

# 环境规制与长江经济带高技术 制造业环境效率研究 ——基于“波特假说”的检验

吴传清<sup>1, 2, 3</sup> 高坤<sup>1, 31</sup>

(1. 武汉大学 经济与管理学院, 湖北 武汉 430072;

2. 武汉大学 中国发展战略与规划研究院, 湖北 武汉 430072;

3. 武汉大学 区域经济研究中心, 湖北 武汉 430072)

**【摘要】:** 选取 2011~2019 年全国 30 省份高技术制造业面板数据, 根据“波特假说”, 采用产出导向的方向性距离函数和双向固定效应的  $\beta$  收敛面板模型测度 30 省份高技术制造业环境效率, 研判长江经济带高技术制造业环境效率收敛。研究结果表明: 长江经济带环境规制强度存在“倒 U 型”变化趋势, 上中下游地区环境效率逐级递增; 环境效率存在较为显著的  $\beta$  收敛, 环境规制经过短期累积对环境效率增长和收敛具有驱动作用; 长江经济带高技术制造业存在“环境规制—创新投资增加—经济效益降低—创新效益显现—环境效率提升”的良性循环。为进一步提升长江经济带高技术制造业环境效率, 应因地制宜设计合理的环境规制强度和适当的环境规制政策, 循序渐进提升环境规制强度, 强化高技术制造业企业“创新补偿效应”。

**【关键词】:** 环境规制 环境效率 高技术制造业 长江经济带 “波特假说”

**【中图分类号】:** X322 **【文献标识码】:** A **【文章编号】:** 1004-8227(2022)05-0972-11

长江经济带作为引领我国经济高质量发展的主力军, 在创新驱动引领的产业转型升级等方面具有重要的示范作用。制造业是经济高质量发展中的关键一环, 高端化智能化绿色化是推动制造业优化升级的重要方向。2017 年 4 月, 国务院颁布的《关于推进供给侧结构性改革加快制造业转型升级工作情况的报告》强调, 全面实施绿色制造工程, 构建高效、清洁、低碳、循环的绿色制造体系。2020 年 11 月 14 日, 习近平总书记在南京主持召开全面推动长江经济带发展座谈会, 强调将长江经济带建设成为我国“生态优先、绿色发展”主战场。国家不断强化长江经济带制造业发展进程中的环境规制, 通过加强环境保护促进长江经济带制造业高质量发展。高技术制造业相较于传统制造业, 具有知识和技术要素密集、资源消耗低、附加值高等多方面优势<sup>[1]</sup>, 那么环境规制政策会对长江经济带高技术制造业环境效率产生怎样影响? 沿线各省份高技术制造业环境效率会走向差异化还是趋

**作者简介:** 吴传清(1967~), 男, 教授, 主要研究方向为区域经济学. E-mail:wcq501@163.com; 高坤 E-mail:425295780@qq.com  
**基金项目:** 国家社会科学基金项目(19BJL061)

同?探讨上述问题,具有重要的学术价值和实践意义。

Porter<sup>[2]</sup>倡导的“波特假说”认为,制定适当的环境规制政策可以激励企业开展技术创新活动,从而提升环境绩效和企业竞争力。Jaffe等<sup>[3]</sup>进一步将“波特假说”拓展为“弱波特假说”和“强波特假说”。“弱波特假说”认为,适当的环境规制政策可以刺激企业增加某些类型的创新投资,开展技术研发活动;“强波特假说”强调,企业技术创新会抵消部分创新投入资本,提升环境绩效和企业竞争力,即“创新补偿效应”。中外学者在环境规制政策框架下针对“波特假说是否成立”开展大量实证研究,大体可分为两个方面:一是立足“强波特假说”提出的“创新补偿效应”,研究环境规制对全要素生产率<sup>[4,5]</sup>、绿色生产率<sup>[6,7]</sup>、城市绿色发展效率<sup>[8]</sup>、区域绿色经济效率<sup>[9,10]</sup>等效率指标的影响;研究维度多为农业、工业及工业细分行业;研究方法主要有包含非期望产出的DEA模型、空间面板(滞后)模型、门槛模型、PSM-DID模型等,研究结论表明环境规制的“创新补偿效应”具有不确定性,对不同时期、不同区域、不同行业的生产效率驱动作用各异,既有促进也有抑制。二是基于“弱波特假说”提出的环境规制对企业创新活动的影响作用论点,研究环境规制对企业绿色(环保、生态)技术创新<sup>[11,12,13]</sup>、绿色创新效率<sup>[14,15,16]</sup>的作用效应;研究维度多为工业或制造业;所用研究方法与第一类相似,研究结论多表明环境规制对企业创新的作用效果呈线性促进、“倒U型”、复杂型等多种关系。第二类研究多以绿色创新效率为被解释变量,但衡量方法有所缺陷,部分学者直接以企业研发投入度量企业绿色创新效率,或通过综合非期望产出和技术创新的指标体系测度,未准确区分企业整体创新和绿色创新的差异。针对企业生产效率存在的区域差异,部分研究文献认为其原因在于经济发展、人口集聚往往存在空间异质性<sup>[17]</sup>,如何降低区际经济效益、生产效率等方面的差距逐渐成为学术界研究热点。为研究地方经济发展过程中的效率动态收敛和趋同问题,Sala-i-Martin<sup>[18]</sup>界定“收敛”概念,并提出 $\beta$ 收敛的检验模型。吴传清<sup>[19]</sup>和姚增幅<sup>[20]</sup>采用 $\beta$ 收敛模型分别对制造业和服务业融合发展水平、农业环境效率的敛散性进行检验,从动态维度检验所研究效率指标的收敛和变化。

综观学术界关于“波特假说”和环境规制的相关研究进展,质疑“波特假说”是否成立的主要原因可总结为4个方面:(1)“波特假说”是基于美国等发达国家发展规律提出的,不一定适用于发展中国家,且不同行业间也应有所差别;(2)现有研究多从相对静态维度研究环境规制和生产效率问题,没有考虑到发展阶段变化(即动态维度)带来的影响;(3)“强波特假说”提出的环境规制的创新补偿效应需要要素禀赋升级进行驱动,要求一定阶段的时间和技术投入<sup>[21]</sup>; (4)研究样本和计量方法带来的偏误。

借鉴已有研究成果,本文力求从3个方面作创新尝试:(1)以高技术制造业为研究对象。利用全国30省份(不含西藏和港澳台地区)高技术制造业相关数据,聚焦长江经济带沿线11省份,从全国、长江经济带、长江经济带以外地区等空间尺度分析高技术制造业环境效率的时空特征。(2)测度有无环境规制两种情况下的环境效率。侧重衡量高技术制造业企业在面对环境规制时真正“牺牲”的经济效益和降低的生产效率,并藉此测度环境规制强度。(3)从动态维度同时检验“弱波特假说”“强波特假说”是否成立。以环境规制、创新投资和地方人力资本为关键控制变量,利用 $\beta$ 收敛模型检验长江经济带高技术制造业环境效率收敛,分析环境规制对环境效率的影响效应。

## 1 研究方法和数据来源

### 1.1 研究方法

构建包含投入、期望产出和非期望产出的高技术制造业环境效率测度指标体系,利用产出导向的方向性距离函数测度2011~2019年全国30省份高技术制造业环境效率和环境规制强度。构建检验环境效率 $\beta$ 收敛的双向固定效应模型,并加入环境规制、创新投资、人力资本等三类控制变量,从短期和中长期角度分析环境规制对长江经济带高技术制造业环境效率的直接和间接影响效应。

#### 1.1.1 高技术制造业环境效率和环境规制成本测度

(1) 环境效率测度。

非径向方向性距离函数 (DDF) 的一般形式可表示为:

$$\vec{D}_0(x, y, b; g_x, g_y, -g_b) = \max \{\beta: (x + \beta g_x, y + \beta g_y, b - \beta g_b) \in P(x)\} \quad (1)$$

式中:  $(x, y, b)$  表示生产可能性集合, 投入  $N$  种生产要素  $x \in R^N$ , 产出  $M$  种期望产出  $y \in R^M$  和  $Z$  种非期望产出  $b \in R^Z$ ;  $\beta$  为期望产出和非期望产出同时增加或减少的比例, 表示产业生产主体生产出一定数量产品的同时减少环境污染的能力, 即为环境效率。DDF 的方向向量为  $(g_x, g_y, -g_b)$ , 意味着生产主体的生产点由无效率的点  $(x, y, b)$  移动到生产前沿面上的点  $(x + \beta g_x, y + \beta g_y, b - \beta g_b)$ , 此时获得最大化环境效率。由于本文构建的高技术制造业环境效率 DDF 基于产出导向, 表示生产主体获得期望产出和非期望产出的同时, 不需要考虑投入要素的增加或减少, 因此投入要素集的方向向量为 0, 即  $g_x = 0$ 。

借鉴 Njuki<sup>[22]</sup> 的相关研究成果, 将无环境规制的高技术制造业环境效率定义为, 生产主体不以减少非期望产出为目的, 利用已有的投入要素, 实现期望产出的最大化。此时方向向量取  $(g_y, 0)$ , DDF 可表示为:

$$\vec{D}_0(x, y, b; g_y, -g_b) = \max \{\beta: (y + \beta g_y, b) \in P(x)\} \quad (2)$$

将环境规制下高技术制造业环境效率定义为, 生产主体在提升期望产出的同时, 希望同比例减少非期望产出。此时方向向量取  $(g_y, -g_b)$ , DDF 可表示为:

$$\vec{D}_0(x, y, b; g_y, -g_b) = \max \{\beta: (y + \beta g_y, b - \beta g_b) \in P(x)\} \quad (3)$$

式 (2) 和式 (3) 求解结果  $\beta$  即分别为无环境规制和环境规制下高技术制造业环境效率。

(2) 环境规制成本测度。

利用 DEA 线性规划方法, 运用 MaxDEA 软件对式 (2) 和式 (3) 进行效率求解, 记式 (2) 测算的环境效率为  $ef_1$ , 式 (3) 测算结果为  $ef_2$ , 定义环境规制成本为:

$$cost_{it} = \left(1 - \frac{ef_{2it}}{ef_{1it}}\right) \cdot pft_{it} \quad (4)$$

式中:  $pft_{it}$  为  $t$  时期  $i$  省份高技术制造业规模以上企业主营业务收入 (亿元);  $cost_{it}$  为  $t$  时期  $i$  省份环境规制成本, 表示环境规制作用下生产主体所“牺牲”的营业收入, 以此反映环境规制强度。根据有无环境规制两种情况下环境效率的定义,  $cost_{it} \geq 0$ 。  $cost_{it}$  越大表示环境规制对于高技术制造业发展的限制作用越强, 高技术制造业发展的环境依赖度越高; 当  $cost_{it}$  为 0 时, 表示有无环境规制两种情况下生产主体环境效率均为 1, 环境规制无法限制高技术制造业发展, 生产主体提升产值的同时

无需考虑环境规制强度。

### 1.1.2 检验高技术制造业环境效率收敛的模型设定

#### (1) 绝对 $\beta$ 收敛。

表示各省份环境效率逐渐收敛于相同水平，具有趋同性。学术界关于检验动态绝对  $\beta$  收敛的一般方程为：

$$\frac{1}{T} \ln \left( \frac{ef_{it}}{ef_{it-1}} \right) = \alpha + \beta \cdot \frac{1}{T} \cdot \ln(ef_{it-1}) + \varepsilon_{it} \quad (5)$$

式中：  $\ln \left( \frac{ef_{it}}{ef_{it-1}} \right)$  表示  $i$  地区高技术制造业环境效率(式(3)计算所得的环境规制下效率值)年增长率对数值， $T$  为所研究样本的时期跨度， $\alpha$  为常数项； $\beta$  为待估参数； $\varepsilon_{it}$  为随机干扰项。当  $\beta$  显著为负时，表示存在绝对  $\beta$  收敛。

#### (2) 条件 $\beta$ 收敛。

在式(5)中加入控制变量，可以检验各省份高技术制造业环境效率是否以不同稳态路径收敛于各自的稳态，即最终各省份高技术制造业环境效率趋异。应用的控制变量主要包含三类：环境规制(cost)；创新投资(inv)；地方人力资本(hc)。借鉴姚增福<sup>[20]</sup>的相关研究方法，构建检验  $i$  地区高技术制造业环境效率条件  $\beta$  收敛的模型如下：

$$\frac{1}{T} \ln \left( \frac{ef_{it}}{ef_{it-1}} \right) = \alpha + \beta \cdot \frac{1}{T} \cdot \ln(ef_{it-1}) + \varphi_1 cost_{it} + \varphi_2 inv_{it} + \varphi_3 hc_{it} + \varepsilon_{it} \quad (6)$$

式中： $\alpha$  为常数项， $\beta$ 、 $\varphi_i$  ( $i=1, 2, 3$ ) 为待估参数。当  $\varphi_i$  至少有一个显著且  $\beta$  为负，表示存在条件  $\beta$  收敛；若  $\varphi_i$  均不显著，则表明存在绝对  $\beta$  收敛。为从动态维度检验分析高技术制造业环境效率的绝对  $\beta$  收敛和条件  $\beta$  收敛，参考 Nguyen-Huu 等<sup>[22]</sup>的相关研究方法，运用控制时间效应和个体效应的双向固定效应模型，依循式(5)和式(6)检验环境规制对高技术制造业环境效率增长和  $\beta$  收敛的影响。

#### (3) 收敛速率与收敛半周期。

学术界一般定义  $\beta$  收敛速率(roc)为：

$$roc = -\frac{\ln(1+\beta)}{T} \quad (7)$$

收敛半周期即为所研究时期内所有省份高技术制造业环境效率由初值收敛于稳态值所需时间的一半<sup>[23]</sup>，计算方法为：

$$chp = \frac{\ln 2}{roc} \quad (8)$$

式(7)和式(8)显示,当  $\beta$  越小时,收敛速率越快,半周期越短。

## 1.2 指标选取和数据来源

### 1.2.1 指标选取

(1)投入产出指标。

构建包含资金投入、人力投入、能源投入、期望产出和非期望产出(污染)的测度指标体系,囿于数据可得性,能源消费总量、工业废水排放量、工业烟(粉)尘排放量、一般工业固体废物、工业二氧化硫排放总量等指标按照高技术制造业企业主营业务收入在工业企业主营业务收入中所占比重换算。

(2)控制变量指标。

环境规制以式(4)测算得到的环境规制成本表征。创新投资由 R&D 经费内部支出(万元)/R&D 人员折合全时当量(人)表征。地方人力资本以地方人口平均受教育年限(年)表征,考虑到人力资本效应的时滞性,地方人力资本以滞后一期(L1hc)进入模型。

### 1.2.2 数据来源

以全国 30 省份高技术制造业为研究对象,重点研究长江经济带沿线 11 省份,研究时限为 2011~2019 年,相关研究数据采自《中国统计年鉴》(2012-2020)《中国工业经济统计年鉴(2012)》《中国工业统计年鉴》(2013-2020)《中国环境统计年鉴》(2012-2020)《中国能源统计年鉴》(2012-2020)《中国高技术产业统计年鉴》(2012-2017,2019-2020),部分缺失数据利用 2012~2020 年长江经济带沿线 11 省份统计年鉴和移动平均法进行补全。相关指标变量描述性统计结果见表 1。

表 1 相关指标变量描述性统计结果

| 变量名  | 含义     | 均值     | 标准差    | 最小值   | 最大值    | 中位数   |
|------|--------|--------|--------|-------|--------|-------|
| ef   | 环境效率   | 0.83   | 0.16   | 0.56  | 1.00   | 0.84  |
| cost | 环境规制成本 | 105.10 | 143.80 | 0     | 723.80 | 32.12 |
| inv  | 创新投资   | 36.12  | 13.76  | 10.03 | 95.21  | 33.33 |
| hc   | 人力资本   | 9.18   | 0.89   | 7.51  | 12.85  | 9.1   |

注:表中所取“环境效率”为环境规制下环境效率。

## 2 实证结果与分析

## 2.1 高技术制造业环境效率和环境规制成本的时空特征

为比较长江经济带整体及沿线 11 省份高技术制造业环境效率时空特征与全国其他地区的差异，将全国 30 省份分为长江经济带、长江经济带以外地区两组，从全国、长江经济带、长江经济带以外地区三类空间尺度进行分析。

### 2.1.1 时间演变趋势

图 1 和图 2 显示，2011~2019 年，全国 30 省份高技术制造业在环境规制下的环境效率均值明显低于无环境规制下的环境效率均值，说明环境规制在一定程度上抑制了环境效率的增长。三类空间尺度下的环境效率表现为：长江经济带>全国>长江经济带以外地区。环境规制下高技术制造业环境效率值基本都处于 0.80~0.90 区间，在 2013~2014 年到达“波谷”，整体呈现出“N 型”变化趋势。长江经济带地区环境效率年均增长率为 1.11%，增幅最大，增速最快。伴随全国各省份高技术制造业主营业务收入均值逐年增长，全国和长江经济带以外地区环境规制成本均呈现出波动上升的特征，然而长江经济带环境规制成本变化趋势表现为明显的“倒 U 型”，2012~2013 年环境规制成本骤然由 100.43 亿元增加至 169.30 亿元，保持缓慢增长至 2015 年后开始下降。环境规制成本的变化体现出长江经济带环境规制强度的逐步提升。2014 年 3 月，长江经济带正式上升为国家区域重大战略；2014 年 9 月，国务院发布《关于依托黄金水道推动长江经济带发展的指导意见》，提出将长江经济带建设成为“生态文明建设的先行示范带”；2016 年 1 月，习近平总书记在重庆召开推动长江经济带发展座谈会时提出“共抓大保护，不搞大开发”，在此背景下长江经济带环境规制强度必然呈现增强态势。因此，2013 年长江经济带高技术制造业环境效率表现为骤然降低，但随着对环境规制政策的“逐渐适应”，加之 2014~2019 年长江经济带高技术制造业创新投资的稳定增长，环境效率依然稳步提升，环境规制成本也随之逐渐下降。

比较全国、长江经济带、长江经济带以外地区三类空间尺度下的高技术制造业环境效率、环境规制成本和创新投资，无论是否存在环境规制，环境效率均在 2013~2014 年最低，全国、长江经济带以外地区环境规制成本均表现为波动上升。长江经济带高技术制造业创新投资相对于全国平均水平、长江经济带以外地区平均水平存在“投入较少、增速较慢”的问题，但 2015~2019 年长江经济带创新投资的增加为环境规制成本的降低创造了条件，其他地区创新投资的增加并未明显减少或消除环境规制成本。

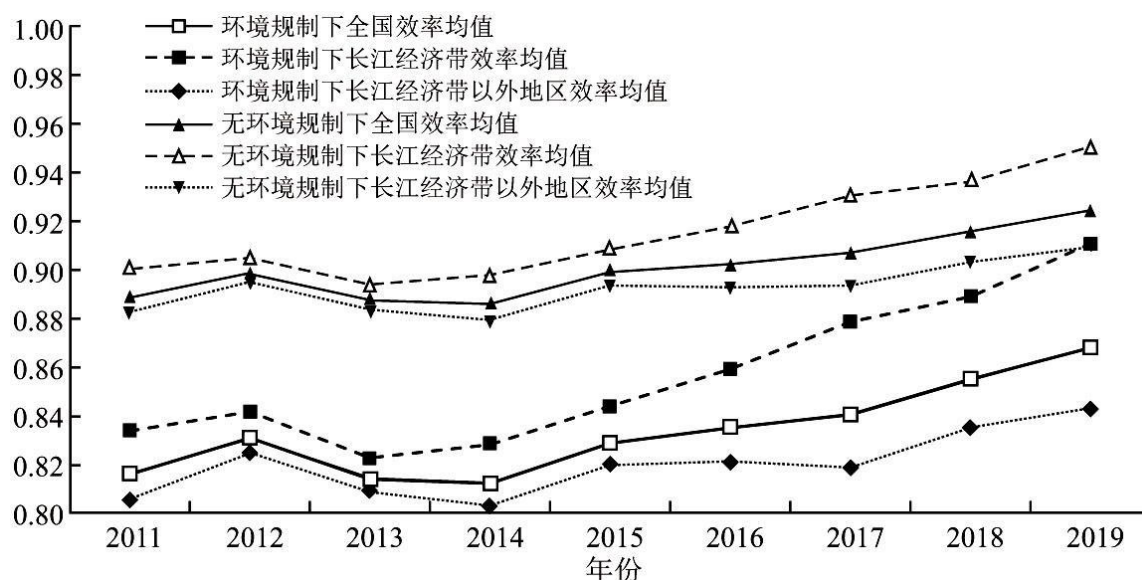


图 1 全国、长江经济带、长江经济带以外地区高技术制造业环境效率随时间变化趋势



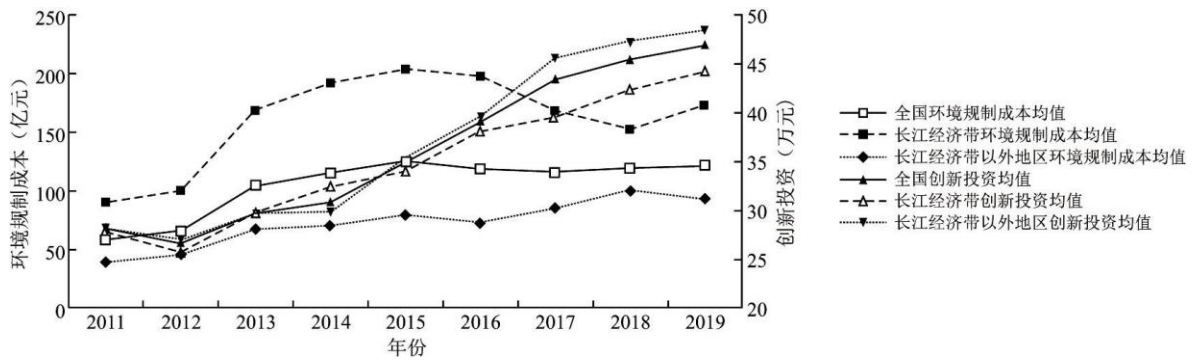


图 2 全国、长江经济带、长江经济带以外地区高技术制造业环境规制成本和创新投资随时间变化趋势

### 2.1.2 空间分布特征

2011~2019 年，长江经济带沿线 11 省份及上中下游地区在高技术制造业环境效率、环境规制成本、创新投资、主营业务收入年均值差异见图 3。

无环境规制情况下，长江经济带沿线 11 省份中，重庆、江西、江苏高技术制造业环境效率均值为 1。存在环境规制时，重庆、江苏高技术制造业环境效率为 11 省份中最高。对比全国 30 省份环境效率各自的历年均值，仅北京、天津、河南、广东、重庆、江苏等省份效率均值为 1，表明这些省份在环境规制政策下的高技术制造业创新效率极高，环境规制政策对企业生产效率的提升未产生显著影响。高技术制造业主营业务收入较高的省份有江苏、上海、浙江，较低的省份有云南、贵州、安徽，表明安徽在下游地区中高技术制造业产值规模不具备比较优势。创新投资排在前三位的依次为上海、湖北、四川，表明 3 个省份可能分别为下中上游地区的创新投资“高地”，长江经济带沿线 11 省份创新投资差异较大，最高的为 50 万元/人(上海)，最低的仅 28 万元/人(浙江)。环境规制成本最高的 3 个省份依次为湖北、四川、湖南，且 11 省份环境规制成本差异巨大，前三位环境规制成本均值为 343 亿元，其他 8 个省份均值仅 92 亿元。结合长江经济带高技术制造业整体创新投资与环境规制成本的时间特征，表明虽然长江经济带整体创新投资一定程度上降低了整体环境规制成本，但在 11 省份中该效应并不显著，创新投资较高的省份并未取得较低的环境规制成本。

对比长江经济带上中下游地区各项指标，环境效率、创新投资和主营业务收入均表现为下游>中游>上游，环境规制成本则表现为中游>下游>上游，说明长江经济带中游地区环境规制强度最高，抑制了高技术制造业环境效率的提升。

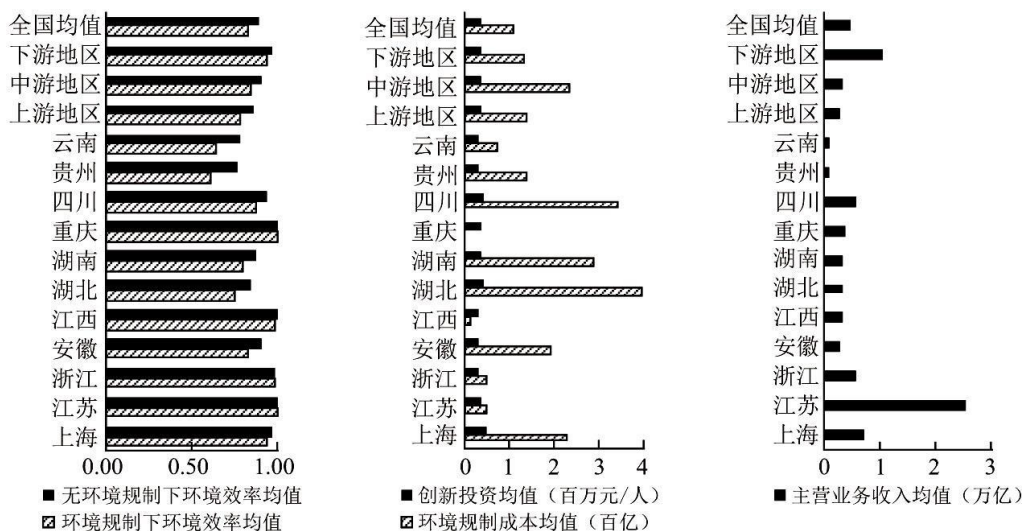


图 3 2011~2019 年长江经济带高技术制造业环境效率、环境规制成本等指标的区域差异

注：上游地区包括重庆、四川、贵州、云南 4 省份；中游地区包括湖北、湖南、江西 3 省份；下游地区包括上海、江苏、浙江、江苏 4 省份。

## 2.2 环境规制对长江经济带高技术制造业环境效率收敛的直接影响

根据式 (5) 和式 (6) 构建双向固定效应模型，检验长江经济带高技术制造业环境效率  $\beta$  收敛和环境规制对高技术制造业环境效率增长及收敛的直接影响 (表 2)。

表 2 长江经济带高技术制造业环境效率在环境规制驱动下的  $\beta$  收敛检验结果

| var    | (1)       | (2)       | (3)       | (4)       | (5)       |
|--------|-----------|-----------|-----------|-----------|-----------|
| L1lnef | -0.311*** | -0.526*** | -0.520*** | -0.211    | -0.080    |
|        | (-2.761)  | (-3.714)  | (-3.688)  | (-1.426)  | (-0.480)  |
| lncost |           | -0.005*** | -0.005*** | -0.006*** | -0.008*** |
|        |           | (-3.154)  | (-3.433)  | (-4.725)  | (-5.190)  |
| lninv  |           |           | -0.011**  | -0.011**  | -0.012**  |
|        |           |           | (-2.129)  | (-2.467)  | (-2.677)  |
| L1hc   |           |           | -0.007    | -0.004    | -0.009    |
|        |           |           | (-0.938)  | (-0.605)  | (-1.203)  |
| L1cost |           |           |           | 0.000***  | 0.000***  |
|        |           |           |           | (3.700)   | (4.101)   |
| L2cost |           |           |           |           | -0.000    |
|        |           |           |           |           | (-0.457)  |
| _cons  | -0.006*   | 0.005     | 0.104     | 0.087     | 0.145*    |
|        | (-1.966)  | (0.543)   | (1.322)   | (1.283)   | (1.961)   |
| 个体效应   | 固定        | 固定        | 固定        | 固定        | 固定        |
| 时间效应   | 固定        | 固定        | 固定        | 固定        | 固定        |
| roc    | 4.14%     | 8.29%     | 8.16%     | 2.63%     | 0.93%     |
| chp    | 16.75     | 8.36      | 8.50      | 26.32     | 74.82     |
| R-sq   | 0.186     | 0.448     | 0.505     | 0.636     | 0.698     |



|   |        |          |          |          |          |
|---|--------|----------|----------|----------|----------|
| F | 1.972* | 3.691*** | 3.619*** | 5.537*** | 5.966*** |
|---|--------|----------|----------|----------|----------|

注：\*、\*\*、\*\*\*分别表示在 10%、5%、1%显著性水平显著，() 内为 t 统计值；模型(1)为绝对  $\beta$  收敛检验，模型(2)~(5)为条件  $\beta$  收敛检验；L1lnef 为滞后一期环境效率的对数值，lncost、lninv 分别为环境规制成本和创新投资的对数值，L1hc 为滞后一期人力资本，L1cost、L2cost 分别为滞后一期、滞后二期环境规制成本；roc 为收敛速率，chp 为收敛半周期。所有模型均通过霍斯曼检验，拒绝随机效应的原假设。

模型(1)回归结果显示，长江经济带沿线 11 省份存在显著的绝对  $\beta$  收敛(L1lnef 系数为-0.311)，各省份高技术制造业环境效率以 4.14%的收敛速率向共同稳态变化，各省份到达相同稳态效率值大概需要 33.5 年(半周期为 16.75 年)。当在模型(2)中加入环境规制成本对数值后，L1lnef 系数由-0.311 变化为-0.526，且 lncost 具有 1%显著性水平，说明环境规制对环境效率收敛具有促进作用，促使各省份环境效率收敛于各自稳态，到达稳态所需的时间缩短为 16.7 年。模型(2)~(5)中当期环境规制的系数均为负，表明当期环境规制在一定程度上限制了环境效率的增长。模型(3)在模型(2)的基础上加入了创新投资和滞后一期人力资本，创新投资的回归系数显著为负，人力资本回归系数为负但不显著，说明地方创新投资并未促进环境效率增长，反而对环境效率增速具有抑制作用，并且延缓了各省份环境效率达到稳态的时间(收敛半周期增大)。当在模型中先后加入滞后一期、滞后二期环境规制成本时，可以看出，滞后一期的环境规制对环境效率增长产生了正向作用(L1cost 系数为正)，只是促进效果较弱，此时创新投资的系数值并未产生变化，即模型(3)中创新投资对环境效率增速的抑制作用没有增强，“强波特假说”被证实。当滞后二期环境规制成本产生效用时，其对环境效率增长又产生抑制作用，但是不显著，并且创新投资的抑制作用变强(回归系数减小为-0.012)，此时“强波特假说”不成立。模型(4)和(5)中的 L1lnef 的回归系数与前 3 个模型结果相比，系数增大而且转为不显著，进一步说明环境规制的滞后效应没有显著影响环境效率大小，只会通过影响环境效率增速从而延缓环境效率收敛。

比较模型(2)~(5)回归结果，地方创新投资并未显著促进环境效率的增长，一个可能的原因是企业在面临环境规制时加大创新投资，但在当期未及时产生经济效益，因此并未提高环境效率增速。地方创新投资促使各省份高技术制造业企业各自开展研发，从而收敛于不同的稳态，环境效率最终趋异。当期环境规制政策的出台会降低高技术制造业环境效率的增长率，随着环境效率较低的地区逐渐加大创新投资，在两年后环境规制能够促进高技术制造业环境效率的增长，但无法促进环境效率收敛(L1lnef 系数增大)。当环境规制政策持续 3 年时，可能由于创新投资的增加未及时转化为同步增加的技术创新成果进而产生更高的经济效益，因此环境规制对于高技术制造业环境效率增长的抑制作用再次显现(L2cost 系数为负但不显著)。

### 2.3 环境规制对长江经济带高技术制造业环境效率收敛的间接影响

为研判环境规制对长江经济带高技术制造业环境效率收敛的间接影响作用，在式(6)的基础上，加入环境规制与创新投资的交互项，并将环境规制和创新投资同时滞后二期进行组合交互，以检验“弱波特假说”下创新投资和环境规制随时间累积可能出现的企业绿色技术创新以及“强波特假说”中的“创新补偿效应”(表 3)。

模型(6)回归结果显示，当期创新投资使环境效率收敛进程减慢。模型(7)在模型(6)的基础上加入当期环境规制成本与当期创新投资的交互项，当期创新投资对于环境效率增长的抑制作用明显减小(lninv 回归系数由-0.007 增加为-0.005，且变得不显著)，虽然当期环境规制没有使这种抑制作用转变为促进作用，但能够在一定程度上降低抑制效应，并且加速长江经济带沿线 11 省份高技术制造业环境效率收敛(L1lnef 系数为由-0.320 降低为-0.399，收敛半周期缩短)。比较模型(7)和模型(2)回归结果，环境规制与创新投资的当期交互作用也能够降低环境规制对于环境效率的抑制作用，说明环境规制可以促进企业将创新投资转化为经济效益，“弱波特假说”被证实。模型(8)中加入了滞后一期地方人力资本，此时收敛速率降低，说明地方人力资本的差异会延缓长江经济带高技术制造业环境效率收敛趋异的进程。模型(9)和(10)中 L1lnef 的回归系数不显著，且相比于模型(6)~(8)较大，表明创新投资与环境规制交互作用的滞后效应没有显著影响环境效率大小，但会减慢环境效率收敛。模型(9)中 L1inv\_L1cost 的回归系数显著为正，lninv\_cost 系数为负但不显著，lninv 系数由相比于模型(8)减小且更显著，说明滞后一期

增加的创新投资带来的创新成果效益对于滞后一期的环境规制能够产生正向作用，但当期新增创新投资带来的投入成本会削弱这种促进作用，经济效益降低导致环境效率增速放缓。模型(10)中 L2inv\_Llcost 的回归系数显著为正，L2inv\_cost 的回归系数显著为负，说明滞后两期增加的创新投资对滞后一期的环境规制仍能产生正向作用，促进环境效率增长，提升经济效益，并且能够减弱当期新增创新投资和环境规制成本交互作用给环境效率带来的间接抑制效应(lninv\_cost 为负且不显著)，但无法降低当期新增环境规制成本带来的直接抑制作用，“强波特假说”在动态维度上被部分证实。模型(10)的回归结果还显示，滞后一期的创新投资及其与当期投入的环境规制成本产生的交互作用能够部分促进环境效率收敛(Llinv、Llinv\_cost 系数为正但不显著)，滞后两期的创新投资及其与滞后两期的环境规制成本产生的交互作用对环境效率增长的促进作用失效(L2inv、L2inv\_L2cost 系数为负但不显著)。

表 3 长江经济带高技术制造业环境效率在环境规制和创新投资交互作用下的  $\beta$  收敛检验结果导

| var          | (6)       | (7)       | (8)       | (9)      | (10)     |
|--------------|-----------|-----------|-----------|----------|----------|
| L1lnef       | -0.320*** | -0.399*** | -0.388*** | -0.163   | -0.193   |
|              | (-2.881)  | (-4.010)  | (-3.813)  | (-1.597) | (-1.664) |
| lninv        | -0.007*   | -0.005    | -0.006    | -0.008** | -0.009** |
|              | (-1.804)  | (-1.454)  | (-1.547)  | (-2.193) | (-2.401) |
| lninv_cost   |           | -0.000*** | -0.000*** | -0.000   | -0.000   |
|              |           | (-4.511)  | (-4.473)  | (-0.179) | (-0.010) |
| L1hc         |           |           | -0.003    | -0.004   | -0.004   |
|              |           |           | (-0.576)  | (-1.122) | (-0.974) |
| Llinv        |           |           |           | 0.000    | 0.000    |
|              |           |           |           | (0.136)  | (0.640)  |
| Llinv_cost   |           |           |           | -0.000   | 0.000    |
|              |           |           |           | (-1.339) | (1.548)  |
| Llinv_Llcost |           |           |           | 0.000*** | -0.000   |
|              |           |           |           | (4.812)  | (-1.591) |
| L2inv        |           |           |           |          | -0.000   |
|              |           |           |           |          | (-0.259) |
| L2inv_cost   |           |           |           |          | -0.000** |
|              |           |           |           |          | (-2.557) |
| L2inv_Llcost |           |           |           |          | 0.000**  |
|              |           |           |           |          | (2.432)  |

|              |         |          |          |          |          |
|--------------|---------|----------|----------|----------|----------|
| L2inv_L2cost |         |          |          |          | -0.000   |
|              |         |          |          |          | (-0.550) |
| _cons        | 0.017   | 0.011    | 0.035    | 0.060    | 0.059    |
|              | (1.307) | (0.937)  | (0.809)  | (1.614)  | (1.456)  |
| 个体效应         | 固定      | 固定       | 固定       | 固定       | 固定       |
| 时间效应         | 固定      | 固定       | 固定       | 固定       | 固定       |
| roc          | 4.29%   | 5.66%    | 5.46%    | 1.98%    | 2.38%    |
| chp          | 16.18   | 12.25    | 12.70    | 35.06    | 29.09    |
| R-sq         | 0.223   | 0.404    | 0.407    | 0.600    | 0.675    |
| F            | 2.172** | 4.545*** | 4.121*** | 6.751*** | 5.999*** |

注：\*、\*\*、\*\*\*分别表示在 10%、5%、1%显著性水平显著，()内为 t 统计值；模型(6)~(10)均为条件  $\beta$  收敛检验；lninv\_cost 为当期创新投资对数值与环境规制成本的交互项，L1inv、L2inv 分别为滞后一期、滞后二期创新投资，L1inv\_cost、L1inv\_Llcost 分别为滞后一期创新投资与当期、滞后一期环境规制成本的交互项，L2inv\_cost、L2inv\_Llcost、L2inv\_L2cost 分别为滞后二期创新投资与当期、滞后一期、滞后二期环境规制成本的交互项；roc 为收敛速率，chp 为收敛半周期。所有模型均通过霍斯曼检验，拒绝随机效应的原假设。

整体而言，当期创新投资带来的成本投入会降低长江经济带高技术制造业环境效率增速，延缓环境效率条件  $\beta$  收敛的进程，但当期创新投资 1~2 年后产生的经济效益能够很好应对下一期的环境规制，企业面对新到来的环境规制不断利用创新投资开展创新活动进而对环境效率增长产生促进作用。然而这种 1~2 年延迟带来的效益无法帮助高技术制造业企业迅速应对当期环境规制产生的规制成本，说明创新投资对环境效率的促进作用需要环境规制来驱动，但需要一定的“缓冲时间”，企业在面临当期应遵循的环境规制时，需要短期(1~2 年)的适应时间。当进入中长期(3 年及以上)时，前期创新投资产生的经济效益不足以应对持续 3 年及以上的“旧环境规制”。

### 3 研究结论与政策建议

#### 3.1 研究结论

根据 2011~2019 年全国 30 省份(不含西藏和港澳台地区)高技术制造业环境效率和环境规制成本测度及回归分析结果，得出如下研究结论：

(1) 长江经济带高技术制造业环境规制强度存在“倒 U 型”变化趋势，上中下游地区环境效率逐级递增，中游地区环境规制强度最高。长江经济带环境效率明显高于全国平均水平和长江经济带以外地区平均水平，环境规制强度在 2015 年到达顶点。沿线 11 省份中，重庆高技术制造业环境效率表现为极度有效(效率值为 1)，上海高技术制造业创新投资最高，江苏高技术制造业主营业务收入最高，湖北高技术制造业环境规制强度最高。部分创新投资较高的省份并未取得较低的环境规制成本和较高的环境效率。

(2)长江经济带高技术制造业环境效率存在显著的绝对 $\beta$ 收敛和条件 $\beta$ 收敛。长江经济带沿线11省份高技术制造业环境效率在无何因素影响的情况下以4.14%的速率向共同稳态收敛,效率较低的省份大概需要33.5年的时间追赶上效率较高的地区。环境规制能够直接抑制当期环境效率增长,但可以促进下一期环境效率的提升,“强波特假说”在动态维度上部分成立。当期创新投资和环境规制均对环境效率增长和收敛具有抑制作用,滞后一期环境规制能够将当期的抑制作用转变为促进,滞后两期环境规制可能无法抵消或减小新增创新投资带来的经济效益降低。地方人力资本的差异对环境效率增长没有显著作用,且会减缓环境效率收敛进程。环境规制和创新投资的交互作用促使各省份高技术制造业环境效率趋异,最终收敛于各自稳态。

(3)长江经济带高技术制造业存在“环境规制—创新投资增加—经济效益降低—创新效益显现—环境效率提升”的良性循环。环境规制通过和创新投资的交互作用,在短期内能够间接影响长江经济带高技术制造业环境效率增长和收敛。当期创新投资虽然对环境效率增长具有抑制作用,但能够通过短期内创新成果的累积以及对下一期环境规制的“适应”提升环境效率增速,创新投资的短期收益在当期环境规制下产生对环境效率的提升作用需要1~2年的“反应时间”。从中长期来看,企业需要加速创新投资向创新成果的转化,否则在面临新的环境规制时可能无法有效提升环境效率增速。

### 3.2 政策建议

基于以上结论,为进一步提高长江经济带高技术制造业环境效率,提出如下政策建议:

(1)因地制宜设计合理的环境规制强度和适当的环境规制政策,针对不同地区精准施策。对于中游地区湖北、湖南、江西等省份应适当降低环境规制强度,促进环境保护和高技术制造业经济效益“双赢”,对于上游地区可适当加强环境规制,促使环境效率加快增长,对于下游地区则应着重推动安徽高技术制造业快速发展,提升经济效益。

(2)循序渐进提升环境规制强度,降低企业在遵循新的环境规制政策时所牺牲的经济效益。杜绝地方环保政策中“谈污色变”和“一刀切”做法,准确把握不同行业的环保标准和门槛,确保符合标准的高技术制造业企业正常开展生产活动。适当降低环境规制强度提升的速度和幅度,为高技术制造业科技创新成果转化和应用留下一定的“缓冲期”,促进长江经济带高技术制造业环境效率和经济效益长期稳定增长。

(3)强化高技术制造业企业“创新补偿效应”,加速企业创新投资取得经济效益从而抵消或减少环境规制成本的进程。加快推动区域产学研协同开展科技成果转移转化,建设高技术制造业各细分行业科技成果中试与产业化载体,加强地方科技成果信息交汇与共享。大力培养促进高技术制造业科技成果转移转化的专门化人才队伍,推动科技型创新创业。

### 参考文献:

[1]吴传清.长江经济带创新驱动与绿色转型发展研究[M].北京:中国社会科学出版社,2020.

[2]MICHAEL E PORTER,CLAAS VAN DER LINDE.Toward a new conception of the environment-competitiveness relationship[J].Journal of Economic Perspectives,1995,9(4):97-118.

[3]JAFJE A B,PALMER K.Environmental regulation and innovation:A panel data study[J].Review of Economics and Statistics,1997,79(4):610-619.

[4]何玉梅,罗巧.环境规制、技术创新与工业全要素生产率——对“强波特假说”的再检验[J].软科学,2018,32(4):20-25.

[5]孙学敏,王杰.环境规制、引致性研发与企业全要素生产率——对“波特假说”的再检验[J].西安交通大学学报(社会科学版),2018,48(4):1-6.

---

学版), 2016, 36(2):10-16.

[6]陶锋,王余妃.环境规制、研发偏向与工业绿色生产率——“波特假说”再检验[J].暨南学报(哲学社会科学版),2018,40(5):45-60.

[7]原毅军,谢荣辉.环境规制与工业绿色生产率增长——对“强波特假说”的再检验[J].中国软科学,2016(7):144-154.

[8]黄磊,吴传清.环境规制对长江经济带城市工业绿色发展效率的影响研究[J].长江流域资源与环境,2020,29(5):1075-1085.

[9]张英浩,陈江龙,程钰.环境规制对中国区域绿色经济效率的影响机理研究——基于超效率模型和空间面板计量模型实证分析[J].长江流域资源与环境,2018,27(11):2407-2418.

[10]宋德勇,邓捷,弓媛媛.我国环境规制对绿色经济效率的影响分析[J].学习与实践,2017(3):23-33.

[11]宋瑛,张海涛,廖莹.环境规制抑制了技术创新吗?——基于中国装备制造业的异质性检验[J].西部论坛,2019,29(5):114-124.

[12]陈雨柯.财政分权下“强波特假说”的再验证——企业环保创新和非环保创新的视角[J].商业研究,2018(1):143-152.

[13]王韧.环境规制与绿色技术创新的动态关联——基于“波特假说”的再检验[J].科技管理研究,2020,40(8):243-250.

[14]张倩,姚平.波特假说框架下环境规制对企业技术创新路径及动态演化的影响[J].工业技术经济,2018,37(8):52-59.

[15]张宇青,吴金南.环境规制、外商直接投资与技术进步——对 OECD 国家“波特假说”的检验[J].科学管理研究,2016,34(1):113-116.

[16]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):122-138.

[17]袁锦标,曹永旺,倪方舟,等.中国县域人口集聚空间格局及影响因素的空间异质性研究[J].地理与地理信息科学,2020,36(3):25-33.

[18]SALA-I-MARTIN X. On growth and states[D]. USA:Harvard University,1990.

[19]吴传清.长江经济带产业发展报告(2019)[M].北京:社会科学文献出版社,2020.

[20]姚增福.环境规制、农业投资与农业环境效率趋同——“波特假说”和投资调整成本整合框架的分析[J].统计研究,2020,37(8):50-63.

[21]郑洁,刘舫,赵秋运,等.环境规制与高质量创新发展:新结构波特假说的理论探讨[J].经济问题探索,2020(12):171-177.

---

[22]NJUKI E, BRAVO-URETA B E. The economic costs of environmental regulation in US dairy farming: A directional distance function approach[J]. American Journal of Agricultural Economics, 2015, 97(4): 1087-1106.

[23]BARRO R J, SALA-I-MARTIN X. Economic growth[M]. New York: McGraw-Hill, 1995.