

外国直接投资对中国环境的影响^{*}

——来自工业行业面板数据的实证研究

盛 斌 吕 越

摘 要：在 Copeland-Taylor 模型的基础上引入技术因素，将外国直接投资（FDI）对东道国的环境影响分解为规模效应、结构效应和技术效应三种机制，并结合中国 2001—2009 年 36 个工业行业的面板数据，运用结构计量模型和系统广义矩估计方法对 FDI 进入程度与污染排放的关系进行经验检验，可以发现：FDI 无论是在总体上还是分行业上都有利于减少我国工业的污染排放，其主要原因在于 FDI 通过技术引进与扩散带来的正向技术效应超过了负向的规模效应与结构效应。此外，在中国当前的外资进入程度与以环保为目标的最优水平之间还有一段距离，因此应积极鼓励具有环保技术优势的外资企业的进入，实现节能减排和可持续发展的战略目标。

关键词：外国直接投资 污染排放

作者盛斌，南开大学国际经济研究所教授（天津 300071）；吕越，南开大学国际经济研究所博士研究生（天津 300071）。

一、引 言

随着经济全球化的进程，很多局部地区的环境污染通过贸易、FDI 和技术转移等媒介演变为全球性的环境污染，并已经对人类的生存和可持续发展构成根本性的威胁。其中，大气污染的全球效应是最为明显的，包括酸雨（主要成分为 SO_2 ）、臭氧层破坏和温室效应等都是人类关注的焦点。根据世界卫生组织对空气污染造成的疾病负担所做的评估，每年有 200 多万的过早死亡可能是由城市室外空气污染和室

* 本研究得到教育部人文社科重点研究基地重大项目“全球化背景下的跨国公司与民族国家”（批准号：05JJD790013）的支持。感谢罗伟博士对本文提出的建设性意见。作者感谢匿名审稿人提出的意见与建议，文责自负。

内空气污染（燃烧固体燃料）造成的，其中发展中国家的人口承受着这类疾病负担的一半以上。^① 近年来，人们开始从关注环境污染本身转向关注引发环境污染的各种原因与机制，其中资本流动与环境的关系就是当前最具争议性的问题之一。为降低实施较高环保标准所带来的成本与费用，发达国家的企业将污染产业或夕阳产业通过外国直接投资（FDI）转移到环境管制标准与污染治理成本相对较低的发展中国家，从而显著恶化了东道国的环境福利，这就是著名的“污染天堂假说”，它最早由 Chichilnisky、Copeland 和 Taylor 等提出。^② 在此基础上，Esty 和 Geradin、Dua 和 Esty 的研究表明，发展中国家政府有降低环境保护标准或放松环保规制以吸引外资的动机，^③ 从而导致了国际环境条件的两极分化。Ropke、Daly 和 Goodland 甚至指出，这种“竞争到底线”的引资行为会令某些国家的环境标准面临崩溃。^④ 如果这些假说成立，那么 FDI 的流入给发展中国家带来的不仅是污染产业的转移，而且更会埋下阻碍经济可持续发展的危险种子。

本文认为上述观点未必成立。首先，环保成本因素并不是发达国家产业转移以及跨国公司区位选择的唯一决定因素。根据 Dunning 提出的“国际生产折衷理论”（包括企业所有权优势、区位优势 and 内部化优势，简称“OLI 范式”），^⑤ 区位因素将决定跨国公司生产的地理选择。这时环保规制条件只是跨国公司考虑的因素之一，其在进行全球资源配置时还将综合考虑政治与经济制度、要素禀赋与价格、基础设施条件、教育与研发、文化伦理、政府干预与激励措施等多种因素。Eastin 和 Zeng 利用中国 1996—2004 年省际面板数据分析了影响 FDI 流入的因素，发现并没有明显的证据表明中国吸引 FDI 的根本原因是较低的环保标准，“污染天堂效应”不过

① 世界卫生组织：《空气质量指南》（2009）。

② G. Chichilnisky, “North-South Trade and the Global Environment,” *American Economic Review*, vol. 84, no. 4, 1994, pp. 851-874; B. R. Copeland and M. S. Taylor, “North-South Trade and the Environment,” *Quarterly Journal of Economics*, vol. 109, no. 3, 1994, pp. 755-787.

③ D. C. Esty and D. Geradin, “Market Access, Competitiveness, and Harmonization: Environmental Protection in Regional Trade Agreements,” *Harvard Environmental Law Review*, vol. 21, no. 2, 1997, pp. 265-336; A. Dua and D. C. Esty, *Sustaining the Asia Pacific Miracle: Environmental Protection and Economic Integration*, Washington, D. C.: Peterson Institute for International Economics, 1997.

④ I. Ropke, “Trade, Development and Sustainability—A Critical Assessment of the ‘Free Trade Dogma,’” *Ecological Economics*, vol. 9, 1994, pp. 13-22; H. Daly and R. Goodland, “An Ecological Assessment of Deregulation of International Commerce under GATT,” *Ecological Economics*, vol. 9, no. 1, 1994, pp. 73-92.

⑤ J. H. Dunning, *International Production and the Multinational Enterprise*, London: Allen & Unwin, 1981.

是一个直觉上的假象。^①其次,较高的环保标准本身对企业增长方式转变和技术升级会起到催化作用,企业可通过结构调整和研究开发等方式适应日趋增强的环保需要,并不一定通过资本与产业转移方式来降低环境成本。Nidumolu、Prahalad 和 Rangaswami 的研究表明,环境友好型的企业能够在坚持可持续发展战略的同时进一步降低生产成本和增加收益,并塑造长期发展的竞争优势。^②最后,即使发达国家为降低环保成本向发展中国家进行投资,也未必会导致发展中国家环境条件恶化。这是因为外商直接投资会同时伴随着对东道国环境污染治理技术和管理经验的转移,FDI 的“示范效应”和东道国的“学习效应”反而会促进东道国环境质量的改善。Wheeler 的实证研究指出,那些吸引世界对外直接投资最多的国家(如中国、巴西和墨西哥等),其城市空气污染水平都呈现出不断下降的趋势。^③

那么,FDI 到底会如何影响发展中国家的环境呢?其作用机制是怎样的呢?我们认为,这种影响是多种效应的集合,而不能仅从外资政策和环境政策的角度加以解释。结合 Grossman 和 Krueger 所提出的贸易对环境的规模效应、结构效应和技术效应三个作用机制,^④我们认为外商直接投资对发展中国家的环境影响机制也应从这三种效应来进行综合考量。因此,本文试图在构建 FDI 影响东道国环境质量的理论模型的基础上,针对中国工业行业实际情况进行经验检验,以求揭开长期为人们所争论的问题的面纱。

已有文献中深入分析 FDI 对我国环境污染作用与机制的经验研究并不很多。例如,He 采用中国 29 个省际面板数据构建联立方程估计模型,检验了外商投资对我国环境污染的规模效应、结构效应和技术效应,结果表明外商投资每增加 1% 会造成污染排放增加约 0.1%。^⑤而 Eastin 和 Zeng 则指出,跨国公司面对竞争压力和发展中国家环保意识的觉醒,将会通过 FDI 将其国内先进的环保战略、技术标准和管

① J. Eastin and K. Zeng, Are Foreign Investors Attracted to “Pollution Havens” in China? Mimeo, British Inter-University China Centre, UK, 2009.

② R. Nidumolu, C. K. Prahalad and M. R. Rangaswami, “Why Sustainability Is Now the Key Driver of Innovation?” *Harvard Business Review*, vol. 87, no. 9, 2009, pp. 3-10.

③ D. Wheeler, “Racing to the Bottom? Foreign Investment and Air Pollution in Developing Countries,” *Journal of Environment and Development*, vol. 10, no. 3, 2001, pp. 225-245.

④ G. M. Grossman and A. B. Krueger, “Economic Growth and the Environment,” *Quarterly Journal of Economics*, vol. 110, no. 2, 1995, pp. 353-377.

⑤ J. He, “Pollution Haven Hypothesis and Environmental Impacts of Foreign Direct Investment: The Case of Industrial Emission of Sulfur Dioxide (SO₂) in Chinese Provinces,” *Ecological Economics*, vol. 60, no. 1, 2006, pp. 228-245.

理理念引入发展中国家。^① 他们对我国省际面板数据的经验研究支持了 FDI 通过技术外溢效应有利于环境保护的论点。此外, Liang 则从产业结构调整的角度认为外商投资进入可以挤出部分低效率的国内企业, 进而通过产业升级和技术扩散提高中国能源和资源的使用效率。^② 其对我国 260 个主要城市的面板数据的实证检验证明了这一假说。这些研究的共同特点都是以省际和地区面板数据为对象, 分析了外商投资对中国环境污染的总效应, 而未以行业和部门面板数据为基础深入剖析外商投资对污染排放的细分效应与作用机制, 因此还不能在真正意义上揭示 FDI 与环境的关系。此外, 包群等虽然根据 2001—2006 年我国工业行业面板数据从部门层面进行了 FDI 与环境污染关系的经验研究,^③ 但他们仅是从总体效应的角度进行了考察, 并未对其内在作用机理做出逻辑解释与细化分解, 且缺乏理论模型的支持。因此, 本文试图完成以下几点贡献: 第一, 在理论上, 将技术因素引入 Copeland 和 Taylor 的经典贸易与环境模型考察 FDI 与环境污染的关系, 将 FDI 对污染的总效应分解为规模效应、结构效应、技术效应三个作用机制, 特别是着重分析了 FDI 对东道国污染治理技术的引入与溢出作用, 将技术效应从 FDI 对环境的总效应中剥离出来, 从而深入诠释了 FDI 改善中国环境质量的真正原因。第二, 在数据上, 与绝大多数文献使用的省份或城市样本不同, 本文采用 2001—2009 年中国 36 个工业行业的面板数据进行检验, 这充分考虑了我国外商直接投资主要集中在制造业部门以及大部分污染排放也来源于工业部门的现实。此外, 行业面板数据还可以反映出地区面板数据中所无法反映的信息, 如政府对行业的引资导向与环境规制等。第三, 在计量方法上, 本文采用了与理论模型紧密相连的结构型回归方程, 而非简约型设定, 同时使用系统广义矩估计方法来消除模型的内生性问题, 并与其他计量检验方法得到的结果进行了比较, 最后还对不同的污染排放物进行了敏感性检验以验证结果的稳健性。

本文余下部分结构安排如下: 第二部分为理论模型, 第三部分为计量模型设定、变量选择、数据来源说明以及描述性分析, 第四部分为计量检验的估计结果和分析, 第五部分为结论及政策启示。

二、理论模型

本文在借鉴 Copeland 和 Taylor 模型的基础上试图构建一个包含污染治理技术

① J. Eastin and K. Zeng, Are Foreign Investors Attracted to "Pollution Havens" in China?

② F. Liang, Does Foreign Direct Investment Harm the Host Country's Environment? Evidence from China, Mimeo, Hass School of Business, UC Berkeley, 2006.

③ 包群、吕越、陈媛媛:《外商投资与我国环境污染——基于工业行业面板数据的经验研究》,《南开学报》2010 年第 3 期。

和环境管制政策因素在内的一般均衡模型来分析外商直接投资对污染排放的影响,^①并将总效应进一步分解为规模效应、结构效应与技术效应。该模型的特点:一是引入了对污染有重要影响的生产与管理技术因素,并充分考虑了 FDI 对东道国技术进步的促进与溢出效应;二是在现阶段我国缺少成熟的污染许可交易市场的情况下分析外生的污染税费对企业污染排放的成本的影响。

(一) 基本设定

假设经济系统中生产两种产品,一种是清洁产品,用 Y 表示;另一种为污染产品,用 X 表示, X 生产的同时向环境排放污染物 Z , Z 的排放量同 X 的产量正相关。 X 和 Y 两种产品的规模收益不变,且相对于产品 Y 而言,产品 X 是资本密集型的。由于污染物 Z 将对社会中其他生产者或者消费者带来负的外部效应,因此 Z 的生产具有社会成本,在相关的产权得到明确的界定时,企业就必须为其所排放的污染支付相应的机会成本 τ ,在现实中 τ 可以看作是向政府缴纳的环境税,或污染费,或购买的排污许可权。一个追求利润最大化的企业会发现任意排放污染并不是一个最优的选择,从而将一部分资源(生产要素)用于减少污染排放量。使用 $\theta \in [0, 1]$ 表示企业的污染治理强度, θ 表示企业用于治理污染的资源占有所有资源的比例。当 $\theta=0$ 时,企业完全不对污染进行治理,此时所能生产的产量为企业的潜在产量 F (也可以认为是一个企业的生产能力)。当企业使用了 θ 部分的资源用于治理污染时,企业只能生产实际产量 $(1-\theta)F$ 和污染排放量 Z ,即 $X=(1-\theta)F$, $Z=\Psi(\theta)F$, $\Psi(\theta)$ 是关于 θ 的污染排放函数,它是 θ 的减函数。将 $\Psi(\theta)$ 的具体形式设定为:

$$\Psi(\theta) = \frac{1}{A}(1-\theta)^{1/\alpha} \quad (1)$$

其中 A 表示生产技术,参数 $\alpha \in (0, 1)$, $\Psi'(\cdot) < 0$, $\Psi''(\cdot) > 0$ 。

假设生产产品 X 和 Y 需要两种生产要素:资本 K 和劳动力 L ,根据前文 X 、 Y 和 Z 的生产函数可表示为:

$$Y = H(K_Y, L_Y) \quad (2)$$

$$X = (1-\theta)F(K_X, L_X) \quad (3)$$

$$Z = \Psi(\theta)F(K_X, L_X) \quad (4)$$

其中, K_Y 和 L_Y 分别表示生产 Y 所需的资本和劳动力投入, K_X 和 L_X 分别表示生产 X 所需的资本和劳动力投入;函数 $H(\cdot)$ 和 $F(\cdot)$ 均满足规模报酬不变的性质,即为资本和劳动力的一次齐次函数。

由(1)式和(4)式可知 $Z=(1-\theta)^{1/\alpha}F(K_X, L_X)/A$,则产品 X 的生产函数表示为:

① B. R. Copeland and M. S. Taylor, "North-South Trade and the Environment," pp. 755-787.

$$X = (AZ)^\alpha [F(K_X, L_X)]^{1-\alpha} \quad (5)$$

(5) 式表明产品 X 可视为由污染排放 Z 和潜在产出 F 两种要素投入所生产, 且生产函数满足规模收益不变的特征, α 代表污染要素投入占生产总成本的份额。

(二) 成本最小化决策

根据生产函数式 (5), 企业在生产产品 X 时的利润最大化决策可以分为两个相互独立的环节进行: 依据外生的资本成本 w 和劳动力工资 r , 选择合适的资本与劳动力比率使得生产单位潜在产出 F 的成本 c^F 最小; 企业在给定污染排放成本 τ 和生产单位潜在产出成本 c^F 的前提下, 选择最优的污染排放量 Z 和潜在产出 F 的组合, 使得生产单位产品 X 的生产成本 c^X 最小。上述两步决策可表述为:

$$c^F(w, r) = \min\{ra_{KF} + wa_{LF}, F(a_{KF}, a_{LF}) = 1\} \quad (6)$$

$$c^X(\tau, c^F) = \min\{\tau AZ + c^F F, (AZ)^\alpha F^{1-\alpha} = 1\} \quad (7)$$

其中, a_{KX} 和 a_{LX} 分别表示生产单位潜在产出的资本和劳动力需求。(6) 式的一阶条件为资本和劳动力的边际技术替代率等于资本成本 r 与工资水平 w 的比值, 即 $TRS_{K,L} = (\partial F / \partial K_X) \cdot (\partial F / \partial L_X) = r/w$ 。(7) 式求解最优化一阶导数得到:

$$\frac{(1-\alpha)AZ}{\alpha F} = \frac{c^F}{\tau} \quad (8)$$

(三) 污染排放的决定

假定市场是完全竞争的, 企业的净利润为 0, 则有:

$$P^X X = c^F F + \tau Z^* \quad (9)$$

其中 P^X 为产品 X 的价格, $Z^* = AZ$, 代表有效污染排放, 根据 (8) 式和 (9) 式, 可以得到污染排放强度 (单位产出的污染排放量) e 满足:

$$e \equiv \frac{Z}{X} = \frac{\alpha P^X}{A\tau} \quad (10)$$

(10) 式表明企业的污染排放强度与其技术水平 A 和污染排放成本 τ 负相关, 而与产品价格 P^X 正相关。在此基础上, 污染排放总量表示为 $Z = S\varphi_X e / P^X$, 其中经济规模 $S = P^X X + P^Y Y$; 产品 X 的产值在总产值中的份额 $\varphi_X = P^X X / (P^X X + P^Y Y)$; P^Y 为产品 Y 的价格。两边同时除以劳动力总量 L , 得到人均污染排放量 z 的表达式为:

$$z = s\varphi_X e / P^X \quad (11)$$

其中 $s = S/L$, 表示人均产出。从上式可以看出, 人均污染排放量 z 由规模因素 s 、结构因素 φ_X 以及污染排放强度 e 三方面的因素共同决定。将 (10) 式代入 (11) 式后两边取对数得到:

$$\ln z = \ln \alpha + \ln s + \ln \varphi_X - \ln A - \ln \tau \quad (12)$$

我们分别对结构 φ_X 和技术 A 做进一步的说明如下:

1. 经济结构 φ_X 。可证明 φ_X 与资本成本 r 、工资水平 w 和人均资本存量 k 有关, 即 $\varphi_X = \varphi_X(w, r, k)$, 其中 φ_X 与人均资本存量 k 正相关 (详细推导见技术附录)。由此设 φ_X 的函数形式可表述为:

$$\varphi_X = \exp(\lambda_0 + \lambda_1 \ln r + \lambda_2 \ln w + \lambda_3 \ln k + v) \quad (13)$$

式中, λ_0 表示常数项; λ_n ($n=1, 2, 3$) 表示相应变量对 φ_X 的影响系数, 其中 $\lambda_3 > 0$, $v \sim N(0, \sigma_v^2)$ 为误差项。

2. 技术水平 A 。发展中国家环保技术进步与升级的途径主要包括自主研发创新、引进外国先进技术和技术外溢。其中, 对于后两者, 外国直接投资和跨国企业往往发挥了重要的引领作用,^① 从而激励其他企业的技术模仿与跟随, 乃至发生技术“蛙跳”,^② 以实现新的趋近于国际的环境标准。因此, 将技术函数写为:^③

$$A = \exp(\gamma_0 + \gamma_1 fdi + \gamma_2 rd + \mu) \quad (14)$$

式中, γ_0 表示常数项; fdi 表示外资进入程度; rd 为研发水平; γ_1 和 γ_2 分别表示它们各自对技术进步的影响系数, $\gamma_1, \gamma_2 > 0$; μ 表示企业的个体效应, 即由企业自身特性所决定的因素, $\mu \sim N(0, \sigma_\mu^2)$ 为误差项。

根据 (12) 式、(13) 式和 (14) 式, 可以将人均污染排放量 z 写成如下线性对数形式:

$$\ln z = \beta_0 + \ln s + \beta_1 \ln k - \beta_2 fdi - \beta_3 rd - \ln \tau + \xi + \mu + v \quad (15)$$

其中 $\beta_0 = \ln \alpha - \gamma_0 + \lambda_0$, $\beta_1 = \lambda_3$, $\beta_2 = \gamma_1$, $\beta_3 = \gamma_2$, $\xi = \lambda_1 \ln r + \lambda_2 \ln w$; μ 和 v 如前所述。(15) 式表明: 人均污染排放量 z 与产出规模 s 和人均资本存量 k 正相关, 而与外资进入程度 fdi 、研发水平 rd 及污染成本 τ 负相关。

(四) FDI 对人均污染排放的影响

接下来在 (15) 式的基础上进一步分析 FDI 对环境污染的影响机制。由于模型

① 虽然不同研究对 FDI 技术溢出效应的大小与作用机制存在着一些争议, 但从所搜集的文献中可以看到, 多数关于 FDI 对中国国内企业的技术溢出效应的研究都肯定了 FDI 的积极作用。例如, Hale 和 Long 列出了 10 项对中国 FDI 外溢效应的研究, 其中 9 个报告了显著的正向溢出效应, 这些研究分别从行业、地区和企业层面进行了深入的经验检验。(详见 G. Hale and C. Long, “What Determines Technological Spillovers of Foreign Direct Investment: Evidence from China,” Economic Growth Center of Yale University, *Working Paper*, no. 934, 2006)

② 详见罗伯特·J. 巴罗、哈维尔·萨拉伊马丁:《经济增长》, 何晖、刘明兴译, 北京: 中国社会科学出版社, 2000 年, 第 8 章“技术扩散”的论述与证明。

③ 我们将企业分为内资企业和外资企业两大类, 那么技术水平 A 则是内资企业技术 A_d 和外资企业技术 A_f 的加权平均值, 权重分别为 $(1-fdi)$ 和 fdi , fdi 表示外资进入程度。外资企业技术 A_f 由自主研发 rd 决定, 内资企业的技术水平 A_d 不仅取决于 rd , 还受外资的技术外溢影响, 因此加权的水平 A 可表示为: $A = (1-fdi)A_d(fdi, rd) + fdiA_f(rd) = g(fdi, rd)$ 。

中假定研发水平 rd 、污染税率 τ 以及资本价格 r 和工资水平 w 均为外生变量, 依据 (15) 式, 两边对 FDI 求导, 并乘以 FDI 可得到:

$$\frac{dz}{dFDI} \frac{FDI}{z} = \frac{dlns}{dFDI} FDI + \beta_1 \frac{dlnk}{dFDI} FDI - \beta_2 \frac{dfdi}{dFDI} FDI \quad (16)$$

在不考虑 FDI 对国内资本的挤入或挤出效应的前提下, 设 $dK/dFDI=1$, 可以将 (16) 式进一步转化为:

$$\frac{dz}{dFDI} \frac{FDI}{z} = \overbrace{\epsilon_{S,K} fdi + \beta_1 fdi - \beta_2 (fdi - fdi^2)}^{\text{总效应 (?)}} \quad (17)$$

规模效应 (+)
结构效应 (+)
技术效应 (-)

(17) 式中, 左边为污染排放对 FDI 的反应弹性, $\epsilon_{S,K} = (dS/dK)(K/S)$ 为资本的产出弹性, $fdi = FDI/K$ 。(17) 式表明 FDI 对人均污染排放的弹性可以分解为规模效应、结构效应与技术效应三个方面。这三个效应的系数的符号及大小共同决定了 FDI 对环境污染影响的总效应。首先, FDI 流入将增加东道国的资本存量, 由于资本的产出弹性为正 ($\epsilon_{S,K} > 0$), 因此 FDI 对污染排放的规模效应为正; 其次, FDI 流入将提高东道国的资本密集度, 依据雷布津斯基定理, 将导致资本密集型的污染产品的生产增加而其他产品生产减少, 故 FDI 对污染排放的结构效应为正 ($\beta_1 > 0$); 最后, 如果外资企业较内资企业具有更高的技术与效率, 同时发挥技术示范与溢出效应, 那么 FDI 的流入将有助于东道国整体技术水平的改进与提升, 则 FDI 对环境的技术效应为负 ($\beta_2 > 0$; $fdi > fdi^2$, $0 < fdi < 1$)。同时, 还应该注意到在技术效应上外资进入程度 (fdi) 与污染排放对外资的反应弹性之间呈 U 型关系, 即: 当外资进入程度较低时, FDI 对降低污染的边际作用较小, 因为其技术作用尚未得到充分发挥; 而当外资进入程度较高时, FDI 对降低污染的边际效应也较小, 因为其技术作用发挥的空间已经有限; 而当外资进入程度在某个门槛值时, FDI 对降低污染的作用最大。可见, 上述三个效应的分解可以使我们在真正意义上回答 FDI 为什么会对东道国的环境污染造成影响的问题。^①

综上所述, 本文提出以下待经验检验的命题:

命题: FDI 对东道国人均污染排放的影响通过规模效应、结构效应和技术效应三个渠道实现。其中, 规模效应和结构效应为正, 技术效应的符号取决于 FDI 对东道国技术进步与溢出的影响, 对发展中国家而言, 一般来说, FDI 对污染排放具有负向

① (17) 式的结论区别于先前的相关研究: Copeland-Taylor 模型是一个分析贸易对环境污染影响的模型, 并未说明 FDI 所起的作用, 也没有对技术效应加以深入研究; 而包群等的研究只是通过对中国的经验分析表明 FDI 无论是在总体上还是分行业上都有利于减少工业污染排放, 但并未在理论与实证上诠释其内在的深层原因与作用机制, 即三个效应分解及其关系, 特别是 FDI 进入程度与技术效应之间的 U 型关系。

的技术效应。FDI对东道国环境质量的总效应最终取决于三个效应之间的强弱关系。

三、计量模型、变量选择及描述性分析

根据(15)式设定计量模型如下:

$$\ln poll_{it} = \delta_0 + \delta_1 \ln scale_{it} + \delta_2 \ln kl_{it} + \delta_3 fdi_{it} + \delta_4 rd_{it} + \delta_5 \ln tax_{it} + \mu_i + \zeta_t + \epsilon_{it} \quad (18)$$

其中,因变量为污染排放($poll_{it}$);自变量包含产出规模($scale_{it}$)、人均资本存量(kl_{it})、外资进入程度(fdi_{it})、研发投入强度(rd_{it})、税率(tax_{it}); μ_i 表示截面效应,反映不随时间变化的行业特性因素; ζ_t 表示时间效应,即只随时间变化的因素(包括理论模型中的 r 和 w); ϵ_{it} 为误差项; i 和 t 分别表示行业和时间。

实证研究的样本为中国工业36个行业2001—2009年的面板数据。为了保证原始数据统计口径的一致性,我们的样本企业选定为工业行业的全部国有及规模以上非国有工业企业,并剔除其他采矿业、工艺品制造业以及废弃资源和废旧材料回收加工业,将行业数目调整为36个。^①

自变量污染排放现实中包括大气污染、水污染、废物污染、声污染、生态破坏等诸多方面;对于如何通过一个综合性单一指标来全面和科学地描述一个国家或地区环境和资源遭到破坏的整体水平,国内外的已有研究尚未给出满意的答案。因此,更多的相关研究普遍采用多元化的具体污染指标。在基础模型的估计中我们选取二氧化硫(SO_2)的排放量来代表环境污染的水平,这主要基于以下几点理由:第一,中国的能源结构决定了以煤烟型为主的大气污染是环境污染的主要形式与特征。中国是目前世界上最大的煤炭生产和消费国,也是二氧化硫排放最多的国家,其排放的90%来自燃煤。^②第二,二氧化硫会带来酸雨、硫酸雾等其他污染问题,从而对自然与人类健康造成严重的不利影响,因此其排放往往受到各国政府的严密监控。中国政府制定的“十一五”计划减排目标中的两项主要污染物指标之一就是二氧化硫。第三,相对其他污染排放而言,我国的公开统计数据中提供了较为详尽与可靠的 SO_2 排放数据,可以保证实证研究的数据可获得性和结果的可信性。本文选取人均二氧化硫量作为被解释变量进行对模型的估计,行业 SO_2 排放数据来源于《中国环境年鉴》,行业从业人员数据取自《中国统计年鉴》。

对计量模型中自变量的指标设定和数据来源说明如下:

1. 工业行业的产出规模(scale)。选取人均工业增加值来表示该变量。其中工

① 由于本文选取的数据涉及《中国统计年鉴》、《中国工业经济统计年鉴》、《中国环境年鉴》、《中国科技统计年鉴》等不同来源,为保持行业统计口径的一致,剔除了这些部门。

② 中国国家环境保护总局:《全国环境统计公报》(2009)。

业增加值数据来源于《中国工业经济统计年鉴》和国家统计局官方网站,行业从业人员数据来源于《中国统计年鉴》。由于 FDI 进入会增加我国的工业行业产出规模,从而在规模效应上增加污染排放,因此其对因变量的预期影响符号为正。

2. 工业行业的人均资本存量 (kl)。采用工业行业固定资产净值年平均余额来表示资本存量,数据来自于《中国工业经济统计年鉴》。以全行业从业年平均人数来表示劳动力人数,数据来源于《中国统计年鉴》。依据雷布津斯基定理,人均资本存量的提高将导致资本密集型的工业行业的产出提高,从而增加 SO₂ 排放,因此其对因变量的预期影响符号也为正。

3. 工业行业的外资进入程度 (fdi)。由于公开的统计年鉴中未能提供中国工业细分行业的外国直接投资数额,所以无法以 FDI 占资本存量或 FDI 占 GDP 的比重来测度外资进入程度,必须采用其他替代指标。综合已有的经验文献,其他衡量外资进入程度的指标构造方法主要包括外资企业就业人员占全部就业人数的比重和外资企业产出占总产出的比重。^① 本文采用外资企业的增加值占总增加值的比重来表示工业行业外资实际进入的程度,其数据来自《中国工业经济统计年鉴》和国家统计局官方网站。结合前文的理论模型分析,它对因变量的预期符号为负。

4. 研发强度 (rd)。选取工业行业的科研创新经费支出占全行业工业增加值比重来衡量该指标,研发数据来自《中国科技统计年鉴》。研发投入越多代表该行业的科研创新投入越大,包括增加对环保技术的研发投入、购置更有利于环境清洁的中间设备和原材料等,从而降低污染排放,其对因变量的预期符号为负。

5. 税率 (tax)。目前我国尚未征收污染税或环境税,政府采取的主要环保措施包括行政处罚(如对污染企业进行重点和随机稽查、罚金、责令停业或限期整顿等)和经济杠杆(如征收排污费和资源税、发放排污许可证、调节出口退税率等),它们构成了企业的排污成本。由于从公开的统计来源中无法获得全面的与污染有关的税费信息,且考虑到目前许多环境政策是通过相关的产业政策实施的,因此本文将采用估计的行业应缴税率(行业应缴税收占主营业务收入的比重)作为环境税率的一个代理变量,^② 能在一定程度上综合反映我国与环境相关的产业政策、财税政策、

① A. Lenger and E. Taymaz, "To Innovate or to Transfer? A Study on Spillovers and Foreign Firms in Turkey," *Journal of Evolutionary Economics*, vol. 16, 2006, pp. 137-153; P. J. Buckley, J. Clegg and C. Wang, "The Impact of Inward FDI on the Performance of Chinese Manufacturing Firms," *Journal of International Business Studies*, vol. 33, no. 4, 2002, pp. 637-655.

② 我们曾考虑基于《外商投资产业指导目录》,根据不同引资导向(鼓励、限制或禁止)设置行业或部门的虚拟变量来表示环境规制,但经过仔细分析发现该方法并不能准确反映企业的污染成本。首先,指导目录并不是完全出于环境保护的角度而设置的,而是同时混杂了对产能过剩行业、技术创新与新兴产业发展战略的考虑。其次,指导目录中的

贸易政策和外资政策等措施的规制程度。^① 其中行业应缴税收通过主营业务收入减去主营业务成本和总利润获得,^② 数据均来源于《中国工业经济统计年鉴》。根据理论模型的分析,政府对污染排放征收较高的税收会导致企业生产污染产品的成本增加,因此会对一国环境质量起到改善作用,其对因变量的预期符号为负。

表 1 是对经验检验中的因变量与自变量的统计描述。可以看出,中国工业行业在样本期内 SO₂ 的排放量的最大值与最小值之间存在很大的差异,离散系数高达 2.7。外资进入程度的差异也较为明显,离散系数为 0.67。

表 1 主要变量的统计描述

变 量	单 位	观测值	均 值	标准差	最小值	最大值
人均 SO ₂	吨/人	324	0.210	0.569	0.001	4.464
人均工业增加值	万元/人	324	14.390	20.660	1.537	177.500
人均资本存量	万元/人	324	17.300	20.120	2.027	153.800
外资进入程度	%	324	0.278	0.185	0.001	0.844
研发强度	%	324	0.025	0.022	0.001	0.101
行业税率	%	324	0.125	0.082	0.045	0.560

图 1—4 分别描绘了样本期内中国 36 个工业行业的二氧化硫排放量与四个主要自变量——人均工业增加值、人均资本存量、外资进入程度和行业税率之间的关系。简单的趋势分析表明:经济规模对工业 SO₂ 排放具有明显的正向作用(见图 1);资本密集度的提高由于改变了产业结构,从而使我国工业 SO₂ 排放显著增加(见图 2);行业外资进入程度越高,相应的 SO₂ 污染排放就明显越低(见图 3);行业的税率对 SO₂ 污染有一定的抑制作用(见图 4)。虽然上述观察得到的结论与我们前文的理论预期基本一致,但 FDI 影响 SO₂ 排放的因素与机制是复杂的,包括影响经济规模、产业结构和技术溢出三个效应的作用方向与强度。这些更深层次的分析需要通过下文的计量模型实证检验得到进一步研究。

类别并不完全在一个统计分类层面上(既有行业,也有部门,还有产品),因此,无法统一集结标准,从而会存在设定谬误问题。

① 新的《中华人民共和国企业所得税法》宣布,从 2008 年 1 月 1 日起将内外资企业所得税率统一为 25%。本文选取的样本期为 2001—2009 年,因此该指标还在一定程度上反映了外资企业获得的税收优惠。

② 我们将运用这种方法得到的应缴税收额与可获得的少数年份的分类税收总额(包括企业所得税、增值税和主营业务税金及附加)数值进行了比较,结果表明估算的数据能较好地近似反映税收总额水平。

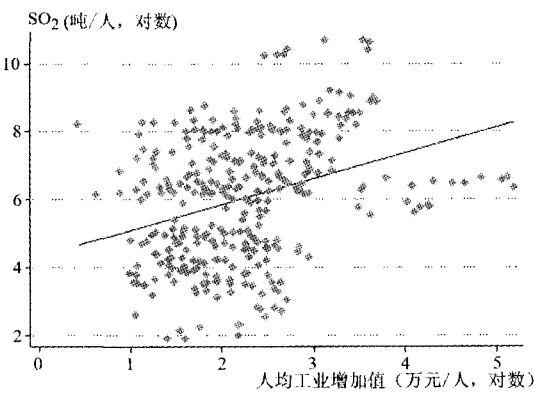


图 1 SO₂ 排放与人均工业增加值的散点图

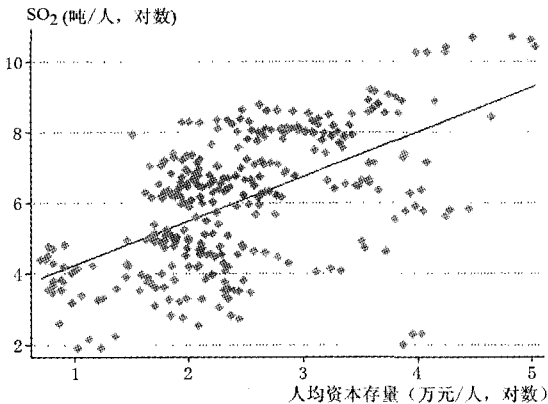


图 2 SO₂ 排放与人均资本存量的散点图

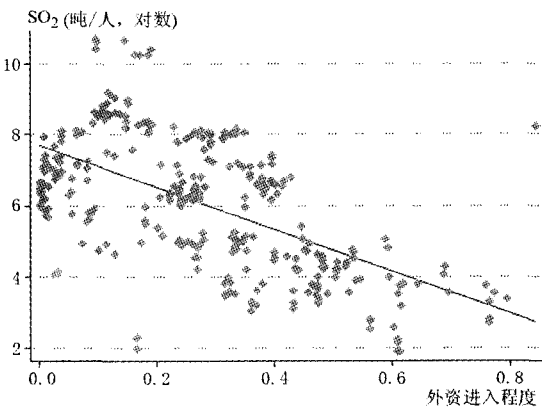


图 3 SO₂ 排放与外资进入程度的散点图

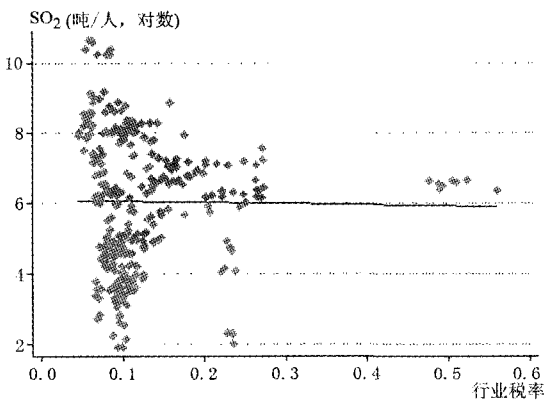


图 4 SO₂ 排放与行业税率的散点图

四、估计结果及分析

计量检验首先估计三个核心变量（人均工业增加值、人均资本存量和外资进入程度）对人均工业 SO₂ 排放的回归系数，作为分析 FDI 对环境污染的效应的基础。其次，根据回归模型的估计参数，对 FDI 影响污染的三个效应（规模效应、结构效应和技术效应）进行分解测算，并重点分析总效应和技术效应之间的相互关系。再次，结合各工业行业的外资进入程度进一步研究样本中 36 个工业行业外资对 SO₂ 排放影响的情况。最后，为保证估计结果的稳健性，还对其他四种污染物排放的变量进行了敏感性检验。

（一）基础模型的实证结果分析

由于污染本身会在一定程度上影响 FDI 的流入水平，^① 因此解释变量可能会与

① J. Eastin and K. Zeng, Are Foreign Investors Attracted to “Pollution Havens” in China?

随机扰动项存在相关性,从而造成对 δ_3 的估计是有偏和无效的。所以我们在计量检验时首先要考虑解决内生性问题。已有研究中解决内生性的传统方法是工具变量法,然而从模型外部选择合适的工具变量的难度很大,比较常用的方法往往是选取变量的滞后项作为工具变量。但 Arellano 和 Bond 以及 Arellano 和 Bover 认为,这种处理方法还是会忽视相当一部分信息,^①于是他们提出了一种能极大地增加模型使用信息量的差分广义矩估计方法(即 different GMM 估计,简称为 DIFGMM)。在此基础上,Blundell 和 Bond 认为标准的 DIFGMM 估计方法可能存在自变量滞后项和自变量差分滞后项的相关性不高从而导致弱工具变量的问题。^②如果把自变量差分项的滞后项作为水平方程的工具变量,并且它和自变量当期项的相关性更高,则会得到更有效的工具变量。因此,同时利用这两类工具变量能够显著提高模型估计的有效性,也就是将差分矩阵和水平矩阵结合的 GMM 系统估计法(即 system GMM,简称为 SYSGMM)。与普通工具变量法相比,SYSGMM 法还可在 GMM 估计中通过 AR(1) 检验剔除模型误差项自相关的影响。此外,由于 GMM 估计放松了对经典假设的严格限制,使得误差项的异方差问题不会对估计结果造成不利的影响。

为了检验模型的内生性问题,对计量模型进行了 Hausman 检验,结果表明在 5% 的显著性水平下拒绝计量模型中主要变量完全外生的假定,因此采用上述 SYSGMM 方法处理存在的内生性问题,结果列于表 2。Sargan 检验和 Hansen 检验的估计结果均表明,GMM 估计的工具变量的选择是有效的。^③同时,为了考虑 SYSGMM 估计中的一阶自相关问题,方程(4)和方程(5)还分别报告了误差项不存在以及存在一阶序列相关的估计结果。此外,为了便于比较,表 2 中还报告了混合 OLS、随机效应和固定效应的估计结果。为了检验所有上述回归中的多元共线性问题,计算了多元方差膨胀因子 $VIF_{\max}=3.75$,根据一般经验 $VIF_{\max}<10$ 即认为不存在影响估计结果有效性的多重共线性问题。同时我们还针对(1)—(3)进行

① M. Arellano and S. Bond, "Some Tests of Specification for Panel Data: Monte Carlo Evidence and an Application to Employment Equations," *Review of Economic Studies*, vol. 58, no. 2, 1991, pp. 277-297; M. Arellano and O. Bover, "Another Look at the Instrumental Variables Estimation of Error Components Models," *Journal of Econometrics*, vol. 68, no. 1, 1995, pp. 29-51.

② R. Blundell and S. Bond, "Initial Conditions and Moment Restrictions in Dynamic Panel Data Models," *Journal of Econometrics*, vol. 87, no. 1, 1998, pp. 115-143.

③ Hansen 和 Sargan 检验是对工具变量过度识别的两种检验,在工具变量有效的原假设下服从 X^2 分布。两种检验对原假设的设定上有所区别, Hansen 检验设定原假设为模型存在过度识别,而 Sargan 检验设定原假设为模型不存在过度识别,具体说明参见 D. Roodman, "How to Do Xtabond2: An Introduction to Difference and System GMM in Stata," The Center for Global Development, *Working Paper*, no. 103, 2006.

了怀特异方差检验，并报告了回归系数的异方差稳健标准差，列于表 2 中。^①

表 2 的估计结果显示，方程（4）和方程（5）SYSGMM 的估计系数具有更好的收敛性和稳健性。根据 AR（1）检验结果拒绝了扰动项非自相关的原假设，因此采用方程（5）中考虑一阶自相关的 SYSGMM 方法更为科学。同时，方程（5）的三个核心解释变量的估计系数都通过了 1% 的显著性检验，且估计系数的符号和理论的预期完全一致。因此，本文将采用 SYSGMM 估计的方程（5）作为对基础模型的回归结果。具体来说，行业的经济规模扩大和资本密集度的增加将导致工业 SO₂ 排放量增加，从而恶化我国环境质量；相反，外资进入水平的提高则有利于我国环境污染的改善。此外，还应注意到税率的政策变量对污染排放的显著负向影响作用，这实际上在很大程度上否定了“污染天堂假说”在中国的成立。

表 2 模型估计结果

变 量	POOL		RE		FE		SYSGMM	
	(1)		(2)		(3)		(4)	(5)
lnscale	0.421		0.538***		0.749***		0.535***	0.609***
	(0.324)		(0.156)		(0.197)		(0.106)	(0.216)
lnkl	0.747***		0.394*		-0.125		0.890***	0.623***
	(0.246)		(0.210)		(0.352)		(0.119)	(0.152)
fdi	-4.577***		-1.219***		-0.569		-2.847***	-5.703***
	(0.552)		(0.467)		(0.888)		(0.483)	(0.919)
rd	-2.843		1.682		3.096		-2.397	2.139
	(3.262)		(3.132)		(3.521)		(1.719)	(1.925)
tax	-7.256***		-0.913		-0.125		-5.259***	-6.953***
	(1.476)		(1.388)		(1.622)		(0.724)	(1.141)
时间固定效应	Yes		Yes		Yes		Yes	Yes
Sargan 检验					.		285.040	155.662
							[0.000]	[0.000]
Hansen 检验							19.359	20.409
							[1.000]	[0.998]
AR（1）检验							-2.024	-2.038
							[0.043]	[0.042]
AR（2）检验							1.171	0.620
							[0.242]	[0.535]
观测值	324	324	324	324	324			
行业数目	36	36	36	36	36			

注：1. Yes 表示方程中加入时间虚拟变量；2. （1）—（3）圆括号中显示的是系数的异方差稳健标准差，（4）和（5）圆括号中显示的是系数的渐进标准差，方括号中显示的是各统计量的 P 值；3. POOL 表示面板普通最小二乘估计，RE 表示随机效应估计，FE 表示固定效应估计，SYSGMM 表示两阶段系统 GMM 估计，其中方程（4）报告了误差项不存在一阶序列相关的估计结果，方程（5）报告了存在一阶序列相关的估计结果；4. ***、**、* 分别表示在 1%、5%、10% 水平上显著。

① SYSGMM 回归方法并不需要同方差假设，因此表 2 中正常报告了系数的渐进标准差。

(二) FDI 对污染排放的影响效应分解

根据前文理论推导的 (15) 式, 可将 FDI 对污染排放的弹性影响分解为如 (19) 式所示的三种效应。其中, fdi 可由实际统计数据获得; δ_1 、 δ_2 和 δ_3 三个系数由表 2 中的 SYSGMM 方程 (5) 估计得到; 资本的产出弹性 (或资本收入占产出的份额) $\epsilon_{S,K}=(dS/dK)/(K/S)$ 可通过测算获得, 在已有的研究中, 由于固定资产存量的测算方法不同, 得到的 $\epsilon_{S,K}$ 值也略有差异, 但大部分估算的数值接近 0.6。^①

总效应 (?)

$$\frac{dSO_2 FDI}{dFDISO_2} = \underbrace{\delta_1 \epsilon_{S,K} fdi}_{\text{规模效应 (+)}} + \underbrace{\delta_2 fdi}_{\text{结构效应 (+)}} + \underbrace{\delta_3 (fdi - fdi^2)}_{\text{技术效应 (-)}}$$

(19)

表 3 外商直接投资对中国工业 SO₂ 排放的效应分解

	POOL (1)	RE (2)	FE (3)	SYSGMM	
				(4)	(5)
规模效应	0.070	0.090	0.125	0.089	0.102
结构效应	0.208	0.109	-0.035	0.248	0.173
技术效应	-0.919	-0.245	-0.114	-0.571	-1.145
总效应	-0.641	-0.046	-0.024	-0.235	-0.870

我们将利用不同回归方法估计的系数值代入 (19) 式得到的规模效应、结构效应和技术效应列于表 3。从定性角度考察, 三种效应测算的结果与理论分析的影响符号完全一致。从定量角度考察, 按照 SYSGMM 方程 (5) 估计的结果, 外商直接投资每增加 1% 将有利于我国工业 SO₂ 排放量减少约 0.87%, 其中规模效应和结构效应分别使排放增加 0.1% 和 0.17%, 而技术效应则使排放减少约 1.15%。这一经验结论证明了 FDI 的“污染天堂效应”在中国并不存在, 外资的进入并未在总体上造成我国环境的恶化, 其根本原因在于 FDI 对环境影响的积极的技术效应超过了负向的规模效应与结构效应。进一步说, FDI 对降低污染排放的促进作用主要体现在: 一方面, 外资企业一般更为普遍地采用环境友好型的生产与管理技术, 特别是包括更为先进的控制污染物排放的技术、更有效的环境管理手段以及更完备的企业社会责任的要求和管理规范; 另一方面, 外商投资通过“示范效应”促使绿色环保技术与经验得到“外溢”, 并通过东道国企业的“学习与模仿效应”提高产出效率和降低

① 吕冰洋:《中国资本积累的动态效率: 1978—2005》,《经济学(季刊)》第 7 卷第 2 期, 2008 年。此外, 我们还将 Copeland 和 Taylor 研究中使用的资本的产出弹性值 $\epsilon_{S,K}=1/3$ 代入本文模型测算 FDI 的环境污染效应, 得到的结论与采用 $\epsilon_{S,K}=3/5$ 在符号上基本一致, 不改变本文的根本性结论。详见 B. R. Copeland and M. S. Taylor, *Trade and the Environment: Theory and Evidence*, Princeton: Princeton University Press, 2005.

污染排放。这一结论也与 Eastin 和 Zeng 采用中国省际数据以及 Liang 采用中国城市数据进行检验得出的结论基本一致。^①

接下来我们聚焦于 FDI 对污染排放的两个核心效应——技术效应和总效应——进行进一步的分析。根据 (19) 式，技术效应和总效应的表达式分别为： $\delta_3 (fdi - fdi^2)$ 和 $-\delta_3 fdi^2 + (3/5\delta_1 + \delta_2 + \delta_3) fdi$ 。对 fdi 从 0—1 给予不同的模拟连续赋值，并将所对应的技术效应与总效应数值描绘在图 5 中。不难看出，外资进入水平对工业 SO₂ 排放影响（弹性）的总效应和技术效应均呈现 U 型，且技术效应曲线位于总效应曲线的下方。总效应曲线可以分为三个区间：（1）环境友好加强区间：该区间为最优环境效应点（即弹性的绝对值最大）A 点（fdi 值为 0.39）的左侧，这段区间内随着 FDI 进入程度的提高，对环境的积极作用也不断增强，其原因在于减少排放的技术效应相对于增加排放的规模效应与结构效应持续扩大；（2）环境友好削弱区间：该区间位于 A 点至 D 点之间，D 点为 FDI 进入程度对环境影响的临界点（超过该点则将会对环境产生负的总效应，fdi 值为 0.78），该区间内随着 FDI 进入程度的继续提高，技术效应的积极作用逐步减弱，最终被规模效应与结构效应所抵消；（3）环境恶化区间：该区间为 D 点的右侧部分，当外资进入程度超过 D 点后，外资的继续流入将大大增强负向的规模效应与结构效应，从而造成污染排放的总效应由负变正，并不断恶化。因此，图 5 完整地展示了 FDI 进入变化对 SO₂ 污染排放的模拟动态影响。

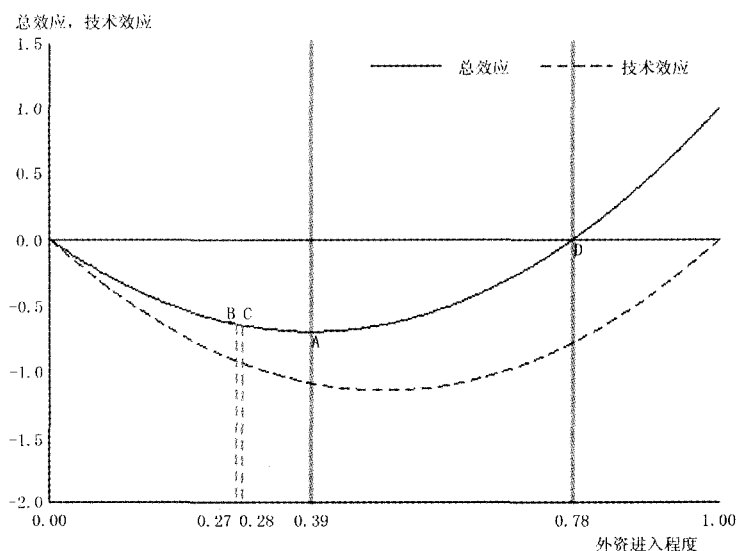


图 5 FDI 对工业 SO₂ 排放的总效应和技术效应模拟

我们还特别注意分析了当前我国 FDI 进入程度对环境的影响以及与长期动态之

① J. Eastin and K. Zeng, Are Foreign Investors Attracted to “Pollution Havens” in China? F. Liang, Does Foreign Direct Investment Harm the Host Country’s Environment? Evidence from China.

间的关系。图 5 中 B 点代表了 FDI 进入程度为样本期（2001—2009）内均值（0.27）时的情况，C 点为 FDI 进入程度为样本期最后一期（2009）水平（0.28）时的情况。显然，B 点和 C 点均位于最优点 A 点的左侧，这表明鼓励外资流入程度的继续提高将有利于进一步改善我国的环境质量，换句话说，从优化环境与减排的角度看，我国吸引和利用 FDI 离最优水平还有一定的空间。

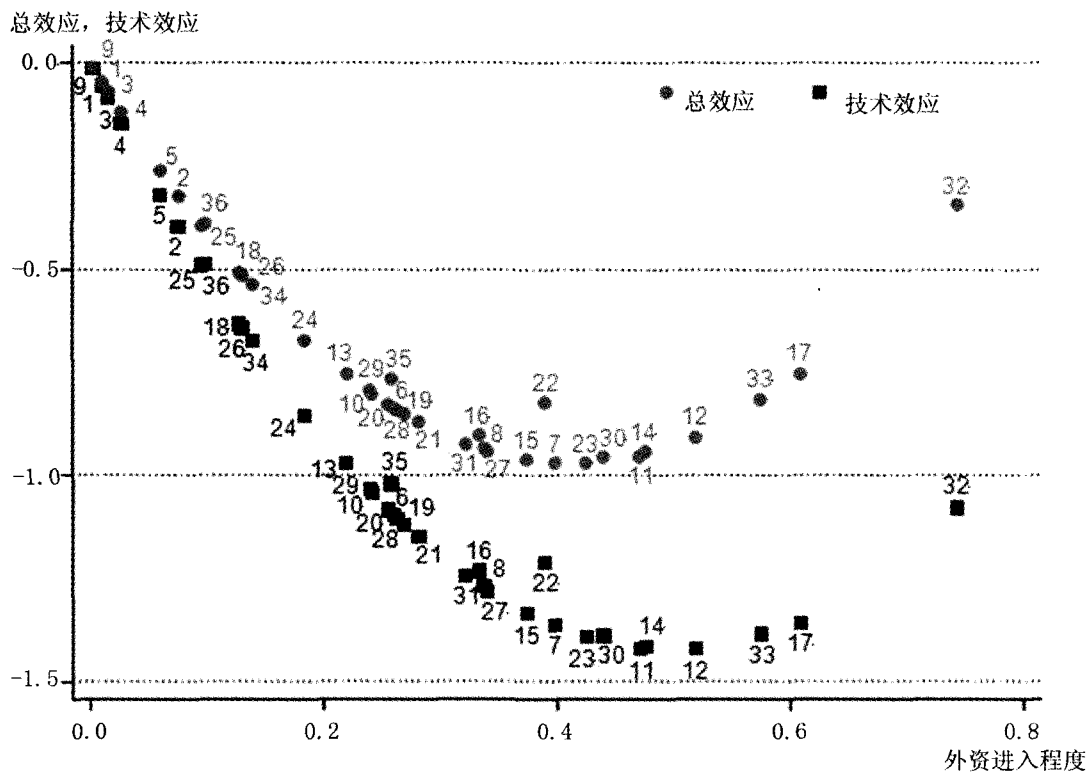


图 6 中国 36 个工业行业 FDI 对 SO₂ 排放影响的效应分布图

注：行业代码说明：1. 煤炭采选业；2. 石油和天然气开采业；3. 黑色金属矿采选业；4. 有色金属矿采选业；5. 非金属矿采选业；6. 农副食品加工业；7. 食品制造业；8. 饮料制造业；9. 烟草制品业；10. 纺织业；11. 纺织服装、鞋、帽制造业；12. 皮革、毛皮、羽毛（绒）及其制品业；13. 木材加工及木、竹、藤、棕、草制品业；14. 家具制造业；15. 造纸及纸制品业；16. 印刷业和记录媒介的复制；17. 文教体育用品制造业；18. 石油加工、炼焦及核燃料加工；19. 化学原料及化学制品制造业；20. 医药制造业；21. 化学纤维制造业；22. 橡胶制品业；23. 塑料制品业；24. 非金属矿物制品业；25. 黑色金属冶炼及压延加工；26. 有色金属冶炼及压延加工；27. 金属制品业；28. 通用设备制造业；29. 专用设备制造业；30. 交通运输设备制造业；31. 电气机械及器材制造业；32. 通信设备、计算机及其他电子设备制造业；33. 仪器仪表及文化办公用机械制造业；34. 电气蒸汽热水的生产和供应业；35. 煤气生产和供应业；36. 自来水的生产和供应业。

（三）FDI 环境效应的细分行业分析

为了进一步深入分析我国工业分行业的 FDI 环境效应，图 6 中描绘了 36 个工业行业在样本期内的总效应与技术效应情况。据此我们可以得到以下几点结论：第一，对于所有 36 个工业行业在样本期内 FDI 都表现出对减少 SO₂ 排放具有积极的总效

应和技术效应，这再次印证了我国并没有成为外商投资转移污染产业的“天堂”。第二，36个工业行业的FDI对SO₂排放的影响程度存在较大差异，对环境起积极作用最明显的行业主要集中在一些FDI进入程度中等的行业，如食品、纺织服装、鞋、帽、家具、塑料、金属、交通运输设备等制造业部门，而对环境积极作用较小的行业主要为FDI进入程度非常高的行业（如通信设备、计算机及其他电子设备制造业），或者FDI进入程度非常低的行业（如烟草制品业、煤炭采选业和黑色金属矿采选业等）。前者主要是因为FDI进入导致的不利于环境的规模效应与结构效应很大，而后者主要是由于FDI进入导致的有利于环境的技术效应很小。第三，从行业性质与特征看，采掘业（如煤炭、金属采选业等）和资本密集型的重化工业（如炼焦、钢铁、石化行业等）FDI进入的环境改善效应不明显，而一些劳动密集型行业（如家具、纺织、服装、鞋帽制造业等）外商投资的环境改善作用较为显著，这也与Cole以及Cole、Elliott和Wu的实证研究结论相一致。^①

（四）敏感性分析

二氧化硫只是污染排放的主要形式之一，为了更准确地检验FDI对环境污染的影响，我们还选取了其他污染指标作为被解释变量进行敏感性分析，以进一步检测基础模型估计的稳健性。目前《中国环境年鉴》公布的污染指标中主要有三大类污染：水污染、大气污染和固体废弃物污染，^② 本文分别选取水污染中的工业废水（wast）、化学需氧量（cod）和大气污染中的工业废气（gas）、工业烟尘（smoke）作为替代污染指标。表4是上述四类污染物样本期内36个工业行业人均排放量的主要统计量分析。表5还测算了五类污染指标（包括SO₂）之间的相关系数（包括简单相关系数与斯皮尔曼相关系数），结果显示它们之间存在着较大的相关性。

表 4 其他四类污染指标变量的统计量描述

变 量	单 位	观测值	均 值	标准差	最小值	最大值
人均 wast	万吨/人	324	0.035	0.051	0.001	0.307
人均 cod	吨/人	324	0.086	0.211	0.001	1.786
人均 gas	亿标立方米/人	324	0.004	0.008	0.001	0.052
人均 smoke	吨/人	324	0.096	0.213	0.001	1.507

① M.Cole, “Trade, the Pollution Haven Hypothesis and Environmental Kuznets Curve: Examining the Linkages,” *Ecological Economics*, vol. 48, no. 1, 2004, pp. 71-81; M. Cole, R. J. R. Elliott and S. S. Wu, “Industrial Activity and the Environment in China: An Industry-Level Analysis,” *China Economic Review*, vol. 65, no. 19, 2008, pp.393-408.

② 由于固体废弃物指标数据存在缺失，造成与其他污染指标的样本数据不一致。为了保证样本的统一性，本文没有对其进行敏感性检验。

表 5 五类污染物的相关系数矩阵

污染指标	SO ₂	wast	cod	gas	smoke
SO ₂	1.0000	0.8139*	0.7133*	0.9253*	0.9694*
wast	0.7979**	1.0000	0.9092*	0.7195*	0.7933*
cod	0.6805**	0.9104**	1.0000	0.6106*	0.7277*
gas	0.9151**	0.6743**	0.5402**	1.0000	0.9049*
smoke	0.9697**	0.7796**	0.6948**	0.8926**	1.0000

注：*为斯皮尔曼相关系数，**为简单相关系数。

我们将五类污染排放指标利用 SYSGMM-AR（1）方法对方程（18）的估计结果列于表 6，结果表明这些污染指标的回归系数与前文对二氧化硫的检验符号基本一致，并且绝大多数都通过 5% 的显著性检验。这表明，我们对模型的计量分析具有较好的稳健性，从而进一步支持了已得到的结论的可靠性。接下来，类似前文，再将表 6 中的估计系数代入（19）式，得到表 7 中外商直接投资对其他四类污染排放物影响的规模效应、结构效应、技术效应以及总效应，测算显示三种分解效应的符号与前文相同，从总效应的情况看，除化学需氧量（cod）外，FDI 进入都将有利于显著减少工业污染物的排放。

表 6 模型的敏感性分析

变 量	SYSGMM-AR（1）				
	SO ₂	wast	gas	smoke	cod
lnscale	0.609***	-0.218*	0.651***	0.420*	-0.267*
	(0.216)	(0.113)	(0.146)	(0.242)	(0.157)
lnkl	0.623***	0.865***	0.391**	0.361**	1.059***
	(0.152)	(0.136)	(0.191)	(0.178)	(0.157)
fdi	-5.703***	-2.567***	-7.434***	-8.269***	-0.583
	(0.919)	(0.797)	(0.986)	(0.745)	(1.572)
rd	2.139	3.968**	15.375***	3.914*	-1.485
	(1.925)	(1.974)	(3.182)	(2.375)	(5.081)
tax	-6.953***	-1.385	-8.924***	-8.257***	-0.751
	(1.141)	(0.845)	(1.712)	(1.202)	(1.136)
时间固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Sargan 检验	155.662	435.530	79.106	200.746	276.518
	[0.000]	[0.000]	[0.000]	[0.000]	[0.000]
Hansen 检验	20.409	21.978	24.504	20.702	18.151
	[0.998]	[0.995]	[0.986]	[0.998]	[1.000]
AR（1）检验	-2.038	-1.201	-1.350	-1.605	-1.879
	[0.042]	[0.230]	[0.177]	[0.109]	[0.060]
AR（2）检验	0.620	-0.925	-0.253	-0.814	1.233
	[0.535]	[0.355]	[0.800]	[0.416]	[0.217]
观测值	324	324	324	324	324
行业数目	36	36	36	36	36

注：1. SO₂ 的回归结果来自表 2 中的方程（5）；2. Yes 表示方程中加入时间虚拟变量；3. 圆括号中显示的是系数的渐进标准差，方括号中显示的是各统计量的 P 值；4. ***、**、* 分别表示在 1%、5%、10% 水平上显著。

表 7 FDI 对五类工业污染排放的效应分解

	SO ₂	wast	gas	smoke	cod
规模效应	0.102	-0.036	0.109	0.070	-0.045
结构效应	0.173	0.241	0.109	0.100	0.295
技术效应	-1.145	-0.515	-1.492	-1.660	-0.117
总效应	-0.870	-0.311	-1.275	-1.489	0.133

五、结论及政策启示

在引入技术函数的基础上，本文发展了一个分析 FDI 影响东道国环境质量的理论模型，并将这种影响分解为规模效应、结构效应和技术效应。在结构型计量模型的基础上，我们利用 2001—2009 年 36 个中国工业行业的数据检验了 FDI 进入对工业二氧化硫（SO₂）排放的影响，并对三种效应进行了分解估算，不同计量方法的对比分析以及对其他污染排放指标的敏感性分析表明本文的模型设定与检验结果是稳健与可靠的。本文与以往的文献研究相比不但在经验上科学检验了“FDI 能改善中国的环境吗”这一问题，更为重要的是通过对 FDI 的环境效应的分解（特别是 U 型关系的技术效应），进一步回答了“FDI 为什么会改善中国的环境”这一问题，从而为制定相互有机联系的引资政策、产业政策与环保政策提供了更为准确的评估判断与合理的政策建议。本文得到以下几个主要结论。

第一，我们的研究测算在经验层面上不支持中国已经成为跨国公司和外国资本转移相关产业的“污染天堂”的论点。计量分析表明，FDI 的进入无论在总体上还是分行业上都减少了我国的工业污染排放，从而改善环境质量，因此不存在 FDI 的“污染天堂效应”。以税率作为环境规制的代理变量的估计结果表明，包括产业政策、税收政策、贸易政策和外资政策措施在内的环境政策在一定程度上起到了环境保护的积极效果，从而否定了针对中国存在的“污染天堂假说”。不能否认在我国一些地方为盲目追求增长速度、解决就业、扩大税收等目标，政府竞相向外国投资者提供政策优惠，甚至放松环境管制，一些外商投资者为逃避监管和降低成本也存在向地方政府进行污染排放的寻租行为，但从总体上来说，FDI 的流入并没有系统地威胁到我国的环境安全。

第二，对 FDI 影响污染排放的效应分解分析揭示了技术效应是 FDI 改善我国环境质量的根本原因，这种积极作用超过了外资进入所导致的增加污染的规模效应和结构效应。它体现在外资企业倾向采用更为先进、高效、环保的生产技术和管理模式，同时其产生的“外溢和模仿效应”将推动我国企业相应的节能减排技术水平的提高，从而有效地降低生产活动中的污染排放。这说明，充分发挥 FDI 在环保方面的示范与引领作用是我国转变经济发展方式，尤其是校正高能耗、高污染和低技术增长模式的一个重要战略举措。因此应积极鼓励具有环境保护技术优势的外资企业

的进入,实现引资和环保的双重目标。我们的经验分析也证明,在中国当前的外资进入程度与以环保为目标的最优水平之间还有一段距离。

第三,对工业行业的细分研究表明 FDI 对污染排放的影响效果存在较大差异。外资进入程度中等的部门的环境优化总效应更为显著,而 FDI 进入程度较低的采掘业和程度较高的电子通讯制造业等部门的总效应则趋近于零。这体现了外资进入程度与环境质量改善之间的 U 型关系。因此,对污染密集度较高行业的引资限制和禁止应得到继续的贯彻,除非其能够确实引入世界先进的环保与节能技术;而对当前外资与产出规模较大的制造业应注意鼓励跨国公司在华设立研发中心和延伸国内产业链,促进产品和产业的绿色环保技术的升级,从而为中国经济实现可持续发展做出贡献。

附录:

为了更加明确和简洁地推导产出结构 φ_X 与资本密集度 k 的关系,我们将产品 X 的潜在产出 F 和产品 Y 的具体生产函数形式设定为:

$$F = K^{\alpha_1} L^{1-\alpha_1}$$

$$H = K^{\alpha_2} L^{1-\alpha_2}$$

当经济处于均衡时,无论是生产 X 还是 Y 的企业,都将选择最优要素组合使生产成本最小化。由于产品 X 和 Y 的生产函数具有规模报酬不变的性质,可将企业的成本最小化决策进一步看作是求单位产量生产成本最小的过程,即:

$$c^F(w, r) = \min\{ra_{KF} + wa_{LF}, F(a_{KF}, a_{LF}) = 1\}$$

$$c^Y(w, r) = \min\{ra_{KY} + wa_{LY}, H(a_{KY}, a_{LY}) = 1\}$$

其中, a_{KF} 和 a_{LF} 分别表示生产单位潜在产出 X 的资本和劳动力投入; a_{KY} 和 a_{LY} 分别表示生产单位产出 Y 的资本和劳动力投入。根据成本最小化的一阶条件得到最优资本和劳动力投入为:

$$a_{KF} = \left[\frac{\alpha_1}{1-\alpha_1} \right]^{1-\alpha_1} \left(\frac{w}{r} \right)^{1-\alpha_1}, \quad a_{LF} = \left[\frac{1-\alpha_1}{\alpha_1} \right]^{\alpha_1} \left(\frac{w}{r} \right)^{-\alpha_1}$$

$$a_{KY} = \left[\frac{\alpha_2}{1-\alpha_2} \right]^{1-\alpha_2} \left(\frac{w}{r} \right)^{1-\alpha_2}, \quad a_{LY} = \left[\frac{1-\alpha_2}{\alpha_2} \right]^{\alpha_2} \left(\frac{w}{r} \right)^{-\alpha_2}$$

将它们带入成本函数得到:

$$c^F = \alpha_1^{-\alpha_1} (1-\alpha_1)^{\alpha_1-1} r^{\alpha_1} w^{1-\alpha_1}$$

$$c^Y = \alpha_2^{-\alpha_2} (1-\alpha_2)^{\alpha_2-1} r^{\alpha_2} w^{1-\alpha_2}$$

在完全竞争市场结构下,产品价格等于其边际成本,即 $P^X = c^X$, $P^Y = c^Y$ 。根据正文(7)式和(9)式可以得到 $c^X = (1-\theta)^{-1} \alpha (1-\alpha)^{-1} c^F$, 将 c^F 的表达式代入进而得到 $c^X = (1-\theta)^{-1} \alpha (1-\alpha)^{-1} \alpha_1^{-\alpha_1} (1-\alpha_1)^{\alpha_1-1} r^{\alpha_1} w^{1-\alpha_1}$, 由此 X 和 Y 的价格为:

$$P^X = (1-\theta)^{-1} \alpha (1-\alpha)^{-1} \alpha_1^{-\alpha_1} (1-\alpha_1)^{\alpha_1-1} r^{\alpha_1} w^{1-\alpha_1}$$

$$P^Y = \alpha_2^{-\alpha_2} (1-\alpha_2)^{\alpha_2-1} r^{\alpha_2} w^{1-\alpha_2}$$

同时,在充分就业条件下满足要素市场均衡有:

$$\frac{a_{FX} X}{1-\theta} + a_{FY} Y = K$$

$$\frac{a_{LX} X}{1-\theta} + a_{LY} Y = L$$

其中, K 和 L 为经济中的资本与劳动力禀赋。求解上述方程组得到产品 X 和 Y 的产量为:

$$X = (1-\theta) \alpha_1^{\alpha_1} (1-\alpha_1)^{1-\alpha_1} (\alpha_1 - \alpha_2)^{-1} w^{\alpha_1-1} r^{-\alpha_1} [(1-\alpha_2) r K - \alpha_2 w L]$$

$$Y = \alpha_2^{\alpha_2} (1-\alpha_2)^{1-\alpha_2} (\alpha_1 - \alpha_2)^{-1} w^{\alpha_2-1} r^{-\alpha_2} [\alpha_1 w L - (1-\alpha_1) r K]$$

将 X 和 Y 的产出与价格公式代入总产出规模 $S = P^X X + P^Y Y$ 和产出结构 $\varphi_X = P^X X / (P^X X + P^Y Y)$ 中,可分别得到 S 和 φ_X 的表达式为:

$$S = \frac{1}{(1-\alpha)(\alpha_1 - \alpha_2)} \{ [\alpha(1-\alpha_1) + \alpha_1 - \alpha_2] r K + [(1-\alpha)\alpha_1 - \alpha_2] w L \}$$

$$\begin{aligned} \varphi_X &= \frac{(1-\alpha_2) r k - \alpha_2 w}{[\alpha(1-\alpha_1) + \alpha_1 - \alpha_2] r k + [(1-\alpha)\alpha_1 - \alpha_2] w} \\ &= \frac{1-\alpha_2}{[\alpha(1-\alpha_1) + \alpha_1 - \alpha_2]} - \frac{\left\{ \frac{(1-\alpha_2)[(1-\alpha)\alpha_1 - \alpha_2]}{[\alpha(1-\alpha_1) + \alpha_1 - \alpha_2]} + \alpha_2 \right\} w}{[\alpha(1-\alpha_1) + \alpha_1 - \alpha_2] r k + [(1-\alpha)\alpha_1 - \alpha_2] w} \end{aligned}$$

其中, $k = K/L$ 。由于设定 X 相对 Y 是资本更加密集型的产品,因此有 $1 > \alpha_1 > \alpha_2 > 0$ 。同时,由于要素投入与产出正相关,因此有: $\alpha(1-\alpha_1) + \alpha_1 - \alpha_2 > 0$, $(1-\alpha)\alpha_1 - \alpha_2 > 0$ 。故而, $\varphi_X = \varphi_X(w, r, k)$, φ_X 与人均资本存量 k 正相关,即 $\partial \varphi_X / \partial k > 0$ 。

〔责任编辑:梁 华 责任编审:许建康〕