

环境规制对工业绿色创新影响的实证检验

段进军,姚孟超,黄奕
(苏州大学 东吴商学院,江苏 苏州 215021)

摘 要:文章采用 Super-SBM 模型测算中国 2006—2018 年工业企业考虑非期望产出的绿色创新效率,在此基础上,基于区域异质性视角,通过构建面板门槛模型实证检验了环境规制对工业绿色创新效率的影响机理。结果表明,中国工业绿色创新效率整体上呈现上升趋势,并表现出“东高西低、南高北低”的空间分异特征;环境规制对工业绿色创新的影响效应具有显著的空间异质性,东部、中部和西部地区依次通过单一门槛、双重门槛和三重门槛检验;各地区行业规模、人力资本和市场竞争力量显著促进工业绿色创新,而外商直接投资和产业结构在一定程度上抑制绿色创新效率的提升。因此,应因地制宜设定环境规制政策,充分考虑地区资源禀赋和经济发展水平的差异,把握好环境规制的有效强度,从而实现环境保护和绿色创新效率提升的双赢。

关键词:工业绿色创新;区域异质性;面板门槛模型;Super-SBM 模型
中图分类号:F425;X322 **文献标识码:**A **文章编号:**1002-6487(2022)16-0157-06

0 引言

面对资源禀赋和生态环境的双重约束,作为创新驱动和绿色发展两大发展理念的结合点,绿色创新成为促进供给侧结构性改革、优化能源利用结构和引导经济绿色转型的“风向标”。鉴于绿色创新具有显著外部性特征,企业在绿色创新过程中不仅要承担因知识、技术外溢而造成的经济损失,还要承担因环境负外部性而造成的溢出成本,加之创新过程中受研发费用高、技术周期长和市场投机的约束,传统工业企业在绿色创新转型进程中面临严峻的挑战。因此,如何在“新常态”背景下因地制宜设定环境规制政策工具,有效发挥环境规制对绿色创新的积极作用^[1],培育经济增长的新动能,形成人与自然和谐发展的现代化建设新格局,具有重要的理论意义和现实意义。

现有关于环境规制和绿色创新的研究主要是基于定性和定量角度对“波特假说”^[2]的存在性进行验证,并形成了以下 3 种结论:(1)遵循成本效应。新古典经济学相关理论认为,环境规制会导致企业遵循成本上升^[3],迫使企业将一部分资金用于治污和减排,从而挤占在绿色创新方面的投入^[4];在此基础上,Zhao 和 Sun(2016)^[5]通过研究环境规制对污染密集型企业研发和创新能力的影响,发现其与企业创新之间呈负相关关系;Ghosh 等(2018)^[6]通过对劳动密集型制造业进行研究,发现在政府环境规制的作用下,企业创新研发成本呈现规模式增长趋势,而对企业的核心竞争力产生负向影响。(2)创新补偿效应。不同于传统新古典经济学说,Porter 和 Linde(1995)^[2]在“波特假说”

的基础上基于动态视角研究了环境规制与企业创新活动的关系,认为合理的环境规制政策可以激发企业的创新动力,引导企业提高资源利用率,进而抵消因环境规制所带来的成本增加并通过创新补偿效应发挥先动优势;Cole 等(2010)^[7]通过对比不同环境规制工具对国家绿色创新效率的影响,从多维度验证了环境规制的实施对绿色创新起促进作用;吴旭晓(2019)^[8]、李璇(2017)^[9]、王锋正和陈方园(2018)^[10]分别就环境规制的异质性、时间维度和行业层面研究得出设定合理的环境规制对企业绿色创新产生“激励效应”。(3)环境规制对绿色创新存在“U”型关系,即影响存在不确定性。随着环境规制强度的增加,其对绿色创新的影响从抑制作用转化为引导促进作用,即存在一个环境规制强度的阈值“拐点”^[11]。如 Rubashkina 等(2015)^[12]基于污染治理成本的视角研究环境规制对绿色创新的影响,发现其作用机制总体上呈现“U”型波动规律。Xie 等(2017)^[13]基于中国省际面板数据研究发现环境规制对绿色创新的影响存在门槛效应,即越过一定的门槛值后,其显著激励企业绿色技术创新。还有学者如张娟等(2019)^[14]基于产业层面的微观经济视角亦得出环境规制对绿色技术创新的影响呈现“U”型关系的结论。

本文综合考虑绿色创新涉及的经济、生态和社会效益,运用 Super-SBM 模型测算中国 2006—2018 年工业企业考虑非期望产出的绿色创新效率,并基于区域异质性视角,采用非线性面板门槛模型研究环境规制工具对绿色创新的门槛效应,厘清环境规制与绿色创新之间的关系,期为不同区域制定合理的环境规制政策提供理论支撑,促进中国工业经济绿色转型和高质量发展。

基金项目:国家社会科学基金资助项目(18BGL157)
作者简介:段进军(1968—),男,山西运城人,教授,博士生导师,研究方向:城市与区域发展。
姚孟超(1991—),男,山东济宁人,博士研究生,研究方向:城市与区域发展。
黄奕(1991—),女,江苏苏州人,博士研究生,研究方向:城市与区域发展。

1 研究方法与数据说明

1.1 绿色创新效率测算

绿色创新是一个强调社会经济效率和生态效益的统一整体,企业在创造价值的过程中由于资源要素的消费而获得期望产出,同时由于污染物的排放而产生非期望产出^[15]。因此,本文借鉴Tone(2002)^[16]提出的非径向、非角度的Super-SBM方法测算中国工业绿色创新效率,既避免了由于投入不足而引起的非松弛问题,又可以通过数据转换函数对非期望产出进行有效处理。考虑非期望产出的Super-SBM模型构建如下:

$$\rho^* = \min \frac{\frac{1}{m} \sum_{i=1}^m \frac{\bar{x}_i}{x_{i0}}}{\frac{1}{n+k} \left(\sum_{r=1}^n \frac{\bar{y}_r}{y_{r0}} + \sum_{i=1}^k \frac{\bar{b}_i}{b_{i0}} \right)}$$

$$\text{s.t.} \begin{cases} \bar{x} \geq \sum_{j=1, \neq 0}^J \lambda_j x_j \\ \bar{y} \leq \sum_{j=1, \neq 0}^J \lambda_j y_j \\ \bar{b} \leq \sum_{j=1, \neq 0}^J \lambda_j b_j \\ \bar{x} \geq x_0, \bar{y} \leq y_0, \bar{b} \geq b_0, \bar{y} \geq 0, \lambda_j \geq 0 \end{cases} \quad (1)$$

其中, $\bar{x}$ 、 $\bar{y}$ 、 $\bar{b}$ 分别表示投入、期望产出和非期望产出的松弛量, λ_j 为权重向量,其和为1表示规模报酬可变(VBS),否则表示规模报酬不变(CRS)。

1.2 面板门槛模型

在门槛研究中,已有的学术成果多使用分组检验和交叉项检验模型,但两者具有主观性和不确定性,无法实现对门槛效应进行显著性检验^[17]。本文参考Hansen(1999)^[18]提出的面板门槛思想,将环境规制作为门槛变量纳入实证模型中、建立分段函数,通过构建单一门槛、双重门槛和三重门槛模型对门槛值数量和门槛效应进行进一步估计和检验。为避免异方差的影响,对模型均采用对数化处理:

$$\ln \text{grin} = \lambda + \theta_1 \ln ER_{it} (ER \leq \gamma_1) + \theta_2 \ln ER_{it} (ER > \gamma_1) + \varphi \ln X_{it} + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

$$\ln \text{grin} = \lambda + \theta_1 \ln ER_{it} (ER \leq \gamma'_1) + \theta_2 \ln ER_{it} (\gamma'_1 < ER \leq \gamma'_2) + \theta_3 \ln ER_{it} (ER > \gamma'_2) + \varphi \ln X_{it} + \varepsilon_{it} \quad (3)$$

$$\ln \text{grin} = \lambda + \theta_1 \ln ER_{it} (ER \leq \gamma''_1) + \theta_2 \ln ER_{it} (\gamma''_1 < ER \leq \gamma''_2) + \theta_3 \ln ER_{it} (\gamma''_2 < ER \leq \gamma''_3) + \theta_4 \ln ER_{it} (ER > \gamma''_3) + \varphi \ln X_{it} + \varepsilon_{it} \quad (4)$$

其中, i 代表研究区域, t 代表年份, grin 为绿色创新效率, ER 为门槛变量环境规制, X 为一组对绿色创新产生影响的控制变量, λ 用于反映地区效应, θ 、 φ 分别为环境规制和控制变量对绿色创新的影响系数, γ 为待估算的门槛值, ε_{it} 为随机干扰项。

1.2 变量选取与数据来源

(1)被解释变量:绿色创新效率(grin)。本文借鉴已有研究成果^[19,20],通过式(1)测算工业绿色创新效率,所涉及的投入、期望产出和非期望产出指标如下:(1)投入指标($\bar{x}$)主要包括劳动、资本和能源投入。劳动投入采用国际上通用的R&D人员全时当量表示;资本投入采用R&D经费投入表示;能源投入以工业细分行业能源消费总量并折算为标准煤表示。(2)期望产出($\bar{y}$)以各省份规模以上工业企业总产值和申请专利数来表示。(3)非期望产出($\bar{b}$)以工业“三废”排放、 CO_2 排放量和 SO_2 排放量来表征。

(2)解释变量:环境规制(ER)。现有文献对环境规制强度的测算缺乏全面性和系统性,基于不同的研究视角和研究方法,选用的测算方法差异较大,本文借鉴Yuan和Xiang(2018)^[21]的做法,采用工业污染治理设施运行费来衡量环境规制强度,费用越高,表明环境规制强度越大。

(3)控制变量:外商直接投资(fdi),用年度规模以上工业企业外商和港澳台直接投资额表示;产业结构(idu),采用于斌斌(2015)^[22]的做法,用泰尔指数的倒数来度量产业结构的合理化水平;行业规模(sca),用各区域规模以上工业企业数目表示;人力资本状况(edu),用工业企业就业人员人均受教育年限,将小学、初中、高中、大专及以上的受教育年限分别设定为6年、9年、12年和15年;市场竞争度(mcd),用区域单位产值工业企业数量与全国单位产值工业企业数量的比值表示。

“十一五”规划纲要提出把增强自主创新能力作为科学技术发展的战略基点和调整产业结构、转变增长方式的中心环节。因此鉴于数据的可获得性,本文选取2006—2018年我国30个省份(不含西藏和港澳台)的工业企业相关面板数据作为实证研究的样本集。原始数据来源于《中国统计年鉴》《中国环境统计年鉴》《中国能源统计年鉴》《中国工业统计年鉴》和《中国工业经济统计年鉴》,其中外商直接投资数据来自Wind数据库。

2 实证结果分析

2.1 绿色创新效率测算结果分析

利用MaxDEA软件测算中国30个省份2006—2018年工业企业考虑非期望产出的绿色创新效率并绘制绿色创新效率变化趋势图(如图1所示)。

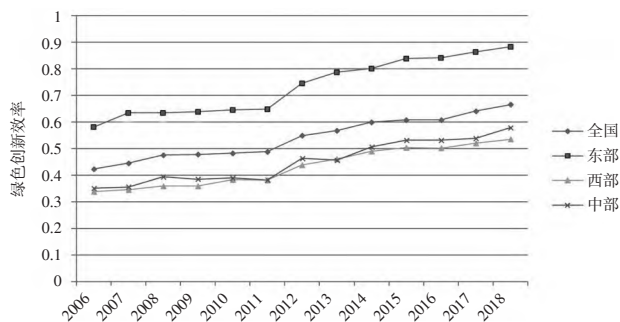


图1 2006—2018年中国工业企业绿色创新效率变化趋势

从时间趋势来看,东部、西部和中部地区与全国的工业企业绿色创新效率有着相似的变化特征,皆呈现上升趋势。就全国平均水平而言,其绿色创新效率由2006年的0.4229上升为2011年的0.4884,提高了15.5%,而2011—2018年,绿色创新效率提高了36.2%。“十二五”时期推动以企业为主题的技术创新体系和能力建设问题研究,引导和支持各种创新要素向企业集聚,高效配置科技资源,挖掘科研人员潜力,激发产业创新活力,特别是在创新引领方面,发挥科技人才主观能动性,发挥科协组织扎根企业的独特系统优势,为推动企业绿色创新和可持续发展做出突出贡献。分区域来看,中国三大地区绿色创新效率差异显著,其中,东部地区绿色创新能力突出,远超全国平均水平,而中部地区和西部地区在全国平均水平以下。究其原因,东部地区经济发展实力雄厚,资源配置效率和创新成果转化效率较高,同时具备独特的产业基础和地理位置优势,并结合市场环境 with 基础设施等外部支撑,绿色创新技术得到充分开发利用;而中西部地区经济发展较慢,创新基础条件相对落后,创新意识和创新能力薄弱,创新投入产出效率较低,地区绿色创新积极性受到限制,导致东、中、西部地区绿色创新效率呈现依次降低的“阶梯型”变化趋势。为进一步揭示中国工业企业绿色创新的空间变化格局,本文借助ArcGIS 10.2软件,分别选取2006年、2011年、2016年和2018年为样本数据,绘制如图2所示的绿色创新效率空间趋势图(其中X代表东,Y代表北,Z代表工业绿色创新效率)。

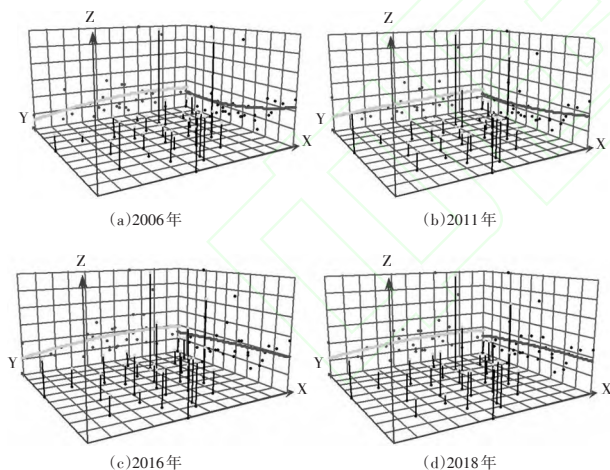


图2 中国工业企业绿色创新效率空间格局变化趋势

由图2可知,中国工业企业绿色创新效率时空上呈现“东高西低、南高北低”的非均衡特征,但呈现收敛趋势,主要表现为中西部地区逐渐上升,与东部地区差异逐年缩小。究其原因,中西部地区资源禀赋高,地域辽阔,具有巨大的发展潜力,同时在经济全球化和区域经济一体化的背景下,“西部大开发”和“中部崛起”战略促进了东部产业西移和资源合理配置,对推动东、中、西部地区绿色创新效率协调发展,形成东、中、西部地区优势互补、相互促进的新格局起到促进作用,有效缓解了区域创新资源不足的问题,提高了中西部地区工业企业绿色创新效率。

2.2 面板门槛估计

2.2.1 面板数据平稳性检验

为避免出现“伪回归”现象导致各项检验结果失去意义,在进行面板门槛回归之前对所选用的时间序列数据进行平稳性检验。本文采用LLC、IPS、ADF-Fisher和PP-Fisher对研究设计的相关变量进行单位根检验(见表1)。由检验结果可知,所有变量在经过一阶差分处理后均在1%的水平上拒绝原假设,即一阶差分序列不含单位根,表现较好的平稳性。

表1 面板数据单位根检验

变量	LLC	IPS	ADF-Fisher	PP-Fisher
$\ln \text{grin}$	-15.624***	-3.651	106.245*	95.307**
$D \ln \text{grin}$	-18.361***	-5.637***	156.904***	162.061***
$\ln ER$	-15.327***	-9.105**	141.652**	112.303***
$D \ln ER$	-20.335***	-15.002***	246.307***	325.881***
$\ln fdi$	-3.987***	0.230	42.687	56.258
$D \ln fdi$	-11.783***	-5.178***	156.004***	117.552***
$\ln idu$	-6.517***	-2.307*	98.324	46.307
$D \ln idu$	-15.307***	-6.008***	195.337***	126.351***
$\ln sca$	-3.627***	-10.361**	23.608*	45.368**
$D \ln sca$	-9.005***	-15.006***	88.037**	55.164***
$\ln edu$	-5.025***	0.238	55.318	48.367
$D \ln edu$	-9.327***	-11.306***	98.307***	152.667***
$\ln mcd$	-2.651***	-6.237*	83.006*	165.348**
$D \ln mcd$	6.008***	-17.634***	163.298***	208.651***

注:*,**和***分别表示通过10%、5%和1%水平的显著性检验,下同。

在所有变量一阶单整的基础上,需要对面板数据进行协整检验,以判断所选取的变量之前是否存在长期稳定的均衡关系。本文采用Kao检验和Pedroni检验对研究所涉及相关变量进行检验(见表2)。Kao检验结果显示面板数据的ADF统计量在1%的水平上显著,表明变量之间存在显著的协整关系。Pedroni检验结果显示PP和ADF统计量均在1%的水平上拒绝原假设,表明变量序列之间存在显著的协整关系。通过以上分析可知,本文选取的变量之间存在长期稳定的均衡关系,面板门槛回归模型设定合理。

表2 面板数据协整检验

检验方法	检验假设	统计量	检验结果
Kao 检验	$H_0: \rho = 1$	ADF	3.452***
Pedroni 检验	$H_0: \rho = 1$ $H_1: \rho < 1$	Panel v-Stat	3.027***
		Panel rho-Stat	7.324
		Panel PP-Stat	-6.307***
		Panel ADF-Stat	-1.006***
	$H_0: \rho = 1$ $H_1: \rho < 1$	Panel rho-Stat	8.364
		Panel PP-Stat	-13.067***
		Panel ADF-Stat	-2.617***

2.2.2 门槛检验

为选择合适的面板门槛模型,首先需要对门槛效应的存在性和门槛个数进行检验。本文基于东、中、西部地区依次进行单一门槛、双重门槛和三重门槛估计,得到不同门槛检验类型的F统计量,并采用Hansen提出的“Bootstrap”(自举法)通过300次的反复抽样得到对应的P值和临界值。其次,确定门槛的估计值并构造门槛值的置信区间,以便判断门槛值的真实性,本文采用“格栅搜索法”来确定门槛值,三大地区的门槛值及相应的95%置信区间最终结果如下页表3所示。

表3 东部、中部和西部地区环境规制门槛检验结果

门槛 变量 (地区)	门槛类型	门槛效应检验					门槛估计值	95%置信区间
		F 值	P 值	临界值				
				10%	5%	1%		
lnER (东部)	单一门槛	27.076**	0.036	16.290	19.676	25.308	11.308	[10.209,12.554]
	双重门槛	9.546	0.264	13.006	15.368	23.691		
	三重门槛	16.154	0.135	19.533	23.505	30.761		
lnER (中部)	单一门槛	28.199**	0.031	7.491	11.826	14.893	10.005	[8.329,12.306]
	双重门槛	21.652***	0.000	8.015	10.191	17.836	10.634	[9.628,11.357]
	三重门槛	8.311	0.284	12.448	17.071	24.016		
lnER (西部)	单一门槛	13.353*	0.076	12.667	18.876	22.593	8.892	[8.765,8.991]
	双重门槛	15.239***	0.000	9.651	10.678	13.661	9.657	[9.573,9.756]
	三重门槛	4.971	0.408	13.394	17.675	28.556		

由表3检验结果可知,对于东部地区而言,环境规制对绿色创新影响的单一门槛对应的F值为27.076,通过1%水平的显著性检验,而双重门槛和三重门槛对应的F值分别为9.546和16.154,皆小于10%的临界值13.006和19.533,未通过10%水平的显著性检验,故认为东部地区环境规制对绿色创新的影响存在单一门槛效应。其次,对于中部地区而言,环境规制对绿色创新影响的单一门槛和双重门槛对应的F值分别为28.199和21.652,通过5%和1%水平的显著性检验,而三重门槛对应的F值为8.311,小于10%的临界值12.448,未通过10%水平的显著性检验,故认为中部地区环境规制对绿色创新的影响存在双重门槛效应。最后,对于西部地区而言,环境规制对绿色创新的影响类似于中部地区,皆通过单一门槛效应和双重门槛效应检验,而三重门槛对应的F值仅为4.971,远小于10%的临界值13.394,未通过10%水平的显著性检验,故认为西部地区环境规制对绿色创新的影响也存在双重门槛效应。由表3中门槛估计值及其置信区间可知,所有的门槛值都落在其对应的95%置信区间,说明门槛估计值是真实性的,为进一步进行门槛回归分析奠定基础。同时,对比三大地区的门槛估计值可以发现,在同一环境规制强度下,门槛效应最先出现在西部地区,而中部和东部地区的门槛效应出现需要较高的环境规制强度。

2.2.3 回归结果与分析

基于以上分析,本文采用Stata 11.0软件对三大地区环境规制对绿色创新的影响机制进行分布回归,探究环境规制对绿色创新的非线性关系(如表4所示)。

由表4可知,东部地区环境规制对绿色创新的影响产生正向促进作用,皆通过1%水平的显著性检验,不存在环境规制强度的阈值“拐点”,但从估计系数来看,不同环境规制强度对绿色创新的影响效应差异较大,当环境规制水平低于11.308时,估计系数为0.461,边际效用较大,而当环境规制水平跨过门槛值11.308时,估计系数仅为0.008,作用强度明显减弱,说明东部地区由于快速经济发展和雄厚的工业化基础,市场机制较为完善,适宜的环境规制强度对工业企业绿色创新产生积极的促进作用,但当环境规制增加到一定程度时,其作用效果被削弱,因此应根据门槛值确定环境规制强度,最大限度地发挥对绿色创新的积极作用。中部地区环境规制对绿色创新的影响趋势呈

表4 面板门槛回归结果

	被解释变量(ln grin)		
	东部	中部	西部
ln fdi	-0.115** (-2.081)	-0.137** (2.115)	0.624 (1.318)
ln idu	-0.352*** (-2.364)	-0.473*** (-2.381)	-0.485*** (-2.384)
ln sca	0.205*** (1.978)	0.195*** (1.967)	0.067 (0.963)
ln edu	0.357*** (2.154)	0.318*** (2.018)	0.126*** (1.965)
ln mcd	0.208*** (2.004)	0.217** (2.006)	0.054 (0.862)
ln ER ≤ γ ₁	0.461*** (2.374)		
ln ER > γ ₁	0.008*** (1.973)		
ln ER ≤ γ ₁		-0.307** (-2.215)	0.518** (2.464)
γ ₁ < ln ER ≤ γ ₂		0.107 (1.006)	0.367*** (2.295)
ln ER > γ ₂		0.393*** (2.304)	-0.409*** (-2.534)
_cons	-15.627*** (-6.247)	-12.418*** (-5.291)	-14.627*** (-6.107)
R ²	0.955	0.937	0.882
F	82.361	82.654	85.627

“U”型非线性关系,当环境规制小于第一门槛值10.005时,估计系数为-0.307,且通过5%水平的显著性检验,表明环境规制其对绿色创新的影响呈现显著的抑制作用,“遵循成本”效应占据优势地位,对企业绿色创新投入产生挤出效应,随着环境规制强度的提高,其对绿色创新的提高虽产生积极作用,但作用效果并不显著,但当环境规制跨过第二门槛值10.634时,其估计系数急剧上升,并通过1%水平的显著性检验,“创新补偿”效应明显大于“遵循成本”效应,高环境规制强度显著激发企业的绿色创新能力,其原因可能是“中部崛起”战略带动区域经济协调发展和市场规模进一步扩大,为企业绿色创新带来新的发展机遇和挑战。西部地区环境规制对绿色创新的影响呈现“倒U”型非线性关系,在环境规制小于第二门槛值的区间内,其对绿色创新的提高产生显著的正向促进作用,回归系数分别为0.518和0.367,且分别通过5%和1%水平的显著性检验,表明在较低的环境规制强度下,企业为满足环境规制的要求,加大对绿色技术创新的研发力度和资金投入以降低环境污染的排放,从而促进地区绿色创新水平的显著提升,但当环境规制跨过第二个门槛值9.657时,估计系数为-0.409,并在1%的水平上显著,表明在较高的环境规制强度下,“遵循成本效应”对绿色创新的抑制效应远大于“创新补偿效应”所带来的促进效应,导致绿色创新效率下降,其原因在于西部地区尚处于工业化初期阶段,资源配置效率低,市场体系不健全,研发基础薄弱,过高的环境规制水平会加重企业污染治理负担,成为企业发展的包袱,降低企业进行绿色创新的积极性。

控制变量方面,外商直接投资在5%的水平上对东部

和中部地区绿色创新产生抑制作用,在一定程度上印证了“污染天堂假说”,对西部地区绿色创新产生正向促进作用,但未通过显著性检验,说明西部地区尚处于外商投资的上升阶段;产业结构对绿色创新的影响产生负向作用,且通过1%水平的显著性检验,表明我国工业产业结构虽逐渐趋于合理,但传统重工业企业比重依然较大,高新技术产业相对落后,严重阻碍总体绿色创新效率的提升;行业规模在1%的水平上对东部和西部地区绿色创新效率产生促进作用,表明行业规模程度的扩大加速资源要素的流动和信息的流通,能够促进企业间互相学习和监督,有利于绿色创新效率的提升,而西部地区行业规模程度较低,对绿色创新的影响机制不显著;人力资本在1%的水平上促进绿色创新效率的提升,人才是创新的第一资源,“高精尖”人才的引入可为企业创新提供重要的技术支撑,激发企业创新潜能,为企业进行绿色创新提供充沛的新动能;市场竞争力对东部和西部地区绿色创新的影响效应显著为正,表明随着市场竞争力的加大,企业为提高经济效益和行业竞争力,加大对新技术、新产品研发的投入,进而有利于绿色创新效率的提升,西部地区由于市场化程度低,其作用效果不显著。

3 结论与启示

为全面考察环境规制对工业绿色创新的影响,本文利用非期望产出的Super-SBM模型对中国30个省份2006—2018年工业绿色创新效率进行测算;然后基于区域异质性视角,采用非线性面板门槛模型进一步探究不同地区环境规制对工业绿色创新的作用机理。最终得出如下结论:(1)从时间变化来看,东部、西部和中部地区与全国的工业企业绿色创新效率有着相似的变化特征,皆呈现上升趋势,2011—2018年的增长速度明显大于2006—2011年的,空间上呈现“东高西低、南高北低”的非均衡特征。(2)环境规制对工业绿色创新的影响具有显著的空间异质性,具体来看,东部地区通过单一门槛显著性检验,对绿色创新产生正向促进作用,不存在改变作用方向的“临界点”;中部地区环境规制对绿色创新的影响通过双重门槛显著性检验,两者之间呈现先下降再上升的“U”型非线性关系;西部地区环境规制对绿色创新的影响通过双重门槛显著性检验,两者之间呈现先上升后下降的“倒U”型非线性关系。(3)控制变量方面,产业结构显著抑制了绿色创新效率的提升,而人力资本对绿色创新皆起到显著促进作用;市场规模和市场竞争力对东部和西部地区绿色创新也表现出显著的促进作用,而对西部地区作用效果不显著;外商直接投资显著抑制东部和西部绿色创新效率的提升,对西部作用效果未通过显著性检验。

基于以上研究结论,本文得到如下启示:(1)充分认识工业绿色创新的空间异质性,把握供给侧结构性改革的总体方向,完善工业发展的市场竞争机制、合作机制和互助机制,促进各个地区资源要素的有序流动,实现创新资源

的合理配置,为工业企业实施绿色创新提供坚实的支撑力量。(2)因地制宜实施差异化的环境规制政策,对于高环境规制强度的东部地区,适当提高政策准入门槛,分阶段逐步提高环境规制强度,最大限度地发挥对绿色创新的促进作用;对于中等强度的中部地区,提高环境规制强度,使其跨过第二个门槛值,尽可能削弱“遵循成本”效应而带来的负面影响;西部地区则应适当控制环境规制强度,使其在第二个门槛值以下,把握合理的环境规制强度,倒逼工业企业进行绿色创新,实现环境保护和绿色创新效率提升的双赢。(3)支持经济发达地区产业结构优化和产业转移,提高污染行业的准入门槛,健全科学合理的监管体系,理性引进外商直接投资,避免高能耗、高污染企业的介入,同时应鼓励创新人才的引进,加强对高技术行业研发人员和研发资金的投入,充分发挥人力资本在企业绿色创新的优势作用,促进企业绿色创新效率的提高。

参考文献:

- [1]王锋正,姜涛,郭晓川.政府质量、环境规制与企业绿色技术创新[J].科研管理,2018,39(1).
- [2]Porter M E, Linde C. Toward a New Conception of the Environment-competitiveness Relationship [J].Journal of Economic Perspectives,1995,9(4).
- [3]吴超,杨树旺,唐鹏程,等.中国重污染行业绿色创新效率提升模式构建[J].中国人口·资源与环境,2018,28(5).
- [4]Gray W B. The Cost of Regulations: OSHA, EPA and the Productivity Slowdown [J].American Economic Review,1987,77(5).
- [5]Zhao X, Sun B. The Influence of Chinese Environmental Regulation on Corporation Innovation and Competitiveness [J].Journal of Cleaner Production,2016,112(4).
- [6]Ghosh D, Shah J, Swami S. Product Greening and Pricing Strategies of Firms Under Green Sensitive Consumer Demand and Environmental Regulations [J].Annals of Operations Research,2018,(5).
- [7]Cole M, Elliot T R, Okubo T. Trade, Environmental Regulations and Industrial Mobility: An Industry-level Study of Japan [J].Ecological Economics,2010,69(10).
- [8]吴旭晓.中国区域绿色创新效率演进轨迹及形成机理研究[J].科技进步与对策,2019,36(23).
- [9]李璇.供给侧改革背景下环境规制的最优跨期决策研究[J].科学与科学技术管理,2017,38(1).
- [10]王锋正,陈方圆.董事会治理、环境规制与绿色技术创新——基于我国重污染行业上市公司的实证检验[J].科学学研究,2018,36(2).
- [11]游达明,欧阳乐茜.环境规制对工业企业绿色创新效率的影响——基于空间杜宾模型的实证分析[J].改革,2020,(5).
- [12]Rubashkina Y, Galeotti M, Verdolini E. Environmental Regulation and Competitiveness: Empirical Evidence on the Porter Hypothesis From European Manufacturing Sectors [J].Energy Policy,2015,83(35).
- [13]Xie R H, Yuan Y J, Huang J J. Different Types of Environmental Regulations and Heterogeneous Influence on “Green” Productivity: Evidence From China [J].Ecological Economics,2017,(132).
- [14]张娟,耿弘,徐功文,等.环境规制对绿色技术创新的影响研究[J].中国人口·资源与环境,2019,29(1).

- [15] 王晓云, 魏琦, 杨秀平. 城市绿色经济效率动态评价及影响因素——基于 285 个地级以上城市数据的分析[J]. 生态经济, 2017, 33(2).
- [16] Tone K. A Slacks-based Measure of Super-efficiency in Data Envelopment Analysis [J]. European Journal of Operational Research, 2002, 143(1).
- [17] 江心英, 赵爽. 双重环境规制视角下 FDI 是否抑制了碳排放——基于动态系统 GMM 估计和门槛模型的实证研究[J]. 国际贸易问题, 2019, (3).
- [18] Hansen B E. Threshold Effect in Non-dynamic Panels: Estimation, Testing and Inference [J]. Journal of Econometrics, 1999, 93(2).
- [19] 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).
- [20] 吴传清, 张雅晴. 环境规制对长江经济带工业绿色生产率的门槛效应[J]. 科技进步与对策, 2018, 35(8).
- [21] Yuan B L, Xiang Q L. Environmental Regulation, Industrial Innovation and Green Development of Chinese Manufacturing: Based on an Extended CDM Model [J]. Journal of Cleaner Production, 2018, (176).
- [22] 于斌斌. 产业结构调整与生产率提升的经济增长效应——基于中国城市动态空间面板模型的分析[J]. 中国工业经济, 2015, (12).
- (责任编辑/谢雅倩)

Empirical Test of Impact of Environmental Regulation on Industrial Green Innovation

Duan Jinjun, Yao Mengchao, Huang Yi

(Dongwu Business School, Soochow University, Soochow Jiangsu 215021, China)

Abstract: This paper uses the super-SBM model to calculate the green innovation efficiency of industrial enterprises in China from 2006 to 2018 considering the undesired output. On this basis, this paper constructs the panel threshold model to empirically test the impact mechanism of environmental regulation on industrial green innovation efficiency from the perspective of regional heterogeneity. The results go as below: On the whole, the industrial green innovation efficiency in China presents an upward trend, shown as the spatial differentiation characteristics of “high in the east and low in the west, high in the south and low in the north”. The effect of environmental regulation on industrial green innovation has significant spatial heterogeneity; the eastern, central and western regions pass the single threshold, double threshold and triple threshold tests successively. Industrial scale, human capital and market competitiveness of all regions significantly promote industrial green innovation, while foreign direct investment and industrial structure inhibit the improvement of green innovation efficiency to a certain extent. Therefore, environmental regulation policies should be set according to local conditions; the differences in regional resource endowments and economic development levels should be fully considered, and the effective intensity of environmental regulation should be grasped, so as to achieve environmental protection and green innovation efficiency improvement.

Key words: industrial green innovation; regional heterogeneity; panel threshold model; Super-SBM model