

行政垄断约束下环境规制对工业生态效率的影响

——基于动态空间杜宾模型与门槛效应的检验

邱兆林,王业辉

(山东财经大学 经济学院, 山东 济南 250002)

摘要: 中国特色政治经济管理体制下,环境规制对工业生态效率的影响会受到行政垄断的约束。首先,将行政垄断与环境规制纳入生产函数,构建了环境规制与行政垄断影响生态效率的理论框架。其次,利用 Super-SBM 模型测算了中国 2000—2015 年 30 个省份的工业生态效率,结果表明,中国工业生态效率整体呈上升趋势,东部地区显著高于中西部地区。最后,构建动态空间杜宾模型检验环境规制和地区性行政垄断对工业生态效率的影响,结果显示,环境规制对工业生态效率具有正向影响,而且环境规制存在空间溢出效应和区域异质性。考虑到不同地区行政垄断程度存在差异,进一步设定面板门槛模型进行检验,结果发现,当地区性行政垄断程度低于门槛值 0.343 时,环境规制有效提升工业生态效率,当地区性行政垄断程度超过门槛值时,环境规制的系数不显著。据此提出制定异质性环境规制政策、放松地区性行政垄断、建立企业清洁生产技术研发激励机制、提高人力资本水平的政策建议。

关键词: 环境规制; 行政垄断; 工业生态效率; 空间效应; 门槛效应

中图分类号: F427 **文献标识码:** A **文章编号:** 1671-9301(2018)05-0114-13

DOI:10.13269/j.cnki.ier.2018.05.010

一、引言

改革开放以来,工业部门在中国经济增长奇迹中发挥了举足轻重的推动作用,然而长期粗放式发展带来的资源和环境问题日益严重,污染排放和资源消耗已经接近环境承载极限。环境污染给中国带来的经济损失约占 GDP 的 8%~15%^[1],环境保护与经济增长的协调发展亟待解决。近年来,政府出台了大量环境保护政策措施,甚至强制关停部分污染严重的工业企业,充分彰显了党中央保护生态环境的决心。对于尚处在经济中高速增长的中国来说,面对资源短缺和环境保护的双重约束,为了建设生态系统与经济系统有机统一的现代经济体系,制定合理的环境规制政策来提升工业生态效率成为绿色发展的重要保障。

中国经济增长方式转型的探讨中,行政垄断在中国经济发展中的作用不容小觑。作为经济主体的地方政府为了维持本地区经济增长和就业稳定会运用行政权力限制或排斥市场竞争^[2],通过弱化环境规制实现招商引资和地区经济快速增长的目的。鉴于地方政府在地区经济社会发展中所扮演的重要角色,研究经济发展方式转型以及环境规制对工业生态效率的影响等问题必然要考虑行政垄

收稿日期:2018-05-25;修回日期:2018-07-28

作者简介:邱兆林(1985—),男,山东高密人,经济学博士,山东财经大学经济学院讲师,研究方向为环境规制与高效生态经济;王业辉(1987—),男,山东济南人,经济学博士,山东财经大学经济学院讲师,研究方向为空间计量经济学。

基金项目:国家社会科学基金重点项目(16AJY006)

断的作用。本文将行政垄断纳入环境规制影响生态效率的分析框架,探讨行政垄断约束下环境规制对工业生态效率的影响机制。

二、文献综述

关于环境规制与工业生态效率(或绿色全要素生产率)的关系成为学界研究的焦点问题,这些研究主要涉及三方面,一是中国工业生态效率测算及其影响因素分析,二是环境规制影响工业生态效率的间接效应,三是行政体制约束下环境规制政策的实施效果。一些学者测算了中国工业的生态效率,样本涵盖行业层面和区域层面,李斌等^[3]发现中国工业行业的绿色全要素生产率出现倒退;不同行业的绿色全要素生产率存在较大差异^[4];林伯强和刘泓汛^[5]发现中国工业行业的能源环境效率水平不高,但整体处于上升趋势;李胜兰等^[6]发现中国区域生态效率呈现“东高西低、逐渐收敛”的状态。部分文献探讨了工业生态效率的影响因素^[7-8],环境规制被认为是环境保护技术进步的前提^[9],从静态视角看,环境规制加剧了企业的成本负担,削弱了被规制企业的创新能力^[10];从动态视角看,合理的环境规制能够激励企业产生“创新补偿效应”^[11-12]。还有学者研究发现,环境规制在短期不利于增进企业绩效,但长期存在积极影响^[13];环境规制在异质性行业中存在差异化效应^[14];环境规制与绿色全要素生产率之间呈“U”型关系^[4];不同类型环境规制政策工具对经济发展的影响存在较大差异^[15]。因此,通过制定合理的环境规制政策推进工业绿色全要素生产率提升成为新型工业化发展的必然之路^[16]。

环境规制还通过其他中介因素对工业生态效率产生间接作用,环境规制与FDI存在交互作用,从而对生态效率产生影响^[5,17];环境规制引致的技术创新促进绿色全要素生产率提升,主要来自非环保技术创新的贡献^[18]。此外,童健等^[19]基于要素结构差异导致的环境规制行为差异分析了环境规制对工业行业升级的影响;刘华军和刘传明^[20]、沈坤荣等^[21]分析了环境规制对污染产生空间溢出和就近转移效应;王勇等^[22]、余东华和孙婷^[23]研究了环境规制通过劳动力再配置和劳动者技能溢价的中介效应影响制造业国际竞争力;肖兴志和李少林^[24]、原毅军和谢荣辉^[25]、韩超等^[26]还研究了环境规制对产业结构调整和资源再配置的影响。

上述研究大多忽略了体制因素尤其是行政垄断与环境规制的交互作用,分税制改革之后,地方政府拥有了较大的财政自主权,环境规制被地方政府视为争夺流动性资源的博弈工具,从而形成了环境规制的非完全执行现象^[27]。朱平芳等^[28]基于地方分权的视角检验地方环境竞争效应和环境规制强度对FDI作用方向来判断“逐底竞争”的存在;李胜兰等^[6]研究表明地方政府在环境规制的制定和实施过程中存在相互“模仿”行为;罗能生和王玉泽^[29]发现财政分权程度提升引致生态效率下降,随着环境规制强度不断提高,财政分权对生态效率的作用由“攫取之手”向“援助之手”转变;国内市场一体化程度的提高能够降低区域污染产业比重^[30]。

通过梳理现有文献可以发现,现有研究主要集中在工业生态效率测算和环境规制等因素对工业生态效率的影响两大方面,部分文献涉及财政分权约束下环境规制的影响,鲜有文献涉及行政垄断约束下环境规制对生态效率的影响。鉴于政府在经济增长与环境保护中扮演的重要角色,环境规制与行政垄断对工业生态效率的影响必然存在交互作用。本文将理论分析与实证检验相结合,深入剖析环境规制和行政垄断对工业生态效率的影响。

三、理论分析与研究假说

中国特色政治经济治理体制下,行政垄断在环境规制实施过程中发挥着重要作用。本文把行政垄断和环境规制纳入生产函数,构造行政垄断、环境规制与生态效率的分析框架。

(1) 生产函数。行政垄断是政府干预经济的复杂行为,简化起见,这里使用政府投资规模来衡量。将行政垄断和环境规制强度纳入生产函数,人均产出函数设定为:

$$y = f(k, g, z) = Ak^\alpha g^\beta z^\theta \quad (1)$$

式中 y 表示人均产出; A 是外生给定的生产技术系数; k 表示人均物质资本积累; g 表示人均政府投资; z 表示环境规制强度。

假设扣除税收之后的最终产出 y 全部用于消费、折旧、研发支出、治污支出和生产性投资, 则生产性资本存量的动态方程为:

$$\dot{k} = (1 - \tau)y - c - (\delta + r)k - w \quad (2)$$

式中, τ 表示税率, c 表示人均消费, δ 表示折旧率, r 代表技术进步率, 则 rk 即为研发支出, w 表示治污支出。结合本文的研究内容, 技术进步率可以用生态效率来衡量。

(2) 消费者行为。假设代表性个体的总效用取决于人均消费和环境质量, 消费者在自身约束、政府预算约束和环境约束下选择消费来使贴现效用最大化, 消费者效用函数设为:

$$\int_0^{\infty} u(c(t), h(t)) e^{-\rho t} dt \quad (3)$$

式中 u 为福利的瞬时效用函数, c 和 h 分别表示人均消费和环境质量, $h \in (0, 1)$, $\rho > 0$ 表示主观贴现率。效用函数 u 是 c 和 h 的增函数, 设瞬时效用函数符合不变跨期替代弹性形式:

$$u(c, h) = \frac{c^{1-\sigma} - 1}{1-\sigma} + \frac{h^{1-\omega} - 1}{1-\omega} \quad (4)$$

式中, σ 表示相对风险规避系数, ω 表示环保意识参数, $\sigma > 0$, $\omega > 0$ 且 $\sigma \neq 1$, $\omega \neq 1$ 。

假设污染排放是产出水平和治污支出的函数^[8], 污染排放函数设为 $p = by - qw$, p 为污染排放, w 为治污支出, 参数 b, q 都大于零, 分别表示产出的排污强度和治污支出的减排强度; 治污支出又是环境规制强度的增函数, 即 $w = \varphi z$, φ 为环境规制强度系数, 且满足 $\varphi > 0$ 。随着污染的加剧, 环境质量被逐渐消耗, 但环境本身具有再生能力, 设其再生速度为 η , 满足 $\eta > 0$ ^[31], 则环境质量变化的动态方程可表示为:

$$\dot{h} = -p + \eta h = -by + q\varphi z + \eta h \quad (5)$$

(3) 政府行为。政府通过征税为投资进行融资, 其预算约束方程为:

$$g = \tau y = \tau A k^{\alpha} g^{\beta} z^{\theta} \quad (6)$$

(4) 竞争性均衡求解。综合以上分析, 建立在人均消费水平和环境质量上代表性个体的决策问题是一个动态最优化问题, 该最优化问题可以刻画为:

$$\max_{\{c, z, k, h\}} \int_0^{\infty} u(c, h) e^{-\rho t} dt \quad (7)$$

$$\text{s. t. } \dot{k} = (1 - \tau)y - c - (\delta + r)k - w; \quad \dot{h} = -by + q\varphi z + \eta h \quad (8)$$

代表性个体在预算约束方程(8)式给定的条件下, 通过选择消费来极大化自己的效用水平, 构建如下现值汉密尔顿函数求解该最优化问题:

$$H = u(c, h) + \lambda_1((1 - \tau)y - c - (\delta + r)k - w) + \lambda_2(-by + q\varphi z + \eta h) \quad (9)$$

其中, λ_1, λ_2 表示汉密尔顿乘子, 求解上述最优化问题, 得到一阶条件和横截条件:

$$H_c = u_c - \lambda_1 = 0 \quad (10)$$

$$H_z = \lambda_1((1 - \tau)f'_z - \varphi) + \lambda_2(-bf'_z + q\varphi) = 0 \quad (11)$$

$$H_k = \lambda_1((1 - \tau)f'_k - (\delta + r)) + \lambda_2(-bf'_k) = \rho\lambda_1 - \dot{\lambda}_1 \quad (12)$$

$$H_h = u_h + \lambda_2\eta = \rho\lambda_2 - \dot{\lambda}_2 \quad (13)$$

$$\lim_{t \rightarrow \infty} \lambda_1 k e^{-\rho t} = 0; \quad \lim_{t \rightarrow \infty} \lambda_2 h e^{-\rho t} = 0 \quad (14)$$

由(10)式可以得到人均消费的增长率为:

$$\frac{\dot{c}}{c} = -\frac{1}{\sigma} \frac{\dot{\lambda}_1}{\lambda_1} \quad (15)$$

由(1)、(6)、(11)和(12)式整理得到:

$$\frac{\dot{\lambda}_1}{\lambda_1} = \rho - \frac{(1-\tau)\alpha g}{\tau k} + \delta + r + \frac{b\alpha g((1-\tau)\theta g - \varphi \tau z)}{\tau k(b\theta g - q\varphi \tau z)} \quad (16)$$

在均衡增长路径(Balanced Growth Path)上经济达到一种竞争性均衡,这时 c 和 h 的增长率均为常数 Ω ,由(15)式和(16)式可以得到:

$$\Omega = \frac{\dot{c}}{c} = \frac{1}{\sigma} \left[\frac{(1-\tau)\alpha g}{\tau k} - \delta - r - \frac{b\alpha g((1-\tau)\theta g - \varphi \tau z)}{\tau k(b\theta g - q\varphi \tau z)} - \rho \right] \quad (17)$$

根据(17)式可知,本文已经构建出关于环境规制、行政垄断和技术进步率之间的理论框架,下面本文将具体分析它们之间的内在关系,对(17)式变形可以得到:

$$r = \frac{(1-\tau)\alpha g}{\tau k} - \frac{b\alpha g((1-\tau)\theta g - \varphi \tau z)}{\tau k(b\theta g - q\varphi \tau z)} - \sigma\Omega - \rho - \delta \quad (18)$$

(1) 环境规制对工业生态效率的影响机制分析。对(18)式求解技术进步率 r 关于环境规制强度 z 的偏导数,得到 $\partial r/\partial z = \frac{b\alpha\varphi\theta g^2(b - (1-\tau)q)}{k(b\theta g - q\varphi \tau z)^2}$ 。当 $\frac{b}{q} > 1 - \tau$ 时, $\partial r/\partial z > 0$,表明当产出的排

污强度较大,而治污支出的减排强度较小时,加强环境规制可以提高技术进步率。中国经济发展进入新常态,经济发展方式由粗放式增长向高质量发展转变,环境规制是政府为实现高质量发展而采取的重要政策工具,长期来看,加强环境规制可以倒逼企业进行技术创新,从而实现创新补偿效应。随着人们对美好生活的诉求不断加强,公众环境保护意识逐渐增强,对环境污染的关注度和参与度越来越高,这些非正式环境规制迫使企业加强清洁生产技术研发进行绿色生产,促使政府重视环境保护,提升工业生态效率。由此得到本文第一个假说。

假说1:当产出的排污强度较大时,加强环境规制能够控制企业污染排放,提升工业生态效率。

(2) 行政垄断对环境规制的约束机制分析。在经济分权与垂直的政治管理体制相结合的中国特色政治管理体制下,作为经济活动主体的政府掌握着大量社会资源,环境规制政策由政府制定和实施,环境规制对生态效率的影响受到行政垄断的约束。环境规制和地区性行政垄断被地方政府视为争夺资源发展本地经济的博弈工具,地方政府会在经济增长与环境保护之间权衡。行政垄断对工业生态效率的影响可以通过经济增长和环境保护两种途径来实现,首先,地方政府加强行政垄断和市场分割保护地方经济增长,短期可以产生促进经济增长的明显效果,但长期不利于市场竞争和企业创新;其次,行政垄断使得地方政府宏观调控加强,政府利用行政权力保证环境保护政策有效落实,控制企业污染排放,有利于工业生态效率提升。因此,行政垄断对工业生态效率的影响取决于两类效应的大小。由此得到本文第二个假说。

假说2:行政垄断与环境规制存在交互作用,一定程度的地区性行政垄断有助于环境规制政策有效落实。

四、中国工业生态效率测算

1. 测算方法

数据包络分析(DEA)是目前常用的测算效率的方法,主要包括两种处理方法:一是依靠传统距离函数的DEA方法,二是方向性距离函数模型^[32]。工业生产过程中除了得到“期望产出”外,还可能产生污染环境的“非期望产出”,因此,测算生态效率时需要考虑污染对产出的影响,即存在非期望产出的情况。如果存在非期望产出,依靠传统距离函数容易导致效率结果出现偏差。Tone^[33]提出一种基于松弛变量的DEA模型,即SBM模型(Slacks-Based Measurement),该方法测算得到的效率

值会出现多个决策单元同时有效的情况(即效率值都为1),无法进行有效排序和评价。Tone^[34]基于修正松弛变量提出 Super-SBM 模型,考虑非期望产出的 Super-SBM 模型得到的决策单元效率值可以大于1,可对多个有效率的决策单元进行排序。假设有 n 个决策单元,每个决策单元使用 m 种要素投入 $x \in R_m^+$,生产得到 s_1 种期望产出 $y^g \in R_{s_1}^+$ 和 s_2 种非期望产出 $y^b \in R_{s_2}^+$,定义矩阵 $X = [x_1, \dots, x_n] \in R_{m \times n}^+$ 、 $Y^g = [y_1^g, \dots, y_n^g] \in R_{s_1 \times n}^+$ 、 $Y^b = [y_1^b, \dots, y_n^b] \in R_{s_2 \times n}^+$ 。一个排除决策单元 (x_0, y_0^g, y_0^b) 的有限生产可能性集为: $P \setminus (x_0, y_0^g, y_0^b) = \left\{ (\bar{x}, \bar{y}^g, \bar{y}^b) \mid \bar{x} \geq \sum_{j=1}^n \lambda_j x_j, \bar{y}^g \leq \sum_{j=1}^n \lambda_j y_j^g, \bar{y}^b \geq \sum_{j=1}^n \lambda_j y_j^b, \lambda \geq 0 \right\}$,考虑非期望产出的 Super-SBM 模型可表示为:

$$\rho^* = \min \frac{\frac{1}{m} \sum_{i=1}^m \frac{\bar{x}_i}{x_{i0}}}{\frac{1}{s_1 + s_2} \left(\sum_{r=1}^{s_1} \frac{\bar{y}_r^g}{y_{r0}^g} + \sum_{l=1}^{s_2} \frac{\bar{y}_l^b}{y_{l0}^b} \right)} \quad (19)$$

$$\text{s. t. } \begin{cases} \bar{x} \geq \sum_{j=1, j \neq 0}^n \lambda_j x_j, \bar{y}^g \leq \sum_{j=1, j \neq 0}^n \lambda_j y_j^g, \bar{y}^b \geq \sum_{j=1, j \neq 0}^n \lambda_j y_j^b \\ \bar{x} \geq x_0, \bar{y}^g \leq y_0^g, \bar{y}^b \geq y_0^b, \lambda \geq 0, \sum_{j=1, j \neq 0}^n \lambda_j = 1 \end{cases}$$

式中, ρ^* 为目标效率值, x 、 y^g 、 y^b 分别表示投入向量、期望产出向量和非期望产出向量; m 、 s_1 、 s_2 分别表示要素投入种类、期望产出种类和非期望产出种类, $\lambda \in R_n$ 为权重向量。

2. 指标选取和数据来源

采用 Super-SBM 模型测算考虑环境污染因素的工业生态效率首先需要确定期望产出、非期望产出和投入指标。期望产出用各地区工业增加值表示,非期望产出用工业废水排放量和工业二氧化硫排放量来衡量^①;投入指标包括资本投入、劳动投入和能源投入,分别用各地区工业固定资产净值、年末从业人数和能源消费来表示。其中,各地区工业增加值来自《中国工业经济统计年鉴》和国泰安数据库,工业固定资产净值来自《中国统计年鉴》,工业城镇年末就业人数来自《中国劳动统计年鉴》,工业能源消费根据《中国能源统计年鉴》中区域能源平衡表列出的各地区分行业终端能源消费量(实物量)测算得到,工业终端主要能源消费包括煤合计、焦炭、油品合计、天然气、热力、电力和其他能源7类,最后根据各类能源折算标准煤系数折合成标准煤量,折算系数参照《中国能源统计年鉴》。工业废水和工业废气排放数据全部来自《中国环境统计年鉴》。工业增加值和固定资产净值分别用各地区工业品出厂价格指数和固定资产投资价格指数进行平减(2000年为基期)。

3. 结果分析

本文利用 MaxDEA 软件测算得到中国30个省份2000—2015年的工业生态效率,如表1所示。(1)从时间趋势来看,中国工业生态效率整体呈现上升趋势。改革开放之后,中国经济逐步实现计划经济向市场经济和传统农业社会向工业社会的双重转型,经济增长方式发生根本性转变,政府部门出台大量政策促进经济增长方式向创新驱动转变,发展绿色经济和循环经济,加大环保力度,推进生态文明建设。(2)分区域来看^②,东中西三大区域工业生态效率差距明显,东部地区远高于中西部地区,以2015年为例,东部地区工业生态效率达到1,中西部地区只有0.613和0.625。北京^③、天津、上海、江苏、浙江、福建、广东、海南等省份工业生态效率提升较快,实现经济增长和环境保护的“双赢”;中西部地区工业生态效率较低,如山西、黑龙江、贵州、甘肃、新疆等资源型省份的效率值都低于0.6。中西部地区市场化改革进程相对缓慢,阻碍了产业结构转型升级,不仅经济发展水平相对落后,环境污染也相对严重。

表1 各地区2000—2015年工业生态效率

地区	2000年	2002年	2004年	2006年	2008年	2010年	2012年	2013年	2014年	2015年
北京	0.962	1.059	1.156	1.285	1.258	1.266	1.257	1.283	1.347	1.774
天津	1.081	1.021	1.016	1.079	1.094	1.071	1.110	1.127	1.137	1.153
河北	0.806	0.774	0.729	0.704	0.671	0.665	0.670	0.802	0.709	0.693
山西	0.703	0.687	0.658	0.608	0.576	0.553	0.531	0.534	0.512	0.476
内蒙古	0.711	0.687	0.711	0.698	1.008	1.065	1.105	1.087	1.062	1.033
辽宁	0.760	0.778	0.716	0.680	0.694	0.705	0.698	0.698	0.680	0.655
吉林	0.756	0.758	0.747	0.683	0.688	0.718	0.825	0.694	0.688	0.668
黑龙江	1.053	1.062	1.014	0.703	0.654	0.644	0.586	0.576	0.553	0.530
上海	1.076	1.042	1.093	1.096	1.047	1.063	1.005	1.018	1.019	1.026
江苏	1.007	1.020	1.017	1.004	1.000	1.009	1.034	1.044	1.027	1.031
浙江	1.053	1.054	1.044	0.811	0.799	0.765	0.779	1.030	1.024	1.020
安徽	0.767	0.754	0.737	0.675	0.649	0.677	0.695	0.694	0.690	0.670
福建	1.072	1.108	1.032	1.012	1.001	1.049	1.003	1.039	1.036	1.029
江西	0.711	0.711	1.001	1.001	0.606	0.666	0.646	0.640	0.630	0.588
山东	1.027	1.040	1.022	1.045	0.830	0.758	0.748	0.834	1.004	0.857
河南	0.795	0.763	0.740	0.722	0.702	0.678	0.675	0.675	0.664	0.649
湖北	1.027	0.824	0.718	0.663	0.654	0.681	0.712	0.710	0.705	0.695
湖南	0.700	0.706	0.674	0.681	0.659	0.691	0.685	0.703	0.688	0.669
广东	1.106	1.088	1.093	1.105	1.116	1.145	1.129	1.133	1.131	1.128
广西	0.630	0.624	0.625	0.624	0.570	0.599	0.626	0.631	0.631	0.628
海南	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000
重庆	0.621	0.652	1.010	0.660	0.642	1.057	1.028	1.015	0.688	0.669
四川	0.668	0.660	0.663	0.666	0.659	0.675	0.724	0.728	0.713	0.681
贵州	0.678	0.674	0.685	0.649	0.628	0.591	0.557	0.573	0.566	0.557
云南	0.749	0.749	0.716	0.679	0.644	0.648	0.600	0.581	0.577	0.559
陕西	0.681	0.660	0.644	0.637	0.607	0.652	0.639	0.655	0.636	0.613
甘肃	0.656	0.661	0.643	0.627	0.575	0.560	0.578	0.544	0.523	0.474
青海	1.304	1.472	1.000	1.009	0.731	0.711	0.770	0.760	0.806	0.742
宁夏	0.688	0.658	0.687	0.617	0.551	0.543	0.597	0.600	0.603	0.582
新疆	1.016	0.778	0.696	0.636	0.555	0.526	0.531	0.510	0.498	0.489
东部地区	0.989	0.992	0.982	0.967	0.938	0.935	0.929	0.987	0.993	1.000
中部地区	0.804	0.776	0.776	0.710	0.647	0.662	0.664	0.650	0.638	0.613
西部地区	0.743	0.728	0.725	0.675	0.642	0.674	0.685	0.678	0.649	0.625

注:东、中、西三大区域工业生态效率为相应省份的几何平均值。

五、实证检验与结果分析

本部分实证检验采用中国30个省份(西藏除外,不含港澳台地区)2000—2015年的面板数据,首先对核心变量进行空间相关性检验,然后利用空间面板杜宾模型从全国和区域层面实证分析环境规制和行政垄断对工业生态效率的影响,最后利用面板门限模型检验环境规制的门槛效应。

1. 模型设定

(1) 空间相关性检验。在建立空间计量模型之前,需要根据空间自相关检验进行空间相关性识别,一般采用莫兰指数(Moran's I)法确定变量是否存在空间相关性,计算公式如下:

$$\text{Moran's } I = \frac{\sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n W_{ij} (Y_i - \bar{Y}) (Y_j - \bar{Y})}{S^2 \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n W_{ij}} \quad (20)$$

其中, $S^2 = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n (Y_i - \bar{Y})^2$, $\bar{Y} = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n Y_i$, Y_i 为 i 地区观测值, n 为地区总数, W_{ij} 为空间权重矩阵。Moran's I 指数的值介于 $-1 \sim 1$ 之间,如果 Moran's I 指数大于零,表明变量存在空间正相关;如

果 Moran's I 指数小于零,表明变量存在空间负相关;如果 Moran's I 指数等于零,表明变量相互独立,不存在空间相关性。

(2) 空间计量模型。中国省际行政垄断与环境规制的空间关联性客观存在,在设定模型时需要充分考虑空间计量模型,空间杜宾模型(Spatial Durbin Model, SDM)同时包含被解释变量的滞后项和解释变量的滞后项。本文探讨环境规制与行政垄断对地区工业生态效率的影响,构建了包含被解释变量滞后一期的动态空间杜宾模型,具体形式如下:

$$EE_{it} = \tau EE_{i,t-1} + \rho \sum_{j=1}^n W_{ij} EE_{jt} + X'_{it} \beta + \sum_{j=1}^n W_{ij} X'_{jt} \delta + u_i + \lambda_t + \varepsilon_{it} \quad (21)$$

式中 i 和 t 分别表示省份和时间, EE 表示生态效率, X 代表核心解释变量和控制变量, μ 衡量不随时间变化的个体差异, ε 为随机扰动项。 W_{ij} 表示空间权重矩阵,为了检验结果的稳健性,空间权重矩阵采用两种方式:一是省会城市间实际距离的倒数,二是省会城市间实际距离平方的倒数。

2. 变量选取与数据说明

(1) 被解释变量。本文第四部分测算得到的地区工业生态效率为被解释变量。

(2) 核心解释变量。一是环境规制强度(ER),借鉴张成等^[8]和胡建辉^[35]的处理方法,选用各地区工业污染治理投资额占工业增加值的比重作为环境规制强度的代理变量。二是地区性行政垄断程度(AM),借鉴于良春和余东华^[2]提出的 ISCP 分析框架,构建了包含 4 个一级指标、13 个二级指标和 24 个三级指标的地区性行政垄断指标体系,测算了中国 30 个省份 2000—2015 年的地区性行政垄断程度^④。

(3) 控制变量。本文构建的测算地区性行政垄断程度的指标体系中已经包含了 24 个三级指标,这些指标都会对工业生态效率产生影响。为避免重复选取和多重共线性问题,借鉴已有研究选取了 4 个主要的控制变量:一是外资利用(FDI),用各地区 FDI 占地区生产总值的比重表示,用于检验外资利用对中国省域的“污染天堂”假说;二是城镇化率($URBAN$),用各地区城镇人口占总人口的比重表示;三是研发支出强度($R\&D$),用各地区研发经费内部支出除以地区生产总值表示;四是人力资本水平(HC),以各地区就业人员受教育程度来衡量。一般来说,人们受教育程度越高,环境保护意识越强,可以用来衡量非正式环境规制强度^[25],基于数据的可获得性,借鉴姚洋和崔静远^[36]的处理方法,本文将劳动力平均受教育程度分为未上过学、小学、初中、高中、大学专科、大学本科、研究生七级水平,把各阶段平均受教育年数分别定为 1.5、6、3、3、3、4、3.5 年^⑤,测算得到各地区就业人员的平均受教育年限。

(4) 数据来源。各省份历年工业生态效率和地区性行政垄断程度由作者计算得到,测算环境规制强度的基础数据来源于《中国环境统计年鉴》、《中国工业经济统计年鉴》,外商直接投资和城镇化率来源于万德数据库,研发经费内部支出来源于《中国科技统计年鉴》,测算人力资本所需数据来源于《中国劳动统计年鉴》,表 2 给出了各变量描述性统计。

3. 实证结果分析

表 3 给出了 2000—2015 年中国各地区工业生态效率和环境规制强度的空间相关性检验结果。结果显示,工业生态效率和环境规制的 Moran's I 指数在 10% 的显著水平上大部分通过检验,说明地区工业生态效率和环境规制存在空间相关性,适宜采用空间计量分析方法。尤其从 2005 年开始,工业生态效率的空间相关性

表 2 变量描述性统计

变量	样本数	均值	标准差	最小值	最大值
生态效率(EE)	480	0.805	0.209	0.474	1.774
环境规制(ER)	480	0.465	0.376	0.036	2.855
地区性行政垄断(AM)	480	0.377	0.054	0.255	0.533
外资利用(FDI)	480	2.605	2.280	0.067	14.647
城镇化率($URBAN$)	480	48.789	15.246	23.200	89.600
研发支出强度($R\&D$)	480	1.242	1.033	0.151	6.280
人力资本水平(HC)	480	10.435	1.237	7.236	14.978

更显著,“十一五”规划纲要提出“建设资源节约型、环境友好型社会”,要求各地区加大环境保护力度,有效推进绿色经济发展和生态文明建设。

表3 2000—2015年工业生态效率和环境规制的莫兰指数

年份	工业生态效率		环境规制强度		年份	工业生态效率		环境规制强度	
	Moran's I	P 值	Moran's I	P 值		Moran's I	P 值	Moran's I	P 值
2000	-0.006	0.440	0.012	0.190	2008	0.065	0.006	0.026	0.056
2001	-0.010	0.498	0.001	0.063	2009	0.025	0.101	0.061	0.007
2002	-0.017	0.630	0.065	0.002	2010	0.021	0.126	0.024	0.094
2003	-0.038	0.923	0.030	0.078	2011	0.017	0.159	0.060	0.009
2004	0.020	0.142	-0.007	0.289	2012	0.015	0.172	0.028	0.073
2005	0.035	0.053	-0.049	0.699	2013	0.054	0.015	0.038	0.023
2006	0.044	0.030	-0.007	0.451	2014	0.079	0.002	0.040	0.006
2007	0.079	0.002	-0.009	0.447	2015	0.077	0.001	0.029	0.060

注:空间权重矩阵选择省会城市间实际距离的倒数。

在空间杜宾模型中,解释变量中包含被解释变量的滞后项,采用普通最小二乘法(OLS)得到的结果是有偏的,应采用极大似然估计法(MLE)对模型进行回归。首先对模型进行豪斯曼检验,统计结果拒绝随机效应的原假设,应该选择固定效应空间杜宾模型。为了检验回归结果的稳健性,这里同时汇报了采用两种空间权重矩阵的回归结果(表4)。我们以模型(1)和模型(2)的回归结果为准来具体分析,工业生态效率的空间自相关系数 ρ 大于零,且通过5%的显著性检验,说明工业生态效率存在空间溢出效应。模型(1)没有加入行政垄断,回归结果显示,环境规制(ER)系数为正,表明加强环境规制有利于工业生态效率提升,验证了“波特假说”的存在性,中国特色政治经济治理体制下,环境规制能够促使企业从长远发展考虑主动进行技术创新。环境规制的空间滞后项($W \times ER$)系数为负,表明邻近地区的环境规制对目标地区的工业生态效率具有负向影响,说明地方政府在环境规制上存在“逐底竞争”现象,地方政府倾向于把加快本地区经济增长作为

首要目标,通过弱化本地环境规制强度来吸引投资、降低企业成本。模型(2)加入地区性行政垄断,回归结果显示,地区性行政垄断(AM)的系数不显著,而且控制了地区性行政垄断之后,环境规制的系数变小了,说明环境规制效果受行政垄断的约束,主要原因在于中国实施的环境保护政策主要是命令控制型,由此决定了行政垄断可以保证环境规制政策有效落实。然而地区性行政垄断本身对工业生态效率的影响不显著,行政垄断限制市场竞争,制约企业创新,政府干预导致地区资源错配^[37],长远来看不利于工业生态效率提升。

从其他控制变量来看,外资利用的系数大于零,但没有通过显著性检验,说明FDI在一定程度上

表4 全国SDM模型估计结果

	权重矩阵: 距离的倒数		权重矩阵: 距离平方的倒数	
	(1)	(2)	(3)	(4)
<i>L</i> <i>EE</i>	1.021 *** (21.40)	1.021 *** (21.34)	1.024 *** (21.70)	1.023 *** (21.58)
<i>ER</i>	0.013 0* (1.84)	0.011 8* (1.71)	0.012 4* (1.80)	0.011 5* (1.68)
<i>AM</i>		0.0487 (0.53)		0.044 1 (0.49)
<i>FDI</i>	0.000 7 (0.25)	0.000 97 (0.36)	0.000 2 (0.07)	0.000 5 (0.18)
<i>URBAN</i>	-0.000 6 (-0.65)	-0.000 7 (-0.78)	-0.000 5 (-0.58)	-0.000 6 (-0.70)
<i>R&D</i>	0.011 2 (1.42)	0.011 4 (1.43)	0.009 97 (1.29)	0.010 2 (1.31)
<i>HC</i>	0.006 9 (1.00)	0.007 3 (1.02)	0.003 8 (0.53)	0.004 3 (0.57)
$W \times ER$	-0.101 (-1.32)	-0.116 (-1.48)	-0.022 1 (-0.70)	-0.027 9 (-0.89)
Spatial rho	0.192 ** (2.12)	0.186 ** (2.05)	0.013 2 (0.49)	0.012 1 (0.45)
时间效应	控制	控制	控制	控制
N	450	450	450	450
R ²	0.870	0.870	0.872	0.872
Log-L	522.139	521.944	524.549	525.386

注:括号内为*t*统计值。*、**、***分别表示在1%、5%和10%的水平上通过显著性检验。

带来了国外先进技术,促进了工业技术进步。城镇化率系数为负,说明中国城镇化和工业化发展过程中带来了较为严重的环境污染。研发支出强度和人力资本水平的系数为正,但没有通过显著性检验,一般来说,技术研发可以提升工业生态效率,但目前中国核心技术研发水平不高,而且企业研发更倾向于规模扩张的生产性技术研发,忽视清洁环保型生产技术研发。人力资本水平可以用来衡量非正式环境规制,人力资本水平较高地区的居民追求环境质量的意愿更强,但这种非正式环境规制的效果往往不如正式的环境规制效果明显。

4. 区域异质性考察

鉴于中国各地区工业发展存在较大差异,本文将全国30个省份分成东、中、西三大区域分别进行实证检验,回归结果如表5所示,我们以模型(5)至模型(7)的回归结果为准进行分析。(1)工业生态效率滞后一期的系数全都通过1%的显著性检验,说明各区域工业生态效率都受上期效率的影响,三大区域空间自相关系数 ρ 都大于零,且通过1%的显著性检验,说明工业生态效率存在空间溢出效应。(2)从环境规制和地区性行政垄断的影响来看,环境规制的系数都为正,但只有东部地区通过显著性检验,地区性行政垄断对工业生态效率的影响在东部和西部地区显著为正,但中部地区影响为负,且不显著。根据本文的理论分析,由于环境规制和地区性行政垄断存在交互作用,东部地区的行政垄断程度偏低,市场机制比较完善,政府干预较少涉及微观领域,这既有利于环境规制政策落实,又不会对微观经济产生过度干预。中部地区行政垄断程度较高,限制市场机制发挥作用,企业创新缺乏活力,工业创新型生产受到制约。西部地区行政垄断程度也较高,为什么行政垄断具有正向影响呢?西部地区工业发展相对落后,工业发展主要承接中东部地区产业转移,企业缺乏创新,因此,生态效率的提高主要表现在污染排放的减少,较高的地区性行政垄断恰好适合实施命令型环境规制政策。(3)环境规制空间滞后项的系数在东部和中部地区都为正,并且通过显著性检验,西部地区系数为负,说明中东部地区环境规制存在集聚效应,绿色发展背景下,地方政府更加关注环境质量,而西部地区为了吸引投资发展经济,仍然存在环境规制的“逐底竞争”。

表5 分区域SDM模型估计结果

	权重矩阵: 距离的倒数			权重矩阵: 距离平方的倒数		
	(5) 东部	(6) 中部	(7) 西部	(8) 东部	(9) 中部	(10) 西部
<i>L</i> <i>EE</i>	1.387 *** (23.78)	0.553 *** (2.98)	0.707 *** (7.58)	1.115 *** (19.99)	0.588 *** (2.99)	0.731 *** (7.82)
<i>ER</i>	0.072 0 *** (3.63)	0.007 5 (0.28)	0.005 1 (0.38)	0.032 7 (1.47)	-0.008 8 (-0.35)	0.002 9 (0.26)
<i>AM</i>	1.028 *** (7.89)	-0.0648 (-0.41)	0.351 *** (3.38)	1.097 *** (7.93)	-0.0640 (-0.40)	0.336 *** (3.14)
<i>FDI</i>	0.003 25 (1.01)	0.009 45 (1.22)	0.017 9 (1.23)	0.003 36 (1.10)	0.009 34 (1.09)	0.019 6 (1.30)
<i>URBAN</i>	-0.003 9 *** (-4.24)	0.002 2 (1.26)	0.003 4 ** (2.52)	-0.003 8 *** (-4.22)	0.002 3 (1.15)	0.003 7 ** (2.40)
<i>R&D</i>	-0.025 3 *** (-3.96)	0.026 4 *** (2.75)	0.002 8 (0.41)	-0.002 1 (-0.35)	0.023 3 ** (2.13)	-0.001 1 (-0.18)
<i>HC</i>	0.013 0 (1.14)	0.000 871 (0.06)	-0.017 3 ** (-2.07)	0.015 1 (1.45)	-0.001 16 (-0.07)	-0.019 7 ** (-2.29)
<i>W</i> × <i>ER</i>	0.667 *** (8.76)	0.252 * (1.90)	-0.079 6 (-1.19)	0.197 *** (5.46)	0.132 (1.64)	-0.039 3 (-1.21)
Spatial rho	0.267 * (1.81)	0.576 *** (3.10)	0.515 *** (2.85)	0.072 3 (1.16)	0.280 ** (2.42)	0.146 *** (2.81)
时间效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
N	165	120	165	165	120	165
R ²	0.674	0.518	0.776	0.741	0.534	0.782
Log-L	-131.409	63.683	162.354	135.278	116.096	176.931

注: 括号内为*t*统计值。*、**、***分别表示在1%、5%和10%的水平上通过显著性检验。

5. 门槛效应分析

环境规制政策效应的发挥需要多种规制工具组合使用,一种规制工具对另一种规制效应的发挥可能存在“门槛效应”^[35]。考虑到环境规制会受地区性行政垄断的约束,本文选取地区性行政垄断程度作为门槛变量进行门槛效应检验。首先需要确定门槛变量的门槛值和门槛数,表6列出了采用Bootstrap方法自助抽样100次得到地区性行政垄断程度的门槛值,结果显示,地区性行政垄断的单一门槛的F统计量在5%的显著水平下通过检验,门槛值为0.343,双重门槛和三重门槛都没有通过显著性检验,下面将建立单门槛面板门限回归模型进行实证检验。

表6 门槛效应检验

门槛变量	模型检验	门槛估计值	F值	P值	BS次数	临界值		
						1%	5%	10%
行政垄断程度	单一门槛	0.343	17.946**	0.030	100	24.203	11.893	9.414
	双重门槛	门槛值1:0.343 门槛值2:0.508	-0.740	0.290	100	11.957	4.767	3.667
	三重门槛	0.285	2.417	0.220	100	7.89	5.558	4.029

注:*、**、***分别表示在1%、5%和10%的水平上通过显著性检验。

本文借鉴Hansen^[38]提出的面板门限回归模型,由于当前缺乏成熟的方法将空间计量模型和门限回归模型结合起来,因此,最终采用普通面板门限回归模型进行分析。考虑到当期工业生态效率可能受上一期生态效率的影响,本文在解释变量中加入被解释变量的滞后一期,建立动态面板门限回归模型,具体形式如下:

$$EE_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 EE_{i,t-1} + \alpha_2 X_{it} + \beta_1 ER_{it} \cdot I(q_{it} \leq \gamma_1) + \beta_2 ER_{it} \cdot I(q_{it} > \gamma_1) + \mu_i + \varepsilon_{it} \quad (22)$$

式中*i*和*t*分别表示个体和年份,EE表示工业生态效率,X表示控制变量,q表示门槛变量,I(·)为示性函数,γ₁表示门槛变量的门槛值,ε为随机扰动项。

由于门限回归模型中含有被解释变量的滞后项,采用OLS方法估计得到的结果是有偏的,因此这里采用系统GMM方法进行估计,回归结果如表7所示。结果表明,环境规制对工业生态效率的影响受地区性行政垄断的约束,当行政垄断程度低于门槛值

表7 门槛效应回归结果

解释变量	门槛变量	系数	t值	P值	
环境规制	AM	0.343	0.022 3**	3.02	0.003
	AM > 0.343		0.007 5	1.64	0.101

注:*、**、***分别表示在1%、5%和10%的水平上通过显著性检验。

0.343时,环境规制的系数为0.022 3,且在5%的显著性水平上通过检验;当行政垄断程度超过0.343时,环境规制对工业生态效率的影响不显著。说明地区性行政垄断与环境规制存在交互作用,当行政垄断程度处于较低水平时,一方面,市场机制可以有效发挥作用,激发企业创新活力;另一方面,政府干预可以保证环境规制政策有效实施。中国正处在改革的攻坚阶段和发展的关键时期,市场机制不断完善,适应于逐步放松的行政垄断,环境规制政策也应适当转型,采用市场型环境规制政策来提高工业生态效率。

六、主要结论及政策启示

本文构建了三门模型分析行政垄断与环境规制对生态效率的影响,结论显示:当产出的排污强度较高时,环境规制可以提高生态效率。利用中国2000—2015年30个省份的面板数据,建立动态空间面板模型检验环境规制和地区性行政垄断对工业生态效率的影响,结果发现,中国工业生态效率整体呈上升趋势,东部地区显著高于中西部地区,环境规制对工业生态效率具有正向影响,而且环境规制存在空间溢出效应和空间异质性,但地区性行政垄断的系数不显著。进一步设定面板门限回归模型考察环境规制是否存在门槛效应,结果发现,环境规制对工业生态效率的影响还存在地区性行政垄断程度的门槛效应,当地区性行政垄断程度低于门槛值0.343时,环境规制对生态效率产

生正向影响;当行政垄断程度高于 0.343 时,环境规制的系数不显著。说明地区性行政垄断与环境规制存在交互作用,当行政垄断程度处于较低水平时,一方面,市场机制可以有效发挥作用,激发企业创新活力;另一方面,政府干预可以保证环境规制政策有效实施。

本文的研究结论提供了部分有益的政策启示:(1) 坚持环境保护与绿色发展导向,实行差异化的区域性环境规制政策。我们应该清醒地认识到中国生态环境的脆弱,环境污染和资源消耗已经接近环境的承载极限,在这种情况下,实施环境规制政策,保护生态文明是实现经济可持续发展的必然选择。在保护生态环境与经济增长并重的同时,加强环境保护力度。针对不同地区经济发展的特征实施分类环境规制政策,形成行政垄断与环境规制提升工业生态效率的合力,东部地区的行政垄断程度较弱,市场型环境规制政策可以激励企业进行生产技术创新,促进工业生态效率提升;中西部地区行政垄断程度强,企业创新能力较弱,加强命令型环境规制约束企业的排污行为。(2) 放松地区性行政垄断,推进地方高质量发展的制度供给。行政垄断限制竞争、阻碍企业创新,要提升工业生态效率,必须形成竞争的市场环境,激励企业主动实现清洁生产。在以重经济绩效、轻环境质量为目标函数下,极易引发地方政府的“逐底竞争”行为,要实现经济增长与环境保护的双赢,必须提供可以改变地方政府目标函数的制度供给,增加生态环境在绩效考核中所占比重,激励地方政府实施高质量发展。(3) 建立长效机制激励企业加强清洁型生产技术的自主研发。发展绿色经济不能完全依靠技术引进,更需要企业进行自主创新。研发投入决定了企业的技术水平,环境规制政策不仅在于限制企业污染排放,更重要的是鼓励和支持国内企业进行清洁型生产技术的自主创新,政府制定严格的补贴程序和补贴标准给予企业技术创新以税收优惠或补贴支持。(4) 着力提高人力资本水平,充分发挥人力资本的资源优势和环保监督作用。一方面,人力资本是知识经济社会最重要的战略资源,人力资本是技术进步的根本源泉,人力资本作为生产活动的要素投入本身能够产生规模报酬递增效应,人力资本流动能够实现要素优化配置,激励高质量人力资本向中西部流动,可以释放人力资本的溢出效应,促使地区间和行业间协调发展;另一方面,人力资本可以形成非正式的环境规制,人力资本水平较高的地区,人们对生态文明的诉求更加迫切,公众和媒体监督有助于环境规制政策有效落实,形成地方政府非完全执行的约束因素。

注释:

- ①考虑到二氧化硫在工业生产中排放量较大,是造成空气污染的主要成分,因此选取二氧化硫排放量作为衡量废气的污染程度,另外,各地区固体废物排放量指标存在较多缺失值,并且前后指标不统一,本文没有选取。
- ②参照王兵等^[7]对中国三大经济区域的划分方法:东部地区包括北京、天津、河北、辽宁、上海、江苏、浙江、福建、山东、广东、海南 11 个省份;中部地区包括山西、吉林、黑龙江、安徽、江西、河南、湖北、湖南 8 个省份;西部地区包括内蒙古、广西、重庆、四川、贵州、云南、陕西、甘肃、青海、宁夏、新疆 11 个省份。
- ③北京 2015 年效率值大幅提升,本文认为原因在于中央政府于 2015 年 2 月提出要疏解北京“非首都功能”,很多污染严重的产业转移到了临近的河北,致使河北的工业生态效率有所下降。
- ④由于篇幅所限,具体指标选取、权重分配及测算结果未列出,可向作者索取。
- ⑤统计年鉴中研究生没有区分硕士和博士,一般情况下,硕士学制为 3 年、博士学制为 4 年,鉴于硕士研究生所占比重较大,博士研究生存在部分延期,故本文研究生受教育年限取 3.5 年。

参考文献:

- [1] 韩超,胡浩然. 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[J]. 中国工业经济, 2015(5): 70-82.
- [2] 于良春,余东华. 中国地区性行政垄断程度的测度研究[J]. 经济研究, 2009(2): 119-131.
- [3] 李斌,彭星,欧阳铭珂. 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[J]. 中国工业经济 2013(4): 56-68.
- [4]李玲,陶锋. 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[J]. 中国工业经济 2012(5): 70-82.
- [5]林伯强,刘泓汛. 对外贸易是否有利于提高能源环境效率——以中国工业行业为例[J]. 经济研究 2015(9): 127-141.
- [6]李胜兰,初善冰,申晨. 地方政府竞争、环境规制与区域生态效率[J]. 世界经济 2014(4): 88-110.
- [7]王兵,吴延瑞,颜鹏飞. 中国区域环境效率与环境全要素生产率增长[J]. 经济研究 2010(5): 95-109.
- [8]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.
- [9]宋马林,王舒鸿. 环境规制、技术进步与经济增长[J]. 经济研究 2013(3): 122-134.
- [10]BARBERA A J, MCCONNELL V D. The impact of environmental regulations on industry productivity: direct and indirect effects [J]. Journal of environmental economics and management, 1990, 18(1): 50-65.
- [11]PORTER M E. America's green strategy [J]. Scientific American, 1991, 264(4): 168.
- [12]PORTER M E, VAN DER LINDE C. Toward a new conception of the environment competitiveness relationship [J]. Journal of economic perspectives, 1995, 9(4): 97-118.
- [13]TESTA F, IRALDO F, FREY M. The effect of environmental regulation on firms' competitive performance: the case of the building & construction sector in some EU regions [J]. Journal of environmental management, 2011, 92(9): 2136-2144.
- [14]SEN S. Corporate governance, environmental regulations, and technological change [J]. European economic review, 2015, 80: 36-61.
- [15]黄新华,于潇. 环境规制影响经济发展的政策工具检验——基于企业技术创新和产业结构优化视角的分析[J]. 河南师范大学学报(哲学社会科学版) 2018(3): 42-48.
- [16]陈诗一. 中国的绿色工业革命: 基于环境全要素生产率视角的解释(1980—2008) [J]. 经济研究 2010(11): 21-34.
- [17]朱东波,任力. 环境规制、外商直接投资与中国工业绿色转型[J]. 国际贸易问题 2017(11): 70-81.
- [18]谢荣辉. 环境规制、引致创新与中国工业绿色生产率提升[J]. 产业经济研究 2017(2): 38-48.
- [19]董健,刘伟,薛景. 环境规制、要素投入结构与工业行业转型升级[J]. 经济研究 2016(7): 43-57.
- [20]刘华军,刘传明. 环境污染空间溢出的网络结构及其解释——基于1997—2013年中国省际数据的经验考察[J]. 经济与管理评论 2017(1): 57-64.
- [21]沈坤荣,金刚,方娴. 环境规制引起了污染就近转移吗? [J]. 经济研究 2017(5): 44-59.
- [22]王勇,李雅楠,李建民. 环境规制、劳动力再配置及其宏观含义[J]. 经济评论 2017(2): 33-47.
- [23]余东华,孙婷. 环境规制、技能溢价与制造业国际竞争力[J]. 中国工业经济 2017(5): 35-53.
- [24]肖兴志,李少林. 环境规制对产业升级路径的动态影响研究[J]. 经济理论与经济管理 2013(6): 102-112.
- [25]原毅军,谢荣辉. 环境规制的产业结构调整效应研究——基于中国省际面板数据的实证检验[J]. 中国工业经济 2014(8): 57-69.
- [26]韩超,张伟广,冯展斌. 环境规制如何“去”资源错配——基于中国首次约束性污染控制的分析[J]. 中国工业经济 2017(4): 115-134.
- [27]张华. 地区间环境规制的策略互动研究——对环境规制非完全执行普遍性的解释[J]. 中国工业经济 2016(7): 74-90.
- [28]朱平芳,张征宇,姜国麟. FDI与环境规制: 基于地方分权视角的实证研究[J]. 经济研究 2011(6): 133-145.
- [29]罗能生,王玉泽. 财政分权、环境规制与区域生态效率——基于动态空间杜宾模型的实证研究[J]. 中国人口·资源与环境 2017(4): 110-118.
- [30]豆建民,崔书会. 国内市场一体化促进了污染产业转移吗? [J]. 产业经济研究 2018(4): 76-87.
- [31]贺俊,刘亮亮,张玉娟. 税收竞争、收入分权与中国环境污染[J]. 中国人口·资源与环境 2016(4): 1-7.
- [32]CHUNG Y H, FÄRE R, GROSSKOPF S. Productivity and undesirable outputs: a directional distance function approach [J]. Journal of environmental management, 1997, 51(3): 229-240.
- [33]TONE K. A slacks-based measure of efficiency in data envelopment analysis [J]. European journal of operational

- research ,2001 ,130(3) : 498-509.
- [34]TONE K. A slacks-based measure of super-efficiency in data envelopment analysis [J]. European journal of operational research ,2002 ,143(1) : 32-41.
- [35]胡建辉. 高强度环境规制能促进产业结构升级吗? ——基于环境规制分类视角的研究[J]. 环境经济研究 2016(2) : 76-92.
- [36]姚洋 崔静远. 中国人力资本的测算研究[J]. 中国人口科学 2015(1) : 70-78.
- [37]韩剑 郑秋玲. 政府干预如何导致地区资源错配——基于行业内和行业间错配的分解[J]. 中国工业经济 2014(11) : 69-81.
- [38]HANSEN B E. Threshold effects in non-dynamic panel: estimation ,testing and inference [J]. Journal of econometrics , 1999 ,93(2) : 345-368.

(责任编辑: 禾 日)

The impact of environmental regulation on industrial ecological efficiency under the constraints of administrative monopoly: based on dynamic spatial durbin model and threshold effect

QIU Zhaolin ,WANG Yehui

(School of Economics , Shandong University of Finance and Economics , Jinan 250002 , China)

Abstract: Under the political and economic system with Chinese characteristics , the influence of environmental regulation on industrial eco-efficiency will be subject to administrative monopoly. First , we integrate administrative monopoly and environmental regulation into production function , and construct the theoretical framework of the impact of environmental regulation and administrative monopoly on eco-efficiency. Then , we employ the Super-SBM model to measure the industrial eco-efficiency of 30 provinces in China from 2000 to 2015. The results show that China's industrial eco-efficiency is generally rising , and the eco-efficiency in eastern region is significantly higher than that in central and western regions. Finally , the dynamic spatial panel model is constructed to test the impact of environmental regulation and local administrative monopoly on industrial eco-efficiency. The empirical results show that environmental regulation has a positive impact on industrial eco-efficiency , and environmental regulation has significant spatial spillover effects and obvious regional heterogeneity. Considering the regional heterogeneity of the degree of administrative monopoly , we further investigate it with the panel threshold model. The results show that environmental regulation is conducive to improve efficiency of industrial eco-efficiency when the degree of local administrative monopoly is lower than the threshold value of 0.343 , and the coefficient of environmental regulation is not significant when the degree of local administrative monopoly exceeds the threshold. Related to our analysis , some suggestions such as heterogeneous environmental regulation policies , reduction of local administrative monopoly , construction of the incentive mechanism of the R&D on firm's clearer production technology , and improvement of human capital are provided.

Key words: environmental regulation; administrative monopoly; industrial ecological efficiency; spatial effect; threshold effect