环境规制的技术进步效应与环境质量
——基于中国省际面板数据(2000 - 2016)的实证分析

王 镝 李 灿

摘 要: 文章基于中国 2000 - 2016 年的省际面板数据,分别就环境规制与企业技术改进,环境规制与环境效率,环境规制、环境效率、企业技术改进与企业绩效等关系构建了三个计量模型,分析研究了环境规制对环境效率及产业绩效的影响。结果显示:过去 16 年间,中国的环境规制政策并没有通过"创新补偿"对企业技术创新产生显著的激励作用,同时环境规制强度并没有导致企业绩效的下降。因此,中国应适当提高环境规制的强度,同时,还应强化激励机制的构建,选择对产业技术创新具有最大程度激励作用的、以市场化为基础的环境规制政策工具,在实现污染控制的同时,激励产业技术创新,充分发挥技术创新的补偿作用。

关键词: 环境规制强度;环境效率;技术进步;企业绩效
中图分类号: F062.2 **文献标识码:** A **文章编号:** 1004 - 9142(2018)03 - 0072 - 08

过去 30 年来,中国创造了经济增长的奇迹,但也未能避免工业化带来的愈发严重的环境污染,其严重程度甚至已经影响了一些地区居民的生存。如 2013 年国内部分城市 PM2.5 指数达到了"灾难"级别,造成巨大的社会影响。据统计,2017 年部分地区空气质量指数长期"爆表"(AQI 500 - 999),空气污染主要集中在德州市以南、菏泽以东、徐州市以北,"灾难级"污染区域基本覆盖整个山东半岛,环境规制问题已经成为中国亟待考虑的重大问题。

20 世纪 90 年代以来,从计划经济时期行政命令式的环境规制政策,到目前排污费、排污税、许可证交易等越发有效的环境规制手段,中国环境政策及环境管制手段越发完善,但在环境规制的理论及实证研究层面,还存在诸多问题,其中,环境规制对企业绩效的影响至今未建立起一个完善的理论分析模型,实证研究结论的普遍性和可靠性也存在诸多的争议。经济增长的核心技术创新是影响工业发展环境代

收稿日期:2018 - 01 - 20
作者简介:王镝,男,吉林长春人,北京大学经济学院博士生;(北京 100871)
李灿,女,湖南益阳人,海南经贸职业技术学院助理研究员。(海南 海口 571127)
基金项目:国家社科基金重大项目"国际能源新形势对中国发展与战略环境影响研究"(项目编号:15ZDA059)的阶段性成果。

价的重要因素之一，环境规制究竟能否在约束企业行为、改善环境的前提下，促进企业生产技术进步从而提升产业绩效呢？

一、文献综述

新古典经济学认为，假设企业采取最优化决策，环境规制政策的实施将提高企业生产成本，导致生产效率下降；污染治理投资也将通过挤占生产投资降低产业利润率。McGuire①，Gollop 和 Roberts②，Gray③，Jorgenson 和 Wilcoxen④，Barbera 和 McConnell⑤ 等对美国的经验研究均有力地证明了这一点。Beers 和 Van Den Bergh⑥ 应用全球贸易模型对 21 个 OECD 国家 1992 年的污染密集产业贸易流、双边总体贸易流、区位敏感产业贸易流进行实证分析，总体贸易数据的分析显示：环境保护与出口之间存在负的相关性；三种贸易流的数据分析揭示了较高环境保护强度对进口有着负面的作用，而导致这些结果的根源是较高环境标准国家的非关税壁垒政策。这一研究由于没有考虑环境标准相对较低的国家，因而对中国的借鉴作用有限。

Michael Porter 最早得出环境保护能够提升产业和国家竞争力的结论，⑦Porter 和 Linde 则详细诠释了环境保护由于创新而提升竞争力的过程，⑧此观点被称为“波特假说”。他认为有效的环境规制是以创新目标为导向，它能够促进企业管理及技术的创新，而非限制工艺和创新产品的环境政策，包括排污收费、环境税和排污许可证等方面。提高环境规制水平短期会影响企业的竞争力，增加企业的生产成本，长期则会推动企业技术创新、环境投资和管理创新，从而产生创新补偿，提高企业竞争力。Porter 和 Linde 认为，环境污染本质为资源无效率。有效地利用资源需要激励企业不断进行自主创新，这需要制定具有一定高度水平的环境规制标准，在此标准之上，企业将会积极进行一系列的创新活动，以降低成本，提高竞争力，从而在国际市场上占有“先行者优势”。Eliste 和 Fredriksson 采用模型方法为此理论提供了支持。⑨ 该模型揭示了环境质量需求的增加将导致污染税和生产补贴两个政策变量同时增加，并导致出口的增加和进口的减少以及该国国际竞争力的提高。

此后，围绕波特假说的逻辑框架，学界开展了大量的理论与经验研究。Palmer、Oates 和 Portney 以及 Simpson 和 Lii 等通过将环境因素变量作为约束条件引入最优化模型，增加此变量后，厂商的利润将

---

① Mcguire, Martin C.,“Regulation, factor rewards, and international trade,”*Journal of Public Economics*, 3(1982):335 - 354.

② Gollop, Frank M., and M. J. Roberts,“Environmental Regulations and Productivity Growth: The Case of Fossil-Fueled Electric Power Generation,”*Journal of Political Economy*, 4(1983):654 - 674.

③ Gray, Wayne B.,“The Cost of Regulation: OSHA, EPA and the Productivity slowdown,”*American Economies Review*, 5(1987):998 — 1006.

④ Jorgenson, Dale W., and P. J. Wilcoxen,“Environmental Regulation and U. S. Economic Growth,”*Rand Journal of Economics*, 2(1990):314 - 340.

⑤ Barbera, Anthony J, and V. D. Mcconnell,“The impact of environmental regulations on industry productivity: Direct and indirect effects,” *Journal of Environmental Economics & Management*, 1(2005):50 - 65.

⑥ Beers, Cees Van, and Jeroen C. J. M. Van Den Bergh, “An Empirical Multi - Country Analysis of the Impact of Environmental Regulations on Foreign Trade Flows,” *Kyklos*, 1(1997):29 - 46.

⑦ Porter, Michael E. “America's Green Strategy,”*Scientific American*, 4(1991):193 - 246.

⑧ Porter, Michael E., and C. V. D. Linde, “Toward a New Conception of the Environment-Competitiveness Relationship,”*Journal of Economic Perspectives*, 4(1995):97 - 118.

⑨ Eliste, Paavo, and P. G. Fredriksson,“Environmental Regulations, Transfers, and Trade: Theory and Evidence,” *Journal of Environmental Economics & Management*, 2(2002):234 - 250.

变小。[①②] Simpson 和 Lii 认为更严格的环境规制对企业竞争力的影响是模糊的，虽然理论上无法精确估计受规制行业受到环境规制的影响大小，但是此影响的确存在。Simpson 和 Lii 还发现，对于受规制的产业，目前尽管无法构建刻画其竞争力在规制前后变化的理论模型，但是，其竞争力的变化我们能够在现实中观察到。所以，环境规制不可能带来竞争优势。

还有一些文献研究结果显示：环境规制导致的新增生产成本在总环境成本中占比很小，相关经济和贸易的损失也很小，对企业竞争力影响不大。Walley 和 Whitehead 发现 Porter 所说的“双赢效应”只是降低环境成本的一个潜在机会，但此机会并不一定会发生。[③] 环境规制所具有的激励性质是其引起的创新需要诸多前提条件之一，但现实中的规制并非一定具有这种特点。另外，先动优势实现的重点条件在于其他国家是否会跟进，如果其他国家不跟进，也就没有此先动优势，所以，环境规制对产业国际竞争力的影响不显著。Jenkins 研究发现欧洲国家的环境规制与产业国际竞争力之间不存在确定的正负向的相互关系。[④]

段琼和姜太平将环境成本占整体工业总产值的比值作为衡量该行业环境强度的指标，以此分析中国 1992 - 2000 年环境强度与显示性比较优势的关系，结果显示两者并不具备明显相关性。[⑤] 赵细康首先构建了环境保护强度综合指标体系，并以此实证分析中国工业环境保护与产业国际竞争力的关系，结果显示，两者没有呈现规律性变化，[⑥]这与上述段琼等作者结论基本一致。黄德春和刘志彪在 Robert 模型中引入技术参数，用以分析环境规制对企业生产的影响，结果显示环境规制将推动企业的技术创新，其产生的技术研发成本可以被其收益抵消，因此，环境规制在减少污染的同时可以提高生产效率。[⑦] 此结论间接地验证了波特的观点，即环境规制能让受规制的企业在受益的同时提高短期成本，但其成本会被技术进步带来的长期利润所补偿。作者实证分析海尔的案例，发现海尔实现了从遵守标准到制定标准，从而其产品成功进入欧美市场。张小瑜、傅京燕等提出环境规制导致企业绩效下降的观点，政府却普遍地接受了“波特假说”。[⑧⑨] 他们认为，短期内环境规制政策的严格会增加企业成本，降低该产业的国际竞争力。然而从长期看来，企业在技术创新、技术改造和管理创新等方面做的工作能降低其生产成本，从而提高其国际竞争力。陈路以“波特假说”为理论依据，基于武汉城市圈 2003 - 2014 年的面板数据，选取 3 种不同废弃物规制强度，运用 Malmquist-Luenberger 指数定量测度。[⑩] 刘广亮、董会忠和吴宗杰基于中国 2005 - 2014 年省际面板数据，运用门槛模型，研究不同技术对碳排放的影响有利于充分发

① Palmer, Karen, W. E. Oates, and P. R. Portney, “Tightening Environmental Standards: The Benefit-Cost or the No-Cost Paradigm?” *Journal of Economic Perspectives*, 4(1995):119 - 132.

② Simpson, R. David, and R. L. B. Lii, “Taxing Variable Cost: Environmental Regulation as Industrial Policy,” *Journal of Environmental Economics & Management*, 3(1996):282 - 300.

③ Walley, Noan, and B. Whitehead, “It's not easy being green,” *Harvard Business Review*, 3(1994):46 - 51.

④ Jenkins, Rhys, “Environmental Regulation and International Competitiveness: A Review of Literature and Some European Evidence,” *UNU-INTECH Discussion Paper Series*, 4(1998):561 - 562.

⑤ 段琼、姜太平：《环境标准对国际贸易竞争力的影响——中国工业部门的实证分析》，《国际贸易问题》2002 年第 12 期。

⑥ 赵细康：《环境保护与产业国际竞争力：理论与实证分析》，中国社会科学出版社 2003 年版，第 40 - 56 页。

⑦ 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》，《中国工业经济》2006 年第 3 期，第 100 - 106 页。

⑧ 张小瑜：《经受环境保护飓风的考验——与贸易有关的环境措施对贸易的影响》，《国际贸易》1999 年第 2 期，第 30 - 33 页。

⑨ 傅京燕：《绿色壁垒对我国贸易与环境的影响及其对策》，《经济体制改革》2004 年第 2 期，第 18 - 22 页。

⑩ 陈路：《环境规制二重性：抑制还是促进技术进步——来自武汉城市圈的证据》，《科技进步与对策》2017 年第 12 期，第 43 - 48 页。

挥技术进步的作用。[①] 还有作者从面板数据分位数角度进行分析，例如，黄清煌和高明[②]。周杰琦和汪同三拓展了 Copeland 与 Taylor 模型，从环境规制强度内生于外资规模与外资质量的角度切入，建立门槛面板和联立方程回归模型，研究 FDI 影响工业效率的机制原理。[③]姬晓辉和魏婵采用中国省际面板做实证分析得出的分析结果与以上观点相类似。[④]

总体而言，虽然政策制定者广泛接受了“波特假说”，但国内外学者对它的认识存在较大的分歧。已有的多数文献仅关注环境规制对国际贸易、企业生产的影响，较少讨论环境规制的产业影响传导机制，即环境规制能否通过对企业技术进步的推动，进而影响企业绩效和产业竞争力的提升等，而为数不多的讨论也只是简单的相关性分析或统计描述。

本文依据中国 2000 - 2016 年的省际面板数据，分别就环境规制与企业技术改进，环境规制与环境效率，环境规制、环境效率、企业技术改进与企业绩效等关系构建了三个计量模型，并采用 LM 检验和豪斯曼检验模型，分析研究了环境规制对环境效率及产业绩效的影响。

二、环境效率：简要分析

环境效率是当前中国的热点问题和重大问题。早期文献以研究能源效率的居多，考虑了环保的投入，但大多忽视了污染的产出，将能源效率和环境效率割裂开来进行研究。能源消耗必然伴随环境污染，因而能源效率必然要与环境效率结合考虑。

目前，学术界普遍使用 DEA 方法[⑤]对环境效率进行评价，如胡鞍钢[⑥]、王兵[⑦]、王克亮[⑧]等的研究。本文基于应用超效率 DEA 方法与方向性距离函数测算中国的环境效率，以年均从业人数、资本总计、能源消耗总量为投入向量，GDP 为期望产出，废水、废气为非期望产出，测算结果见图 1。省份之间呈现出较大的差异，但总体上，呈下降趋势的省份较多。

以往运用 DEA 模型进行数据处理中的一个严重问题是：传统的 CCR-DEA 模型不能应用于面板数据，而本文使用 MAJ-DEA 模型使得评价结果在年度间可比较，因而本文使用的环境效率数据可运用于面板数据分析。

三、研究方法、模型与数据

本文基于中国 2000 - 2016 年的省际面板数据对中国的环境规制问题进行实证研究，分析环境规制

---

① 刘广亮、董会忠、吴宗杰：《异质性技术进步对中国碳排放的门槛效应研究》，《科技管理研究》2017 年第 15 期，第 236 - 242 页。

② 黄清煌、高明：《环境规制的节能减排效应研究——基于面板分位数的经验分析》，《科学学与科学技术管理》2017 年第 1 期，第 30 - 43 页。

③ 周杰琦、汪同三：《外资特征、环境规制与环境效率——理论与中国经验》，《当代财经》2017 年第 8 期，第 89 - 100 页。

④ 姬晓辉、魏婵：《FDI 和环境规制对技术创新的影响——基于中国省际面板数据分析》，《科技管理研究》2017 年第 3 期，第 35 - 41 页。

⑤ Song, M. L., and S. H. Wang. *DEA decomposition of China's environmental efficiency based on search algorithm.* (Amsterdam: Elsevier Science Inc., 2014), pp. 562 - 572.

⑥ 胡鞍钢、郑京海、高宇宁等：《考虑环境因素的省级技术效率排名(1999 - 2005)》，《经济学(季刊)》2008 年第 3 期，第 933 - 960 页。

⑦ 王兵、吴延瑞、颜鹏飞：《中国区域环境效率与环境全要素生产率增长》，《经济研究》2010 年第 5 期，第 95 - 109 页。

⑧ Yang, Li, and K. L. Wang, "Regional differences of environmental efficiency of China's energy utilization and environmental regulation cost based on provincial panel data and DEA method," *Mathematical & Computer Modelling*, 5 - 6 (2013): 1074 - 1083.

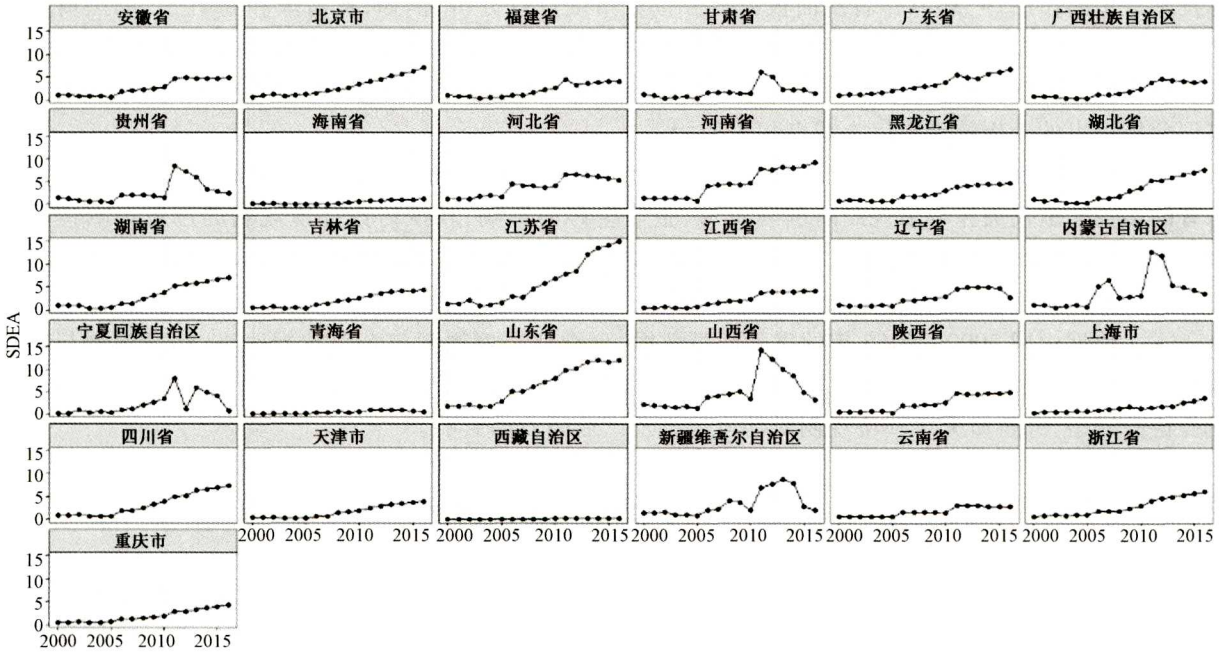


图 1　2000 年至 2016 年中国各省(直辖市)环境效率

是否能提升环境效率,以及是否存在“波特假说”提出的通过促进企业技术进步,从而改善企业经营绩效的效应。具体包括:

第一,环境规制能否促进企业技术改进?

第二,环境规制能否提升环境效率?

第三,企业绩效与环境规制、环境效率、企业技术改进存在什么样的关系?

本文借鉴 Adam B. Jaffe[①] 的框架分别建立三个计量模型:

模型一:考察环境规制与企业技术改进的关系

我们的控制变量主要包括产业规模(工业总产值,TUV)、固定资产投资(AF)。同时,中国过去 20 年 FDI 流入急剧增长,大量的实证研究表明:FDI 流入是新知识和技术流入的途径之一,在进行对外经营业务时,跨国公司比本地公司更具有成本优势(Caves 1996[②],Markusen 2002[③])。跨国公司的先进技术是本国企业模仿和学习的对象,它还通过人力资本流动(Saggi 2002[④])和垂直联系(Markusen 和 Venables 1999[⑤])产生的技术溢出来提高东道国技术水平,所以我们将 FDI 作为解释变量之一。

模型二:考察环境规制(ER)与环境效率(EEF)之间的关系

模型三:考察环境规制、环境效率、企业技术改进对企业绩效的影响

我们将总资产贡献率衡量的产业经济绩效视为被解释变量,环境规制强度、环境效率及企业技术改

① Jaffe, Adam B., and K. Palmer, "Environmental Regulation and Innovation: A Panel Data Study," *Review of Economics & Statistics*, 4(1997): 610 - 619.

② Caves, Richard E. *Multinational Enterprise and Economic Analysis* (Cambridge: Cambridge University Press, 1996), pp. 158 - 160.

③ Markusen, James R., and K. E. Maskus, "Discriminating Among Alternative Theories of the Multinational Enterprise," *Review of International Economics*, 4(2002): 694 - 707.

④ Saggi, Kamal, "Trade, Foreign Direct Investment, and International Technology Transfer: A Survey," *World Bank Research Observer*, 2(2002): 191 - 235.

⑤ Markusen, James R, A. J. Venables, and T. J. Kehoe, "Multinational production, skilled labour, and real wages: Multinational production, skilled labour, and real wages," *Nber Working Papers*, (1999).

进作为解释变量,同时假设:被环境规制的企业由于配备治理污染的设备等,企业成本增加,产生新企业进入壁垒。

Pashigan[①] 研究环境规制对企业最优效率规模的影响,得出环境规制将导致企业规模扩大和资本强度增加。环境规制在保证现有企业生存能力、消除环境损害的同时,将会提高企业进入行业的技术标准,从而形成对新企业的进入壁垒,影响了其产业的利润率,降低了产业的竞争程度。

已有文献中赵红等将中国环境规制问题的研究处理成时间序列数据的做法有待商榷。[②] 由于中国的环境规制以"废水"和"废气"的治理为主,但"排污费"制度运行中的诸多问题(王萌[③],2009)使"排污费"数值难以反映实际的规制强度。因此,本文对环境规制强度指标的定义如下:

环境规制强度 = 1000000 *[(工业企业废气治理设施运行费用 + 工业企业废水治理设施运行费用)/工业企业产值]

对企业整体技术改进的衡量,中国学者广泛采用了研发经费支出(R&D)和专利申请数(Patent)这两个存在诸多争议的指标。R&D 经费支出与企业实际的技术提升关联有限,R&D 经费未必真实地投入到企业的技术改进中,存在作为一种资源在管理层进行分配的现象。从这个角度看,在衡量企业技术提升方面,专利申请数(Patent)要优于 R&D 经费;同时,在企业技术创新的实际效果方面,能源产出比(Energy Output Ratio,EOR)则是企业生产技术水平的相对真实的反映。专利申请数的优点在于它不仅能反映产品的创新也能反映过程和工艺的创新,但企业的技术创新成果不一定以专利的形式出现。EOR 则弥补了这个缺陷。因此,本文使用 Patent 和 EOR 两个指标衡量企业的技术水平。

四、经验分析结果

本文采用 Breusch 和 Pagan[④] 提供的 LM 检验和豪斯曼检验进行模型估计方法选择。检验的 p 值都是 0.0000,强烈拒绝混合回归模型假设,固定效应明显优于混合效应。实证结果中,对每个模型均运用四种方法进行估计和对照,其中,第 1、5 列为混合效应回归,第 2、6 列为广义线性(GLS)回归,第 3、7 列为固定效应回归,第 4、8 列为极大似然(ML)回归。

表 1 为模型 1 的检验,考察了环境规制对企业技术改进的影响。分别以 EOR 和 Patent 作为技术改进变量。以 EOR 作为被解释变量的固定效应模型显示环境规制对中国企业技术改进存在显著的正影响(0.0000228 * * *),混合效应与 ML 估计均支持存在正影响。而在以 Patent 为技术改进变量的检验中,包括固定效应回归在内的四种估计结果均认为环境规制对中国企业不存在显著影响。同时,FDI 流入、AF 对 EOR、Patent 均具有显著的促进作用,代表产业规模的 TUV 则对 EOR、PATENT 具有显著的负效应。

表 2 是模型 2 的检验结果,考察环境规制及本文几个重要的控制变量对环境效率的影响。混合效应与 GSL 估计认为环境规制对环境效率具有负效应(- 0.0000175 *, - 0.0000242 * * *, - 0.0000117 *, - 0.0000223 * * *),但固定效应和 MLE 估计结果均不显著。总体上环境规制对中国环境效率不存在明显影响。

TUV 的系数为高度正显著,AF、TE 系数显著为负,FDI 的系数不显著。

表 3 中第 2 至 5 列使用专利申请数作为技术改进变量,第 6 至 9 列使用单位产值能耗 epv 作为技

① BP Pashigian, "The Effect of Environmental Regulation on Optimal Plant Size and Factor Shares", *Journal of Law & Economics*, 1984, 27 (1):1 - 28.

② 赵红:《环境规制对中国产业绩效影响的实证研究》,山东大学 2007 年博士论文。

③ 王萌:《从环境法律体系的构建探讨农村环境问题的解决》,生态文明与环境资源法 - 全国环境资源法学研讨会,2009 年。

④ TS Breusch, AR Pagan, "The LM Test and Its Application to Model Specification in Econometrics", *Review of Economic Studies*, 1980, 47 (1):239 - 253.

术改进变量，结果发现：通过剔除技术改进影响，环境规制强度对企业绩效不存在显著影响，单位产值能耗对企业绩效具有显著的负向效应，专利申请数对企业绩效不存在明显影响；除以专利申请数作为技术改进变量的 GLS 回归以外，其余的环境规制强度与技术改进的交互项，包括表 1 检验中认为正确的固定效应模型，系数均不显著，而这里的 GLS 是经检验不合格的模型。总体而言，环境规制对企业绩效的直接作用与通过技术改进的间接作用都不显著。

Te 在这里同样有令人惊异的表现，与模型 2 的表现一样，它对企业绩效具有高度显著的正的效应。

另外，FDI 流入的效应也显著为正，但显著性水平不如 Te 高，系数也较小。

五、结语

本文通过对中国除港澳台地区及西藏自治区外的 31 个省（直辖市）2000－2016 年的面板数据的实证分析，得到了一些非常明确而又令人惊异的结果：

第一，环境规制对中国的企业技术改进、通过技术改进对经营绩效，以及对企业绩效的直接影响三者均不显著。这个结果与赵红[①]以 R&D 经费衡量企业技术改进的实证研究结果完全相反。当然，前文已述，本文认为 R&D 经费不能有效地衡量中国企业的技术改进情况。

第二，FDI 流入对专利申请数量有显著的促进作用，对单位产值能耗作用不显著（model1），虽然 FDI 流入提高了表面上的科研成果数量，没有实际上提高企业的技术水平；而模型 3 的结果显示，它对企业绩效具有一定的正向影响。

第三，企业个数（num）的系数显著为负，由于 num 是产业壁垒的逆指标，这表示中国的产业壁垒提高了企业绩效。

第四，一个极为重要的事实是：能源消耗在很大程度上支撑了中国企业的绩效水平。

这些结果使人疑惑，难道中国的环境规制对企业技术进步与绩效影响不显著吗？对这个结果的理解必须考虑中国经济的一个明显特征：在 1978 年以前，中国几乎没有国有企业以外所有制形式的企业。即使至今，计划经济的影响及其他的政策性垄断仍形成了高度的产业保护。这种产业保护和产业进入壁垒提高了企业绩效，同时，能源消耗明显驱动企业绩效。也就是说，中国企业绩效主要由能源驱动支撑，产业保护和壁垒一定程度上对企业绩效存在正的影响，而环境规制则没有产生影响。

随着中国工业化进程的迅猛发展，环境保护问题日益凸显，环境规制强度也将随之加强。但实证检验发现：过去 16 年间中国的环境规制政策并没有对企业技术创新产生激励作用，通过创新补偿而对产业绩效产生的积极影响还不够大，同时环境规制强度并没有导致企业绩效的下降。因此，中国应提高其环境规制强度。

我们认为，在环境规制强度适当提高的同时，还应在制度设计中强化市场化激励机制的构建，充分发挥技术创新的补偿作用，推进以市场为基础的环境规制政策的改革，选择对产业技术创新具有最大激励作用的环境规制政策工具，在实现污染控制的同时，激励产业技术创新。

政府主导投资对中国经济生活影响巨大是一个短期内难以改变的事实。在这个客观条件的约束下，应当加强对新投资项目的技术监管，实行清洁生产，发展高技术的生态工业。

① 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》，《产业经济研究》2008 年第 3 期，第 35－40 页。

表 1　模型一的回归结果

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
	lneor	lneor	lneor	lneor	lnpatent	lnpatent	lnpatent	lnpatent
mainer	0.0000212 ***	-0.0000167	0.0000228 ***	0.0000212 ***	0.0000107	-0.0000167	0.000012	0.00001
	(3.44)	(-1.64)	(4.02)	(3.69)	(1.58)	(-0.87)	(1.95)	(1.91)
tuv	-0.0000257 ***	-0.0000213 ***	-0.000025 ***	-0.000029 ***	-0.0000096 **	-0.0000342 **	-0.0000143 **	-0.0000154 **
	(-7.78)	(-4.22)	(-8.24)	(-8.19)	(-2.23)	(-2.25)	(-2.13)	(-2.16)
af	0.00000192 ***	0.00000141 ***	0.00000202 ***	0.00000198 ***	0.00000196 ***	0.00000276 ***	0.00000199 ***	0.00000197 ***
	(14.13)	(7.36)	(12.17)	(11.07)	(9.19)	(7.25)	(9.32)	(9.45)
fdi	0.00000048 ***	0.000000925 ***	0.000000287 **	0.000000371 ***	0.000000732 ***	0.00000158 ***	0.000000635 ***	0.000000706 ***
	(4.92)	(9.59)	(3.15)	(4.12)	(5.36)	(8.16)	(4.59)	(5.20)
_cons	-0.996 ***	-0.784 ***	-0.925 ***	-0.969 ***	7.151 ***	7.156 ***	7.265 ***	7.255 ***
	(-12.12)	(-11.26)	(-14.74)	(-10.91)	(21.10)	(28.45)	(58.56)	(25.24)

*$p < 0.05$, **$p < 0.01$, ***$p < 0.001$

表 2　模型二的回归结果

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
	lnEEF	lnEEF	lnEEF	lnEEF	lnEEF	lnEEF	lnEEF	lnEEF
main ER	-0.0000175 *	-0.0000242 ***	-0.00000734	-0.0000111	-0.0000117 *	-0.0000223 ***	-0.00000773	-0.000016
	(-2.00)	(-3.62)	(-1.30)	(-1.64)	(-1.98)	(-3.57)	(-1.33)	(-1.86)
TUV	0.0000197 ***	0.0000144 ***	0.0000189 ***	0.0000182 ***	0.0000239 ***	0.0000143 **	0.0000273 ***	0.000028 ***
	(5.41)	(2.74)	(5.58)	(5.49)	(4.63)	(2.18)	(5.08)	(4.92)
AF	-0.000000857 ***	-0.00000112 ***	-0.000000592 ***	-0.000000766 ***	-0.00000109 ***	-0.00000111 ***	-0.00000101 ***	-0.0000015 ***
	(-5.53)	(-6.43)	(-3.55)	(-4.77)	(-6.18)	(-7.49)	(-6.51)	(-6.55)
FDI	2.12e-08	1.89e-08	-7.21e-08	-3.79e-09	-8.31e-08	-2.37e-08	-0.000000171	-0.00000004
	(0.25)	(0.25)	(-0.81)	(-0.04)	(-1.26)	(-0.35)	(-1.90)	(-1.42)
EOR	-0.277 ***	-0.0746	-0.345 ***	-0.293 ***				
	(-3.92)	(-1.32)	(-4.88)	(-4.43)				
TE	-0.00000513	0.0000176 **	-0.0000200 *	-0.00000997	-0.0000024	0.0000194 **	-0.0000243 *	-0.0000082
	(-0.94)	(2.76)	(-2.06)	(-1.19)	(-0.57)	(2.27)	(-2.06)	(-0.99)
PATENT					-0.00000312 *	-0.000000881	-0.00000309 *	-0.0000041 *
					(-2.01)	(-0.54)	(-2.01)	(-2.02)
_cons	0.695 ***	0.471 ***	0.763 ***	0.692 ***	0.547 ***	0.424 ***	0.668 ***	0.573 ***
	(7.16)	(7.99)	(12.39)	(9.40)	(9.51)	(9.43)	(10.79)	(7.32)

*$p < 0.05$, **$p < 0.01$, ***$p < 0.001$

表 3　模型三的回归结果

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
	lnrate	lnrate	lnrate	lnrate	lnrate	lnrate	lnrate	lnrate
main ER	0.00000727	0.00000768	0.00000671	0.00000741	0.00000841	0.00000494	0.00000769	0.00000839
	(1.51)	(1.16)	(1.36)	(1.53)	(1.50)	(0.65)	(1.36)	(1.52)
EEF	0.00357	-0.0141	0.0248	0.00829	-0.0741	-0.0414	-0.0606	-0.0738
	(0.23)	(-0.72)	(0.69)	(0.24)	(-1.93)	(-0.92)	(-1.53)	(-1.95)
eor	0.538 ***	0.316 ***	0.561 ***	0.538 ***				
	(7.81)	(4.75)	(8.75)	(8.91)				
num	-0.0000208 ***	-0.0000106 **	-0.0000170 ***	-0.0000178 ***	-0.0000128 **	-0.00000467	-0.0000123 *	-0.0000128 **
	(-4.24)	(-2.29)	(-3.69)	(-4.20)	(-2.12)	(-1.14)	(-1.98)	(-2.26)
te	0.0000627 ***	0.000024 **	0.0000706 ***	0.0000629 ***	0.0000465 ***	-0.000000382	0.0000608 ***	0.0000467 ***
	(8.43)	(3.15)	(8.75)	(8.33)	(5.18)	(-0.06)	(6.05)	(4.97)
AF	3.34e-08	0.00000066 ***	-4.96e-08	4.19e-08	0.000000583 ***	0.000000994 ***	0.000000681 **	0.000000581 ***
	(0.29)	(3.34)	(-0.33)	(0.28)	(3.77)	(5.66)	(2.22)	(3.77)
TUV	-0.0000127 ***	-0.000019	-0.0000162 ***	-0.0000147 ***	-0.0000132 *	-0.00000325	-0.0000182 **	-0.0000132 *
	(-3.32)	(-1.82)	(-3.72)	(-3.57)	(-1.93)	(-0.54)	(-2.19)	(-2.03)
FDI	-4.17e-08	-0.00000023 *	-4.05e-09	-4.80e-08	0.000000187 *	-2.71e-09	0.000000222 *	0.000000218 *
	(-0.52)	(-2.06)	(-0.05)	(-0.62)	(2.03)	(-0.03)	(1.98)	(2.01)
patent					-0.000000115	-0.00000409 *	0.000000621	-9.83e-08
					(-0.37)	(-1.99)	(0.39)	(-0.06)
_cons	1.322 ***	1.941 ***	1.545 ***	1.620 ***	2.024 ***	2.212 ***	1.943 ***	2.022 ***
	(14.81)	(19.78)	(16.38)	(16.00)	(20.17)	(25.18)	(20.32)	(20.05)

*$p < 0.05$, **$p < 0.01$, ***$p < 0.001$

（责任编辑：新中）