

doi: 10.15936/j.cnki.1008-3758.2018.02.006

环境规制对中国工业绿色创新效率改善的门槛效应研究

罗艳¹, 陈平²

(1. 中南财经政法大学 财政税务学院, 湖北 武汉 430073; 2. 桂林电子科技大学 商学院, 广西 桂林 541004)

摘 要: 采用基于 SBM 的 Global Malmquist-Luenberger(GML)指数方法测算了 2005—2015 年中国 30 个省级层面工业绿色创新效率,并采用面板门槛模型估计了环境规制对绿色创新效率的非线性关系。研究结果表明:我国绿色创新效率总体偏低,且呈现出“西—东—中”依次递减的格局;门槛回归表明在以经济发展水平、研发投入和所有制结构为门槛变量的条件下,环境规制对绿色创新效率均存在门槛效应,即环境规制对绿色创新效率的影响存在差异;产业结构对绿色创新效率的影响并不显著,对外开放有助于提高绿色创新效率,政府干预会抑制绿色创新效率的提高。

关 键 词: Global Malmquist-Luenberger; 绿色创新效率; 门槛效应; 环境规制

中图分类号: F 062.4

文献标志码: A

文章编号: 1008-3758(2018)02-0147-08

On the Threshold Effect of Environmental Regulation upon the Improvement of China's Industrial Green Innovation Efficiency

LUO Yan¹, CHEN Ping¹

(1. School of Public Finance and Taxation, Zhongnan University of Economics and Law, Wuhan 430073, China; 2. School of Business, Guilin University of Electronic Technology, Guilin 541004, China)

Abstract: The SBM-based Global Malmquist-Luenberger (GML) method was used to calculate China's 30 provincial-level green industry innovation efficiency from 2005 to 2015, and the panel threshold model was built to evaluate the non-linear relationship between environmental regulation and green innovation efficiency. The results showed that on the whole China's green innovation efficiency is low, taking on the “West-East-Middle” descending order pattern. The threshold regression showed that there exists a threshold effect of environmental regulation on green innovation efficiency if level of economic development, R&D investment and ownership structure are taken as the threshold variables. Besides, the industrial structure does not have a significant negative impact on green innovation efficiency and opening up helps improve green innovation efficiency while government intervention would curb green innovation efficiency.

Key words: Global Malmquist-Luenberger (GML); green innovation efficiency; threshold effect; environmental regulation

收稿日期: 2017-09-20

基金项目: 国家自然科学基金资助项目(71603281); 国家社会科学基金资助项目(15BMZ080)。

作者简介: 罗艳(1987-),女,广西桂林人,中南财经政法大学博士研究生,主要从事环境经济学、财政学研究; 陈平(1988-),男,广西百色人,桂林电子科技大学讲师,经济学博士,主要从事人口、资源与环境经济学研究。

近年来,随着经济的快速发展,中国的资源环境问题日益凸显。根据 2017 年《BP 世界能源统计年鉴》显示,2016 年中国仍然是世界上最大的能源消费市场和世界上最大的碳排放国家。资源过度消耗、环境承载力逼近极限,已经严重制约了经济增长质量的提高和工业的可持续发展。中国的“十三五”规划明确提出,要大幅度提高能源资源开发利用效率,大幅度减少主要污染物排放总量,并逐步降低二氧化碳排放量。短期内采取严厉的环保措施减少污染排放的同时,也会导致产出下降。从长期来看,只有大力推广和实施绿色技术创新才可能实现经济增长和环境保护的双赢。

一、文献综述

随着国际社会愈加关注生态环境问题,绿色创新日渐成为学者们的研究热点,特别在绿色创新绩效评价方面,已取得一系列研究成果。华振(2011)^[1]运用因子分析方法研究中国绿色创新绩效;周力(2010)^[2]利用 DEA-Malmquist 生产率指数法测评中国区域绿色创新指数;苏越良等(2009)^[3]基于粒子群优化 BP 神经网络的评价模型分析企业绿色持续创新能力。

作为绿色创新绩效评价重要组成部分的绿色创新效率,国内却鲜有研究文献。目前,将环境因素考虑到企业技术效率评价的相关成果中主要选取两大类方法进行研究:一是借助数据包络分析方法,如涂正革等(2009)^[4]利用 DEA 方法度量考虑环境污染排放因素前提下的我国企业效率,冯志军(2013)^[5]引入 DEA-SBM 模型测评中国工业企业的绿色创新效率,张江雪等(2012)^[6]基于绿色增长对技术创新方向进行约束,将环境负荷和资源生产率视做产出,运用四阶段 DEA 模型研究中国各地区工业企业创新效率;二是利用环境库兹涅茨曲线,如曹光辉等(2006)^[7]检验中国环境污染排放是否随着人均 GDP 增加而出现拐点。

关于环境规制与技术创新学术界形成了三种不同的观点。第一种观点是环境规制会促进技术创新,江珂(2009)^[8]、韩峰和扈晓颖(2011)^[9]等认为严厉正确的环境规制会导致企业积极进行技术创新,并从技术创新中获得收益,从而降低企业因为环境规制带来的成本。第二种观点是环境规制不会促进技术创新,解垚(2008)^[10]、李玲和陶锋(2012)^[11]认为强制性的环境规制会导致企业改变

原有的技术路径,给企业带来额外的成本,从而影响创新的投入。第三种观点认为环境规制对技术创新的关系不存在确定性,Jaffe 等(1997)^[12]、Lanoie 等(2011)^[13]、江珂和卢现祥(2011)^[14]等研究表明环境规制与创新不存在确定性。

从现有的研究来看,大都是针对环境规制对技术创新的影响展开研究,且二者之间的关系没有得到一致的结论。本文借鉴环境规制对创新效率产生影响的相关文献基础上,围绕环境约束下的中国工业绿色创新效率测度及环境规制强度是否与前者存在非线性关系这两个主题展开实证研究。首先,立足绿色创新的内涵,综合考虑工业绿色创新过程中涉及的环境、经济和社会效益,运用改进的非角度、非径向的 SBM-GML 模型测度 2005—2015 年中国 30 个省区市的工业绿色创新效率;其次,采用两步系统 GMM 法检验不同地区环境规制强度对工业绿色创新效率产生的影响;最后,采用门槛回归技术分析环境规制与绿色创新效率非同步的成因及绿色创新存在的路径依赖特征。

二、计量模型与数据说明

1. 计量模型设定

(1) 绿色创新效率测算模型。本文采用基于松弛方向性距离函数(slacks-based measure,简称 SBM)的 Global Malmquist-Luenberger (GML) 生产率增长指数的方法测度了包含 CO₂ 和工业 SO₂ 排放作为非期望产出的绿色创新效率,并对其进行分解。和传统的 M 指数、ML 指数不同,基于 SBM 的 GML 指数通过构造全局生产技术集,能够有效克服跨期测度中可能存在的线性规划无解问题,使得不同时期的决策单元之间能够进行比较,避免了生产效率的“被动”提高和“技术倒退”现象的出现。为了定义和分解 GML 指数,最重要的是对两种生产技术集进行界定:当期生产技术集和全局生产技术集。

当期生产技术集定义为 $p^t(x^t) = \{(y^t, b^t); x^t \text{ 生产 } y^t, b^t\}$, 其中, $t = 1, \dots, T; x = (x_1, \dots, x_N) \in R_N^+$, 表示有 N 种非负的投入要素; $y = (y_1, \dots, y_M) \in R_M^+$, 表示有 M 种“好”产出; $b = (b_1, \dots, b_I) \in R_I^+$, 表示有 I 种“坏”产出。当期生产技术集构建了一个所有生产单元在同一时期 t 的生产函数。

全局生产技术集定义为 $P^G(x) = P^1 X^1 \cup P^2 X^2 \cup \dots \cup P^T X^T$, 这是在 Pastor & Lovell

(2005) 提出的 Global Malmquist 模型基础上进行了改进。本文将 GML 指数表示如下:

$$\text{GML}_{it}^{t+1}(x^t, y^t, b^t, x^{t+1}, y^{t+1}, b^{t+1}) = \frac{1 + D^G(x^t, y^t, b^t)}{1 + D^G(x^{t+1}, y^{t+1}, b^{t+1})} = \frac{1 + D^t(x^t, y^t, b^t)}{1 + D^{t+1}(x^{t+1}, y^{t+1}, b^{t+1})} \times \left[\frac{\frac{1 + D^G(x^t, y^t, b^t)}{1 + D^t(x^t, y^t, b^t)}}{\frac{1 + D^G(x^{t+1}, y^{t+1}, b^{t+1})}{1 + D^{t+1}(x^{t+1}, y^{t+1}, b^{t+1})}} \right] = \text{EC}^{t,t+1} \times \text{TECH}^{t,t+1} \quad (1)$$

方向距离函数 $D^G(x^t, y^t, b^t) = \max\{\beta | (y + \beta y, b - \beta b) \in P^G(x)\}$, 当一个生产活动中如果出现“好”产出增加(减少), “坏”产出减少(增加)时, 则, $\text{GML}_{i,t+1} > (<) 1$, 意味着生产率提高(降低)。 $\text{EC}_{i,t+1}$ 表示全域效率变化指数, $\text{TECH}_{i,t+1}$ 表示全域技术变化指数, 当 $\text{EC}_{i,t+1}$ 和 $\text{TECH}_{i,t+1}$ 大于 1, 则分别表示绿色创新技术效率提高和绿色创新技

术进步。反之, 则相反。

(2) 计量回归模型。现有文献表明, 环境规制、研发投入及其他诸多因素都会对绿色创新效率产生促进或阻碍的作用, 因此接下来构建实证模型来检验环境规制对绿色创新效率的影响, 设定基准模型为:

$$\text{gml}_{it} = \alpha_0 \text{gml}_{i,t-1} + \alpha_1 \text{er}_{it} + \alpha_2 \text{er}_{i,t-1} + \alpha_3 \text{ed}_{it} + \alpha_4 \text{er}_{it} * \text{rd}_{it} + \alpha_5 \text{egdp}_{it} + \alpha_6 \text{er}_{it} * \text{rgdp}_{it} + \alpha_7 \text{soer}_{it} + \alpha_8 \text{er}_{it} * \text{soer}_{it} + \alpha_9 x_{it} + \mu_i + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

模型(2)中, i 为个体, t 为时期, μ_i 为个体效应, ε_{it} 为随机扰动项。 gml 为绿色创新效率衡量指标, er 表示环境规制水平, rd 表示研发投入, rgdp 表示人均收入水平, soer 表示所有制结构。考虑到环境规制可能具有一定的滞后作用, 本文采用了滞后一期的环境规制水平。同时, 鉴于环境规制对绿色创新效率的影响存在明显的研发投入门槛, 经济发展门槛和所有制结构门槛, 因此本文也分别引入环境规制与研发投入(rd)、经济发展水平(rgdp)和所有制结构(soer)的交叉项, 初步检验环境规制对绿色创新效率的影响。 x_{it} 为影响绿色创新效率的其他控制变量。

(3) 门槛回归模型。Hansen(2000)提出的

$$\text{gml}_{it} = \beta_0 + \beta_1 \text{indus}_{it} + \beta_2 \text{open}_{it} + \beta_3 \text{gov}_{it} + \beta_4 \text{edu}_{it} + \beta_5 \text{er}_{it} * I(\text{thr} \leq \lambda_1) + \beta_6 \text{er}_{it} * I(\lambda_1 < \text{thr} \leq \lambda_2) + \beta_7 \text{er}_{it} * I(\text{thr} > \lambda_2) + \mu_i + \varepsilon_{it} \quad (3)$$

其中, 下标 i 是地区, t 是时间, $I(\cdot)$ 为门槛示性函数, thr 表示门槛变量, λ 为具体的门槛值。当 $\text{thr} < \lambda$ 时, $I(\cdot) = 0$; 当 $\text{thr} > \lambda$ 时, $I(\cdot) = 1$ 。根据相关理论, 本文分别以研发投入强度(rd)、经济发展水平(rgdp)和所有制结构(soer)为门槛变量, 考察上述约束情况下环境规制强度(er)对绿色创新效率的非线性影响效应。

2. 变量选取与数据说明

目前为止, 学者们尚未对绿色创新效率形成统一的理解和认识。本文综合已有关于绿色创新效率相关内容, 借鉴张江雪和朱磊(2012)^[6]、韩晶(2012)^[15]、王惠等(2016)^[16]的研究成果, 绿色创新效率投入、产出指标选择如下。

面板数据门槛模型, 其核心思想是将门槛值作为一个未知变量纳入实证模型中, 构建变量系数的分段函数, 并对门槛值及“门槛效应”进行一系列的估计和检验。该方法具有两方面的优点: 一方面, 该方法不需要给定线性方程的形式, 门槛值及其数量完全由样本数据内生决定; 另一方面, 该方法提供了一个渐进分布理论去建立待估参数的置信区间, 同时还可以运用“自抽样法”(bootstrap)来估计门槛值的统计显著性。该方法克服了“交叉乘积项法”和“分组检验法”的主观性和缺乏可靠参数估计的缺点。

根据研究主题本文设定计量模型如下(以双重门槛模型为例):

① 投入变量: 绿色创新效率投入主要包括人力投入、资金投入和能源投入三个方面。其中, 人力投入采用国际上通用的研发(RD)人员全时当量来表示。资金投入原则上采用研发资本存量更能反映现实情况, 但考虑到研发存量在不同的假定和计算方法下计算出来结果不尽相同, 对最终测度结果的准确性也会有影响, 因此, 本文选用研发(RD)经费内部支出来表示。能源投入选择能源消费总量, 并统一折算成标准煤来表示。

② 产出变量: 包括期望产出和非期望产出两部分。其中, 期望产出采用第二产业的增加值和专利申请数来表示; 非期望产出采用目前被国际社会公认为是环境污染最主要原因的地区 CO_2

和工业 SO₂ 排放总量来表示。CO₂ 排放量参照《2006 年 IPCC 国家温室气体清单指南》所提供的

参考方法和参数的做法进行计算。绿色创新效率投入产出统计性描述见下表 1。

表 1 绿色创新效率投入产出变量的统计特征

变 量	Obs	Mean	Std. Dev.	Min	Max
RD 人员全时当量/人年	330	80 170	93 009	1 209	602 061
RD 经费内部支出/亿元	330	223	304	1.6	1 780
能源消费量/万吨标准煤	330	12 104	8 003	742	42 430
第二产业增加值/亿元	330	6 716	6 512	180	35 313
专利申请数量/件	330	37 815	71 453	124	605 400
CO ₂ /万吨	330	30 744	20 328	1 886	107 771
工业 SO ₂ /吨	330	670 283	398 873	21 204	1 734 418

③ 被解释变量:绿色创新效率,采用前文基于 SBM 的 Global Malmquist — Luenberger (GML)指数测度出来的 GML 值来表示。

④ 核心解释变量:环境规制水平是本文的核心解释变量,对于环境规制强度本文借鉴了张成等(2011)^[17]、尤济红和王鹏(2016)^[18]等的做法,采用各地区工业污染治理项目本年完成投资占规模以上工业企业的主营业务成本的比重来表示,并记为 er。

⑤ 门槛变量:本文选取研发投入强度(rd)、经济发展水平(rgdp)和所有制结构(soer)3 个变量作为门槛变量,从不同角度深入分析环境规制对绿色创新效率的影响效应。之所以选择研发投入强度(rd)作为门槛变量是因为大多数的研究都认为内部研发支出是自主创新的源泉,与创新效率之间是正相关的关系^[19];但也有有人认为内部研发支出与创新效率之间呈非线性的关系^[20]。选择经济发展水平作为门槛变量是因为:董直庆等(2015)认为只有越过一定的经济发展阶段才能发挥环境规制对清洁技术创新的作用^[21]。而选择所有制结构作为门槛变量是因为目前关于所有制结构跟绿色创新效率之间的关系还没有一致的结论。有人认为国有企业比重越高,意味着资本越充裕,越有利于绿色创新效率^[18],但也有有人认为国有企业与生俱来的垄断性质会导致企业低效,不利于创新活动的开展^[22]。结合我国实际情况来看,对于一个地区来说,国有企业比重并不是越高越好,也并不是越低越好。

其中,研发投入强度(rd)采用各地区研发经费内部支出占工业增加值的比重来表示;经济发展水平(rgdp)采用以 2004 年为基期的消费者价格指数进行折算后的数据来表示;所有制结构(soer)采用规模以上企业中国有及国有控股企业

所占的比例来表示。

⑥ 控制变量:除了上述核心解释变量外,还需要考虑一些相关的控制变量。借鉴相关研究的基础上本文分别选取对外开放程度(open)、产业结构(indus)、政府干预(gov)和受教育程度(edu)四个指标作为控制变量。其中对外开放程度(open)采用按照当年汇率进行换算后的地区进出口总额占地区 GDP 的比重来表示;产业结构(indus)采用第二产业增加值所占的比重来表示;政府干预(gov)采用政府总支出占地区 gdp 的比重来表示;受教育程度(edu)采用就业人员人均受教育年限来表示,其中,文盲、小学、初中、高中、大专及以上学历接受教育年限分别为 0、6、9、12 和 16 年。

以上的数据主要来源于 2006—2016 年《中国统计年鉴》《中国环境统计年鉴》《中国人口与就业年鉴》《中国工业统计年鉴》《中国科技统计年鉴》等。

三、实证分析

1. 绿色创新效率的测算结果与分析

采用 Global Malmquist-Luenberger (GML)指数测算得到了 2005—2015 年我国 30 个省区市的绿色创新效率,具体见表 2。

从整体来看,2005—2015 年间中国绿色创新效率 GML 指数均值为 1.043,整体绿色创新效率呈改进趋势,且年均增长率为 4.3%。其中绿色创新技术效率指数(EC)为 1.015,绿色创新技术进步指数(TE)为 1.027,说明绿色创新技术效率和技术进步均呈改善状态,绿色创新技术进步对我国绿色创新效率增长的作用更大,达到 62.8%。因此,提高绿色创新技术效率应该是今后绿色创

新效率活动过程中关注的一个重要方面。

表 2 我国 30 个省区市绿色创新效率:2005—2015 年

地 区		EC	TC	GML
东 部	北 京	1.000	1.091	1.091
	天 津	0.977	1.046	1.022
	河 北	1.000	1.016	1.016
	辽 宁	1.050	1.025	1.076
	上 海	1.000	1.068	1.068
	江 苏	1.000	1.058	1.058
	浙 江	1.000	1.028	1.028
	福 建	1.000	1.029	1.029
	山 东	1.000	1.041	1.041
	广 东	1.000	1.028	1.028
中 部	海 南	1.000	1.003	1.003
	东部均值	1.002	1.039	1.042
	山 西	1.011	1.026	1.037
	吉 林	1.046	1.027	1.074
	黑 龙 江	0.973	1.003	0.976
	安 徽	1.051	1.022	1.074
	江 西	1.027	1.020	1.048
	河 南	1.000	1.003	1.003
	湖 北	1.003	1.014	1.017
	湖 南	1.005	1.012	1.017
西 部	中部均值	1.014	1.016	1.030
	内 蒙 古	1.000	1.039	1.039
	广 西	1.000	1.034	1.034
	重 庆	1.027	1.015	1.042
	四 川	1.062	1.020	1.083
	贵 州	1.038	1.018	1.057
	云 南	0.990	1.017	1.007
	陕 西	1.068	1.052	1.124
	甘 肃	1.034	1.023	1.058
	青 海	1.090	1.021	1.113
	宁 夏	1.015	1.008	1.023
	新 疆	1.000	1.014	1.014
	西部均值	1.029	1.024	1.053
	全国均值	1.015	1.027	1.043

注：所有均值为几何平均。

从分地区来看:①绿色创新技术效率变化指数(EC)均值从高到低分别为西部 1.029、中部 1.014 和东部 1.002。这反映了近十几年来随着我国西部大开发战略的持续推进,东部产业向中西部地区转移过程中,也给这些地区带来了先进的生产研发技术和创新理念。同时,地区间生产要素流动加快也促进了资源的合理配置,这些因素都促使中西部地区绿色创新技术效率提高较为明显。样本期间 30 个省区市中 有 14 个地区处于绿色创新技术效率改善状态,13 个地区技术效率没有明显发生改变,仅有 3 个地区(天津、云南、黑龙江)绿色创新技术效率小于 1,出现了恶化。② 绿色创新技术进步指数(TC)均值从高到低排列为东部 1.039、西部 1.024 和中部 1.016,这说

明过去十年间经济发展水平较高的东部地区,通过加大研发投入,提高绿色创新效率来改变地区经济发展方式,因此绿色创新技术进步遥遥领先其他地区。而中西部地区受资金、人才、地理位置等因素的限制,创新意识和创新能力不强,跟东部地区存在一定的差距。其中北京、上海、江苏和陕西的绿色创新技术进步指数排在最前列,北京技术进步年均增长率为 9.1%,已经遥遥领先其他地区;上海排在第二,年均技术进步率达到 6.8%;江苏和陕西的年均绿色技术进步率分别为 5.8%和 5.2%。③全域绿色创新效率(GML)均值从高到低排列为西部 1.053、东部 1.042 和中部 1.030,可见在 2005—2015 年观察期内,西部地区的创新水平有了较大进步,后发优势明显。其中,仅有黑龙江省绿色创新效率小于 1,出现了倒退;其余 29 个省区市的绿色创新效率都有所提高。绿色创新效率最高的两个省都来自西部地区,分别是陕西和青海,其年均增长率分别为 12.4%和 11.3%。

2. 全样本和分区域的实证检验

环境规制对中国绿色创新效率是否有影响,影响程度和方向如何? 不同地区之间是否存在差异? 这些都对我国及各地区的工业环境规制的制定和实施具有重要的理论借鉴和现实意义。本章在前面分析的基础上,利用我国 30 个省区市工业企业的面板数据,采用动态面板估计方法进行了估算。估计结果如表 3 所示。

表 3 系统 GMM 估计结果

	全国	东部	中西部
L. gml	0.121***	0.160*	0.063*
er	−0.303***	−0.201***	−0.569***
er(−1)	0.079***	0.312***	0.073**
rd	0.089**	0.075*	0.189***
er×rd	−0.056**	−0.033*	0.023***
rgdp	0.538**	0.878***	−0.681
er×rgdp	−0.209**	0.159***	−0.121
soer	0.086	0.024	0.013
er×soer	−0.026	0.041***	−0.019
edu	0.015***	0.066***	0.007
open	0.481***	−0.029	0.572***
indus	0.129	−0.203	0.023
gov	−0.018***	−0.009***	−0.681
_cons	0.703***	0.016***	0.903
Sargan	25.322 6	28.091 1	16.712 6
AR(1)	−1.894 2	−1.810 4	−2.503 8
AR(2)	−0.701 3	−0.748 5	−0.590 2

注：***、** 和 * 分别表示 1%、5% 和 10% 的显著性水平,下同

从全国样本来看,滞后1期的绿色创新效率通过了1%的显著性水平。sargan 检验的 p 值为0.98(大于0.05),因此无法拒绝原假设“所有工具变量均有效”,即不存在工具变量过度识别的问题。Arellano-Bond 序列自相关检验的 $AR(2)$ p 值为0.5651(大于0.05),因此,扰动项不存在二阶自相关的关系。整体来看模型估计效果较好。从变量的估计系数来看,当期环境规制对工业绿色创新效率水平产生显著的负向影响,而滞后一期的环境规制水平带来显著的正向影响。这可能是由于当期的环境规制会使企业增加资金用来治理末端污染。这种环境规制所带来的“遵循成本”,会对企业技术研发支出产生挤出作用,导致企业技术创新能力下降。而滞后一期的环境规制会使企业从利益最大化角度进行考虑,选择通过购买先进的生产设备和生产工艺,或是加大绿色研发投入,来实现企业经济效率增长和环境污染控制的平衡。从分地区的估计结果来看,对东部沿海地区和中西部地区而言,当期环境规制都会对绿色创新效率带来负向的作用,而滞后一期的环境规制会对绿色创新效率产生促进的作用。

从研发投入(rd)来看,研发投入对全国、东部和中西部地区的绿色创新效率都带来显著促进的作用。其中中西部地区研发投入对绿色创新效率产生的边际作用为0.189,远高于东部沿海地区的0.075。这可能是由于广大的中西部地区,尤其是西部地区,长期以来研发投入较少,创新能力较为薄弱,因此研发投入所带来的边际效应更大。从环境规制与研发投入的交叉项来看,全国和东部地区的交叉项显著为负,而中西部地区的交叉项显著为正,且影响大小不同,说明环境规制对绿色创新效率的影响,还跟各地区的研发投入大小有关,即存在研发投入门槛效应。

经济发展水平(rgdp)对全国和东部地区起到正向的促进作用,而对中西部地区起到负向作用。这说明收入水平越高越有利于绿色创新效率活动的开展。可见经济发展对绿色创新效率活动同样存在门槛的作用,只有当地区经济收入水平跨越这道门槛时,才能对绿色创新效率产生积极的作用。从环境规制与经济发展水平的交叉项来看,全国和中西部地区均为负,而对东部地区为正,可见只有在经济发展水平高、研发实力强的地区才能发挥环境规制的作用。

所有制结构(soer)的系数都不显著。这可能

是由于多方面原因造成的:一方面相对于民营企业而言,国有企业的研发规模和研发实力相对较强,因此对绿色研发的作用更为显著;另一方面国有企业管理体制落后,资源配置效率较低,抑制了绿色创新效率。从环境规制与所有制结构的交叉项来看,只有东部地区显著为正,这可能是相对于中西部地区而言,东部地区民营企业较为活跃,研发能力较强,绿色创新活动对国有企业依赖较小,因此加大环境规制会促进东部地区绿色创新效率提高。

从其他控制变量来看:

就业人口受教育程度(edu)对全国和东部地区的绿色创新效率都起到显著的促进作用,而对西部地区的绿色创新效率作用却并不明显。这可能是由于一方面中西部地区承接产业较为落后,对劳动力的受教育水平需求并不高;另一方面中西部地区就业人口中,高学历人才相对匮乏,因此对绿色创新效率的作用相对并不明显。

对外开放程度(open)变量对东部地区呈并不显著的负向作用,而对全国和中西部地区的影响显著为正,说明对外贸易的发展可能会带来污染产业转移,但同时也带来先进的生产设备及清洁型生产技术。总体来看,发展对外贸易有利于绿色创新效率的提高。

产业结构(indus)对绿色创新效率的影响均为负,但并不显著。这可以从两个方面来理解,一方面是由于长期以来的粗放型发展模式,导致工业发展过程中对能源的高度依赖,降低了绿色创新效率;另一方面工业发展引发的“干中学效应”有助于技术进步,导致整体上产业结构对绿色创新效率并不显著。

政府干预程度(gov)变量系数显著为负,可见过去十年间,在唯GDP增长为核心的政绩考核下,地方政府更多地是注重本地区经济发展,而对环境污染监管、绿色创新投入的激励不足;同时,政府干预容易产生权力寻租,从而导致资源配置效率低下。

系统GMM估计结果表明,不同区间环境规制对绿色创新效率的影响各不相同。为什么会出现这种差异?笔者认为环境规制对绿色创新效率可能存在门槛效应,只要迈过这道“门槛”,才能充分发挥环境规制对绿色创新效率的促进作用。因此本文接下来就要探究制约绿色创新效率提高的门槛值和不同区间的作用系数。

3. 面板门槛估计

在使用面板门槛模型之前,首先需要进行门槛效应检验,以便确定是否存在门槛及存在门槛的个数,最终选择相应的模型形式。为了保证数据的平稳,对所有变量均作了对数处理。利用 Hansen(2000)提出的“bootstrap”(自举法),通过 1 000 次的 bootstrap 重复模拟似然比检验统计得到对应的 *P* 值和 *F* 值,分别对单门槛、双门槛和三门槛进行了检验,最终结果如表 4 所示。

表 4 各变量门槛检验				
变 量	检验结果	rd	rgdp	soer
单门槛	<i>F</i> 值	6.567 8	11.802 1	5.629 1
	<i>P</i> 值	0.024 1	0.000 9	0.004 6
双门槛	<i>F</i> 值	5.785 6	5.627 1	3.998 6
	<i>P</i> 值	0.018 1	0.035 1	0.025 1
三门槛	<i>F</i> 值	5.253 6	2.967 7	2.196 8
	<i>P</i> 值	0.020 9	0.071 1	0.150 9

注:BS 次数为 1 000 次。

由表 4 检验结果可知,研发投入强度(rd)门槛变量分别在 5%的显著性水平上通过了单门槛、双门槛和三门槛检验;人均收入水平(rgdp)门槛变量分别在 1%和 5%的显著性水平上通过了单门槛和双门槛检验,在 10%的显著性水平上通过了三门槛检验;所有制结构门槛(soer)变量分别在 1%和 5%的的显著性水平上通过了单门槛和双门槛检验。可见所有制结构和经济发展水平都存在双重门槛,研发投入存在三重门槛。进一步采用“格栅搜索法”确定门槛值,发现研发投入(rd)对应的门槛值分别为 0.81%、1.75%和 5.19%;经济发展水平(rgdp)对应的门槛值分别为 17 172 元和 59 128 元;所有制结构(soer)对应的是门槛值分别为 6.29%和 19.8%。

确定门槛值以后,对式(3)进行门槛参数估计。表 5 报告了研发投入、人均收入和所有制结构门槛变量下的回归结果。

表 5 面板门槛估计结果

变 量	研发投入(rd)为门槛变量	人均收入(rgdp)为门槛变量	所有制结构(soer)为门槛变量
indus	-0.095	-0.041	-0.207
open	0.016*	0.010**	0.022*
gov	-0.038	-0.135**	-0.087*
soer	0.081***	0.058***	0.011
er_1	-0.129***	-0.019*	-0.061***
er_2	-0.056***	-0.061***	0.033*
er_3	-0.018	0.035**	-0.018**
er_4	0.035**	—	—

研发投入门槛变量的回归结果表明:①当研发投入小于 0.81%,影响系数为-0.129,表明研发投入最为薄弱的地区,加强环境规制力度会对绿色创新效率产生显著的负向影响;②当研发投入介于 0.81%~1.75%时,影响系数为-0.056,环境规制的抑制作用开始减弱;③当研发投入介于 1.75%~5.19%时,影响系数并不显著,说明环境规制对绿色创新效率的抑制作用不明显;④而当研发投入大于 5.19%,影响系数为 0.035,说明环境规制对绿色创新效率产生显著的促进作用。2015 年仅有 5 个地区(北京、天津、上海、江苏和陕西)研发投入达到 5.19%。因此,进一步加大研发投入,是提高地区工业绿色创新效率最有效的途径之一。

经济发展水平面板门槛模型的回归结果表明:①当人均收入低于 1.717 2 万元时,环境规制的影响系数为-0.019。这说明对于经济发展水

平较低的地区,由于产业发展落后,地理位置较为偏僻,人才匮乏,人们的创新意识较为落后,研发能力较为薄弱等原因,加强环境规制会抑制绿色创新效率的提高。②当人均收入水平介于 1.717 2~5.912 8 万元时,环境规制的影响系数继续为-0.061,抑制作用进一步加大。这可能是由于经济发展到一定程度后,随着产业规模和产能日趋扩大,资源消耗越和环境污染也开始增多,经济发展与环境污染的矛盾开始集中体现。③当人均收入水平越过 5.9128 万元时,人们开始注重绿色生活,对环境保护有了更高的要求,企业实施清洁生产的内在动力也会增加。因此政府加强环境规制会提高地区工业绿色创新效率。

所有制结果门槛变量的回归结果表明:①当所有制结构比重小于 6.29%时,环境规制会抑制绿色创新效率。②当所有制结构比重介于 6.29%~19.8%时,弹性系数为 0.033,环境规制

产生促进的作用。③而当所有制结构比重超过 19.8%时,弹性系数为-0.018,即环境规制产生抑制的作用。

四、结 论

本文采用基于松弛的方向性距离函数(SBM)的 Global Malmquist-Luenberger 指数测算了 2005—2015 年中国 30 个省区市的绿色创新效率,通过系统 GMM 方法实证检验了环境规制对绿色创新效率促进作用,最后采用面板门槛模型分别估计了在经济发展水平、研发投入强度和所有制结构为门槛变量条件下环境规制对绿色创新效率的非线性关系。得出的结论如下:

(1) 从整体上看,我国绿色创新效率(GML)偏低,还有较大的提高空间。绿色创新技术效率(EC)呈现出“西—中—东”依次递减的格局;绿色创新技术进步(TC)呈现出“东—西—中”依次递减的格局;绿色创新效率(GML)呈现出“西—东—中”依次递减的格局。

(2) 研发投入存在三个门槛区间,只有当研发投入比重超过 5.19%时,环境规制才能产生促进作用。经济发展水平存在两个门槛区间,只有当实际收入水平跨过 5.912 8 万元后,环境规制对绿色创新效率才会产生促进作用。所有制结构存在两个门槛区间,只有当国有企业比重介于 6.29%~19.8%时,环境规制才能促进绿色创新效率。

(3) 产业结构对绿色创新效率产生并不显著的负向影响,对外开放程度有助于提高绿色创新效率活动,政府干预会对绿色创新效率产生明显的抑制作用。

参考文献:

[1] 华振. 中国绿色创新绩效研究——与东北三省的比较分析[J]. 技术经济, 2011(7):30-34.

[2] 周力. 中国绿色创新的空间计量经济分析[J]. 资源科学, 2010(5):932-939.

[3] 苏越良,何海燕,尹金龙. 企业绿色持续创新能力评价体系研究[J]. 科技进步与对策, 2009(20):139-142.

[4] 涂正革,肖耿. 环境约束下的中国工业增长模式研究[J]. 世界经济, 2009(11):41-54.

[5] 冯志军. 中国工业企业绿色创新效率研究[J]. 中国科技论坛, 2013(2):82-88.

[6] 张江雪,朱磊. 基于绿色增长的我国各地区工业企业技术创新效率研究[J]. 数量经济技术经济研究, 2012(2):113-125.

[7] 曹光辉,汪锋,张宗益,等. 我国经济增长与环境污染关系研究[J]. 中国人口·资源与环境, 2006(1):25-29.

[8] 江珂. 环境规制对中国技术创新能力影响及区域差异分析——基于中国 1995—2007 年省际面板数据分析[J]. 中国科技论坛, 2009(10):28-33.

[9] 韩峰,扈晓颖. 环境规制对技术进步的影响研究——基于山东省的动态计量分析[J]. 中国科技论坛, 2011(4):97-102.

[10] 解圣. 环境规制与中国工业生产率增长[J]. 产业经济研究, 2008(1):19-25.

[11] 李玲,陶锋. 环境规制对工业技术进步的影响研究——基于各省 2005—2009 年工业面板数据的实证检验[J]. 科技管理研究, 2012(4):41-45.

[12] Jaffe A B, Palmer K. Environmental Regulation and Innovation: A Panel Data Study [J]. Review of Economics & Statistics, 1997,79(4):610-619.

[13] Lanoie P, Patten M, Lajeunesse R. Environmental Regulation and Productivity: Testing the Porter Hypothesis[J]. Journal of Productivity Analysis, 2011, 30:121-128.

[14] 江珂,卢现祥. 环境规制与技术创新——基于中国 1997—2007 年省际面板数据分析[J]. 科研管理, 2011,32(7):60-66.

[15] 韩晶. 中国区域绿色创新效率研究[J]. 财经问题研究, 2012(11):130-137.

[16] 王惠,王树乔,苗壮,等. 研发投入对绿色创新效率的异质门槛效应——基于中国高技术产业的经验研究[J]. 科研管理, 2016,37(2):63-71.

[17] 张成,陆旸,郭路,等. 环境规制强度和生产技术进步[J]. 经济研究, 2011(2):113-124.

[18] 尤济红,王鹏. 环境规制能否促进 R&D,偏向于绿色技术研发? ——基于中国工业部门的实证研究[J]. 经济评论, 2016(3):26-38.

[19] 刘志强,陶攀. 研发强度、集聚经济与企业生产率[J]. 重庆大学学报(社会科学版), 2013,19(6):15-23.

[20] 孙晓华,辛梦依. R&D 投资越多越好吗? ——基于中国工业部门面板数据的门限回归分析[J]. 科学学研究, 2013(3):377-385.

[21] 董直庆,焦翠红,王芳玲. 环境规制陷阱与技术进步方向转变效应检验[J]. 上海财经大学学报, 2015,17(3):68-78.

[22] 刘伟,薛景. 环境规制与技术创新:来自中国省际工业行业的经验证据[J]. 宏观经济研究, 2015(10):72-80.