

# 环境规制能否有效促进产业结构升级？

## ——基于长江经济带的 GMM 分析\*<sup>1</sup>

阮陆宁 曾畅 熊玉莹

长江经济带作为我国发展格局中的重要战略组成部分，正面临环境保护与产业结构升级的问题，环境规制的实施能否有效促进产业升级？本文利用长江经济带 2000—2014 年 30 个主要城市的动态面板数据，实证分析环境规制对产业升级的影响，结果表明：环境规制强度和产业结构升级呈 U 型关系，当环境规制强度较弱时，会抑制产业升级，当环境规制强度越过门槛值且不断增强时，产业结构水平持续上升；长江经济带总体环境规制强度较低，主要城市依然处于外延式的发展阶段；长江经济带发达城市的拐点值小于欠发达城市，相对更容易越过门槛值进而使得环境规制促进产业结构升级。

**【关键词】**：环境规制；产业升级；动态面板；门槛值；长江经济带

**【中图分类号】**：F224 **【文献标识码】**：A **【文献标识码】**：1004-518X (2017) 05-0104-08

### 一、引言

当前，长江经济带已经成为推动中国区域发展由“T”字型战略格局转变为新常态下“H”型战略格局的重要支撑带。推动长江经济带发展，是国家主动适应把握引领经济发展新常态、科学谋划中国经济新棋局的重大决策部署。但是在发展与保护的问题上，总存在两难。目前长江经济带发展正面临生态环境逐渐恶化、产业结构升级困难的问题。2016 年初，习近平总书记在重庆提出“当前和今后相当长一个时期，要把修复长江生态环境摆在压倒性位置，共抓大保护，不搞大开发”，这表明了国家对长江经济带区域生态环境的高度重视。在各地方政府相继实施环境规制政策时，产业结构调整作为协调经济可持续发展与环境保护的关键路径，其受到环境规制的影响不容忽视。同时长江经济带的环境污染问题以及经济持续稳定健康增长目标的实现都迫切需要产业结构向着合理化、高级化的方向升级。因此，长江经济带环境规制能否促进产业结构的优化升级，使产业结构和环境保护协调发展，对这一问题的研究具有重要的理论和现实意义。

国外关于环境规制经济效应的研究主要集中于考察环境规制能否促进技术创新以及环境规制是否会影响 FDI 的流向。“波特假说”认为，环境规制一方面增加了企业的治污成本，另一方面可能激发企业的技术创新动力。<sup>[1]</sup>“波特假说”得到了部分学者的支持，Berman 和 Bui 认为，环境管制迫使石油炼精企业在投资中采用更多的新技术。<sup>[2]</sup> Repetto, R 通过研究认为，环境表现优良的企业不存在利润下降的趋势。<sup>[3]</sup>但也有学者持反对观点，Kneller 和 Manderson 研究认为，环境规制不会促进企业的技术创新，并且可能会抑制企业的创新。<sup>[4]</sup>另一个主要研究方向是环境规制对 FDI 流向的影响。Copeland 和 Taylor 认为，国家之间的自由贸易将使发达国家的高污染产业不断地向发展中国家迁移，造成发展中国家的环境恶化。<sup>[5]</sup>这是“污染避难所假说”的雏形。“污染避难所假说”并没有得到学术界的广泛支持，大部分学者对该假说持怀疑态度。Smarzynska 和魏尚进经过研究得出了一些支持污染避难所假说的证据，但他们认为，污染避难所和 FDI 的联系很弱，不足以支撑污染避难所假说的成立。

<sup>1</sup> **基金项目**：教育部人文社会科学研究基地重大项目“中部地区要素流动、产业结构演进与新型城镇化的关系研究”（15JJD790041）

**作者简介**：阮陆宁，南昌大学中部经济社会发展研究中心、南昌大学经济管理学院教授；曾畅，南昌大学经济管理学院硕士生；熊玉莹，南昌大学经济管理学院硕士生。（江西南昌 330047）

[6] Ederington 等人通过研究美国的贸易自由化与污染避难所的关系，认为污染避难所假说值得怀疑。 [7]

由于我国环境污染问题一定程度上是产业结构不合理所致，近年来国内有诸多关于环境规制对产业层面影响的研究成果。郑金铃基于经济分权和环境规制地区差异，利用城市面板数据，考察了环境规制、环境规制竞争的产业结构效应。研究发现，当不考虑环境规制竞争时，我国环境规制强度的增加有利于产业结构升级，且环境规制对本地产业结构升级的推动作用在中西部地区更为突出。 [8] 龚海林分析了环境规制通过消费需求、投资需求等中间变量影响产业结构的作用机理，采用省际面板数据测算了环境规制基于不同途径对产业结构优化升级的影响绩效，环境规制能够有效地通过投资需求、消费需求、技术进步和国际贸易来促进产业结构优化升级，且影响绩效一次递减。 [9] 原毅军选取省际面板数据，在区分正式和非正式环境规制的基础上，就环境规制能否成为一个有效的倒逼机制驱动产业结构的调整进行了检验。结果表明，正式环境规制能有效地驱动产业结构调整，非正式环境规制强度指标总体上与产业结构调整呈正相关。 [10] 何慧爽基于我国中、东、西部地区的省际面板数据，实证考察了环境污染、环境规制和产业结构优化的关系。结果表明，环境规制会促进产业结构优化，但不同地区不同形式的环境规制政策对产业结构的优化效应是有差异的。 [11] 国内已有研究中大部分学者认为环境规制能够促进产业升级以及产业结构调整，但也有学者提出不同观点。李玉楠以 HOV 模型为基础建立动态面板方程，对我国污染最为密集四个行业的环境规制和出口贸易进行估计。结果表明，在现有经济水平下，环境规制强度的提高不利于产业发展和出口贸易。 [12] 徐常萍利用 16 个制造业行业的面板数据，通过构建面板数据模型实证分析了环境规制对制造业行业内结构升级的影响，结果证明，滞后一期的环境规制约束了制造业的行业内部结构升级。 [13]

综上所述，现有文献大多是基于静态视角研究环境规制对产业结构调整的影响，忽视了产业结构调整过程中可能存在的动态惯性，导致模型估计可能出现偏差。其次，已有研究认为环境规制与产业结构是线性关系，然而环境规制在不同的强度水平下对产业结构的影响可能呈现出非线性关系，因此用简单的线性关系描述可能是不准确的。此外，现有文献多是以省级数据进行实证分析，鲜有文献以市级数据进行研究。由于长江经济带的建设重点布局在五大城市群，因此选择城市群数据具有显著的差异性和有效性。因此，本文拟以长江经济带 30 个地级以上城市为研究对象构造动态面板模型并加入环境规制的平方项，利用系统 GMM 方法，以弥补由于运用静态模型造成的内生性问题，提高实证分析的稳健性，同时考察环境规制与产业结构间可能存在的门槛效应。

## 二、指标选取与模型构建

### （一）模型构建

首先，将地区产业结构调整产出函数设定为柯布-道格拉斯函数形式：

$$Y_{it} = A_{it} L_{it}^{\alpha} K_{it}^{\beta} \mu_{it} \quad (1)$$

其中，下标  $i$  和  $t$  分别代表地区和时间， $Y_{it}$  表示产业结构调整指数； $A_{it}$  表示技术进步； $K_{it}$ 、 $L_{it}$  分别表示资本存量和劳动力投入； $\mu_{it}$  为随机扰动项。对式（1）等号两边同时取自然对数，得到：

$$\ln Y_{it} = \ln A_{it} + \alpha \ln L_{it} + \beta \ln K_{it} + \ln \mu_{it} \quad (2)$$

由于现有很多文献中研究了环境规制与对外贸易的关系，大多数研究认为环境规制与对外贸易之间会有影响，因此将随机扰动项中的对外贸易项分离出来，即：

$$\ln \mu_{it} = \gamma \ln KFD_{it} + \ln \varepsilon_{it} \quad (3)$$

其中， $KFD_{it}$  为对外贸易，从而模型成为如下形式：

$$\ln Y_{it} = \alpha \ln A_{it} + \beta \ln L_{it} + \gamma \ln K_{it} + \ln \varepsilon_{it} \quad (4)$$

最后，我们考虑环境规制对产业升级的影响。根据“波特假说”，“污染避难所假说”以及国内学者的研究结论，环境规制会对地区技术创新投入、人力资本结构以及外贸等产生影响。因此把环境规制强度纳入产业结构调整产出函数中以考察环境规制对产业升级的影响。同时考虑环境规制与产业结构间的关系可能是非线性的，并且产业结构在调整过程中可能存在动态惯性，从而将环境规制强度的平方项以及产业结构调整指数的一阶滞后项加入模型中。经整理，最终构建的动态面板实证模型为：

$$\ln Y_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 \ln Y_{it-1} + \alpha_2 \ln ER_{it} + \alpha_3 (\ln ER_{it})^2 + \alpha_4 \ln A_{it} + \alpha_5 \ln L_{it} + \alpha_6 \ln K_{it} + \alpha_7 \ln KFD_{it} + \mu_i + \zeta_{it} \quad (5)$$

其中，下标  $t-1$  表示变量的滞后一期值； $ER_{it}$  表示环境规制强度； $\mu_i$  表示个体固定效应， $\zeta_{it}$  为随机扰动项。

## （二）计量方法

由于式（5）中的解释变量都不能被视为严格外生的。因此对该模型运用传统的 OLS 方法或者固定效应模型进行动态面板数据的分析会得到有偏且不一致的估计结果。动态面板模型的系统 GMM 方法能有效克服上述问题。系统 GMM 方法是对差分 GMM 的扩展，它相当于联立了差分方程和水平方程，使用变量滞后阶作为差分方程的工具变量，同时使用差分变量的滞后项作为水平方程的工具变量，从而有效解决模型的内生性问题，进而得到一致性的估计结果。

运用系统 GMM 方法，其估计结果是否是一致的、有效的需要进行一系列相关检验。本文参考了 David Roodman 的方法<sup>[14]</sup>，给出了差分方程的一阶 AR（1）和二阶 AR（2）序列相关检验结果以及异方差下工具变量有效性的 Hansen 检验，其中 AR（1）、AR（2）检验的原假设是差分方程的残差项不存在一阶序列相关、二阶序列相关，Hansen 检验的原假设是工具变量不存在过度约束，此时工具变量是联合有效的。

## （三）数据来源及变量说明

本文的研究时期为 2000—2014 年，原始数据均来自于《中国城市统计年鉴》及各省、市统计年鉴。考虑到统计数据的完整性，采用长江经济带 30 个主要城市的面板数据，统计口径均为全市范围。所有名义变量均换算成以 2000 年为基期的可比价格。

1. 产业结构（CYJG）的度量。现有研究中大多数将各产业的增加值占当年 GDP 的比重来衡量产业结构调整。虽然这样能在一定程度上反映产业结构的变化，但总体看来还是过于单一。本文借鉴汤婧等<sup>[15]</sup>所构建的产业结构调整指标，具体指标构建如表 1 所示，该指标值越大表明产业结构升级和优化程度越高。

表 1 反映产业结构调整指标

目标层	领域层	指标层
产业结构调整指数	三次产业变动情况 (0.25)	第一产业增长率 (0.25)
		第二产业增长率 (0.35)
		第三产业增长率 (0.4)
	劳动力分布结构 (0.3)	第一产业就业人口占总就业人口比例 (0.2)
		第二产业就业人口占总就业人口比例 (0.3)
		第三产业就业人口占总就业人口比例 (0.5)
	产业部门贡献率 (0.45)	第一产业产值增量占 GDP 增量的比重 (0.2)
		第二产业产值增量占 GDP 增量的比重 (0.3)
		第三产业产值增量占 GDP 增量的比重 (0.5)

注：括号里的数字为指标权重。

2. 环境规制强度 (ER) 的度量。对于环境规制强度的度量目前国内外尚无统一的标准。国外学者中 Mani 和 Wheeler 采用人均 GDP 衡量环境规制强度<sup>[16]</sup>；Smarzynska 和魏尚进用单位产值二氧化碳、铅和废物的排放量度量环境规制强度<sup>[6]</sup>。国内学者中龚海林用各省份治理工业污染的投资完成额来度量环境规制<sup>[9]</sup>；何慧爽用各地区的污染物排放量指标来衡量环境规制强度<sup>[11]</sup>；张中元等分别以工业废水排放达标率和工业二氧化硫去除率作为度量环境规制强度的指标<sup>[17]</sup>。本文基于市级数据的可得性及指标的相对完善性，借鉴 Smarzynska 和魏尚进<sup>[6]</sup>的测度方法，采用单位工业产值的工业二氧化硫排放量和工业废水排放量的平均值来衡量环境规制的强度，即：

$$ER_{it} = \frac{t \text{年} i \text{地区工业SO}_2 \text{排放量} + t \text{年} i \text{地区工业废水排放量}}{2 \times t \text{年} i \text{地区的实际工业总产值}}$$

为了方便实证分析的解释，对该指数进行逆处理，即  $1/ER_{it}$ 。该指数越大，说明单位工业产值的二氧化硫和废水排放量越少，环境规制强度越高。

3. 其他变量的度量。技术进步 (RD) 使用规模以上工业企业 R&D 经费内部支出来表示；资本存量 (FZSP) 用各地区实际 GDP 增长率衡量；劳动力投入 (RLZB) 使用各地区学校毕业人员平均受教育年程度量，具体计算公式为：

$$rlzb = \frac{(g_1 \times 6 + g_2 \times 9 + g_3 \times 12 + g_4 \times 16)}{(g_1 + g_2 + g_3 + g_4)}$$

其中  $g_1$ 、 $g_2$ 、 $g_3$ 、 $g_4$  依次代表普通小学、普通初中、普通高中、普通高等教育学校当年毕业人数；对外贸易 (KFD) 用进出口贸易总额占各地区 GDP 的比重计算。各变量的描述性统计如表 2 所示。

表 2 变量的描述性统计

变量	观测值	均值	标准差	最小值	最大值
lnCYJG	450	3.4474	0.0569	3.2903	3.6068
lnER	450	7.2040	2.0885	2.2413	13.6509
lnKFD	450	3.2254	1.1111	0.2297	5.6471
lnFZSP	450	2.5165	0.2062	1.8871	2.8959
lnRD	450	11.9081	1.5702	8.0010	15.3179
lnRLZB	450	2.2404	0.1266	1.9751	2.6169

### 三、实证检验和结果分析

本文采用 stata13 的 xtabond2 命令对数据进行回归，对于式（4）的相关估计结果如表 3 所示。模型 3-6 给出的是两步系统 GMM 估计结果，作为比较，模型 1、2 分别给出了 OLS 估计和固定效应模型的回归结果。模型 7 是以工业二氧化硫去除率衡量的环境规制强度对产业结构调整回归进行的稳健性检验。

表 3 环境规制对产业升级的基本检验结果

变量	OLS 模型 1	FE 模型 2	two - step sys - GMM				
			模型 3 (基准模型)	模型 4 (剔除直辖市)	模型 5 (发达城市)	模型 6 (发展中城市)	模型 7 (稳健性检验)
l. lncyjc	0.2446 *** (0.0440)	0.0622 (0.0467)	0.2212 ** (0.1100)	0.2956 *** (0.0578)	0.4064 * (0.2144)	0.1678 * (0.0905)	0.2587 ** (0.1135)
lner	-0.0104 ** (0.0047)	-0.0123 ** (0.0055)	-0.0399 *** (0.0091)	-0.0341 *** (0.0100)	-0.0490 ** (0.0228)	-0.0370 *** (0.0087)	-0.0807 *** (0.0165)
lner2	0.0006 ** (0.0003)	0.0007 ** (0.0003)	0.0023 *** (0.0006)	0.0019 *** (0.0006)	0.0034 * (0.0017)	0.0020 *** (0.0006)	0.0139 *** (0.0030)
lnkfd	0.0081 *** (0.0020)	0.0108 * (0.0061)	-0.0025 (0.0047)	-0.0016 (0.0046)	0.0317 (0.0580)	-0.0025 (0.0070)	0.0101 ** (0.0038)
lnfzsp	0.0417 *** (0.0091)	0.0593 *** (0.0098)	0.0886 *** (0.0120)	0.1049 *** (0.0092)	-0.0126 (0.1056)	0.0907 *** (0.0130)	0.0458 *** (0.0116)
lnnl	0.0069 *** (0.0021)	0.0162 *** (0.0044)	0.0157 *** (0.0057)	0.0220 *** (0.0048)	-0.0169 (0.0543)	0.0239 *** (0.0058)	-0.0067 (0.0048)
lnrlzb	0.1517 *** (0.0226)	0.1278 *** (0.0467)	0.1269 * (0.0728)	0.0038 (0.0563)	0.3225 (0.4982)	0.0416 (0.0852)	0.2820 *** (0.0674)
constant	2.0944 *** (0.1313)	2.6212 *** (0.1527)	2.1639 *** (0.2950)	2.0404 *** (0.2643)	1.6120 ** (0.6348)	2.4275 *** (0.2878)	1.9591 *** (0.3193)
R <sup>2</sup>	0.5767	0.4274					
AR (1)			0.001	0.000	0.002	0.002	0.001
AR (2)			0.849	0.996	0.188	0.289	0.688
Hansen			0.254	0.281	0.965	0.199	0.243
城市数	30	30	30	28	13	17	30
观测值	420	420	420	392	182	238	420

注: (1)\*、\*\*、\*\*\*分别表示在 10%、5%和 1%的置信水平下显著; (2)括号内为标准误; (3)AR (1)、AR (2)、Hansen test 报告的是统计量对应的 P 值。

根据表 3 估计结果, 本文得出以下结论:

第一, 由模型 3 全样本的估计结果可以看出, 针对模型 3 的 AR (1) 和 AR (2) 检验表明差分方程的残差项存在一阶序列自相关但不存在二阶序列自相关, 这说明模型设定总体上是合理的。

判定工具变量是否为联合有效的 Hansen 检验的 p 值为 0.254, 大于 0.1, 从而接受了工具变量不存在过度约束的原假设, 因此工具变量此时是联合有效的。还有一个比较简单的判断系统 GMM 估计是否可靠有效的方法是观察因变量滞后项的回归系数是否介于 OLS 和固定效应模型回归系数之间。我们可以看到因变量滞后项回归系数为 0.2212, 介于 OLS 的 0.2446 (高估) 和固定效应模型的 0.0622 (低估) 之间。综上所述, 系统 GMM 方法得到的模型 3 估计结果是稳健的。

模型 3 中产业结构调整指数的一期滞后项在 5%的水平下显著为正, 系数为 0.2212, 这说明产业结构调整具有较大的动态惯性和持续性, 上一期的产业结构会对当期的产业结构调整产生正向影响。环境规制水平的一次项为负, 二次项为正, 且都在 1%的置信水平下显著。这说明环境规制强度和产业结构升级呈 U 型曲线关系, 环境规制强度对产业结构的影响存在一个门槛值。当环境规制水平未达到门槛值时, 环境规制对产业升级有显著的抑制作用, 只有当环境规制强度越过门槛值时, 环境规制才能促进产业结构的升级。本文认为在初始环境规制强度较弱时, 随着长江经济带环境规制水平的不断提高, 政府及企业的环保投

入暂未使得环境得到有效的改善，即处于一种投入高、回报少的状态。严格的环境保护政策使得外企的先进技术难以进入，加上地方政府、企业效益至上的发展理念，第二产业本身的高利润所带来的吸引会使其依然在三次产业中占比过重，高新技术产业和服务业发展受阻，因此产业升级受到抑制。当环境规制水平越过门槛值后，城市环境和基础设施得到显著改善，大量外资和环境友好型企业进入，企业吸收国内外先进技术进而向高级化方向发展，服务业发展得到重视，从而使得产业结构不断升级。

模型 4 是剔除上海、重庆后对其他 28 个主要城市的两步系统 GMM 估计，这主要是为了检验上海、重庆作为直辖市是否会影 响估计结果的稳健。结果同样表明环境规制对产业升级的影响呈 U 型关系。

第二，从模型 3 的估计结果可以计算出长江经济带主要城市环境规制强度的门槛值为 8.8576。即只有当环境规制强度的对数值超过 8.8576 时，环境规制才能促进产业升级。然而从前面的描述性统计可知，目前长江经济带主要城市的环境规制强度对数的平均值只有 7.2040，并未达到 8.8576 这一拐点值，因此长江经济带大多数城市的环境规制尚不能促进本地的产业结构升级。

考虑到发达城市和发展中城市在政策、资源、环境等方面的差异，本文进一步将全样本分为发达城市组和发展中城市组，分别对其进行回归。对于发达城市和发展中城市的划分并无具体标准，我们将 2014 年人均 GDP 在 8 万元以上的城市归为发达城市，否则视为发展中城市。表 3 中模型 5、模型 6 分别为发达城市组和发展中城市组的估计结果。各项检验表明两个模型的设定依然是合理的。从模型的估计结果可以看出分组后的环境规制与产业结构仍然呈 U 型曲线关系，进一步计算出发达城市组的环境规制门槛值为 7.2632，发展中城市组的环境规制门槛值为 9.2702。两者依然没有越过环境规制的门槛值，其中发达城市环境规制对数的平均值为 7.2192，发展中城市环境规制对数的平均值为 7.1924。但是对比二者的拐点值可以发现，发达城市的环境规制拐点值要小于发展中城市的环境规制拐点值。这说明相比于欠发达地区，发达地区更容易越过环境规制门槛值从而使得环境规制促进产业升级。可能的原因是发达城市在经济发展和环境治理中占据了大量优势资源，在初始资源禀赋一定的前提下，这就极大程度上剥夺了落后地区的可利用资源。因此发达城市在治理好本地环境保护和产业发展的前提下，应该帮助支持周边落后地区的经济发展和环境治理。

第三，从全样本的估计结果还可以看出，资本存量（FZSP）对产业结构调整有显著的正向促进作用，这可能因为经济增长水平加快，政府和企业环境保护带来的收益提高，从而使得大量企业向技术密集型和环境友好型方向发展，进而促进了产业升级；技术进步（RD）和人力资本（RLZB）也能够显著促进产业升级，可能的原因是科研投入和人力资本的不断积累提升能够给企业提供优秀的人力资源和 技术储备，企业因此得以朝高级化、集优化方向发展，产业结构也随之得到升级；对外开放度（KFD）在 GMM 估计下系数始终不显著，本文认为这可能是因为就长江经济带而言，地方政府的对外开放程度还处于一个相对较低的水平，过低的对外开放水平使得企业无法有效吸收国外的投资和先进技术，企业内部的发展不能得到显著带动，因此使得对外开放度的 GMM 估计系数不显著。

需要指出的是对于模型 5 的检验结果，根据 David Roodman 的看法，异方差下 Hansen 检验的 P 值不应过大，当工具变量的个数超过截面个数时，可能会使得 Hansen 检验不可靠。这里 Hansen 检验的 P 值为 0.965。但是其他模型的检验结果表现良好，模型估计结果在可接受范围内，因此我们结合几个模型的估计结果以及模型 7 的稳健性检验推断结论是比较稳健的。

## 四、结论与政策建议

本文采用系统 GMM 估计方法实证分析了长江经济带主要城市环境规制对产业升级的影响。研究结果表明：第一，长江经济带主要城市环境规制强度和产业结构升级呈现 U 型关系，环境规制强度较弱时，环境规制会促使产业结构外延式发展，此时环境规制强度的增强会使得产业结构升级受到抑制。当环境规制强度越过门槛值，随着环境规制强度的增强，产业结构将会不断优化升级；第二，长江经济带总体环境规制强度较低，大多数城市依然处于外延式的发展阶段，且环境规制水平远低于门槛值。第三，长江经济带发达城市的环境规制门槛值小于发展中城市，与发展中城市相比，发达城市更容易越过环境规制的门槛值从

---

而使得环境规制促进当地产业结构升级。基于以上实证结论,提出以下几点建议:第一,加强长江经济带的环境规制强度,健全和完善环境规制体系。一方面,进一步提高环境保护投入力度,尽快度过环境规制抑制产业升级的外延式发展阶段,根据多数发达国家的经验,环保投入达到GDP的3%以上,环境质量才会改善,然而目前长江经济带大多城市的环保总投入还远远达不到这个目标,环境规制在短期很难促进产业结构升级。另一方面,对不同地区、不同行业发展的实际情况,制定差异化的、动态化的环境规制,发挥环境规制对产业升级持续的刺激作用,在长期中,应重视环境规制政策与产业结构配置优化政策相协调。第二,加大发达城市的环境污染治理投资以促使其迅速步入内涵式发展,发展中城市则应稳中求进。发达地区在治理好本地环境污染的前提下应给予周边落后地区经济上的支持和人力、科技上的支援以帮助其改善环境及经济发展。周边落后地区不仅是发达城市的资源涵养带,更是生态环境的基础。在资源稀缺及生态承载力一定的前提下,发达地区的经济快速发展剥夺了落后地区大量的资源能源而且产生了巨大的污染,享受了环境收益而环境污染的治理成本却在极大程度上留给了落后地区,因此发达地区有义务帮助落后地区治理环境污染。第三,以发展绿色经济为首要目标,切不可走“先污染后治理”的老路。明确长江经济带各主要城市在环境保护及淘汰落后产能的目标,制定和完善相关行业准入条件和落后产能界定标准,实行严格的分地区环境考核制度,加强绿色科技创新,倡导绿色消费。第四,加大长江经济带教育投入及先进成果和技术的推广应用,进而提升人力资本和技术创新水平。人才是各产业发展进步的根基,技术创新是产业升级的引擎与动力,人力资本和企业技术革新水平的提高能够为企业提供优秀人才和先进技术支持,进而促进企业自身的转型升级。

#### 参考文献:

- [1] Porter M E, VAN DER LINDE C. Toward a New Conception of the Environment competitiveness Relationship. *Journal of Economics Perspect*, 1995, 9(4).
- [2] Berman E, Bui L. Environmental Regulations and Productivity: Evidence from Oil Refineries. *The Review of Economics and Statistics*, 2001, 83(3).
- [3] Repetto R. Jobs, Competitiveness, and Environmental Regulation: What Are the Real Issues?. *World Resources Institute*, 1995, (3).
- [4] Kneller R, Manderson E. Environmental Regulations and Innovation Activity in UK Manufacturing Industries. *Resource and Energy Economics*, 2012, 34 (2).
- [5] Copeland B R, Taylor M S. North-South Trade and the Environment. *The Quarterly Journal of Economics*, 1994, 109(3).
- [6] Javorick B S, Wei S J. Pollution Havens and Foreign Direct Investment: Dirty Secret or Popular Myth. *The Contributions in Economic Analysis and Policy*, 2001, 3(2).
- [7] Ederington J, Levinson A, Minier J. Trade Liberalization and Pollution Havens. *Advances in Economic Analysis and Policy*, 2008, 3(2).
- [8] 郑金铃. 分权视角下的环境规制竞争与产业结构调整 [J]. *当代经济科学*, 2016, (1).
- [9] 龚海林. 环境规制促进产业结构优化升级的绩效分析 [J]. *财经理论与实践*, 2013, (5).
- [10] 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).

[11] 何慧爽. 环境质量、环境规制与产业结构优化——基于中国东、中、西部面板数据的实证分析 [J]. 地域研究与开发, 2015, (1).

[12] 李玉楠, 李廷. 环境规制、要素禀赋与出口贸易的动态关系——基于我国污染密集产业的动态面板数据 [J]. 国际经贸探索, 2012, (1).

[13] 徐常萍, 吴敏洁. 环境规制对制造业行业内结构升级的影响分析——基于制造业 16 个行业的面板数据 [J]. 中国矿业大学学报 (社会科学版), 2012, (3).

[14] Roodman D. How to do Xtabond2: An Introduction to “Difference” and “System” GMM in Stata. Stata Journal, 2009, (1).

[15] 汤婧, 于立新. 我国对外直接投资与产业结构调整的相关分析 [J]. 国际贸易问题, 2012, (11).

[16] Mani M, Wheeler D. In Search of Pollution Havens? Dirty Industry in the World Economy, 1960~1999. Journal of Environment and Development, 2003, 7(3).

[17] 张中元, 赵国庆. FDI、环境规制与技术进步——基于中国省际面板数据的实证分析 [J]. 数量经济技术经济研究, 2012, (4).