

doi:10.11835/j.issn.1008-5831.2016.03.009

欢迎按以下格式引用:史恒通,赵敏娟.贸易开放对中国水环境污染影响的实证研究[J].重庆大学学报(社会科学版),2016(3):64-71.

Citation Format: SHI Hengtong, ZHAO Minjuan. Empirical research on the influence of trade openness on water environment pollution in China[J]. Journal of Chongqing University (Social Science Edition), 2016(3):64-71.

# 贸易开放对中国水环境污染影响的实证研究

史恒通,赵敏娟

(西北农林科技大学 经济管理学院,陕西 杨凌 712100)

**摘要:**文章基于2004-2013年中国31个省市的面板数据,采用动态面板模型和差分GMM估计方法,分别选取化学需氧量排放和氨氮排放作为水环境污染的有机污染物和无机污染物的排放指标,对贸易开放的结构效应引致的中国水环境污染排放进行了实证研究。研究表明,经济增长的规模和技术效应是影响水环境污染排放的主要因素,直接结构效应对中国水污染排放的影响不显著,贸易开放的结构效应也在一定程度上加剧了中国水环境污染的排放。通过引入贸易开放的相关交叉项进一步对决定贸易结构效应的比较优势来源进行识别,结果发现,对于中国水环境污染排放并不存在所谓的“污染天堂效应”和“要素禀赋效应”。贸易的结构效应会导致西部经济欠发达地区的水污染排放降低,而对中东部经济相对发达地区,贸易的结构效应会引致其水污染排放量的增大和排放强度的加剧。

**关键词:**贸易开放;水环境污染;要素禀赋效应;污染天堂效应;动态面板数据**中图分类号:**F124.5**文献标志码:**A**文章编号:**1008-5831(2016)03-0064-08

## 一、问题与文献回顾

进入21世纪,中国经济继续快速增长,国内生产总值从2000年的99 214.6亿元增加到了2012年的518 942.1亿元。特别是加入世界贸易组织以后,中国的对外贸易飞速增长,从2001年到2012年的12年间,中国进出口贸易总额的名义值年均增长39.9%。伴随着中国贸易开放度的提升,由贸易引致的环境问题逐渐得到了人们的重视<sup>[1-3]</sup>。以水污染情况为例,中国2001年到2012年的12年间,废水排放总量增长了92.9%<sup>①</sup>。很多学者的研究证明,贸易开放与近年来中国的能源消耗和环境污染之间存在显著关联,而且,自由贸易加速了能源消耗和环境污染<sup>[4-5]</sup>。因此,贸易开放对环境污染在何种程度上产生了什么样的影响,便成为学术界争论的焦点,也必然是相关宏观政策制定的重要依据。

**修回日期:**2016-03-18**基金项目:**国家自然科学基金面上项目“西北地区水资源配置的多目标协同研究:全价值评估与公众支持”(71373209);国家社会科学基金重大项目“生态文明建设背景下自然资源治理体系构建:全价值评估与多中心途径”(15ZDA052);清华大学中国农村研究院博士论文奖学金项目(201518)**作者简介:**史恒通(1987-),男,吉林临江人,西北农林科技大学经济管理学院博士研究生,主要从事生态经济学与环境价值评估方面研究。**通讯作者:**赵敏娟(1971-),女,西北农林科技大学经济管理学院院长,西北农林科技大学应用经济研究中心副主任,教授,博士研究生导师,主要从事应用经济学、自然资源环境经济研究,E-mail:minjuan.zhao@nwsuaf.edu.cn。

①以上数据的原始数据来自《中国统计年鉴》,经作者整理、计算得出。

早在 20 世纪 70 年代,就有学者认为,经济增长将会受到自然资源和环境污染的约束而不能长期持续,人们必须降低经济发展的速度,以保护赖以生存的环境<sup>[6]</sup>。然而这只是理论分析,并没有得到实证的检验。直到 20 世纪 90 年代,全球环境监控系统(GEMS)为经济增长和环境污染的关系的实证研究提供了数据基础。Grossman 和 Krueger 首次以 SO<sub>2</sub> 和烟尘的排放为例,指出了污染物与人均收入之间存在“倒 U 型”关系(即环境库兹涅茨曲线),并将贸易开放纳入模型之中,提出了贸易开放对环境污染影响的“规模效应”、“技术效应”和“结构效应”<sup>[7]</sup>。后来,Copeland 和 Taylor 通过构建南北贸易模型,完善了贸易与环境关系的理论研究<sup>[8]</sup>。然而,关于贸易开放对环境污染的影响方向,迄今为止仍存在很大争议。目前被大部分学者所支持的理论框架是由 Antweiler 等提出来的,认为当其他因素不变时,贸易自由化对环境的影响取决于国家的类型,并依赖于该国的比较优势,即贸易自由化与污染排放之间并非单一的线性关系<sup>[9]</sup>。Antweiler 等的理论框架包含了一个以比较优势为理论基础的“要素禀赋假说”,以及一个“污染天堂假说”(Pollution Havens),进而代表内生环境规制的人均收入水平和要素禀赋共同决定贸易模式。要素禀赋假说认为,贸易自由化会使资本要素相对富裕的发达国家的的环境恶化,而劳动要素相对富裕的发展中国家的环境将会得到改善。污染天堂假说则认为,人均收入较低的发展中国家会具有相对宽松的环境政策,使得他们在污染密集型产业上具有比较优势,而人均收入较高的发达国家的的环境政策相对严格,在清洁产业上具有比较优势,因此贸易开放将导致发展中国家成为污染密集型产业的避难所。

针对以上情况,国内学者也展开了大量贸易与环境问题的研究。包群和彭水军利用 1996 - 2000 年中国省级面板数据研究了贸易开放对六类污染物排放的影响,发现针对不同的污染物排放,其影响方向和效果有所不同<sup>[10]</sup>。李锴、齐绍洲利用中国 1997 - 2008 年 30 个省市的面板数据,考察了贸易开放与中国 CO<sub>2</sub> 排放之间的关系,发现在 CO<sub>2</sub> 排放方面,贸易开放对环境的影响是负面的<sup>[11]</sup>。彭水军等基于 2005 - 2010 年中国 251 个地级市的面板数据,分析了贸易开放的结构效应对三类污染物排放的影响,并通过不同虚拟变量的引入,考察对于 SO<sub>2</sub> 和烟尘指标,同时存在贸易开放带来的要素禀赋效应和污染天堂效应<sup>[12]</sup>。林伯强、邹楚沅利用 2000 - 2011 年间的相关数据,实证研究了“世界—中国”和“东部—西部”两种经济活动转移过程中的环境污染机制,并得出结论,东西部经济转移过程也会加速东西部的污染转移过程<sup>[13]</sup>。张艳磊等采用农资生产企业的微观数据,证实了中国农资产品出口存在“污染天堂效应”,为中国环境规制政策制定和农资产品出口关税设计提供了参考依据<sup>[14]</sup>。

综合已有文献,在采用计量模型对中国贸易与环境问题的研究中,大部分使用静态面板数据,且研究选取了不同类别的指标,缺乏针对性。本文在环境污染指标的选取中,只针对中国的水环境污染进行研究,并合理地选取水污染指标,以确保研究的针对性和有效性。同时,考虑到水环境污染物的排放具有动态变化的特征,本文放宽了模型静态的假设,采用动态面板数据进行估计。模型通过采用合适的滞后项作为工具变量,有助于解决人均收入和贸易开放之间可能存在的内生性问题。最后,在基本模型验证的基础上,本文通过加入不同的虚拟变量与贸易开放度的交叉项,进一步对“污染天堂效应”和“资源禀赋效应”进行识别,验证两种假说在中国水环境污染情况中是否成立;另外通过加入地区虚拟变量的交叉项,本文也将考察中国东西部在贸易开放影响水环境污染方面的差别。

## 二、模型构建

### (一) 理论模型

本文的实证研究选取 Copeland 和 Taylor<sup>[8]</sup>、Antweiler 等<sup>[9]</sup>的分析框架。模型考虑小型的开放经济体系,该体系所面临的世界市场价格  $P^w$  是确定的。且仅有资本  $K$  和劳动  $L$  两种要素,生产  $X$  和  $Y$  两种最终产品。其中  $X$  在生产过程中产生污染,而  $Y$  则不产生。假定以产品  $Y$  为基准计价单位( $P_y = 1$ ),产品  $X$  的相对价格为  $P$ 。由于贸易壁垒的存在,使得经济体商品  $X$  的价格不同于世界价格  $P^w$ ,且可以表示为:

$$P = \beta P^w \quad (1)$$

$\beta$  表示经济体的贸易开放程度。 $\beta > 1$  表示该国进口  $X$ ;  $\beta < 1$  则表示该国出口  $X$ 。 $\beta$  越接近 1,表示该国的贸易开放程度越大。

生产污染性产品  $X$  的同时产生污染物  $Z$ ,并可以通过一定的技术手段对  $Z$  的量和强度加以控制。假设能够选择占其生产投入要素  $\theta$  比率的部分投入污染治理, $e(\theta)$  为生产每单位  $X$  所排放的污染物量。经济体

总产出为  $S$ , 其中  $X$  产品产出为  $x$ , 且在总产出中所占额比重为  $\varphi$ , 则污染强度  $z$  可以表示为:

$$z = ex = e\varphi S \quad (2)$$

对式(2)求导便可分离出污染排放的规模效应、结构效应和技术效应:

$$\hat{z} = \hat{S} + \hat{\varphi} + \hat{e} \quad (3)$$

其中“ $\hat{\cdot}$ ”表示百分比的变化。第一项为规模效应, 表示在生产技术和行业所占比重不变的情况下, 经济规模的变化所带来的污染排放的变化; 第二项为结构效应, 表示经济体中污染性产品  $X$  份额的变化也会导致污染排放的变化; 第三项为技术效应, 表示污染密集型行业污染程度的变化所引致的污染排放变化。

综合污染排放的需求和供给方程, 可以得到一个以污染排放为核心的简约模型:

$$\hat{z} = \pi_1 \hat{S} + \pi_2 \hat{K} - \pi_3 \hat{I} + \pi_4 \hat{\beta} + \pi_5 \hat{p}^w - \pi_6 \hat{T} \quad (4)$$

其中,  $K$  代表资本丰裕度,  $I$  为人均收入,  $T$  为经济体类型(用经济体中关心环境的居民的比重来衡量), 式(4)中所有  $\pi_i$  均为正。其中  $\pi_4 > 0$ , 考察的便是贸易引致的结构效应。将式(4)对  $\beta$  求导, 便可以将贸易开放对污染排放的总效应分解为规模效应、技术效应和贸易引致的结构效应:

$$\frac{dz}{d\beta} \frac{\beta}{z} = \pi_1 \frac{dS}{d\beta} \frac{\beta}{S} - \pi_3 \frac{dI}{d\beta} \frac{\beta}{I} + \pi_4 \quad (5)$$

由式(5)可以看出贸易开放程度对污染排放的影响取决于经济体的经济特征和比较优势, 而比较优势是要素丰裕度和人均收入的函数。

## (二) 实证模型

本文在上述研究框架的基础上构建实证分析的计量经济模型, 并采用 2004 - 2013 年 10 年间中国 31 个省市的面板数据对模型进行估计。由于现实中受到污染防治技术、环境规制政策以及其他经济政策因素的影响, 水污染的排放处于一个动态变化的状态, 如若采用静态面板模型进行估计将会得到不一致的参数估计, 所以本研究放宽了模型静态的假设, 采用动态面板模型进行估计<sup>[15]</sup>。本文所构建的基本动态模型形式如下:

$$\ln P_{i,t} = \alpha_0 + \omega \ln P_{i,t-1} + \alpha_1 \ln I_{i,t} + \alpha_2 (\ln I_{i,t})^2 + \alpha_3 \ln KL_{i,t} + \alpha_4 \ln O_{i,t} + \lambda_1 + \mu_i + \varepsilon_{i,t} \quad (6)$$

式(6)中, 下标  $i$  代表中国 31 个不同的省市(包括北京、上海、天津、重庆 4 个直辖市), 下标  $t$  代表不同的年份(2004 - 2013)。  $P_{i,t}$  代表第  $i$  个省市在第  $t$  年的水污染物排放量;  $P_{i,t-1}$  表示相应水污染物排放的滞后一期的量;  $I_{i,t}$  表示第  $i$  个省市在第  $t$  年的人均收入, 用来衡量经济增长对水环境污染的规模效应和技术效应;  $KL_{i,t}$  表示第  $i$  个省市第  $t$  年的资本劳动比率, 用来衡量经济增长所带来的直接结构效应;  $O_{i,t}$  表示第  $i$  个省市第  $t$  年的贸易丰裕度, 用来衡量贸易引致的水环境污染的结构效应;  $\lambda_1$  表示时间非观测效应;  $\mu_i$  表示地区非观测效应;  $\varepsilon_{i,t}$  为随机误差项。

为了得到一致且无偏的估计量, 模型的具体估计方法采用 Arellano 和 Bond<sup>[16]</sup> 提出的差分 GMM 估计。该方法非常适合横切面个体多的短面板模型, 且能有效减轻或解决遗漏变量、测量误差和变量内生性产生的估计偏误问题<sup>[17-18]</sup>。

为了验证环境库兹涅茨曲线(EKC)假说在中国水环境污染方面是否成立, 本文在上述基本模型中同时引入了人均收入的一次项和二次项。从以往关于中国环境污染的研究结论可以发现, 对于不同样本、不同时期、不同污染物, 其经济增长的规模技术效应满足不同的曲线轨迹<sup>[10,19]</sup>。本文针对 2004 - 2013 年中国 31 个省市的样本, 研究经济增长对水环境污染所产生的影响, 同时引入贸易开放度来考察贸易引致的结构效应对基本 EKC 关系可能产生的影响, 并引入贸易开放度的各种交叉项进一步验证贸易结构效应的比较优势来源。引入交叉项后的模型如下所示:

$$\ln P_{i,t} = M_i + \beta + \theta_1 \ln O_{i,t} + \theta_2 (\ln O_{i,t} \times IDum) + \lambda_1 + \mu_i + \varepsilon_{i,t} \quad (7)$$

$$\ln P_{i,t} = M_i + \beta + \gamma_1 \ln O_{i,t} + \gamma_2 (\ln O_{i,t} \times KLDum) + \lambda_1 + \mu_i + \varepsilon_{i,t} \quad (8)$$

$$\ln P_{i,t} = M_i + \beta + \delta_1 \ln O_{i,t} + \delta_2 (\ln O_{i,t} \times ReDum) + \lambda_1 + \mu_i + \varepsilon_{i,t} \quad (9)$$

在以上三个方程中,  $M$  表示式(6)中除  $\ln O$  以外的其他控制变量, 交叉项为  $\ln O$  与各虚拟变量的乘积。根据污染天堂假说, 通常收入水平越低的地区, 其环境污染规制越宽松, 也越可能成为污染密集型产业的“避难所”。故在式(7)中加入虚拟变量  $IDum$ (收入虚拟变量)来捕捉可能存在的污染天堂效应。而根据要

素禀赋假说,资本密集程度高的地区往往具有更高的污染排放强度,贸易开放将使得资本劳动比率高的部门成为污染密集型产业,因此贸易会引致该地区的环境污染排放加重,故在式(8)中加入虚拟变量  $KLDum$  (资本密集程度虚拟变量)来捕捉可能存在的要素禀赋效应。另外,由于受地理因素和相关经济政策的影响,中国东西部的贸易开放程度存在明显差异,为了考察这种明显存在的差异,在式(9)中引入虚拟变量  $ReDum$  (地区虚拟变量)来捕捉可能存在的区域异质性。

### 三、数据来源和变量选取

本文所使用的数据来自相关年份的《中国统计年鉴》和《中国环境统计年鉴》中分地区的省市级资料。具体样本为中国 31 个省市(包括 4 个直辖市)2004-2013 年 10 年间的面板数据。针对模型中不同的变量,本文结合具体情况和前人的研究选取了相应合理的指标,具体情况如下。

其一,水污染物排放指标  $\ln P$ 。水污染的来源主要有居民生活中排放的废水(生活污水)和人类生产过程中排放的废水(工业废水)两大类。从水污染的化学指标出发<sup>②</sup>,本文所选取的水污染物指标包括有机污染物指标和无机污染物指标两种。水环境的有机污染主要来自碳水化合物、蛋白质、脂肪等物质,由于其种类繁多,难以逐一计量,但上述有机物都有被氧化的共性,即在氧化分解中需要消耗大量的氧。所以本文选取化学需氧量(Chemical Oxygen Demand, COD)排放量及排放强度作为研究的有机污染物指标<sup>③</sup>。在水环境的无机污染中,污水中的氮为植物的营养物质,而过量的氨氮排放使天然水体中的藻类大量生长和繁殖,水体产生富营养化现象。所以本文选取氨氮排放量及排放强度作为研究的无机污染物指标。而本文所选取的两类污染物指标可以涵盖生活污水和工业废水两大污染源,具有一定的针对性和代表性。

其二,人均收入  $\ln I$ 。根据环境库兹涅茨曲线(EKC)假说,人均收入水平是影响污染物排放的重要控制变量。本文选取各省市的人均 GDP 作为代表人均收入的指标进行研究,并考察基本模型中一次项和二次项的估计系数,进一步验证经济增长的规模技术效应在中国水污染中的曲线轨迹。

其三,资本劳动比率  $\ln KL$ 。资本密集程度较高的部分往往污染程度也较高,因此资本劳动比率可以用来反映生产的结构效应对环境产生的影响。参照林伯强等人的做法<sup>[13]</sup>,本文用人均资本存量作为指标反映资本劳动比率的大小。人均资本存量用资本存量除以年末就业人数得到。其中各省市各年份的资本存量根据张军等人的方法计算得出<sup>[20]</sup>。

其四,贸易丰裕度  $\ln O$ 。根据前人的研究,本文用各省市相关年份的进出口总额占其 GDP 的比重作为指标,代表其贸易丰裕度。由于贸易的原始数据单位为美元,本文采用相关年份的平均汇率将其转化为人民币再进行计算得出贸易丰裕度的大小。该控制变量用来衡量贸易开放对水环境影响的结构效应。

其五,虚拟变量。如前文指出,本文通过分别引入虚拟变量  $IDum$  和  $KLDum$ ,在基本模型的基础上将考察贸易开放的污染天堂效应和要素禀赋效应在中国水环境污染方面是否存在。其中  $IDum$  为收入虚拟变量,以人均收入水平为标准,其收入水平在中位数以上的省市取值为 1,否则为 0。 $KLDum$  为资本密集程度虚拟变量,以人均资本存量为标准,其水平在中位数以上的省市取值为 1,否则为 0。此外, $ReDum$  为本文引入的地区虚拟变量,西部 10 个省市取值为 1,其他省市为 0<sup>④</sup>。

### 四、回归结果分析

#### (一)基本模型估计结果

公式(6)用被解释变量(污染排放)的一阶滞后项表征动态面板的同时采用两步估计法对模型结果进行估计。同时,为了解决模型可能存在的异方差问题,参数估计的标准误采用稳健估计量。具体模型估计结果如表 1 所示。

从模型整体检验结果看,四个基本模型 AR1 统计量均在 1% 的水平上显著,且 AR2 统计量均不显著,说明模型扰动项的差分均存在一阶自相关,但不存在二阶自相关,故接受“扰动项无自相关”的假设,可以使用

②水污染指标根据其性质可以分为物理指标、化学指标和生物指标,考虑到指标获取的难易程度和可监测的准确程度,本文只选取水污染的化学指标进行研究,而不考虑其物理指标和生物指标的污染状况。

③排放强度为单位 GDP 内的污染物排放量。

④西部 10 个省市包括:西北五省的陕西省、甘肃省、青海省、宁夏省和新疆维吾尔自治区以及西南五省市的重庆市、四川省、贵州省、云南省和西藏自治区。

差分 GMM 模型。所有模型的 Sargan 统计量均显著,无法拒绝“所有工具变量均有效”的原假设。

表 1 的估计结果显示,四个基本模型的滞后一期的水污染指标均显著为正,说明水污染的排放量和排放强度的调整确实是一个连续、动态的积累过程,进一步表明本文的动态模型设定形式是有效的。通过对 EKC 方程形式的估计可以发现,对于有机污染的化学需氧量排放和无机污染的氨氮排放(无论是排放量还是排放强度),人均收入的一次项系数均显著为负,而二次项系数均显著为正,说明人均收入和水污染排放之间呈现显著的“U”形关系,即对于中国水污染排放,经济增长的规模技术效应与“EKC 假说”结论相反。四个基本模型中反映直接结构效应的资本劳动比率系数均不显著,这可能是由于生活污水排放在整个水污染排放中所占比重较大,而导致反映生产结构效应的资本劳动比率对污染排放的影响不显著。四个基本模型中反映贸易开放的结构效应的系数  $\ln O$  均显著为正,这表明贸易开放度提高加剧了中国水环境的污染排放。值得注意的是,这一结论与彭水军等<sup>[12]</sup>在水污染排放中得出的结论截然相反。本文认为这可能是他们关于水污染的研究指标选取为废水排放量和排放强度,而非剥离出主要的有机污染物和无机污染物排放指标而导致的。

表 1 动态面板基本模型估计结果

	化学需氧量		氨氮	
	排放量	排放强度	排放量	排放强度
$\ln P_{t-1}$	0.190 1*** (0.061 1)	0.216 7*** (0.059 6)	0.310 3*** (0.039 6)	0.122 5** (0.057 4)
$\ln I$	-4.462 9** (2.251 0)	-5.546 2** (2.239 5)	-5.599 6*** (1.973 1)	-9.257 0*** (2.722 2)
$(\ln I)^2$	0.238 9** (0.115 4)	0.254 4** (0.115 2)	0.303 5*** (0.097 2)	0.445 5*** (0.133 3)
$\ln KL$	0.481 7 (0.572 7)	0.352 2 (0.596 4)	0.018 1 (0.339 6)	-0.338 9 (0.336 5)
$\ln O$	0.343 3*** (0.084 8)	0.303 2*** (0.099 6)	0.315 7*** (0.083 2)	0.232 4** (0.094 2)
常数项	29.854 8** (12.301 2)	31.289 4*** (12.200 8)	33.216 4*** (10.117 2)	49.849 1*** (13.947 5)
Observations	248	248	248	248
AR1 ( $p$ 值)	0.000 4	0.000 2	0.000 0	0.001 9
AR2 ( $p$ 值)	0.546 4	0.262 8	0.122 3	0.439 0
Sargan test ( $p$ 值)	0.016 3	0.007 0	0.007 0	0.007 0

注:回归系数括号里为稳健标准误。\*、\*\*、\*\*\* 分别表示在 10%、5% 和 1% 的水平上显著。以下同。

## (二) 污染天堂效应、要素禀赋效应和区域异质性检验

环境污染监管和要素禀赋共同决定一个经济体的比较优势。本部分通过引入贸易开放度的相关交叉项来识别决定中国水环境污染密集型产品贸易模式的比较优势来源,即实证研究污染天堂效应和要素禀赋效应在中国水环境污染中是否存在,二者又是如何作用于贸易引致的结构效应,并就贸易开放对中国水环境影响可能存在的区域异质性进行检验。具体的模型是在基本模型的基础上,采用公式(7)、(8)、(9)的形式进行验证。模型估计结果如表 2 和表 3 所示。

在加入收入虚拟变量之后,无论是对于化学需氧量这一有机物排放指标还是氨氮这一无机物排放指标,交叉项回归系数与  $\ln O$  回归系数相比均显著增大,且弹性值增大为原来的 10 倍左右。说明与低收入地区相比,高收入地区的贸易开放会导致水环境污染排放的加剧,即对于中国水环境污染并不存在污染避风港效应。在加入资本劳动比虚拟变量之后,交叉项回归系数与  $\ln O$  回归系数相比均显著缩小。说明随着贸易开放程度增加,资本劳动比较低地区的污染排放水平要高于资本劳动比较高的地区,即对于中国水环境污染也不存在要素禀赋效应。在加入地区虚拟变量之后,交叉项回归系数显著为负,说明对于中国西部经济欠发达地区,贸易开放会降低其水污染排放,相反对于中东部经济相对发达地区,贸易开放会增加其水污染排放。

表2 对化学需氧量排放指标的估计结果

	排放量			排放强度		
	收入差异	禀赋差异	区域差异	收入差异	禀赋差异	区域差异
$\ln P_{t-1}$	0.127 2** (0.059 1)	0.210 2*** (0.056 9)	0.169 5*** (0.060 9)	0.144 2*** (0.055 7)	0.233 8*** (0.059 2)	0.170 3*** (0.060 9)
$\ln I$	-8.258 6*** (2.382 0)	-4.634 4** (2.096 9)	-6.057 5*** (2.271 2)	-9.121 0*** (2.178 1)	-5.547 3** (2.308 1)	-7.140 3*** (2.211 0)
$(\ln I)^2$	0.437 2*** (0.122 2)	0.246 1** (0.107 1)	0.320 5*** (0.117 0)	0.436 7*** (0.113 0)	0.253 4** (0.118 2)	0.334 5*** (0.114 7)
$\ln KL$	0.250 9 (0.640 6)	0.663 1 (0.643 2)	0.309 4 (0.702 6)	0.185 3 (0.551 1)	0.657 0 (0.686 4)	0.175 3 (0.629 1)
$\ln O$	0.180 2** (0.074 6)	0.354 4*** (0.092 9)	0.583 3*** (0.170 3)	0.152 2* (0.078 0)	0.323 0*** (0.106 2)	0.572 8*** (0.183 2)
$\ln O \times IDum$	1.304 3*** (0.341 0)			1.186 1*** (0.389 8)		
$\ln O \times KLDum$		0.051 1* (0.030 6)			0.047 5 (0.038 5)	
$\ln O \times ReDum$			-0.462 6** (0.192 3)			-0.495 6** (0.197 5)
常数项	49.473 1*** (13.021 4)	30.021 8*** (11.413 6)	38.608 7*** (12.419 5)	49.428 4*** (11.576 7)	30.299 4** (12.594 5)	39.998 2*** (11.909 9)
Observations	248	248	248	248	248	248
AR1(p 值)	0.000 2	0.000 3	0.000 3	0.000 1	0.000 1	0.000 3
AR2(p 值)	0.394 7	0.362 6	0.304 1	0.294 2	0.137 9	0.195 3
Sargan test (p 值)	0.016 7	0.017 7	0.017 9	0.019 2	0.019 6	0.029 2

表3 对氨氮排放指标的估计结果

	排放量			排放强度		
	收入差异	禀赋差异	区域差异	收入差异	禀赋差异	区域差异
$\ln P_{t-1}$	0.234 9*** (0.048 7)	0.316 5*** (0.040 6)	0.285 8*** (0.041 5)	0.118 4** (0.058 2)	0.126 1** (0.057 0)	0.099 7* (0.070 1)
$\ln I$	-10.177 7*** (1.975 1)	-6.324 9*** (2.153 1)	-7.323 7*** (2.010 5)	-11.401 2*** (2.774 2)	-9.588 6*** (2.842 1)	-10.515 9*** (2.809 2)
$(\ln I)^2$	0.541 8*** (0.098 3)	0.337 7*** (0.105 2)	0.391 8*** (0.098 9)	0.556 3*** (0.136 8)	0.461 0*** (0.138 2)	0.501 0*** (0.138 2)
$\ln KL$	-0.090 0 (0.322 2)	0.175 7 (0.349 6)	-0.042 5 (0.291 6)	-0.431 0 (0.354 2)	-0.142 2 (0.407 6)	-0.400 4 (0.400 2)
$\ln O$	0.136 9* (0.070 6)	0.327 2*** (0.085 2)	0.690 9*** (0.157 1)	0.097 6 (0.087 0)	0.255 3** (0.105 3)	0.581 4*** (0.159 9)
$\ln O \times IDum$	1.682 2*** (0.421 0)			1.028 9*** (0.262 3)		
$\ln O \times KLDum$		0.054 6* (0.028 0)			0.053 1 (0.033 2)	
$\ln O \times ReDum$			-0.651 9*** (0.205 8)			-0.633 3** (0.236 3)
常数项	56.190 7*** (10.453 6)	36.469 4*** (11.102 6)	42.161 5*** (10.394 4)	60.472 5*** (14.132 7)	50.978 3** (14.472 2)	56.284 2*** (14.483 2)
Observations	248	248	248	248	248	248
AR1(p 值)	0.000 1	0.000 0	0.000 0	0.000 7	0.001 3	0.002 3
AR2(p 值)	0.133 2	0.128 0	0.110 5	0.488 9	0.252 1	0.243 2
Sargan test (p 值)	0.007 5	0.009 1	0.007 7	0.011 0	0.009 2	0.009 5

## 五、结论与讨论

本文基于2004-2013年10年间中国31个省市的面板数据,结合动态面板数据和差分GMM估计方法,实证研究了贸易开放引致的结构效应对中国水环境污染的影响。与已有文献相比,本研究只针对中国水环境污染,选取化学需氧量和氨氮排放作为指标进行研究,另外,通过引入贸易开放的各种交叉项,进一步考察了中国水环境污染的“污染天堂效应”、“要素禀赋效应”以及可能存在的区域异质性。研究得到以下主要结论。

基本模型的回归结果显示,对于有机污染的化学需氧量排放指标和无机污染的氨氮排放指标,贸易开放的结构效应导致中国水环境污染排放显著增加。从弹性值看,贸易开放引致的中国水环境污染排放小于经济增长的规模和技术效应。这表明,经济发展是导致中国水环境污染加剧的主要因素,而贸易开放的结构效应也会在一定程度上增加中国水污染的排放。另外,从环境库兹涅茨曲线的验证看,中国水环境污染随经济发展呈现“U”形轨迹,即在2004-2013年10年期间,中国水环境污染排放随人均收入水平增加先减少后增加。

通过加入贸易开放的各种交差项识别决定中国贸易开放结构效应的比较优势来源,本文研究进一步得出结论,对于有机污染的化学需氧量排放指标和无机污染的氨氮排放指标,中国贸易开放过程中并不存在所谓的“污染天堂效应”和“要素禀赋效应”。但值得注意的是,随着资本要素积累和污染密集型产业的发展,中国越来越多的资本密集型产业将获得比较优势,进而污染密集型产品的出口增加,这也将加剧中国水环境污染的进一步恶化。因此,需要通过不断完善中国水资源环境管理体系,实施最为严格的水污染监控管制,从而避免可能发生的贸易引致的中国水环境污染的进一步恶化。

最后,本文对中国水环境污染的指标选取为包括生活污水和工业废水一起的化学污染指标。事实上,生活污水在整个水污染排放中占据了较大的比重,这也可能影响中国水污染“污染天堂效应”和“要素禀赋效应”的实证结果。在今后的研究中,进一步剥离出贸易开放分别对中国生活污水和工业废水排放的影响将是一个值得深入研究的方向。

## 参考文献:

- [1]傅京燕. 国际贸易中“污染避难所效应”的实证研究评述[J]. 中国人口·资源与环境,2009,19(4):13-18.
- [2]许广月,宋德勇. 我国出口贸易、经济增长与碳排放关系实证研究[J]. 国际贸易问题,2010(1):74-79.
- [3]吴献金,邓杰. 贸易自由化、经济增长对碳排放的影响[J]. 中国人口·资源与环境,2011,21(1):43-48.
- [4]陈迎,潘家华,谢来辉. 中国外贸进出口商品中的内涵能源及其政策含义[J]. 经济研究,2008(7):11-25.
- [5]刘强,庄幸,姜克隽,等. 中国出口贸易中的载能量及碳排放量分析[J]. 中国工业经济,2008(8):46-55.
- [6]MEADOWS D H, GOLDSMITH E I, MEADOW P. The limits to growth[M]. London: Earth Island Limited, 1972.
- [7]GROSSMAN G M, KRUEGER A B. Environmental impacts of a North American Free Trade Agreement[R]. National Bureau of Economic Research, 1991.
- [8]COPELAND B R, TAYLOR M S. North-South trade and the environment[J]. The Quarterly Journal of Economics, 1994, 109(3):755-787.
- [9]WERNER A, BRIAN C, SCOTT T. Is free trade good for the environment? [J]. American Economic Review, 2001, 91(4):877-908.
- [10]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.
- [11]李锴,齐绍洲. 贸易开放,经济增长与中国二氧化碳排放[J]. 经济研究,2011(11):60-72.
- [12]彭水军,张文城,曹毅. 贸易开放的结构效应是否加剧了中国的环境污染——基于地级城市动态面板数据的经验证据[J]. 国际贸易问题,2013(8):119-132.
- [13]林伯强,邹楚沅. 发展阶段变迁与中国环境政策选择[J]. 中国社会科学,2014(5):81-95.
- [14]张艳磊,张宁宇,秦芳. 我国农资产品出口是否存在“污染天堂效应”——农资生产企业环境污染水平对其出口的影响[J]. 农业经济问题,2015(2):88-94.
- [15]HALKOS G E. Environmental Kuznets curve for sulfur: Evidence using GMM estimation and random coefficient panel data models [J]. Environment and Development Economics, 2003, 8(4):581-601.
- [16]ARELLANO M, BOND S. Some tests of specification for panel data: Monte Carlo evidence and an application to employment

- equations[J]. *The Review of Economic Studies*, 1991, 58(2): 277 – 297.
- [17] CASELLI F, ESQUIVEL G, LEFORT F. Reopening the convergence debate: A new look at cross-country growth empirics [J]. *Journal of Economic Growth*, 1996, 1(3): 363 – 389.
- [18] BLUNDELL R, BOND S. Initial conditions and moment restrictions in dynamic panel data Models[J]. *Journal of Econometrics*, 1998, 87(1): 115 – 143.
- [19] 沈锋. 上海市经济增长与环境污染关系的研究——基于环境库兹涅茨理论的实证分析[J]. *财经研究*, 2008, 34(9): 81 – 90.
- [20] 张军, 吴桂英, 张吉鹏. 中国省际物质资本存量估算: 1952 – 2000[J]. *经济研究*, 2004(10): 35 – 44.

## Empirical research on the influence of trade openness on water environment pollution in China

SHI Hengtong, ZHAO Minjuan

(*College of Economics and Management, North West A&F University, Yangling 712100, P. R. China*)

**Abstract:** Based on the panel data of 31 provinces in China from 2004 to 2013, this article utilized dynamic panel model and differential GMM estimation and chose chemical oxygen demand (COD) and ammonia nitrogen (AN) to be the organic and inorganic pollutant indicators. It did empirical research on China's water environment pollution discharge induced by the structure effect of trade openness. The research results show that the scale and technical effects of economic growth are the main effects influencing on water environment pollution discharge, and the direct structure effects of economic growth influencing on water environment pollution discharge is not significant. The structure effect of trade openness aggravates China's water environment pollution discharge to a certain extent. By leading in relevant cross terms of trade openness, we can distinguish the source of comparative advantage determining structure effects of trade openness. It is found that there exist no pollution heaven effect and factor endowment effect on China's water environment pollution. The structure effect of trade openness can lead to lower water pollution discharge in western part that is less developed, but can increase the water pollution discharge in the mid-eastern China.

**Key words:** trade openness; water environment pollution; factor endowment effect; pollution heaven effect; dynamic panel data

(责任编辑 傅旭东)