

从污染化到清洁化:论环境规制在产业结构升级中的作用

徐藜洋¹,张彩云²

(1. 中国社会科学院大学 经济学院,北京 102488;2. 中国社会科学院 经济研究所,北京 100836)

[摘要]在产业结构从污染化向清洁化转型过程中,环境规制作为倒逼机制的重要一环扮演着重要角色。选取2003—2020年277个地级市作为研究样本,利用面板和门槛模型,验证了环境规制能倒逼资源在产业间合理流动,从而推动产业结构向着清洁化方向演进。环境规制在产业结构升级中的作用表现出阶段上的异质性,且这种影响是双重门槛变化,呈现“边际收益递减”的趋势,此时,在产业结构升级后劲不足的情况下,技术能有一个推动环境规制迈过门槛的作用。研究结论对如何充分运用环境规制和技术的作用助推产业结构向着清洁化方向升级具有一定启示。

[关键词]环境规制;产业结构升级;清洁化;技术调节效应;阶段异质性;产业结构合理化;产业结构高度化

[中图分类号]F424,X22 **[文献标志码]**A **[文章编号]**2096-3114(2025)01-0100-12

一、引言

近年来,传统产业在高端化、智能化、绿色化、融合化方向快速发展,产业结构的这种升级也成为高质量发展在产业发展方面的要求。其中,产业结构向着清洁化方向升级是推动绿色高质量发展的现实要求。本文将从环境规制视角切入,从理论和实证两个角度分析其对产业结构升级的影响以及技术在其中所起到的作用,这一研究主题将对产业结构清洁化有重要的学理性阐释和现实性启发。理论上,产业结构向清洁化升级可以通过市场机制和政策引导逐步实现。然而,若这些政策无法实现助力产业清洁化方向的结构升级,可能会带来额外的负面影响,例如污染产业转移等问题。此时,环境规制作为一种外力和倒逼机制的重要一环,可以促进产业结构升级,而厘清环境规制与产业结构升级之间的内在关系非常契合我国当下产业结构向绿色、低碳、循环经济方向调整的现实背景。从学理上讲,目前的环境规制措施是否对产业结构升级发挥了作用?这种作用是什么?这两个问题的答案均有待数据证实,对此展开研究也成为本文的学术贡献。

目前来看,环境规制对产业结构升级的理论支撑稍显不足,但企业层面已为我们提供了重要的依据。环境规制通过影响企业生产活动,进而影响产业结构升级。关于环境规制对企业生产活动的影响,学界主要关注以下两种效应,即“遵循成本效应”和“创新补偿效应”。一方面,有学者指出环境规制可能给企业带来“遵循成本”,影响生产性投资和经济发展^[1-2],并进一步证实了“遵循成本效应”的有效性^[3];另一方面,随着“波特假说”的提出,环境规制虽短期内增加企业成本,但长期可激发企业创新,获得竞争优势^[4-5]。

已有研究多就环境规制对产业结构升级的影响机理进行简单描述和实证分析,却忽视了污染产业转移作为产业结构升级的前置环节的重要性。新古典经济学理论指出,环境规制的严格性若超出企业

[收稿日期]2024-06-27

[基金项目]国家社会科学基金项目(2024-KY-074)

[作者简介]徐藜洋(1996—),女,山东潍坊人,中国社会科学院大学经济学院博士生,主要研究方向为公共政策与可持续发展,邮箱:xu_liyang11_02@163.com;张彩云(1987—),女,山东潍坊人,中国社会科学院经济研究所副研究员,主要研究方向为资源环境经济与可持续发展、政府治理。

承受能力,可能会降低其生产率和盈利能力,导致企业将资产转移到规制较宽松地区,形成污染产业转移,反而阻碍产业结构优化^[6]。环境规制对产业结构调整具有门槛效应,适度的规制力度能推动产业结构调整,促进产业绿色转型^[7-8],有助于企业融合绿色意识与利益最大化目标,通过绿色创新建立市场竞争优势^[9]。此外,环境规制的创新效应不仅降低企业成本,更促进宏观层面产业结构调整,随着绿色发展理念的普及,产业结构展现出可持续发展潜能^[10]。因此,将污染产业转移视为产业结构升级的前置环节,对实现产业结构的绿色转型和可持续发展至关重要。

本文的核心创新点在于将污染产业转移作为产业结构升级的关键前置环节,深入探讨了环境规制如何通过促进这一转移过程来驱动产业结构升级。研究揭示了环境规制不仅直接影响企业生产活动,而且通过激发技术创新和提高生产效率,间接促进了污染产业向清洁、高效产业的转型。此外,本文通过引入门槛效应,分析了环境规制在不同强度下对产业结构升级的异质性影响,强调了适度环境规制在推动产业转移和升级中的重要作用。这一发现为理解环境政策与产业经济协调发展提供了新的视角,并对制定有效的环境和产业政策具有重要的理论和实践意义。

二、理论分析

本文在 Ngai 和 Pissarides 以及薛曜祖的研究基础上^[11-12],纳入污染型资本品部门和清洁型资本品部门,并由这两部门分别指代污染产业和清洁产业,从而使模型更好地契合并解释环境规制对产业结构升级的影响。具体而言,污染型资本品部门代表那些在生产过程中产生较多污染物的产业,而清洁型资本品部门则代表那些致力于减少环境污染的产业。环境规制的引入,如排污费用的征收,直接影响污染型产业的成本结构,迫使其寻求减少污染排放的方法,或促使资源向清洁产业转移。这种成本压力和资源的重新配置是推动产业结构升级的关键动力。此外,模型还考虑了市场机制和企业最优化行为,通过分析不同产业部门的利润最大化条件,揭示了环境规制如何通过影响企业决策来调整产业结构。通过这种方法,模型能够解释环境规制对产业结构升级的影响,以及在不同环境规制强度下产业结构变化的动态过程。

(一) 各部门生产函数及描述

(1) 最终产品部门。最终产品部门生产消费品的生产函数设定为替代弹性不变的函数形式:

$$Y = \eta \cdot \left(Y_d^{\frac{\phi-1}{\phi}} \right)^{\frac{\phi}{\phi-1}} + (1 - \eta) \left(Y_c^{\frac{\phi-1}{\phi}} \right)^{\frac{\phi}{\phi-1}}, \Phi > 0 \quad (1)$$

公式(1)中 Y_d 代表污染型部门生产污染型资本品的函数, Y_c 代表清洁型部门,即生产清洁型资本品的函数, Φ 代表替代弹性指标, η 代表最终产品生产中耗用的污染型产品部门生产的资本品比重, $1 - \eta$ 则代表最终产品生产中耗用的清洁型部门生产的资本品比重。

(2) 污染部门和清洁部门。污染部门和清洁部门分别生产污染型产品和清洁型产品的生产函数均设定为柯布-道格拉斯函数形式:

$$Y_i = A_i (\gamma_i K_i)^\alpha L_i^{1-\alpha}, 0 < \gamma_i < 1, i = d \text{ 或 } c \quad (2)$$

公式(2)中的下标 d 和 c 分别代表生产污染型资本品的部门和生产清洁型资本品的部门(下同), A 代表生产两种资本品的技术水平, K 和 L 分别代表资本要素和劳动力要素, γ 代表的是两类资本品部门利用资本要素时的污染程度。

(3) 污染物排放函数。无论是污染部门还是清洁部门在生产的过程中都会排放污染物,两个部门污染物的排放函数依次为:

$$H_i = \gamma_i^{\theta} Y_i, i = d \text{ 或 } c \quad (3)$$

公式(3)中 H 代表污染物排放量, θ 刻画的是环境规制强度, θ 越大,环境规制越强,当考虑到污染因素时,即 $\gamma < 1$, 污染物排放量越少。

(二) 模型求解:环境规制对产业结构升级的影响

无论是污染部门还是清洁部门或最终产品部门,他们的最终目标都是的利润最大化。

(1) 两部门最优污染强度如下:

$$\gamma_i = \begin{cases} \left[\frac{P_i}{\xi(\theta+1)} \right]^{\frac{1}{\alpha\theta}}, & P_i < \xi(\theta+1), \quad i = d \text{ 或 } c \\ 1, & P_i \geq \xi(\theta+1) \end{cases} \quad (4)$$

从公式(4)中看到,当政府对污染物排放征收的税额 ξ 很低、设定的环境规制力度 θ 较弱时,两类部门生产的资本品的价格 P 会高于 $\xi(\theta+1)$,此时的污染和清洁部门并不会选择降低污染物排放,即 $\gamma_c = 1$;随着社会环保意识提高,政府提高对污染物排放征收的税额 ξ 、设定较为严格的环境规制力度 θ 时,两类部门生产资本品的价格 P 会低于 $\xi(\theta+1)$,这时会对两类部门产生投入资本以降低污染物排放的激励。

(2) 由最终消费品生产部门最优化决策可得:

$$\frac{A_d}{A_c} = \frac{P_c^{1+\theta/\theta}}{P_d^{(1+\theta)/\theta}} \quad (5)$$

通过公式(5)能够分析出,生产污染型资本品和生产清洁型资本品的部门的生产率差异取决于它们之间技术水平的差异。由于清洁部门的技术水平高,其生产能力高,故而清洁型资本品的价格较污染型资本品的低。另外,可以看到公式(5)指数位置的环境规制强度 θ 能够强化清洁部门与污染部门之间的生产率差异。

令 $F_d = L_d/L, F_c = L_c/L$,则 F_d 和 F_c 分别代表污染部门和清洁部门的劳动力构成比例,在简易模型中这一比例可以代表产业结构情况,可得劳动力在污染和清洁部门之间的转移:

$$\frac{\dot{F}_d}{F_d} - \frac{\dot{F}_c}{F_c} = \left(1 - \frac{1}{1+\theta}\right) \times (1 - \Phi) \left(\frac{\dot{A}_c}{A_c} - \frac{\dot{A}_d}{A_d}\right) \quad (6)$$

通过公式(6)能够发现,劳动力在污染和清洁部门之间的转移受各部门之间生产技术水平差距、两类资本品替代弹性以及环境规制强度的影响。当清洁型资本品与污染型资本品之间的替代弹性较小,即 $0 < \Phi < 1$ 时,生产技术水平提升较快的清洁部门的生产成本低于污染部门,大量清洁型资本品被生产出来,同时又由于清洁型资本品与污染型资本品的替代弹性较小,劳动力倾向于转移到污染部门生产污染型资本品;当清洁型资本品与污染型资本品之间的替代弹性较大,即 $\Phi > 1$ 时,高技术水平下的清洁部门可以凭借低成本优势生产更多清洁型资本品进而吸纳更多劳动力。另外,从公式(6)中可以看到,环境规制能够强化这种劳动力的转移即促进产业结构改变,这是一种直接影响。

综上,本文提出的公式(4)、公式(5)以及公式(6)可以概括本理论模型的结论:当环境规制强度较低时,各部门不会采取措施主动降低污染物排放,随着环境规制逐渐增强,各部门会逐步投入资本降低污染物排放,这种投入可能会产生一个对产业成本造成压力的阶段,但长期而言环境规制会强化各部门之间生产技术水平差距进而促进产业结构升级。

三、研究设计

(一) 实证模型设定

1. 面板模型的设定

综合前述的理论假设分析,本部分将着重利用数据分析环境规制政策对产业结构升级的影响,实证模型如下:

$$UIS1_{i,t} = \alpha_{10} + \beta_{10}ER1_{i,t} + \beta_{11}Z_{i,t} + \varepsilon_{i,t} \quad (7)$$

上述公式中, i 代表地级市, t 代表时间。 $UIS1_{i,t}$ 和 $RIS2_{i,t}$ 是两个产业结构升级指标的代理变量——

产业结构高度化和产业结构合理化,产业结构合理化($RIS2_{i,t}$)建模原理同公式(7)。 $ER1_{i,t}$ 是刻画环境规制强度的代理变量, β_0 是本部分普通线性面板回归重点关注的估计系数, $Z_{i,t}$ 是控制变量,包括:社会投资需求量($FixAI$)、外商直接投资(FDI)、政府干预强度(FEB)、人力资本水平($\ln Wage$)、人口密度($\ln PD$)、城镇化水平(URB)、经济发展水平(DEV)和社会消费/市场规模(SOC), $\varepsilon_{i,t}$ 是随机扰动项。

2. 门槛模型的设定

前述面板回归模型默认环境规制的作用在产业结构升级上的效应是恒定的,但随着环境规制强度的变化,环境规制可能对产业结构升级产生异质性影响,考虑到这种情况,参照 Hansen 的研究设定门槛模型^[13],如下所示:

$$UIS1_{i,t} = \alpha_{30} + \beta_{30}ER1_{i,t}h(ER1 \leq \gamma_1) + \beta_{31}ER1_{i,t}h(ER1 > \gamma_1) + \beta_{32}Z_{i,t} + \varepsilon_{i,t} \quad (8)$$

上述两个门槛模型中,门槛变量是环境规制强度($ER1$); γ_1 和 δ_1 分别是所求的门槛值; $h(\cdot)$ 是指示性函数,即当 \cdot 所示的条件为真时, $h(\cdot)$ 取值为1,当 \cdot 所示的条件为假时, $h(\cdot)$ 取值为0;门槛值会将门槛变量 $ER1$ 分为不同的区制,如果门槛效应成立,那么在不同区间内环境规制对产业结构升级的影响系数会发生显著差异; $Z_{i,t}$ 仍然是控制变量向量组,产业结构合理化($RIS2_{i,t}$)建模原理同公式(8)。

同样的原理,前述的单一门槛回归模型(8)可以拓展到多重门槛回归模型。在此仅以双重门槛回归模型举例,模型公式为:

$$UIS1_{i,t} = \alpha_{50} + \beta_{50}ER1_{i,t}h(ER1 \leq \gamma_1) + \beta_{51}ER1_{i,t}h(\gamma_1 < ER1 \leq \gamma_2) + \beta_{52}ER1_{i,t}h(ER1 > \gamma_2) + \beta_{53}Z_{i,t} + \varepsilon_{i,t} \quad (9)$$

上述双重门槛模型(9)中, $\gamma_1 < \gamma_2$ 。估计双重门槛的逻辑与单一门槛计算方式相同,在确定第一个门槛值后将其视为已知,重新搜索得到第二个门槛值,多重门槛回归也如此。

3. 调节效应模型的设定

在理论模型中已推导出,长期环境规制会强化各部门之间生产技术的差异进而促进产业结构升级,也就是说在环境规制推动产业结构升级的过程中,技术水平可能会起到调节作用。为验证技术水平对环境规制影响产业结构的调节效应,本文设置如下模型:

$$UIS1_{i,t} = \alpha_{70} + \beta_{70}ER1_{i,t}UII_{i,t} + \beta_{71}ER1_{i,t} + \beta_{72}UII_{i,t} + \beta_{73}Z_{i,t} + \varepsilon_{i,t} \quad (10)$$

模型(10)中的 $UII_{i,t}$ 代表城市创新指数, β_{70} 和 β_{80} 是调节效应模型中关注的核心系数。

(二) 变量和数据

1. 环境规制指标的度量

本文聚焦政府制定的环境规制,基于地级市数据,参照李玲和陶锋以及陈林等的研究^[14-15],采用综合指数法衡量环境规制强度。首先,选择构建指标的单一元素指标,鉴于数据限制,选取工业废水、工业二氧化硫和工业烟(粉)尘的处理率作为综合指标的核心构成元素。其次,由于这三类污染物的处理率计算方式各异,无法直接横向对比,因此需对其处理率进行标准化处理以消除量纲差异。最后,考虑各个地级市不同污染物排放比例存在巨大差异,故需给不同的污染物处理率相应的权重。权重为污染物排放量占第二产业增加值的比重。

本文将赋予不同权重的三种污染物处理率加总得到各地级市 n 在时期 t 的环境规制强度 $ER1_{jnt}$:

$$ER1_{jnt} = \sum TR_{jnt}^* W_{jnt} \quad j = 1, 2, 3 \quad (11)$$

其中, TR_{jnt}^* 为地级市 n 在时期 t 上第 j 种污染物的处理率; W_{jnt} 为权重。

2. 产业结构指标的度量

本文借鉴干春晖等和马海良等的研究,从产业结构高度化、产业结构合理化两方面综合考究产业结构升级^[16-17]。

(1) 产业结构高度化($UIS1$)。产业结构高度化着重刻画的是主导产业逐级演进的过程,即主导产业由以劳动要素投入为主的第一产业逐步演进为以资本要素投入为主的第二产业再逐步过渡到以知识、技

术、服务要素投入为主的第三产业,故选用第三产业增加值占比与第二产业增加值占比的比例来衡量。

(2) 产业结构合理化(*RIS2*)。单纯从产业结构高度化角度测度产业结构升级容易受到“产业结构虚高”的干扰,为此参照杜敏哲和廖丽萍的研究^[18],继续引入调整后的结构偏离度指数的倒数代理产业结构合理化这一指标,它能综合产业协调情况与要素资源利用情况从内涵上衡量产业结构合理度。

3. 调节变量和控制变量

调节变量:用城市创新指数(UII_{it})衡量城市技术水平,表示环境规制对产业结构升级的调节作用。本文参照寇宗来等研究^[19],采用由复旦大学产业发展研究中心基于专利价值和新注册企业数据计算的综合指数,克服专利数量偏误。

控制变量:考虑产业发展依赖资本投入,投资需求及其投向很大程度上引导产业结构升级;政府通过宏观调控和产业政策影响地区产业结构升级;同时,高素质人力资本为知识技术密集型产业提供支撑;以及人口密度对产业布局的影响,因此控制外商直接投资(*FDI*)、政府干预强度(*FEB*)、人力资本水平($\ln Wage$)、人口密度($\ln PD$)。

此外,结合产业结构发展水平,本文添加以下控制变量:城镇化水平(*URB*),以城镇人口占总人口比重衡量;经济发展水平(*DEV*),以地区人均(*GDP*)对数化处理后表示;社会消费/市场规模(*SOC*),以社会零售品消费额占地区生产总值比重表示。

(三) 数据来源

本研究基于数据可获得性,从中国所有地级市中剔除了数据缺失严重的15个,选取余下的277个地级市作为样本,以确保样本数据的完整性和可比性。研究时间跨度限定为2003—2020年,以保证数据的连续性和可用性。考虑到2003年之前部分环境规制构成指标的数据缺失问题,本文将时间跨度设定为2003—2020年,以保证研究的连续性和数据的可用性。本文所选用的变量数据来源于《中国城市统计年鉴》《中国区域经济统计年鉴》《中国统计年鉴》、EPS数据库、Wind数据库和《中国城市和产业创新力报告2017》,为消除不同年份价格水平的影响,本文将实证分析中涉及的所有名义变量转换为以2003年为基期的实际变量,以确保数据的一致性。此外,考虑到进行门槛回归要求数据是严格平衡的,故对数据中出现的缺失值选用线性插值法予以填补,这种方法基于邻近观测值的线性趋势来估计缺失值,以减少因缺失数据而可能造成的样本偏差,以保证不损失重要样本。表1的描述性统计分析显示,产业结构合理化和高度化变量的极差和标准差较大,反映出地区间在产业协调和升级方面存在显著差异;环境规制变量亦呈现较大差异,表明不同地区环境规制执行力度不一。

进一步地,为了更好地检验数据的准确性,本文进行了均值和中位数的差异性检验。具体来说,以解释变量环境规制强度的均值与中位数为界分为高低两组,观察各变量的组间差异性。结果均发现在均值和中位数上存在较为显著的差异性。具体结果如表2所示。

表1 模型回归变量的描述性统计

变量	样本量	平均值	中位数	标准差	最大值	最小值
<i>UIS1</i>	4986	0.8250	0.7523	0.3908	4.1656	0.1286
<i>RIS2</i>	4986	0.7633	0.3038	2.0197	70.5508	0.0024
<i>ER1</i>	4986	3.1189	2.2932	3.4909	88.5880	0.0238
<i>FixAI</i>	4986	0.6052	0.5591	0.2575	2.1969	0.1006
<i>FDI</i>	4986	2.0270	1.2868	2.2200	20.1051	0.0000
<i>FEB</i>	4986	0.1484	0.1297	0.0820	1.4852	0.0313
<i>lnWage</i>	4986	9.9843	9.9858	0.5114	11.7246	2.2834
<i>lnPD</i>	4986	5.7494	5.8964	0.8927	7.8695	1.5475
<i>URB</i>	4986	0.5037	0.4903	0.1748	1.0007	0.1117
<i>DEV</i>	4986	10.2931	10.3772	0.8417	13.0557	4.5951
<i>SOC</i>	4986	0.3615	0.3518	0.1142	3.8352	0.0001

四、实证结果与分析

(一) 基准回归结果

1. 环境规制对产业结构高度化的面板回归

表3列示了选用面板回归研究的环境规制对产业结构高度化的影响。列(1)是没有纳入任何控制变量

的基准模型,研究环境规制对产业结构高度化的作用,结果显示,在1%的显著性水平下,环境规制能够有效推动产业结构升级。列(2)—列(6)依次纳入控制变量,结果显示,逐步纳入控制变量后,核心解释变量 $ER1$ 的显著性水平、回归系数的大小与方向均未发生显著变动,这意味着回归模型和回归结论具备稳健性,在1%的显著性水平下,环境规制强度 $ER1$ 每增加1个单位,产业结构高度 $UIS1$ 增加0.006个单位,环境规制在产业结构从第一产业向第二产业进而向第三产业演化的进程中能够产生显著的推动力。

表2 变量均值与中位数组间差异性检验

变量	均值组间差异性检验						中位数组间差异性检验					
	低组	均值1	高组	均值2	均值差异	t值	低组	中位数1	高组	中位数2	中位数差异	卡方值
$UIS1$	3107	0.65	1879	1.18	-0.53**	-2.38	2943	0.69	2943	1.21	-0.52**	6.38
$RIS2$	3107	0.55	1879	2.76	-2.21***	-6.93	2943	0.25	2943	1.69	-1.44***	29.47
$FixAI$	3107	0.69	1879	0.35	0.34***	3.87	2943	0.66	2943	0.38	0.28***	20.37
FDI	3107	2.78	1879	1.17	1.61***	5.95	2943	2.79	2943	1.16	1.63***	22.16
FEB	3107	0.09	1879	0.27	-0.18**	-2.44	2943	0.07	2943	1.29	-1.22***	9.90
$\ln Wage$	3107	8.53	1879	12.78	-4.25***	-5.21	2943	8.39	2943	12.77	-4.38***	17.84
$\ln PD$	3107	7.09	1879	4.88	2.210***	7.10	2943	6.99	2943	4.90	2.09***	18.26
URB	3107	0.32	1879	0.69	-0.37***	-4.11	2943	.037	2943	0.72	-0.68***	9.24
DEV	3107	9.01	1879	13.88	-4.87**	-2.21	2943	9.11	2943	14.01	-4.90***	10.22
SOC	3107	0.39	1879	0.33	0.06	1.31	2943	0.32	2943	0.29	0.03***	14.31

表3 环境规制对产业结构高度化影响的面板回归

	被解释变量:产业结构高度化 $UIS1$					
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
$ER1$	0.006*** (2.70)	0.006*** (2.70)	0.005*** (2.65)	0.006*** (2.64)	0.005*** (2.64)	0.006*** (3.00)
$FixAI$	-0.007 (-0.17)	-0.003 (-0.07)	-0.103** (-1.98)	-0.184*** (-3.19)	-0.189*** (-3.25)	-0.199*** (-2.00)
FDI		-0.017*** (-3.05)	-0.016*** (-2.77)	-0.010* (-1.92)	-0.010* (-1.82)	-0.100** (-2.40)
FEB			0.677*** (2.82)	0.440** (2.12)	0.434** (2.08)	0.403*** (3.06)
$\ln Wage$				0.083*** (3.65)	0.078*** (3.47)	0.081*** (2.89)
$\ln PD$					0.160 (0.96)	0.102* (1.77)
URB						-0.537 (-0.47)
DEV						0.009*** (3.28)
SOC						-0.044 (-0.40)
$-cons$	0.810*** (33.64)	0.843*** (33.89)	0.802*** (27.22)	0.047 (0.24)	-0.818 (-0.86)	0.765*** (28.09)
N	4986	4986	4986	4986	4986	4986
Hausman 检验 P 值	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00
时间固定效应	是	是	是	是	是	是
地区固定效应	是	是	是	是	是	是

注:括号中列示的是t统计量的值;*、**、***依次表示在10%、5%以及1%的显著性水平下显著。下同。

模型中的控制变量回归结果与理论预期基本一致。社会投资需求量($FixAI$)系数为-0.1987,显著性水平达1%,表明固定资产投资与产业结构升级存在负相关关系。原因可能在于第二产业(主要为工业和制造业)较第三产业需更大量的固定资产投入,故固定资产投资可能延缓产业结构高度化。

在外商直接投资(FDI)方面,回归系数为-0.100,显著性水平为5%。尽管 FDI 推动经济发展,但其对产业结构升级作用有限。依据“污染避难所假说”,部分外资流向环境规制较宽松的地区,带来低端且污染性较大的产业,易形成“低端锁定”局面,阻碍产业升级。政府干预强度(FEB)每增加1个单位,产业结构高度化增加0.403个单位(显著性水平1%),表明当前政府政策显著促进资源配置优化,积极引导产业结构升级。人力资本水平($\ln Wage$)在1%的显著性水平下对产业结构高度化的正向作用明显,

系数为 0.081。高人力资本既是技术创新的源泉,也能有效助力高新技术产业发展,同时提升环保意识,强化对高污染行业的抵制,助推产业升级。经济发展水平(*DEV*)显著推动产业结构高度化,系数在 1% 水平显著。经济增长推动对高附加值产品和高技能劳动力的需求上升,加速向技术和知识密集型产业转型,从而显著促进产业优化升级。人口密度(*lnPD*)与产业高度化的正向关系不显著,可能是因为尽管人口密度较高,非正式环境规制影响有限,难以显著推动产业升级。城镇化水平(*URB*)和市场规模(*SOC*)对产业结构高度化的负向影响同样不显著:城镇化的劳动力转移速度和质量若不足以满足产业升级需求,或市场规模扩大伴随激烈竞争,可能会限制这些因素对产业高度化的正向推动作用。

2. 环境规制对产业结构合理化的面板回归

表 4 列示了依次纳入控制变量的模型回归估计结果。环境规制强度(*ER1*)每增加 1 个单位,产业结构合理化(*RIS2*)增加 0.0204 个单位,增加环境规制力度,能有效驱动产业结构向合理化方向演进。环境规制强度增强,会增加重度污染以及落后产业的生产成本,倒逼资源在产业间合理流动,促进生产要素合理配置,产业结构趋向动态均衡,向合理化方向演进。

表 4 环境规制对产业结构合理化的面板回归

	被解释变量:产业结构合理化 <i>RIS2</i>					
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
<i>ER1</i>	0.019*	0.019*	0.020**	0.020**	0.020**	0.020*
	(1.93)	(1.92)	(2.080)	(2.04)	(2.03)	(1.93)
<i>_cons</i>	1.004***	0.918***	1.021***	5.229***	12.995***	7.765***
	(11.99)	(10.05)	(10.24)	(6.82)	(3.48)	(4.32)
<i>Controls</i>	YES	YES	YES	YES	YES	YES
<i>N</i>	4986	4986	4986	4986	4986	4986
Hausman 检验 P 值	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00
时间固定效应	是	是	是	是	是	是
地区固定效应	是	是	是	是	是	是

(二) 稳健性检验

为验证前述回归结果的稳健性,本研究参照沈坤荣等^[6]和李柏桐等^[20]的方法,采用仅基于工业二氧化硫和工业烟(粉)尘处理力度的环境规制强度指标(*ER3*)进行实证检验。表 5 显示,使用 *ER3* 对产业结构高度化(*UIS1*)回归,列(1)表明,在 1% 显著性水平下,环境规制强度(*ER3*)的增强显著促进产业结构升级,每增加 1 单位 *ER3*,*UIS1* 提升 0.008 单位,与原回

表 5 稳健性检验

	替换环境规制指标		替换产业结构指标		
	<i>UIS1</i> (1)	<i>RIS2</i> (2)	<i>UIS2</i> (3)	<i>UIS2</i> (4)	<i>UIS3</i> (5)
<i>ER3</i>	0.008***	0.025**		0.001**	0.054***
	(5.72)	(2.06)		(2.03)	(2.64)
<i>ER1</i>			0.001***		
			(2.99)		
<i>_cons</i>	-0.831*	12.958***	0.612***	0.611***	-0.818
	(-1.94)	(3.47)	(6.47)	(6.46)	(-0.86)
<i>Controls</i>	YES	YES	YES	YES	YES
<i>N</i>	4986	4986	4986	4986	4986
Hausman 检验 P 值	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00
时间固定效应	是	是	是	是	是
地区固定效应	是	是	是	是	是

归一致,验证了模型的稳健性。列(2)对产业结构合理化(*RIS2*)回归显示,在 5% 显著性水平下,增强 *ER3* 有效推动产业结构合理化,证实环境规制在促进产业结构合理化中的重要作用,进一步验证了模型结论的稳健性。

进一步,替换模型中产业结构指标的衡量方式重复前述的实证回归。借鉴蔡海亚等的方法选用产业结构层次指标刻画产业结构升级^[21]。具体而言,依据三大产业在地区生产总值中占比的相对变化分别赋予三大产业权重,以此从数量角度刻画产业结构升级。产业结构层次指标(*UIS2*)的测算公式如下所示:

$$UIS2 = \sum_{i=1}^3 y_{int} \cdot M \quad M = 1, 2, 3 \quad (12)$$

用前述的两种环境规制指标分别对更换后的产业结构层次指标变量 *UIS2* 展开面板回归,回归模型分别如表 5 中的列(3)和列(4)所示。进一步,为了后面验证环境规制对劳动力转移的直接和间接影响,

在此处选定第三产业就业人数与第一、二产业就业人数之和的百分比作为产业结构升级的测度指标,该指标越大,表明中国第三产业就业人数越多,也即中国向服务业为主导的产业结构转换,产业结构越优化,结果如列(5)所示。从列(3)—列(5)的实证回归结果可知,在至少5%的显著性水平下,进行环境规制仍然能有效地引导产业结构从第一产业占主导逐步演进为第二、三产业占主导的升级。表5中的五个回归模型充分验证了前述面板回归结果的稳健性以及回归模型设置的可靠性。

(三) 内生性检验及缓解方案

Dechezlepretre 和 Misato 指出对环境规制影响进行实证分析的一个重要挑战是,政策可能是内生的^[22]。如果环境政策与结果变量的未观察到的决定因素相关联,例如贸易(例如,供应链联系、政治制度、其他条例的严格程度),内生性问题会影响分析结果。各国政府还可以战略性地设定严格程度,例如,通过使关键出口部门不受环境法规的约束,这表明在使用部门汇总数据时可能存在反向因果关系。本文借鉴王杰和刘斌的做法^[23],分别使用环境规制指标的滞后一期和1986—2003年工业两位数行业的标准煤。主要基于以下两方面的考虑:第一,处于产业结构升级的考量,可能会对环境规制产生滞后效应,造成上一期的环境规制影响当期的产业结构,但是历史的环境规制不影响现期的产业结构,所以本文考虑将滞后项这一指标作为工具变量。第二,选取1986—2003年工业两位数行业的标准煤指标是一个历史变量,且距离本文使用的数据年份较远,不会对现期的产业结构产生影响;而能源的标准煤变量会影响行业的环境规制水平,能源标准煤越高,说明资源消耗越多,污染排放水平越高。

表6报告了运用上述两个估计变量的估计结果。另外,本文采用Cragg-Donald Wald F统计量进行弱工具变量检验,用Kleibergen-Paapr LM进行识别不足检验以及用Sargan统计量进行过度识别检验,结果如上表所示,工具变量均通过了以上检验。因此,一定程度上说明本文选取的工具变量较为合理。且进一步与前文的基本结果比较发现,主要解释变量环境规制强度的系数在统计和经济的显著性上基本稳定,说明回归结果有一定的说服力。

(四) 异质性分析

虽然考虑到了不同地级市的数据,但各地区的经济发展水平和产业结构差异较大。因此,本文进一步检验环境规制的产业结构升级效应。按照两种不同的思路进行考察:(1)经济发展水平的异质性。本文根据各城市的人均GDP,将经济发展水平排名前1/2和后1/2的城市分为较高经济发展水平和较低经济发展水平两类;(2)不同产业占主导的城市集群。根据我国“十四五”规划的大型清洁能源基地,将属于该基地的城市划分为高清洁产业主导类型,其余划分为低清洁产业主导类型^①。

表6 工具变量回归结果:FE-2SLS

变量	UIS1 (1)		RIS2 (2)	
<i>IV 1_ER1</i>	0.020 *		0.018 **	
	(1.92)		(2.04)	
<i>IV 2_ER1</i>		0.020 **		0.20 **
		(2.08)		(2.03)
<i>-cons</i>	0.918 ***	-0.852 **	5.229 ***	12.995 ***
	(10.05)	(-1.99)	(6.82)	(3.48)
<i>Controls</i>	YES	YES	YES	YES
<i>N</i>	4986	4986	4986	4986
Hausman 检验 P 值	0.00	0.00	0.00	0.00
Cragg-Donald Wald F	8.11	7.93	8.87	8.08
	(19.93)	(19.93)	(19.93)	(19.93)
Kleibergen-Paapr LM	15.84	11.98	12.12	15.69
	(0.00)	(0.00)	(0.00)	(0.00)
Sargan	0.95	1.11	1.33	0.22
	(0.33)	(0.27)	(0.25)	(0.64)
时间固定效应	是	是	是	是
地区固定效应	是	是	是	是

注:Cragg-Donald Wald F统计值括号里为弱工具变量检验的10%水平标准值;Kleibergen-Paapr LM统计值括号里是P值;Sargan括号里的值为Chi²。

①第一个大型清洁能源分布区域是“北方地区能源基地”,包括松辽清洁能源基地、冀北清洁能源基地和黄河几字湾清洁能源基地,主要涉及的省份包括辽宁、吉林、黑龙江、河北、山西、陕西和宁夏;第二个大型清洁能源分布区域是“西北地区能源基地”,包括河西走廊清洁能源基地、黄河上游清洁能源基地和新疆清洁能源基地,主要涉及的省份包括内蒙古、甘肃、青海和新疆;第三个大型清洁能源分布区域是“西南地区能源基地”,包括金沙江上游清洁能源基地、雅砻江流域清洁能源基地和金沙江下游清洁能源基地,主要涉及的省份包括西藏、四川和云南。

表7 不同经济发展水平和产业结构类型地区异质性分析

	经济发展水平异质性				产业结构主导类型			
	UIS1		RIS2		UIS1		RIS2	
	低类(1)	高类(2)	低类(3)	高类(4)	低类(5)	高类(6)	低类(7)	高类(8)
<i>ER1</i>	0.117*	0.013**	0.096**	0.036***	0.044***	0.014**	0.055***	0.009**
	(1.96)	(2.09)	(2.10)	(3.66)	(2.99)	(2.52)	(2.64)	(3.05)
<i>_cons</i>	-0.831*	-1.413***	0.852**	12.958**	0.612***	0.611***	-0.818	-0.852**
	(-1.94)	(-3.26)	(1.99)	(2.167)	(6.47)	(6.46)	(-0.86)	(-1.99)
<i>Controls</i>	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES
<i>N</i>	2484	2502	2484	2502	2178	2808	2178	2808
<i>P</i> 值	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00
时间固定效应	是	是	是	是	是	是	是	是
地区固定效应	是	是	是	是	是	是	是	是

注:P 值为 Hausman 检验值。

按照经济发展水平的异质性分析估计结果见表7列(1)至列(4)。可以看出, *ER1* 的系数均显著为正,但在较高经济发展水平的城市样本下,其系数数值明显小于较低经济发展水平,这说明环境规制对于较低经济水平城市的政策效果更大。可能原因在于,一方面,经济水平较低的城市具有后发优势和规模经济优势,相应的政策和资源也会向欠发达地区倾斜,从而有利于充分挖掘当地的产业潜能,推动地区产业转型升级;另一方面,经济欠发达地区更加依赖污染较重的产业,在环境规制提升后,污染企业关停和转移,高科技产业和节能产业得到发展,同时第三产业和服务业也得到显著的提升,环境规制对产业升级的影响较为显著,经济发达地区的产业本身就向着产业结构高级化和合理化方向转变,重点发展服务业,环境规制对其主要产业的影响较小。

按照不同产业占主导的城市集群划分后异质性分析结果如列(5)至列(8)所示。环境规制的产业结构升级效应在低清洁产业主导类型的城市群中更大,可能因为这些区域产业转型需求迫切,对清洁技术的采纳和创新具有更高敏感度,加之政策引导和市场激励可能更为集中,从而加速产业结构的优化和升级。以上分析也均进一步印证了文章的基准结果。

五、进一步研究

(一) 环境规制对产业结构升级影响的阶段性特征

环境规制对产业结构升级的影响可能存在阶段上的不一致性,具体指在不同发展阶段,环境规制对产业结构升级的作用和影响存在显著差异的现象。此处通过门槛回归模型分析不同强度的环境规制对产业结构升级的影响。表8列(1)可以看出,环境规制对产业结构高度化和产业结构合理化均不存在三重门槛效应,但是当环境规制强度为门槛变量时,环境规制对产业结构高度化的影响呈现双重门槛变化。当环境规制强度不足时,环境规制会阻碍产业结构高度化。当环境规制强度跨越第一阈值和第二阈值时,环境规制可以推动产业结构高度化发展,但推动力呈现“边际收益递减”的趋势;将环境规制强度作为门槛变量来探讨环境规制对产业结构合理化的影响时,发现这种影响呈现单一门槛特征。无论是否跨越阈值,环境规制强度都能促进产业结构合理化,但跨越阈值后,环境规制的影响将递减且不显著。门槛检验结果如表8列(2)所示。

表8 门槛效应的回归结果

	UIS1(1)		RIS2(2)	
<i>ER1</i> 7.2710	-0.069**		<i>ER1</i> 5.5742	0.014*
	(2.07)			(1.81)
7.2710 < <i>ER1</i> < 8.0736	0.051***		<i>ER1</i> > 5.5742	0.009
	(8.35)			(1.17)
<i>ER1</i> > 8.0736	0.021***			
	(3.66)			
<i>_cons</i>	-0.852**		<i>_cons</i>	-1.41***
	(-1.99)			(-3.26)
<i>Controls</i>	YES		<i>Controls</i>	YES
<i>R</i> ²	0.0668		<i>R</i> ²	0.0789
<i>N</i>	4981		<i>N</i>	4986

(二) 技术水平的调节效应

技术水平在环境规制和产业结构升级之间起到了至关重要的调节作用。表9中列示了调节效应的实证回归结果。回归结果如列(1)所示,在5%的显著性水平下,技术水平对环境规制影响产业结构高度化起到了正向调节作用;回归结果的列(2)显示,技术水平和环境规制对产业结构合理化的共同作用在10%的显著性水平下是正向的。总体来讲,虽然回归结果的显著性略低,但也证实了前述的理论推导结果,技术水平和环境规制对产业结构升级有促进作用。同时,需要注意的是,目前环境规制和技术水平的协同作用效果还不是特别强,地区在制定环境政策时要兼顾环境规制与城市技术水平的契合度以便环境规制能够更好推动产业结构升级。

进一步,在后劲不足的情况下,技术能够发挥一个推动环境规制迈过门槛的作用。技术进步可以提高产业的生产效率和资源利用效率,以满足环境规制的要求,同时,采用先进的技术和设备可减少生产过程中的污染,提高资源利用效率,降低对生态环境的负面影响。因此,技术进步可以提供一种突破环境规制门槛的方式。

(三) 基于z评分模型的检验

为分析环境规制对产业结构转型的阶段性影响及技术作用,本文采用z评分模型对数据标准化处理,以消除量纲差异,使数据在统一尺度上可比。本文将不同污染物排放量转化为z评分后,进行时间序列分析,识别规制实施前后的变化趋势,以评估其有效性。根据规制政策的实施时间与强度,划分数据阶段,观察各阶段z评分变化,若规制后z评分显著下降,表明其对环境改善的积极作用。z评分分析为动态监测环境规制效果和制定科学政策提供依据。

根据表10中的z评分指标下的基准回归结果,我们得到与非z评分下的基准回归类似的结果。从中可见,环境规制(ER1)对产业结构升级(UIS1和RIS2)具有显著的正向影响。在模型(1)中,ER1的系数为0.3262,且在5%的显著性水平下显著,表明环境规制每增加一个单位,产业结构升级指数UIS1平均提高0.3262个单位。类似地,在模型(2)中,ER1的系数为0.3919,且在10%的显著性水平下显著,说明环境规制对产业结构升级指数RIS2也有正向促进作用。

从表11可以看出,环境规制和技术创新的交叉项(ER1_UII)在两个模型中都是显著的,这表明技术创新在环境规制对产业结构升级的影响中起到了调节作用。

技术创新在环境规制推动产业结构升级中发挥关键调节作用,主要体现在以下方面:通过降低企业的合规成本,技术创新释放出更多资源以用于产业升级;新技术提升生产效率,增强产品质量和竞争力;催生清洁能源、环保材料等新兴产业,符合产业结构升级方向;推动传统产业转型,实现结构优化。在环境规制初期,技术创新作用尚不明显,但随着企业逐渐重视研发投入,其调节作用增强,使得环境规制对产业结构升级的正向影响愈加显著。因此,环境规制政策应充分考虑技术创新的潜力,以助力产业结构升级和可持续经济发展。

表9 技术水平对环境规制影响产业结构的调节效应

	UIS1(1)	RIS2(2)
ER1_lnUII	0.001 ** (2.07)	0.001 * (1.81)
lnUII	-0.000 (-0.08)	-0.040 *** (-7.28)
ER1	0.006 *** (5.33)	-0.002 (-0.59)
_cons	-0.852 ** (-1.99)	-1.413 *** (-3.26)
Controls	YES	YES
R ²	0.0668	0.0789
N	4981	4986

表10 z评分指标下的基准回归结果

	UIS1(1)		RIS2(2)
ER1	0.326 ** (3.12)	ER1	0.392 * (2.41)
_cons	-0.654 ** (-1.99)	_cons	-0.413 *** (-3.26)
Controls	YES	Controls	YES
R ²	0.1968	R ²	0.2189
N	4981	N	4986

表11 z评分指标下技术的调节作用

	UIS1(1)	RIS2(2)
ER1_UII	1.097 * (2.18)	1.037 * (2.41)
ER1	0.220 *** (5.418)	0.201 *** (6.23)
UII	0.165 ** (2.14)	0.165 ** (2.14)
_cons	-0.876 ** (-1.98)	-0.996 *** (-3.26)
Controls	YES	YES
R ²	0.2376	0.2217
N	4981	4986

六、结论性评述

在产业结构从污染化向清洁转型的过程中,环境规制起着重要作用,以“遵循成本效应”和“创新补偿效应”为基础,本文分别从理论层面和经验分析角度对环境规制在产业结构升级中的作用予以探究。在理论层面,环境规制通过激励产业减少污染排放,长期内强化了产业间的技术水平差异,推动了产业结构的升级。实证分析利用2003年至2020年中国277个地级市的数据,结果显示环境规制显著促进了产业结构的合理化和高度化,尤其是技术在其中起到了显著的调节作用。此外,环境规制的效应存在阶段性特征,随着规制强度的增加,其对产业结构升级的推动力呈现边际递减趋势,而技术进步在这一过程中起到了助力作用,帮助产业结构迈过升级门槛。

为了最大程度发挥环境规制对产业结构升级的推动作用,各地区应施行适度的环境规制,充分全面地发挥环境规制的产业经济效益和生态环境效益“双重红利”。各级地方政府要转变观念,要用长远发展眼光看待环境规制;环境规制绝对不会成为地区经济增长和产业结构升级的“绊脚石”,相反,环境规制会成为推动地区产业结构升级、促进经济和生态健康协调发展的“一剂良方”。另外也必须注意,环境规制的力度并非越强越好,各级政府在制定和执行环境政策时要科学衡量环境政策的作用,切不可盲目提升环境规制强度,要将环境规制强度保持在合理适度的区间范围内,过度的环境规制不仅会加大政策执行成本,而且会对地区产业经济的发展产生严重阻碍效应。在制定与实施执行环境政策时要因地制宜,切不可“一刀切”。由于不同地区的产业结构基础不同,环境污染程度和主要污染物不同,故而在制定与实施环境政策时,要充分考虑到各地区经济环境与生态环境的差异性、特殊性和承载能力,在确保完成环境政策实施目标的前提下,实施并执行具有各地方特色的差异性环境政策。例如,资源型城市应重点推动资源循环利用和清洁能源替代,而发达城市则应注重高新技术产业的发展和传统产业的技术升级。通过地方特色环境政策的实施,促进各地区产业结构的优化和升级。注重技术在环境规制动态调整过程中的辅助和调节作用。在观测到单纯依靠环境规制难以有效拉动产业结构升级的关键时刻,技术的引入和应用显得尤为迫切和重要。在监测到环境规制效果不明显时,应立即启动技术评估和筛选机制,识别适合当前产业状况的创新技术,快速响应并引导这些技术的应用。确保技术解决方案与产业实际需求相匹配,避免技术与产业脱节,促进技术与产业的深度融合。调整政策导向,为技术创新提供更加有利的条件,包括资金支持、市场准入、知识产权保护等,降低企业采纳新技术的门槛和风险。

参考文献:

- [1] 余伟,陈强,陈华. 环境规制、技术创新与经营绩效:基于37个工业行业的实证分析[J]. 科研管理,2017(2):18-25.
- [2] 苏昕,周升师. 双重环境规制、政府补助对企业创新产出的影响及调节[J]. 中国人口·资源与环境,2019(3):31-39.
- [3] Dean J M, Lovely M E, Wang H. Are foreign investors attracted to weak environmental regulations? Evaluating the evidence from China [J]. Journal of Development Economics, 2009, 9(1): 1-13.
- [4] Porter M E, Van D L C. Toward a new conception of the environment-competitiveness relationship[J]. Journal of Economic Perspectives, 1995, 9(4): 97-118.
- [5] Adam B, Jaffe R G, Newell Robert N, et al. Environmental policy and technological change[J]. Environmental and Resource Economics, 2002, 22(1): 41-70.
- [6] 沈坤荣, 金刚, 方娟. 环境规制引起了污染就近转移吗[J]. 经济研究, 2017(5): 44-59.
- [7] 李虹, 邹庆. 环境规制、资源禀赋与城市产业结构升级研究——基于资源型城市与非资源型城市的对比分析[J]. 经济研究, 2018(11): 182-198.
- [8] 朱于珂, 高红贵, 丁奇勇, 等. 地方环境目标约束强度对企业绿色创新质量的影响: 基于数字经济的调节效应[J]. 中国人口资源与环境, 2022(5): 106-119.
- [9] 齐绍洲, 林岫, 崔静波. 环境权益交易市场能否诱发绿色创新: 基于我国上市公司绿色专利数据的证据[J]. 经济研究, 2018

- (12):129-143.
- [10] Bento A, Freedman M, Lang C. Who benefits from environmental regulation: Evidence from the clean air act amendments[J]. Review of Economics and Statistics, 2015, 97(3): 610-622.
- [11] Ngai L R, Pissarides C A. Structural change in a multisector model of growth[J]. American Economic Review, 2007, 97(1): 429-443.
- [12] 薛曜祖. 环境规制的产业结构效应:理论与实证分析[J]. 统计与信息论坛, 2016(8): 39-46.
- [13] Hansen B E. Threshold effects in non-dynamic panels: Estimation, testing, and inference[J]. Journal of Econometrics, 1999, 93(2): 345-368.
- [14] 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.
- [15] 陈林, 陈臻, 肖倩冰. 产能过剩与环境规制相机选择——基于正式与非正式环境规制视角[J/OL]. 中国工业经济, 2024(3): 62-80.
- [16] 干春晖, 郑若谷, 余典范. 中国产业结构变迁对经济增长和波动的影响[J]. 经济研究, 2011(5): 4-16.
- [17] 马海良, 顾莹莹, 黄德春, 等. 环境规制、数字赋能对产业结构升级的影响及机理[J/OL]. 中国人口·资源与环境, 2024(3): 124-136.
- [18] 杜敏哲, 廖丽萍. 低碳转型能否促进共同富裕? ——来自低碳城市试点的证据[J]. 经济学动态, 2024(4): 33-48.
- [19] 寇宗来, 刘学悦, 刘瑾. 产业政策导致了产能过剩吗? ——基于中国工业行业的经验研究[J]. 复旦学报(社会科学版), 2017(5): 148-161.
- [20] 李柏桐, 李健, 唐燕, 等. 数字经济对工业碳排放绩效的影响: 基于异质型环境规制的门槛效应. 中国环境科学, 2024(8): 1-12.
- [21] 蔡海亚, 徐盈之. 贸易开放是否影响了中国产业结构升级? [J]. 数量经济技术经济研究, 2017(10): 3-22.
- [22] Dechezlepretre A, Misato S. The impacts of environmental regulations on competitiveness[J]. Review of Environmental Economics and Policy, 2017, 11(2): 183-206.
- [23] 王杰, 刘斌. 环境规制与企业全要素生产率——基于中国工业企业数据的经验分析[J]. 中国工业经济, 2014(3): 44-56.

[责任编辑:苗竹青]

From Polluting to Cleanerization: On the Role of Environmental Regulation in Industrial Structural Upgrading

XU Liyang¹, ZHANG Caiyun²

(1. School of Economics, University of Chinese Academy of Social Sciences, Beijing 102488, China;

2. Institute of Economics, Chinese Academy of Social Sciences, Beijing 100836, China)

Abstract: In the process of industrial structure transformation from polluting to cleanerization, environmental regulation plays an important role as an important part of the bankruptcy mechanism. 277 prefecture-level cities from 2003 to 2020 were selected as research samples. Using panel and threshold models, it was verified that environmental regulation can force resources to flow rationally between industries, thereby promoting the evolution of industrial structure towards cleanness. Moreover, the role of environmental regulation in industrial structure upgrading shows heterogeneity in stages, and this impact is a double threshold change, showing a trend of “diminishing marginal returns”. At this time, when the stamina of industrial structure upgrading is insufficient, technology can play a role in promoting environmental regulation to cross the threshold. The research conclusions have certain implications for how to make full use of the role of environmental regulation and technology to promote the upgrading of industrial structure towards cleanness.

Key Words: environmental regulation; industrial structural upgrading; cleanerization; regulatory effects of technologies; stage heterogeneity; industrial structure rationalization; industrial structure heightening