

国际贸易对环境的影响： 中国各省的二氧化硫(SO₂)工业排放

何 洁*

摘 要 为了更好地理解贸易对环境的影响，我们建立了一个四方程联立系统，其中 SO₂ 排放由规模、结构、技术这三个经济因素决定，并直接由贸易影响。然后我们利用中国 29 个省份 1993—2001 年期间工业 SO₂ 排放的面板数据来估计模型。我们的估计结果显示，出口和制造品进口在工业 SO₂ 排放的决定中起了完全相反的作用。结果不支持“污染庇护地”假说；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。

关键词 国际贸易，工业 SO₂ 排放，规模效应，结构效应，技术效应，波特假说和“斜坡效应”假说

一、引 言

1978 年以来的经济改革引发了中国经济快速整合入世界市场。开放政策正逐渐被认为是推动中国沿海和内陆许多省份经济快速增长和进入工业化的最重要催化剂之一。然而，伴随着中国的开放和经济的快速增长，是有目共睹的环境问题。自从经济改革的第一个十年起，城市地区的空气污染状况就开始快速恶化，尽管环境保护政策的加强使空气质量在 20 世纪 90 年代有所好转，但某些中国城市的空气污染指标仍然是全世界最差的。2/3 的中国城市没有达到中国环保局制定的空气质量标准，这说明超过 3/4 的城市人口生活在质量很差的空气之中。快速的对外开放与空气污染情况的恶化之间有什么可能的联系？开放导向的经济增长路径是否应该对中国的空气污染现状负责？

为了回答这些问题，在本文中，我们建立了一个四方程联立系统。在第一个方程中，我们假设排放量由规模、结构、技术这三个经济因素决定，同时也直接受贸易影响。在假设排放量的这三个经济决定因素是由贸易内生决定的基础上，我们检验贸易分别通过这三个经济因素对排放量的间接影响。这个联立方程系统的优点是允许我们捕捉到贸易通过三个经济因素影响排放

* Département d'Économique, Faculté d'Administration and GREDE, Université de Sherbrooke, Canada.
电话：1-819-821-8000 转 62360；E-mail：Jie.He@USherbrooke.ca。

量的不同间接途径,而这是简化式方程的估计不可能做到的。然后,我们利用中国29个省份在1993—2001年期间——进出口都经历了巨大增长的时期——二氧化硫(SO₂)工业排放的面板数据来检验这个联立方程系统。我们使用固定效应模型来模拟各省特有的排放量的时不变效应。为了解决每个估计方程中可能的一阶自相关和异方差问题,我们运用了一种工具变量方法,这种方法是受Blundell and Bond (1998)和Sevestre and Trognon (1996)估计动态面板数据的GMM方法启发产生的。最后,为了充分利用联立方程的所有信息并避免方程间残差相关引起的估计不一致,我们也利用了传统的广义矩(GMM)方法来估计整个系统。

本文的创新性体现在三个方面:首先,很多论文研究了贸易和环境之间的关系,但论文作者或者使用了发达国家的数据,或者使用了跨国的面板数据,而我们的论文却是第一次专门对一个特定的发展中国家展开研究。其次,对贸易和环境之间关系的结构模型研究很少,本文填补了这个空白。再次,本文对结构模型的估计结果允许我们将贸易通过不同途径对排放量的影响区分开来,从而揭示贸易影响环境的复杂机制。最后,考虑到中国经济的特殊性,我们利用了De Melo and Robinson (1990)中设定的早先被利用在可计算一般均衡模型中的生产函数,来区分出口和进口对污染的不同影响。本文是将这个生产函数运用在计量估计中的第一次尝试。本文的估计结果给出了利用这个生产函数分析中国的环境和贸易之间联系的支持性证据。

本文的结构如下:第二部分回顾了讨论贸易和环境关系的文献,并由此说明了利用联立系统进行研究的必要性;第三部分简要地介绍了中国各省份的经济开放情况和环境状况;第四部分介绍了我们的联立系统模型;在第五部分我们展示并讨论了计量结果;第六部分是我们的结论。

二、对贸易和环境关系的文献回顾:混合的结论

关于讨论贸易和环境之间关系的假说,最著名的是所谓的“污染庇护地”假说(Pethig, 1976; Chichilnisky, 1994; Copeland and Taylor, 1994)。根据这个假说,在贸易自由化过程中,发达国家会在污染行业中失去竞争力;与此相对,发展中国家在生产时较少有环保法规的制约,于是在这个行业会占有更多的市场份额。我们于是期望,在贸易自由化过程中,发展中国家会逐渐分工从事污染行业,于是会遭遇更多的污染问题,而发达国家会经历相反的过程,其环境质量将逐渐得到改善。

“斜坡效应”(Revesz, 1992)或“陷入泥潭”(Zarsky, 1997)假说是“污染庇护地”假说的两个动态扩展。“斜坡效应”假说认为,面对实行限制较少的环境法规就可以提高竞争力的可能性,发展中国家会没有动力提高环境保护标准。对发达国家而言,某些战略性产业失去竞争力的威胁以及结构性失

业问题的加剧，也会迫使其降低环境法规的严格程度。因此，Revesz (1992) 提出，在贸易自由化的前提下，国家之间不同的环境保护标准会一致向最低水平趋同。相对而言，“陷入泥潭”假说没那么悲观。Zarsky (1997) 不认为环境标准会倒退，只提出环境管制进程可能停滞。一方面，全球化导致的竞争压力阻碍了所有国家在环境保护方面单独行动的能力和意愿，因为这些单独行动可能使国内生产商为保持好的环境管理而产生额外成本。（这类似于一个囚徒困境问题。）另一方面，环境保护政策的趋同的压力意味着提高环保标准必须和市场上主要领导国家的步调保持一致。于是，根据 Zarsky (1997) 的分析，环境法规的净影响是：首先，市场成为环境表现变化的主要驱动力；其次，环境管理者被迫维持现状或只缓慢地改善环境。

尽管假说的推理在直觉上是可信的，它们对贸易-环境关系暗淡前景的预测并没有得到经验性证据的呼应。支持“污染庇护地”假说的研究很有限，¹ 更多的研究证明了相反的结论。这些研究包括大部分对美国公司面对不同国家或地区环境法规区别时的区位决定的研究 (Bartik, 1985, 1988, 1989; Leonard, 1988; Friedman *et al.*, 1992; Levinson, 1992; Wheeler and Mody, 1992, 等等) 以及那些直接关注国际贸易、环境法规和环境质量之间关系的研究。Kalt (1988) 分析了 1967—1977 年之间 78 个工业品种产品的出口变化和这期间遵守环保法规成本的变化之间的潜在关系，他只发现了统计上不显著的反向关系。Tobey (1990) 旨在发现环境质量控制政策对 23 个 OECD 国家 5 种污染最严重的产品的净出口影响，也只得到了无法令人满意的结论。Jaffe *et al.* (1995)、Janicke *et al.* (1997) 和 Van Beers and van den Bergh (1997) 等研究中没有一项研究证明一个国家环保法规的严格程度会影响其污染行业产品贸易量。Eskeland and Harrison (2003) 分析了象牙海岸、摩洛哥、墨西哥、委内瑞拉四个发展中国家的情况，发现没有一个国家在全球化过程中造成了污染工业的聚集。Gale and Mendez (1998) 利用与 Grossman and Krueger (1991, 1994) 相同的跨国数据，只发现了国家的贸易政策对环境质量指标模糊的影响。专注于研究贸易对产业结构的影响，Antweiler *et al.* (2001)，以及后继的 Cole *et al.* (2005)，也下结论说“不论正负，贸易对环境的影响应该很小”。

一些研究甚至得到了相反的结论。Sharfik and Bandyopadhyay (1992) 认为一个国家的贸易越自由，所使用的生产技术就越清洁。Grossman and Krueger (1991) 假设国家利用宽松的环境法规来保持竞争力，但他们的实证结果却在 SO₂ 排放量上证明了相反的结论。Wheeler (2002) 发现中国、巴西

¹ Low and Yeat (1992)、Hettige *et al.* (1992)、Birdsall and Wheeler (1993)、Suri and Chapman (1998)、Xing and Kolstad (2002)、Friedl and Getzner (2003) 以及 Cole (2004a, 2004b)。

和墨西哥城市地区的污染指标时间序列和这些国家的开放程度呈现负相关。

除了和环境法规严格程度和贸易量两方面都存在的数据度量和定义问题,大部分研究者将贸易-环境之间的模糊关系归因于关系本身的复杂性:贸易可以通过不同途径影响环境质量,因此很难清晰地预测其整体影响。

如果我们同意 Grossman (1995) 提出的排放量可以被认为是生产活动的一个“副产品”,我们可以把排放量表示为生产规模 and 在不同生产部门之间加权平均后每单位产出排放量的乘积。从这个表达式出发, Grossman 指出了著名的排放量的三个决定因素:规模效应、结构效应和技术效应。规模效应被认为是增加污染的一个因素。“所有其他条件不变,产出方面的增加意味着污染方面等比例的增加”。结构效应代表经济活动构成结构对排放量的影响。所有其他条件不变,如果高排放产业比低排放产业增长更快,产业结构的变化会促进排放量的增加,因此总排放会比收入增长更快。技术效应是以使用更有效的生产技术和污染治理技术对排放强度的减少来度量的;在给定经济规模和产业结构的情况下,它可以减少排放增长量。

Copeland and Taylor (2003) 指出决定排放量的这三个经济因素内生于国际贸易。

第一,贸易可以扩大生产规模,从而使排放量同比例增长。除了简单的由世界市场需求导致的生产规模的扩大,很多贸易-增长方面的分析 (Feder, 1983; De Melo and Robinson, 1990; Rodrigo and Thorbecke, 1997) 还讨论了贸易的正外部性以及技术外溢对增长的影响。

第二,贸易可以导致产业结构的变迁。“污染庇护地”假说认为发展中国家会专业分工于污染行业,但传统国际贸易理论提出,由于大多数发展中国家具有相对丰富的廉价劳动力,它们会在污染较少的劳动密集型产业具有比较优势。Copeland and Taylor (1994) 在他们的理论分析中同时考虑了这两方面因素之后,得出结论:产业结构的最终变化取决于要素禀赋引致的比较优势与环境法规强度导致的“污染庇护地”方面的比较优势的力量对比。

第三,贸易还可以影响技术。尽管“斜坡效应”假说认为加入世界市场后竞争的加强会迫使国家放松环境保护强度来保持竞争力,并阻止它们在技术上努力减少排放,但是还存在着另一些抵消这种负面影响的因素。首先,在长期,参加国际贸易会促使国内生产商更新生产技术,并因此减弱排放强度。这可能是由两方面因素导致的,一是世界市场竞争压力带来的需求因素,即出口企业不仅仅需要最小化生产成本,还需要达到特定的环境规范;另一个是供给因素,即通过国际交换比较容易获得先进技术。其次,更少的排放也可以作为生产技术有效率的信号发送给投资方,从而提高他们对企业能力的期望 (Dasgupta, Laplante and Mamingi, 1997)。对于某些污染行业的企业,保持好的环境表现可能也是它们在激烈的世界市场竞争中存活的充分条件。这种影响很类似波特假说的主张 (Porter and Linde, 1995; Xepapadeas

and Zeeuw, 1998)。最后，一些建立在发展中国家历史经验基础上的研究表明，由于贸易自由化一般会带来收入增长，而收入水平的上升会使与其相关的环境法规变得更加严格。因此，正如 Mani and Wheeler (1997) 总结的，“污染庇护地”即使存在，也只能是暂时的现象。

尽管发展中国家处于贸易-环境关系讨论的核心，受数据可得性的限制，大部分现有的对发展中国家贸易-环境关系的研究建立在美国或 OECD 国家的镜像贸易数据的基础上 (Eskeland and Harrison, 1997; Keller and Levinson, 2001; Cole, 2004a, 2004b, 等等)。这种镜像数据分析的主要问题是镜像关系的可靠程度：一些发达国家污染密集型产品净进口的增加是否一定意味着它们的环境负担被转移到了发展中国家？在他研究北美自由贸易区内环境负担转移的论文中，Cole (2004b) 指出，尽管他发现了美国在 1974—2001 年期间环境负担转移以及美国从墨西哥的进口增长快于国内消费增长的确凿证据，但没有证据显示北美自由贸易协议的签订增加了墨西哥的污染负担。事实上，从 20 世纪 80 年代后期起，尽管对墨西哥的出口总量低于进口总量，美国出口到墨西哥的产品生产中造成的污染还多于从墨西哥进口的产品。Grether and De Melo (1995) 比较了 53 个国家污染行业产品在 1965—1990 年间的平均显示比较优势 (RCA) 的演化趋势。尽管发达国家 RCA 普遍降低的趋势证实了这些国家正失去在污染行业生产的分工地位，发展中国家不同的 RCA 演化轨迹却未能为发展中国家不可避免地成为“污染庇护地”提供可信的证据。

基于以上的争论，我们相信结构计量模型会有助于研究发展中国家的贸易-环境关系。这是因为它们可以使我们有能力发现贸易影响环境的不同渠道，从而对贸易和环境之间的复杂关系有全面的理解。

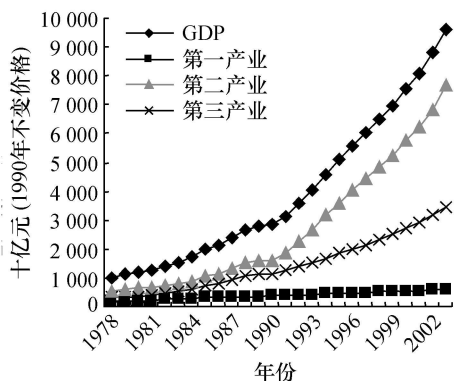
三、中国当前的贸易和环境情况

中国成功的经济发展经验对其他发展中国家有示范作用，它作为最重要的发展中国家之一，是研究发展中国家贸易-环境关系的一个极其有趣的案例。

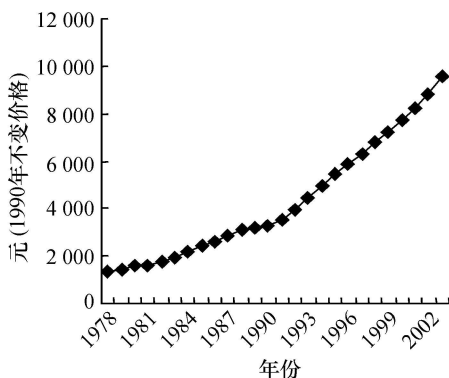
中国过去 27 年以来 (1978—2005 年) 的经济成就是有目共睹的。以年均 9% 的速度和一些工业部门超过 11.5% 的速度增长，中国的国家经济实力得到了很大的提高。它在 2003 年底的人均 GDP 达到了 1978 年改革开始时的 7 倍。中国的经济成就一般被认为是快速工业化和开放的结果。第一产业占 GDP 比重经历了从 1978 年的 28.1% 到 2003 年底的仅仅 14.6% 的显著下降，与之相反，第二和第三产业经历了史无前例的快速扩张。工业化和经济结构的多样化大大地增强了中国经济面对外部冲击的抵抗力。一些中国产品，尤其是那些生产过程中密集使用劳动力的产品在国际上得到了广泛认可。2001 年加入 WTO 使中国进一步融入世界经济。在 2003 年，中国的年进出口总量

达到了1979年的120倍,其中90%以上是制造业产品。与此同时,中国正成为世界上最吸引对外直接投资(FDI)的地区之一。

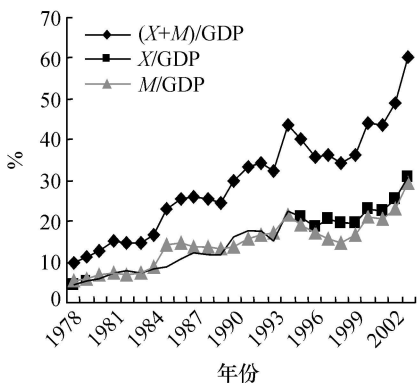
图1概括了中国在25年改革过程中经济增长、工业化和开放程度的发展趋势。图中报告的所有4个指标都具有显著的上升趋势。指标变动的另一个共同特征是它们都以1992年为分界点,在1992年之后的上升比1992年之前明显更快。这个分界点对应了中国经济改革的里程碑——中国经济改革的第三阶段,这个阶段以邓小平提出明确市场地位的“中国特色社会主义经济”鲜明口号和很多经济政策方向的重大变化为特征。



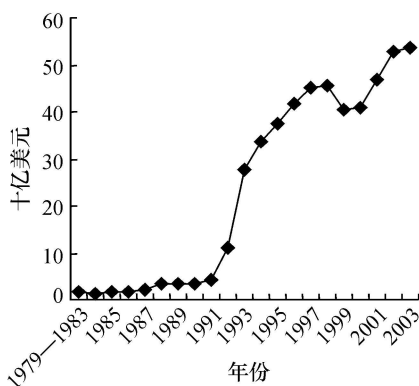
(a) GDP及其组成部分发展趋势



(b) 人均GDP发展趋势



(c) 经济开放程度



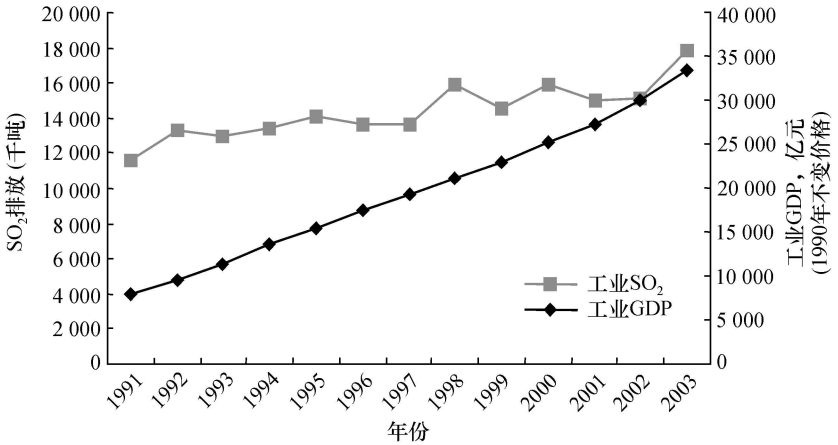
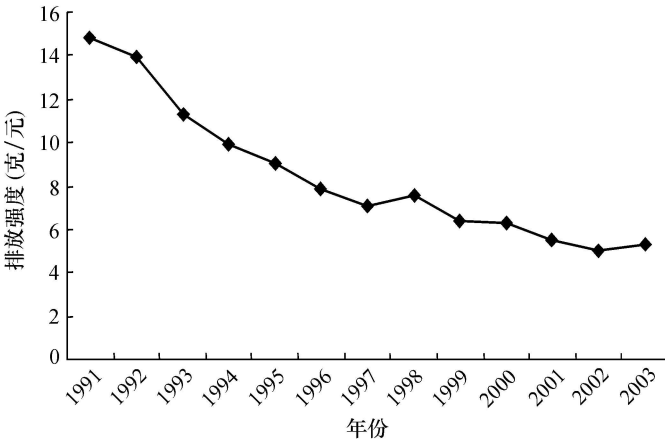
(d) 年度FDI流入

图1 一些主要宏观经济指标的发展趋势

资料来源:《中国统计年鉴》。

然而,中国的开放和经济增长上的成功似乎附着着明显的污染问题。从20世纪80年代起,城市地区的空气污染状况开始急剧恶化。尽管加强环境保护政策使空气质量在90年代有所改善,一些中国城市空气污染指标仍然是全世界最差的。2/3的中国城市没有达到中国环保局制定的空气质量标准,这说明超过3/4的城市人口生活在高度污染的空气之中。

环境质量的恶化随着经济增长和贸易自由化而加剧，然而并没有以同样的速度与经济指标共同增长。图 2 比较了 1991 年以来中国的工业总 GDP 与工业 SO₂ 排放，图中显示，工业 SO₂ 排放的增速明显低于工业 GDP。事实上这说明了工业 SO₂ 排放强度（排放/GDP）的下降趋势，这在图 2 的 (b) 部分有显示。显然，中国每单位工业产品的环境成本在这段时间内持续地下降。排放强度趋势性下降的原因可能是中国的产业结构变化、减排技术进步和国际贸易活动。

(a) 工业 GDP vs. 工业 SO₂ 排放(b) SO₂ 排放强度图 2 工业 GDP 实际值和工业 SO₂ 排放发展趋势

数据来源：《中国统计年鉴》、《中国环境统计年鉴》。

四、贸易和排放之间的关系：联立方程系统

这一部分我们建立一个联立方程系统，使我们能够将规模、结构和技术这些中间环节包括到贸易和环境的关系中去。

Dean (1998) 是建立这个联立系统的直接启发之一。在她的论文中，她利用一个较简单的联立系统研究了中国的国际贸易和工业废水排放之间的关系。她的模型假设国际贸易通过“污染庇护地”效应使污染增加，但是贸易同时促进了经济增长，从而使排放减少，这是由于收入提高使公众对改善环境的愿望更为迫切。

在这篇文章里，我们建立了一个四方程联立系统来观察贸易对排放的直接和间接影响。在亚洲国家工业化历史中经常出现的一个现象是，它们经常利用出口获得的外汇来为战略性重工业发展所需的机器设备融资。它们的出口是由于廉价产品在世界市场中占有比较优势，而它们的进口是从国家政策出发的。考虑到出口和进口的潜在差别，我们在系统里区别性地考虑了它们。Agras and Chapman (1999) 在他们的论文中作了类似的安排。我们的模型如下：

$$E_{it} = e(Y_{it}, \Omega_{it}, \tau_{it}, EX_{it}, EM_{it}), \quad (1)$$

$$Y_{it} = A_i(EX_{it})^\varphi [(K_{it} \times EM_{it}^\alpha)^\beta L_{it}^\beta]. \quad (2)$$

由于 $0 < \alpha < 1, 0 < \beta < 1, EX_{it} = \left(\frac{X_{it}}{GDP_{it}}\right), \varphi > 0, EM_{it} = \left(1 + \frac{\Delta KM_{it}}{KM_{it_0}}\right), \Delta KM_{it}$

$$= \sum_{T=t_0}^{t-1} M_{iT}, KM_{it_0} = \sum_{T=0}^{t_0-1} M_{iT}, \psi > 0$$

$$\Omega_{it} = z(EX_{it}, EM_{it}, \tau_{it}), \quad (3)$$

$$\tau_{it} = t(Y_{it}, \text{denpop}_{it}, EX_{it}, EM_{it}), \quad (4)$$

(i 代表不同省份, t 代表不同年份, $t_0 = 1992$)

其中 E_{it} 为排放量; Y_{it} 为规模效应; Ω_{it} 为结构效应; τ_{it} 为技术效应; $A_i(EX_{it})$ 为全要素生产率参数; EX_{it} 为出口外部性; K_{it} 为生产用总资本; EM_{it} 为进口外部性; L_{it} 为生产用总劳动; X_{it} 为总进口; GDP_{it} 为总 GDP; ΔKM_{it} 为相对基准年 t_0 的机器设备进口量变动; M_{it} 为年机器设备进口总量; denpop_{it} 为人口密度; KM_{it_0} 为基准年 t_0 的机器设备进口量。

方程 (1) 描述了工业 SO_2 排放的经济决定因素。我们在这个方程中包括了规模效应 (Y_{it})、结构效应 (Ω_{it}) 和技术效应 (τ_{it})。其他条件不变, 一个具有较大生产规模的经济有更多的污染排放, 因此我们期望一个正的系数, 这意味着排放 E 对人均收入 Y 的偏导数 $e_Y > 0$ 。模型中的结构效应 (Ω_{it}) 是在

Grossman (1995) 的污染分解思想的基础上, 用给定经济结构的污染情况来衡量。给定同样的生产规模, 包含更多污染行业的产业结构产生更多的污染。因此, 我们期望结构效应的系数为正, 或者说, 排放对结构效应的偏导数 $e_{\Omega} > 0$ 。更好的减排技术可以降低污染强度。给定另两个因素不变, 我们期望排放和技术效应之间负相关, 这意味着 $e_{\tau} < 0$ 。为了捕捉贸易对排放的直接效应, 我们在方程中也包括了两个贸易项目, 出口 (EX_{it}) 和进口 (EM_{it})。由于没有理论讨论贸易对污染的直接作用, 我们目前还不能预测这两项系数的方向。

在这个模型中, 我们更感兴趣的是贸易通过经济的规模、结构和技术特征对排放的间接影响, 它们在方程 (2) — (4) 中被描述。

国际贸易对经济规模的影响通过 De Melo-Robinson (1990) 和 Rodrigo and Thorbecke (1997) 形式的生产函数在方程 (2) 中得到描述。亚洲国家的国际贸易对增长影响有其特殊性, 它们促进增长的机制非常不同, 观察到这一点之后, De Melo-Robinson (1990) 在韩国的案例中以及稍后的 Rodrigo and Thorbecke (1997) 都区分了出口和进口对增长的不同影响。一方面, 出口占行业总产值比例的提高可以普遍地提高这个行业的全要素生产率。出口意味着面对国际市场的更激烈竞争, 并且出口额的增加反映了国内生产商竞争力的提高。由于出口行业经常是完全竞争的, 更高的出口额在一定程度上反映了整个行业水平上的生产力提高。出口的外部性由 $A_i \times (X_{it}/GDP_{it})^{\varphi}$ 表示, 其中 $\varphi > 0$, 说明更高的出口比例提高了全要素生产率 $A_i(\cdot)$ 。进口的外部性通过另一种方式起作用。亚洲经济的一个特殊性是它们通过进口机器和设备来支持技术和先进资本的快速积累, 实现增强每单位资本的生产效率的目的。² 由于上游和下游行业的紧密联系以及通过“干中学”甚至“看中学”实现的生产力提高, 进口机器和设备推动增长的作用非常可能从处于进口前沿的企业扩散到整个经济。这一思想通过生产方程 (2) 中的 $K_{it}^e = K_{it} \times$

$$\left(\frac{KM_{it}}{KM_{it0}}\right)^{\psi} = K_{it} \times \left[1 + \frac{\sum_{T=t_0}^{t-1} M_{iT}}{KM_{it0}}\right]^{\psi}$$

表达。其中 K_{it}^e 是有效资本存量水平。 KM_{it0}

是进口机器和设备在基准年 t_0 的存量。³ 这里 t_0 为 1992 年, 以对应数据的开始

² 一些读者可能认为机器和设备的进口在整个经济范围内的溢出效应不仅仅局限在提高效率资本水平上, 还体现在提高效率劳动水平上。与 De Melo and Robinson (1990) 相同, 我们将仅仅专注于效率资本的提高。观察机器和设备的进口可能提高劳动生产效率的外溢效应, 应该是未来一个有趣的研究主题。

³ $\Delta KM_{it} = \sum_{T=t_0}^{t-1} M_{iT}$ 的计算得到的是以不变价格人民币表示的实际值。这里, 我们首先将进口机器和设备的价值根据相关年的汇率转换为人民币, 随后根据各省和各年的投资价格指数将它调整为实际值。关于折旧, 我们允许每年初新资本形成之前的总资本按照 5% 折旧, 因此 KM 的值是机器和设备的进口以 1990 年不变价格计算的实际值(其他变量与之相同)。

年。 $\sum_{T=t_0}^{t-1} M_{iT}$ 是从基准年 t_0 至第 t 年新积累的进口机器和设备。进口技术积累对

资本生产力的提高通过设定正的参数 $\psi > 0$ 表示。由于 $\left[1 + \frac{\sum_{T=t_0}^{t-1} M_{iT}}{KM_{i0}} \right] \geq 1$ ，更

大的进口外部性的弹性 ψ 可以使同样水平的资本存量 K_{it} 更有效率，而这会促进总产量的增长。

贸易通过产业结构变迁对污染的间接作用体现在结构决定函数(3)中。Antweiler, Copeland, and Taylor (2001) 相信国际贸易对产业结构污染状况的影响很大地依赖于一个经济在“污染庇护地”基础上和资源禀赋基础上的比较优势的力量对比。由于一个国家的出口由它的比较优势情况决定，我们期望进口变量的系数 (EX_{it}) 会反映这两方面比较优势的力量对比结果。对于一个劳动力丰富的发展中国家，我们认为 EX_{it} 的正系数是“污染庇护地”假说下的比较优势起决定性作用的证据，而一个为负的系数是资源禀赋起决定性影响的证据。

进口在产业结构变迁中的作用更复杂。一方面，像 Copeland and Taylor (2003) 提出的，由于中国有丰富的廉价劳动力，进口可以通过填补生产和国内消费商品种类的空缺，促使中国分工于一般而言污染较少的劳动密集型产业。另一方面，进口机器和设备的积累也可以推动特定重工业的发展，而重工业是工业化战略的要求，却不是发展中国家的比较优势。因此，我们此时尚不能决定 EM_{it} 的符号。另外，如同 Wang and Wheeler (1996) 一样，World Bank (2000) 指出“中国的税收系统一直比想象中的更好”。我们也希望核实不同省之间排放税收的差异是否会显著地影响产业结构的变迁。因此，我们也将 τ_{it} 包括在方程中，并期望它有一个负的系数，因此 Ω_{it} 关于 τ_{it} 的偏导数应该为 $z_{\tau} < 0$ 。

方程(4)描述了技术效应的决定方式。像新古典理论 (Selden and Song, 1994; Lopèz, 1994) 提出的那样，我们考虑了技术效应的四个潜在决定因素。第一个是经济增长 (Y_{it})，它描述了当人们富裕后，公众对环境改善的需要以及改善环境能力的提高使社会更努力地控制污染，因此我们期望 $t_y > 0$ 。第二，给定同样的收入水平，较高的人口密度加剧了污染的边际损害，并促使人们更重视对污染的治理。因此，我们也将人口密度纳入了这个方程，并期望 $t_{DENPOP} > 0$ 。第三，出口对技术效应的影响因两个不同假说而不同。“斜坡效应”假说认为国际市场的竞争压力可能会迫使中国政府减弱其环境法规强度，从而使治理污染活动受挫，这样的话， $t_{EX} < 0$ 。然而，如果供应世界市场要求中国国内生产商必须服从更严格的国际环境标准，这也可能促进治理污染活动，因此我们应该期望 $t_{EX} > 0$ 。由于这两种假说关于出口对技术效应的影响讲的是两回事，出口对技术效应的最终影响是由估计系数来揭示的。第四，由于我们用每一年年初污染治理活动中使用的工业资本来衡量技术效

应，预测机器和设备的进口对技术效应的影响方向相对较容易。首先，一般来说进口机器和设备代表了先进的污染治理技术，它们在生产中的参与可能提高污染治理活动的效率。其次，进口机器设备越多越有利于购进新的、更先进的外国设备，以用于环境的改造。因此我们可以期望进口指标有一个正的系数。

在全微分之后，我们得到下面的新联立系统（1*）—（4*）。

$$\begin{aligned} \frac{\dot{E}_{it}}{E_{it}} &= e_y \times \frac{Y_{it}}{E_{it}} \times \frac{\dot{Y}_{it}}{Y_{it}} + e_\tau \times \frac{\tau_{it}}{E_{it}} \times \frac{\dot{\tau}_{it}}{\tau_{it}} + e_\Omega \times \frac{\Omega_{it}}{E_{it}} \times \frac{\dot{\Omega}_{it}}{\Omega_{it}} \\ &+ e_{EX} \times \frac{EX_{it}}{E_{it}} \times \frac{\dot{EX}_{it}}{EX_{it}} + e_{EM} \times \frac{EM_{it}}{E_{it}} \times \frac{\dot{EM}_{it}}{EM_{it}} \\ &= \eta_{E,Y} \times \frac{\dot{Y}_{it}}{Y_{it}} + \eta_{E,\Omega} \times \frac{\dot{\Omega}_{it}}{\Omega_{it}} + \eta_{E,\tau} \times \frac{\dot{\tau}_{it}}{\tau_{it}} + \eta_{E,EX} \times \frac{\dot{EX}_{it}}{EX_{it}} \\ &\quad (+) \quad (+) \quad (-) \quad (?) \\ &+ \eta_{E,EM} \times \frac{\dot{EM}_{it}}{EM_{it}}, \end{aligned} \quad (1^*)$$

$$\begin{aligned} \frac{\dot{Y}_{it}}{Y_{it}} &= \frac{\dot{A}_{it}}{A_{it}} + \phi \times \frac{\dot{EX}_{it}}{EX_{it}} + \alpha \times \frac{\dot{K}_{it}}{K_{it}} + \alpha\psi \times \frac{\dot{EM}_{it}}{EM_{it}} + \beta \times \frac{\dot{L}_{it}}{L_{it}}, \\ &\quad (+) \quad (+) \quad (+) \quad (+) \quad (+) \end{aligned} \quad (2^*)$$

$$\begin{aligned} \frac{\dot{\Omega}_{it}}{\Omega_{it}} &= z_{EX} \times \frac{EX_{it}}{\Omega_{it}} \times \frac{\dot{EX}_{it}}{EX_{it}} + z_{EM} \times \frac{EM_{it}}{\Omega_{it}} \times \frac{\dot{EM}_{it}}{EM_{it}} + z_\tau \times \frac{\tau_{it}}{\Omega_{it}} \times \frac{\dot{\tau}_{it}}{\tau_{it}} \\ &= \eta_{\Omega,EX} \times \frac{\dot{EX}_{it}}{EX_{it}} + \eta_{\Omega,EM} \times \frac{\dot{EM}_{it}}{EM_{it}} + \eta_{\Omega,\tau} \times \frac{\dot{\tau}_{it}}{\tau_{it}}, \\ &\quad (?) \quad (?) \quad (-) \end{aligned} \quad (3^*)$$

$$\begin{aligned} \frac{\dot{\tau}_{it}}{\tau_{it}} &= t_y \times \frac{Y_{it}}{\tau_{it}} \times \frac{\dot{Y}_{it}}{Y_{it}} + t_{denpop} \times \frac{DENPOP_{it}}{\tau_{it}} \times \frac{\dot{DENPOP}_{it}}{DENPOP_{it}} \\ &+ t_{EX} \times \frac{EX_{it}}{\tau_{it}} \times \frac{\dot{EX}_{it}}{EX_{it}} + t_{EM} \times \frac{EM_{it}}{\tau_{it}} \times \frac{\dot{EM}_{it}}{EM_{it}} \\ &= \eta_{\tau,Y} \times \frac{\dot{Y}_{it}}{Y_{it}} + \eta_{\tau,DENPOP} \times \frac{\dot{DENPOP}_{it}}{DENPOP_{it}} + \eta_{\tau,EX} \times \frac{\dot{EX}_{it}}{EX_{it}} \\ &\quad (+) \quad (+) \quad (?) \\ &+ \eta_{\tau,EM} \times \frac{\dot{EM}_{it}}{EM_{it}}. \end{aligned} \quad (4^*)$$

这个数学变换把这个联立系统中的每个变量都转换为它的增长率。这个系统中包括四个内生变量 \dot{E}_{it}/E_{it} , \dot{Y}_{it}/Y_{it} , $\dot{\Omega}_{it}/\Omega_{it}$ 和 $\dot{\tau}_{it}/\tau_{it}$ 以及五个外生变量 \dot{K}_{it}/K_{it} , \dot{L}_{it}/L_{it} , \dot{EX}_{it}/EX_{it} , \dot{EM}_{it}/EM_{it} 和 $\dot{DENPOP}_{it}/DENPOP_{it}$ 。 \dot{A}_{it}/A_{it} 是通常的全要素生产率的增长率。由于我们没有办法度量它，为方便起见，我们在研究

中简单地将它设定为每个省特有的一个常数。于是系统被设定完毕。

从数学的角度来看,这个新联立系统中估计的系数是因变量对自变量的弹性。如此设定之后,贸易通过三个中间环节对排放的影响就可以通过将排放对经济决定因素的弹性乘以经济决定因素对贸易的弹性直接计算得到。在联立系统(1*)到(4*)的基础上,我们在(5)和(6)中概括了出口(EX_{it})和进口(EM_{it})通过七种不同渠道对排放(E_{it})的影响,这些渠道可被归为四类:直接的影响,以及通过规模、技术和结构效应的影响。

$$\begin{aligned} \frac{\partial E}{\partial EX} = & \underbrace{\eta_{E,EX}}_{\substack{\text{直接效应} \\ (?)}} + \underbrace{\eta_{E,Y} \times \varphi}_{\substack{\text{规模效应} \\ (+)}} + \underbrace{\eta_{E,\tau} \times \eta_{\tau,EX}}_{\substack{\text{技术效应} \\ (-)}} + \underbrace{\eta_{E,\tau} \times \eta_{\tau,Y} \times \varphi}_{\substack{\text{与经济增长相关的} \\ \text{间接技术效应} \\ (-)}} \\ & + \underbrace{\eta_{E,\Omega} \times \eta_{\Omega,EX}}_{\substack{\text{结构效应} \\ (-)}} + \underbrace{\eta_{E,\Omega} \times \eta_{\Omega,\tau} \times \eta_{\tau,EX}}_{\substack{\text{通过加强技术效应作用的} \\ \text{间接结构效应} \\ (-)}} + \underbrace{\eta_{E,\Omega} \times \eta_{\Omega,\tau} \times \eta_{\tau,Y} \times \varphi}_{\substack{\text{与经济增长联系的} \\ \text{间接结构效应} \\ (-)}}, \quad (5) \\ & \underbrace{\hspace{15em}}_{\substack{\text{总结构效应} \\ (?)}} \end{aligned}$$

$$\begin{aligned} \frac{\partial E}{\partial EM} = & \underbrace{\eta_{E,EM}}_{\substack{\text{直接效应} \\ (?)}} + \underbrace{\eta_{E,Y} \times \alpha \psi}_{\substack{\text{规模效应} \\ (+)}} + \underbrace{\eta_{E,\tau} \times \eta_{\tau,EM}}_{\substack{\text{技术效应} \\ (?)}} + \underbrace{\eta_{E,\tau} \times \eta_{\tau,Y} \times \alpha \psi}_{\substack{\text{与经济增长相关的} \\ \text{间接技术效应} \\ (-)}} \\ & + \underbrace{\eta_{E,\Omega} \times \eta_{\Omega,EM}}_{\substack{\text{结构效应} \\ (-)}} + \underbrace{\eta_{E,\Omega} \times \eta_{\Omega,\tau} \times \eta_{\tau,EM}}_{\substack{\text{通过加强技术效应作用的} \\ \text{间接结构效应} \\ (-)}} + \underbrace{\eta_{E,\Omega} \times \eta_{\Omega,\tau} \times \eta_{\tau,Y} \times \alpha \psi}_{\substack{\text{与经济增长联系的} \\ \text{间接结构效应} \\ (-)}}, \quad (6) \\ & \underbrace{\hspace{15em}}_{\substack{\text{总结构效应} \\ (?)}} \end{aligned}$$

对于进口和出口,方程(5)和(6)的第一项分别说明贸易对排放的直接作用,它们的系数将从对方程(1*)的估计中得到。规模效应通过第二项表示,它显示了由进口和出口的外部性促使经济增长进而导致排放量的增加。后面的两项说明了国际贸易通过改变技术效应对排放的影响。其中的第一项是在方程(4*)中估计的国际贸易对技术效应的直接影响。第二项显示的是相对更间接的联系,即贸易促进经济增长,进而改善技术效应,最终减少污染。(5)式和(6)式中的最后三项显示了排放量因结构的不同而有所变化。其中的第一项显示与开放程度直接相关的结构调整引起的排放变化。其中的后两项衡量了与贸易间接相关的结构调整引起的排放变化(即贸易促进经济增长,

进而影响到结构的变化，或污染治理技术改善对结构的影响。)

贸易和排放之间的七种关系可以被归纳为直接渠道（第一级）和间接渠道（第二级和第三级），如图 3 所示。直接渠道揭示了贸易和排放之间的直接关系。三个第一级间接渠道反映了由贸易直接影响三种效应导致的排放变化。两个第二级间接渠道描述了由贸易促成的经济增长对结构和技术效应的影响导致的排放变化。最后，第三级的间接渠道描述了贸易通过对技术效应的增强对排放的影响。在计算贸易对排放的总影响时，我们只需要将这些不同渠道的影响汇总起来。在图 3 中，我们利用灰色来表示所有与贸易有关的排放变动。

五、计量分析

（一）数据选择

我们利用中国 1993—2001 年的省级面板数据来进行分析。我们在一般情况下相信中国统一的统计系统提供的各省经济和污染数据的可比性和可信度。由于地理和政治原因，各省之间经济和污染情况的地域差别在过去 25 年间不断快速扩大，这在某种程度上保证了我们实证研究的效率。因为中国出口和进口的重大增长都发生在 1992 年之后，将我们的分析专注在 1993—2001 年期间使我们能够了解贸易对经济和污染情况的主要影响。

由于在上一部分提出的结构模型需要生产规模、产业结构和技术特点方面的详细数据，我们将研究仅仅集中在排放和经济指标数据都满足需要的工业部门。然而，在这样做时，我们忽略了生活部门 SO_2 的排放状况。幸运的是，我国国家层次可得到的数据显示在 1991—2005 年期间，生活部门排放的 SO_2 基本稳定在 360 万吨左右。从图 4 中我们也可以看出 SO_2 总排放量的变化趋势主要由工业部门 SO_2 排放量的变动决定。我们因此相信我们的研究可以很好地描述中国总 SO_2 排放量变化趋势的决定过程。

关于生活部门 SO_2 稳定不变的排放量可以作如下解释：首先，人们普遍认为在中国 SO_2 的产生最主要源于煤的燃烧。图 5 证实了这一点。尽管 1997 年以来煤的消费在能源总消费量中的比重有轻微的下降（从 75% 下降到大约 70%），⁴ 在同一时期煤的绝对消费量保持以 4.8% 的平均速度增长。自 1990 年以来，每年以 4.5% 左右的速度增长的 SO_2 总排放量与煤消费量的变化几乎一致， SO_2 排放量在 2000 年轻微地下降，并在最后 5 年间又以之前的速度迅速增长。

⁴ 在 1997 年煤消费量占能源总消费量的比重达到了最高值。

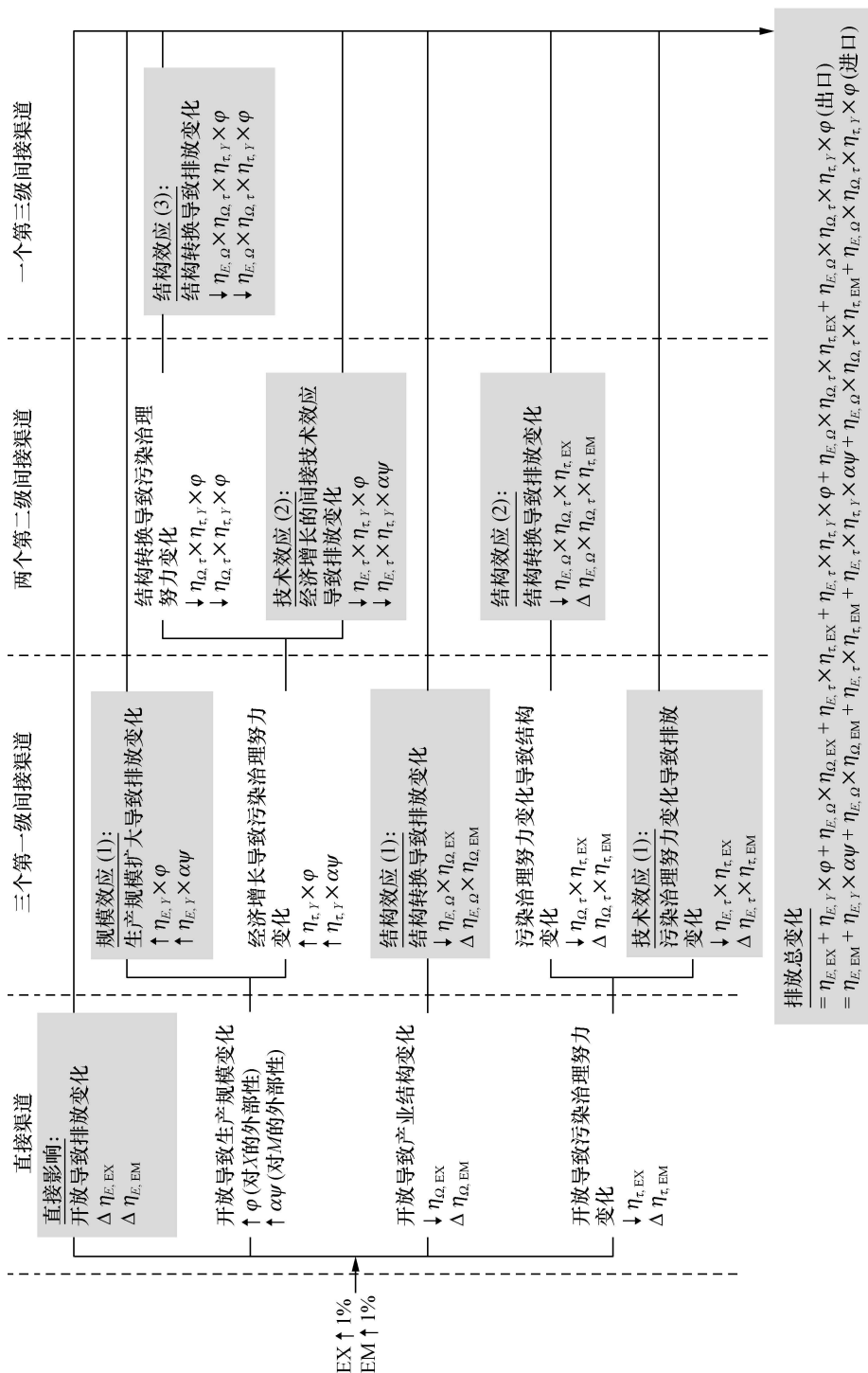
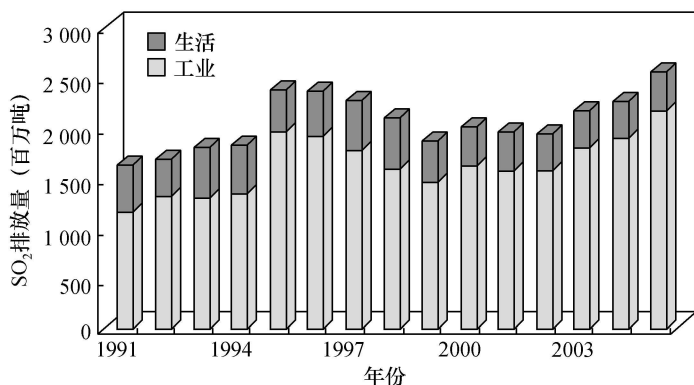
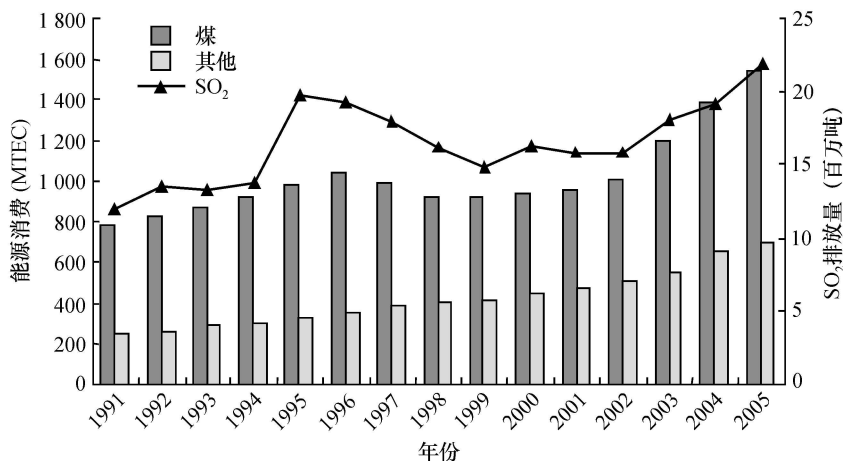


图 3 图解贸易通过不同渠道对污染的影响

图 4 中国工业和生活 SO₂ 排放量 (1991—2005)

数据来源：中国统计年鉴。

图 5 中国 SO₂ 排放量和能源消费 (1991—2005)

数据来源：中国统计年鉴。

进一步地，大部分煤的消费事实上集中在工业部门而非生活部门。从图 6 中我们可以看出，作为能源消费中的一个不起眼角色，生活部门的煤消费量从 20 世纪 90 年代的后半期开始持续下降。这个下降被同期生活部门电力消费的快速增长抵消了，或者更准确地说，被过分抵消了。如果我们相信生活部门的能源需求增长来自于中国 20 世纪 90 年代以来改革或贸易引起的收入增长，它们对环境的影响事实上间接地来自于中国的工业活动：生活部门煤被电的替代事实上说明与消费相关的污染活动被转移到了发电行业。从这个角度出发，研究工业 SO₂ 排放状况可以很好地显示总的 SO₂ 排放情况。

与环境指标相比，污染的三个决定因素也是在工业部门的层次度量的。我们利用工业部门实际 GDP 来衡量规模效应。为了描述产业结构的变迁，我们需要概括各省份不同工业部门对环境的不同影响。因此我们建立了一个综

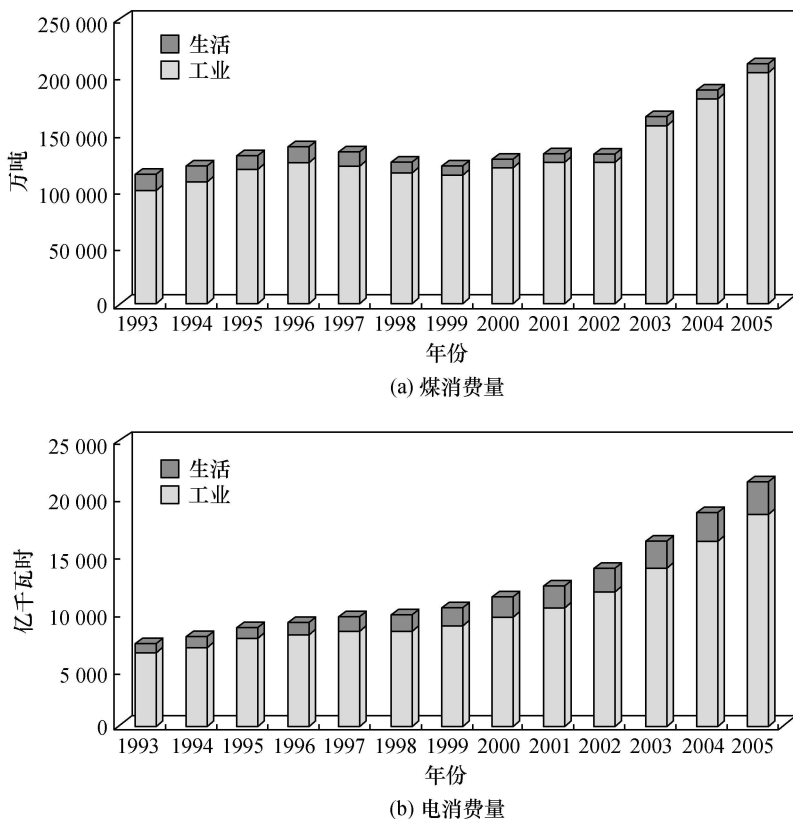


图6 工业和生活部门的煤电消费量

数据来源:《中国统计年鉴》。

合指标 $\Omega_u = \sum_j \left(\frac{Y_{ju}}{Y_u} \times e_{j,0} \right)$, 其中 Y_{ju} 表示 13 个部门中的 j 部门在 i 省份的 t 年的产值, $e_{j,0}$ 是这 13 个部门各自在 1991 年的初始 SO_2 排放强度。^{5,6,7} 我们之所以使用这个综合结构指标, 而非常用的以资本对劳动比例 (K/L) 衡量的资本充足率, 如 Copeland and Taylor (1994)、Antweiler *et al.* (2001)、Cole *et al.* (2005) 以及 Cole (2004a, 2004b) 等, 是建立在下面的思考基础上: 首先, 本论文使用的联立系统要求结构效应是一个内生变量, 但资本和劳动作为生产要素是外生的。利用资本充足率 (K/L) 来衡量结构效应显然不能满足这个

⁵ 这 13 个工业部门是采矿业, 食品和饮料, 纺织, 造纸及纸制品, 能源行业, 化学原料, 制药, 纤维, 非金属矿物制造业, 金属加工和冶炼, 金属制品, 机械, 以及其他行业(数据来源:《中国工业经济统计年鉴(1989—2002)》)。

⁶ Keller and Levinson (2002) 也使用了同样的表达式来衡量各个国家的工业结构, 以此来调整国家水平上环境治理成本的度量。附录 1 中给出了对这个综合结构指标的详细介绍。

⁷ 由于被纳入指标的这 13 个工业部门的总产值占了省年工业 GDP 产量的 98%, 我们有信心这个综合指标可以反映工业结构对环境表现的一般影响。

要求。其次，使用 K/L 来衡量结构效应暗含的基本假设是污染密集型产业是更为资本密集的。然而，Dinda *et al.* (2000) 以及 He (2009) 都指出这个前提可能的模糊性，这是因为一些“资本密集型部门也可能是更清洁技术的拥有者” (Dinda *et al.*, 2000)。在更详细的结构和排放特点上建立起来的综合指数可以帮助我们克服这种模糊性。由于很难找到一个合适的度来衡量各省环保法规的严格程度，我们利用每年年初工业部门用于环境治理活动的资本存量来度量技术效应。根据 Grossman (1995) 的分解，在给定同样的生产规模和产业结构的条件下，排污技术可以减少排放量，排放量越小，排污技术效应就越明显。由于污染治理活动的更密集投资（以设备数目增加或利用新技术的形式）可以减少排放强度，我们认为污染治理活动中使用的资本存量可以作为技术效应的一个好的代理变量。⁸

考虑到 5 个外生变量的数据选择，生产要素如资本和劳动是通过 1990 年不变价格表示的资本存量和工业部门的就业人员来表示的。⁹ 人口密度是通过将各省人口除以面积计算得到的。由于无法得到省级水平上的工业产品出口的详细数据，出口 (EX_{it}) 是用年度总出口除以各省总 GDP 度量的。进口变量 (EM_{it}) 的度量方法与 De Melo and Robinson (1990) 稍有不同。在本文中我们利用各省制造品进口存量与其在 1992 年的存量基准值的比来衡量进口。^{10,11} 由于本文将利用污染治理活动中使用的资本存量度量技术效应，机器和设备进口存量 (EM_{it}) 对技术效应的影响会和上一部分解释的有所不同。一方面，进口机器和设备一般代表先进的生产技术，可以节约用于污染治理活动的投资。在这样的情况下，我们期望 EM_{it} 有一个负的系数。另一方面，进口机器和设备也有可能专门用于污染治理，因此我们也可以期望它有一个正的系数。于是，在目前，我们无法清楚地预测进口机器和设备存量 (EM_{it}) 对技术效应影响的系数符号是正还是负。表 1 提供了模型所用的数据的详细统计描述。所有的变量事实上都是以它们的增长率进入估计式的。

⁸ 当然，我们承认，某些污染减少来自于更一般的技术进步，它提高了同样投入的生产效率。然而在我们的模型中，这一类的排放减少可以在事实上（部分地）被全要素生产率的提高描述。

⁹ 各省的总工业资本存量是通过永续盘存法，经过每年固定投资经过固定投资价格指数调整后得到的实际值（在 1990 年不变价格的基础上）计算的。永续盘存法的更多细节可以在 Wu (1999) 中找到。折旧率设为 5%。

¹⁰ 由于数据的不可得，我们利用进口制造品的存量作为进口机器和设备品存量的近似。这一系列数据是由作者根据省级水平的《中国对外经济贸易年鉴（1984—2001）》编辑的。我们利用进口制造品存量作为进口机器和设备存量的近似有两个理由：首先，中国很多进口制造品在组装之后重新出口。这一类的进口显然有助于增强中国的工业生产力。其次，制造业产品进口和机器设备进口在国家层面的数据从 1985 年开始可得，这两个系列数据的比较显示进口机器和设备在总制造品进口中总是占有重要和稳定的比重（超过 50%）。一个简单的相关检验也揭示，这两个系列数据的相关系数为 0.9985，呈现非常强的相关性。

¹¹ 选择 1992 年作为基准年的原因主要是中国的对外贸易政策和行政系统从这一年起经历了大变化。制造品进口的积累可以被追溯到 1980 年。

表1 数据统计描述

变量	相关数据	观测值	平均值	标准差	最小值	最大值
内生变量						
E	年工业 SO ₂ 排放量, 千吨	261	494.49	363.01	16.68	1760.06
Y	实际 GDP, 亿元, 1990 年价格	261	70.10	65.90	2.72	353.00
Ω	综合结构指标	261	24.27	5.53	13.02	44.25
τ	污染治理利用资本存量	261	1009.28	710.93	13.941	4094.81
外生变量(增长率)						
\dot{E}/E		232	0.025	0.155	-0.337	0.688
\dot{Y}/Y		232	0.120	0.047	-0.059	0.344
$\dot{\Omega}/\Omega$		232	0.041	0.128	-0.254	0.705
$\dot{\tau}/\tau$		232	0.161	0.068	0.045	0.430
外生变量						
K	工业部门资本存量, 亿元, 1990 年价格	261	128.000	125.000	12.200	776.000
L	工业部门就业人员	261	344.68	249.78	19.60	1002.00
EX	出口占 GDP 比重 (X/GDP)	261	8.77	15.51	0.21	96.13
EM	机器和设备进口存量与基准年的比值 (KM_t/KM_{1992})	261	5.847	4.326	1.158	30.279
$denpop$	每平方千米人口密度	261	357.04	421.29	5.99	2700.20
外生变量(增长率)						
\dot{K}/K		232	0.042	0.041	-0.034	0.176
\dot{L}/L		232	-0.022	0.065	-0.300	0.127
\dot{EX}/EX		232	0.090	0.282	-0.461	1.369
\dot{EM}/EM		232	0.284	0.177	0.057	1.309
$\dot{denpop}/denpop$		232	0.012	0.024	-0.099	0.189

注:(1) 由于数据缺乏, 西藏被排除在样本之外, 所有其他省份都有 9 个观测值(1993—2001)。

(2) 工业部门资本存量是通过永续盘存法计算的, 通过把它除以相关的固定资产投资价格指数后得到实际值(1990 年不变价格)。关于永续盘存法的更多细节可以参考 Wu (1999)。

(3) 工业空气污染治理中使用的资本存量是通过除以固定资产投资价格指数后得到的实际值(1990 年不变价格)。数据来源:《中国环境年鉴(1987—1997)》,《中国环境年鉴(1998—2002)》。

(4) 出口数据是在省级经济的水平上, 而非在工业部门的水平上。由于我们感兴趣的是出口的外部性以及它通过排放决定因素对排放的间接影响, 我们不认为要实现本文的目的必须使用部门水平上的数据。

(5) 年制造品进口量是由作者根据《中国对外经济贸易年鉴(1984—2001)》中的省级数据计算得到的。

(6) 结构效应的构建基础是 1985 年至 2002 年的《中国工业经济统计年鉴》中各工业部门的统计数据。

(7) 其他数据来自于《中国统计年鉴(1985—2004)》。

(二) 实证方法

在一个联立模型和省级面板数据的基础上, 我们的实证分析需要考虑三方面的误差。第一和第二个误差来自于我们数据的动态面板特性。一方面, 为了区分各省之间不同的时不变效应, 我们需要在省级层面上使用固定效应

估计量。另一方面，我们也需要注意到各省数据中可能存在的序列相关问题。这两个考虑要求我们对每个方程的估计都使用 Blundell and Bond (1998) 提出的动态 GMM 估计量。

动态 GMM 估计是对 Anderson and Hsiao (1982) 和 Arellano and Bond (1991) 方法的发展。这个方法建议在每个估计方程的右边包括因变量的一期滞后项，从而去除残差可能存在的一阶自相关。与此同时，为了处理时不变的固定效应，它使用了 Arellano and Bond (1991) 建议的一阶差分变换。因此每个方程事实上的形式成为 $y_{it} - y_{i,t-1} = \rho(y_{i,t-1} - y_{i,t-2}) + (x'_{it} - x'_{i,t-1})\beta + (\epsilon_{it} - \epsilon_{i,t-1})$ ，其中 y_{it} 表示因变量， x_{it} 表示自变量向量， ϵ_{it} 是残差。这个新的估计方程同时消除了序列相关和固定效应，但之后内生变量的差分 $(y_{i,t-1} - y_{i,t-2})$ 显然和误差项 $(\epsilon_{it} - \epsilon_{i,t-1})$ 相关，因为 $y_{i,t-1} - y_{i,t-2} = \rho(y_{i,t-2} - y_{i,t-3}) + (x'_{i,t-1} - x'_{i,t-2})\beta + (\epsilon_{i,t-1} - \epsilon_{i,t-2})$ 。因此 $E(dy_{i,t-1} d\epsilon_{it}) \neq 0$ ，估计量有偏。Arellano and Bond (1991) 建议使用所有另外的矩限制来扩大工具变量的集合，这意味着内生变量滞后项的工具变量 $(y_{i,t-1} - y_{i,t-2})$ 被扩张了 $y_{i,t-2}, y_{i,t-3}, y_{i,t-4}, \dots, y_{i1}$ 。

Blundell and Bond (1998) 相比 Arellano and Bond (1991) 的主要发展是他们对工具变量的革新和对差分之外额外的水平信息 (level information) 的利用。“差分矩限制和水平矩限制的结合就是 Arellano and Bond 提出的所谓 GMM 系统估计量” (Behr, 2003)。对本文具体而言，这个估计方法意味着对四个方程中的每一个，我们通过加上两种形式的估计系数必须相等的限制，同时利用一阶差分形式和水平形式 (level function form) 的估计。一阶差分函数中内生变量的滞后量 $(y_{i,t-1} - y_{i,t-2})$ 采用水平变量 $y_{i,t-2}, y_{i,t-3}, \dots, y_{i,2}, y_{i,1}$ 作为工具变量，而滞后内生变量 $y_{i,t-1}$ 采用差分变量 $(y_{i,t-2} - y_{i,t-3}), (y_{i,t-3} - y_{i,t-4}), \dots, (y_{i,2} - y_{i,1})$ 作为工具变量。

第三个偏差的存在与联立系统有关。面对系统中内生变量之间的相关，我们怀疑不同方程的残差之间存在相关，即 $\text{cov}(\epsilon_i, \epsilon_j) \neq 0, i \neq j, i$ 和 j 表示系统中的不同方程。这个相关的存在会使单方程估计的结果出现偏差。因此，我们需要使用传统的 GMM 估计量来估计联立系统，它通过用系统中的外生变量作为所有内生变量的工具变量，从整体上对系统中四个残差的协方差矩阵作出限制。

然而，不存在已有的将传统的联立系统 GMM 估计量和 Blundell-Bond 用于动态面板数据的 GMM 系统估计量结合起来的计量包。幸运的是，Balestra and Nerlove (1966) 和 Sevestre and Trognon (1996) 发展的工具变量方法指出了分步实现 Blundell-Bond 式工具变量方法的合适办法，这允许我们最终将 Blundell-Bond (1998) 的特殊工具变量方法和传统的联立系统 GMM 估计结合起来。

估计具体通过两步来实现。第一步，如同 Sevestre and Trognon (1996)，我们用所有的工具变量同时拟合联立系统的四个方程中滞后因变量的水平形

式和一阶差分形式。第二步,我们将由工具变量拟合后的滞后因变量作为外生变量纳入相关的估计方程来实现联立方程的 GMM 估计。事实上,我们通过不同形式估计系数必须相等的限制,同时进行一阶差分形式和水平形式的估计。

(三) 联立方程系统的估计结果

表 2 给出了系统估计的结果。整个系统的拟合是令人满意的。大多数系数具有期望的符号并呈现高显著性。Hausman (1978) 的设定检验证实了方程水平上滞后内生变量所用的工具变量需要的正交性假设。 J 统计量也证明了整个系统使用工具变量方法的效率。在方程右边加上因变量滞后项也在大多数方程中成功地消除了一阶自相关问题。微小的方程间残差相关系数显示了联立系统的 GMM 估计量的效率很高。为了比较,我们也通过 3SLS 方法(三阶段最小二乘法)估计了联立系统,见表 3。结果显示大部分系数没有因方法的变化而受到影响,但通过 GMM 估计得到的系数明显具有更好的收敛特性。因此我们将只评论表 2 GMM 估计量得到的结果。

表 2 的第一列说明了对 SO_2 排放量的经济决定方式的估计结果。工业 SO_2 排放量的三个经济决定因素的符号和显著性都证实了 Grossman 分解 (1995) 的理论猜想。生产规模的扩大和污染行业比例的上升都导致了工业 SO_2 排放量的增加。相反的,污染治理活动中使用的资本量的增加或技术效应的增强会降低污染。分别检验进口和出口对排放的影响显示了它的效果。在排放的直接决定函数中,我们发现进口和出口的系数显著但正好相反。出口对排放的直接作用是恶化排放状况。估计结果显示,如果年度出口占 GDP 的比重增加 1%,总排放量会增加 0.115%。相反的,进口对排放的直接作用是缓解排放状况,加速积累进口制造品是一个对环境友好的因素,相对基准年 1992 年的制造品进口积累若增加 1%,会使工业 SO_2 排放量降低 0.382%。

第二列中显示的生产函数的估计结果证实了出口和进口的正外部性。出口外部性对全要素生产率 φ 的影响的系数为 0.020,而进口外部性的系数为 0.153。¹²从中国的工业经济中估计的进口和出口的外部性弹性,与在针对亚洲国家的一些可计算一般均衡分析,如 De Melo and Robinson (1990) 对韩国的研究以及 Rodrigo and Thorbecke (1996) 对印度尼西亚的研究中得到的外部性弹性的数值(一般为 0.1)比较,呈现出较好的一致性,但在中国,出口外部性的估计值相对较低。

¹² 进口外部性的系数不能直接通过计量估计得到,事实上进口项目的系数为 $\alpha\psi$, 因此 $\psi = \alpha\psi/\alpha = 0.039/0.255 = 0.153$ 。这里 α 是 \dot{K}_t^i 项之前的系数, α 的经济含义是生产函数采取柯布-道格拉斯函数形式情况下资本的产出弹性。

表 2 联立系统估计结果 (3SLS, 固定效应模型, 29 省 10 年数据
(1994—2003), 一阶差分后得到 203 个观测值)

变量	3SLS			
	$\dot{E}_i / E_i (1)$	规模效应	结构效应	技术效应
		$\dot{Y}_i / Y_i (2)$	$\dot{\Omega}_i / \Omega_i (3)$	$\dot{\tau}_i / \tau_i (4)$
\dot{E}_i / E_i 滞后项	-0.193*** (3.1833)			
\dot{Y}_i / Y_i 滞后项		0.664*** (19.284)		
$\dot{\Omega}_i / \Omega_i$ 滞后项			-0.075** (2.079)	
$\dot{\tau}_i / \tau_i$ 滞后项				0.686*** (10.096)
\dot{Y}_i / Y_i	2.635*** (3.145)			0.353*** (3.569)
$\dot{\Omega}_i / \Omega_i$	2.667*** (5.549)			
$\dot{\tau}_i / \tau_i$	-1.152** (2.214)		-0.156* (1.870)	
\dot{K}_i / K_i		0.282*** (5.829)		
\dot{L}_i / L_i		-0.041* (1.559)		
\dot{EX}_i / EX_i	0.130** (2.498)	0.025*** (3.419)	-0.030 (1.162)	0.054*** (4.465)
\dot{EM}_i / EM_i	-0.763*** (4.723)	0.025** (1.921)	0.270*** (6.511)	-0.021 (0.987)
$\dot{\text{denpop}}_i / \text{denpop}_i$				0.418*** (4.006)
Hausman (一阶差分形式)	17.99 (0.006)	25.71 (0.000)	11.36 (0.010)	4.94 (0.432)
Hausman (水平形式)	9.46 (0.149)	6.84 (0.233)	6.16 (0.104)	0.31 (0.997)
自相关 $\hat{\rho}$	-0.570*** (8.93)	-0.559*** (10.50)	-0.501*** (8.34)	-0.214*** (2.91)
J 统计量	—			
残差平方和	1.48×10^{-18}			

注：(1) *** 表示在 1% 的水平上统计显著，** 表示在 5% 的水平上统计显著，* 表示在 10% 的水平上统计显著。

(2) 由于省固定效应被一阶差分转化消除，而同省份观测值之间的序列相关也通过在方程右边加入滞后因变量的工具变量去除了，本文中的联立系统是利用横截面 3SLS 估计的，其中的异方差问题通过使用 White 的异方差一致协方差矩阵解决。

(3) 在方程水平上，利用 Hausman 检验来进行识别检验，它证实了滞后因变量所使用工具变量的有效性。

(4) 自相关检验方法来自 Woodridge (2002, 第 282—283 页)。这是一个对一阶差分固定效应估计中可能存在的序列相关问题的简单检验，它建立在以下的 $e_{it} = \rho e_{it-1} + \text{error}_{it}$ 简单回归基础上， $t=3, 4, \dots, T; i=1, 2, \dots, N$ 。当系数的值接近 -0.5 时，一阶差分估计就能保证残差的稳定性。

表3 联立系统估计结果(应用到联立系统中的动态GMM方法,固定效应模型,29省10年数据(1994—2003),一阶差分后得到203个观测值)

变量	$\dot{E}_i/E_i(5)$	规模效应	结构效应	技术效应
		$\dot{Y}_i/Y_i(6)$	$\dot{\Omega}_i/\Omega_i(7)$	$\dot{\tau}_i/\tau_i(8)$
\dot{E}_i/E_i 滞后项	-0.441*** (6.528)			
\dot{Y}_i/Y_i 滞后项		0.707*** (17.908)		
$\dot{\Omega}_i/\Omega_i$ 滞后项			-0.253*** (4.341)	
$\dot{\tau}_i/\tau_i$ 滞后项				0.485*** (7.046)
\dot{Y}_i/Y_i	2.217*** (2.908)			0.609*** (6.134)
$\dot{\Omega}_i/\Omega_i$	2.098*** (4.528)			
$\dot{\tau}_i/\tau_i$	-1.266*** (2.602)		-0.112 (1.280)	
\dot{K}_i/K_i		0.255*** (5.763)		
\dot{L}_i/L_i		0.023 (0.967)		
\dot{EX}_i/EX_i	0.115** (2.571)	0.020*** (3.423)	-0.078*** (3.366)	0.043*** (2.606)
\dot{EM}_i/EM_i	-0.382*** (2.420)	0.039** (2.509)	0.249*** (4.899)	0.004 (0.271)
$\dot{\text{denpop}}_i/\text{denpop}_i$				0.249*** (3.664)
Hausman (一阶差分形式)	17.99 (0.006)	25.71 (0.000)	11.40 (0.023)	4.94 (0.432)
Hausman (水平形式)	9.46 (0.149)	6.84 (0.233)	6.76 (0.149)	0.31 (0.997)
自相关($\hat{\rho}$)	-0.535*** (8.21)	-0.555*** (10.11)	-0.415*** (6.50)	-0.178*** (2.53)
J 统计量			0.612	
残差平方和			2.92×10^{-18}	

注: (1) ***表示在1%的水平上统计显著, **表示在5%的水平上统计显著, *表示在10%的水平上统计显著。

(2) 由于省固定效应被一阶差分转化消除,而同省份观测值之间的序列相关也通过在方程右边加入滞后因变量的工具变量去除了,论文中的联立系统是利用横截面GMM估计的,其中的异方差问题通过使用White的异方差一致协方差矩阵解决。

(3) 在方程水平上,利用Hausman检验来进行识别检验,它证实了滞后因变量所使用工具变量的有效性。

(4) 自相关检验方法来自Woodridge(2002,第282—283页)。这是一个对一阶差分固定效应估计中可能存在的序列相关问题的简单检验,它建立在以下的 $e_{it} = \rho e_{it-1} + \text{error}_{it}$ 简单回归基础上, $t=3,4, \dots, T; i=1,2, \dots, N$ 。当系数的值接近-0.5时,一阶差分估计就能保证残差的稳定性。

(5) J统计量用于证实GMM估计中所有工具变量的有效性。将统计量0.612与观测值数目203相乘得124.22,它是一个卡方统计量,可用做Sargan检验。由于工具变量数目达到236(包括滞后因变量的工具变量),它小于临界值183.79的概率为1。

在第三列中，结构方程中出口变量前面的负系数证实了要素禀赋的比较优势在出口对产业结构的影响中起到了主要作用。出口/GDP上升1%，则结构效应的污染表现会改善0.078%。我们同样发现了进口有一个正的系数。在第四部分讨论的基础上，我们认为这是支持以下事实的证据：中国的进口为工业化战略服务，而工业化战略是不利于环境保护的。对于技术效应项之前的系数，尽管我们发现两个估计系数均为期望中的负值，但是其不显著性（尤其在GMM估计中）说明了估计的无效率或者这一传导渠道的不确定性。我们也怀疑技术效应内生于结构效应。这是因为我们用环境减排所用的资本存量作为技术效应的衡量标准。这样，我们不能完全忽视产业结构变化对污染治理努力的影响，尤其是在中长期的工业化过程中，污染行业会逐渐增加污染治理活动中的投资。另一个解释是，技术效应的弱显著性可能是由于污染治理的努力还没有成为结构调整的决定因素。考虑到这两种可能性，我们在结构效应的决定函数中去掉了技术因素重新回归。表4和表5报告了相关的估计结果。显然，系统结构的这个变化没有影响表2和表3的一般结论。因此我们建立在联立系统上的统计结果显示出较好的稳定性。

表2的第四列显示了中国技术效应的决定因素。正如我们期望的，较强的污染控制努力与经济增长和人口密度增加正相关。经济增长率每增加1%就会导致污染治理投资力度上升0.609%，人口密度每增加1%也会使技术效应上升0.249%。关于贸易对技术效应的影响，只有出口显示出显著的正系数0.043。这一发现证实了下列假说：面对外部竞争是一个对环境有利的因素，因为它促使生产商在环境治理活动方面更多地投资。然而，我们没有发现进口具有显著的系数。这也呼应了我们的预计：将污染治理活动中使用的资本存量作为技术效应的度量使进口的系数不可预测，这是因为我们可以对它们之间的关系有两种可能的解释。如果我们发现了更好的衡量技术效应尺度，那么对进口作用的估计结果就会好得多。

利用表2中得到的估计系数，图7将图3具体化。由于我们决定在结构效应的决定函数中去掉了技术因素重新回归，最终的回归结果中通过加强技术效应作用的间接结构效应以及与经济增长联系的间接结构效应就被消除了。尽管都在生产规模扩张中起到积极作用，出口和进口通过结构和技术效应对环境的影响非常不同，它们对环境的影响是完全相反的。出口/GDP上升1%，工业SO₂排放量通过所有五个渠道的总变化为一个负数，-0.076%。同时，进口制造品存量相对基准值的1%增加会导致工业SO₂排放增加0.075%。我们也看到，在出口对排放的总影响中起决定性作用的，事实上是出口对技术和结构效应的影响。至于进口不利于环境的保护，是因为进口影响了规模和结构效应等排放的决定因素。

表4 联立系统估计结果(3SLS, 固定效应模型, 29省10年数据(1994—2003),
一阶差分后得到203个观测值, $\dot{\tau}_i/\tau_i$ 从结构效应方程中去除)

变量	$\dot{E}_i/E_i(1)$	规模效应	结构效应	技术效应
		$\dot{Y}_i/Y_i(2)$	$\dot{\Omega}_i/\Omega_i(3)$	$\dot{\tau}_i/\tau_i(4)$
\dot{E}_i/E_i 滞后项	-0.182*** (2.993)			
\dot{Y}_i/Y_i 滞后项		0.655*** (19.555)		
$\dot{\Omega}_i/\Omega_i$ 滞后项			-0.073** (2.016)	
$\dot{\tau}_i/\tau_i$ 滞后项				0.718*** (10.306)
\dot{Y}_i/Y_i	2.303*** (2.755)			0.379*** (3.576)
$\dot{\Omega}_i/\Omega_i$	2.580*** (5.373)			
$\dot{\tau}_i/\tau_i$	-1.012** (1.978)			
\dot{K}_i/K_i		0.272*** (5.806)		
\dot{L}_i/L_i		-0.040* (1.566)		
\dot{EX}_i/EX_i	0.129** (2.495)	0.026*** (3.459)	-0.038* (1.437)	0.057**** (4.642)
\dot{EM}_i/EM_i	-0.704*** (4.453)	0.029** (2.296)	0.205*** (9.441)	-0.023 (1.108)
$\dot{\text{denpop}}_i/\text{denpop}_i$				0.362*** (3.603)
Hausman (一阶差分项)	17.99 (0.006)	25.71 (0.000)	11.36 (0.010)	4.94 (0.432)
Hausman (水平形式)	9.46 (0.149)	6.84 (0.233)	6.16 (0.104)	0.31 (0.997)
自相关 $\hat{\rho}$	-0.577*** (9.11)	-0.559*** (10.52)	-0.498*** (8.21)	-0.219*** (2.94)
J 统计量	—			
残差平方和	1.36×10^{-18}			

注: (1) ***表示在1%的水平上统计显著, **表示在5%的水平上统计显著, *表示在10%的水平上统计显著。

(2) 由于省固定效应被一阶差分转化消除, 而同省份观测值之间的序列相关也通过在方程右边加入滞后因变量的工具变量去除了, 本文中的联立系统是利用横截面3SLS估计的, 其中的异方差问题通过使用White的异方差一致协方差矩阵解决。

(3) 在方程水平上, 利用Hausman检验来进行识别检验, 它证实了滞后因变量所使用工具变量的有效性。

(4) 自相关检验方法来自Woodridge(2002, 第282—283页)。这是一个对一阶差分固定效应估计中可能存在的序列相关问题的简单检验, 它建立在以下的 $e_{it} = \rho e_{it-1} + \text{error}_{it}$ 简单回归基础上, $t=3, 4, \dots, T$; $i=1, 2, \dots, N$ 。当系数的值接近-0.5时, 一阶差分估计就能保证残差的稳定性。

表 5 联立系统估计结果(应用到联立系统中的动态 GMM 方法, 固定效应模型, 29 省 10 年数据(1994—2003), 一阶差分后得到 203 个观测值, $\dot{\tau}_{it}/\tau_{it}$ 从结构效应方程中去除)

变量	\dot{E}_{it}/E_{it} (5)	规模效应	结构效应	技术效应
		\dot{Y}_{it}/Y_{it} (6)	$\dot{\Omega}_{it}/\Omega_{it}$ (7)	$\dot{\tau}_{it}/\tau_{it}$ (8)
\dot{E}_{it}/E_{it} 滞后项	-0.435*** (6.427)			
\dot{Y}_{it}/Y_{it} 滞后项		0.711*** (19.279)		
$\dot{\Omega}_{it}/\Omega_{it}$ 滞后项			-0.236*** (4.162)	
$\dot{\tau}_{it}/\tau_{it}$ 滞后项				0.484*** (7.010)
\dot{Y}_{it}/Y_{it}	2.026*** (2.654)			0.609*** (8.376)
$\dot{\Omega}_{it}/\Omega_{it}$	2.067*** (4.502)			
$\dot{\tau}_{it}/\tau_{it}$	-1.097** (2.313)			
\dot{K}_{it}/K_{it}		0.258*** (6.139)		
\dot{L}_{it}/L_{it}		0.021 (1.112)		
\dot{EX}_{it}/EX_{it}	0.115** (2.575)	0.021*** (3.462)	-0.083*** (3.571)	0.044*** (2.662)
\dot{EM}_{it}/EM_{it}	-0.395*** (2.575)	0.037*** (2.715)	0.203*** (8.376)	0.005 (0.310)
$\dot{\text{denpop}}_{it}/\text{denpop}_{it}$				0.257*** (3.760)
Hausman (一阶差分项)	17.99 (0.006)	25.71 (0.000)	11.36 (0.010)	4.94 (0.432)
Hausman (水平形式)	9.46 (0.149)	6.84 (0.233)	6.16 (0.104)	0.31 (0.997)
自相关 $\hat{\rho}$	-0.541*** (8.35)	-0.555*** (10.12)	-0.419*** (6.54)	-0.178*** (2.53)
J 统计量	0.612			
残差平方和	2.78×10^{-18}			

注: (1) *** 表示在 1% 的水平上统计显著, ** 表示在 5% 的水平上统计显著, * 表示在 10% 的水平上统计显著。

(2) 由于省固定效应被一阶差分转化消除, 而同省份观测值之间的序列相关也通过在方程右边加入滞后因变量的工具变量去除了, 本文中的联立系统是利用横截面 GMM 估计的, 其中的异方差问题通过使用 White 的异方差一致协方差矩阵解决。

(3) 在方程水平上, 利用 Hausman 检验来进行识别检验, 它证实了滞后因变量所使用工具变量的有效性。

(4) 自相关检验方法来自 Woodridge (2002, 第 282—283 页)。这是一个对一阶差分固定效应估计中可能存在的序列相关问题的简单检验, 它建立在以下的 $e_{it} = \rho e_{it-1} + \text{error}_{it}$ 简单回归基础上, $t=3, 4, \dots, T; i=1, 2, \dots, N$ 。当系数的值接近 -0.5 时, 一阶差分估计就能保证残差的稳定性。

(5) J 统计量用于证实 GMM 估计中所有工具变量的有效性。将统计量 0.612 与观测值数目 203 相乘得 124.22, 它是一个卡方统计量, 可用做 Sargan 检验。由于工具变量数目达到 236 (包括滞后因变量的工具变量), 它小于临界值 183.79 的概率为 1。

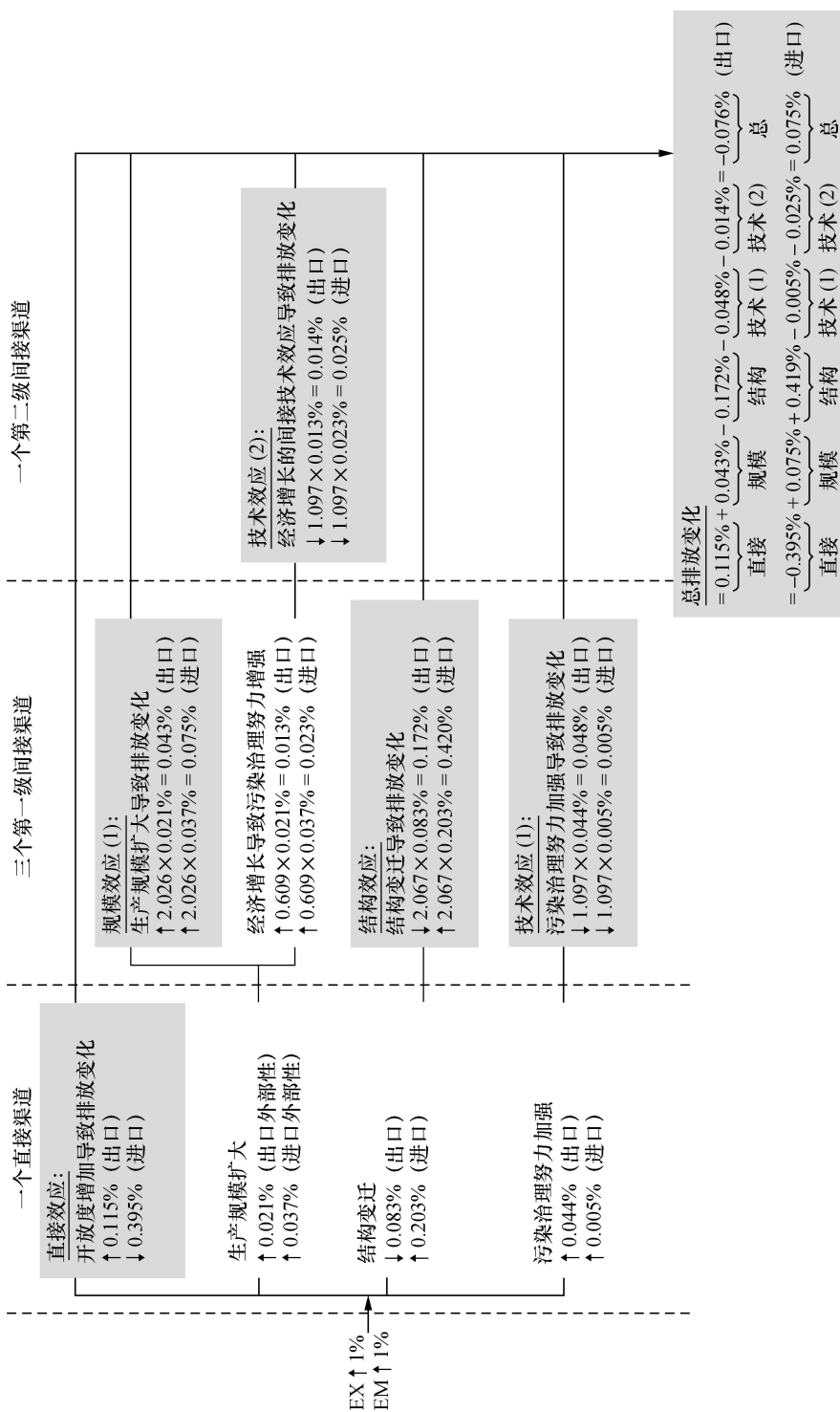


图7 贸易通过不同渠道对污染的影响——7种渠道
(建立在表2动态GMM估计结果的基础上)

六、结 论

意识到工业 SO₂ 排放的三个经济决定因素内生于国际贸易,且它们之间存在相互联系,在本文中我们建立了一个联立系统。在这个系统中,我们通过一个结构模型来描述贸易对排放的影响。在第一层面,系统使我们能够描述贸易对排放的直接影响。接着,我们描述了贸易通过生产规模、产业结构和污染控制技术这些渠道对排放的间接影响。进一步,我们也有可能通过这个系统研究贸易通过这三个经济决定因素之间的互相影响对污染的更间接影响。因为有这个系统,我们成功地建立了关于出口和进口如何影响环境的一个更结构化和更详细的解释。

我们的估计结果首先解释了出口和进口对排放的直接影响,它们的方向相反。我们发现出口增加排放,而进口是减少排放。这些贸易对排放的直接影响随后被贸易通过排放的三个决定因素的间接影响抵消或加强。第一,我们的结果证实了国际贸易通过进口和出口对经济增长的“溢出”作用,这通过规模效应比例性地增加了排放。第二,关于结构效应,我们没有发现支持中国成为“污染庇护地”的证据。中国产业结构向增加污染方向变化的趋势似乎是由进口机器和设备为一些战略性重工业的发展提供便利引起的。参与国际生产分工体系,通过引导中国分工于它具有比较优势的污染较少的劳动密集型产业,事实上帮助中国减少了它的战略性工业化发展导致的污染增加。第三,关于技术效应,我们没有找到支持“斜坡效应”假说的证据。面对加入国际市场导致的竞争加强以及得益于技术进口更加便利,中国提高了污染治理的技术水平。

将贸易对环境的直接和间接影响汇总起来,本文的最终结论显示国际贸易对中国工业 SO₂ 排放量的影响相对很小。我们发现出口对工业 SO₂ 排放量的总影响为负,而进口为正。出口占的 GDP 比重上升 1%,会使工业 SO₂ 排放量降低 0.076%;而如果进口制造品存量增加 1%,工业 SO₂ 排放量会上升 0.075%。

附录 1 对综合结构指标的详细介绍

建立这一综合结构指标的初始想法是因为应用资本充足率 (K/L) 这一结构指标时,估计结果不令人满意。我们相信对结构的一个更有效的度量必须同时包括详细的产业结构和各个工业部门的排放强度。

受 Grossman (1995) 的启发,令

$$SO_{2it} = \underbrace{Y_{it}}_{\text{规模}} \times \underbrace{\sum_j \left(\frac{Y_{j,it}}{Y_{it}} \times e_{j,it} \right)}_{\text{结构}} \times \underbrace{\frac{SO_{2,it}}{Y_{it}}}_{\text{技术}}$$

其中 $e_{j,it}$ 是 i 省 j 部门的排放强度指标,我们定义这个综合结构指标时,将排放强度 $e_{j,it}$ 固定

为 I_{j0} —国家水平上 j 工业部门在基准年 1990 年的平均排放强度, $e_{j,t} = I_{j,1990}$ 。因此, 对于 t 期的 i 省, 我们可以构建指标 $\Omega_{it} = \sum_j \frac{Y_{j,t}}{Y_{it}} \times I_{j,1990}$ 。在这个指标中, 由于各省各部门特定的排放强度是以初始水平定义的, 指标在一段时间内的变动事实上反映了不同工业部门的比重变化。因此, 当一个相对污染更多的行业所占比重在 t 时期经历了增加时, 我们就可以期望综合结构指标的增加, 于是 $\Omega_{it} > \Omega_{i0}$ 。因此, Ω_{it} 可以被用做结构指标。

参 考 文 献

- [1] Agras, J., and D. Chapman, "A Dynamic Approach to the Environmental Kuznets Curve Hypothesis", *Ecological Economics*, 1999, 28(2), 267—277.
- [2] Anderson, T., and C. Hsiao, "Formulation and Estimation of Dynamic Models Using Panel Data", *Journal of Econometrics* 1982, 18(1), 67—82.
- [3] Antweiler, W., B. Copeland, and M. Taylor, "Is Free Trade Good for the Environment?" *American Economic Review*, 2001, 91(4), 877—908.
- [4] Arellano, M., and S. Bond, "Some Tests of Specification for panel Data: Monte Carlo Evidence and an Application to Employment Equations", *Review of Economics Studies*, 1991, 58(2), 277—297.
- [5] Balestra, P., and M. Nerlove, "Pooling Cross-Section and Time Series Data in the Estimation of a Dynamic Model: The Demand for Natural Gas", *Econometrica*, 1966, 34(3), 585—612.
- [6] Baltagi, B., *Econometric Analysis of Panel Data*. West Sussex, England: Wiley and Sons, Ltd, 1995.
- [7] Bartik, T., "Business Location Decision in United States: Estimates of the Effects of Unionization, Taxes, and Other Characteristics of States", *Journal of Business Economy and Statistics*, 1985, 3(1): 14—22.
- [8] Bartik, T., "The Effects of Environmental Regulation on Business Location in the United States", *Growth Change*, 1988, 19(3), 22—44.
- [9] Bartik, T., "Small Business Start-Ups in the United States: Estimates of Effects of Characteristics of States", *Southern Economic Journal*, 1989, 55(4), 1004—1018.
- [10] Behr, A., "A Comparison of Dynamic Panel Data Estimators: Monte Carlo Evidence and an Application to the Investment Function", Discussion paper 05/03, Economic Research Centre of the Deutsche Bundesbank, 2003.
- [11] Birdsall, N., and D. Wheeler, "Trade Policy and Industrial Pollution in Latin America: Where Are the Pollution Havens?" *Journal of Environment and Development*, 1993, 1(2), 137—149.
- [12] Blundell, R., and S. Bond, "Initial Conditions and Moment Restrictions in Dynamic Panel Data Models", *Journal of Econometrics*, 1998, 87(1), 115—143.

- [13] Cao, D., J. Yang, and C. Ge, "SO₂ Charges and Taxation Policies in China: Experiments and Reforms", in OECD (ed.), *Environmental Taxes: Recent Developments in China in OECD Countries*. Paris: OECD, 1999, 233—257.
- [14] Chichilnisky, G., "North-South Trade and the Global Environment", *American Economic Review*, 1994, 84(4), 851—974.
- [15] Cole, M., R. Elliott, and K. Shimamoto, "Why the Grass is not Always Greener: the Competing Effects of Environmental Regulations and Factor Intensities on US Specialization", *Ecological Economics*, 2005, 54(1), 95—109.
- [16] Cole, M., "Trade, the Pollution Haven Hypothesis and the Environmental Kuznets Curve: Examining the Linkages", *Ecological Economics*, 2004a, 48(1), 71—81.
- [17] Cole, M., "US Environmental Load Displacement: Examining Consumption, Regulations and the Role of NAFTA", *Ecological Economics*, 2004b, 48(4), 439—450.
- [18] Cole, M., and R. Elliott, "Determining the Trade-Environment Composition Effect: the Role of Capital, Labor and Environmental Regulations", *Journal of Environmental Economics and Management*, 2003, 46(3), 363—383.
- [19] Copeland, B., and M. Taylor, "North-South Trade and the Environment", *Quarterly Journal of Economics*, 1994, 109(3), 755—787.
- [20] Copeland, B., and M. Taylor, *Trade and the Environment: Theory and Evidence*. Princeton and Oxford: Princeton University Press, 2003.
- [21] Dasgupta, S., B. Laplante, and N. Mamingi, "Capital Market Responses to Environmental Performance in Developing Countries", Working Paper No. 1909, World Bank, 1997.
- [22] De Melo, J., and S. Robinson, "Productivity and Externalities: Models of Export-led Growth", Memo. 90.10, University of Geneva, Geneva, 1990.
- [23] Dean, J., "Testing the Impact of Trade Liberalisation on the Environment: Theory and Evidence", in Fredriksson, P. (ed.), *Trade, Global Policy, and the Environment*. Washington, DC: World Bank, 1998, 55—63.
- [24] Dinda, S., D. Coodoo, and M. Pal, "Air Quality and Economic Growth: An Empirical Study", *Ecological Economics*, 2000, 34(3), 409—442.
- [25] Eskeland, G., and A. Harrison, "Moving to Greener Pasture? Multinationals and the Pollution Haven Hypothesis", *Journal of Development Economics*, 2003, 70(1), 1—23.
- [26] Feder, G., "On Exports and Economic Growth", *Journal of Development Economics*, 1983, 12 (1—2), 59—73.
- [27] Friedl, B., and M. Getzner, "Determinants of CO₂ Emissions in a Small Open Economy", *Ecological Economics*, 2003, 45(1), 133—148.
- [28] Friedman, J., D. Gerlowski, and J. Silberman, "What Attracts Foreign Multinational Corporations? Evidence from Branch Plant Location in the United States", *Journal of Regional Science*, 1992, 32(4), 403—418.

- [29] Gale, L., and J. Mendez, "The Empirical Relationship between Trade, Growth and the Environment", *International Review of Economics and Finance*, 1998, 7(1): 53—61.
- [30] Grether, J., and J. De Melo, "Commerce, Environnement et Relations Nord-sud: Les Enjeux et Quelques Tendances Récentes", *Revue d'économie de développement*, 1995, 4, 69—102.
- [31] Grossman, G., "Pollution and Growth: What Do We Know?" in Goldin, I., and L. Winters (eds.), *The Economics of Sustainable Development*. Cambridge: Cambridge University Press, 1995.
- [32] Grossman, G., and A. Krueger, "Environmental Impacts of a North American Free Trade Agreement", NBER Working Paper No. 3914, 1991.
- [33] Grossman, G., and A. Krueger, "Economic Growth and the Environment", NBER Working Paper No. 4634, 1994.
- [34] Hausman, J., "Specification Tests in Econometrics", *Econometrica*, 1978, 46(6), 1251—1271.
- [35] He, J., "Impacts environnementaux de l'industrialisation et du commerce international en Chine: cas de l'émission industrielle de SO_2 ", Thèse en doctorat, CERDI/Université d'Auvergne, Clermont-Ferrand, France, 2005.
- [36] He, J., "China's Industrial SO_2 Emissions and Its Economic Determinants: EKC's Reduced vs. Structural Model and the Role of International Trade", 2009, forthcoming in *Environment and Development Economics*.
- [37] Hettige, H., R. Lucas, and D. Wheeler, "The Toxic Intensity of Industrial Production: Global Patterns, Trends, and Trade Policy", *American Economic Review*, 1992, 82(2), 478—481.
- [38] Jaffe, A., S. Peterson, P. Portney, and R. Stavins, "Environmental Regulation and the Competitiveness of U. S. Manufacturing: What Does the Evidence Tell US?" *Journal of Economic Literature*, 1995, 33(1), 132—163.
- [39] Janicke, M., M. Binder, and H. Monch, "Dirty Industries: Patterns of Change in Industrial Countries", *Environmental and Resource Economics*, 1997, 9(4), 467—491.
- [40] Kalt, J., "The Impact of Domestic Environmental Migration of Toxic Industrial Pollution: 1960—1988", in Spence, M., and H. Hawardc (eds), *International Trade and the Environment*. Cambridge, MA: Harper and Row, Ballinger, 1988, 221—262.
- [41] Keller, W., and A. Levinson, "Pollution Abatement Costs and Foreign Direct Investment Inflow to U. S. States", *Review of Economics and Statistics*, 2001, 84(4), 691—703.
- [42] Leonard, H., *Pollution and Struggle for the World Product*. Cambridge: Cambridge University Press, 1988.
- [43] Levinson, A., "Environmental Regulations and Manufacturers' location Choices: Evidence from the Census of Manufacturers", Working Paper, Columbia University, 1992.
- [44] Lopez, R., "The Environment as a Factor of production: The Effects of Economic Growth and Trade Liberalisation", *Journal of Environmental Economics and Management*, 1994, 27(2), 163—184.

- [45] Low, P., and A. Yeats, "Do 'Dirty' Industries Migrate?" Chapter 6 in Low, P. (ed.), *International Trade and the Environment*. Washington, DC: World Bank, 1992, 89—103.
- [46] Pethig, R., "Pollution, Welfare, and Environmental Policy in the Theory of Comparative Advantage", *Journal of Environmental Economics and Management*, 1976, 2(3), 160—169.
- [47] Porter, M., and C. van der Linde, "Toward a New Conception of the Environment-Competitiveness Relationship", *Journal of Economic Perspective*, 1995, 9(4), 97—118.
- [48] Revesz, R., "Rehabilitating Interstate-Competition: Re-thinking the 'Race to the Bottom'", *New York University Law Review*, 1992, 67, 1210—1254.
- [49] Rogrigo, G., and E. Thorbecke, "Sources of Growth: A Reconsideration and General Equilibrium Application to Indonesia", *World Development*, 1997, 25(10), 1609—1625.
- [50] Selden T. M. and D. Song (1994), Environmental Quality and Development: Is there a Kuznets Curve for Air Pollution Emission? *Journal of Environmental Economics and Management*, 27: 147—162.
- [51] Sevestre, P., and A. Trognon, "Dynamic Linear Models", in Matyas, L., and P. Sevestre (eds.), *The Econometrics of Panel Data*. London: Kluwer Academic Publishers, 1996, Chapter 7.
- [52] Shafik, N., and S. Bandyopadhyay, "Economic Growth and Environmental Quality: Time Series and Cross-Country Evidence", Background Paper for the World Development Report 1992, The World Bank, 1992.
- [53] Suri, V., and D. Chapman, "Economic Growth, Trade and Energy: Implications for the Environmental Kuznets Curve", *Ecological Economics*, 1998, 25(2), 195—208.
- [54] Tobey, J., "The Effect of Domestic Environmental Policies on Patterns of World Trade: An Empirical Test", *Kyklos*, 1990, 43(2), 191—209.
- [55] Van Beers, C. and J. van den Bergh, "An Empirical Multi-Country Analysis of the Impact of Environmental Regulations on Foreign Trade Flows", *Kyklos*, 1997, 50(1), 29—46.
- [56] Wheeler, D., and A. Mody, "International Investment Location Decision: The Case of U. S. Firms", *Journal of International Economics*, 1992, 33(1—2), 57—76.
- [57] Wheeler, D., "Racing to the Bottom? Foreign Investment and Air Pollution in Development Countries", World Bank Policy Research Working Paper, 2002.
- [58] World Bank, *Greening Industry: New Roles for Communities, Markets and Governments*. Oxford: Oxford University Press, 2000.
- [59] Wang, H., and D. Wheeler, "Pricing Industrial Pollution in China: An Econometric Analysis of the Levy System", Policy Research Working Paper, No. 1644, World Bank, 1996.
- [60] Woodridge, J., *Econometric Analysis of Cross-Section and Panel Data*. Cambridge: The MIT Press, 2002.
- [61] Wu, Y., "Productivity and Efficiency in China's Regional Economics", in Fu, T. et al. (eds), *Economic Efficiency and Productivity Growth in the Asian-Pacific Region*. Cheltenham: Edward Elgar Publishing, 1999.

- [62] Xepapadeas, A. , and A. de Zeeuw, “Environmental Policy and Competitiveness: The Porter Hypothesis and the Composition of Capital”, *Journal of Environmental Economics and Management* , 1999, 37(2), 165—182.
- [63] Xing, Y. , and C. Kolstad, “Do Lax Environmental Regulations Attract Foreign Investment?” *Environmental and Resource Economics* , 2002, 22(1), 1—22.
- [64] Zarsky, L. , “Stuck in the Mud? Nation-States, Globalization and the Environment”, in OECD (ed.), *Globalization and Environment Study*. Paris, OECD; OECD Economics Division, 1997.

Environmental Impacts of International Trade: The Case of Industrial Emission of Sulfur Dioxide (SO₂) in Chinese Provinces

JIE HE

(*Université de Sherbrooke*)

Abstract To get better understanding on trade's impact on environment, we construct a four-equation simultaneous system, in which emission is determined by the three economic determinants: scale, composition and technique effects, and directly affected by trade. The model is then estimated by 29 Chinese provinces' panel data on industrial SO₂ emission (1993—2001). Our estimation results reveal opposite roles of export expansion and imports of manufactured goods in determining industrial SO₂ emission. The results do not support the “pollution haven” hypothesis; the reinforced competition faced by exporters is a positive factor encouraging technology progress in pollution abatement.

Key Words International Trade, Industrial SO₂ Emission, Scale Effect, Composition Effect, Income Effect, Hypothesis of “Porter” and “Racing to the Bottom”

JEL Classification F18, C30, Q53