

环境规制、FDI与中国治污技术创新

——基于省际动态面板数据的分析

李 斌, 彭 星, 陈柱华

(湖南大学 经济与贸易学院, 湖南 长沙 410079)

摘要:文章利用中国1999—2009年省际面板数据,通过构建动态面板计量经济学模型,采用一步系统GMM方法对环境规制影响中国治污技术创新的直接效应与FDI效应进行了实证分析。研究结果表明,环境规制不仅在时间维度上而且在强度维度上与治污技术创新之间存在着U形关系。FDI的引进有利于治污技术创新,但环境规制的不断加强不利于FDI的引进。地区经济发展水平及总体研发投入对中国的治污技术进步影响不显著,但人力资本投入是其主要影响因素之一。据此,文章提出适当提高环境规制强度、采用合理的环境规制形式、注意合理引导FDI引进和加强人力资本投资等政策建议。

关键词:环境规制;波特假说;治污技术创新

中图分类号:F205 **文献标识码:**A **文章编号:**1001-9952(2011)10-0092-11

一、问题的提出

改革开放以来,中国经济平稳快速发展,取得了巨大成就。国内生产总值从1978年的3 624.1亿元增长到2009年的335 353亿元,增长了91倍多。与此同时,我国吸引的FDI大量增加,2009年实际利用外商直接投资额达900.33亿美元,已成为发展中国家吸引外资第一大国。伴随着经济的快速发展,一方面,资源能源消耗大量增加,导致环境污染问题日益严重,污染治理工作任务艰巨。相关数据显示,2009年环境污染所造成的直接经济损失达1.8亿元。^①日益严峻的环境形势促使政府相继出台环境保护方面的法律法规,逐渐加强环境规制水平。另一方面,经济长期持续增长的动力在于技术创新(进步)^②,地区经济的发展越来越依靠技术创新活动的发展,而治理愈加严重的环境污染问题更需要治污技术的不断创新;同时相关研究表明,FDI对技术创新具有显著影响,而环境规制则制约着FDI的引进。由此可见,环境规制、

收稿日期:2011-07-04

基金项目:国家软科学重大项目(2008GXS1B022);湖南省重大科技专项(2009FJ1003)

作者简介:李 斌(1968—),女,湖南湘乡人,湖南大学经济与贸易学院教授,博士生导师;

彭 星(1986—),男,湖南永州人,湖南大学经济与贸易学院应用经济学博士研究生;

陈柱华(1986—),男,湖南永州人,湖南大学经济与贸易学院应用经济学硕士研究生。

FDI 与治污技术创新之间是相互影响和制约的关系。

世界环境绩效排名 EPI[®] (Environment Performance Index) 相关数据显示,2008 年中国 EPI 得分仅为 65.1 分,在 149 个国家和地区中排名第 105 位,而到 2010 年,EPI 得分则继续降至 49.0 分,排名降至第 121 位。这一方面说明我国面临日益严重的环境问题,需要加大环境污染治理的力度;另一方面则说明我国的环境规制水平偏低,需要及时提高环境规制强度。本文试图回答的问题是:环境规制是否能够提高治污技术水平进而提高环境质量,即“波特假说”在我国是否成立?环境规制如何影响 FDI 的引进?FDI 又是否可以显著促进治污技术的进步?环境规制是否可以通过影响 FDI 的引进影响治污技术创新?因此,验证环境规制影响治污技术进步的直接效应与 FDI 效应,进而采取设计恰当的环境规制措施,促进中国的治污技术进步及减轻环境污染水平,最终实现经济、环境与技术进步协调发展的“三赢”,具有重要的理论和现实意义。

关于环境规制的经济效应,理论界有三种不同的观点。一种观点认为在技术、资源配置和消费者需求不变的静态条件下,环境规制的引入只会增加企业的成本负担,削弱其技术创新能力与企业竞争力,代表性人物是 Gray。国外一些学者支持环境规制对技术创新和企业竞争力的这种负效应(Conrad 和 Wastl,1995;Gray 和 Shadbegian,2003)。另一种观点则认为,设计恰当的环境规制在变动约束条件下能够刺激被规制企业进行技术创新,进而产生“创新补偿”效应,部分乃至全部抵消企业的“遵循成本”,最终提高其生产率和国际竞争力,这就是“波特假说”(Porter 等,1995)。“波特假说”提出后,有关环境规制与技术创新之间的关系受到学者们的广泛关注,引发了大量的相关实证研究。国内外许多研究支持了环境规制对技术创新与国际竞争力的正向作用(Berman 和 Bui,2001;Brunnermeier 和 Cohen,2003;Hamamoto,2006;黄德春、刘志彪,2006;赵红,2008;李强、聂锐,2009;张成,2011)。第三种观点认为环境规制与技术创新之间并没有明显的相关关系,环境保护措施并不会显著促进技术的不断变迁(Cesaroni 和 Arduini,2001;Nakano,2003;赵细康,2006;Aiken 等,2009)。

理论界的三种观点都是针对环境规制与技术创新之间的直接关系进行分析,但随着我国对外开放程度的不断提高,FDI 引进的规模越来越大,一方面,FDI 的技术外溢效应对我国的技术创新有显著的影响(宣烨、李光泗,2008;肖文、杨娟,2009);另一方面,环境规制水平对 FDI 引进的影响也越来越大(List 和 Cole,2000;李国柱,2007;刘志忠、陈果,2009)。环境规制是否可以通过影响 FDI 的引进影响技术创新水平呢?迄今为止,国内外还没有相关文献研究环境规制影响技术创新的 FDI 效应,而且大多数文献对技术创新的衡量基本上局限于总体技术创新,并没有区分生产技术进步与治污技术进步。鉴于研

究环境规制对中国治污技术进步影响的文献非常少,同时随着中国的环境污染问题日益严重,污染减排和治理势在必行,治污技术创新的重要性不言而喻。因此,本文在国内外相关研究的基础上,进一步研究环境规制、FDI 与中国治污技术进步之间的关系,实证检验了环境规制影响治污技术进步的直接效应和 FDI 效应,不但在时间维度上而且在强度维度上分析了环境规制与中国治污技术进步之间的 U 形关系,最后就如何提高我国的治污技术创新水平和环境质量,并最终实现环境保护、企业竞争力和经济发展之间的“三赢”提出了相应的政策建议。

二、数理模型

在建立数理模型之前首先提出以下假设:(1)两部门经济系统:最终产品部门和研发部门,经济中只生产一种最终产品,并且由最终产品部门提供;(2)两大厂商:国内厂商 A 和外资厂商 B;(3)竞争性市场结构:最终产品部门和研发部门都是完全竞争的;(4)人力资本 H 在最终产品部门和研发部门间进行分配,以实现利润最大化;(5)规模报酬不变。

国内厂商 A 由于受到政府部门环境规制政策的影响,必须在一定的环境规制水平 R 下进行生产。设其生产函数为 $Y=G(H_Y)f(K,L)=AH_Y^\alpha K^\beta L^\gamma$, $\alpha+\beta+\gamma=1$ 。其中, $f(K,L)=AK^\beta L^\gamma$ 为既定技术水平下的产出水平, K 为生产中的资本投入, L 为生产中的非熟练劳动力投入。 $G(H_Y)$ 衡量技术进步(创新),其大小取决于最终产品部门人力资本投入 H_Y 的大小。同时考虑到生产过程中产生的污染,设 $P(Y,E)$ 为国内厂商 A 所排放的污染,满足 $\partial P/\partial Y>0$, $\partial P/\partial E<0$,即污染量随着产出 Y 的增加而增加、随着治污支出 E 的增加而减少。 $T_D(E)$ 表示国内厂商 A 的治污技术创新水平,其大小取决于治污支出 E 的大小,并且满足 $\partial T_D(E)/\partial E>0$,即厂商的治污投入越大,则治污技术创新就越大。

一方面,面对环境规制水平 R ,国内厂商 A 会通过增加治污支出 E 提高治污技术创新水平进而控制污染排放,此过程称为治污技术创新直接效应。假设厂商 A 从总产出中分配 θ 部分用于治污投入 E ,即 $E=\theta G(H_Y)f(K,L)$, $0<\theta<1$ 。 θ 的大小反映了环境规制水平的强弱。考虑到产品市场是完全竞争的,产品价格水平 P 不变,为讨论的方便将其单位化为 1,即 $P=1$ 。于是,厂商 A 的利润函数为:

$$\begin{aligned}\Pi_A &= G(H_Y)f(K,L) - \omega_1 H_Y - \omega_2 L - \varphi K - \theta G(H_Y)f(K,L) \\ &= (1-\theta)G(H_Y)f(K,L) - \omega_1 H_Y - \omega_2 L - \varphi K\end{aligned}$$

其中, ω_1 、 ω_2 和 φ 分别为熟练劳动力、非熟练劳动力的工资率及资本利息率。厂商 A 的最优化行为为:

$$\text{MAX}\Pi_A = (1-\theta)G(H_Y)f(K,L) - \omega_1 H_Y - \omega_2 L - \varphi K$$

$$s.t. P[G(H_Y)f(K, L), \theta G(H_Y)f(K, L)] = R$$

其一阶条件为:

$$(1-\theta)(\partial G/\partial H_Y)f(K, L) - \omega_1 + \lambda(\partial P/\partial H_Y) = 0$$

$$(1-\theta)G(H_Y)(\partial f(K, L)/\partial K) - \varphi + \lambda(\partial P/\partial K) = 0$$

$$(1-\theta)G(H_Y)(\partial f(K, L)/\partial L) - \omega_2 + \lambda(\partial P/\partial L) = 0$$

$$-G(H_Y)f(K, L) + \lambda(\partial P/\partial \theta) = 0 \quad (1)$$

由(1)式计算可得, $\lambda = \frac{1}{\partial P/\partial \theta} < 0$, 再根据(1)式可判断 $\partial P/\partial \theta < 0$, 表明随

着厂商 A 治污投入比重 θ 的不断增大, 环境污染水平是不断下降的。这意味着当环境规制力度不断加大导致污染水平不断下降时, θ 值是不断增大的。又因为 $\partial T_D(E)/\partial \theta = (\partial T_D(E)/\partial E) \times (\partial E/\partial \theta)$, 由前面的分析可知, $\partial T_D(E)/\partial E > 0$, $\partial E/\partial \theta = G(H_Y)f(K, L) > 0$, 这样 $\partial T_D(E)/\partial \theta > 0$ 。这说明随着环境规制力度的加大, θ 值不断增大, 进而不断促进治污技术进步(创新), 这是治污技术创新直接效应。

另一方面, 环境规制会通过影响 FDI 的引进对治污技术创新产生影响, 即治污技术创新 FDI 效应。考虑外资厂商 B 在东道国进行选址时会综合考虑各种影响因素, 其中当地环境规制水平的高低是其考虑的重要因素之一。在其他条件不变的情况下, 政府部门实施较为严格的环境规制一方面会增加外商 B 所需承担的排污费及用于防治污染的投入, 进而增加总成本、降低利润水平, 从而不利于 FDI 引进; 另一方面则可以激发被规制厂商进行技术创新, 进而通过创新补偿效应使该厂商获得相对于未受规制企业的绝对优势, 降低总成本, 提高利润水平, 从而有利于吸引 FDI。综上可知, 环境规制对 FDI 引进的影响是不确定的。

下面分析引进的 FDI 对中国治污技术创新的影响。参考由罗默(1990)开创并由格罗斯曼和赫尔普曼(1991)发展的研发模型, 假设研发部门的生产函数为 $T_{FDI}(E) = R_\Delta = \rho H_R(R + \mu FDI)$ 。其中, $T_{FDI}(E)$ 表示治污技术创新 FDI 效应, R_Δ 衡量治污技术知识增量, 表现为与环境有关的专利申请数量, ρ 为研发部门技术生产率系数, H_R 为投入到研发部门的人力资本, R 表示已有的治污技术知识存量, μ 为 FDI 技术外溢系数, 其大小取决于外资企业技术扩散的程度和国内企业对技术扩散的吸收能力。设专利价格为 P , 则 $TR = PR_\Delta = \rho PH_R(R + \mu FDI)$, 而 $TC = \omega'_1 \times H_R$, 由 $TR = TC$ 可知, $\omega'_1 = \rho P(R + \mu FDI)$ 。考虑到完全竞争市场结构下人力资本在最终产品部门和研发部门间进行分配, 均衡时两部门的人力资本工资水平应该相等。由 $\partial \Pi_A/\partial H_Y = (1-\theta)(\partial G/\partial H_Y)f(K, L) - \omega_1 = (1-\theta)aH_Y^{a-1}f(K, L) - \omega_1 = 0$, 即 $\omega_1 = (1-\theta)aH_Y^{a-1}f(K, L)$, 令 $\omega_1 = \omega'_1$, 有 $(1-\theta)aH_Y^{a-1}f(K, L) = \rho P(R + \mu FDI)$, 则 H_Y

$$= \left[\frac{\rho P(R + \mu FDI)}{af(1-\theta)} \right]^{\frac{1}{a-1}}。将之代入研发部门的生产函数并考虑到 H = H_Y + H_R, 有 T_{FDI}(E) = \rho H(R + \mu FDI) - \left[\frac{\rho^a P}{af(1-\theta)} \right]^{\frac{1}{a-1}} (R + \mu FDI)^{\frac{a}{a-1}}, 则 \partial T_{FDI}(E) / \partial \theta = \frac{1}{1-a} \left(\frac{\rho^a P}{af} \right)^{\frac{1}{a-1}} (R + \mu FDI)^{\frac{a}{a-1}} (1-\theta)^{\frac{a}{1-a}} > 0$$

上式表明引进的 FDI 有利于提高治污技术创新水平。

综合以上分析,我们提出以下三个命题:

命题一:治污技术创新直接效应为正,即随着环境规制水平的不断提高,治污技术创新水平不断上升。

命题二:环境规制对 FDI 引进的影响不确定。

命题三:引进的 FDI 有利于提高治污技术创新水平,但由于环境规制对 FDI 引进的影响是不确定的,因此治污技术创新 FDI 效应也不确定。

三、实证检验

(一)模型设定与数据说明

根据数理模型的分析,将实证模型设置如下:

$$PTI_{it} = \alpha_0 PTI_{it-1} + \alpha_1 \ln ER_{it} + \alpha_2 (\ln ER_{it})^2 + \alpha_3 \ln ER_{it-1} + \alpha_4 \ln ER_{it-2} + \alpha_5 \ln FDI_{it} + \alpha_6 \ln ER_{it} \times \ln FDI_{it} + \alpha_7 \ln GDP_{it} + \alpha_8 \ln K_{it} + \alpha_9 \ln H_{it} + U_i + \xi_{it}$$

考虑到取对数可以消除变量的异方差,相关变量采用对数形式。其中, i 代表省份, t 代表时期, U_i 为未观测到的地区特质效应, ξ_{it} 为随机扰动项。 PTI_{it} 为衡量治污技术创新水平,考虑到被解释变量可能存在自相关,在模型右边加入其一阶滞后项 PTI_{it-1} ,构建相应的动态面板计量经济学模型。在模型中加入环境规制变量的平方项 $(\ln ER_{it})^2$ 主要是为了考察治污技术创新是否会随着环境规制水平的不断提高而呈现 U 形变化趋势,另外考虑到治污技术创新对环境规制的反应可能会存在一定的滞后,在模型中加入了环境规制变量的 1 期和 2 期滞后变量。 $\ln ER_{it}$ 和 $\ln ER_{it} \times \ln FDI_{it}$ 分别衡量治污技术创新直接效应和 FDI 效应,预期 $\alpha_1 > 0$, α_6 符号则不确定。 $\ln GDP_{it}$ 表示第 i 省份 t 时期的经济发展水平,其对治污技术创新可能会有一定的影响; $\ln K_{it}$ 和 $\ln H_{it}$ 则分别代表研发投入和人力资本投入。

本文采用中国 31 个省份 1999—2009 年面板数据进行实证检验,相关数据来自相应年份的《中国统计年鉴》、《新中国 60 年统计资料汇编》、《中国科技统计年鉴》以及《中国环境统计年鉴》。

本应使用与环境有关的专利申请数量作为治污技术创新的衡量指标,但国内并无相关统计数据,因此使用单位污染生产量的最终污染排放水平作为

替代指标。最终污染排放量等于污染生产总量减去污染减排量,所以单位污染生产量的最终污染排放水平指标值越小,治污技术创新越大,反之则越小。另外考虑到数据的可获得性,选用工业二氧化硫单位污染生产量的最终污染排放水平作为本文治污技术创新的衡量指标。鉴于治理项目完成投资额可以反映政府在降低环境污染方面所付出的努力和决心,本文选取我国工业污染治理项目完成投资额来衡量环境规制水平;外商直接投资 FDI 用实际利用外资额表示,并使用年平均汇率转化为以人民币为单位;经济发展水平用国内生产总值表示,研发投入 K 用我国各地区的研发投入资金表示,人力资本 H 用各省科技人员数量表示。考虑到数据平减对计量分析的重要性,以上指标中凡是与货币有关的数据均以 1999 年为基期的相应指数进行平减,从而换算得到不变价格的相关数据。

(二)实证分析

1.面板数据的单位根检验。协整检验的前提是面板数据具有相同的单整阶数,因此需要先进行单位根检验。本文采用 LLC 和 IPS 两种方法进行单位根检验,前者原假设为存在同质单位根,后者假设存在异质单位根,当两者结论不一致时则认为存在单位根,即数据非平稳。单位根检验结果如表 1 所示,可以看出所有变量均为一阶单整 I(1),可以进行协整检验。

表 1 面板数据的单位根检验

统计量 变量	水平统计量				一阶差分统计量			
	LLC		IPS		LLC		IPS	
	c	c+t	c	c+t	c	c+t	c	c+t
PTI	6.028	-2.473***	8.350	2.651	-13.575***	-21.973***	-6.406***	-3.253***
lnER	-3.911***	-9.822***	-0.153	-2.094***	-16.459***	-16.248***	-10.065***	-4.175***
lnFDI	-7.004***	-10.825***	1.200	-2.973***	-18.483***	-16.043***	-9.468***	-2.959***
lnGDP	6.155	-4.892***	10.815	1.211	-4.303***	-4.151**	-1.021***	-0.718**
lnK	-0.250	-12.393***	5.879	-4.528***	-25.324***	-32.401***	-16.514***	-8.250***
lnH	-9.859***	0.553	-7.037***	-0.938	-2.694***	-2.633***	-3.367***	-3.030**

注:***, ** 和 * 分别表示在 1%、5% 和 10% 水平下显著,采用 Schwarz 准则来确定滞后阶数,c 和 c+t 分别表示检验过程中仅包含常数项、包括常数项和趋势项。

2.面板数据协整检验。面板数据协整检验方法主要有两大类:一类是建立在 E-G 两步法检验基础上的面板协整检验,具体包括 Pedroni 检验和 Kao 检验;另一类是建立在 Johansen 协整检验基础上的面板协整检验。此处采用基于 E-G 两步法的 Kao 检验来进行面板协整检验,其原假设为不存在协整关系,检验结果如表 2 所示。检验结果在 1% 的显著性水平下拒绝原假设,表明变量之间存在着协整关系即长期均衡关系,可以进行计量分析。

表 2 Kao 协整检验结果

检验方法	检验假设	统计量	统计值(P 值)
Kao 检验	H_0 : 不存在协整关系	ADF	-2.789*** (0.0026)

注:采用 SIC 准则确定滞后阶数为 2。

3.动态面板系统 GMM 估计结果。实证模型中引入被解释变量的滞后项会造成严重的内生性问题,由此造成参数估计出现偏误,采用由 Arellano 和 Bover(1995)提出并由 Blundell 和 Bond(1998)改进的动态面板系统 GMM 估计方法可以很好地解决变量的内生性问题。系统 GMM 估计可以分为一步估计和两步估计,而两步估计标准差会存在向下偏倚,虽然经过 Windmeijer (2005)的修正其偏倚会减小,但两步 GMM 估计量的渐进分布会变得不可靠。本文使用一步系统 GMM 方法对实证模型进行回归分析和小样本调整,估计结果如表 3 所示。

表 3 模型估计结果

解释变量	被解释变量 PTI_{it}			
	模型 1(GMM)	模型 2(FE)	模型 3(RE)	模型 4(POLS)
PTI_{it-1}	0.954 *** (35.30)	0.778 *** (16.17)	0.961 *** (41.47)	0.965 *** (45.49)
$\ln ER$	0.109 *** (4.60)	0.053(0.79)	0.064(1.37)	0.067(1.36)
Lag_lnER	-0.010(-1.66)	-0.013(-1.63)	-0.009(-1.13)	-0.009(-0.92)
$Lag2_lnER$	-0.015 ** (-2.05)	-0.027 *** (-3.44)	-0.015 ** (-2.01)	-0.014(-1.56)
Ln^2ER	-0.008 *** (-4.43)	-0.00009(-0.03)	-0.005 ** (-1.99)	-0.005 * (-1.91)
$LnER * \ln FDI$	0.006 *** (4.06)	-0.003(-0.62)	0.003(1.20)	0.004(1.49)
$\ln FDI$	-0.065 *** (-4.15)	0.048(0.97)	-0.040(-1.14)	-0.044(-1.38)
$\ln GDP$	-0.013(-0.68)	-0.160 *** (-4.82)	-0.010(-0.78)	-0.008(-0.74)
LnK	-0.018(-1.66)	0.036 ** (2.19)	-0.018 ** (-2.22)	-0.021 ** (-2.12)
$\ln H$	-0.039 *** (-3.01)	-0.019(-0.99)	-0.037 *** (-3.69)	-0.036 ** (-2.40)
R^2		0.6828	0.9160	0.9161
AR(1)	-4.09(0.000)			
AR(2)	1.33(0.183)	F test	Hausman test	Wald test
Sargan test	178.18(0.263)	2.79(0.0000)	54.31(0.0000)	2371.74(0.0000)
Hansen test	18.29(1.000)			

注:GMM、FE、RE 和 POLS 分别表示一步系统 GMM 估计、固定效应估计、随机效应估计和混合回归估计;Lag_表示变量的一期滞后,Lag2_则表示其二期滞后;GMM 和 FE 括号内为相应的 t 值,RE 和 POLS 括号内则为相应的 z 值;F test、Hausman test、Sargan test 和 Hansen test 括号内均为相应的 p 值。

四、计量检验结果讨论

实证结果显示,中国的治污技术创新具有动态性,滞后一期的治污技术进步对当期治污技术进步的作用系数为 0.954,说明治污技术进步在时间上具有惯性。Sargan 检验和 Hansen 检验均接受原假设,表明所选取的工具变量是有效的。另外 AR(1)检验拒绝原假设而 AR(2)接受原假设,说明随机扰动项存在一阶序列相关但不存在二阶序列相关。考虑到当 GMM 估计所使用的样本太少或工具变量较弱时,其估计量会产生较大的偏倚,此处运用 Bond (2002)所提出的判断出现较大偏倚的一种方法,即将 GMM 估计量与 POLS

估计量、固定效应估计量进行对比,看被解释变量滞后项的 GMM 估计系数是否介于 POLS 估计系数与固定效应估计系数之间。由表 3 可知,一步系统 GMM 估计结果并没有出现较大的偏倚。

环境规制变量 $\ln ER$ 的系数显著为正,而其平方项 $\ln^2 ER$ 的系数显著为负,这与我们的预期是不一致的,关键在于我们所选取的衡量治污技术进步的指标,即工业二氧化硫单位污染生产量的最终污染排放水平。其值越大,治污技术创新越低,因此计量结果所表明的倒 U 形关系其实说明了中国治污技术进步与环境规制强度之间的 U 形关系,即随着环境规制强度的加大,治污技术创新先下降,后提高。这似乎与数理模型分析的结论有所偏差,关键原因在于数理模型假设竞争性的市场结构,而在现实经济中这个条件往往是难以满足的。在完全竞争市场上,企业是市场价格的被动接受者,当环境规制加强时,被规制企业由于无法向消费者转移规制成本,只有通过改进治污技术与生产技术降低规制成本,提高竞争优势,这样势必会提高企业的治污技术进步;反之,在不完全竞争市场上,由于被规制企业有一定的规制成本转移能力,相比较而言,其提高治污技术的动力不强,由此可能会在一定程度上出现治污技术进步下降的趋势,最终呈现出 U 形变化特征,这与张成、陆旻等(2011)的研究结论是一致的。

Lag_lnER 的系数不显著为负,而 $Lag2_lnER$ 显著为负,结合 $\ln ER$ 的系数为正,这说明环境规制对中国治污技术进步的影响存在滞后,滞后二期的环境规制显著促进了治污技术进步。这是由技术进步本身所需要的长时间特性所决定的,当环境规制实施时,“遵循成本”所产生的负面效应往往在当前产生影响,而环境规制的“创新补偿”效应则一般会存在一定的滞后。U 形变化特征也是这两大效应相互比较的结果,本文的实证结果在一定程度上验证了“波特假说”在我国的存在性。

外商直接投资 $\ln FDI$ 对治污技术进步有显著的促进作用,FDI 每变动 1 个百分点,治污技术进步水平会提高 0.065 个单位,说明外商直接投资存在技术创新效应,这对我国来说是比较有利的,这与宣烨、李光泗(2008)的研究结论是一致的。交叉项 $\ln ER \times \ln FDI$ 的系数显著为正,表明治污技术创新 FDI 效应为负,即环境规制通过影响 FDI 的引进影响治污技术创新的效应为负,这是对数理模型命题三的实证检验。尽管 FDI 的引进有利于治污技术创新,但是由于其总体效应为负,这在一定程度上说明环境规制不利于 FDI 的引进。这是对命题二的一种实证检验,表明环境规制的加强会增加外资企业的成本,从而不利于 FDI 的引进,这与刘志忠、陈果(2009)的观点是一致的。

另外地区经济发展水平 $\ln GDP$ 及研发投入 $\ln K$ 都不显著。前者可能是因为地区经济发展水平高并不意味着企业治污技术创新的积极性就高,相反该地区的企业会倾向于保持原有的治污技术。东部沿海发达省份治污技术创

新水平高是因为其相对于中西部环境规制和 FDI 引进水平更为合理。后者则可能是因为治污技术创新的主体主要是企业,宏观层面上的研发经费内部支出并不能对企业的治污技术创新形成有效激励。人力资本投入 $\ln H$ 则对治污技术创新产生显著的正向影响,人力资本投入每提高 1 个百分点,可以带动治污技术进步 0.039 个单位,说明人力资本投入是治污技术创新的主要影响因素之一。

五、结论与政策建议

本文利用中国 1999—2009 年省际面板数据,通过构建动态面板计量经济学模型,采用一步系统 GMM 方法实证检验了环境规制对中国治污技术创新的直接效应与 FDI 效应。研究表明,中国治污技术创新具有动态性特征,即时间上的惯性;随着环境规制强度的增加,中国的治污技术进步呈现出先下降后上升的 U 形变化特征,而当期环境规制对治污技术进步的影响存在负效应,表明我国的环境规制强度还处于较低的水平,有必要适当加强环境规制;滞后二期的环境规制显著促进了治污技术进步,在一定程度上验证了“波特假说”在我国的存在性;尽管 FDI 的引进有利于治污技术创新,但环境规制的不断加强会增加外资企业的成本从而不利于 FDI 的引进,最终造成治污技术进步 FDI 效应为负,表明环境规制强度应该保持在一定限度内;地区经济发展水平和总体研发投入对中国的治污技术进步影响不显著,而人力资本投入则是其主要影响因素之一。

针对研究结论,本文提出以下政策建议:(1)适当加强环境规制,在一定程度上刺激企业进行治污技术创新,从而实现污染减排和治理。但政府切勿盲目提高环境规制水平,应适当注意企业的规制承受能力,同时针对不同地区和行业的现实特点,有针对性地采用差异化的环境规制政策,并且注重滚动修订,直至达到合理水平。(2)注重采用合理的环境规制形式,即波特所说的设计恰当的环境规制。政府需要因地制宜,灵活采用排污费、环境税、排放权交易、绿色消费以及回收利用系统等多种规制形式,同时赋予被规制企业一定的灵活性,以实现环境规制的双赢目标。(3)合理引进 FDI,注重引进质量和合理引导 FDI 投资流向。对有利于实现治污技术进步的 FDI,可以适当给予其环境规制方面的优惠政策,同时引导其流向可能产生环境污染的地区或行业,通过提高治污技术水平减少该地区或行业的环境污染水平。另外,还必须制定和完善外商直接投资项目的环境标准,加强对外商投资企业的环境保护监管,实现引进外资和环境保护的双赢目标。(4)加强人力资本投入,提高科技人才队伍整体素质,优化科技队伍结构,同时充分发挥市场机制对人力资本配置的基础性作用,建立有效的激励评价机制来引导科研人员的合理流动,以实现治污技术进步对科技人员的不断需求。

注释:

- ①该数据来源于国泰君安数据库。
②本文中技术创新与技术进步含义相同,技术的创新意味着技术的进步。
③该排名由美国耶鲁大学和哥伦比亚大学的科学家联合发布。

参考文献:

- [1]黄德春,刘志彪.环境规制与企业自主创新——基于波特假设的企业竞争优势构建[J].中国工业经济,2006,(3):100—106.
[2]赵细康.引导绿色创新——技术创新导向的环境政策研究[M].北京:经济科学出版社,2006.
[3]李国柱.外商直接投资与环境污染的因果关系检验[J].国际贸易问题,2007,(6):105—109.
[4]赵红.环境规制对产业技术创新的影响——基于中国面板数据的实证分析[J].产业经济研究,2008,(3):35—40.
[5]宣烨,李光泗.FDI对国内企业技术创新影响的实证研究[J].中南财经政法大学学报,2008,(3):108—114.
[6]李强,聂锐.环境规制与区域技术创新——基于中国省际面板数据的实证分析[J].中南财经政法大学学报,2009,(4):18—23.
[7]肖文,杨娟.FDI对我国区域技术进步影响的实证分析[J].国际贸易问题,2009,(9):80—88.
[8]刘志忠,陈果.环境管制与外商直接投资区位分布——基于城市面板数据的实证研究[J].国际贸易问题,2009,(3):61—69.
[9]张成,陆旸,郭路,等.环境规制强度和生产技术进步[J].经济研究,2011,(2):113—124.
[10]Gray W B. The cost of regulation: OSHA, EPA and the productivity slowdown[J]. American Economic Review, 1987, 77: 998—1006.
[11]Conrad K, Wastl D. The impact of environmental regulation on productivity in German industrials[J]. Empirical Economics, 1995, 20: 615—633.
[12]Gray W B, Shadbegian R J. Plant vintage, technology and environment regulation[J]. Journal of Environmental Economics and Management, 2003, 46: 384—402.
[13]Porter M E, van der Linde C. Toward a new conception of the environment-competitiveness relationship[J]. Journal of Economics Perspectives, 1995, 9: 97—118.
[14]Berman E, Bui L. Environmental regulation and productivity: Evidence from oil refineries[J]. Review of Economics and Statistics, 2001, 83: 498—510.
[15]Brunnermeier S B, Cohen M A. Determinants of environmental innovation in US manufacturing industries[J]. Journal of Environmental Economics and Management, 2003, 45 (2): 278—293.
[16]Hamamoto M. Environmental regulation and the productivity of Japanese manufacturing industries[J]. Resource and Energy Economics, 2006, 28: 299—312.
[17]Cesaroni F, Arduini R. Environmental technology in the European chemical industry

- [R].LEM Working Paper,2001.
- [18]Nakano M.Can environmental regulation improve technology and efficiency? An empirical analysis using the Malmquist Productivity Index[R].Spain:Eaere,2003,(6):28—30.
- [19]Aiken D V,Fare R,Grosskopf S,et al.Pollution abatement and productivity growth: Evidence from Germany, Japan, the Netherlands, and the United States[J]. Environmental and Resource Economics,2009,44:11—28.
- [20]List J A,Co C Y.The effects of environmental regulations on foreign direct investment [J]. Journal of Environmental Economics and Management,2000,40:1—20.

Environmental Regulation, FDI and Technological Innovation in Pollution Abatement in China: A Study Based on Inter-provincial Dynamic Panel Data

LI Bin, PENG Xing, CHEN Zhu-hua

(School of Economy & Trade, Hunan University, Changsha 410079, China)

Abstract: By using inter-provincial panel data in China from 1999 to 2009, this paper constructs a dynamic panel econometric model and adopts one-step systematic GMM to empirically study on the direct effects of environmental regulation on technological innovation in pollution abatement and FDI effects. The result indicates that there is a U-shaped relationship between environmental regulation and technological innovation in pollution abatement both from the angles of time and intensity. The introduction of FDI is advantageous to technological innovation in pollution abatement, but the practice of continually strengthening environmental regulation is not conducive to the introduction of FDI. And regional economic development and overall R&D input have no significant effects on technological innovation in pollution abatement in China, but human capital input is one of the major influential factors. Therefore, this paper submits policy suggestions such as appropriately strengthening environmental regulation, using proper environmental regulation forms, reasonably guiding the introduction of FDI and placing emphasis on human capital investment.

Key words: environmental regulation; Porter hypothesis; technological innovation in pollution abatement (责任编辑 周一叶)