

环境规制技术创新效应的空间差异*

——基于2000—2013年中国面板数据的实证分析

臧传琴 张 菡

内容提要 目前,国内外学者并未就环境规制对技术创新的影响得出一致性结论。本文选取中国2000—2013年的相关数据,通过门槛模型的实证研究发现,环境规制与技术创新之间呈U型关系:在东部地区,环境规制对技术创新的促进作用明显,且大多省份都跨越了门槛值;而在中西部地区,环境规制对技术创新的正面效应不明显,西部地区甚至低于门槛值,出现了负效应。因此,政府应区别不同地区的实际情况,实行差异化的环境规制政策,力求在促进地区间协调发展的同时,最大化环境规制的技术创新效应。

关键词 环境规制 技术创新 空间差异 门槛效应

一、引言

20世纪70年代以来,随着一系列重大环境公害事件的发生,“倒U型环境库兹涅茨曲线”日益在经济社会发展的实践中得到验证,加强环境保护逐渐成为世界各国人民的共识,政府环境规制不断强化。但是,环境规制在实现一定环境目标的同时,也会增加企业的遵循成本。传统观点认为,环境规制会负面影响企业竞争力,

环境保护与企业竞争力目标构成一种两难选择,有助于一个目标实现的措施必定会损害另一个目标。但是,进入20世纪90年代初,传统观点受到著名管理学家Porter教授的挑战。Porter教授认为:“恰当设计的环境规制可以激发被规制企业创新,产生效率收益,相对于不受规制的企业,这可能会导致绝对竞争优势;相对于规制标准较低的国外竞争者而言,环境规制通过刺激创新可对本国企业的国际市场地位产生正面影响。”^①这一结论通常被称为“波特假说”或是规制与竞争力关系的“双赢”观点。围绕着“波特假说”,国内外学者做了大量的实证研究。Lanjouw和Mody(1996)、Jaffe和Palmer(1997)、Brunnermeier和Cohen(2003)等的研究支持了“波特假说”,认为环境规制在一定程度上促进了技术创新。但有些学者却得出了相反的结论。Branlund等(1998)、Gray和Shadbegian(1995)等的研究发现,严格的环境规制会导致被规制企业的境况变坏,反映规制严格程度的企业污染治理成本与生产率之间存在着负相关关系。中国学者王竹君、温玉涛和周长富(2012),王鹏(2013),柯文岚、沙景华和闫晶晶(2011)等的研究结果与西方学者类似,同样存在着支持和不支持“波特假说”两种结论。

*本文得到国家社科基金项目“环境规制绩效的区域差异及协调对策研究”(15BJY056)、山东省社会科学基金项目“环境规制与地方政府激励模式优化研究——以山东省为例”(13CJJZ02)和山东省高校人文社科研究计划项目“山东省环境规制绩效及其优化对策研究”(J15WG04)的资助。

可见,对于环境规制与技术创新之间的关系,学者们但并未得出确定的、一致性的结论。不过,尽管学者们的研究结论分歧较大,但其研究方式基本一致,即主要是通过线性模型就环境规制对技术创新的影响进行估计。但是,现实中我们观察到的情况却是:在不同的区域,环境规制的技术创新效应并不一致。由此我们不得不怀疑:环境规制与技术创新的关系真的是简单的线性关系吗?考虑到环境规制技术创新效应的空间差异,本文将利用2000—2013年中国不同地区(东部、中部、西部)的省际面板数据对此进行实证分析。

二、环境规制强度(ERS)的测度

进行环境规制与技术创新的的实证研究,一项基础性工作就是对环境规制强度(Environmental Regulation Strengency, ERS)进行量化测度。从已有研究来看,学者们大多采用简单的单目标度量法测量环境规制强度,这种方法数据处理简单,但可能会因为忽略了某些指标使得度量结果偏离了真正的环境规制水平。本文考虑了多个影响环境规制强度的因素,采用综合目标主成分分析法对环境规制强度进行系统整体的度量。

(一)环境规制强度(ERS)指标选取及来源

本文采用2000—2013年期间的数据作为样本,选取指标有“三废”排放指标、“三废”达标排放率与污染处理率指标和废物利用率指标,具体指标见图1。数据来源于历年《中国统计年鉴》和《中国环境年鉴》。

具体计算如下:

单位产值X排放量=X排放量(产生量)/产值,其中X代表废水、废气、SO₂和固体废物。

废水达标排放率=(废水达标排放量/废水排放量)×100%

SO₂去除率=[SO₂去除量/(SO₂排放量+SO₂去

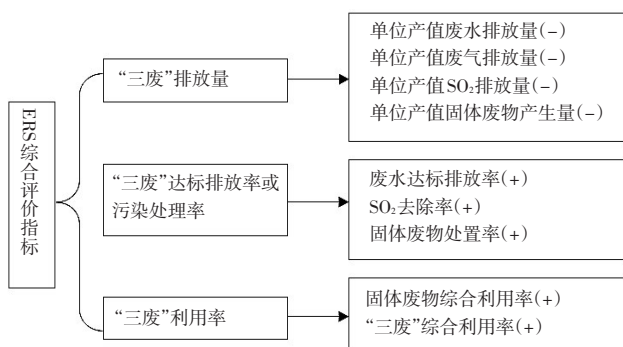


图1 环境规制强度(ERS)评价指标

注:(-)表示逆向指标,(+)表示正向指标。

除量)]×100%

固体废物处置率=(固体废物处置量/固体废物产生量)×100%

固体废物综合利用率=(固体废物综合利用量/固体废物产生量)×100%

“三废”综合利用率=(“三废”综合利用产值/总产值)×100%

(二)数据处理及ERS的计算

为了计算环境规制强度的数值,首先要对以上指标进行处理。从图1可以看出,与环境规制强度呈现出逆向关系的指标有单位产值废水排放量、单位产值废气排放量、单位产值SO₂排放量、单位产值固体废物产生量,其他指标则与环境规制强度正相关。为了便于测度上述指标与环境规制的关系,这里取其倒数来进行计算。然后,为了方便操作,对各项指标进行如下命名:

- X1——单位产值废水排放量
- X2——单位产值废气排放量
- X3——单位产值SO₂排放量
- X4——单位产值固体废物产生量
- X5——废水达标排放率
- X6——SO₂去除率
- X7——固体废物处置率
- X8——固体废物综合利用率
- X9——“三废”综合利用率

下面以北京市为例,利用SPSS10.0软件通过主成分分析法来计算北京市的环境规制强度。

1、KMO 和 Bartlett 检验

KMO 检验与 Bartlett 检验主要检验选取的数据是否适用于因子分析以及因子分析是否有效。检验结果如下:KMO 指标为 0.533,说明数据适合进行因子分析; Bartlett 的球形度检验统计量为 176.201,其对应的显著性水平几乎为零,远远小于 0.05,表明对数据进行因子分析是有效的。

2、提取主成分

我们提取相应的特征值大于 1 的前几个主要成分。如果特征值小于 1,说明该成分对环境规制强度的影响力比较小,不如直接用该指标的平均值解释力度大。根据这一原则,我们计算出北京市各个因子的特征值、方差贡献率和累计贡献率(表 1)。很明显,前 2 个主成分的特征值大于 1,因此可以提取到 2 个公共因子。

表 1 同时也显示出正交旋转后的公因子的情况。第一个公因子的特征值为 6.969,可以解释 77.435% 的原有变量总方差;第二个公因子的特征值为 1.050,可以解释 11.663% 的原有变量总方差。那么,两个公因子的累计方差贡献率达到了 89.098%,高出了 85% 的标准,这说明,原有变量只是丢失较少的信息,主成分分析效果还是相当理想的。最后,可以确定两个主因子 F_1 、 F_2 来

进行分析。

3、ERS 的计算

根据因子得分系数矩阵(表 2),得到因子 F_i 的得分函数:将这些数据与标准化后的指标数据(这里用 x_i' 表示,)相乘,就可以得到主成分表达式:

$$F_1=0.141x_1'+0.141x_2'+0.14x_3'+0.14x_4'+0.77x_5'+0.139x_6'+0.118x_7'-0.084x_8'-0.134x_9' \quad (1)$$

$$F_2=-0.089x_1'-0.031x_2'-0.18x_3'-0.105x_4'+0.613x_5'+0.025x_6'+0.249x_7'+0.641x_8'-0.227x_9' \quad (2)$$

并由 $F = \frac{\lambda_1}{\lambda_1+\lambda_2} F_1 + \frac{\lambda_2}{\lambda_1+\lambda_2} F_2$ 可得综合主成分模型:

$$F=0.111x_1'+0.118x_2'+0.098x_3'+0.108x_4'+0.147x_5'+0.124x_6'+0.135x_7'+0.011x_8'-0.146x_9' \quad (3)$$

根据综合主成分模型以及历年相关指标的具体数据可以得出北京市 2000—2013 年的 ERS 的数值(表 3)。

基于以上的数据处理与计算方法,我们可以得到各省(市)2000—2013 年的 ERS 值(表 4)。从表 4 可以看出,2000—2013 年期间,我国大多数省(市)的环境规制强度值是逐年递增的,也

表 1 公共因子的特征值和方差贡献率

成分	初始特征值			提取平方和载入		
	合计	方差的%	累积%	合计	方差的%	累积%
1	6.969	77.435	77.435	6.969	77.435	77.435
2	1.050	11.663	89.098	1.050	11.663	89.098
3	0.665	7.389	96.487			
4	0.191	2.122	98.609			
5	0.082	0.911	99.519			
6	0.029	0.323	99.842			
7	0.009	0.103	99.945			
8	0.005	0.053	99.998			
9	0.000	0.002	100.000			

表2 因子得分系数矩阵

指标	成分	
	1	2
Zscore(X1)	0.141	-0.089
Zscore(X2)	0.141	-0.031
Zscore(X3)	0.140	-0.180
Zscore(X4)	0.140	-0.105
Zscore(X5)	0.077	0.613
Zscore(X6)	0.139	0.025
Zscore(X7)	0.118	0.249
Zscore(X8)	-0.084	0.641
Zscore(X9)	-0.134	-0.227

就是说,我国30个省(市)(因为西藏部分年份的数据缺失,无法得到连续的数据,这里将其剔除)在这期间环境规制是逐年加强的,这与环境规制变化趋势的预期相符。

三、环境规制技术创新效应的空间差异分析

(一)模型建立

技术创新过程是一种特殊的生产过程,技术创新的结果表现为一种特殊的产出。根据内生增长理论,可以建立技术创新产出模型。本文建立的技术创新产出模型中,除了含有我们重点研究的环境规制强度,还包含了其他可能对企业技术创新产生影响的控制变量。技术创新的生产函数可以表示如下:

$$Y=f(ERS, H, M, GDP, R, I) \quad (4)$$

(4)式中,Y表示各地区技术创新产出,ERS表示各地区环境规制强度,H表示各地区技术创新的人员投入,M表示各地区技术创新的资金

投入,GDP表示各地区经济发展水平,R表示各地区人力资本存量,I表示各地区产业集中度。

C-D函数在经济理论和实证研究中具有非常重要的意义,这是因为该函数和其扩展模式被广泛认为是一个非常实用的生产函数。因此,本文把我国技术创新的产出函数看作是一般物质产品的产出函数的特殊形式,是C-D函数在技术生产领域中的扩展形式。设定我国的技术创新产出函数为:

$$Y_{it}=\delta ERS_{it}^{\alpha}H_{it}^{\beta}M_{it}^{\gamma}GDP_{it}^{\varphi}R_{it}^{\theta}I_{it}^{\lambda} \quad (5)$$

考虑到异方差和异常项可能对数据的稳定性有一定的影响,为了剔除该影响,这里对模型(5)取对数,结果得到:

$$\ln Y_{it}=\delta_t+\alpha \ln ERS_{it}+\beta \ln H_{it}+\gamma \ln M_{it}+\varphi \ln GDP_{it}+\theta \ln R_{it}+\lambda \ln I_{it}+\varepsilon_{it} \quad (6)$$

(6)式中,*i*代表各个地区,*t*代表年份, α 、 β 、 γ 、 φ 、 θ 、 λ 为各项待估参数, ε 表示对技术创新产出有影响力的其他相关因素。

(二)变量与数据来源

1、技术创新产出(Y)。关于技术创新产出代理指标的选取,学者们还没有形成统一的认识,有的采用R&D投入强度和专利申请数,有的采用发明专利申请数,等等。本文采取大多数学者采用的专利授权数作为技术创新产出的指标,这是因为一方面专利授权数能从侧面反映出技术创新的能力和水平,另一方面只有专利授权数表示该专利通过了国家认证。

2、技术创新投入(H和M)。技术创新投入包含两个指标:技术创新人力投入(H)和技术创新资金投入(M)。本文选取了研究与开发机构从事科技活动人员数(单位为万人)代表技术创新人力投入指标,选取研究与开发机构科技活动经

表3 北京市历年的ERS值

年份	2000	2001	2002	2003	2004	2005	2006	2007	2008	2009	2010	2011	2012	2013
ERS值	-1.59	-0.94	-0.94	-0.43	-0.28	-0.15	0.18	0.35	0.71	0.80	1.14	1.14	1.15	1.17

注:所取的值并不是ERS的真实值而是根据综合分析得出的因子得分值,用这个得分值能更综合地代表ERS强度水平。

表4 各省(市)2000—2013年的ERS值

	2000	2001	2002	2003	2004	2005	2006	2007	2008	2009	2010	2011	2012	2013
北京	-1.59	-0.94	-0.94	-0.43	-0.28	-0.15	0.18	0.35	0.71	0.80	1.14	1.14	1.15	1.17
天津	-1.25	-0.51	-0.592	-1.04	-0.34	-0.26	0.16	0.19	0.52	0.84	0.94	1.35	1.36	1.38
河北	-1.16	-1.01	-0.74	-0.53	-0.50	-0.05	0.18	0.47	1.33	0.90	1.35	1.46	1.48	1.52
山西	-1.28	-1.21	-0.99	-0.97	0.09	-0.50	-0.15	0.31	0.89	0.96	1.15	1.24	1.30	1.32
内蒙古	-1.16	-0.85	-0.83	-0.87	-0.53	-0.85	0.00	0.08	0.93	1.22	1.29	1.37	1.40	1.43
辽宁	-0.75	-1.12	-0.80	-0.33	0.01	-0.26	-0.10	0.10	0.65	1.04	1.57	1.39	1.50	1.55
吉林	-0.74	-0.77	-0.64	-0.39	-0.17	-0.59	-0.27	0.06	0.25	0.47	1.23	1.56	1.61	1.70
黑龙江	-1.26	-0.79	-0.64	-0.51	0.28	-0.06	-0.04	-0.18	0.00	0.45	1.35	1.43	1.48	1.53
上海	-0.92	-0.92	-0.10	-0.71	-0.50	-0.28	0.13	0.35	0.70	0.84	1.11	1.39	1.41	1.48
江苏	-1.38	-1.22	-0.86	-0.38	-0.28	0.26	0.19	0.59	0.81	0.80	0.82	0.66	0.78	0.83
浙江	-1.44	-0.78	-0.69	-0.55	-0.48	-0.03	0.03	0.29	0.64	0.71	1.12	1.37	1.41	1.45
安徽	-0.69	-0.86	-0.77	-0.69	-0.17	-0.39	-0.12	-0.09	0.18	0.69	1.28	1.62	1.66	1.68
福建	-1.36	-0.72	-0.53	-0.39	-0.33	-0.32	-0.01	0.23	0.51	0.28	0.91	1.75	1.77	1.85
江西	-1.17	-0.89	-0.86	-0.88	-0.26	-0.27	0.03	0.31	0.70	0.82	1.27	1.23	1.25	1.25
山东	-1.50	-1.23	-1.02	-0.62	-0.61	-0.27	0.31	0.54	0.83	1.11	1.18	1.38	1.42	1.46
河南	-1.54	-1.13	-0.98	-0.59	-0.37	-0.45	0.03	0.41	0.88	0.96	1.32	1.45	1.48	1.52
湖北	-1.30	-0.88	-0.71	-0.64	-0.26	-0.42	-0.18	0.20	0.63	0.85	1.29	1.31	1.38	1.39
湖南	-0.98	-0.10	-0.61	-0.57	-0.22	-0.29	-0.19	-0.03	0.39	0.54	0.99	1.26	1.32	1.38
广东	-1.13	-0.91	-0.47	-0.60	-0.87	-0.55	0.09	0.33	0.54	0.94	1.23	1.38	1.41	1.51
广西	-1.13	-0.71	-0.18	-0.61	-0.49	-0.57	-0.14	0.35	0.26	0.84	1.26	1.31	1.35	1.41
海南	-1.21	-0.56	-0.77	-0.38	-0.41	-0.51	-0.22	0.32	0.48	0.55	1.39	1.31	1.35	1.38
重庆	-1.09	-0.72	-0.63	-0.42	-0.19	-0.14	-0.28	0.04	0.15	0.23	0.88	1.17	1.21	1.28
四川	-1.54	-0.97	-0.74	-0.61	-0.01	-0.20	-0.02	0.10	0.76	1.01	1.04	1.16	1.20	1.23
贵州	-1.33	-0.95	-0.80	-0.77	-0.05	-0.12	-0.02	0.27	0.67	0.71	1.09	1.29	1.31	1.35
云南	-1.38	-1.03	-1.06	-0.53	-0.22	0.36	0.32	0.59	0.82	0.76	0.90	0.47	0.50	0.81
陕西	-0.96	-0.64	-0.77	-0.68	-0.23	-0.54	-0.14	0.14	0.26	0.77	1.15	1.64	1.67	1.67
甘肃	-0.87	-0.70	-0.83	-1.03	-0.08	-0.51	0.04	0.45	0.88	1.03	1.24	0.46	0.80	1.01
青海	0.43	-0.54	-0.41	-0.64	2.10	-0.58	-0.27	-0.14	0.05	0.05	0.33	0.19	0.22	0.21
宁夏	-1.08	-0.82	-0.50	-0.54	0.01	-0.43	-0.32	0.02	0.45	0.87	1.02	1.12	1.15	1.14
新疆	-1.26	-0.73	-0.73	-0.67	0.41	-0.48	0.01	0.14	0.69	0.22	0.86	1.02	1.12	1.15

费内部支出总额(单位为亿元)代表技术创新资金投入指标。为了使数据具有可比性,本文以2000年为基期,对研发机构科技活动经费内部支出总额用商品零售价格指数进行平减。

3、经济发展水平(GDP)。大多数研究者选取反映地区经济发展水平的指标有各地区的国内生产总值和人均国内生产总值,而人均国内生产总值比国内生产总值更能真实反映出收入水平对技术创新的影响。因此,本文选取人均国内

生产总值来衡量各地区的经济发展水平。为了消除通货膨胀的影响,以2000年为基期,用GDP平减指数对人均GDP进行平减,单位为亿元/十万人。

4、人力资本存量(R)。各地区的人力资本明显不同,这也会导致技术创新存在地区差异。由于我国实行九年制义务教育,初中及初中以下的受教育人数这里暂且不计入人力资本存量,而是用各地区高中及高中以上的受教育人数来

衡量。相关数据根据《中国统计年鉴》各个阶段的受教育人数的加总整理得到,单位为十万人。

5、产业集中度(I)。产业集中是指在一个相当大的区域内,若干个同类企业以及与之相关的上下游企业高度密集地聚在一起生产某种产品而形成的企业集群。研究表明,产业集中可以通过聚集效应和互补效应促进技术创新。本文将其纳入到技术创新的控制变量中,采用各地区规模以上工业企业个数占当年该行业全国总企业个数的比重作为衡量产业集中度的指标。

6、环境规制强度(ERS)。环境规制强度就是上节搜集多种指标运用主成分分析法综合得到的ERS值。

本文选取我国30个省(市)2000—2013年的面板数据。数据主要来源于历年《中国统计年鉴》和《中国环境统计年鉴》。由于中国各地区经济发展水平存在空间差异,各个区域在技术创新、经济增长、环境规制等方面也有着明显的差距,因此,本文将30个省(市)分为东、中、西三个区域。其中,东部地区包括北京、天津、河北、山

东、吉林、黑龙江、辽宁、浙江、江苏、上海、福建、广东、海南,中部地区包括河南、陕西、湖北、湖南、江西、安徽、山西、重庆,西部地区包括内蒙古、宁夏、甘肃、新疆、青海、四川、贵州、广西、云南。

(三)实证检验与分析

面板数据既有时间序列也有截面数据,利用面板数据模型可以构造出更加真实的方程式,继而能够更加深入地分析问题,同时能够解决由于难以观测到的个体差异导致的遗漏变量偏差问题。因此,本文构建了面板数据模型,以中国30省(市)为研究对象,探讨环境规制的技术创新效应是否存在空间差异。由于面板数据中存在的截面相关性和异方差很有可能影响模型的估计,本文采用Eviews6.0计量统计软件,使用稳健截面的相关标准差和异方差方法对其进行模型估计。

首先,进行单位根检验。本文运用ADF检验法来检验每个变量是否平稳,确定滞后阶数依据AIC原则。检验结果见表5。从表5可以看出,

表5 各变量的单位根检验

变量	体验参数(c,t,k)	ADF 检验值	P 值	检验结果
RES	(c,t,0)	-1.3269	0.1354	存在单位根,不平稳
lnGDP	(c,t,0)	-2.2356	0.1027	存在单位根,不平稳
lnH	(c,t,0)	-2.3038	0.1006	存在单位根,不平稳
lnM	(c,t,0)	-0.4033	0.2532	存在单位根,不平稳
lnR	(c,t,0)	-1.1035	0.3072	存在单位根,不平稳
lnI	(c,t,0)	-0.1778	0.2199	存在单位根,不平稳
lnY	(c,t,0)	-2.7931	0.2437	存在单位根,不平稳
ΔRES	(c,0,1)	-3.7373*	0.0336	不存在单位根,平稳
ΔlnGDP	(c,0,1)	-4.4462***	0.0000	不存在单位根,平稳
ΔlnH	(c,0,1)	-3.4413**	0.0003	不存在单位根,平稳
ΔlnM	(c,t,1)	-2.5821***	0.0049	不存在单位根,平稳
ΔlnR	(c,0,1)	-3.8234**	0.0001	不存在单位根,平稳
ΔlnI	(c,0,1)	-14.1706**	0.0000	不存在单位根,平稳
ΔlnY	(c,t,1)	-5.0174**	0.0306	不存在单位根,平稳

注:c,t,k分别表示常数项,时间趋势项和滞后阶数;“*”、“**”、“***”分别表示回归结果在10%、5%、1%的水平下显著;Δ表示一阶差分。

各变量经过 ADF 检验, P 值都大于 0.05, 所以无法拒绝原假设, 则原假设认为各变量存在单位根, 是非平稳序列。然后对其一阶差分进行检验, 得到一阶统计量的 P 值均小于 0.05, 因此可以拒绝原假设, 得到各变量的一阶差分不存在单位根, 是平稳序列。故各统计变量是一阶平稳序列, 以后的回归估计就用各变量的一阶差分做分析。

接下来, 运用一阶差分平稳序列对 30 个省(市)环境规制对技术创新的影响进行回归估计, 得出相应的系数见表 6。

从回归结果可以明显看出, R^2 值为 0.9727, 表明总体模型拟合度相当高, P 值几乎接近 0, 估计结果非常显著。且各变量的系数都为正, 这说明各变量对技术创新都有或多或少的促进作用, 其中, 人均 GDP 对技术创新的作用最为显著, 人均 GDP 每增长 1%, 发明专利授权量就会增长 83.86%, 可见, 各地的经济发展水平与技术创新活动密切相关, 影响中国技术创新活动的最主要

因素仍然是各地区的经济发展水平。技术创新人员投入和资金投入也是促进技术创新活动的主要因素, R&D 经费内部支出每增长 1%, 发明专利授权总量(技术创新产出)将增长 21.59%; 但是 R&D 人员数对技术创新产出影响并不显著, 影响系数只有 0.0127, 这就说明了在很大程度上, 中国技术创新产出主要依靠的是 R&D 经费的大量投入, 而 R&D 人员的科研效率却远远达不到应有的效果。产业集中度和人力资本的数量也在一定程度上对技术创新有促进作用, 产业集中度和人力资本的数量每增长 1%, 发明专利授权量将分别增长 8.51% 和 10.26%, 可知, 产业集中度和人力资本的数量也是技术创新活动发展的主要因素。

同时本文将 30 个省(市)分为东、中、西部三大地区进行分组检验, 结果见表 6。结果表明, 环境规制对我国技术创新的影响具有显著的空间差异。具体表现为: 东部地区环境规制强度系数均为正数, 尤其是浙江、广东、福建、江苏等沿海

表 6 分地区的环境规制强度模型结果

东部地区			中部地区			西部地区		
省份	系数	t 值	省份	系数	t 值	省份	系数	t 值
北京	0.4711	3.5929**	河南	0.0430	0.4602**	内蒙古	-0.2593	-2.6853*
天津	0.4604	4.0323***	湖北	0.1153	1.0697***	广西	-0.0086	-0.0760**
河北	0.2874	0.4229**	湖南	0.2760	2.5833***	四川	0.0408	0.3656*
辽宁	0.2575	1.0091**	安徽	0.3276	2.6989**	贵州	0.2166	1.9919*
吉林	0.4651	2.2663**	江西	0.2804	2.5253*	云南	0.0213	0.1912*
黑龙江	0.4399	4.0939	山西	-0.5235	-5.0166***	甘肃	-0.1036	-0.8064**
上海	0.4942	4.3316**	重庆	0.4115	3.6324***	青海	0.0055	0.0496***
江苏	0.5855	5.0369**	陕西	0.4232	3.7956**	宁夏	-0.2673	-2.2365**
浙江	0.6512	5.4632***				新疆	-0.2535	-2.1777***
福建	0.5352	3.6787*						
广东	0.5740	5.1364***						
山东	0.3897	2.9021***						
海南	0.2419	1.9572*						
C	0.9918	1.6321*	$\Delta \ln I$	0.0851	0.7599**	$\Delta \ln M$	0.2159	3.3440
$\Delta \ln H$	0.0127	0.1015**	$\Delta \ln GDP$	0.8386	15.0634***	$\Delta \ln R$	0.1026	0.6651*
R^2	0.9727		P 值	0.0000		F 统计量	164.4707	

注: “*”、“**”、“***”分别表示回归结果在 10%、5%、1%的水平下显著, 表 7 同。

省份的相关系数都达到了50%以上,这表明在相对较发达地区,环境规制对技术创新的影响具有显著的正向作用,在一定程度上支持了“波特假说”。与东部地区相比,环境规制对相对落后的中西部地区的技术创新效应并不显著,而且存在不确定性,甚至呈现负相关。其中,在中部地区,环境规制对技术创新的促进作用明显减小,而山西省则出现了负面效应;在西部地区,环境规制的技术创新效用最不显著,大多数省份的环境规制强度系数为负,对技术创新产生负面影响,即使个别省份的系数是正值,但也很小,作用也不明显。

环境规制的技术创新效应之所以会出现空间差异,原因主要在于:与中西部地区相比较,在东部地区,一方面,经济发展较快,有着较高的市场化水平,东部的企业不得不依靠不断地创新来应对激烈的市场竞争,从而促使其技术创新能力不断增强;另一方面,由于良好的区位优势和优越的人才发展环境,各方面的优秀人才源源不断地被吸引过来,使东部的人力资本水平得到了很大的提高,为技术创新的发展提供了人力资本保障。而在中西部地区,国家通过实施西部大开发战略、振兴东北老工业基地、中部崛起战略等区域政策后,环境规制的技术创新效用虽然有了一定的改善,但是经济社会的发展仍受到各方面的制约,不论是软件还是硬件条件都相对不足,许多生产要素(如基础设施、人力资本、资本投入、技术水平等)仍然匮乏,不能更好地吸收国内外的先进技术,导致创新能力相对薄弱,难以改善环境规制的技术创新效应。

四、环境规制对技术创新的门槛效应分析

通过前面面板模型研究结果可知,中国环境规制的技术创新效应存在着显著的空间差异。究其原因,这不仅与环境规制强度存在的地

区差异有关,而且还和其他因素密切相关,特别是经济发展水平。为此,本文将通过构建门槛面板数据模型,测量出技术创新投入水平、环境规制强度、经济发展水平及人力资本等因素的门槛值。

(一)门槛模型的设定

本文采用Hansen(2000)建立的门槛面板回归模型,它能够依据数据自身的特征来内生地划分区间。基本的门槛面板回归模型为:

$$\ln Y_{it} = \delta_i + \lambda' X_{it} + \omega_1 \ln N_{it} \cdot I(g_{it} < \tau) + \omega_2 \ln N_{it} \cdot I(g_{it} > \tau) + \varepsilon_{it} \quad (7)$$

其中, Y_{it} 为被解释变量; g_{it} 表示门槛变量; N_{it} 为受 g_{it} 影响的解释变量; τ 表示特定的门槛值; X_{it} 为一系列其他对 Y_{it} 有显著影响的变量; λ' 表示相应的系数向量; ω_1 和 ω_2 则分别是门槛变量在 $g_{it} < \tau$ 和 $g_{it} > \tau$ 的条件下 N_{it} 对 Y_{it} 的影响系数; $I(\cdot)$ 表示指标函数,在门槛变量达到其需要条件的情况下,该函数值为1,否则为0。

以上分析的是存在一个门槛值的模型,当出现两个或两个以上的门槛值时,可在模型(7)的基础上进行扩展,则双重门槛面板回归模型为:

$$\ln Y_{it} = \delta_i + \lambda' X_{it} + \omega_1 \ln N_{it} \cdot I(g_{it} < \tau_1) + \omega_2 \ln N_{it} \cdot I(\tau_1 < g_{it} \leq \tau_2) + \omega_3 \ln N_{it} \cdot I(g_{it} > \tau_2) + \varepsilon_{it} \quad (8)$$

其中, ω_1 、 ω_2 和 ω_3 分别为门槛变量在 $g_{it} < \tau_1$ 、 $\tau_1 < g_{it} < \tau_2$ 和 $g_{it} > \tau_3$ 条件下 N_{it} 对 Y_{it} 的影响系数。

以模型(6)为基础,本文以环境规制门槛值为例分别建立单一门槛模型和双门槛模型:

$$\ln Y_{it} = \delta_i + \omega_1 \ln ERS_{it} \cdot I(\ln ERS_{it} < \tau) + \omega_2 \ln ERS_{it} \cdot I(\ln ERS_{it} > \tau) + \beta \ln H_{it} + \gamma \ln M_{it} + \varphi \ln GDP_{it} + \theta \ln R_{it} + \lambda \ln I_{it} + \varepsilon_{it} \quad (9)$$

$$\ln Y_{it} = \delta_i + \omega_1 \ln ERS_{it} \cdot I(\ln ERS_{it} < \tau_1) + \omega_2 \ln ERS_{it} \cdot I(\tau_1 < \ln ERS_{it} \leq \tau_2) + \omega_3 \ln ERS_{it} \cdot I(\ln ERS_{it} > \tau_2) + \beta \ln H_{it} + \gamma \ln M_{it} + \varphi \ln GDP_{it} + \theta \ln R_{it} + \lambda \ln I_{it} + \varepsilon_{it} \quad (10)$$

(二)模型估计与检验方法

进行门槛面板回归分析时,针对关于估计门槛值(τ_1, τ_2)及其每个系数和进行门槛效应的相关检验这两方面问题的解决,是门槛回归的关键,此处我们采用 Hansen(1999)和 Bai(1997)的方法,以双门槛为例,其计算步骤如下:

1、先从单门槛模型中取得临时门槛值(τ^*)。其实,门槛值 τ^* 可以取门槛变量 τ 取值范围内的任意值。若任意赋予一个初始值 τ_0 ,然后运用 OLS法对其进行估计,就可以得到对应的残差平方和 $S_1(\tau)$ 。当 τ 在取值范围内按大小依次取值时,就会得到不同的残差平方和 $S_1(\tau)$,而取门槛值 τ^* 时,其对应的残差平方和 $S_1(\tau)$ 最小,即 $\tau^* = \operatorname{argmin} S_1(\tau)$ 。在实际运行中,为了加快计算速度,通常都会采用格栅搜索法。一旦确定了门槛值,就可以通过最小二乘法(OLS)进行估计,得出斜率 $\eta(\tau^*)$ 。

2、将得到的临时临界值 τ^* 代回,按照上段的方法,从 τ^* 开始从小到大依次取值,得出使得残差平方和 $S_2(\tau_2)$ 达到最小的门槛值 τ_2 ,即 $\tau_2 = \operatorname{argmin} S_2(\tau^*, \tau_2)$,此时的 τ_2 是渐进有效的。

3、将得到的 τ_2 重新代回,就会得到最终的门槛值 τ_1 ,即 $\tau_2 = \operatorname{argmin} S_3(\tau, \tau_2)$ 。

计算出门槛估计值的同时,门槛回归模型还可以进行显著性检验和真实性检验。显著性检验的目的是为了检验以门槛值为界划分的样本组其模型估计参数是否存在明显差异。真实性检验就是给出相应的置信区间。因此,不存在门槛值的原假设为 $H_0: \theta_1 = \theta_2$, S_0 记为原假设下的残差平方和,则构造 LM 检验统计量为:

$$LM = n \frac{S_0 - S_n(\hat{\gamma})}{S_n(\hat{\gamma})} \quad (11)$$

门槛面板回归是采用最大似然估计法对模型进行真实性检验的,原假设为 $H_0: \gamma = \gamma_0$,构建似然比统计量为:

$$LR_n(\gamma_0) = n \frac{S_n(\gamma_0) - S_n(\hat{\gamma})}{S_n(\hat{\gamma})} \quad (12)$$

LR_n 不是标准正态分布。该统计量在对模型进行真实性检验时:在显著性水平为 a 的情况下,当统计量 $LR_n(\gamma) \leq c(a) = -2\ln(1 - \sqrt{1-a})$ 时,则接受原假设;否则,原假设不成立。其中,在90%的置信水平下, $c(a) = 5.94$;在95%的置信水平下, $c(a) = 7.35$,在99%的置信水平下, $c(a) = 10.59$ 。

(三)非线性实证检验与分析

表7 门槛效应估计与检验结果

门槛变量	假设检验	Bootstrap LM 值	不同显著水平的临界值		
			90%	95%	99%
ERS	H_0 : 没有门槛值; H_a : 有1个门槛值	5.4338**	-0.35627	1.8354	5.9377
	H_0 : 有1个门槛值; H_a : 有2个门槛值	2.0058	2.8665	3.8186	7.9711
GDP	H_0 : 没有门槛值; H_a : 有1个门槛值	8.7724***	2.6443	3.8289	6.3346
	H_0 : 有1个门槛值; H_a : 有2个门槛值	3.2449**	2.7345	3.9485	7.244
	H_0 : 有2个门槛值; H_a : 有3个门槛值	1.6637	2.0847	3.5292	6.3879
R	H_0 : 没有门槛值; H_a : 有1个门槛值	4.4617**	2.6826	3.8638	6.6285
	H_0 : 有1个门槛值; H_a : 有2个门槛值	2.3658	2.4496	4.1759	7.441
H	H_0 : 没有门槛值; H_a : 有1个门槛值	6.2007**	2.7575	4.3046	8.178
	H_0 : 有1个门槛值; H_a : 有2个门槛值	2.6653	2.8768	3.7278	6.4296
M	H_0 : 没有门槛值; H_a : 有1个门槛值	3.04*	2.7282	4.1423	6.5625
	H_0 : 有1个门槛值; H_a : 有2个门槛值	1.6995	2.3235	3.8649	6.4813
I	H_0 : 没有门槛值; H_a : 有1个门槛值	5.0433**	2.7245	3.7053	6.4513
	H_0 : 有1个门槛值; H_a : 有2个门槛值	2.5249	2.8015	3.9844	6.9127

要进行实证分析,首先要确定门槛的个数,根据 Bootstrap 方法估计出 P 值,然后进行假设检验,检验结果见表 7。

从表 7 可以看出,环境规制强度(ERS)在没有门槛值和有 1 个门槛值的假设下,其 Bootstrap LM 值大于 95% 显著水平的临界值而小于 99% 显著水平的临界值,说明在 95% 的显著水平下,拒绝没有门槛值的假设,支持有 1 个门槛值的假设,同时存在 1 个还是 2 个门槛值的假设下,其 Bootstrap LM 值均小于 90%、95%、99% 显著水平的临界值,表明此时拒绝有 2 个门槛值的假设,支持有 1 个门槛值的假设,因此,环境规制强度(ERS)只存在一个门槛值。根据以上分析,可以得出,人力资本量(R)、技术创新人员投入(H)和资金投入(M)、产业集中度(I)都存在一个门槛值,而经济发展水平(GDP)有 2 个门槛值。

门槛个数已确定,接下来就是确定具体门槛值。实证结果和参数估计如表 8 所示。当环境规制强度(ERS)低于门槛值 1.315 时,环境规制对技术创新的弹性系数显著为负(-0.0681),表

明此时环境规制强度与技术创新负相关,也就是说环境规制抑制了技术创新;当环境规制强度(ERS)超过门槛值 1.315 时,对技术创新的弹性系数显著为正(0.2678),表明环境规制强度与技术创新正相关,也就是说环境规制促进了技术创新。以上表明,环境规制强度对技术创新的关系在强度维度上呈现出 U 型关系。

环境规制与技术创新之间呈 U 型非线性关系的原因可能是:政府一旦制定了环境规制政策,企业为了满足环境规制的要求,通常采用“治污技术进步效应”和“创新补偿效应”两种方式来降低污染的排放量。“治污技术进步效应”是一种直接治污方式,是指企业通过直接增加末端治污开支来减少污染,从而降低即期的污染排放。而“创新补偿效应”是一种间接治污方式,是指企业通过加强技术的研发来降低清洁生产本,从而带来产量和利润的增加,使增大治污投资成为可能。从短期来看,虽然通过增加末端治污的开支,在一定程度上减少了污染排放量,或者暂时满足了政府环境规制的政策要求,但是末端治污开支的增加会相应挤占环保

表 8 门槛效应估计与检验结果

参数	变量	估计值	t 值	置信区间
α_1	ERS<1.315	-0.0681	-0.7578	(0.1862,0.9279)
α_2	ERS \geq 1.315	0.2678	2.7764	(0.7634,1.5783)
φ_1	GDP<15268	-0.2248	-1.8245	(2.0634,2.5648)
φ_2	15268 \leq GDP<27286	0.0823	1.3083	(2.4926,3.2573)
φ_3	GDP \geq 27286	0.2964	3.2918	(3.1635,3.9947)
θ_1	R<84.6	-0.1873	-2.3343	(3.4913,4.2034)
θ_2	R \geq 84.6	0.1875	2.7977	(3.9843,4.4565)
β_1	H<11689	-0.1271	-1.2558	(-2.3382, 0.9368)
β_2	H \geq 11689	0.1176	2.0706	(0.3182, 1.2643)
λ_1	I<3.798	-0.1129	-1.4880	(-0.0394,0.1243)
λ_2	I \geq 3.798	0.1684	2.6170	(1.2526,1.4573)
γ_1	M<12.94	-0.0383	-0.5582	(0.0792,4.6573)
γ_2	M \geq 12.94	0.2083	3.2574	(2.0677,2.7346)

注:因为在构建模型进行实证分析中,相关变量数据都取了对数值,那么求出的门槛值也是其相应的对数值,为了后文分析方便,在此转换为原始值。单位分别是 GDP:元/人;R:十万人;H:人;I:%;M:亿元。

清洁技术的研发资金和人员投入。因此,从长期来看,增加末端治污开支并非长久之计,只能暂时降低污染排放。为了响应政策要求,企业只能通过“创新补偿效应”来提高治污效果。并且,当政府不断加大环境规制力度时,环境规制标准将日趋严格,部分企业由于种种原因可能满足不了环境规制的要求,最终会被淘汰出市场。随着部分企业的退出,市场集中度相应提高,而幸存下来的企业在扩大规模的同时,也会考虑通过技术创新来提高企业的核心竞争力。因此,在面对不同的环境规制强度下,企业会在末端治污开支与清洁技术研发(技术创新)之间进行权衡,由此导致了环境规制与技术创新之间在强度和两个维度上均呈现出U型曲线关系。

另外,除去环境规制这一因素外,其他因素对技术创新的影响也存在一个“门槛值”。特别是经济发展水平,不同于环境规制强度具有单一门槛值的情况,而是具有双门槛特征,即当地区人均GDP低于第一个门槛值(15268元)时,环境规制对技术创新的弹性系数为-0.2248,是负相关关系;当地区的人均GDP介于15268—27286元之间,环境规制对技术创新的弹性系数提升到0.0823,由负相关转变为正相关;而当地区人均GDP越过27286元这一门槛时,环境规制对技术创新的弹性系数更大,为0.2964,此时正相关作用效果更为显著。当人力资本量低于846万人时,环境规制对技术创新的估计系数为-0.1873,其关系是负相关的;而人力资本量达到846万人以上时,弹性系数变为0.1875,环境规制对技术创新的影响也变为正相关。

如果依据环境规制强度把中国30个省(市)分为低值区(小于各门槛值)和高值区(高于各门槛值)两组,那么中西部地区大多处于低值区(ERS低于1.315),这些地区环境规制对技术创新的影响不是很大;而处于高值区的省份主要分布在东部地区,分别为上海、北京、浙江、天津、广东、福建、山东、黑龙江、内蒙古、吉林、安

徽、湖北、海南等,在这些省份中,环境规制对技术创新存在着显著的正面效应,处于U型曲线中环境规制技术创新效应的递增阶段。

五、结论与政策建议

(一) 简要结论

1、中国环境规制的技术创新效应存在明显的空间差异。在进行多元回归方程时,把中国30个省(市)分为东、中、西三个区域,从实证结果可以看出,东部地区的估计值为正数且比较大,环境规制对技术创新具有明显的促进作用,而中西部地区的估计值相对偏小甚至出现负值,环境规制对技术创新作用不明显,尤其是西部地区环境规制对技术创新有一定的抑制作用。

2、环境规制与技术创新之间存在U型非线性关系。通过构建环境规制与技术创新关系的数理模型,本文发现,环境规制与技术创新之间不是简单的线性关系,而是呈U型关系。在门槛回归研究中,我们发现,环境规制有一个单一的门槛值(1.315),当环境规制强度低于1.315时,环境规制对技术创新作用的弹性系数为负,会抑制技术创新发展;当环境规制强度高于1.315时,弹性系数为正,环境规制促进技术创新,这就证实了环境规制与技术创新之间呈U型关系。

3、研发经费的增加对技术创新的促进作用明显。根据我们的实证结果,R&D经费内部支出每增长1%,发明专利授权总量(技术创新产出)将增长21.59%,研发经费的投入对技术创新的贡献率在20%以上。

(二) 政策建议

1、分区域实行差异化环境规制政策。不同区域由于历史、地理、政策等各方面条件的差异,对国家的相关政策会表现出不同的反应。如果政策标准和力度与当地经济社会的发展相适应,则会表现为较高的政策效率,从而有利于国

家政策意图的实现;反之,政策效率就比较低,甚至为负。因此,在制定环境规制政策时,政府需要考虑不同区域的实际情况,在规制目标、规制强度、规制工具等方面实行差异化规制,保证各地区在实现一定经济目标的同时,实现一定的环境目标,即实现经济与环境的“双赢”。

2、适时调整环境规制强度。从动态的角度考虑,随着经济社会的发展和区域自身条件的变化,其对国家政策的反应会有不同的表现,即一般会经历从不适应到逐渐适应、从政策反应低效率到政策反应高效率的过程。因此,政府在制定环境规制政策时,不仅要考虑到不同区域在U型曲线中所处的位置,还要考虑到同一区域在U型曲线中位置的变化。如果处在U型曲线的左方,此时环境规制会抑制技术创新,政府应适当减轻环境规制强度;相反,如果处在U型曲线的右方,此时环境规制会促进技术创新,政府应适当加大环境规制强度。这种灵活适度、随机调整的环境规制强度虽然会增加政府的调节成本,但相对于其能更好地促进技术创新来讲,还是值得关注的。

3、适当加大研发经费的投入。充裕的研发经费是进行技术创新必要的资金保障。如果我们的环境规制如Porter教授所言,是“恰当设计的”,但若没有相应匹配的研发经费,环境规制将难以通过刺激创新“对本国企业的国际市场地位产生正面影响”。因此,加大研发经费的投入,是促进技术创新的有效措施。不过值得注意的是,中国目前的科研管理体制应进行适当调整,政府要加强基础科学研究,而应用科学研究则主要由企业承担,并且借鉴西方国家的做法,采取政府购买的方式,即政府事先公开需要研发的某项技术,相关企业均可参与研发,对于研究结果,政府将择优购买。这样一来,既避免了现有体制下政府事前盲目投放科研经费造成的资金使用低效率问题,又刺激了企业技术创新的积极性,从而有利于培养企业成为最重要的

技术创新主体,为经济的长期发展注入持久动力。

4、增加人力资本投资。在知识经济的21世纪,一个企业或一个国家的核心竞争力是技术创新,而技术创新有赖于人力资本投资。实践证明,人力资本的作用远大于物质资本的作用,人力资本比物质资本更能够促进经济的长期增长。人力资本投资的主要部分是教育投资。鉴于目前中国人力资本投资少且不平衡的现实,我们主要应做好以下两方面工作:一是进一步增加人力资本投入。除继续增加政府的教育投资外,也要积极鼓励非政府的教育投资,努力提高教育投资占GDP的比重,努力使人力资本积累到技术溢出效应能显示效果的边界(吕延方,2014)。二是促进区域间人力资本投资的平衡与协调。一个更加平衡的教育投资会促进经济发展,并会减少长期的经济发展不平衡。因此,国家要在总体上增加教育投入的基础上,调整投资结构,适当增加对中西部地区和农村的教育投入,促进区域间人力资本投资的平衡。

注释:

①Porter, M.E., America's green strategy. Scientific American, Vol.264, No.4, 1991, p168.

参考文献:

①柯文岚、沙景华、闫晶晶:《环境规制对山西煤炭产业绩效影响的实证研究》,《中国矿业》2011年第12期。

②吕延方:《基于动态面板的能源环境约束下政策绩效评价》,《宏观经济研究》2014年第2期。

③王鹏:《环境规制对我国中部地区技术创新能力影响的实证研究》,《经济问题探索》2013年第9期。

④王竹君、温玉涛、周长富:《环境规制对技术创新影响的理论分析》,《南京财经大学学报》2012年第3期。

(下转第141页)