

是什么导致了“污染天堂”：贸易还是 FDI？

——来自中国省级面板数据的证据

苏桂芳 廖迎 李颖*

摘要：本文利用 1999–2008 年中国省级面板数据，应用新近发展的面板向量自回归模型，研究 FDI 贸易和环境规制之间的互动关系。结果发现，“污染天堂”假说在中国基本成立，而导致中国环境压力增大的最主要因素，并非是外商直接投资，而是自由贸易。这个结论有力地支持了“西方污染中国”的命题。进一步分析还发现，环境规制与对外贸易存在非对称的互动关系：环境规制对对外贸易存在显著负面影响，证实了“污染天堂”效应的存在；但反过来，对外贸易在一定程度上有利于环境治理努力的增强。最后本文选择多种环境规制指标和划分东、中、西部子样本的方法进行稳健性分析，证实了结论的可靠性。

关键词：污染天堂假说 外商直接投资 面板向量自回归模型

一、引言

随着改革开放的进一步深入，中国以出口驱动为导向以及大力引进外资促进经济增长的同时，环境污染问题也日益突出。根据联合国的调查，全世界十个污染最严重的城市中有六个在中国。中国水利部曾对全国七百多条河流约十万公里河长的水资源质量进行评价，结果表明目前已有 46.5% 的河长受到污染，10.6% 的河长严重污染；90% 以上的城市水域污染严重，三亿多中国人饮水不合卫生标准。而这仅仅是中国环境污染现状中的冰山一角，对此我们不禁提出：是不是中国较低的环境规制标准吸引了外商直接投资 (FDI) 进入中国？对外贸易与环境污染快速恶化有何内在关联？显然上述问题的回答，对于我国贸易政策、产业政策与环保政策的制定具有重要的现实指导意义。

为回答上述问题，本文选取中国 1999–2008 年 30 个省级层面的面板数据，首次应用面板向量自回归模型 (Panel Data VAR, 简称 PVAR) 研究环境规制与 FDI 对外贸易之间的动态关系，进而验证污染天堂假说在我国是否成立，并探寻导致“污染天堂”的主要原因。PVAR 模型无需区分环境规制、FDI 流入和对外贸易之间谁是内生变量与外生变量，而是把每一个变量都视为内生变量，这与当前研究注重环境规制的内生性十分契合。本文还基于 PVAR 模型的脉冲响应函数分析方法来考察 FDI 对外贸易与环境规制之间的相互动态冲击反应，以刻画三者之间的长期动态关系。运用预测方差分解技术，进一步考察 FDI 对外贸易在解释环境污染变动时的相对重要性。从而对 FDI 对外贸易与环境规制之间的复杂关系有更加全面深入的理解。

现有关注 FDI 对外贸易与环境规制关系的实证研究 (例如，List and Co 2000, Antweiler et al., 2001; 李小平等, 2010; 何洁, 2010) 在变量选择、计量模型构建等方面尚存在一些改进之处。相比之下，本文在三个方

* 苏桂芳，华侨大学经济与金融学院，邮政编码：362021，电子信箱：suzufine@hqu.edu.cn；廖迎，江西教育学院社科部，邮政编码：330029，电子信箱：lyjessica@tm.com；李颖，华侨大学经济与金融学院，邮政编码：362021，电子信箱：28860451@qq.com。

本文得到教育部人文社会科学研究青年基金项目“我国通货膨胀持久性及其宏观经济效应研究” (项目编号：10YJC790221)、福建省软科学项目“海峡西岸经济区主导产业与产业技术创新战略联盟相互支撑研究” (项目编号：2010R0073)、江西省社会科学规划项目“区域物流信息化的网络效应研究” (项目编号：09JL202) 的资助。作者非常感谢匿名审稿人具有建设性的修改意见，当然文责自负。

面与已有文献有所区别:第一,本文突出环境规制的内生性。环境规制水平是不可观察的,因此指标的可获得性和数据质量会影响经验分析结论,解决这一问题的可行办法是,将环境规制内生化,并将重点分析环境规制作为内生变量与FDI以及对外贸易之间的相互作用。第二,本文在国内首次应用PVAR模型研究“污染天堂”假设。我国FDI环境污染排放量方面的数据一般都是年度数据,样本区间较短,如果应用时间序列VAR模型,可能出现自由度过低导致的参数估计不理想的问题。PVAR模型不仅可以扩大样本量增加自由度,减少自变量间的多重共线性的影响,而且该模型中加入了地区效应和时间效应的虚拟变量,可以控制住地区差异效应和各年度总体经济环境的差异效应,以更准确地分析FDI对外贸易与环境规制的关系。第三,由于不同的样本区间、变量选择和模型设定都可能会导致结果的不一致,所以本文通过设计多种环境规制测度指标和划分子样本的方法,使实证结论更具有稳健性。多数文献在检验时只采用了单一指标衡量环境污染水平,在分析问题时可能会产生结论上的偏差。考虑到这个缺陷,本文采用了工业二氧化硫排放量、工业粉尘排放量这两个环境污染指标,作为环境规制的代理指标进行实证,使结论更加稳健。本文还将全部样本划分为东、中、西部地区三个子样本,分别建立PVAR模型进行实证研究,除了得到稳健性结果,还有一些新的发现。

本文余下部分结构安排如下:第二部分对已有研究进行简要回顾,并由此说明利用PVAR模型的必要性以及关注环境规制内生性的重要性;第三部分介绍变量选取、数据处理以及计量模型;第四部分我们展示并讨论了实证结果;最后一部分是本文结论与相关启示。

二、文献回顾

随着经济全球化的趋势加快、国际间的贸易和投资往来日趋频繁,越来越多的经济学家把研究视野投放到国际间生产要素的流动可能造成的环境问题,取得了大量的学术成果。Copeland和Taylor(1994)在研究南北贸易和环境的关系时提出了著名的“污染天堂”假说(Pollution Haven Hypothesis简称“PHH”)。PHH指出,发达国家一般具有较高的环境意识,在贸易和投资方面的环境规制和排污费征收标准要明显高于发展中国家,这无疑会推动发达国家污染产业生产成本的上升。于是,与环境规制较为严厉国家的竞争者比较而言,环境标准较低国家的厂商将获得明显的成本优势。在这种情况下,发达国家的污染产业自然就会向发展中国家转移,其结果是发展中国家变成了发达国家的“污染天堂”。

尽管“污染天堂”假说背后的经济学原理十分简单,但是否存在“污染天堂”,已有文献却无法给出一致的证据。大量文献沿着两个基本方向,对“污染天堂”进行了深入研究:

第一个研究方向关注的是对外贸易与“污染天堂”问题。由于对外贸易具有双向性、灵活性、多边性,其对环境的最终影响取决于多种效应的合力,目前国际学术界对此已经形成了两种针锋相对的观点。一种观点认为,对于发展中国家而言,无论从短期还是从长期来看,自由贸易所引起的环境后果都是消极的,贸易自由化直接导致环境的恶化。比如竞次理论(race to the bottom)认为,在贸易自由化过程中,各国将降低各自的环境质量标准以维持或增强竞争力(Dua and Esty, 1997)。杨万平和袁晓玲(2008)通过VAR模型的脉冲响应函数和方差分解方法,研究对外贸易、FDI对我国环境污染的长期动态影响,分析结果显示,“污染天堂”假说在我国得到实证,出口贸易是环境污染加剧的重要变量。另一种观点则认为,尽管贸易自由化在短期内的环境效应是消极的,但随着时间的推移,贸易自由化将对环境产生长期的、积极的影响。Antweiler等(1998)利用44个国家的数据对贸易的环境效应进行了分析,结果表明尽管宽松的环境规制使得排放密集的生产活动从富裕的国家转移到贫穷的国家,但从全球来看,对外贸易对环境效应的正负结果难以评述。李小平(2010)采用环境投入产出模型的研究表明,中国并没有通过对外贸易成为发达国家的“污染产业天堂”。何洁(2010)将贸易对环境的直接和间接影响汇总起来,结果不支持“污染天堂”假说,认为出口企业所面对的市场竞争增强,是促进污染治理技术进步的积极因素。

第二个研究方向关注的是FDI与“污染天堂”问题。环境规制的差异是影响FDI流入的重要因素,采取宽松环境政策的国家是否能够吸引更多的FDI对该问题持肯定态度的有List和Co(2000)以及Xing和Kolstad(2002)等,他们认为跨国公司为了保持市场竞争力,主动避开高标准的环境规制而投资于环境规制水平相对较低的地区。吴玉鸣(2007)运用PanelData模型和时间序列模型,对我国各地区FDI与环境规制之间的关联机制作了实证分析,结果发现“污染天堂”现象在一定程度存在。然而也有持不同看法的文献,例如Hoffmann等(2005)利用112个国家的数据,对FDI和污染排放(二氧化碳)进行格兰杰因果检验。结果

表明,FDI和污染之间是否存在因果关系取决于东道国的发展水平。这表明“污染天堂假说”只在低收入国家得到确证,而在中等收入和高收入国家则不成立。邓柏盛和宋德勇(2008)通过对面板数据的分析发现,FDI有利于我国环境质量的改善。

上述国内外文献对本文的研究有着十分重要的参考价值,但同时也存在一些值得进一步探讨的地方:首先,环境规制的衡量在文献中使用的是各种不同的替代指标。一些衡量指标具有明显的缺陷,例如,环境指标由于具有较大的主观性而难以令人信服。通过上述的文献回顾,笔者发现仅仅采用单一的环境指标进行分析,无法全面反映环境污染的综合变化,在分析问题时会导致结论的不稳健。其次,FDI对外贸易与环境污染之间都存在着争议性的联系,两者都可能对环境污染产生影响;并且,FDI与对外贸易之间也存在着相互影响的关系,因此单独采用FDI或对外贸易进行污染天堂假说验证,可能会导致结论的不稳健。再次,环境规制的内生性问题没有引起足够重视,较早的文献在寻找污染天堂证据时,往往把环境规制视为外生变量。最近的研究工作指出贸易本身会内生地影响环境政策和产业特征,考虑了内生性之后的实证研究显著地改变了早期研究的结论。Ederington和Minier(2005)认为,如果将环境规制设定为内生变量,那么环境规制的差异能够显著地影响贸易流向。最后,现有文献用计量模型进行实证研究时,主要采用计量模型检验一国的对外贸易和FDI的流入或流出(或者跨国公司的选址)是否受环境规则的影响。在用计量模型检验对外贸易和FDI是否受环境规制的影响时,绝大部分的文献只考虑了对外贸易或FDI对环境的单向因果关系,而忽略了它们之间非对称的双向关系。由于环境规制的内生性,环境规制与FDI对外贸易之间的关系应该是复杂和双向的。因此,污染天堂的实证研究目前面临的重要挑战在于,判别环境规制、FDI的流入和对外贸易之间的相互关系。这正是本文研究的出发点,同时也是区别于多数文献的立足点。

三、变量、数据与实证模型

(一)变量与数据

分析FDI对外贸易与环境规制三者之间的动态关系,需要为上述变量选择合理的代理指标。对于FDI变量的度量,本文选择其他研究通常选择的做法,即采用实际利用外资额作为FDI的代理指标,而其余两个变量的指标选择说明如下:

对于对外贸易(*TRA*)的度量。在已有文献中,不同学者计算对外贸易指数的方法各异。本文采用进出口商品总值作为对外贸易的度量指标,具有简洁、方便的特点。Carkovic(2002)与Alfaro(2003)等人在研究FDI对经济增长作用的文献中,也采用了进出口总值占国内生产总值(GDP)比重作为对外贸易的替代变量。

对于环境规制变量的度量。对于环境规制(*REGU*)的衡量指标,已有文献主要从三个角度进行度量:一是从环境规制政策上考察环境治理努力的高低,例如国外文献采用的环境条约的参与率指标;二是从各省市对于环境规制政策的反应上进行度量,如污染治理支出和创新支出等;三是从环境规制的结果上度量,即通过各种污染物排放量的变化来度量环境治理努力的高低变化。基于中国数据的可得性,本文选取治理工业投资项目投资额(*REGU1*)作为度量环境治理努力的指标,当该投资额上升时,表明环境规制趋于严格,当投资额下降时则相反。为了检验模型估计结果的稳健性,本文还选择工业中单位GDP的二氧化硫(*REGU2*)和工业粉尘(*REGU3*)的排放量作为环境规制指标,这些污染物排放量的减少意味着地方政府环境规制的加强。

根据数据的可得性,本文最终将面板数据的样本区间确定为1999-2008年,原始数据源自《中国统计年鉴》中经网、国家统计局网站。样本中共有30个省、自治区、直辖市。由于西藏的部分数据缺失,该地区没有被包括在我们的样本内。需要说明的是,所有变量都进行了对数变换。

(二)实证模型

本文选择PVAR模型分析框架,是因为PVAR模型综合了面板数据模型和时间序列模型的优点,既能够控制住地区效应和时间效应,也可以分析面对冲击时经济变量的动态反应。由于本文采用的数据的样本容量不大,为避免自由度的减少给参数估计带来的问题,因此选择滞后期为1阶的PVAR模型,表示如下^①:

$$y_{it} = \alpha_i + \gamma_i + \Gamma y_{it-1} + \mu_{it} \quad (1)$$

其中, $y_{it} = (\ln FDI_{it}, \ln TRA_{it}, \ln REGU_{it})$ 是基于面板数据的 3×1 的内生变量,FDI对外贸易TRA与环境

^①关于PVAR模型的详细介绍请参见Love(2006)。

规制 *REGU* 所构成的向量: i 代表第 i 省级单位, t 代表年份, Γ 是维数 3×3 的系数矩阵, α_i 是 3×1 的个体效应向量, 是作为地区层面固定效应被引入以反映地区特有的诸如地理位置、资源禀赋的异质性; ν_i 是 3×1 的时间效应向量, 用于体现每一时期地区的特定冲击, 进而规避横截面样本中可能存在的结构差异。也就是说系统由三个方程组成, 第 m 个方程可表示为:

$$y_{it}^m = \alpha_i^m + \nu_i^m + \Gamma^m y_{i,t-1}^m + \mu_{it}^m \quad (2)$$

其中, 扰动项 μ_{it}^m 满足 $E(\mu_{it}^m | \alpha_i^m, \nu_i^m, y_{i,t-1}^m, y_{i,t-2}^m, \dots) = 0$

本文将采用系统广义矩估计方法 (SGMM) 估计上述 PVAR 模型参数, 得到变量之间的回归关系; 在此基础上进行脉冲响应图与方差分解分析, 观察各变量面对冲击的反应情况, 评价不同结构冲击的重要性; 最后是从两个方面进行稳健性检验, 以确保本文结论的可靠性。

四、实证分析

(一) 面板单位根检验

由于变量的非平稳性会导致谬误回归, 变量平稳性对于 PVAR 模型估计结果具有重要影响, 尤其是脉冲响应函数分析更是如此, 因此需要对变量进行平稳性检验。面板单位根检验充分利用了面板单位的个体信息, 有效地克服了本文中样本期较短的这一不足, 进而提高检验效力。为保证面板单位根检验结论的稳健性, 本文分别采用 LLC 检验等四种方法进行面板单位根检验, 结果如表 1 所示。从表 1 可以看出, 除个别情形外, 无论是检验回归式中包括常数项还是包括趋势项, 检验结果都接受“存在一个单位根”的原假设。按照多数原则, 意味着所有序列都是不平稳的。各变量的一阶差分序列再进行面板单位检验, 可以发现, 均为平稳序列。这表明上述 $\ln(TRA)$ 、 $\ln(FDI)$ 、 $\ln(RE)$ 序列是同阶的单整序列, 可以建立 PVAR 模型。

表 1 面板单位根检验结果

	检验形式	$\ln(TRA)$	$\ln(FDI)$	$\ln(REGU1)$	$\ln(REGU2)$	$\ln(REGU3)$
Breitung	Constant	10.16 [*]	7.18 [*]	0.68 [*]	9.09 [*]	9.50 [*]
	Trend	-0.03 [*]	2.34 [*]	-2.52 [*]	5.78 [*]	2.59 [*]
	Nonconstant	12.41 [*]	9.48 [*]	4.86 [*]	9.51 [*]	10.77 [*]
LLC	Constant	0.63 [*]	-2.49 [*]	-0.44 [*]	12.20 [*]	16.47 [*]
	Trend	-22.36 [*]	0.24 [*]	-12.43 [*]	3.82 [*]	5.61 [*]
	Nonconstant	10.73 [*]	9.85 [*]	5.420 [*]	10.05 [*]	11.95 [*]
IPS	Constant	7.01 [*]	7.60 [*]	0.33 [*]	13.40 [*]	9.72 [*]
	Trend	-1.99 [*]	-0.75 [*]	-4.21 [*]	3.28 [*]	0.17 [*]
Hadri& Larsson	Constant	26.79 [*]	22.11 [*]	15.86 [*]	22.44 [*]	23.34 [*]
	Trend	4.69 [*]	6.40 [*]	3.39 [*]	7.74 [*]	7.66 [*]

注: (1)Hadri& Larsson 检验的原假设为序列平稳, 其余检验的原假设为各序列均具有一个单位根。(2)*、**、*** 分别表示统计值在 10%、5% 和 1% 水平下显著, 下同。

(二) PVAR 模型估计结果

在估计 PVAR 模型时通常需要先消除样本中的固定效应, 但 PVAR 模型结构使得自变量与固定效应相关, 因而通常使用的均值差分方法可能会导致偏误。本文采用前向均值差分即 Helmert 过程来消除固定效应 (Arellano and Bover 1995)。前向均值差分通过消除每个个体向前的均值, 即每一时期未来观测值的均值, 提供了一种转换变量和滞后回归系数之间的正交变换, 进而与误差项无关。即令 \bar{y}_{it}^m 代表由未来值 y_{it}^m 所构成的均值, 构造 y_{it}^m 的前向均值差分 $\omega_{it}(y_{it}^m - \bar{y}_{it}^m)$, 其中 $\omega_{it} = \sqrt{T_i - t/T_i - t + 1}$, T_i 代表个体可得数据的最后年份。时间和个体效应都消除后, 式 (2) 转化为: $\bar{y}_{it} = \Gamma \bar{y}_{i,t-1} + \bar{\mu}_{it}$ 。此时我们可以将滞后回归系数作为工具变量, 从而利用系统广义矩估计法 (SGMM) 进行参数的有效估计。滞后一期的 PVAR 模型参数估计结果^①如下 (括号内的数值为异方差调整 T 统计值):

$$\ln(TRA_{it}) = 1.262 \ln(TRA_{i,t-1}) - 0.214 \ln(FDI_{i,t-1}) - 0.455 \ln(REGU1_{i,t-1}) + \mu_{it}^1$$

$$(4.222^*) \quad (-1.331) \quad (-1.267) \quad (3)$$

$$\ln(FDI_{it}) = 0.365 \ln(TRA_{i,t-1}) + 0.309 \ln(FDI_{i,t-1}) - 0.062 \ln(REGU1_{i,t-1}) + \mu_{it}^2$$

$$(1.501) \quad (2.115^*) \quad (-0.221) \quad (4)$$

①我们感谢世界银行的 Inova Love 博士为本文 PVAR 模型估计提供的 STATA 程序代码。

$$h(REGU1_{it}) = 0.984 \ln(TRA_{it-1}) - 0.435 \ln(FDI_{it-1}) - 0.178 h(REGU1_{it-1}) + \mu_{it}^3$$

$$(1.721^*) \quad (-1.508) \quad (-0.264) \quad (5)$$

从上述估计结果可以看出:在方程(3)中,环境规制对贸易存在负面影响,回归系数为-0.455,回归结果在一定程度上证实了“污染天堂”效应的存在:发达国家为了躲避本国严格的环境标准,将污染密集型工业转移到发展中国家,然而,他们的产品消费结构却没有随着产品生产结构发生变化,通过进口的方式消费污染密集型产品,却不需要承担在生产过程中产生的污染损害(Copeland and Taylor, 2005)。与此同时,中国各地方政府,由于出口导向的经济增长路径,为了获得自由贸易的比较优势,争相降低环境规制水平,以换取更高的出口贸易水平。

在方程(4)中,环境规制对外商直接投资的影响为-0.062,也就是说环境规制对外商直接投资存在较小的负面影响,在一定程度上,表明了环境“污染天堂”假说所描绘的现象在中国各个地区是存在的。但是回归系数在统计上并不显著,这反映较低的环境规制水平不是影响外商直接投资流入的最主要因素。我们认为存在的现实原因可能至少有两个:首先,吸引FDI的主要因素是中国丰富而廉价的劳动力、广阔且不断对外开放的国内市场以及中国居民不断增强的购买力,这些因素使得中国,即使在较高的环境规制水平下,也能保持较高的FDI水平;其次,由于中国环境标准、法律法规与监管漏洞等原因,使得跨国公司找到了“投机”空间,导致其在环保问题上采取有别于本国的双重标准。在这种背景下,环境规制相对而言显然缺乏力度,而导致其对FDI缺乏显著影响。

在方程(5)中,对外贸易对环境规制存在显著正面影响,回归系数为0.984,估计系数在10%的水平下显著。这表明对外贸易有助于各地区加强环境规制,付出更多的环境治理努力。一些研究得到了相同的结论,例如何洁(2010)认为出口和制造业出口在工业污染排放的决定中起了完全相反的作用;出口企业所面对的市场竞争增强,是促进污染治理技术进步的积极因素。FDI对环境规制的影响为-0.435,FDI估计系数对应的置信水平接近10%,这表明,即使外资企业愿意服从当地的环境法规,利用更加清洁的技术,但是由于规模效应,随着经济发展水平的提高,FDI还是对中国的环境产生了一定的负面影响。从另一个角度来说,FDI导致了环境规制一定程度上的松懈。可能是因为,FDI来源国所推崇的高消耗的生产、消费模式正潜移默化地影响中国自身的发展,公众只关心产品的质量和价格,因而在环境规制方面存在一定程度上的松懈,这与Monteiro(2009)分析FDI和环境规制关系时得出的结论相符。

(三)正交化脉冲响应函数与方差分解分析

脉冲响应函数(IRF)描述的是模型中某一变量的正交化新生(innovation)对系统中每一个变量的影响,而正交化通常采用Cholesky分解完成。Cholesky分解的排列顺序意味着后面变量同期和滞后期都受到前面变量的影响,前面变量只会受到后面变量滞后期的影响。根据“相对最外生”和“相对最内生”的排列,本文的变量顺序是 $\ln(TRA)$ 、 $\ln(FDI)$ 、 $\ln(REGU1)$ 。图1给出了经由蒙特卡洛模拟的脉冲响应函数95%的置信区间(每个图中的中间线条为IRF点估计值序列,上下两条线分别表示95%的置信区间的上下界),横轴s表示冲击作用的滞后期数。

通过第二行第一列的脉冲响应图,表现了FDI对对外贸易的冲击始终保持在一种正的响应状态,前期有所上升后逐渐下降,但长期呈现较为稳定的正向反应。这在一定程度上反映了对外贸易的提高对FDI的流入具有积极的影响。第一行第二列的脉冲响应图显示,面对FDI的一个正交化新生,进出口贸易总额TRA在同期没有变化,但在滞后期中却均呈现负的影响,不过这种负影响在逐渐减少,直到恢复平衡。这反映了前期FDI对TRA具有替代效应。

由第三行第二列图显示,面对FDI的一个正交化新生,环境规制在同期有一个较小的正响应,随后的响应皆为负响应,但只是在短期内的作用较大,而且最终响应收敛于零。这说明了FDI还是对中国的环境治理努力产生了一定的负面影响。根据第二行第三列图分析环境规制对FDI的影响,同期响应为零,随后下降为负响应,最终负响应的幅度减小而逐渐趋向平稳,其滞后六期的累计效应为负。这说明了“污染天堂”假说在中国是成立的。同时进一步分析该图的走势发现,总体变化幅度较小,表明环境规制对FDI的作用不太显著,不足以成为决定FDI是否流入的关键性因素。

根据第三行第一列的脉冲响应图,对外贸易的冲击会使环境规制水平持续提升,且效果显著,整个预测期内呈现正响应。这说明对外贸易有助于东道国加强环境规制,采用更严格的环境标准。第一行第三列图显示,面对环境规制的一个正交化新生,对外贸易的同期响应为零,但在滞后期中呈现负的影响,不过这种负

的影响在逐渐减小,直至收敛。事实上,由于经济增长是以出口为导向,中国各地方政府争相降低环境标准,以换取更高的贸易总额。但从另外一个角度看,中国环境污染的原因之一是中国作为“世界工厂”,独自承担了世界范围内相当比例的制造业生产,相应的环境负担也就集中到中国。

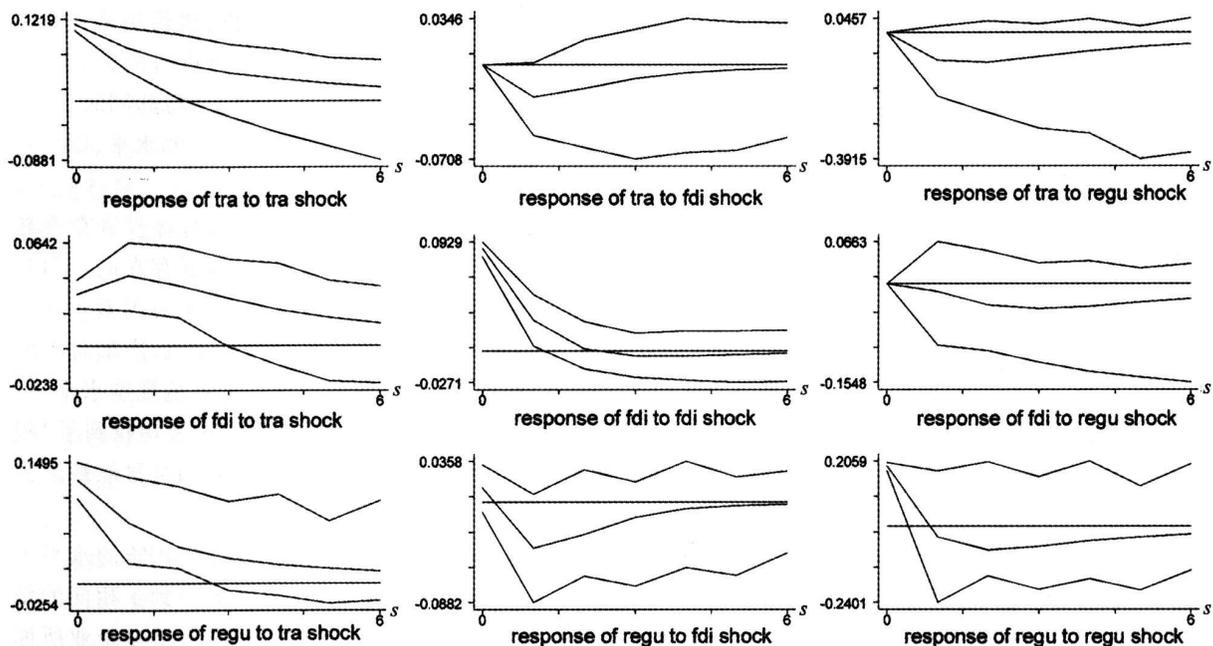


图 1 脉冲响应图

为了更清楚地刻画和度量 FDI 对外贸易与环境规制之间相互影响的程度,我们进一步采用了方差分解的方法,获得了序列中由于其“自身”冲击与其他变量的冲击而导致移动的比例,即相对方差贡献率。表 2 给出了第 10 个预测期和第 20 个预测期的方差分解结果,可以看出,10 个预测期和 20 个预测期对方差分解的结果影响并不大,说明经过 10 个预测期以后系统已经基本稳定。就对外贸易 *TRA* 的变动而言,其变化主要来源于环境规制 *REGU*,第 10 期和第 20 期的 *REGU* 对 *TRA* 的影响均达到 50% 以上。对于 *REGU* 的变动而言,除了自身影响以外,来自 *TRA* 的波动对 *REGU* 的影响均超过 32%。与 *TRA* 和 *REGU* 之间关联的显著变化相比,*FDI* 与 *REGU* 之间的关系则相对不显著。

表 2 方差分解结果

	滞后期数 <i>s</i>	$h(TRA)$	$h(FDI)$	$h(REGU1)$
$h(TRA)$	10	0.468	0.019	0.512
$h(FDI)$	10	0.308	0.401	0.290
$h(REGU1)$	10	0.327	0.034	0.638
$h(TRA)$	20	0.466	0.018	0.514
$h(FDI)$	20	0.308	0.395	0.296
$h(REGU1)$	20	0.326	0.034	0.638

(四) 稳健性检验

以上分析的一个基本结论:虽然“污染天堂”效应在中国基本存在,但从冲击反应水平来看,导致我国环境压力增大的最主要因素,并非是外商直接投资,而是对外贸易。我们怀疑这个结论可能会随着选择环境规制指标的不同发生变化,或者由于我国幅员辽阔,地区之间差异较大,东、中、西部地区的“污染天堂”效应也可能存在差异性。这两种可能性可根据进一步的稳健性检验进行确认。

本文从两个方面进行稳健性分析。首先,采用工业二氧化硫排放量和工业粉尘排放量这两个指标作为环境规制的代理变量,以检验本文结论的稳健性。这两个指标均为环境污染指标,其正的增长表示环境规制水平有所降低,反之则代表环境规制水平有提高的趋势。其次,将全部样本按照所处区域划分为东、中、西部地区三个子样本,分别建立 PVAR 模型进行实证研究。表 3 给出了两种不同环境规制指标的模式估计结果,表 4 则报告了基于三个区域子样本的 PVAR 模型的估计结果。

表 3 的估计结果显示,污染排放量对 FDI 以及对外贸易的影响均显著为正。环境规制较为宽松的地区

允许环境污染物的排放量相对较高,可以形成自由贸易的比较优势,对FDI也造成了一定的吸引力。同时随着外商直接投资的增加,我国的工业污染呈现一定的上升趋势,从FDI对两个环境污染指标的影响结果可以看出,外商直接投资在一定水平上造成了更多的工业污染和环境退化。但是随着对外贸易的进一步发展,我国的工业污染却呈现一定的下降趋势。李小平(2010)也得出了同样的结论,对外贸易变量显著地和污染排放量负相关。这两个不同环境规则指标的估计结果均验证了前文提出的FDI对外贸易分别与环境污染之间非对称的互动关系,支持本文提出的存在“污染天堂假说”的结论。

由于中国地区间发展的不平衡性显著,各地区具有不同的经济结构和技术水平,区域间存在空间差异,不同的地理位置反映了不同的区位情况。因此,根据区域发展理论将样本划分为东、中、西部地区分别进行实证分析,以此检验本文结论的稳健性。表4中的结果显示,各地区FDI对外贸易与环境规制之间非对称的互动关系与预期一致。东、中、西部地区FDI和环境规制之间的负相关性较为不显著。三个地区的对外贸易对环境规制存在正面影响,其中中、西部地区影响显著,这说明中、西地区随着对外贸易水平的提升,环境问题有显著改善的趋势。东、中、西部地区的环境规制对贸易均存在负面影响,在影响程度方面,中部地区要大于东、西部地区。我们有理由相信,随着东部地区的环保产业政策收紧,提高环境规制水平,“污染”产业正在从东部地区向环境规制水平低的中、西部地区转移,中、西部地区的地方政府为了吸引这些产业争相降低环境规制标准,尤其是中部地区正在面临沦为“污染天堂”的危险,这一结论与涂正革(2008)的观点基本一致。东部、中部和西部三个区域的实证分析均支持本文存在“污染天堂”假说的结论,本文的实证结果稳健可靠。

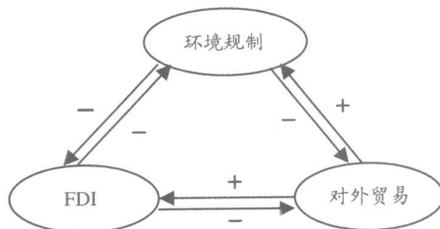
表3 不同环境规制指标的稳健性检验

		$\ln(FDI_{t-1})$	$\ln(TRA_{t-1})$	$\ln(REGU_{t-1})$
$\ln(FDI)$	工业二氧化硫	0.388(2.455 ^{**})	0.373(2.999 ^{***})	0.194(1.723 [*])
	工业粉尘	0.382(2.598 ^{**})	0.446(3.091 ^{***})	0.166(1.607)
$\ln(TRA)$	工业二氧化硫	-0.044(-0.518)	0.922(14.269 ^{***})	0.171(2.180 ^{**})
	工业粉尘	-0.055(-0.586)	0.974(11.273 ^{***})	0.132(1.874 [*])
$\ln(REGU)$	工业二氧化硫	0.067(0.996)	-0.093(-1.613)	0.755(10.766 ^{***})
	工业粉尘	0.142(1.501)	-0.273(-2.646 ^{**})	0.626(6.873 ^{***})

表4 分区域子样本的稳健性检验

		$\ln(FDI_{t-1})$	$\ln(TRA_{t-1})$	$\ln(REGU_{t-1})$
$\ln(FDI)$	东部地区	-0.777(-0.734)	1.289(1.466)	-0.279(-0.966)
	中部地区	-0.016(-0.068)	0.841(2.701 ^{***})	-0.487(-1.257)
	西部地区	0.876(7.291 ^{***})	-0.003(-0.027)	-0.020(-0.197)
$\ln(TRA)$	东部地区	-0.305(-0.581)	1.118(2.698 ^{***})	-0.175(-1.684 [*])
	中部地区	-0.142(-0.591)	1.316(4.891 ^{***})	-0.667(-1.902 [*])
	西部地区	-0.080(-0.488)	0.961(11.040 ^{***})	-0.114(-1.078)
$\ln(REGU)$	东部地区	-0.674(-0.668)	0.801(0.916)	0.319(0.969)
	中部地区	-0.343(-0.922)	0.804(1.862 [*])	-0.158(-0.329)
	西部地区	-0.180(-0.562)	0.679(2.736 ^{***})	0.183(0.629)

综上所述,我们得出的结论是,FDI对外贸易与环境规制之间存在着一种非对称的互动关系,这是本文得出“污染天堂”假说成立的主要依据,可以用图2加以归纳表示。



注:以上“+”、“-”分别为正、负面影响,箭头表示影响的方向。

图2 FDI对外贸易和环境规制的相互关系

如图2对外贸易对环境规制存在显著正面影响,这与认为在中国“污染天堂”假说不成立的已有文献的观点相同。我们都认为随着对外贸易的增长,环境问题有显著改善的趋势,外贸企业所面对的市场竞争增

强,是促进污染治理技术进步的积极因素(何洁,2010)。但是不能因为这样,就轻易地相信在中国“污染天堂”假说不成立的命题。因为环境规制对外贸还存在显著负面影响,证实了在中国确实存在为了获得自由贸易的比较优势,争相降低环境规制水平,以换取更大的对外贸易数额的现象。本文认为,导致已有文献得出“污染天堂”假说不成立结论的原因有多种,其中一个可能是由于只考虑了对外贸易和FDI对环境的单向因果关系,而忽略了它们之间非对称的双向关系。

五、主要结论及政策含义

本文利用我国30个省级区域10年的面板数据,应用新近发展的PVAR模型研究FDI对外贸易和环境规制之间的相互关系,实证分析了FDI和对外贸易对我国污染产业布局的影响。与以往的经验研究相比,本文更突出了环境规制的内生性在研究中的重要作用,强调对外贸易、FDI和环境规制之间非对称的双向关系,同时本文选择多种环境规制指标,以及划分东、中、西部三个区域的子样本分别进行稳健性检验,确保结论的可靠性。本文实证结论表明:第一,“污染天堂”假说在中国基本成立,从各个检验结果来看,FDI与环境规制的相互作用并不显著,而对外贸易与环境规制的关系显著。因此可以说,导致我国环境压力增大的最主要因素,并非是外商直接投资,而是自由贸易。第二,环境规制与对外贸易存在非对称的互动关系。环境规制对对外贸易存在显著负面影响,证实了“污染天堂”效应的存在。但反过来,对外贸易有利于环境治理努力的增强。第三,利用多种环境规制变量,以及划分东、中、西部三个区域分别进行稳健性检验,得到的结论与预期一致。并且还发现中、西部地区的对外贸易对环境规制的正面影响显著,而环境规制对对外贸易的影响程度,中部要大于东、西部地区。

本文的结论有力地支持了“西方污染中国”命题。因此对中国而言,我们建议应从可持续发展角度坚持对西方消费模式的批判,在国际舞台上对力争转变西方“高生产、高消费、高污染”发展模式问题发挥应有的作用。同时,在日益严峻的全球气候变化国际谈判中,应将讨论的焦点从商品生产国转移到商品消费国,促使西方在承诺减少碳排放、减少污染的责任时,应做到同期进出口贸易不得变相增加二氧化碳排放和变相增加污染物排放。这不仅仅是符合中国的利益,同时是全球可持续发展的要求。

参考文献:

1. 邓柏盛、宋德勇,2008《我国对外贸易、FDI与环境污染之间关系的研究:1995~2005》,《国际贸易问题》第4期。
2. 何洁,2010《对外贸易对环境的影响:中国各省的二氧化硫(SO₂)工业排放》,《经济学(季刊)》第1期。
3. 李小平、卢现祥,2010《对外贸易、污染产业转移和中国工业CO₂排放》,《经济研究》第1期。
4. 涂正革,2008《环境、资源与工业增长的协调性》,《经济研究》第2期。
5. 吴玉鸣,2007《外商直接投资与环境规制关联机制的面板数据分析》,《经济地理》第1期。
6. 杨万平、袁晓玲,2008《对外贸易、FDI对环境污染的影响分析——基于中国时间序列的脉冲响应函数分析:1982~2006》,《世界经济研究》第12期。
7. Alfaro L., A. Chanda S. Kalemli-Ozcan, and S. Sayek 2004. “FDI and Economic Growth: The Role of Local Financial Markets.” *Journal of International Economics* 64(1): 89-112
8. Antweiler W., B. Copeland, and M. S. Taylor 1998. “Is Free Trade Good for the Environment?” National Bureau of Economic Research Cambridge, Mass., USA.
9. Arellano M., and O. Bover 1995. “Another Look at the Instrumental Variable Estimation of Error-Components Models.” *Journal of Econometrics*, 68(1): 29-51.
10. Busse M. 2004. “Trade, Environmental Regulations, and the World Trade Organization: New Empirical Evidence.” World Bank Policy Research Working Paper 3361.
11. Carković M., and R. Levine 2002. “Finance and Growth: New Evidence and Policy Analyses for Chile.” In *Economic Growth Sources, Trends, and Cycles*, ed. Norman Loayza and Ramundo Soto, 343-376. Central Bank of Chile.
12. Copeland B. R., and M. S. Taylor 1994. “North-South Trade and the Environment.” *The Quarterly Journal of Economics*, 109(3): 755-787.
13. Copeland B. R., and M. S. Taylor 2005. *Trade and the Environment: Theory and Evidence*. Princeton, N. J.: Princeton University Press.
14. Dua A., and D. C. Esty 1997. *Sustaining the Asia Pacific Miracle: Environmental Protection and Economic Integration*. Washington, D. C.: Peterson Institute.
15. Ederington J., A. Levinson, and J. Minier 2005. “Footloose and Pollution-Free.” *Review of Economics and Statistics* 87(1): 92-99.
16. Frankel J. A., and A. K. Rose 2002. “Is Trade Good or Bad for the Environment? Sorting out the Causality.” National Bureau of Economic Research Cambridge, Mass., USA.
17. Hoffmann R., C. G. Lee, B. Ramasamy, and M. Yung 2005. “FDI and Pollution: A Granger Causality Test Using Panel Data.” *Journal of International Development* 17(3): 311-317.

(下转第116页)

43. Sasaki Y. N. 2002 “ Pricing to Market Behavior Japanese Exports to the US, Asia, and the EU. ” *Review of International Economics* 10(1): 140– 150
44. Takagi S., and Y. Yoshida 2001 “ Exchange Rate Movements and Tradable Goods Prices in East Asia: An Analysis Based on Japanese Customs Data, 1988– 1999. ” *International Monetary Fund Staff Papers* 48: 266– 89.
45. Toh M– H., and H– J Ho 2001. “ Exchange Rate Pass– Through for Selected Asian Economies ” *Singapore Economic Review*, 46(2): 247– 273.
46. Webber A. 1999 “ Dynamic and Long Run Responses of Import Prices to the Exchange Rate in the Asia– Pacific. ” *Asian Economic Journal* 13(3): 303– 320

An Empirical Study on the Differences of ERPT into China's Exports at the Industry Level and Variations across Import Countries

Wen Zhengwei

(School of Trade and Public Administration, Chongqing University)

Abstract Based on monthly export unit value and exchange rate data and using the fixed effect panel data model, this paper analyzes the differences of ERPT into China's exports at the industry level and variations across import countries from June 2005 to December 2008. The estimation shows the average ERPT of 314 HS4 industries is nearly complete but there are huge differences among industries, the ERPT of 14 of which are found to be over 0.5 covering such HS1 industries as food, chemicals, textiles, steel and mechanics. The study of the ERPT of 15 HS2 industries' exports to top 10 partners indicates that China's exports to the US show very obvious Pricing-to-Market behavior and are almost complete for exports to other trade partners. The above results imply that the policy effect of improving the US' trade balance through RMB appreciation will be weakened, and China should strengthen the regional economic cooperation with the eastern Asian trade partners and decrease the exporters' foreign exchange risk exposure.

Key Words ERPT; Differences at Product Level; Variations across Import Countries

JEL Classification F41

(责任编辑: 陈永清)

(上接第 104 页)

18. List J. A., and C. Y. Co 2000. “ The Effects of Environmental Regulations on Foreign Direct Investment ” *Journal of Environmental Economics and Management* 40(1): 1– 20
19. Love I., and L. Zichino 2006 “ Financial Development and Dynamic Investment Behavior: Evidence from Panel VAR. ” *The Quarterly Review of Economics and Finance*, 46(2): 190– 210
20. Monteiro Jose– Antonio 2009. “ Pollution Havens: A Spatial Panel VAR Approach ” Working Paper, University of Neuchâtel
21. Wagner U. J., and C. D. Timmins 2009. “ Agglomeration Effects in Foreign Direct Investment and the Pollution Haven Hypothesis ” *Environmental and Resource Economics* 43(2): 231– 256
22. Xing Y., and C. D. Kolstad 2002 “ Do Lax Environmental Regulations Attract Foreign Investment? ” *Environmental and Resource Economics*, 21(1): 1– 22

What Cause China to Become a Pollution Haven: Evidence from Chinese Provincial Panel Data

Su Zhifang¹, Liao Ying² and Li Ying¹

(1: College of Economics and Finance, Huaqiao University;

2: Social Science Department, Jiangxi Institute of Education)

Abstract This paper empirically examines the relationships among FDI, foreign trade and environmental regulation with a new method of panel data vector autoregression based on provincial panel data in China from 1999 to 2008. The research discovers that China has been a “ pollution haven”; the main factor is not FDI but foreign trade that gives great pressure to the environment in China. There is an asymmetric and interactive relationship between environmental regulation and foreign trade. Environmental regulation has a negative effect on foreign trade, which proves “ pollution haven” effect in China; in turn, foreign trade is good for strengthening environmental governance to some extent. To improve the robustness of the conclusion, this paper also uses several other variables of environmental regulation, and divides the data into three parts respectively in East, Middle and West regions.

Key Words Pollution Haven Hypothesis; Foreign Direct Investment; Panel Data VAR Model

JEL Classification F18

(责任编辑: 彭爽)