表示外资外商直接投资与 GDP 之比,单位:美元/元。

## 三、实证检验和结果分析

### (一) 实证检验

本部分首先用 Panel EGLS (Cross-section weights) 方法分别估计了传统的固定效应模型、时间效应模型,发现具有时间效应的模型拟合效果较差,因此,我们最后只使用了固定效应回归模型。利用 Panel EGLS 方法估计传统的固定效应模型的回归结果见表 1(通过使用 Eviews 6 软件得到)。

表 1 传统面板回归结果

回归变量	地区固定效应				地区随机效应			
	系数	标准误差	T 统计值	概率	系数	标准误差	T 统计值	概率
常数项	4.509	0.418	10.790	0.000	3.917	0.582	6.734	0.000
LnY	0.119	0.024	4.875	0.000	0.159	0.034	4.672	0.000
LnInd	0.632	0.106	5.980	0.000	0.807	0.146	5.513	0.000
LnExport	0.198	0.030	6.563	0.000	0.156	0.039	4.018	0.000
LnIport	-0.059	0.025	-2.346	0.020	-0.082	0.033	-2.442	0.015
LnFDI	-0.416	0.152	-2.732	0.007	-0.614	0.255	-2.405	0.017
统计量 $R^2$	0.986				0.347			
S. E.	0.172				0.176			
F	581.650				31.334			
D - W	0.682				0.444			

$\delta_i = 0$   $\eta_i$  回归值见表 3。

表 2 空间相关性检验

检验方法	样本数	检验值	临界值	概率
Lmerr	300	61.598	17.611	0
Lmsar	300	34.263	6.635	0
Lratios	300	26.683	6.635	0
Morans' I	300	9.546	1.96	0
Walds	300	3.07	6.635	0.079

表 3 空间滞后自回归面板模型回归结果

回归变量	只有地区固定效应		有固定和时间效应	
	系数	T 统计值	系数	T 统计值
常数项	3.475		3.997	
$\rho$	0.08	1.115	0.121	2.107
LnY	0.157	4.535	0.123	4.487
LnInd	0.676	4.970	0.752	5.456
LnExport	0.362	4.285	0.454	5.816
LnIport	-0.186	-2.639	-0.155	-2.139
LnFDI	-0.459	-1.958	-0.512	-2.097
统计量 $R^2$	0.972		0.969	
S. E.	0.024		0.027	
F	581.650		31.334	
Lik	130.56		106.78	

$\delta_i = 0$   $\eta_i$  回归值见表 7  $\delta_i$  回归值见表 9  $\eta_i$  回归值见表 7。

从地区固定效应回归结果来看 D - W 为 0.682 , 地区随机效应 D - W 为 0.444 存在自相关 , 这种相关是不是存在空间相关呢? 下面我们对面板回归误差项进行空间自相关检验 , 检验结果如表 2 所示。

从检验结果来看 除了 Walds 检验概率为 0.079 外 , 其它的检验都否定原假设 因此我们认为传统面板回归模型存在缺陷 , 必须使用空间面板方法

进一步回归分析。笔者分别用空间自回归方法和空间误差回归方法分别估计了无固定效应、空间固定效应模型、时间固定效应、固定和时间效应四种模型 , 并与 Panel EGLS 的估计结果进行了比较 , 结果发现具有固定和时间两种效应的空间自回归模型和空间误差回归模型参数估计的效果比较好 , 因此下面分别列出了以下二种方法得到的回归结果 , 详见表 3、表 4 , 并据以进行比较分析( 软

表 4 空间误差自回归面板模型回归结果

回归变量	只有地区固定效应		有固定和时间效应	
	系数	<i>T</i> 统计值	系数	<i>T</i> 统计值
常数项	3.475		3.865	
$\lambda$	0.689	18.727	0.517	10.69
$\ln Y$	0.248	4.395	0.166	5.86
$\ln Ind$	0.313	2.734	0.619	4.90
$\ln Export$	0.055	0.685 7	0.370	4.82
$\ln Import$	-0.165	-2.917	-0.095	-1.43
$\ln FDI$	-0.263	-1.411	-0.336	-1.51
统计量 $R^2$	0.981		0.972	
<i>S. E.</i>	0.016		0.023	
<i>F</i>	581.650		31.334	
<i>Lik</i>	163.43		121.77	

$\delta_i = 0$   $\eta_i$  回归值见表 8  $\delta_i$  回归值见表 9  $\eta_i$  回归值见表 8。

件采用 Matlab7.10 软件和 Spatial econometric 模块)。

将表 1、表 3、表 4 回归结果相比较,发现各回归变量都通过了显著性检验,且空间面板回归模型中既有地区固定效应又有时间效应的模型优于常规面板回归模型。空间滞后自回归(只有固定效应)参数  $\rho$  的估计值统计检验显著( $T = 1.11 < 1.96$ )没有通过显著性检验,而空间滞后自回归(固定效应 + 时间效应)参数  $\rho$  的估计值统计检验显著( $T = 2.02 > 1.96$ ),说明既有固定效应又有时间效应的空间滞后回归模型优于只有固定效应的空间滞后回归模型,表明文中分析 30 个省、直辖市和自治区地区  $SO_2$  排放量具有显著的空间相关特征,空间滞后误差回归模型中相关系数  $\rho = 0.121$  为正反映出邻近省、直辖市和自治区之间环境污染具有明显的相似性和集聚效应,说明对于流动性的污染物,跨省污染成为特征;空间自回归模型中误差回归参数  $\lambda = 0.689$  的估计值统计检验显著( $T = 9.33 > 1.96$ ),说明文中分析 30 个省、直辖市和自治区地区区位背景变量(如经济结构和自然禀赋等)对  $SO_2$  排放量有稳态水平的影响,这表明一些省略的因素对周边地区也具有很强的扩散效应。

## (二) 结果分析

从三个模型回归结果可以看出:

(1) 人均 GDP 对污染排放量的回归系数皆显著为正,这与陈继勇、刘威、胡艺<sup>[6]</sup>认为中国人均收入水平处于倒 U 型环境库兹涅茨曲线的左侧,

中国的生态环境污染仍将会随收入水平的提高而加剧是一致的。

(2) 产业结构对污染排放量的回归系数皆显著为正,且在所有的回归变量中影响因子最高,说明了工业产业比重过高会导致污染排放量的增加。这符合张海旺<sup>[15]</sup>研究的结论:长期以来,我国在经济发展上存在片面追求速度的问题,因而助长了具有速度和市场优势的部分高耗能和高污染行业的增长。高能耗和高污染的行业比重过高,直接加剧了与环境的矛盾。而我国能源结构又过度集中于煤炭,这是我国环境污染严重的主因。

(3) 外商直接投资回归系数皆显著为负,说明外商直接投资能够在一定程度上改善我国的环境,这一结论与传统的“污染避难所”假说不符。之所以会出现与“污染避难所”假说相悖的结论,主要有以下三点原因:其一,由于外商投资的技术外溢效应提高了我国的要素生产率和清洁生产的技术水平,从而会改善我国的环境质量水平;其二,近年来,由于我国政府在引进外商直接投资时已经注重引资的结构问题,特别是对环境方面的重视,这点在《中华人民共和国中外合资经营企业法实施条例》中已有明确规定:申请设立合营企业有造成环境污染的不予批准;其三,由于多边环境保护协议的签订,进入我国的外商直接投资企业大多具有清洁生产的积极性和主动性,为了能在国际竞争中获利,这些外资企业在追求自身利益最大化的同时,也会相应地提高其生产经营活动中的环保标准。

(4) 出口贸易对污染排放量的回归系数皆显著为正,说明我国的出口恶化了环境。这意味着在我国的出口结构中,具有出口优势的工业行业多属于污染密集性行业,日渐扩张的对外贸易对环境的危害越来越还有相当一部分属于污染型产业,出口产品还有相当部分是用较大投入、较高消耗和较重污染换来的,这与叶继革、余道先<sup>[16]</sup>的研究是一致的。多年来,我国的经济增长走的是一条高投入、高消耗、高污染、低效益的粗放型经济增长道路,给资源和生态环境带来了沉重压力。由于我国的外向型产业在国际产业链中处于低端位置,形成了进口多为高附加值产品和服务,而出口多为一般制造业产品的贸易开放结构。长期以来我国依靠大量出口产品而获得经济利益,实际上是以大量消耗资源和环境为代价的。因此,需要实现经济发展模式、产业升级模式和贸易模式的转变,将经济目标、贸易目标与环境目标进行有效的整合与协调。

于经济发展模式、能源消费结构、产业结构、环境投资等方面的差异就会造成不同程度的环境污染。从不同的地区固定影响参数来看,表现出很大的差异性,工业比例较低和沿海经济发展的区域,SO<sub>2</sub> 单位排放量都较低,SO<sub>2</sub> 单位排放由可以分为两个层级,排放最低,也就是达到减排最好的地区为:海南、青海、北京、天津、福建、上海、宁夏、吉林、黑龙江、新疆、浙江、安徽、云南、江西、甘肃;其余为湖北、广东、辽宁、江苏、陕西、重庆、湖南、广西、内蒙古、山西、河北、山东、河南、四川、贵州。从实证结果来看,沿海省份占据地理区位优势,对外开放较早,经济科技发展起步较早,目前的经济、科技水平在国内已经处于领先地位。所以这些省份可以通过经济、技术上的支持大力推进节能减排工作的开展。相反,中西部地区由于经济起步晚,目前大多处于经济加速发展的阶段,而经济在起步阶段的发展较大程度依赖传统能源的开发和使用。同时,由于经济、技术实力较弱,

表 5 传统固定效应回归模型中各地区固定影响值

省市	$\eta_i$	省市	$\eta_i$	省市	$\eta_i$
海南	-2.687	浙江	-0.143	重庆	0.456
青海	-1.931	安徽	-0.060	湖南	0.619
北京	-1.212	云南	0.008	广西	0.695
天津	-1.047	江西	0.024	内蒙古	0.831
福建	-0.820	甘肃	0.138	山西	0.840
上海	-0.637	湖北	0.177	河北	0.859
宁夏	-0.618	广东	0.322	山东	0.904
吉林	-0.421	辽宁	0.332	河南	0.907
黑龙江	-0.411	江苏	0.374	四川	0.954
新疆	-0.160	陕西	0.417	贵州	1.290

(5) 进口贸易对污染排放量的回归系数皆显著为负,说明进口能够在一定程度上改善我国的环境。进口贸易所带来的环境问题突出的一个表现为外国污染废物(洋垃圾)进口现象,但我国当前进口的产品主要是自然资源和技术密集型的产品,如工业原料和半制成品以及机器。由于自然资源密集型的产品含污量高,所以和出口劳动密集型的产品比较,我国进口平均含污量远远高于其出口产品的含污量。因此,进口的发展对我国的环境是有利的,因为通过资源密集型产品的大量进口,我国将很多的环境污染成本转嫁到外国去了。

这些省(区)目前产业结构、能源消费结构都较传统。相比沿海省份,中西部省份在节能减排工作的开展上阻力较大,动力较小。

#### 四、政策建议

##### (一) 优化产业结构

现阶段我国仍处于工业化发展的初级阶段,工业能耗水平居高不下,同时各地区污染治理的整体水平提升尚需时日,从而对环境造成了很大的压力。通过调整和振兴规划的实施,大力推进结构调整,加快淘汰落后产能,遏制“两高”行业过快增长。用信息化等高新技术和先进实用技术改造和提升传统产业,提高能源利用效率,减少污

从表 5 至表 8 结果来看,说明不同的区域由

表 6 空间滞后自回归模型中各地区固定影响值

省市	$\eta_i$		省市	$\eta_i$		省市	$\eta_i$	
	固定	固定 + 时间		固定	固定 + 时间		只有固定	时间
海南	-2.73	-2.67	浙江	-0.10	-0.13	重庆	0.44	0.45
青海	-1.89	-1.83	江西	-0.06	-0.04	湖南	0.59	0.63
天津	-1.20	-1.25	安徽	-0.02	-0.03	广西	0.67	0.69
北京	-1.04	-1.03	云南	-0.01	-0.02	山西	0.81	0.79
福建	-0.80	-0.84	甘肃	0.12	0.13	河南	0.82	0.84
宁夏	-0.63	-0.62	湖北	0.17	0.19	河北	0.82	0.82
上海	-0.59	-0.63	辽宁	0.34	0.31	内蒙古	0.89	0.94
吉林	-0.41	-0.39	江苏	0.39	0.34	山东	0.91	0.87
黑龙江	-0.39	-0.39	陕西	0.39	0.40	四川	0.96	0.99
新疆	-0.10	-0.11	广东	0.40	0.34	贵州	1.26	1.27

表 7 空间误差回归模型中各地区固定影响值

省市	$\eta_i$		省市	$\eta_i$		省市	$\eta_i$	
	固定	固定 + 时间		固定	固定 + 时间		只有固定	时间
北京	-1.18	-1.15	浙江	0.06	-0.13	重庆	0.40	0.47
海南	-2.97	-2.73	江西	-0.11	-0.03	湖南	0.49	0.63
青海	-1.99	-1.89	安徽	-0.01	0.01	广西	0.60	0.70
天津	-1.03	-1.22	云南	-0.03	0.02	河北	0.85	0.85
福建	-0.65	-0.81	甘肃	0.05	0.12	山西	0.87	0.86
上海	-0.48	-0.64	湖北	0.13	0.20	内蒙古	0.73	0.89
宁夏	-0.62	-0.61	广东	0.57	0.30	河南	0.79	0.89
吉林	-0.51	-0.42	辽宁	0.45	0.35	山东	1.05	0.91
黑龙江	-0.38	-0.41	江苏	0.59	0.38	四川	0.88	0.96
新疆	-0.13	-0.21	陕西	0.39	0.44	贵州	1.18	1.28

表 8 各地区时间固定影响值

年份	2000	2001	2002	2003	2004	2005	2006	2007	2008	2009
$\delta_i$ 值	-0.018	-0.029	-0.065	0.02	0.016	0.116	0.069	0.008	-0.083	-0.033
	-0.016	-0.042	-0.077	0.027	0.024	0.134	0.090	0.015	-0.090	-0.066

染排放。建立并实施工业固定资产投资项目节能环保评估和审查制度,遏制高耗能、高污染行业盲目发展,加强源头控制。

一是加快能源结构调整和产业结构调整。何祚庥<sup>[17]</sup>指出,要实现 2020 年减排目标,其唯一的可能是,大力调整能源结构,大力发展非石化能源工业,加强政府在节能减排中的主导作用。朱敏(2007)提出,为了更好地发挥政府在节能减排中的主导作用,当务之急是建立三大支持系统:以推进节能减排产业化创造市场空间;以政府采购和知识产权保护构建激励机制;以竞争前的基础研究和共性技术开发确立扶持重点。

二是建立健全节能减排的法律法规体系和财税政策体系,形成有效的激励和约束机制。史耀斌(2007)提出,针对现行能源资源节约和环境保

护税收政策存在的问题,结合税制改革和税种特点,要完善各项税收政策,建立健全税收政策体系。一方面,要通过税目税率的优化,增强消费税、资源税等易于体现资源节约和环境保护调控效果的税种的作用;另一方面,要通过完善增值税、企业所得税的相关奖税和罚税政策,加大税收政策的引导作用。

三是加快节能减排技术研发与推广。袁开复(2008)指出,能源利用效率的提高,污染物排放的减少,其根本解决办法是开发推广和应用节能减排产品和技术,并推动其不断升级。他提出,首先应加大对节能减排技术、产品研发的支持力度,将一些重大节能减排技术,如高效节电设备、热存储以及高效、清洁和二氧化碳零排放的化石能源开发利用等列入国家“863”、“973”等重大科技项

目,给予充足的资金支持;其次,应加大节能减排产品的政府采购规模和对消费者的购买激励。

### (二) 改善出口结构

政府部门应倡导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。加大技术密集型、知识密集型产品的生产和出口,对污染密集型、资源密集型的产品采取一定的限制措施。鼓励外向型企业自主研发,在省内尽快推行国际化标准组织 ISO14000 的认证体系。对于初级产品及皮革加工业、橡胶工业、电镀业、化工业等污染密集型产业应采取“限出奖进”的措施,而对于环境友好型产品,政府在必要时可采取鼓励出口的措施。

### (三) 继续实施绿色贸易战略

在贯彻实施国家鼓励出口,增加部分产品出口退税率的同时,对近两年来国家、各省陆续出台

的有关环境保护与控制制造业污染的措施仍要坚定不移地执行下去,通过鼓励自主创新、高效节能和环境友善产品的出口等手段,继续对“两高一资”产品的出口进行严格限制,防止出现反弹,绿化或优化贸易结构,调控贸易总量,提高贸易的环境效率。

(四) 积极引进国外先进的技术和设备、适用的清洁生产技术以及环境保护设备

使进口政策为国家经济建设和提高可持续发展能力服务。可以利用当前美元贬值、出口速度放缓、有利于进口的时机,通过政策措施鼓励企业进口先进技术和环保设备,改善生产条件,为出口符合国际标准的绿色产品奠定基础。通过构建绿色贸易体系,减少并扭转对外贸易的资源环境逆差,以环境保护优化贸易增长,促进贸易增长方式的转变。

### 参考文献:

- [1] Conrad, Klaus. Taxes and subsidies for pollution – intensive industries as trade policy [J]. *Journal of Environmental Economics and Management*, 1993( 25): 121 – 135.
- [2] Kennedy, Peter W. Environmental policy and trade liberalization under imperfect competition [M] // Van Ierland, E. C. *International Environmental Economics*. Amsterdam: Elsevier, 1994( 12): 195 – 212.
- [3] Esty D, Geradin D. Market access, competitiveness and harmonization: Environmental protection in regional trade agreements [J]. *The Harvard Environmental Law Review*, 1997 21( 2): 265 – 336.
- [4] Goodland, Robert, Daly, et al. Environmental sustainability: Universal and non – negotiable [J]. *The Ecological Society of America. Ecological Applications*, 1996 4( 6): 1002 – 1017.
- [5] Chichinisky C. North – south trade and global environment [J]. *American Economic Review*, 1994( 84): 851 – 874.
- [6] 陈继勇, 刘威, 胡艺. 论中国的对外贸易、环境保护与经济的可持续增长 [J]. *亚太经济* 2005( 4): 74 – 77.
- [7] 李秀香, 张婷. 出口增长对我国环境影响的实证分析: 以 CO<sub>2</sub> 排放量为例 [J]. *国际贸易问题* 2006( 7): 9 – 12.
- [8] Grossman G, Krueger A. Economic growth and the environment [J]. *Quarterly Journal of Economics*, 1995( 17): 353 – 377.
- [9] Runge C. Free trade, protected environment: Balancing trade liberalization and environmental interests [M]. New York: Council on Foreign Relations Press, 1994.
- [10] 党玉婷, 万能. 我国对外贸易的环境效应分析 [J]. *山西财经大学学报* 2007( 3): 21 – 26.
- [11] Anselin L. *Spatial econometrics: Methods and Models* [M]. Dordrecht: Kluwer Academic, 1998.
- [12] Baltagi Badi H. *Econometric analysis of panel data* [M]. 2 ed. John Wiley, Sons, Chichester, United Kingdom, 2001.
- [13] Anselin Luc, Le Gallo, Julie. *Panel data spatial econometrics with PySpace* [M]. Spatial Analysis Laboratory (SAL), 2004.
- [14] Stern, D I. Explaining changes in global sulfur emissions: An econometric decomposition approach [J]. *Ecological Economics*, 2002( 42): 201 – 220.
- [15] 张海旺, 范宝虹. 当前节能减排的主要制约因素 [J]. *中国国情国力* 2007( 11): 15 – 16.
- [16] 叶继革, 余道先. 我国出口贸易与环境污染的实证分析 [J]. *国际贸易问题* 2007( 5): 72 – 77.
- [17] 何祚庥. 我国节能减排的压力与对策 [J]. *天然气技术* 2010( 4): 1 – 4.
- [18] Kennedy P. Equilibrium pollution taxes in open economies with imperfect competition [J]. *Journal Environmental Economics and Management*, 1994( 27): 49 – 63.
- [19] Antweiler W, Copeland B R. Is free trade good for the environment? [J]. *American Economic Review* 2001( 91): 877 – 908.
- [20] Department of agricultural and consumer economics [M]. University of Illinois, Urbana – Champaign, IL, 2004.