

环境规制促进产业升级了吗？

——基于产业技术复杂度的视角

韩晶¹,陈超凡¹,冯科²

(1. 北京师范大学 经济与资源管理研究院,北京 100875;2. 北京大学 经济学院,北京 100871)

[摘要] 中国经济30多年高速增长的背后是生态环境的沉重代价,而健全的环境规制体制是协调经济与环境矛盾的重要举措。在已有的文献中,多数学者以验证“波特假说”为出发点,对环境规制与企业技术创新之间的关系进行了研究,而直接着眼于环境规制影响产业升级的文献甚少。那么,环境规制与产业升级之间能实现双赢吗?从产业技术复杂度的视角出发,通过构建双重差分模型分析环境规制对产业升级的影响,就会发现:(1)当产业发展到一定阶段,适度的环境规制会促进产业升级;虽然中国的环境规制已经对产业升级起到了明显的促进作用,但是环境规制强度与产业技术复杂度交互项系数值较小,说明环境规制促进产业升级的效果还有待提高;(2)就区域差异而言,东部地区环境规制对产业升级的促进作用明显强于中西部地区,这说明东部地区产业发展层次高于中西部地区,环境规制体系也更加健全;(3)不同的环境规制类型对产业升级的作用效果存在较大差异,市场化规制工具相比行政化规制工具能够更大程度地推动产业升级,市场化程度较高的沿海省份更加倾向于使用市场化环境规制工具;(4)产业升级同样也受到外部因素的影响,人力资本丰裕、金融市场发达都将对产业升级起到积极的促进作用,但产业升级对于传统资源、市场接近度的依赖性正在逐渐减弱。对中国而言,上述实证研究结果的政策含义主要有三点:第一,应健全环境规制体系,适度提高环境规制强度,并针对地区及行业实际制定动态的环境规制标准;第二,应注重优化环境规制的调节手段,更多地选择市场化规制工具;第三,应充分发挥人力资本、金融资本等在推动产业升级中的重要作用。

[关键词] 环境规制;生产技术进步;产业技术复杂度;产业升级

[中图分类号] F062.9 **[文献标识码]** A **[文章编号]** 1002-0209(2014)01-0148-13

一、引言

改革开放以来,中国经济发展取得了举世瞩目的成就,以年均9.8%的速度保持了30多年的高速增长,但在工业化和城市化的过程中,中国因高投资、高消耗、高排放的粗放型增长方式使环境和生态付出了沉重的代价。在当今世界污染最严重的20个城市中,中国占据半数席位。如何实现中国经济又好又快发展成为人们关注的焦点。党的

十八大报告特别强调了环境和生态建设,更把“美丽中国”作为生态文明建设的宏伟目标。为了建设“美丽中国”,扭转环境质量恶化的趋势,中国需要进一步健全环境规制体制,以协调好经济发展与环境、生态保护的矛盾,实现国民经济的可持续发展。

而可持续发展是需要产业升级进行支撑的。那么环境规制和产业升级之间能实现“双赢”吗?当前直接研究环境规制与产业升级的文献尚不多见,国内外学者大多关注于分析环境规制对企业技术创新和产业绩效的影响,主要有三种代表性的观

[收稿日期] 2013-09-25

[基金项目] 国家社会科学基金项目“我国制造业应对碳关税的预警机制与系统策略研究”(12CJY037),教育部新世纪优秀人才支持计划“中国工业绿色发展水平测算与绿色转型机制设计”(NCET-13-0052)。

点:第一种观点是“遵循成本说”。该观点认为由于受到环境规制影响,企业需要额外支付一定的污染治理费用,这将使得企业的生产成本增加,企业的创新能力和国际竞争力由此被削弱(Gray,1987)。Jaffe 和 Palmer(1997)认为环境规制会增加企业的治污开支,同时间接提升生产要素价格,因此给企业带来较大成本负担。傅京燕和李丽莎(2010)在环境规制、要素禀赋与产业的国际竞争力实证研究中发现环境规制将对产业竞争力带来负面影响。第二种观点是“创新补偿说”。Potter et al. (1995)认为,合理的环境规制能够刺激出企业的“创新补偿效应”,使得被规制的企业在变动约束的条件下,提升其资源优化配置水平和技术创新及进步的能力。Lanjouw 和 Mody(1996)使用美国、日本和德国的相关数据考察了环境技术创新与环境规制之间关系,实证结果表明,环境规制与技术创新之间具有正相关性。Brunnermeier 和 Cohen(2003)构建以美国 1983—1992 年 146 个制造业数据为基础的面板模型,实证研究环境规制与产业技术创新之间的关系,研究结论是,污染治理成本与技术创新之间呈显著正相关关系。第三种观点认为,环境规制对技术创新和企业(产业)绩效影响具有不确定性。Boyd et al. (1999)考察了美国 1988—1992 年环境规制对纸浆和造纸业生产率的影响,研究表明,环境规制政策的产出增加和产出损失效应并存。Lanoie et al. (2008)以加拿大魁北克地区 17 个制造行业为样本,实证研究环境规制对产业生产率的影响,结果表明,环境规制在长时段内能促进产业生产率的提升,但短期内,这种影响为负。沈能、刘凤朝(2012)认为环境规制对技术创新的促进作用存在地区差异,“波特假说”在较落后的中西部地区难以支持,而在较发达的东部地区则得到了很好的支持。

综上,国内外学者对环境规制与技术创新和产业绩效之间的关系进行了广泛而深入的研究,但是,在研究视角和研究方法上还存在较大的改进空间。从研究视角来看,目前大多数研究关注的是环境规制与技术创新和产业绩效的关系,关于环境规制与产业升级之间关系的研究尚属稀少,本文将直接着眼于环境规制与产业升级之间关系的考察。

以往学者们忽略了不同环境规制工具的特征,没有从市场化规制和行政化规制的角度加以分析,对环境规制分类研究有利于得到更加可信的研究结论。从研究方法来看,现有文献对环境规制与产业发展的研究多采用线性估计法,而双重差分法能将地域特征和产业特征结合起来,是一种更加稳健的区域产业分析方法。此外,本文运用工具变量法有效地控制了变量之间的内生性问题,保证了结果的有效性和可信度。

二、数理推导及研究假说

(一)环境规制影响产业升级的机理分析

从长期来看,一个产业的升级最终依赖于该产业的技术进步,“创新补偿说”认为,环境规制能够改变产业的研发激励,从而影响产业的技术创新和增长速度。产业技术复杂度主要反映了产业生产的专业化水平及其对中间产品的使用程度特别是对技术型资本的密集使用程度。根据斯密的劳动分工理论,如果某一产业的劳动分工越细致,要素市场和中间产品市场的发育越完善,将带来更程度的技术进步和效率提升,也将更大程度地促进产业的优化升级。Hausmann 和 Rodrik(2003)的研究认为,出口企业在生产技术复杂度较高的产品过程中需要建立较为复杂的生产关系,因而只有那些生产效率和产业发展层次较高的国家能够密集生产这类产品。Costinot(2009)认为,技术较为复杂的产品具有专业化分工的优势,技术水平和人力资本水平较高的国家能够在专业化生产该产品上具有比较优势,从而进一步推动产业升级。因此,本文从产业技术复杂度的视角研究产业升级,构建环境规制影响产业升级的数理模型。

借鉴张成等(2011)的研究方法,我们假设,在一个完全竞争的产品市场和要素市场中,厂商进行生产活动,随着生产的扩大,产生的污染也增多。假设企业的收益函数为: $P \cdot A(K_A) f(K_P)$,其中 P 代表产品价格, K_A 、 K_P 分别代表生产中的技术复杂度较高的技术资本投入和资本投入, $A(K_A)$ 代表生产技术复杂水平, $f(K_P)$ 代表既定技术复杂水平之下的产出水平,则厂商的产出函

数可以表示为 $F = A(K_A)f(K_P) = A \cdot f$ ①。由于厂商生产过程中将排放污染,而污染具有负外部性,由此引入环境规制 (ER)。

假设厂商在环境规制的激励下,能够产生“创新补偿效应”,增加研发投入,进行技术创新,从而推动产业升级。我们用 IU 表示产业升级,其由两方面构成,一是产业技术复杂水平(A),二是由于环境规制的影响从而增加的治污投入水平(E),进一步假设产业升级函数是可分离的,则 $IU = IU_A + IU_E$, $IU' = (A, \cdot) > 0$, $IU' = (\cdot, E) > 0$ 。同时,厂商的排污函数为 $W = (F, E)$,它是厂商产出水平(F)和环境规制影响下污染治理投入水平(E)的函数。根据 Forster(1980)、Selden 和 Song(1995)等对污染函数性质的描述, $W' = (F, \cdot) > 0$, $W' = (\cdot, E) < 0$,也就意味着污染排放随着产出的提高而增加,但污染排放将伴随环境规制工具带来的厂商治污投入的增加而减少。我们用 μ ($0 < \mu < 1$) 来表示环境规制的强度系数,那么厂商利润最大化的优化行为是:

$$\text{MAX}\pi = P[A(K_A)f(K_P) - \mu A(K_A)f(K_P)] \quad (1)$$

$$s. t. ER = W[A(K_A)f(K_P), \mu A(K_A)f(K_P)] \quad (2)$$

由此构造拉格朗日函数:

$$L = P[A(K_A)f(K_P) - \mu A(K_A)f(K_P)] + \kappa\{W[A(K_A)f(K_P), \mu A(K_A)f(K_P)] - ER\} \quad (3)$$

进一步,我们可以求出厂商最优化的一阶条件:

$$P(1 - \mu)A'f(K_P) + \kappa A'f(K_P)[W_F + \mu W_E] = 0 \quad (4)$$

$$P(1 - \mu)A(K_A)f'(K_P) + \kappa A(K_A)f'(K_P)[W_F + \mu W_E] = 0 \quad (5)$$

$$-PA(K_A)f(K_P) + \kappa W_E A(K_A)f(K_P) = 0 \quad (6)$$

由此,进一步得到: $P = \kappa W_E$, 将其代入(4)得到:

$$W_E = -W_F (\partial W / \partial E = -\partial W / \partial F) \quad (7)$$

(7)式反映的是在厂商面临一定的环境规制标准时,最优选择是使得生产中边际污染的增加等于

治污投入带来的边际污染的减少。也就是说,当厂商面临较低环境规制时,其排放的污染就较多,而当这种环境规制水平较高时,厂商排放的污染就会减少。进一步分析,由(4)(6)(7)式我们可以推出 $\partial W / \partial K_A > 0$, 同时由于 $P(1 - \mu)A' \cdot f > 0$, 得出 $\kappa < 0$, 代入(6)中得 $\partial W / \partial \mu < 0$, 这说明了厂商在生产过程中,由于环境规制影响,其对治污投入不断增加,污染排放将会不断下降。

接下来,我们从产业技术复杂度的视角考察环境规制对产业升级的影响。根据 $IU(A, \cdot) > 0$, 有 $\frac{\partial IU}{\partial A} > 0$, 可推:

$$\frac{\partial IU}{\partial A} = \frac{\partial IU}{\partial W} * \frac{\partial W}{\partial A} + \frac{\partial IU}{\partial W} * \frac{\partial W}{\partial E} * \frac{\partial E}{\partial A} > 0 \quad (8)$$

由 $\partial W / \partial A = W_{Ff} + W_{E\mu f}$, $W_E = -W_F$, $\partial E / \partial A = \mu f$, 可得:

$$\frac{\partial IU}{\partial A} = \frac{\partial IU}{\partial W} * [(W_{Ff} - W_{E\mu f}) - W_{E\mu f}] > 0 \quad (9)$$

又因为 $IU = IU_E + IU_A$, 得到:

$$\frac{\partial IU}{\partial A} = (\frac{\partial IU_E}{\partial W} + \frac{\partial IU_A}{\partial W}) * [W_{Ff}(1 - 2\mu)] > 0 \quad (10)$$

μ 随着环境规制强度的提升而不断增大,根据(10)可推出,当 $0 < \mu < 0.5$ 区间时, $\partial IU_E / \partial IU < 0$, $\partial IU_A / \partial W > 0$ ②, 企业面临的环境规制水平较低,随着环境规制的提高,企业的排污量将会下降,但此时的技术复杂水平也会同时下降,一定程度上不利于产业升级;当 $\mu > 0.5$ 并趋向于 1 时, $[W_{Ff}(1 - 2\mu)] < 0$ 且 $\partial IU_E / \partial W \rightarrow 0$, 得 $\partial IU_A / \partial W < 0$, 此时产业技术复杂度的提升与污染物排放呈负相关,这意味着当产业发展到一定高度,环境规制强度很高,企业的排污量会进一步减少,产业层次将会随着产业中技术复杂水平提高而进一步上升,产业发展将实现优化升级。

(二) 本文的研究假说

根据上述环境规制影响产业升级的机理分析,随着产业的不断发展,环境规制处于一个较低水平

① 在此我们假设以技术复杂度衡量的生产中的技术水平是希克斯中性的。

② $1 - 2\mu > 0, W_F > 0, \partial W / \partial E < 0, \partial IU_E > \partial E > 0$, 所以有 $\partial IU_E / \partial W < 0, \partial IU_A / \partial W > 0$ 。

时,可能会额外增加产业“治污成本”的开支,挤占一部分的产业研发投入,从而对技术创新和产业升级产生不利影响。但从一个动态长期发展的环境规制水平考虑,随着环境规制体系的健全和完善,环境规制强度达到一个较高标准时,“创新补偿”效应将会占主导地位,能够有效抵消“遵循成本”带来的负面影响^①,因此能够更大程度地刺激产业的技术进步从而推动产业优化升级。由此,提出本文的核心假说:

假说一:当产业发展到一定阶段,在那些环境规制强度较高的地区,技术创新和复杂程度更高的产业将会获得更多的发展,即高环境规制将推动产业升级。

环境规制按照其传导机制可分为行政化工具和市场化工具。行政化规制工具多是以行政法规和制度要求,对环境污染行为和排放标准等进行直接规制,或通过行政手段和命令要求,分配环境资源的一种指令机制。市场化规制工具是借助于市场的力量,通过税费形式或排放许可证交易等经济工具,将企业外部费用内部化,以市场机制分配环境资源的一种经济手段。我们认为,市场化规制工具相比行政化工具能够更大程度地节约成本^②,激励企业的技术创新,因而对于引导产业绿色发展和结构转型,促进产业升级具有更大的推动作用。基于以上分析,提出假说:

假说二:不同的环境规制工具将对产业升级产生不同的效果。

一些外部因素也会对产业升级带来较为明显的影响。第一,资源禀赋。根据经典的比较优势理论,在某种资源禀赋较高的地区,密集使用该种资源的产业会获得更快的发展,促进该类型产业相对份额的上升,进而形成该种产业的比较优势。第二,金融市场。Rajan和Zingales(1998)的研究表明,金融市场的发展促进了一国会计核算和信息披露制度的完善,能够降低企业外部和内部融资的成本差,因而能够更好地促进依赖外部融资型产业的发展。第三,区域位置。中国改革开放以来的实践

证明,沿海省份在吸引外资和对外贸易中都具有独特优势,从而促进地区外向型产业的成长。基于以上分析,提出假说:

假说三:资源禀赋丰裕、金融市场发达、国外市场接近度高的地区更有利于产业升级。

三、模型构建、变量选取与数据说明

(一)实证模型

“双重差分模型”(difference-in-difference)又称为“倍差法”,我们假设对于每一个观测值*i*而言,因变量*y*可以表示成一个随时间*t*和观测组*s*而变化的方程,引入交互效应,可建立基本的双重差分模型如(11)。其中, D_s 和 D_t 分别表示由虚拟变量控制的截面和时间的固定效应, $D_s D_t$ 为交互效应, X_{ist} 为控制变量集。

$$y_{ist} = \gamma D_s + \lambda D_t + \delta (D_s D_t) + \varphi X_{ist} + \epsilon_{ist} \quad (11)$$

近年来,由“双重差分模型”改进而来的“固定效应模型”被广泛用来分析区域特征和产业特征的交互作用。Rajan和Zingales(1998)最早使用此模型分析跨国金融发展与产业增长的关系,其核心思想在于借助模型分析产业特征和区域特征的交互项,其中以各国金融发展水平反映国家特征,以各产业对外部融资的依赖度反映产业特征,他们认为依靠外部融资的产业在金融市场发达的国家能够获得相对较快的发展,假如上述的论断成立,那么交互项的系数为正,这个分析框架与本文的研究思路契合,本文对产业升级的研究是将地域特征与产业特征结合起来进行分析,具体来说是一般的线性估计无法实现的,基于此,本文构建的双重差分模型如下:

$$Stru_{ij} = \alpha_i + \varphi_j + \beta ER_i_SPE_j + \xi Control_{ij} + \epsilon_{ij} \quad (12)$$

其中, α_i 、 φ_j 分别代表省级区域(省份)和产业的固定效应, $Stru_{ij}$ 代表*i*省区*j*产业在该省工业总产值中所占的比重, $Control_{ij}$ 代表一系列控制变

① 事实上,从Poter(1995)、Lanoie et al.(2008)以及众多学者的研究中我们可以推断环境规制与产业升级之间在时间维度上存在“U”型关系,而我们关注的重点在当产业发展至一定高度,高环境规制强度对产业升级的正向影响,即越过了“U”型拐点之后环境规制对产业升级的促进作用。

② Tietenberg(2001)将行政化环境规制工具的成本有效性与市场化环境规制工具作对比,发现为达到相同的环境质量标准,行政化环境规制工具所消耗的成本是市场化环境规制工具的几十倍。

量, ϵ_{ij} 为随机扰动项。核心变量为交互项 $ER_i _ SPE_j$, 其中 ER_i 代表 i 省份环境规制水平, SPE_j 代表 j 产业的技术复杂程度。所有变量的取值均是 1995—2007 年的平均值。核心变量(交互项)的系数值 β 是我们关注的焦点, 回归方程的意义在于环境规制强度 ER_i 与产业技术复杂度 SPE_j 的交互作用会影响产业的份额, 如果 β 显著为正, 则说明环境规制越严厉, 那些技术复杂程度越高的产业的相对份额将上升的越多, 其他条件不变的前提下, 意味着环境规制能有效促进产业的优化升级。

(二) 变量的度量

(1) 环境规制强度 (ER)。环境规制强度指标分为市场化和行政化两方面, 不同环境规制工具对产业升级的作用机制和效果存在较大差异, 因此本文分开来衡量。

① 行政化指标 (ERP): (工业污染治理本年度完成投资合计/工业总产值) * 1000。行政化环境规制工具多是以命令控制型为主, 如政府制定的环境影响评价制度、设定排放标准、技术规定等, 多数指标难以量化考察, 因此本文从各省份工业污染治理投资的角度来衡量行政化环境规制。

② 市场化指标 (ERM): 排污费。根据马士国 (2009) 的研究, 排污费是一种重要的市场化环境规制工具。它根据排污量来征收税费, 能够通过市场信号来影响排污者的行为决策, 而不是通过制定明确的污染控制水平或方法来规范排污者的行为 (Hockenstein et al., 1997)。因此这是一个很好地衡量市场化环境规制的工具。

(2) 产业的技术复杂程度 (SPE)。根据 Berkowitz et al. (2006) 等文献的普遍做法, 我们认为采用各产业对中间产品的使用情况来衡量产业技术复杂度较为合理, 即如果某一产业的劳动分工越细致, 将带来更大程度的技术进步和效率提升, 也将更大程度地促进该产业的优化升级。但这种衡量方法也有一定的不足, 因为仅仅使用各中间产品占总中间产品的比例并不能很好地刻画出其使用的中间产品的种类特征, 即如果某产业使用中间产品的数量很多, 但只集中于某一两种中间产品, 依然不能说明该产业技术复杂程度高。参照安苑和王珺 (2012) 和其他众多文献的方法, 我们最终采用中间产品的赫芬达尔指数来构建产业技术复杂度指标。赫芬达尔—赫希曼指数, 简称赫芬达尔指

数 (HHI), 是一种测量产业集中度的综合指数, 因此能够较好地刻画出一个产业集中使用中间产品的程度, 本文构建的 HHI 指数如下:

$$HHI = \sum_{j=1}^N (X_j/X)^2 = S_j^2 \quad (13)$$

其中 HHI 表示中间产品的赫芬达尔指数, (X_j/X) 表示 j 产业中间产品的使用占总中间产品使用的比值, $\sum_j S_j^2$ 表示平方和加权。同时, 我们采用 $(1-HHI)$ 表示某种产业使用中间产品的多样性, 用 SPE 表示。基于此, 我们对于产业技术复杂程度的估算方法是: 通过中国投入产出表细分的二位数各产业使用中间产品的情况, 计算出 SPE 指数。

(3) 控制变量。根据研究假说 3 及“双重差分法”在分析产业升级时的一般做法 (Costinot, 2009; 盛丹、王永进, 2010), 我们选取的控制变量 $Control_{ij}$ 主要有:

① 区域人力资本禀赋与产业中人力资本使用密集度交互项 ($HR_i _ IE_j$), 区域特征用平均受教育年限对人力资本的禀赋来衡量, 计算方式为: (小学受教育人数 * 6 + 初中受教育人数 * 9 + 高中受教育人数 * 12 + 大学受教育人数 * 16) / 总受教育人数; 产业特征用全产业从业人员中, 科技人员所占比重来衡量。② 区域自然资源禀赋与产业自然资源使用密集度交互项 ($ZR_i _ NI_j$), 区域特征采用各地区采矿业年末总产值占 GDP 的比重来衡量; 产业特征采用各产业使用采矿业中间投入占总增加值比重来衡量。③ 区域金融发展水平与产业对外部融资的依赖度的交互项 ($JR_i _ FN_j$), 区域特征以区域存贷总量占 GDP 的比重来衡量; 根据 Rajan 和 Zingales (1998) 的计算方法, 产业特征以长期负债与固定资产原价之比表示。④ 区域国外市场接近度与产业外国直接投资水平交互项 ($MAR_i _ FOR_j$)。采用黄玖立和黄俊立 (2008) 的方法, 区域特征用各地区省会城市到海岸线距离的倒数来表示; 产业外商直接投资水平以外商投资 (含港澳台商投资) 工业增加值率表示。

(三) 数据来源

最新的《中国投入产出表》为 2007 年版, 鉴于环境统计数据及产业数据的完整性和连续性, 我们将研究时期定为 1995—2007 年, 所有变量的取值均是 1995—2007 年的平均值, 个别变量或个别年份有数据缺失的, 按平均增长率进行推算并取平均

值。实证研究数据来自各期《中国统计年鉴》、《中国环境统计年鉴》、中国各省区市统计年鉴、中国投入产出表、中经网数据库数据。各省会城市到海岸线距离从 Google 地图上读取。区域数据中,鉴于统计数据的完整性,排除西藏,同时将重庆并入四川一起计算,中国大陆地区共 29 个省级单位;产业数据考虑到统计口径的一致性及部分产业数据的残缺性,我们对产业数据进行整合和剔除,以投入产出表产业分类为基本标准,最终选择出两位数产业部门共 23 个。

四、实证分析

(一)初步回归结果

从表 1 中的初步回归结果我们可以看出,核心变量,即环境规制强度与产业技术复杂度的交互项系数值表现得较为稳定和一致。在表 1 的(1)、(4)

中,控制了省份和产业固定效应之后,两个环境规制指标与产业技术复杂度的交互项系数均为正,且高度显著,表明产业技术复杂度越高,其份额受到环境规制的正面影响越大,验证了核心假说 1,即当产业发展至一定阶段,环境规制水平达到一定高度之后,其倾向于促进产业升级。但系数值较小,说明就中国整体来看,产业层次和环境规制虽然已经发展到一定高度,环境规制已经对产业升级起到了促进作用,但是由于产业层次和环境规制总体水平仍然偏低,因此,环境规制促进产业升级的效果还有待提高。为了进一步验证假说 1,我们进行了区域比较,从表 1 看出,东部地区环境规制对产业升级的促进作用明显强于中西部地区,这说明东部地区产业发展层次强于中西部地区,环境规制体系也更加健全,因此环境规制促进产业升级的效果相比于中西部地区更加明显,这进一步验证了假说 1。

表 1 初步回归结果

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
<i>SEP_ERp</i>	0.0004*** (9.4462)	0.0005*** (9.4860)	0.0009*** (12.4642)			
<i>SEP_ERm</i>				0.0004*** (20.3100)	0.0003*** (12.6141)	0.0005*** (10.8733)
<i>HR_IE</i>		0.0701*** (18.3520)	0.0683*** (18.2301)		0.0540*** (15.1443)	0.0562*** (15.1007)
<i>ZR_NI</i>		1.7862** (2.6985)	0.9078* (1.8402)		0.2481 (0.5384)	0.2322 (0.4962)
<i>JR_FN</i>			0.0020*** (4.9733)			0.0002** (2.1462)
<i>MAR_FOR</i>			-0.0165 (-0.8350)			-0.0264 (-1.4657)
东部地区	0.0792*** (3.3977)	0.0163*** (3.2735)	0.0047*** (3.0542)	0.0371*** (2.9761)	0.0262** (2.6272)	0.0301* (1.9762)
中西部地区	0.0068** (2.3973)	0.0030** (2.0909)	0.0095** (2.0383)	0.0044** (2.7333)	0.0038** (2.4125)	0.0025** (2.6360)
省份固定	是	是	是	是	是	是
产业固定	是	是	是	是	是	是
调整后 R^2	0.4613	0.4682	0.4880	0.4527	0.4670	0.4693
观测值	667	667	667	667	667	667

注:①回归由 STATA12.0 估计得出。*、**、*** 分别代表在 10%、5%、1% 条件下统计显著,括号中为 T 值。②限于篇幅,东部地区和中西部地区只对应各方程列出核心变量(*SPE_ERp*、*SPE_ERm*)的系数值。③以下各表的基本统计值解释同表 1。

进一步,我们比较两类环境规制指标对产业升级的影响。从经验研究的结果来看,两个指标与产业技术复杂度的交互项系数都较小,特别是市场化规制工具发挥的作用还远不够。为了便于比较,我们采用改进的标准差无量纲化法^①对两类环境规制指标进行处理,见图1。可以看出,就整体而言,中国环境规制依然以行政投入力量为主,对市场化工具——排污费等的使用不尽完善。比较而言,市场化程度和产业发展层次较高的沿海省份更加倾向于使用市场化规制工具,但在广大的中西部地区,环境规制依然以行政化工具为主。这也佐证了假说1,说明东部地区环境规制体系相比于中西部

地区更加完善,因此环境规制推动产业升级的效应更加明显。

根据研究假说2,相比于行政化环境规制工具,市场化环境规制工具更能够促进企业的技术创新和技术进步,对于促进产业升级具有更大的潜力。以无量纲化指标为基础,我们单独进行了两类规制工具对产业升级的脉冲响应分析^②,见图2,结果显示,两类规制工具对产业升级均具有一定程度的正向冲击,但市场化规制工具对产业升级冲击的作用明显强于行政化工具,并在长期内呈现递增趋势。

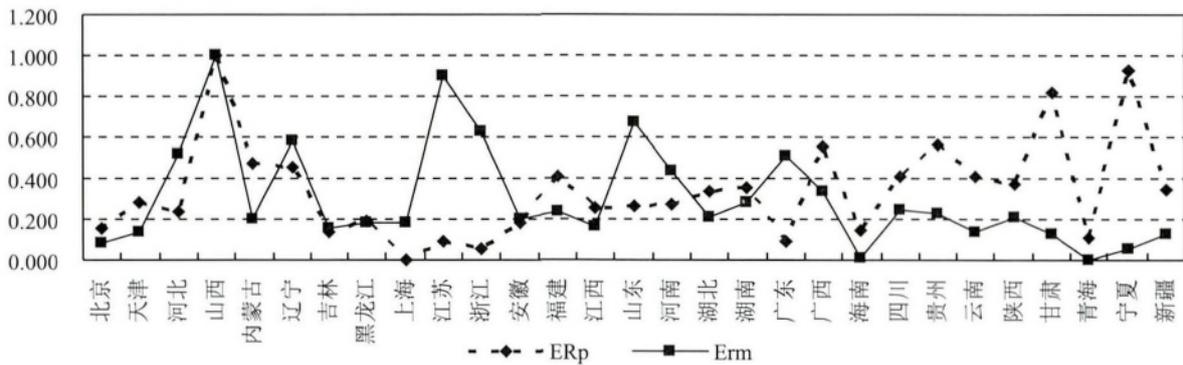


图1 各省份两类型环境规制工具使用情况

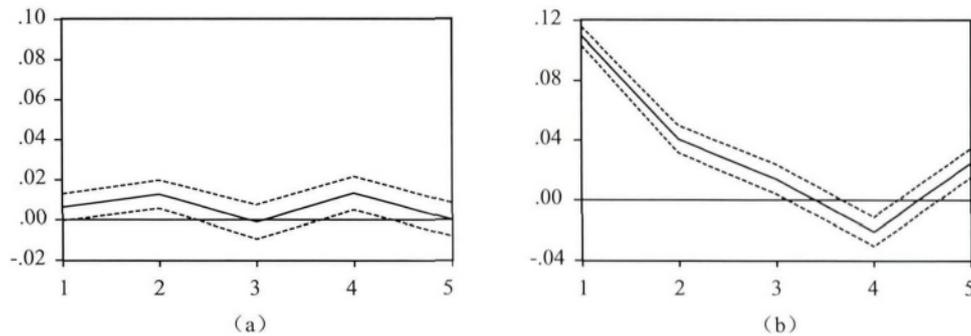


图2 行政化、市场化环境规制对产业升级的脉冲响应函数图

注:图2中(a)(b)分别为行政化环境规制工具、市场化环境规制工具对产业升级的脉冲图

① 改进的标准差无量纲化法 $\gamma'_{i,t,n} = (\gamma_{i,t,n} - \gamma_{n,\min}) / (\gamma_{n,\max} - \gamma_{n,\min})$, $\gamma'_{i,t,n}$ 为第 i 个省份,第 t 年,第 n 个规制指标标准化处理后的值。

② 脉冲响应函数基于 VAR 模型框架下得出,限于篇幅具体步骤未列出,感兴趣者可以向作者索要。

为了验证假说 3,我们加入各省份资源禀赋与产业特征的交互项,考察不同区域的资源禀赋对不同特征产业份额的影响,如表 1 中(2)(5)所示,人力资本丰裕的地区,在密集使用高素质劳动力的产业上具有比较优势,能够更好地促进产业的技术研发和创新,带动产业升级。自然资源禀赋与自然资源使用密集度交互项系数为正,但并不完全显著,在一定程度上说明产业发展对于资源的依赖度减轻。我们在此基础上,加入其他控制变量,如表 1 中(3)(6)所示,核心变量的系数仍然正向显著。同时,我们发现金融深化度与外部融资依赖度交互项系数显著为正,印证了 Rajan 和 Zingales(1998)的研究结论,金融市场发达对于产业升级具有明显的促进作用。市场接近度与外商投资交互项系数不显著且为负,表明外商投资对于产业升级的影响不明显,这与中国引进的外资大多是劳动密集型、资本密集型而缺乏技术密集型等高、精、深的项目有关,而这些转移项目的引入并不能很好地提升产业发展的水平和层次。综上,假说 3 中人力资本丰裕、金融市场发达能够对产业升级起到积极促进作用

的论断得到验证,而由于产业升级对于传统资源、市场接近度的依赖性正在逐渐减弱,因此经验研究不支持假说 3 中自然资源禀赋与市场接近度对产业升级具有积极推动效应的论断。

(二)稳健性检验

在变量选择过程中,对于环境规制强度的衡量我们采取了两类指标,分别是行政化指标和市场化指标。在表 1 的基本回归中,从两类指标的回归结果看,核心变量的系数值均是高度正向显著的,且系数值大小也较为接近,各方程加入控制变量后虽然核心变量的 T 值有所下降,但仍在 1%条件下显著,各控制变量的显著性和系数符号也基本一致,这说明回归是稳健的并有意义的。

那么,前文的结论基于用 *SPE* 指数来衡量产业技术复杂度是否具有特殊性呢?为此,考虑到中国产业技术水平的实际情况,我们用产业对技术资本的密集使用程度(*TEC*)表示产业技术复杂度,使用各产业的研发投入占总增加值的比重来衡量这一指标,结果见表 2。

表 2 稳健性检验

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
<i>TEC_ERp</i>	0.0016*** (10.8100)	0.0014*** (2.8762)	0.0012*** (3.8990)			
<i>TEC_Erm</i>				0.0015*** (24.9611)	0.0036*** (11.1212)	0.0018*** (10.8480)
<i>HR_IE</i>		0.0803*** (16.6401)	0.0781*** (16.5771)		0.0240*** (4.4855)	0.0211*** (3.8991)
<i>ZR_NI</i>		0.0455 (0.4612)	0.6767* (1.9712)		1.0673** (2.1600)	1.0790** (2.6623)
<i>JR_FN</i>			0.0028*** (5.2857)			0.0019*** (4.0501)
<i>MAR_FOR</i>			0.0194 (0.9890)			0.0233 (1.2800)
东部地区	1.0213** (2.7793)	0.5440** (2.6796)	0.4536** (2.7880)	0.0373*** (2.9763)	0.0260** (2.6278)	0.0306* (1.9760)
中西部地区	0.0722** (2.4315)	0.0038** (2.0413)	0.0154** (2.3555)	0.0578** (2.7641)	0.0113** (2.3825)	0.0052** (2.1700)
省份固定	是	是	是	是	是	是
产业固定	是	是	是	是	是	是
调整后 R^2	0.4490	0.4538	0.4863	0.4317	0.4500	0.4641
观测值	667	667	667	667	667	667

稳健性检验的结果是令人满意的,我们不仅看到核心变量环境规制强度与产业技术复杂度的交互项系数显著为正,同时系数值大小也与表1中估计的接近,控制变量的系数符号及显著性、 R^2 值也基本符合预期。就区域差异而言,不论在哪个方程中,核心变量的系数值均是东部显著高于中西部,进一步支持核心假说,在环境规制强度较高的地区,技术创新和复杂程度更高的产业将会获得更多的发展。值得关注的是,市场接近度与外商直接投资的交互项系数在表2中虽不显著,但符号由负变正,这主要与以 TEC 来衡量产业技术复杂度有关, TEC 侧重反映的是产业对技术和智力要素的依赖程度,而市场接近度越高的地区在吸引外商投资中更能获得“技术外溢”效应,但这种影响仍不显著,同样反映出中国目前吸引外资项目的水平和层次有待提升。因此无论是对核心变量的检验结果还是对控制变量的回归结果都说明回归是真实而稳健的。

(三)内生性问题及其处理

根据前文的研究结论,环境规制强度将会影响产业升级,那么不同区域的产业发展是否也会影响环境规制的水平和强度呢?中国东、中、西部之间产业发展现状具有显著差异,东部地区以发展新兴服务业、高新技术产业为主要趋势,中西部地区依然主要依靠传统产业的发展来推动地区经济。由

于产业发展程度不同,对环境带来的污染程度自然不同,因此,不同地区的排污标准和环境规制就具有显著差异。

同时,在产业增长和产业升级过程中,各地区随着产业内技术溢出的增强和专业化程度的不断提高,势必影响环境规制的标准和强度。基于此,我们认为环境规制强度和产业优化升级之间具有一定的内生性。当环境规制指标分别为 ERp 、 ERm 时, Hausman 检验统计量为 16.29 和 9.39,相伴概率 p 分别为 0.009 及 0.09,即证明环境规制是内生的^①。内生性存在会导致 OLS 估计结果可能是有偏和不一致的,通常我们需要选择一个合适的工具变量,工具变量通常要与内生性变量具有较强的相关性,又要与残差项不相关。根据国内外众多学者的做法(Charles et al., 1998),能源指标通常用来作为环境规制的工具变量,因此本文参照傅京燕和李丽莎(2010)的做法,使用已对各种能源指标进行综合的标准煤^②作为环境规制的工具变量,同时选用解释变量滞后项作为当期自身的工具变量。

接下来我们采用两阶段最小二乘法(TSLS)和广义矩估计法(GMM)分别对表1和表2中的方程(3)(6)进行重新估计,估计结果见表3、表4的方程(1)–(4)。

表3 两阶段最小二乘估计结果

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
SEP_ERp	0.0038*** (6.4523)				0.4223*** (3.4920)	
SEP_ERm		0.0031*** (3.9215)				0.6384*** (3.5112)
TEC_ERp			0.0029*** (5.7710)			
TEC_ERm				0.0020*** (3.7001)		

① Hausman 内生性检验表明在 1%、10% 条件下,可以拒绝 ERp 、 ERm 的外生性,即证明环境规制变量存在内生性。国外文献对工具变量的选择是: Cole et al. (2005) 使用两类工具变量,分别是 Ederington et al. (2005) 计算的国家减污成本指数的加权值、Hettige et al. (1992) 对各行业污染物密度估计和各州各行业的增加值。

② 本文使用的标准煤指数是将各种能源指标进行综合折算而成,限于篇幅未具体列出计算过程。

续表

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
<i>HR_IE</i>	0.0552*** (13.1921)	0.0423*** (5.1322)	0.1117*** (11.3872)	0.4392* (1.9822)	0.5180** (2.5115)	0.9003** (2.7291)
<i>ZR_NI</i>	0.9030* (1.8322)	0.9582* (1.9191)	0.2073 (0.3511)	0.5501 (0.9827)	2.0673 (0.1313)	2.5942 (0.4556)
<i>JR_FN</i>	0.0078** (2.2220)	0.0023** (2.3220)	0.0054*** (2.8660)	0.0096*** (3.8630)	0.0233*** (4.9155)	0.1156*** (6.1911)
<i>MAR_FOR</i>	-0.0587 (-1.5711)	-0.0936** (-2.4918)	0.0180 (0.7813)	0.0213 (0.2918)	-1.1979 (-0.9122)	-0.0096 (-0.4201)
东部地区	0.1877** (2.5835)	0.0613** (2.2700)	0.5477** (2.1561)	0.3400** (2.4830)	0.4805*** (3.1650)	0.2974*** (3.7455)
中西部地区	0.0256*** (2.8923)	0.0278*** (2.8491)	0.0162** (2.1780)	0.0203** (2.1776)	0.0121** (2.0310)	0.0199* (1.9128)
过度识别 Sargan 检验	0.4864	0.4231	0.3877	0.4340	0.4554	0.3111
省份固定效应	是	是	是	是	是	是
产业固定效应	是	是	是	是	是	是
第一阶段 F	38.3123	35.4833	48.3276	45.1232	33.7410	31.6430
第一阶段偏 R^2	0.2022	0.1983	0.2531	0.2323	0.1888	0.1806
第二阶段 R^2	0.5522	0.5855	0.5024	0.5111	0.5900	0.5935
观测值	667	667	667	667	667	667

注：为检验工具变量与内生变量是否相关，列出第一阶段 F 和偏 R^2 ；Sargan 检验是检验工具变量是否有效，是否存在过度识别问题。

表 4 GMM 估计结果

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
<i>SEP_ERp</i>	0.0008*** (7.7007)				0.4764*** (3.8318)	
<i>SEP_ERm</i>		0.0018*** (3.2200)				0.6733*** (3.5608)
<i>TEC_ERp</i>			0.0116*** (5.1412)			
<i>TEC_ERm</i>				0.0294*** (2.6800)		
<i>HR_IE</i>	0.0555*** (5.9612)	0.0423*** (4.4577)	0.1117*** (7.5633)	0.4392* (2.0110)	0.8550** (2.3230)	0.9451** (2.6355)
<i>ZR_NI</i>	0.9022** (2.4732)	0.9584** (2.5503)	0.2077 (0.5118)	0.5501 (0.4513)	2.0670 (0.8163)	2.6282 (1.2332)
<i>JR_FN</i>	0.0007** (2.5115)	0.0033*** (3.0118)	0.0006*** (3.2377)	0.0009*** (3.9018)	0.0221*** (5.9590)	0.1526*** (3.9322)
<i>MAR_FOR</i>	-0.0585 (-0.5100)	-0.0934** (-2.5466)	0.1762 (1.6610)	0.0210 (0.6300)	-1.2975 (-0.8615)	-0.0456 (-0.1756)
东部地区	0.2733** (2.6022)	0.0781** (2.5021)	0.4776** (2.2590)	0.3390** (2.6492)	0.6646** (2.2890)	0.3072** (2.3019)

续表

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
中西部地区	0.0250*** (2.8373)	0.0353*** (2.8176)	0.0177** (2.4413)	0.0156** (2.1770)	0.0204** (2.4611)	0.0679*** (3.1876)
过度识别 Sargan 检验	0.4763	0.5345	0.3989	0.4830	0.3206	0.4111
省份固定效应	是	是	是	是	是	是
产业固定效应	是	是	是	是	是	是
调整后的 R ²	0.5882	0.6010	0.5667	0.5873	0.6090	0.6283
观测值	667	667	667	667	667	667

注:GMM估计在大样本条件下是渐进有效的。

在表3中,第一阶段的F值均大于10,根据Staiger et al. (1997)的研究,在最小二乘估计中,第一阶段的F值大于10,且偏R²均达到0.1以上,证明了选取的工具变量和内生变量之间具有较强的相关性。表3、表4中Sargan检验的值平均都在0.30以上,说明不存在过度识别问题,工具变量集的选择是较为合理的。从核心变量来看,环境规制强度与产业技术复杂度的交互项系数仍保持高度正向显著,东部地区核心变量系数值仍显著高于中西部地区。且就模型整体而言,在最小二乘法法和GMM法估计下,交互项系数值有了不同程度的提升,这表明,由于环境规制指标存在内生性,在初步回归中低估了环境规制对产业升级的作用,但对内生问题的处理并不影响本文的基本结论。

我们再来看其他控制变量在内生性问题处理之后的变化:不论是最小二乘估计还是GMM估计,(HR_IE)、(JR_FN)交互项的系数、显著性与OLS估计的较为一致,因此支持表1中我们对假说3的分析,进一步说明人力资本丰裕、金融发展水平高是推动地区产业升级的有利因素。值得注意的是(ZR_NI)系数的显著性有所提高,但依赖资源提升产业层次的效果并不十分明显。(MAR_FOR)系数整体来说依然是不显著的,说明外资的进入并没能有效促进沿海地区的产业升级。两阶段最小二乘法法和GMM估计法在一定程度上处理了内生性问题,但得出的回归结果基本与前文一

致,这说明此前的判断是可信的,回归方程也是有效稳健的。

(四)基于区位商考察各产业在全国的相对份额

此前的研究中,我们的产业升级标准是以省份为单位得出的绝对份额,为了进一步分析环境规制是否会影响到各省份各产业在全国分工中的地位,我们采用以总产值度量的区位商 $Stru(qw)_{ij} = (y_{ij}/y_i)/(y_j/y)$ ^①来衡量某产业在全国的相对份额。限于篇幅,文中只列出了以(SPE)度量产业技术复杂度的TOLS、GMM回归结果^②,见表3、表4方程(5)、(6)。结果表明,核心变量系数仍然显著为正,且系数值变大,表明环境规制强度,不仅会影响某地区内部的产业绝对份额,且会在更大程度上改变产业在全国分工中的地位,影响其在全国的相对份额。

五、主要结论及政策建议

本文从产业技术复杂度的视角出发,通过构建“双重差分模型”,根据1995—2007年中国区域及产业数据分析了环境规制对产业升级的影响。研究认为当产业发展到一定阶段,较高的环境规制水平会激发企业的创新热情,优化产业内部的资源配置效率,提升产业层次。虽然中国的环境规制已经对产业升级起到了明显的促进作用,但是环境规制强度与产业技术复杂度交互项系数值较小,说明就

① y_{ij} 表示区域*i*中*j*产业总产值, y_i 表示省级区域*i*所有产业总产值, y_j 代表产业*j*的全国总产值, y 为全国所有产业的总产值。

② 本文还进行了以TEC度量产业技术复杂度的区位商回归,结果支持基本结论,限于篇幅未列出。同时本文还以增加值、投资额来度量区位商,不论是哪种方式,核心变量都是高度显著的。

中国整体来看,产业层次和环境规制虽然已经发展到一定高度,但是由于产业层次和环境规制总体水平仍然偏低,因此,环境规制促进产业升级的效果还有待提高。就区域差异而言,东部地区环境规制对产业升级的促进作用明显强于中西部地区,这说明东部地区产业发展层次高于中西部地区,环境规制体系也更加健全,因此环境规制促进产业升级的效果相比于中西部地区更加明显。而不同的环境规制类型对产业升级的作用效果存在较大差异,实证分析表明,市场化规制工具相比行政化规制工具能够更大程度地推动产业升级,市场化程度较高的沿海省份更加倾向于使用市场化环境规制工具。产业升级同样也受到外部因素的影响,人力资本丰裕、金融市场发达都将对产业升级起到积极的促进作用,而随着产业的发展,产业升级对于传统资源、市场接近度的依赖性正在逐渐减弱。

为了进一步发挥环境规制对产业升级的积极作用,我们认为以下方面需要重点关注:首先,进一

步健全和完善环境规制体系。一方面,我们应进一步提高环境规制强度,刺激整个行业在治污技术和生产技术中实现创新,从而在高治污水平之上实现治污减排和经济效益的双赢,并依靠技术的提升增强产业竞争力,有效推动产业转型和结构优化。另一方面,还应针对不同地区、不同行业发展的实际,制定差异化的、合理的、动态的环境规制标准,避免限定在某一固定的静态标准,发挥环境规制对产业升级持续的刺激作用。其次,政府应注重优化环境规制的调节手段,在行政化环境规制工具和市场化环境规制工具的选择过程中,未来应更多使用市场化规制工具,如排污费(税)、可交易排污许可等,让市场这只看不见的手在环境保护和产业升级中发挥更多的积极作用。最后,还应充分发挥人力资本和金融资本在推动产业升级中的重要作用,并在吸引外资中更多偏重高科技、绿色产业的引入,以更好地促进中国产业升级。

[参考文献]

安苑、王珺,2012:《财政行为波动影响产业结构升级了吗?——基于产业技术复杂度的考察》,《管理世界》第9期。

傅京燕、李丽莎,2010:《环境规制、要素禀赋与产业国际竞争力的实证研究——基于中国制造业面板数据》,《管理世界》第10期。

黄玖立、黄俊立,2008:《市场规模与中国省区的产业增长》,《经济学》(季刊)第4期。

马士国,2009:《基于市场的环境规制工具研究述评》,《经济社会体制比较》第2期。

张成、陆旸、郭路、于同申,2011:《环境规制强度和生产技术进步》,《经济研究》第2期。

沈能、刘凤朝,2012:《高强度的环境规制真能促进技术创新吗?——基于“波特假说”的再检验》,《中国软科学》第4期。

盛丹、王永进,2011:《市场化、技术复杂度与中国省区的产业增长》,《世界经济》第6期。

Brunnermeier, S. B. and M. A. Cohen, 2003, "Determinants of Environmental Innovation in US Manufacturing Industries", *Journal of Environmental Economics and Management*, 45: 278-293.

Boyd, G. A. and J. D. Mc Cell, 1999, "The Impact of Environmental Constraints on Productivity Improvement in Integrated Paper Plants", *Journal of Environmental Eco-*

nomics and Management, 38: 121-142.

Costinot, A., 2009, "On the Origins of Comparative Advantage", *Journal of International Economics*, 7: 255-264.

Cole, M. A., R. J. R. Elliott, Kenichi, Shimamoto., 2005, "Why the Grass is not always Greener: the Competing Effects of Environmental Regulations and Factor Intensities on US Specialization", *Ecological Economics*, 54: 95-109.

Berkowitz, D., J. Moenius and K. Pisstor, 2006, "Trade, Law and Product Complexity", *Review of Economics and Statistics*, 88: 363-373.

Ederington, J., A. Levinson and J. Minter, 2005, "Footloose and Pollution Free", *Review of Economics and Statistics*, 87: 92-99.

Forster, B. A., 1980, "Optimal Energy Use in a Polluted Environment", *Journal of Environmental Economics and Management*, 7: 321-333.

Gray, W. B., 1987, "The Cost of Regulation: OSHA, EPA and the Productivity Slowdown", *American Economic Review*, 77: 998-1006.

Hausmann, R. and D. Rodrik., 2003, "Economic Development as Self-discovery", *Journal of Development Economics*, 72: 603-633.

Hettige, H., R. Lucas, and D. Wheeler, 1992, "The

Toxic Intensity of Industrial Production”, *American Economic Review*, 82:478—481.

Hockenstein, J. B., et al., 1997, “Crafting the Next Generation of Market-based Environmental Tools,” *Environment: Science and Policy for Sustainable Development*, 39:12—33.

Jaffe, A. and K. Palmer, 1997, “Environmental Regulation and Innovation: A Panel Data Study”, *Review of Economics and Statistics*, 79:610—619.

Kolstad, C. D. and Y. Xing, 1998, “Do Lax Environmental Regulations Attract Foreign Investment”, *Working Paper* 28—98, Department of Economics, UCSB.

Lanjouw, J. O. and A. Mody, 1996, “Innovation and the International Diffusion of Environmentally Responsive Technology”, *Research Policy*, 25:549—571.

Lanoie, P., M. Patry, and R. Lajeunesse, 2008, “Environmental Regulation and Productivity: Testing the Porter Hypoth-

esis”, *Journal of Productivity Analysis*, 30:121—128.

Porter, M. E. and C. Van Der Linde, 1995, “Toward a New Conception of the Environment-Competitiveness Relationship”, *Journal of Economic Perspectives*, 9(4): 97—118.

Rajan, R. and L. Zingales, 1998, “Financial Dependence and Growth”, *American Economic Review*, 88:387—432.

Selden, T. and D. Song, 1995, “Neoclassical Growth, the J Curve for Abatement, and the Inverted-U Curve for Pollution”, *Journal of Environmental Economics and Management*, 29:162—168.

Staiger, D., J. H. Stock and M. W. Watson, 1997, “The NAIRU, Unemployment and Monetary Policy”, *The Journal of Economic Perspectives*, 11:33—49.

Tietenberg, T., 2001, *Environmental Economics Policy*, New York, MA: Addison-Wesley.

(责任编辑 孟大虎 责任校对 孟大虎 侯珂)

Environmental Regulation Promotes Industrial Upgrading ?

Perspective on complexity of industrial technology

HAN Jing¹, CHEN Chao-fan¹, FENG Ke²

(1. School of Economics and Resource Management, BNU, Beijing 100875;

2. School of Economics, Beijing University, Beijing 100871, China)

Abstract: From the perspective of industrial technology complexity, this paper constructs a “D-D model” to make an empirical analysis of environmental regulations on industrial upgrading. It suggests a number of points. First, when industry develops into a certain stage, moderately high level of environmental regulation will stimulate the industrial upgrading. Currently, the environmental regulation in China has a positive effect on industrial upgrading, but the interaction coefficient of environmental regulation intensity and industrial technical complexity is relatively small, which suggests that to use environmental regulation to promote industrial upgrading effect is still to be improved. Second, to the regional differences, industrial upgrading effect of environmental regulation in the east is stronger than the mid-west. Third, different types of environmental regulation have a great difference in the effect of industrial upgrading, and the market-oriented regulatory tools have a great extent to promote industrial upgrading. Fourth, industrial upgrading is also influenced by external factors; abundant human capital and developed financial markets areas will play a positive role in promoting industrial upgrading, the dependence of industrial upgrading to traditional resources, market proximity is gradually weakened. Finally, some policy suggestion is provided.

Key words: environmental regulation; technological progress; complexity of industrial technology; industrial upgrading