

环境规制如何影响工业经济发展质量？

——基于中国 2004—2013 年省际面板数据的强波特假说检验

陈玉龙 石 慧*

【摘要】论文基于 2004—2013 年的省际面板数据，从绿色全要素生产率（GTFP）的视角，运用门槛效应回归等方法实证分析了投资型环境规制和费用型环境规制对工业经济发展质量的影响，检验了强波特假说在中国的适用性。研究表明：强波特假说的成立不仅与环境规制类型有关，也与规制强度有关。投资型环境规制在较低的强度范围内更容易促进工业绿色全要素生产率的增长，而费用型环境规制则相反，只有当规制超过一定的强度，才能促进工业绿色全要素生产率的提高。此外，研究还发现，环境规制对 FDI 与工业绿色全要素生产率的关系，以及 R & D 经费投入与工业绿色全要素生产率的关系具有明显的负向调节效应，对人力资本积累水平与工业绿色全要素生产率的关系则没有显著的影响。

【关键词】环境规制 工业绿色全要素生产率 强波特假说 门槛效应

【中图分类号】D63

【文献标识码】A

【文章编号】1674 - 2486 (2017) 05 - 0004 - 22

一、问题的提出

改革开放至今，中国经济取得了举世瞩目的成就，但产能过剩、创新不足、环境恶化等问题也逐渐显现（Krugman, 1994；Beveren, 2012）。为了提高经济的可持续发展能力，2004—2013 年间，国务院及地方政府密集出台文件，逐步形成了以行政管制为主、经济手段为辅的环境规制政策体系。根据“波特假说”（Porter Hypothesis），当环境规制严厉而恰当时，会激励企业的创新行为（弱波

* 陈玉龙，复旦大学国际关系与公共事务学院，博士后；石慧，上海理工大学管理学院，讲师。感谢匿名评审人的意见。

基金项目：中国博士后科学基金面上项目“城市创新能力与城市创新合作网络的互动机理研究”（2016M591608）。

特假说),进而产生“创新补偿”效应,最终提升国家的生产率和竞争力(强波特假说)(Porter & Linde, 1995; Jaffe & Plame, 1997)。那么,中国情境下的环境规制对经济发展的影响会是什么样的?它们能否实现环境保护与经济增长的双赢?诸如此类的问题逐渐在学界和政界引起了广泛关注和争议。鉴于环境规制的实施可能带来工业绿色全要素生产率的持续改善(陈诗一, 2010),而绿色全要素生产率(Green Total Factor Productivity, GTFP)是环境约束下的经济发展方式转变和质量提升的重要判断依据(原毅军、谢荣辉, 2016),本文运用门槛效应回归等方法,基于2004—2013年30个省的面板数据,重点分析了我国环境规制的类型与强度对工业绿色全要素生产率的影响,以此来探明环境规制对工业经济发展质量提升的作用方式,验证“强波特假说”在中国情境下的适用性。

二、文献回顾与研究假设

自索洛余数(Solow Residual)提出以来,全要素生产率被广泛地应用于国家和地区的增长核算分析,是经济增长质量和发展方式转变的主要依据(Solow, 1957; Kim & Lau, 1994; Krugman, 1994; Young, 1995)。然而,传统距离函数无法测度包含了污染排放等非期望产出的全要素生产率,因而以前的研究难以从方法上正确拟合环境污染对于经济绩效的影响(Mohtadi, 1996; Ramanathan, 2005; 陈诗一, 2009)。直到方向性距离函数建立(Chambers et al., 1996; Chung et al., 1997; Färe et al., 2001),污染排放作为非期望产出被纳入到全要素生产率的核算框架中,才拟合了环境因素对于经济增长的制约作用,并且捕捉到了环境规制的真实经济效应(陈诗一, 2010)。至此,生产率研究进入到绿色全要素生产率时代。绿色全要素生产率为经济与环境的共生问题提供了新的研究视角,国内外许多学者从绿色全要素生产率的视角对工业经济生态进行分析,并据此设计适宜的环境规制政策(Hu et al., 2005; Managi & Kaneko, 2006; Watanabe & Tanaka, 2007; 陈诗一, 2010; 李玲、陶锋, 2012; 李斌等, 2013; 王兵、刘光天, 2015; 陈超凡, 2016; Li & Wu, 2017)。

波特假说是环境规制领域的经典理论,它包含“弱波特假说”和“强波特假说”两个层面。对于“弱波特假说”,学者们的研究结论较为一致,普遍认同环境规制能够带来R&D投入的增加,推动技术创新(Hamamoto, 2006; 赵红, 2008; 李强、聂锐, 2009; Lanoie et al., 2011; Rubashkina et al., 2015)。但对于“强波特假说”,已有研究则分为三类不同的观点:(1)支持假说成立,

认为环境规制与生产率存在显著而稳定的正向关系（Larsson, 2007；张三峰、卜茂亮, 2011；Jorge et al., 2015；蔡宁等, 2014；屈小娥, 2015）；（2）认为环境规制并不会明显地促进技术进步和生产效率提高，甚至可能因为生产成本攀升而导致生产率和产业竞争力下降（Gollop & Roberts, 1983；Gray, 1987；柳剑平、郑光凤, 2013；魏楚等, 2015）；（3）持审慎态度，认为环境规制作用的发挥与规制类型及监管强度有关（Böhringer et al., 2012；李平、慕绣如, 2013；万建香, 2013；王杰、刘斌, 2014；韩超、胡浩然, 2014；刘海英、谢建政, 2016；曾冰等, 2016；刘和旺等, 2016；靳亚阁、常蕊, 2016；原毅军、谢荣辉, 2016）。

整体上，持第三种观点的研究越来越多，有关环境规制类型与效果的实证分析也日益细化。首先，在规制类型方面，现有的环境规制分类主要基于权力和财务两个维度。前者依据政策工具权力分配的大小将环境规制分为管制型、市场型和公众参与型三种（万建香, 2013；刘和旺等, 2016），后者则根据治污资金来源将环境规制分为投资型、补贴型、费用型等（Böhringer et al., 2012；原毅军、谢荣辉, 2016；刘海英、谢建政, 2016）。其次，从规制效果来看，不同类型的环境规制均有可能促进绿色生产率的提高，只是促进方式各有特点。例如，管制型环境规制更有利于促进创新含量更高的发明专利，但政策执行成本过高；市场型环境规制可以降低政策执行成本，促进节能减排之外的技术创新进步，但规制效果不如管制型政策工具直接和显著（曾冰等, 2016；王班班、齐绍洲, 2016）。再如，费用型环境规制会在短期内迅速增加企业成本，通过经济杠杆作用驱使企业进行污染减排和研发活动，但其长期效应不显著；投资型规制虽然能在长期范围内对排污企业产生技术创新激励，但需要与其他类型环境规制配合实施（如排污权交易），投资力度也并非越大越好（原毅军、谢荣辉, 2016；刘海英、谢建政, 2016）。因此，环境规制与工业绿色全要素生产率之间的关系并不明确，不同类别的环境规制可能带来不同的政策效应。由此，提出了本文的研究假设1。

研究假说1：环境规制的类型不同，对工业绿色全要素生产率的影响也不同。

测量环境规制强度时，国内外学者们主要采用以下方式：（1）根据环境规制法律政策的多少衡量环境规制强度（Lowi, 1972）；（2）用排污费收入衡量环境规制强度（Levinson, 1996）；（3）依据污染治理投资额对环境规制强度进行衡量（Gray, 1987；Berman & Bui, 2001；Lanoie et al., 2008）；（4）用人均GDP衡量环境规制强度（Mani & Wheeler, 1998；Antweiler et al., 2001）；（5）根据

污染物排放密度或计算污染物排放综合指数来衡量环境规制强度 (Cole & Elliott, 2003; 李玲、陶锋, 2012; 王杰、刘斌, 2014)。尽管测量方式各异, 但许多研究表明, 合理的环境规制强度是经济与环保双赢的关键, 而且环境规制强度对全要素生产率的影响确实存在拐点 (Alpay et al., 2002; Lanoie et al., 2011; 殷宝庆, 2012; 李平、慕绣如, 2013; 王杰、刘斌, 2014; 靳亚阁、常蕊, 2016)。只有当环境规制处于“适当”的强度范围内时, 才会带来工业发展方式的优化 (李斌等, 2013); 当规制过度时, 反而会导致全要素生产率下降或技术退步 (Mohr, 2002; 李玲、陶锋, 2012)。由此, 提出了本文的研究假设 2。

研究假说 2: 环境规制与工业绿色全要素生产率之间呈非线性关系, 变化轨迹存在拐点。

纵观有关环境规制经济效应与作用机制的研究文献, 虽然国内外学者们已经在对比各类环境规制的影响, 也注意到了环境规制与经济非线性的关系, 但将二者结合起来加以分析的并不多。此外, 在研究环境规制强度时, 对于门槛 (拐点) 的数目和阈值的确定也缺乏相应的分组检验方法。因此, 在前人研究的基础上, 本文运用门槛回归模型, 将环境规制类型与环境规制强度分析统合在了一个框架内, 以验证不同类型、不同强度的环境规制对于中国绿色全要素生产率的影响。相较而言, 本文主要在研究方法上做了两点拓展: 一是将环境规制分为投资型和费用型两类, 比较它们在不同强度条件下对工业绿色全要素生产率的影响; 二是运用了基于省际面板数据的门槛效应回归方法探讨环境规制与工业 GTFP 的非线性关系, 界定其门槛 (拐点) 数量和变量阈值。

三、研究设计

(一) 计量模型的设定

全要素生产率受许多因素的影响。米勒 (Stephen M. Miller) 和乌帕迪耶 (Mukti P. Upadhyay) 构建了内生化的全要素生产率分析模型, 证实了对外开放、贸易方向和人力资本对全要素生产率的影响 (Miller & Upadhyay, 2000)。随后又有学者将外商直接投资、人力资本积累、固定资产投资、研发投入、产业结构等影响要素引入了模型之中 (毛其淋、盛斌, 2011; 原毅军、谢荣辉, 2015; 陶长琪、周璇, 2015)。本文依据罗默 (Paul M. Romer) (Romer, 1986, 1990) 和卢卡斯 (Robert E. Lucas) (Lucas, 1988) 等人的新经济增长理论, 构建了如下生产函数:

$$Y = A(\cdot) \times F(K, L) \quad (1)$$

其中, Y 代表产出水平; K 和 L 分别为资本和劳动投入; $A(\cdot)$ 是代表希克斯中性 (Hicks - Neutral) 技术进步的效率函数, 意指将能源投入和非期望产出纳入了考虑范围的绿色全要素生产率函数。根据赫尔顿 (Charles R. Hulten) (Hulten et al., 2006) 的研究, 在此假定 $A(\cdot)$ 为多元函数, 并将随机性条件下的可拓展环境影响计量模型嵌入到上述技术进步效率函数中, 可得如下拓展函数:

$$A(T, P, H, ereg) = A_{i,0} e^{\delta_i t} T_{i,t}^{a_i} P_{i,t}^{b_i} H_{i,t}^{c_i} ereg_{i,t}^{\gamma_i} \quad (2)$$

其中, T 代表技术资本要素; P 代表物质资本要素; H 为人力资本要素; $ereg$ 为环境规制; i 和 t 分别代表地区和时间; $A_{i,0}$ 为初始的生产效率水平; δ_i 为外生的生产变迁; a_i 、 b_i 、 c_i 和 γ_i 分别对应技术资本要素、物质资本要素、人力资本要素以及环境规制对生产效率的影响系数。那么, 结合函数 (1) 和 (2), 生产函数可变形为:

$$Y_{i,t} = A_{i,0} e^{\delta_i t} T_{i,t}^{a_i} P_{i,t}^{b_i} H_{i,t}^{c_i} ereg_{i,t}^{\gamma_i} \times F(K_{i,t}, L_{i,t}) \quad (3)$$

于是, 根据绿色全要素生产率函数的定义及柯布道格拉斯生产函数的特征, 对 (3) 式两边同时除以 $F(K, L)$, 可得 $GTFP$ (绿色全要素生产率) 函数的计算公式:

$$GTFP_{i,t} = Y_{i,t} / F(K_{i,t}, L_{i,t}) = A_{i,0} e^{\delta_i t} T_{i,t}^{a_i} P_{i,t}^{b_i} H_{i,t}^{c_i} ereg_{i,t}^{\gamma_i} \quad (4)$$

对公式 (4) 两端取对数, 有:

$$\ln GTFP_{i,t} = \ln A_{i,0} + \delta_i t + a_i \ln T_{i,t} + b_i \ln P_{i,t} + c_i \ln H_{i,t} + \gamma_i \ln ereg_{i,t} \quad (5)$$

根据公式 (5) 的逻辑建立工业绿色全要素生产率函数的面板回归模型, 并且用外资利用率 (FDI) 代表技术资本要素, $R\&D$ 投入 (RD) 代表物质资本要素, 平均受教育程度代表 (EDU) 代表人力资本要素。于是, 公式 (5) 可进一步转化为:

$$\ln GTFP_{i,t} = \ln A_{i,0} + \delta_i t + a_i \ln FDI_{i,t} + b_i \ln RD_{i,t} + c_i \ln EDU_{i,t} + \gamma_i \ln ereg_{i,t} \quad (6)$$

由于 $A_{i,0}$ 为初始的生产效率水平, δ_i 为外生的生产变迁, 因此, 公式 (6) 也可写成:

$$\ln GTFP_{i,t} = \alpha_{i,0} + a_i \ln FDI_{i,t} + b_i \ln RD_{i,t} + c_i \ln EDU_{i,t} + \gamma_i \ln ereg_{i,t} + \mu_{i,t} \quad (7)$$

其中 $\alpha_{i,0}$ 为初始的地区工业绿色全要素生产率水平, $\mu_{i,t}$ 为工业绿色全要素生产率受到的外生影响。

门槛回归模型是分组检验方法的一种扩展, 其突出优点在于可以对数据进行自动识别, 判断具体的门槛特征值。由于环境规制对工业绿色全要素生产率的影响可能随规制政策类型和强度的变化而变化, 所以本文在公式 (7) 的基础

上引入门槛回归,构建了如下计量模型:

$$\ln GTFP_{i,t} = \beta_0 + \beta_{11} \ln ereg_{i,t} \times I(\ln ereg_{i,t} \leq \theta_1) + \beta_{12} \ln ereg_{i,t} \times I(\theta_1 < \ln ereg_{i,t} \leq \theta_2) + \cdots + \beta_{1n} \ln ereg_{i,t} \times I(\theta_{n-1} < \ln ereg_{i,t} \leq \theta_n) + \beta_2 \ln FDI_{i,t} + \beta_3 \ln RD_{i,t} + \beta_4 \ln EDU_{i,t} + \mu_{i,t} \quad (8)$$

式中, i 和 t 分别代表地区和时间; $GTFP$ 、 FDI 、 RD 、 EDU 变量与前述意义相同,环境规制变量 $ereg$ 根据研究需要分为投资型和费用型两类; β_0 、 β_{11} 、 β_2 、 β_3 、 β_4 为各变量的待估系数; θ_1 、 $\theta_2 \cdots \theta_{n-1}$ 、 θ_n 是待估变量环境规制强度的门槛值; $I(\cdot)$ 代表指示函数; $\mu_{i,t} \sim iid(0, \sigma^2)$ 。

(二) 变量与数据说明

2004—2013年30个省的面板数据包括10*30共300个样本,文中的模型分析如无特别说明,均基于全部300个样本,分析软件是Stata. 14。原始数据来自于历年的《中国统计年鉴》《中国工业经济统计年鉴》《中国环境年鉴》《中国环境统计年鉴》《中国科技统计年鉴》、国家统计局网站、中国经济与社会发展统计数据库,部分数据采用GDP指数以2000年为基期进行了平减。各变量的详细说明和描述统计特征如下:

表1 主要变量的描述统计

变量名	样本量	均值	标准差	最大值	最小值
GTFP	300	0.513	0.351	1.768	0.049
$ereg_1$	300	1.574	1.007	3.635	-2.009
$ereg_2$	300	0.470	1.002	2.601	-2.302
FDI	300	-1.378	0.864	1.622	-3.118
RD	300	-6.250	0.954	-3.247	-8.180
EDU	300	2.126	0.107	2.452	1.848

资料来源:作者自行计算得出。

1. 工业绿色全要素生产率(GTFP)

如前文所述,绿色全要素生产率是环境约束下的经济发展方式转变和质量提升的重要判断依据,所以本文以工业绿色全要素生产率为因变量,表征工业经济发展的质量水平。结合考虑非期望产出和松弛问题的非径向非角度SBM效率测度模型和Malmquist-Luenberger生产率指数法,本文计算了中国各地区的工业绿色全要素生产率(具体计算方式见公式(9)~(11))。

在测算 GTFP 时，先把每个省份看作一个决策单位构造生产前沿。假设每个省份使用 N 种投入 $x = (x_1, \dots, x_N) \in R_N^+$ ，有 M 种期望产出 $y = (y_1, \dots, y_M) \in R_M^+$ ，以及 I 种非期望产出 $b = (b_1, \dots, b_I) \in R_I^+$ ，每个横截面观测值的权重为 λ_k^t ， t 为时期，运用数据包络分析可以将环境技术模型化为：

$$P^t(x^t) = \left\{ (y^t, b^t) : \sum_{k=1}^K \lambda_k^t y_{km}^t \geq y_{km}^t, \forall m; \sum_{k=1}^K \lambda_k^t b_{ki}^t = b_{ki}^t, \forall i; \sum_{k=1}^K \lambda_k^t x_{kn}^t \leq x_{kn}^t, \forall n; \sum_{k=1}^K \lambda_k^t = 1, \lambda_k^t \geq 0, \forall k \right\} \quad (9)$$

依据福山 (Hirofumi Fukuyama) 和韦伯 (William L. Weber) (Fukuyama & Weber, 2009) 的研究，定义考虑能源环境的 SBM 方向性距离函数：

$$\begin{aligned} \vec{S}_V^t(x^{t,k'}, y^{t,k'}, b^{t,k'}, g^x, g^y, g^b) = \max_{s^x, s^y, s^b} & \frac{\frac{1}{N} \sum_{n=1}^N \frac{s_n^x}{g_n^x} + \frac{1}{M+I} \left[\sum_{m=1}^M \frac{s_m^y}{g_m^y} + \sum_{i=1}^I \frac{s_i^b}{g_i^b} \right]}{2} \\ \text{s. t. } & \sum_{k=1}^K \lambda_k^t x_{kn}^t + s_n^x = x_{k'n}^t, \forall n; \sum_{k=1}^K \lambda_k^t y_{km}^t - s_m^y = y_{k'm}^t, \forall m; \\ & \sum_{k=1}^K \lambda_k^t b_{ki}^t + s_i^b = b_{k'i}^t, \forall i; \sum_{k=1}^K \lambda_k^t = 1, \lambda_k^t \geq 0, \forall k \end{aligned} \quad (10)$$

上式中， $\vec{S}_V^t$ 表示 VRS 下的方向性距离函数，若去掉权重变量和为 1 的约束，则可以用 $\vec{S}_C^t$ 表示 CRS 下的方向性距离函数， $(x^{t,k'}, y^{t,k'}, b^{t,k'})$ 、 (g^x, g^y, g^b) 、 (s_n^x, s_m^y, s_i^b) 分别表示 K 个决策单位中 K' 省份的投入和产出向量、方向向量和松弛向量。 (s_n^x, s_m^y, s_i^b) 表示投入过度使用、污染过度排放及期望产出生产不足的量。

根据钟阳贺 (Yangho Chung) 等 (Chung et al., 1997) 提出的方法，本文可以得到第 t 期至第 $t+1$ 期的绿色全要素生产率指数 ML^①：

$$ML_t^{t+1} = \left\{ \frac{1 + \vec{S}_C^t(x^t, y^t, b^t; g^t)}{1 + \vec{S}_C^t(x^{t+1}, y^{t+1}, b^{t+1}; g^{t+1})} \times \frac{1 + \vec{S}_C^{t+1}(x^t, y^t, b^t; g^t)}{1 + \vec{S}_C^{t+1}(x^{t+1}, y^{t+1}, b^{t+1}; g^{t+1})} \right\}^{1/2} \quad (11)$$

其中，绿色全要素生产率测度时所用到的期望产出（工业总产值）、非期望产出（工业三废）以及投入要素（劳动、能源和资本投入）等数据的说明如表 2 所示：

① 由于本文力求证实绿色全要素生产率与环境规制的关系，并非探究绿色全要素生产率的来源分解，所以未将 ML 指数分解为技术效率变化指数和技术进步指数。

表2 我国各地区工业绿色全要素生产率测度指标说明

	指标	指标操作性定义	数据来源	指标单位
投入指标	劳动投入	规模以上工业企业从业人员数量	《中国工业经济统计年鉴》	万人
	能源投入	规模以上工业企业能源消耗总量	《中国统计年鉴》	万吨标准煤
	资本投入	规模以上工业企业固定资产净值平均余额	《中国工业经济统计年鉴》 《中国经济贸易年鉴》	亿元
产出指标	工业总产值	工业总产值	《中国工业经济统计年鉴》	亿元
	工业废水排放量 [#]	工业废水排放量	《中国环境年鉴》 《中国环境统计年鉴》	万吨
	工业废气排放量 [#]	工业废气排放量	《中国环境年鉴》 《中国环境统计年鉴》	亿标立方米
产出指标	工业固体废物产生量 [#]	工业固体废弃物产生量	《中国环境年鉴》 《中国环境统计年鉴》	万吨

注：#表示非期望产出。

资料来源：作者自制。

2. 环境规制 (ereg)

借鉴前人的研究 (Levinson, 1996; Berman & Bui, 2001; Lanoie et al., 2008; Böhringer et al., 2012; 原毅军、谢荣辉, 2016), 本文根据资本投入视角的不同将环境规制分为投资型和费用型两种。其中, 投资型环境规制 ($ereg_1$) 用各地区的工业污染治理投资额表示, 投资额越大, 说明环境规制力度越强; 费用型环境规制 ($ereg_2$) 用各地区排污费征收情况表示, 排污费越高, 说明环境规制越严厉。需要特别说明的是, 虽然排污费与非期望产出“工业三废”之间有较为显著的正相关性, 但由于 GTFP 计算方法的特殊性以及工业总产值变量的存在, 费用型环境规制 ($ereg_2$) 与因变量 GTFP 之间并没有显著的双向交互影响, 可在一定程度上避免内生性问题。

3. 控制变量

外商直接投资 (FDI) 用各地区外商直接投资额占当年 GDP 百分比表示; R&D 投入 (RD) 用各地区 R&D 经费内部支出占当年 GDP 百分比表示; 人力资本受教育程度 (EDU) 的计算公式为: $EDU_i = p_{i1} \times 6 + p_{i2} \times 9 + p_{i3} \times 12 + p_{i4} \times$

16, 其中 p_{i1} 、 p_{i2} 、 p_{i3} 、 p_{i4} 表示省受教育程度为小学、初中、高中、大专及以上学历的人口比重, 各阶段的教育年限 (6 年、9 年、12 年、16 年) 为相应权重。

四、实证结果及分析

(一) 环境规制对工业绿色全要素生产率的影响

根据模型设定和研究需要, 首先利用白聚山 (Bai, 1997) 和汉森 (Bruce E. Hansen) (Hansen, 1999) 提出的方法对环境规制门槛效应的显著性进行检验, 具体检验结果见表 3。其中, 模型 1 的检验结果表示在未添加控制变量的情况下, 投资型环境规制 ($ereg_1$) 对工业绿色全要素生产率 (GTFP) 存在单一门槛效应。模型 3 的检验结果表示在添加 FDI、RD 和 EDU 三个控制变量后, 投资型环境规制对工业绿色全要素生产率不存在门槛效应。模型 2 和模型 4 的检验结果表示, 在未添加控制变量和添加 FDI、RD 和 EDU 三个控制变量的情况下, 费用型环境规制 ($ereg_2$) 对工业绿色全要素生产率 (GTFP) 均存在单一门槛效应。该检验结果是对理论假说 2 的回应, 说明“环境规制与工业绿色全要素生产率之间呈非线性关系, 变化轨迹存在拐点”这一研究假设成立。

表 3 环境规制的门槛效应检验

模型设定	核心解释变量	门槛变量	门槛检验 F 值 (P-value)		门槛值
			单一	双重	
模型 1	$ereg_1$	$ereg_1$	22.52 (.096)	13.24 (.376)	.405
模型 2	$ereg_2$	$ereg_2$	7.17 (.096)	.92 (.950)	.624
模型 3	$ereg_1$	$ereg_1$	2.64 (.906)		
模型 4	$ereg_2$	$ereg_2$	17.99 (.083)	1.58 (.743)	.649

注: Signif. codes: 0 ‘***’ 0.001 ‘**’ 0.01 ‘*’ 0.05 ‘.’ 0.1 ‘ ’ 1。

资料来源: 作者自行计算得出。

根据表 3 的检验结果, 对模型 1~4 进行了相应的回归分析 (见表 4)。豪斯曼检验 (Hausman - Test) 结果显示, 模型 3 采用固定效应模型, 而本研究的面

板门槛回归是根据汉森的研究方法,也是基于固定效应模型(Hansen, 1999)。因此,对比投资型环境规制($Lnereg_1$)和费用型环境规制($Lnereg_2$)的回归系数后发现,它们对于工业绿色全要素生产率的影响差异主要体现在门槛效应方面。模型1的门槛回归结果显示,只有当投资型环境规制低于某个门槛值时(模型1: $Lnereg_1 \leq 0.405$),才能够对工业绿色全要素生产率产生明显的促进作用。费用型环境规制则恰恰相反,当环境规制强度处于较低阶段的时候,会明显抑制工业绿色全要素生产率的提高(模型2: $Lnereg_2 \leq 0.624$; 模型4: $Lnereg_2 \leq 0.649$),只有当环境规制超过一定的强度(模型4: $Lnereg_2 > 0.649$),才能够促进工业绿色全要素生产率的提高。这就部分地回应了理论假说1,类型差异确实会影响环境规制的实施效果。

表4 环境规制对工业绿色全要素生产率的回归分析

模型1		模型2		模型3		模型4	
变量	估计值	变量	估计值	变量	估计值	变量	估计值
$Lnereg_1$		$Lnereg_2$		$Lnereg_1$	-.007 (.726)	$Lnereg_2$	
$LnFDI$		$LnFDI$		$LnFDI$	-.141 *** (.001)	$LnFDI$	-.129 *** (.001)
$LnRD$		$LnRD$		$LnRD$	-.051 (.287)	$LnRD$	-.055 (.230)
$LnEDU$		$LnEDU$		$LnEDU$	3.035 *** (.000)	$LnEDU$	3.062 *** (.000)
$Lnereg_1$	.211 *** ($Lnereg_1 \leq$.405) (.001)	$Lnereg_2$	-.210 *** ($Lnereg_2 \leq$.624) (.000)			$Lnereg_2$	-.086 * ($Lnereg_2 \leq$.649) (.023)
$Lnereg_1$	-.116 *** ($Lnereg_1 >$.405) (.000)	$Lnereg_2$	-.047 ($Lnereg_2 >$.624) (.421)			$Lnereg_2$	.090 * ($Lnereg_2 >$.649) (.022)
Hausman - test		Hausman - test	-	Hausman - test	24.56 (.0001)	Hausman - test	-
Adjusted R - squared	0.010	Adjusted R - squared	.021	Adjusted R - squared	.247	Adjusted R - squared	.337

注: Signif. codes: 0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1。

资料来源: 作者自行计算得出。

表5展示了投资型和费用型环境规制在各省市的经济激励情况。一方面,投资型环境规制的激励特征并不一致,既包含北京、上海等经济发达地区,也包含海南、青海、宁夏、黑龙江等经济不发达的省份。另一方面,费用型环境规

制的经济激励效果似乎比投资型更好，不仅产生正向经济激励的省市更多，而且江苏、山东、广东、浙江、河北、辽宁等工业经济强省也包括在内。这说明，至少从本文的研究数据来看，在征收排污费和投资环境治理两种环境规制之间，以前者产生的经济激励更为突出。

表5 历年产生了环境规制正向经济激励的省份

年份	投资型	费用型
2004	海南、青海	广西、河北、河南、湖南、江苏、辽宁、山东、山西、四川、浙江
2005	海南、宁夏、青海	福建、广东、贵州、河北、河南、湖南、江苏、辽宁、山东、山西、四川、浙江
2006	海南、青海	福建、广东、贵州、河北、河南、湖南、江苏、辽宁、山东、山西、上海、四川、浙江、重庆
2007	海南、青海	安徽、福建、广东、贵州、河北、河南、江苏、辽宁、内蒙古、山东、山西、陕西、四川、浙江、重庆
2008	海南、青海	广东、河北、河南、湖南、江苏、辽宁、内蒙古、山东、山西、陕西、四川、浙江、重庆
2009	北京、海南、青海	广东、贵州、河北、河南、湖南、江苏、江西、辽宁、内蒙古、山东、山西、四川、浙江
2010	北京、海南、青海	广东、河北、河南、湖南、江苏、辽宁、内蒙古、山东、山西、四川、浙江
2011	北京、海南、宁夏、青海	广东、河北、河南、湖南、江苏、江西、辽宁、内蒙古、山东、山西、浙江
2012	北京、海南、黑龙江、江西、青海、重庆	广东、河北、河南、湖南、江苏、江西、辽宁、内蒙古、山东、山西、浙江
2013	北京、海南、青海、上海	广东、河北、河南、江苏、江西、辽宁、内蒙古、山东、山西、四川、浙江

注：投资型环境规制的门槛值为 $Lnereg_1 = 0.405$ 时，因此，当环境污染治理投资额 $ereg_1$ 的合理区间为 $\leq e^{0.405}$ ，即 ≤ 1.499 亿元，能够促进工业绿色全要素生产率增长，产生正向经济激励。费用型环境规制的门槛值为 $Lnereg_2 = 0.649$ ，因此，排污费征收 $ereg_2$ 的合理区间为 $> e^{0.649}$ ，即 > 1.914 亿元时，能够促进工业绿色全要素生产率增长，产生正向经济激励。

资料来源：作者自行计算得出。

对于这种结果,可能的解释为:第一,环境保护和生产率提高双赢的关键在于环境规制政策工具能否激发大于“遵循成本”的“创新补偿效应”。作为一种“末端治理”投资,工业污染治理投资的资金主要来源于政府补贴和企业自筹,而且企业自筹占了相当大的部分。因此,在可用资金有限的情况下,环境治理投入的增加,必然会挤占原本用于企业生产或研发的资金。当资金占用程度不高、成本效应小于创新补偿效应的时候,环境治理投入的增加有利于促进工业绿色全要素生产率的提高;但是当资金占用程度较高,成本效应大于创新补偿效应的时候,反而可能会抑制工业绿色全要素生产率的提高。

第二,排污费虽然也会挤占生产和研发资金,但它是一种污染税收惩罚机制,遵循“谁污染谁治理”原则,符合庇古税(Pigouvian Taxes)的设计原理。当排污费的征收水平低于治污的边际成本时,既不足以淘汰落后产能企业,也不足以激发有潜能的企业的创新动力,还可能因为累加的罚没金增加了企业的成本负担。只有当征收水平跨过一定的“门槛”,超过治污的边际成本时,才能够淘汰部分落后产能企业,并激励有潜能的企业增加研发投入,引进新工艺和新技术。

(二) 其他变量对工业绿色全要素生产率的影响

为进一步探讨外商直接投资(FDI)、研发投入(RD)、人力资本受教育程度(EDU)等其他变量是如何在环境规制的影响下对GTFP发挥作用的,本文以公式(8)为基础,对FDI、RD、EDU进行指示函数判别,并加入FDI、RD、EDU和 $ereg$ 的交互项,再次进行了门槛效应检验。表6中的模型5和6的检验结果表明,当以FDI为核心解释变量时,投资型环境规制和费用型环境规制都存在单一门槛效应。模型12的检验结果表明,以FDI与费用型环境规制($ereg_2$)的交互项为核心解释变量时,费用型环境规制存在单一门槛效应。其余模型的检验结果表明,相应的环境规制不存在明显的门槛效应。

表6 环境规制的门槛效应检验

模型设定	核心解释变量	门槛变量	门槛检验 F 值 (P - value)		门槛值
			单一	双重	
模型 5	FDI	$ereg_1$	16.53 (.097)	8.71 (.447)	2.810
模型 7	RD	$ereg_1$	12.81 (.197)		
模型 9	EDU	$ereg_1$	12.4 (.186)		
模型 11	FDI × $ereg_1$	$ereg_1$	10.92 (.253)		

(续上表)

模型设定	核心解释变量	门槛变量	门槛检验 F 值 (P - value)		门槛值
			单一	双重	
模型 13	RD × $ereg_1$	$ereg_1$	12.07 (.223)		
模型 15	EDU × $ereg_1$	$ereg_1$	11.98 (.173)		
模型 6	FDI	$ereg_2$	48.50* (.040)	30.56 (.173)	1.028
模型 8	RD	$ereg_2$	20.10 (.290)		
模型 10	EDU	$ereg_2$	16.63 (.366)		
模型 12	FDI × $ereg_2$	$ereg_2$	16.81 (.086)	5.93 (.353)	.405
模型 14	RD × $ereg_2$	$ereg_2$	11.31 (.223)		
模型 16	EDU × $ereg_2$	$ereg_2$	12.56 (.263)		

注：Signif. codes: 0 ‘***’ 0.001 ‘**’ 0.01 ‘*’ 0.05 ‘.’ 0.1 ‘ ’ 1。

资料来源：作者自行计算得出。

根据表 6 的门槛效应显著性检验结果，对模型 5、6、12 进行了门槛效应回归；同时，根据豪斯曼检验结果，对模型 8、11、13、14、15、16 采用固定效应普通面板模型进行了回归。^① 引入了交互项的费用型和投资型环境规制模型的回归结果分别见表 7 和表 8。

首先，外商直接投资（FDI）的影响。模型 5 和模型 6 的门槛效应回归结果表明，无论环境规制强度处于怎样的水平，FDI 都会抑制工业绿色全要素生产率的增长，模型 11 和模型 12 的研究结果也说明了环境规制对于 FDI 与工业绿色全要素生产率的关系有负向调节作用。这种结果一方面可能是源自 FDI 的“污染避难所”效应，即政府短视的招商引资模式使当地成为发达国家某些行业的“污染避难所”，技术先进和治污成本较低的优质外资没有得到充分引入。另一方面则或许是环境规制抬高了 FDI 的进入门槛，使得 FDI 的竞争效应和技术溢出效应被削弱，进而造成工业绿色全要素生产率的下降（原毅军、谢荣辉，2015）。

其次，研发投入（RD）的影响。模型 13 和模型 14 的固定效应面板回归结果表明，R&D 投入的增加并没有对工业绿色全要素生产率产生明显的影响，但是环境规制对 R&D 投入与工业绿色全要素生产率的关系有着显著的负向调节效

^① 模型 7、9 的估计方程与模型 3 相同，模型 10 的估计方程与模型 8 相同，因此不予估计。

应,这进一步证实了前文的猜想。环境规制虽然能够产生创新补偿效应,但也会给企业带来成本效应,而且这两类效应的相对大小会受到企业规模、行业特征、环境政策质量等多种因素的影响。因此,环境规制的创新补偿效应不必然带来工业绿色全要素生产率的增长,能否实现环境规制和生产率增长的双赢,关键在于环境规制政策能否激发大于“遵循成本”的“创新补偿效应”(郭妍、张立光,2015)。

再次,人力资本受教育程度(EDU)的影响。模型15和16的固定效应面板回归结果表明,EDU对工业绿色全要素生产率有明显的促进作用,但环境规制不会显著影响EDU与工业绿色全要素生产率的关系。人力资本因素已被大量研究证实可以产生正外部性(吴慈生、张本照,2008),尤其是人力资本积累所形成的知识创新,更是经济增长的源泉(Arrow,1962;Romer,1986,1990)。环境质量的改善确实有助于提高个体健康水平和学习能力,进而加速人力资本的积累(Withagen & Vellinga,2001)。但另一方面,它的边际效应会随环境质量的提升而递减,而且随着环境规制强度的持续加大,其成本效应可能会超过经济效应,反而不利于工业绿色全要素生产率的提升(王洪庆,2016)。不过,由于几乎本文所有模型中的EDU系数都显著为正,而且中国的人力资本整体上仍处于边际效应递增阶段,所以无论是人力资本本身还是其经济促进效应,都还有很大的提升空间。

表7 投资型环境规制模型的回归结果

模型5		模型11		模型13		模型15	
变量	估计值	变量	估计值	变量	估计值	变量	估计值
$Lnreg_1$	-.023 (.250)	$Lnreg_1$	-.059* (.945)	$Lnreg_1$	-.291**	$Lnreg_1$	-.018
$LnRD$	-.074 (.116)	$LnFDI$	-.146*** (.001)	$LnFDI$	-.151***	$LnFDI$	-.141***
$LnFDI$		$LnRD$	-.042 (.288)	$LnRD$	-.002		-.051
$LnEDU$	2.887*** (.000)	$LnEDU$	2.880*** (.000)	$LnEDU$	2.848***	$LnEDU$	3.026***
$LnFDI$	-.130*** (.001)	$LnFDI \times$ $Lnreg_1$	-.051*** (.001)	$LnRD \times$ $Lnreg_1$	-.049** (.003)	$LnEDU \times$ $Lnreg_1$	.005 (.966)
	2.810)						
$LnFDI$	-.306*** (.000)						
	2.810)						

(续上表)

模型 5		模型 11		模型 13		模型 15	
变量	估计值	变量	估计值	变量	估计值	变量	估计值
Hausman	-	Hausman	31.62	Hausman	30.35	Hausman	24.77
- test		- test	(.0000)	- test	(.0000)	- test	(.0000)
Adjusted	.313	Adjusted	.168	Adjusted	.263	Adjusted	.247
R - squared		R - squared		R - squared		R - squared	

注：Signif. codes: 0 ‘***’ 0.001 ‘**’ 0.01 ‘*’ 0.05 ‘.’ 0.1 ‘ ’ 1。

资料来源：作者自行计算得出。

表 8 费用型环境规制模型的回归结果

模型 6		模型 8		模型 12		模型 14		模型 16	
变量	估计值	变量	估计值	变量	估计值	变量	估计值	变量	估计值
<i>Lnreg₂</i>	-.071. (.026)	<i>Lnreg₂</i>	-.003 (.961)	<i>Lnreg₂</i>	-.188 *** (.000)	<i>Lnreg₂</i>	-.350 *** (.001)	<i>Lnreg₂</i>	.052 (.943)
<i>LnRD</i>	-.030 (.501)	<i>LnFDI</i>	-.129 (.101)	<i>LnFDI</i>	-.158 *** (.000)	<i>LnFDI</i>	-.155 *** (.000)	<i>LnFDI</i>	-.138 *** (.129)
<i>LnFDI</i>		<i>LnRD</i>	-.053 (.393)	<i>LnRD</i>	-.064 (.130)	<i>LnRD</i>	-.035 (.458)	<i>LnRD</i>	-.053 (.410)
<i>LnEDU</i>	2.908 *** (.000)	<i>LnEDU</i>	3.035 *** (.000)	<i>LnEDU</i>	2.874 *** (.000)	<i>LnEDU</i>	2.934 *** (.000)	<i>LnEDU</i>	3.046 *** (.000)
<i>LnFDI</i>	-.122 *** (<i>Lnreg₂</i> (.001) ≤1.028)			<i>LnFDI</i> × <i>Lnreg₂</i>	-.095 ** (<i>Lnreg₂</i> (.003) ≤.405)	<i>LnRD</i> × <i>Lnreg₂</i>	-.064 *** (.001)	<i>LnEDU</i> × <i>Lnreg₂</i>	-.025 (.939)
<i>LnFDI</i>	-.383 *** (<i>Lnreg₂</i> (.000) >1.028)			<i>LnFDI</i> × <i>Lnreg₂</i>	-.242 *** (<i>Lnreg₂</i> (.000) >.405)				
Hausman	-	Hausman	23.37	Hausman	-	Hausman	30.94	Hausman	25.98
- test		- test	(.0001)	- test		- test	(.0001)	- test	(.0001)
Adjusted	.259	Adjusted	.251	Adjusted	.154	Adjusted	.256	Adjusted	.254
R ² - squared		R - squared		R - squared		R - squared		R - squared	

注：Signif. codes: 0 ‘***’ 0.001 ‘**’ 0.01 ‘*’ 0.05 ‘.’ 0.1 ‘ ’ 1。

资料来源：作者自行计算得出。

五、结论与启示

(一) 主要研究发现

如何协调环境保护与经济发展的关系、实现环境质量改善和经济可持续发

展的双赢,是摆在我国政府面前的重要课题。在此过程中,环境规制的设计与选择,以及环境规制的分类实施与强度控制都显得尤为关键。为此,本文基于中国 2004—2013 年的省际面板数据,通过固定效应模型分析和门槛效应模型分析,实证检验了不同强度下的投资型环境规制和费用型环境规制对工业绿色全要素生产率的影响,并同时考察了技术资本、物质资本和人力资本在环境规制政策影响下的作用发挥情况。研究发现:

第一,环境规制类型不同,对工业绿色全要素生产率的影响也不同。其中,投资型环境规制在较低的强度范围内更容易发挥作用(模型 1: $Lnereg_1 \leq 0.405$),而费用型环境规制则相反,当环境规制强度处于较低阶段的时候,会明显抑制工业绿色全要素生产率的提高(模型 2: $Lnereg_2 \leq 0.624$; 模型 4: $Lnereg_2 \leq 0.649$),阻碍工业经济发展质量的提升,当环境规制超过一定的强度(模型 4: $Lnereg_2 > 0.649$),就能促进工业绿色全要素生产率的提高,提升工业经济发展质量。

第二,环境规制强度对工业绿色全要素生产率的影响并非单调递增(或递减)的,而是存在一定的“拐点”或“区间”。模型 1 的回归结果表明,投资型环境规制存在一个拐点(0.405),跨越拐点,环境规制的影响会由促进转为抑制。而模型 2 和 4 的回归结果表明,不管有无添加控制变量,费用型环境规制都存在拐点(0.624 和 0.649),跨越拐点,环境规制的作用方向会由抑制转为促进或不显著。这就证实了本文的主要研究猜想,即强波特假说的实现不仅与环境规制类型有关,而且与环境规制强度相关。

第三,在当前中国的地方政府层面,费用型环境规制似乎更加有效。相对而言,费用型环境规制比投资型环境规制更具正向经济激励效应,更能促进地方工业绿色全要素生产率的增长,而且工业经济发达省份如广东、山东、江苏、浙江、辽宁、河北等,均处于费用型环境规制强度的合理区间内。这说明在中国背景下,如果应用得当,排污费征收这种环境规制手段能够促进我国的工业绿色发展,推动工业企业由粗放型向集约型发展转变。

第四,控制变量的回归结果显示,FDI 无论在何种环境规制强度下,都会消极影响工业绿色全要素生产率的增长,而且环境规制对于 FDI 与工业绿色全要素生产率的关系具有负向调节作用;R&D 投入对于工业绿色全要素生产率的影响并不明显,但是环境规制对于 R&D 经费投入与工业绿色全要素生产率的关系具有明显的负向调节效应;EDU 对于工业绿色全要素生产率则具有直接而显著的影响,而且这种正向关系不受环境规制的影响。

（二）政策建议

结合这些研究发现，可从环境规制视角出发，得出一些旨在提升中国工业经济发展质量、推动工业经济绿色增长的政策建议：

加强市场型环境规制工具的应用。我国现有的环境规制工具以环境标准、排放限额、产品禁令等命令—控制型为主，行政色彩浓、强制性大且易于造成企业成本的突然增加。由发达国家经验和本文研究发现可知，排污权交易、排污费征收、环境补贴等更“柔性”的市场型环境规制工具在激励企业技术创新和效率提升、推动企业主动开展绿色经济行为上表现不俗。因此，政策制定者不妨考虑对原有的环境规制体系进行调整优化，试行更多的市场激励型环境规制工具，引导企业进行绿色技术研发和管理创新。

重视省际和地区之间的差异。我国各地之间不仅地理特征各异，环境规制也存在很大差异。目前环境规制的基本格局是“东强西弱”，东部地区的环境规制更为严格（林伯强、邹楚沅，2014；Zheng et al., 2014），所以需要应依据地区的禀赋特征适时调整环境规制方式。例如，对于污染治理投资占比过高的地区，应该适度降低污染治理投资规模，避免因严苛的环境规制造成企业的经营困难；而对于排污费征收水平尚未跨过拐点的地区，则需要进一步提高环境规制水平，使环境规制成为企业技术创新的动力，进一步提高企业的生产效率。

规范外商投资准入，改善投资结构。不可否认，FDI 对促进我国的经济发展起过很大的作用，但招商引资过程中的环境破坏和短视行为也屡见不鲜。在全国产业结构大调整的新时期，为了避免重蹈“先污染、再治理”的覆辙，政府拟定投资门槛时应更仔细，既要避免输入严重污染型项目，不因短期利益而给予外资企业“超国民待遇”，也要依据当地产业结构特征，引进具有竞争效应和技术溢出效应的项目，提高区域内企业的整体科技水平。

协助激发环境规制的“创新补偿效应”。针对环境规制可能会挤占企业研发资金，无法激发大于“遵循成本”的“创新补偿效应”现实情况，政府应该相机给予企业技术创新活动一定的资金、政策支持，从多种渠道着手，强化环境规制的创新补偿效应。

继续提升人力资本水平。居民受教育程度对于绿色工业全要素生产率有显著而直接的正面影响。因此，继续加大各级教育投入，加强创新型人才的培养、引进与扶持，通过改善人力资本水平来提高我国的自主创新能力以及对国外技术和经验的吸收能力是一条可行之道，也有助于抵消环境规制的一些消极影响。

综上所述，本文运用门槛效应回归等方法对我国 2004—2013 年 30 个省份

的环境规制与工业绿色全要素生产率关系进行了实证检验,并从环境规制角度出发为我国的工业经济绿色发展提供了一些政策建议。其研究结论不仅在一定程度上证实了波特假说在中国背景下的适用性,也证实了我国环境规制类型和强度对工业经济发展质量影响的多样化,以及排污费这种环境规制手段相对突出的绿色经济激励潜能。但是,受研究精力和数据所限,全文研究重点局限于环境规制类型与强度对工业绿色全要素生产率的影响,并未对我国环境规制及其经济影响的省际差异展开进一步的详细分析。在测量环境规制时,也没有与法规政策数量、污染物排放密度、综合指数、替代指标(人均 GDP、能源效率)等其他测量方式加以比较。因此,若要全面地了解环境规制与经济发展的关系,为我国绿色经济发展路径规划和环境治理提供切实有效的建议,还有待更加丰富、深入的研究开展与经验交流。

参考文献

- 蔡宁、吴婧文、刘诗瑶(2014). 环境规制与绿色工业全要素生产率——基于我国 30 个省市的实证分析. 辽宁大学学报(哲学社会科学版), 1: 65-73.
- 曾冰、郑建锋、邱志萍(2016). 环境政策工具对改善环境质量的作用研究——基于 2001—2012 年中国省际面板数据的分析. 上海经济研究, 5: 39-46.
- 陈超凡(2016). 中国工业绿色全要素生产率及其影响因素——基于 ML 生产率指数及动态面板模型的实证研究. 统计研究, 33(3): 53-62.
- 陈诗一(2009). 能源消耗、二氧化碳排放与中国工业的可持续发展. 经济研究, 4: 41-55.
- 陈诗一(2010). 节能减排与中国工业的双赢发展: 2009—2049. 经济研究, 3: 129-143.
- 郭妍、张立光(2015). 环境规制对全要素生产率的直接与间接效应. 管理学报, 6: 903-910.
- 韩超、胡浩然(2015). 清洁生产标准规制如何动态影响全要素生产率——剔除其他政策干扰的准自然实验分析. 中国工业经济, 5: 70-82.
- 靳亚阁、常蕊(2016). 环境规制与工业全要素生产率——基于 280 个地级市的动态面板数据实证研究. 经济问题, 11: 18-23.
- 李斌、彭星、欧阳铭珂(2013). 环境规制、绿色全要素生产率与中国工业发展方式转变——基于 36 个工业行业数据的实证研究. 中国工业经济, 4: 56-68.
- 李玲、陶锋(2012). 中国制造业最优环境规制强度的选择——基于绿色全要素生产率的视角. 中国工业经济, 5: 70-82.
- 李平、慕绣如(2013). 波特假说的滞后性和最优环境规制强度分析——基于系统 GMM 及门槛效果的检验. 产业经济研究, 4: 21-29.
- 李强、聂锐(2009). 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. 中南财经政法大学学报, 4: 18-23+143.

- 林伯强、邹楚沅(2014). 发展阶段变迁与中国环境政策选择. 中国社会科学, 5: 81 - 95 + 205 - 206.
- 刘海英、谢建政(2016). 排污权交易与清洁技术研发补贴能提高清洁技术创新水平吗——来自工业 SO₂ 排放权交易试点省份的经验证据. 上海财经大学学报, 5: 79 - 90.
- 刘和旺、郑世林、左文婷(2016). 环境规制对企业全要素生产率的影响机制研究. 科研管理, 5: 33 - 41.
- 柳剑平、郑光风(2013). 环境规制、研发支出与全要素生产率——基于中国大中型工业企业的面板模型. 工业技术经济, 11: 90 - 99.
- 毛其淋、盛斌(2000). 对外经济开放、区域市场整合与全要素生产率. 经济学(季刊), 1: 181 - 210.
- 屈小娥(2015). 行业特征、环境管制与生产率增长——基于“波特假说”的检验. 软科学, 2: 24 - 27.
- 陶长琪、周璇(2015). 环境规制、要素集聚与全要素生产率的门槛效应研究. 当代财经, 1: 10 - 22.
- 万建香(2013). 基于环境政策规制绩效的波特假说验证——以江西省重点调查产业为例. 经济经纬, 1: 115 - 119.
- 王班班、齐绍洲(2016). 市场型和命令型政策工具的节能减排技术创新效应——基于中国工业行业专利数据的实证. 中国工业经济, 6: 91 - 108.
- 王兵、刘光天(2015). 节能减排与中国绿色经济增长——基于全要素生产率的视角. 中国工业经济, 5: 57 - 69.
- 王洪庆(2016). 人力资本视角下环境规制对经济增长的门槛效应研究. 中国软科学, 6: 52 - 61.
- 王杰、刘斌(2014). 环境规制与企业全要素生产率——基于中国工业企业数据的经验分析. 中国工业经济, 3: 44 - 56.
- 魏楚、黄磊、沈满洪(2015). 鱼与熊掌可兼得么? ——对我国环境管制波特假说的检验. 世界经济文汇, 1: 80 - 98.
- 吴慈生、张本照(2008). 区域创新系统的激发演化机理. 北京: 经济科学出版社.
- 殷宝庆(2012). 环境规制与我国制造业绿色全要素生产率——基于国际垂直专业化视角的实证. 中国人口、资源与环境, 12: 60 - 66.
- 原毅军、谢荣辉(2015). FDI、环境规制与中国工业绿色全要素生产率增长——基于 Luenberger 指数的实证研究. 国际贸易问题, 8: 84 - 93.
- 原毅军、谢荣辉(2016). 环境规制与工业绿色生产率增长——对“强波特假说”的再检验. 中国软科学, 7: 144 - 154.
- 张三峰、卜茂亮(2011). 环境规制、环保投入与中国企业生产率——基于中国企业问卷数据的实证研究. 南开经济研究, 2: 129 - 146.

- 赵红(2008). 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, 3: 35 - 40.
- Alpay, E. , Kerkvliet, J. & Buccola, S. (2002). Productivity Growth and Environmental Regulation in Mexican and Us Food Manufacturing. *American Journal of Agricultural Economics*, 84 (4) : 887 - 901.
- Antweiler, W. , Copeland, B. R. & Taylor, M. S. (2001). Is Free Trade Good for the Environment?. *American Economic Review*, 91 (4) :877 - 908.
- Arrow, K. J. (1962). The Economic Implications of Learning By Doing. *The Review of Economic Studies*, 29 (3) :155 - 173.
- Bai, J. (1997). Estimation of a Change Point in Multiple Regression Models. *Review of Economics and Statistics*, 79 (4) :551 - 563.
- Berman, E. & Bui, L. T. (2001). Environmental Regulation and Productivity: Evidence from Oil Refineries. *Review of Economics and Statistics*, 83 (3) :498 - 510.
- Böhringer, C. , Moslener, U. , Oberndorfer, U. & Ziegler, A. (2012). Clean and Productive? Empirical Evidence from the German Manufacturing Industry. *Research Policy*, 41 (2) : 442 - 451.
- Chambers, R. G. , Chung, Y. & Färe, R. (1996). Benefit and Distance Functions. *Journal of Economic Theory*, 70 (2) :407 - 419.
- Chung, Y. H. , Färe, R. & Grosskopf, S. (1997). Productivity and Undesirable Outputs: a Directional Distance Function Approach. *Journal of Environmental Management*, 51 (3) : 229 - 240.
- Cole, M. A. & Elliott, R. J. (2003). Determining the Trade - Environment Composition Effect: The Role of Capital, Labor and Environmental Regulations. *Journal of Environmental Economics and Management*, 46 (3) :363 - 383.
- Färe, R. , Grosskopf, S. & Pasurka Jr, C. A. (2001). Accounting for Air Pollution Emissions in Measures of State Manufacturing Productivity Growth. *Journal of Regional Science*, 41 (3) : 381 - 409.
- Fukuyama, H. & Weber, W. L. (2009). A Directional Slacks - Based Measure of Technical Inefficiency. *Socio - Economic Planning Sciences*, 43 (4) :274 - 287.
- Gollop, F. M. & Roberts, M. J. (1983). Environmental Regulations and Productivity Growth: The Case of Fossil - Fueled Electric Power Generation. *Journal of Political Economy*, 91 :654 - 74.
- Gray, W. B. (1987). The Cost of Regulation: Osha, Epa and the Productivity Slowdown. *The American Economic Review*, 77 (5) :998 - 1006.
- Hamamoto, M. (2006). Environmental Regulation and the Productivity of Japanese Manufacturing Industries. *Resource and Energy Economics*, 28 (4) :299 - 312.
- Hansen, B. E. (1999). Threshold Effects in Non - Dynamic Panels: Estimation, Testing, and

- Inference. Journal of Econometrics*, 93(2):345–368.
- Hu, J. L., Sheu, H. J. & Lo, S. F. (2005). Under the Shadow of Asian Brown Clouds: Unbalanced Regional Productivities in China and Environmental Concerns. *The International Journal of Sustainable Development & World Ecology*, 12(4):429–442.
- Hulten, C. R., Bennathan, E. & Srinivasan S. (2006). Infrastructure, Externalities, and Economic Development: A Study of the Indian Manufacturing Industry. *The World Bank Economic Review*, 20(2):291–308.
- Jaffe, A. B., Palme, K. (1997). Environmental Regulation and Innovation: A Panel Data Study. *The Review of Economics and Statistics*, 79(4):610–619.
- Jorge, M. L., Jesús, H. M., Martínez – Martínez, D. & Sancho, M. P. L. (2015). Competitiveness and Environmental Performance in Spanish Small and Medium Enterprises: Is There a Direct Link?. *Journal of Cleaner Production*, 101:26–37.
- Kim, J. I. & Lau, L. J. (1994). The Sources of Economic Growth of the East Asian Newly Industrialized Countries. *Journal of the Japanese and International Economies*, 8(3):235–271.
- Krugman, P. (1994). The Myth of Asia's Miracle. *Foreign Affairs*, 73(6):62–78.
- Lanoie, P., Laurent – Lucchetti, J., Johnstone, N. & Ambec, S. (2011). Environmental Policy, Innovation and Performance: New Insights on the Porter Hypothesis. *Journal of Economics & Management Strategy*, 20(3):803–842.
- Lanoie, P., Patry, M. & Lajeunesse, R. (2008). Environmental Regulation and Productivity: Testing the Porter Hypothesis. *Journal of Productivity Analysis*, 30(2):121–128.
- Levinson, A. (1996). Environmental Regulations and Manufacturers' Location Choices: Evidence from the Census of Manufactures. *Journal of Public Economics*, 62(1):5–29.
- Li, B. & Wu, S. (2017). Effects of Local and Civil Environmental Regulation On Green Total Factor Productivity In China: A Spatial Durbin Econometric Analysis. *Journal of Cleaner Production*, 153:342–353.
- Lowi, T. J. (1972). Four Systems of Policy, Politics, and Choice. *Public Administration Review*, 32(4):298–310.
- Lucas, R. E. (1988). On the Mechanics of Economic Development. *Journal of Monetary Economics*, 22(1):3–42.
- Managi, S. & Kaneko, S. (2006). Economic Growth and the Environment in China: An Empirical Analysis of Productivity. *International Journal of Global Environmental Issues*, 6(1):89–133.
- Mani, M. & Wheeler, D. (1998). In Search of Pollution Havens? Dirty Industry in the World Economy, 1960 to 1995. *The Journal of Environment & Development*, 7(3):215–247.
- Miller, S. M. & Upadhyay, M. P. (2000). The Effects of Openness, Trade Orientation, and Human Capital on Total Factor Productivity. *Journal of Development Economics*, 63(2):399–423.
- Mohr, R. D. (2002). Technical Change, External Economies, and the Porter Hypothesis. *Journal of*

- Environmental Economics and Management*, 43(1):158 – 168.
- Mohtadi, H. (1996). Environment, Growth, and Optimal Policy Design. *Journal of Public Economics*, 63(1):119 – 140.
- Porter, M. E. & Linde, C. (1995). Toward a New Conception of the Environment – Competitiveness Relationship. *The Journal of Economic Perspectives*, 9(4):97 – 118.
- Ramanathan, R. (2005). An Analysis of Energy Consumption and Carbon Dioxide Emissions in Countries of the Middle East and North Africa. *Energy*, 30(15):2831 – 2842.
- Romer, P. M. (1986). Increasing Returns and Long – Run Growth. *Journal of Political Economy*, 94(5):1002 – 1037.
- Romer, P. M. (1990). Endogenous Technological Change. *Journal of Political Economy*, 98:71 – 102.
- Rubashkina, Y., Galeotti, M. & Verdolini, E. (2015). Environmental Regulation and Competitiveness: Empirical Evidence on the Porter Hypothesis from European Manufacturing Sectors. *Energy Policy*, 83:288 – 300.
- Solow, R. M. (1957) Technical Change and the Aggregate Production Function. *The Review of Economics and Statistics*, 39(3):312 – 320.
- Telle, K. & Larsson, J. (2007). Do Environmental Regulations Hamper Productivity Growth? How Accounting for Improvements of Plants' Environmental Performance Can Change the Conclusion. *Ecological Economics*, 61(2):438 – 445.
- van Beveren, I. (2012). Total Factor Productivity Estimation: A Practical Review. *Journal of Economic Surveys*, 26(1):98 – 128.
- Watanabe, M. & Tanaka, K. (2007). Efficiency Analysis of Chinese Industry: A Directional Distance Function Approach. *Energy Policy*, 35(12):6323 – 6331.
- Withagen, C. & Vellinga, N. (2001). Endogenous Growth and Environmental Policy. *Growth and Change*, 32(1):92 – 109.
- Young, A. (1995). The Tyranny of Numbers: Confronting the Statistical Realities of the East Asian Growth Experience. *The Quarterly Journal of Economics*, 110(3):641 – 680.
- Zheng, S., Sun, C., Qi, Y. & Kahn, M. E. (2014). The Evolving Geography of China's Industrial Production: Implications for Pollution Dynamics and Urban Quality of Life. *Journal of Economic Surveys*, 28(4):709 – 724.