

# 环境规制和路径依赖对水污染密集型 行业分布的影响 ——基于长江流域的实证分析

田欣<sup>1</sup> 陈帅<sup>2</sup> 徐晋涛<sup>3,†</sup>

1. 北京大学环境科学与工程学院, 北京 100871; 2. 浙江大学中国农村发展研究院, 杭州 310058;  
3. 北京大学国家发展研究院, 北京 100871; † 通信作者, E-mail: xujt@pku.edu.cn

**摘要** 基于中国规模以上工业企业数据库和相关社会经济信息, 通过赫芬达尔-赫希曼指数和区位熵分析路径依赖效应, 使用面板固定效应模型, 实证考察环境规制和路径依赖对长江流域水污染密集型行业分布的影响。在实证模型中采用两阶段最小二乘法解决环境规制指标的内生性, 提高了研究结论的可靠性。研究表明, 长江流域排放 COD 的水污染密集型行业集中度较低, 分布较为分散, 并且该行业在“十一五”规划期间集中度逐年大幅下降。“十五”规划期间, 排放 COD 的水污染密集型行业存在显著的路径依赖效应, 环境规制对其分布没有显著影响; “十一五”规划期间, 该行业分布不再有显著的产业集聚优势, 环境规制显著地降低该行业的产值及增长率。对于排放非 COD 的水污染密集型行业和非水污染密集型行业, 环境规制没有显著影响。从企业所有制类型来看, 集体企业、私营企业和外商投资企业在“十一五”规划期间均受到显著的影响, 国有企业和港澳台企业则未受到显著影响。总体上, 随着路径依赖和环境规制对水污染密集型行业分布的影响此消彼长, 环境规制对水污染密集型行业分布的影响越来越大, 继续完善环境规制政策有助于长江流域的可持续发展。

**关键词** 长江流域; 水污染密集型行业; 环境规制; 路径依赖; 两阶段最小二乘

## Environmental Regulation, Path Dependence and Distribution of Water Pollution Industries: An Empirical Analysis Based on the Yangtze River Basin

TIAN Xin<sup>1</sup>, CHEN Shuai<sup>2</sup>, XU Jintao<sup>3,†</sup>

1. College of Environmental Sciences and Engineering, Peking University, Beijing 100871; 2. China Academy for Rural Development, Zhejiang University, Hangzhou 310058; 3. National School of Development, Peking University, Beijing 100871; † Corresponding author, E-mail: xujt@pku.edu.cn

**Abstract** Based on the data of the Annual Census of Enterprises and relevant socio-economic information, this article empirically investigates the impacts of environmental regulation and path dependence on the distribution of water pollution industries in the Yangtze River basin. The article analyses the path dependence effect through HHI and location entropy. In the empirical model, the two-stage least squares method is used to solve the endogeneity of environmental regulation indicators, which improves the reliability of the conclusions. The results show that the concentration of water pollution industries discharging COD in the Yangtze River is relatively low and dispersed, and the concentration of this industry declines significantly year by year during the period of Eleventh Five-Year Plan. During the period of Tenth Five-Year Plan, the path-dependent effect of water pollution industries discharging COD is significant, while environmental regulation has no significant impact on their distribution. During the period of Eleventh Five-Year Plan, the path dependence no longer has significant impact, and

environmental regulation significantly reduces the output and growth rate of the industry. For non-COD water pollution industries and non-water pollution industries, environmental regulation has no significant impact on them. From the perspectives of enterprise ownership types, collective enterprises, private enterprises and foreign-funded enterprises are significantly affected during the Eleventh Five-Year Plan period, while state-owned enterprises and HMT enterprises are not significantly affected. Generally speaking, with the impact of path dependence and environmental regulation on the distribution of water pollution industries shifting from one to another, and with the impact of environmental regulation on the distribution of water pollution industries increasing, continuing to improve environmental regulation policies will contribute to the sustainable development of the Yangtze River basin.

**Key words** Yangtze River basin; water pollution industries; environmental regulation; path dependence; two-stage least squares

随着中国工业迅速发展, 各大流域的水质逐渐恶化。为了治理流域污染, 在“九五”和“十五”规划期间, 中国推行污染物排放目标总量控制制度。通过开展工业污染源末端治理, 淘汰和关闭污染严重的企业等措施, 全国 23 万家污染企业实现达标排放<sup>[1]</sup>。“十一五”规划期间, 全国水环境管理的目标从总量控制向容量总量控制转变<sup>[2]</sup>。“十一五”规划提出的水污染治理方案中, 要求实现化学需氧量 (COD) 比 2005 年减少 10%, 全国 COD 排放总量比 2005 年下降 12.45%。但是, 长江流域的水质数据显示 2010 年低于Ⅲ类水标准的河长比例 (32.6%) 比 2005 年 (27.4%) 高, 表明只限制 COD 无法有效地控制流域水污染。此外, 中国氨氮排放量远远超过受纳水体的环境容量, 污染负荷压力大, “十二五”规划将氨氮纳入全国主要水污染物排放约束性控制指标。“十二五”规划期间, 长江流域低于Ⅲ类水标准的河长比例逐渐下降, 水质整体上逐渐变好。但是, 从总体上看, 2001—2013 年长江流域水质没有明显的改善。

长江流域在中国经济和社会发展中起着重要的作用, 同时对全国的污染贡献也很大。长江经济带的经济总量超过全国的 40%<sup>[3]</sup>, 是中国最重要的工业基地之一, 分布着大量高耗能和高污染的行业。这些行业对长江流域的经济发展具有重要作用, 其中水污染密集型行业的贡献很大。长江流域上、下游的经济发展水平差异较大, 中下游地区经济发展速度快, 上游地区经济发展水平相对较低。除经济地位的重要性以外, 长江事关中国 5 亿人的饮用水安全, 水质是否达标非常重要<sup>[4]</sup>。

影响工业企业分布的驱动因素包括土地、资本、劳动力和路径依赖等传统要素, 不断增加的环境保护压力促使企业将环境污染内化成生产成本,

因此地区的环境规制水平也成为重要的因素。关于路径依赖的研究主要是理论分析<sup>[5-6]</sup>, 通过梳理与路径依赖相关的因素来衡量其对企业的影响, 但是目前缺乏关于污染企业是否存在路径依赖的研究。

在环境规制对污染企业影响的实证研究中有三类观点。第一类观点认同“污染避难所”假说, 认为环境规制严格程度低的地区会吸引工业企业<sup>[7-10]</sup>。全球化过程中, 资本从发达国家流转 to 发展中国家, 国际企业为寻找最高的回报率, 将工厂转移到发展中国家, 工厂选址过程中产生“逐底竞争”, 发展中国家不断削减成本, 吸引国际企业在当地投资建厂, 在推动发展中国家经济增长与增加就业机会的同时, 也增加了发展中国家的环境污染<sup>[8]</sup>。在中国现行水污染治理体制下, 流域内各区域污染治理强度不同且激励措施不相容, 导致流域水污染加剧<sup>[11]</sup>。长江流域上游地区经济发展水平低, 环境规制严格程度低, 在不发达的地区引入外来投资和增加当地就业等因素的驱动下, 越来越多的企业选择在中、上游地区建厂, 但在流域传输的作用下, 中、上游排放的水污染物再次污染下游地区, 下游省份的环境容量被上游省份占据一部分<sup>[4]</sup>。第二类观点认为环境规制对企业选址、就业、外商投资和跨境贸易等没有显著影响。Grossman 等<sup>[12]</sup>发现, 美国和墨西哥不同的环境规制对交界地区的资源分配和利用有很小的影响。Tobey<sup>[13]</sup>认为贸易格局取决于传统要素禀赋所决定的比较优势, 而非环境要素, 环境政策对产品净出口没有显著影响。第三类观点认为环境规制严格程度高的地区会吸引更多的工业企业。Becker 等<sup>[14]</sup>发现, 达标区和非达标区差异化的政策导致污染企业从不达标区向达标区转移, 虽然降低了生产效率, 但会带来环境收益的提升。Keller

等<sup>[15]</sup>的研究表明,环境规制的提高对企业有利。Leiter 等<sup>[16]</sup>研究欧洲 1980—2008 年的工业企业,发现较高的环境规制有利于吸引外商投资的进入。

除研究路径依赖和环境规制对工业企业分布影响外,也有学者探讨企业分布是否受到收入及种族的影响<sup>[17-18]</sup>。根据经验,人们认为污染企业倾向于把工厂设在低收入地区和美国黑人集中居住地区,但 Been 等<sup>[17]</sup>的研究表明,工厂选址与美国黑人集中居住地区没有明显的联系。Wolverton<sup>[18]</sup>发现工厂选址不再关注种族,并且低收入地区分布的污染企业数量更少。

水污染密集型行业造成流域水质恶化,相同的企业分布在流域不同位置对水质产生不同的影响,区域污染转移导致企业分布影响环境政策效果,因此研究水污染密集型行业在流域分布的驱动因素很重要,其中环境规制和路径依赖是两个重要的驱动因素。目前的研究虽然认识到中国流域跨境水污染治理陷入困境,却鲜有从实证角度分析水污染密集型行业的分布及产业增长背后的驱动因素,与此同时,目前缺乏对全流域的研究,导致对流域内企业分布情况的认识不充分。鉴于长江流域的经济活动总量大,上下游经济发展水平差异较大,并且在日益严格的环境规制下,长江流域的水质控制效果不显著,本文选择长江流域的工业企业进行研究,将环境规制和路径依赖作为切入点,使用规模以上工业企业数据库及相关社会经济数据,利用工具变量和两阶段最小二乘法,估计两个驱动因素对行业分布的影响,从而解决现有研究中存在的环境规制内生性问题。

## 1 实证模型

本文使用面板固定效应模型,估计环境规制和路径依赖对长江流域工业企业分布的影响。计量经济模型如式(1)和(2)所示:

$$Y_{it} = \alpha + \beta R_{it} + \gamma X_{it} + u_i + \theta_t + \varepsilon_{it}, \quad (1)$$

$$R_{it} = \rho + \sigma Z_{it} + \tau X_{it} + \mu_i + \vartheta_t + \epsilon_{it}, \quad (2)$$

其中,因变量  $Y_{it}$  是模型关注的可能受到环境规制和路径依赖影响的长江流域工业企业分布指标,包括行业产值和行业产值增长率;  $R_{it}$  是各城市每年的环境规制变量;  $Z_{it}$  代表工具变量;  $X_{it}$  是外生控制变量;  $u_i$  和  $\mu_i$  代表体现城市差异的固定效应,时间趋势由  $\theta_t$  和  $\vartheta_t$  控制。

本文构造的环境规制变量与体现工业企业分布的被解释变量互相影响,意味着环境规制变量具有内生性。为了解决内生性问题,引入工具变量。本文选择滞后一期的环境规制变量作为工具变量,理由是滞后一期的环境规制与当期环境规制变量具有相关性,且与当期的工业企业分布不相关,具有外生性,符合工具变量的标准<sup>[19-20]</sup>。借助工具变量,采用两阶段最小二乘法(2SLS),估计环境规制和路径依赖对工业企业分布的影响,在两阶段回归中包括相同的外生控制变量。

### 1.1 路径依赖

路径依赖体现该地区过去的产业优势对现在工业企业分布的影响。本文选取赫芬达尔-赫希曼指数(HHI)和区位熵作为体现路径依赖的代理变量。HHI 指数可以体现市场中厂商规模的离散程度<sup>[21]</sup>,定义为市场中一个行业内所有竞争主体占行业总产值百分比的平方和:

$$HHI = \sum_i^N \left( \frac{X_i}{X} \right)^2, \quad (3)$$

其中,  $X$  是市场内该行业的总产值,  $X_i$  是第  $i$  个企业的产值,  $N$  代表该行业的企业数量。

由于 HHI 指数不能体现行业集中度在空间上的差异,因此引入区位熵作为各地区路径依赖的代理变量。区位熵不仅反映行业集中度,也反映行业集中度的地区差异,从而可以构造面板数据,计算公式如下:

$$LQ_{ij} = \frac{q_{ij}}{q_j} \bigg/ \frac{q_i}{q}, \quad (4)$$

其中,  $LQ_{ij}$  代表地区  $j$  的  $i$  产业在全国的区位熵;  $q_{ij}$  表示地区  $j$  的  $i$  产业的相关变量(如产值、劳动力数量等);  $q_j$  代表地区  $j$  所有产业的相关变量;  $q_i$  是全国  $i$  产业的相关变量。本文选择产值作为行业的代理变量来计算区位熵。

### 1.2 环境规制

用于反映环境规制严格程度的变量是每年各地级市化学需氧量的减排量。Chen 等<sup>[4]</sup>构造两个环境规制指标,一个是各城市“十一五”规划期间 COD 减排任务,另一个是各城市政府工作报告中与环境相关文字的占比,并且证明这两个指标具有稳健性。由于 COD 减排指标更加直观,因此本研究选择 COD 减排量作为环境规制的代理变量,且构造

方法与Chen等<sup>[4]</sup>的算法不同。根据生态环境部2006年公布的COD减排省内分配指南,各地级市按照COD排放量占省内总排放量的份额进行减排。Chen等<sup>[4]</sup>计算得到“十一五”规划期间每年各省不同城市的COD减排量相等,而本研究区分年份异质性,各城市COD减排量每年不同,从而可以构成面板数据。由于各地区的COD排放量不是直接测量得到,而是由政府工作人员根据生产活动估算得到<sup>[4]</sup>,因此本文直接采用地级市排放COD水污染密集型行业的产值占全省的份额来估计各地级市的COD排放份额。环境规制变量的计算方法如下:

$$\text{Regulation}_{c,t} = \Delta \text{COD}_{p,t} \times \frac{\text{Output}_{c,t}}{\sum_{j=1}^J \text{Output}_{j,t}}, \quad (5)$$

其中,  $\text{Regulation}_{c,t}$  指城市  $c$  在  $t$  年的环境规制严格程度,  $\Delta \text{COD}_{p,t}$  是省份  $p$  在  $t$  年的COD减排量(第  $t$  年COD排放量与第  $t-1$  年COD排放量的差值),  $\text{Output}_{c,t}$  代表城市  $c$  在  $t$  年排放COD的水污染密集型行业产值,  $J$  代表省份  $p$  内城市的总数,  $\sum_{j=1}^J \text{Output}_{j,t}$  代表省份  $p$  在  $t$  年排放COD的水污染密集型行业总产值。环境规制指标取值越大,说明当地环境规制严格程度越高。

## 2 数据描述

本研究使用的数据集包括《中国环境年鉴》、《中国城市统计年鉴》和中国规模以上工业企业数据库,时间范围是2000—2013年。由于规模以上工业企业数据库缺少2010年的数据,因此本研究不包括2010年的数据。根据《长江年鉴》公布的长江流域行政区划表,本文选取长江流域的119个地级市和两个直辖市(上海市和重庆市)作为研究区域。

根据《第一次全国污染源普查公报》公布的主要行业水污染物排放情况,我们将主要行业分为3组,包括排放COD的水污染密集型行业、排放非COD的水污染密集型行业和非水污染密集型行业,其中后两组作为对照组,用于甄别水污染密集型行业受环境规制和路径依赖因素的影响程度。排放COD的主要行业包括造纸及纸制品业、纺织业、农副食品加工业、化学原料及化学制品制造业、饮料制造业、食品制造业和医药制造业,排放非COD的主要水污染行业包括有色金属冶炼及压延加工业、石油加工炼焦及核燃料加工业、皮革毛皮羽毛(绒)及其制品业、通用设备制造业、黑色金属

冶炼及压延加工业、交通运输设备制造业、金属制品业、煤炭开采和洗选业、电力燃气及水的生产和供应业,非水污染密集型行业包括石油和天然气开采业、黑色金属矿采选业、有色金属矿采选业、非金属矿采选业、其他采矿业、林业、烟草制品业、纺织服装及鞋帽制造业、木材加工及木、竹、藤、棕、草制品业、家具制造业、印刷业和记录媒介的复制、文教体育用品制造业、化学纤维制造业、橡胶制品业、塑料制品业、非金属矿物制品业、专用设备制造业、电气机械及器材制造业、通信设备计算机及其他电子设备制造业、仪器仪表及办公机械制造业、工艺品及其他制造业。考虑到行业内企业的异质性,本研究把排放COD的水污染密集型行业按照企业的登记注册类型划分为5个子样本,包括国有企业、集体企业、私营企业、外商投资企业和港澳台投资企业。

图1描述从“十五”规划到“十二五”规划期间(2001—2013年)长江流域水质低于Ⅲ类比例的变化,根据水质划分标准,水质低于Ⅲ类水标准时不可以作为饮用水,因此纵轴取值越高,表示水质越差。图1表明2001—2013年长江流域水质没有明显的改善,且在2001—2009年期间持续恶化。尽管2010—2013年水质有所好转,但2013年水质与2001年的水平接近。有研究表明,由于长江流域下游污染企业产值减少,而上游污染企业产值增加,流域内发生区域污染转移导致“十一五”规划时期长江流域水质逐渐恶化<sup>[4]</sup>。因此,研究长江流域内水污染密集型行业的分布对分析长江流域水污染的成因非常重要。

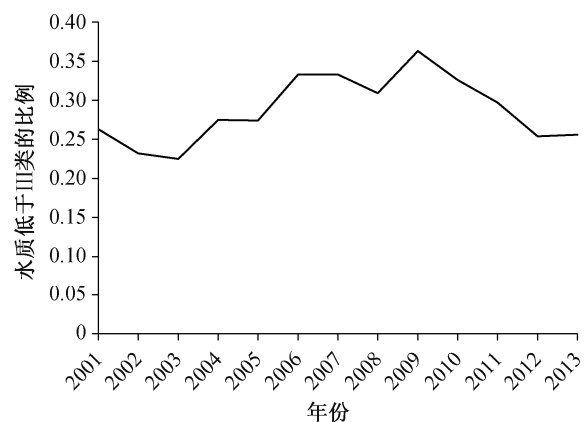


图1 长江流域水质低于Ⅲ类比例的变化趋势  
Fig. 1 Trend of water quality in the Yangtze River below Class III

## 2.1 路径依赖

图 2 描绘每年排放 COD 水污染密集型行业的 HHI 指数,表明在“十五”规划期间,排放 COD 的水污染密集型行业的集中度发生波动且没有统一的变化趋势,但在 2005 年以后,“十一五”规划期间和“十二五”规划期间,该行业的 HHI 指数逐年降低,说明该行业的集中程度降低,排放 COD 的水污染密集型企业分布在长江流域的分布更加分散。

对比三类行业集中度的平均值可以发现,排放 COD 的水污染密集型行业集中度最低,该行业的分

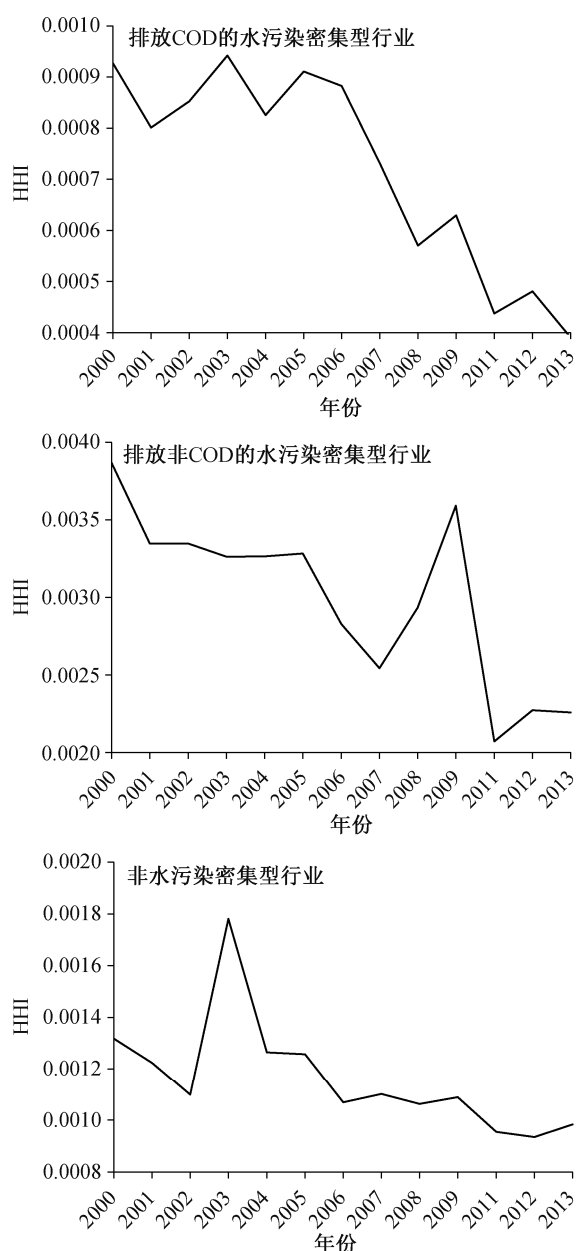


图 2 HHI 指数的变化趋势  
Fig. 2 Trend of HHI index

布最分散,非水污染密集型行业的集中度排序第二,排放非 COD 的水污染密集型行业集中度最高。三类行业集中度随时间变化趋势的分析结果表明,“十五”规划期间,水污染密集型行业集中度在小范围内波动,且保持相对稳定的水平,但非水污染密集型行业集中度的波动较大,没有明显的规律。在“十一五”规划期间,排放 COD 的水污染密集型行业集中度逐年下降且下降,幅度较大,排放非 COD 的水污染企业集中度波动较大,且没有规律性,非水污染密集型行业的集中度相对于“十五”期间整体下降,但在“十一五”期间只在小范围内波动,保持相对稳定的水平。在“十二五”期间,三类行业集中度都呈下降趋势。

区位熵的值越大,代表该地区产业集聚度越高。从图 3 可以发现,2000—2005 年期间,排放 COD 的水污染密集型行业在下游地区的分布更加密集;而在 2006—2013 年期间,该行业在长江流域的分布发生明显的变化,上游和中游地区的行业集中度明显上升,表明该行业在中上游的分布增多,而在下游地区减少。由于该行业更加广泛地分布在中上游地区,而不再集中于个别地区,因此可以在一定程度上解释该行业 HHI 指数“十一五”期间下降的现象。

## 2.2 环境规制

如图 4 所示,“十一五”规划期间长江流域整体的环境规制严格程度比“十五”规划期间显著提高。下游的环境规制在进入“十一五”时期以后更加严格,并且严格程度高于上游地区。

## 2.3 长江流域各类行业的分布

如图 5 所示,2000—2004 年期间,排放 COD 的水污染密集型行业在下游地区的累积产值占全流域总产值的比例逐年增加,Chen 等<sup>[4]</sup>选取的下游地区是距离上海 900 km 以内的地区,本文选用此标准来划分上下游。但是,2005—2013 年,下游地区排放 COD 的水污染行业累积产值占整个流域的比例大幅度下降,下降幅度接近 20%,而上游地区 COD 水污染行业产值占比显著增加。其中,2005—2009 年下游地区的占比逐年下降,并且 2009 年下游地区的占比远远小于下游地区该行业在 2000 年的比例,我们推测这是由于 2005 年出台的“十一五”规划中,明确提出各省 COD 减排目标,各地区在此期间为了减少 COD 排放大量增加环保投入。2011—2013 年期间,下游地区 COD 水污染行业占比也呈现大幅

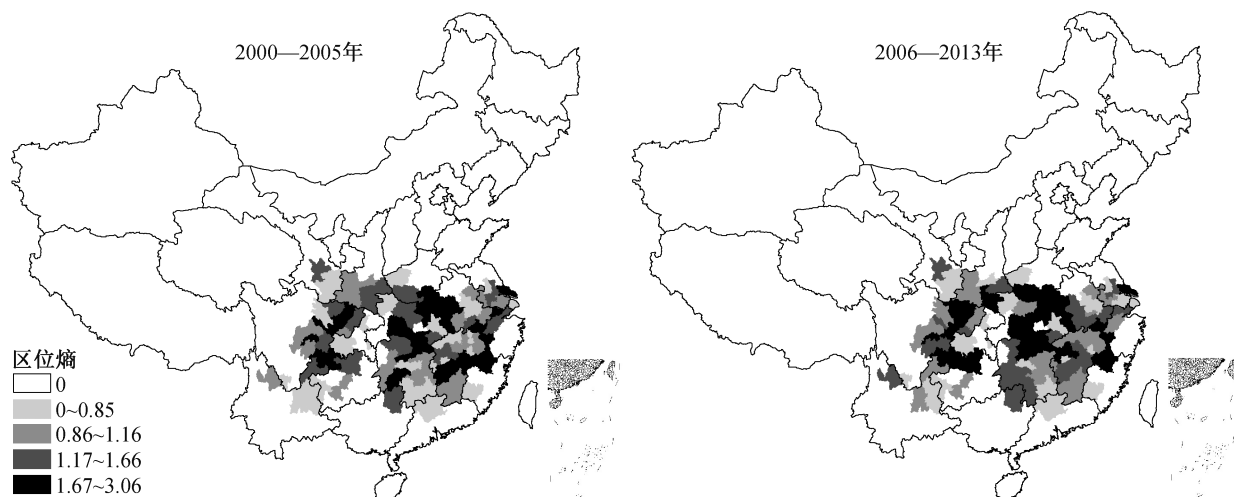


图3 排放 COD 的水污染密集型行业集中度分布  
Fig. 3 Distribution of COD water pollution industry

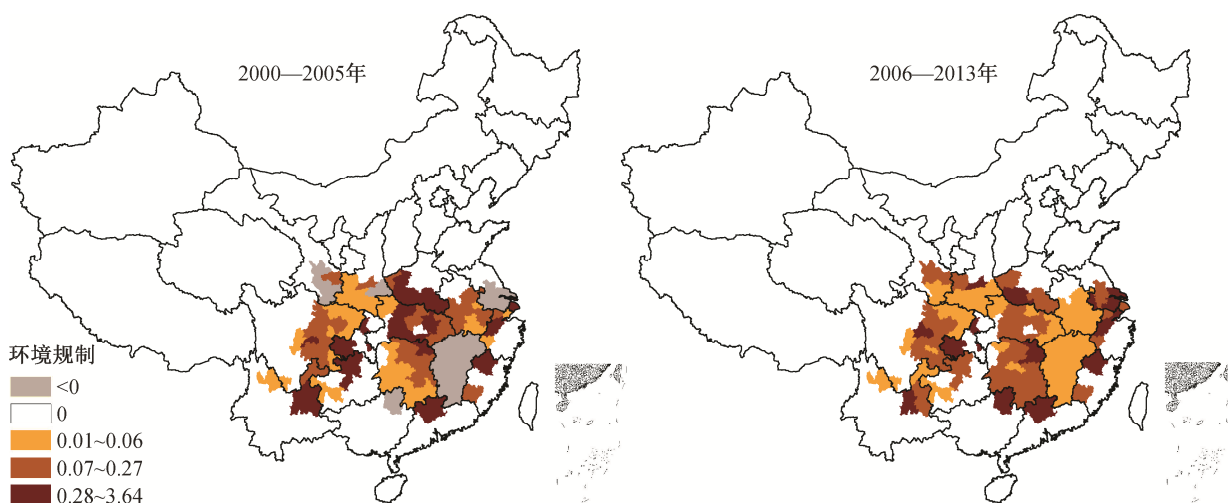


图4 环境规制分布  
Fig. 4 Distribution of Environmental regulation

度下降的趋势,但是这3年的占比变化没有统一的规律。

排放非化学需氧量的水污染密集型行业排放的主要水污染物包括氨氮、石油类和挥发酚等。从图6可以发现,2000—2004年,下游地区排放非COD的水污染密集型行业累积产值占全流域的比例上升,但上升幅度较小。在2005—2009年,下游地区排放非COD的水污染密集型行业占比(图6)的下降幅度比排放COD的水污染密集型行业占比(图5)的下降幅度小。由于在“十一五”规划中未规定氨氮、石油类和挥发酚等污染物的减排目标,因此排放这些污染物的行业受到的影响相对较小,减排力度也小。2011—2013年期间,与2009年前相比,下游地

区的平均占比下降,但是未呈现统一的变化趋势。

图7描绘长江流域非水污染密集型行业在各时间段分布。2000—2004年,长江下游地区的非水污染密集型行业占比大幅度增加,而在2005—2009年,下游地区非水污染密集型行业占比逐年下降,但2009年下游地区该行业的占比仍然大于2000年,表明在“十一五”期间,非水污染密集型行业在一定程度上受到环境规制的影响,但与排放COD类的水污染密集型行业相比,受到的影响相对较小。

综上所述,长江流域下游地区水污染密集型行业比非水污染密集型行业减少幅度大,其中主要减少的是排放COD的水污染密集型行业,排放非

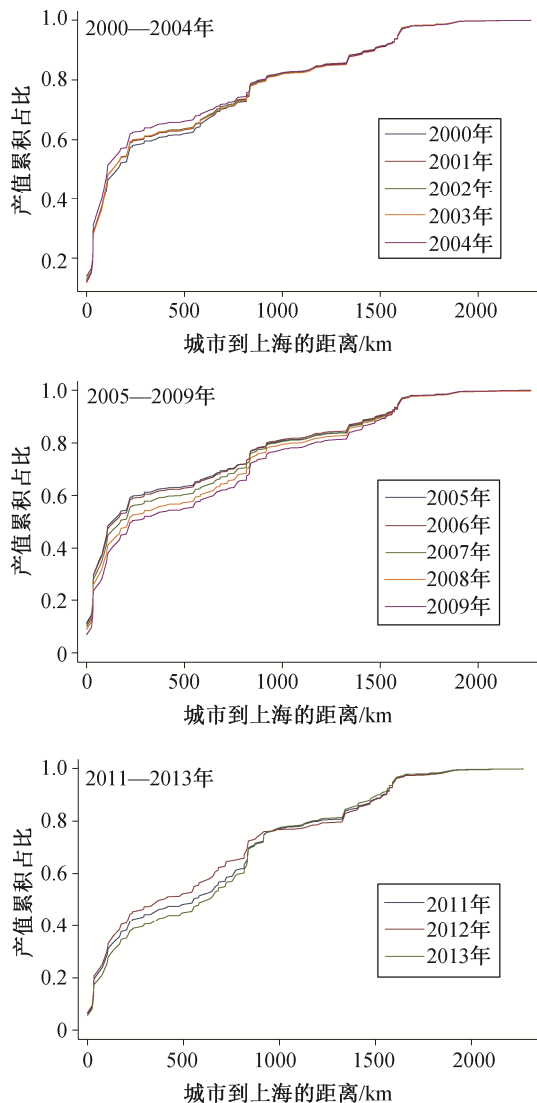


图 5 长江流域地级市排放 COD 的主要行业产值累积分布

Fig. 5 Cumulative distribution of COD water pollution industry in Yangtze River

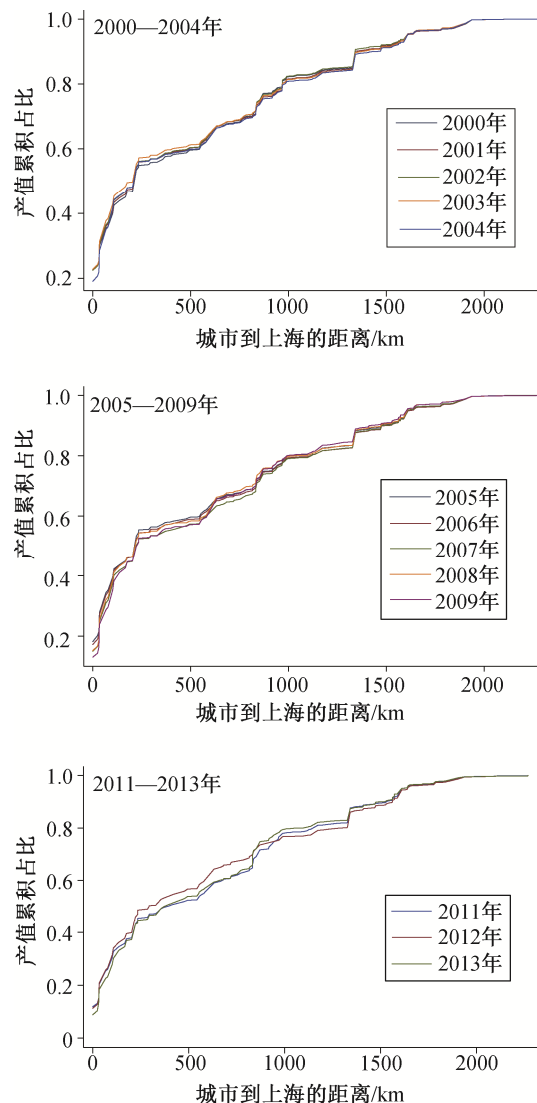


图 6 长江流域地级市排放非 COD 的水污染密集型行业产值累积分布

Fig. 6 Cumulative distribution of non-COD water pollution industry in Yangtze River

COD 的水污染密集型行业减少幅度较小。长江流域上游地区增加大量的水污染密集型行业, 其中排放 COD 的水污染密集型行业增加最多。虽然非水污染密集型行业在长江上游地区也有所增加, 但增加幅度比水污染密集型行业小。根据长江流域各类行业的分布, “十一五”规划期间, 造成排放 COD 水污染密集型行业集中度下降的主要原因是该行业在下游地区的占比大幅度下降, 而上游地区的占比大幅度上升。

## 2.4 变量的描述统计

本研究选取各城市行业产值和行业产值增长率, 分别作为因变量来衡量该行业在各地区的分布

及变化。行业产值及其增长率利用中国规模以上工业企业数据库中的工业总产值计算得到。由于缺乏 2010 年的数据, 并且 2011 以后纳入规模以上工业企业的标准从年主营业务收入 500 万元提高到 2000 万元, 工业企业库的统计标准发生变化, 因此不考虑 2010 以后的样本, 即回归分析的时间范围是 2000—2009 年。表 1 描述这 3 类行业的产值及其增长率、环境规制指标、路径依赖程度和控制变量, 数据集中包含体现社会经济水平的外生控制变量, 包括人均 GDP、人口和外商投资额。

各行业的路径依赖程度用区位熵计算, 区位熵值越高, 说明该地区产业集聚水平越高。当区位熵



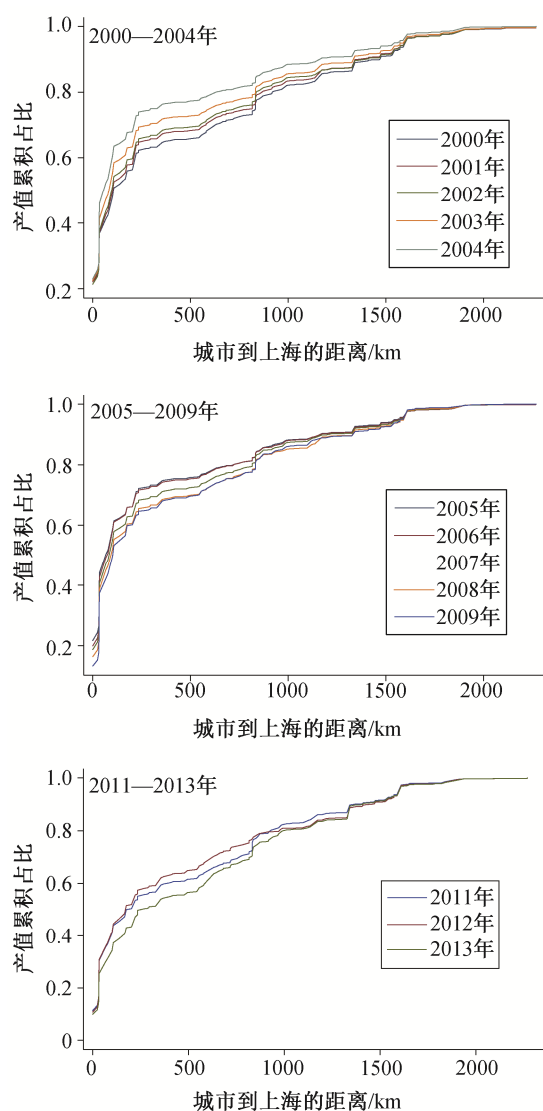


图7 长江流域地级市非水污染密集型行业产值累积分布

Fig. 7 Cumulative distribution of non-water pollution industry in Yangtze River

大于1时,认为该地区的这个产业在全国具有优势;如果区位熵小于1,则认为该地区的产业在全国处于劣势。表1中3个行业区位熵的平均值都大于1,意味着长江流域的区域经济在全国具有明显优势,长江流域是中国工业最发达的区域。通过分析区位熵对行业产值及其增长率的影响,可以研究行业分布是否存在路径依赖,即该行业是否倾向于在具有产业优势的地区发展。为了保证外生性,回归模型中使用滞后一期的区位熵,估计路径依赖对产业分布的影响。

将数据集划分为上游和下游两组样本,对2000—2009年期间的数据进行统计描述,如表2所示。长江下游各行业平均产值大于上游地区,但是,对

比长江流域上游和下游各行业的产值增长率发现,长江上游的水污染密集型行业增长率大于该行业在长江流域下游的增长率,其中排放COD的水污染密集型行业在上游地区的增加幅度大于排放非COD的水污染密集型行业,而长江流域下游的非水污染密集型行业增长率大于该行业在长江流域上游的增长率。根据表2中环境规制指标的统计结果,长江流域下游地区环境规制比上游地区严格,并且下游地区的人均GDP较高,经济发达,外商投资多,人口数量大。

### 3 计量结果与分析

#### 3.1 回归分析结果

将样本按照“十一五”规划分为2000—2005年和2006—2009年两个时间段进行分段回归分析,并使用工具变量和2SLS方法,对面板固定效应模型进行估计,得到环境规制和路径依赖因素对长江流域水污染企业分布的影响情况。

表3和4展示长江流域排放COD的水污染密集型行业产值受环境规制和路径依赖因素影响的回归分析结果。如表3所示,2000—2005年期间,环境规制对排放COD的水污染密集型行业产值分布没有产生显著影响,而路径依赖对该行业产值有显著正影响,表明在2000—2005年期间有产业优势的地区,该行业产值较高,具有路径依赖效应,但与当地环境规制水平没有显著关系。如表4所示,2006—2009年期间,环境规制指标的系数显著为负,表明在“十一五”规划期间,环境规制严格程度高的地区,排放COD的水污染密集型行业产值较低,证明了“十一五”规划中对COD排放量控制政策的有效性。但是,路径依赖因素的系数不再显著,表明产业集聚地区不再具有发展该行业的优势,路径依赖对该行业产值没有显著影响。

对比表3与表4发现,在“十五”规划期间,排放COD的水污染密集型行业分布的驱动因素主要是路径依赖,在具有产业优势的地区,该行业持续发展;进入“十一五”规划时期以后,环境规制成为影响该行业分布的主导因素,未发现路径依赖效应,表明该行业的发展不再依赖于产业集聚地区,而是倾向于选择环境规制宽松的地区。

#### 3.2 稳健性分析

产值增长率可以反映行业分布的变化情况。将排放COD的水污染密集型行业产值增长率作为因



表 1 主要变量描述  
Table 1 Description of major variables

变量	样本量	均值	中位数	标准差	最小值	最大值
产值_排放 COD 的水污染密集型行业(log(千元))	1028	15.73	15.71	1.46	11.78	19.68
产值_排放非 COD 的水污染密集型行业(log(千元))	1028	16.13	16.13	1.54	11.43	20.72
产值_非水污染密集型行业(log(千元))	1028	15.81	15.72	1.64	11.52	20.84
产值增长率_排放 COD 的水污染密集型行业(%)	1008	22.00	20.70	24.10	-76.30	265.30
产值增长率_排放非 COD 的水污染密集型行业(%)	1008	27.90	23.60	64.20	-96.40	1663.00
产值增长率_非水污染密集型行业(%)	1008	23.90	20.60	42.60	-97.90	834.40
环境规制指标(万吨)	1028	0.14	0.06	1.25	-23.58	21.19
路径依赖_排放 COD 水污染密集型行业	1028	1.24	1.15	0.65	0.03	3.40
路径依赖_排放非 COD 的水污染密集型行业	1028	2.89	2.66	1.36	0.21	7.28
路径依赖_非水污染密集型行业	1028	2.24	2.22	1.03	0.07	5.30
人均 GDP(log(元))	1028	9.21	9.13	0.77	7.55	11.71
人口(万人)	1028	477.70	421.70	354.20	69.00	3276.00
实际利用外资金额(log(万美元))	998	8.77	8.81	2.05	2.30	13.87

表 2 长江流域上游、下游样本统计描述  
Table 2 Statistical description of samples in the upstream and downstream of Yangtze River

变量	中位数	
	长江下游	长江上游
产值_排放 COD 的水污染密集型行业(log(千元))	16.08	15.23
产值_排放非 COD 的水污染密集型行业(log(千元))	16.39	15.78
产值_非水污染密集型行业(log(千元))	16.14	15.21
产值增长率_排放 COD 的水污染密集型行业(%)	20.00	21.80
产值增长率_排放非 COD 的水污染密集型行业(%)	23.00	24.40
产值增长率_非水污染密集型行业(%)	22.50	19.80
环境规制指标(万吨)	0.06	0.05
路径依赖_排放 COD 水污染密集型行业	1.18	1.11
路径依赖_排放非 COD 的水污染密集型行业	2.47	2.92
路径依赖_非水污染密集型行业	2.41	1.97
人均 GDP(log(元))	9.35	8.87
人口(万人)	452.10	398.50
实际利用外资金额(log(万美元))	9.35	7.83
样本量	549.00	

表 3 排放 COD 的水污染密集型行业面板固定效应模型的 2SLS 回归分析结果(2000—2005 年)  
Table 3 Regression results of panel fixed effect model for COD water pollution industry (2000–2005)

被解释变量	解释变量					样本量
	环境规制指标	路径依赖(滞后一期)	控制变量	城市固定效应	时间固定效应	
排放 COD 的水污染 密集型行业产值(log)	0.0408 (0.0432)			已控制	未控制	507
	-0.0022 (0.0072)			已控制	已控制	507
	-0.0003 (0.0070)	0.2431** (0.0970)		已控制	已控制	507
	-0.0005 (0.0072)	0.3203*** (0.0907)	已控制	已控制	已控制	495

说明: 括号内为标准误估计值; \*, \*\*和\*\*\*分别表示 10%, 5%和 1%的显著水平。下同。

表 4 排放 COD 的水污染密集型行业面板固定效应模型的 2SLS 回归分析结果(2006—2009 年)  
Table 4 Regression results of panel fixed effect model for COD water pollution industry (2006–2009)

被解释变量	解释变量					样本量
	环境规制指标	路径依赖(滞后一期)	控制变量	城市固定效应	时间固定效应	
排放 COD 的水污染 密集型行业产值(log)	-0.1652*** (0.0327)			已控制	未控制	312
	-0.0799** (0.0380)			已控制	已控制	312
	-0.0728* (0.0377)	-0.1197 (0.0813)		已控制	已控制	312
	-0.0663** (0.0328)	-0.0737 (0.0805)	已控制	已控制	已控制	302

变量,采用相同的模型和估计方法,检验上述结论的稳健性。根据表 5 所示的结果,环境规制在“十一五”规划期间对排放 COD 的水污染密集型行业产值增长率为负向显著影响。结合由表 4 得出的结论,表明环境规制对该行业的分布及增长速度都产生显著的负影响,环境规制有效地控制了排放 COD 的水污染密集型行业的分布及增长速度,因此环境规制对该行业的影响具有稳健性。

路径依赖的系数显著为负,表明具有产业优势的地区该行业增长率较低。结合回归分析结果(表 5),在“十五”规划期间,具有产业优势的地区行业产值较大,但是行业增长率较低;在“十一五”规划期间,产业集聚地区的行业分布不再具有优势,反而在集聚程度低的地区行业增长迅速。

### 3.3 安慰剂检验

接下来,对排放非 COD 的水污染密集型行业

和非水污染密集型行业进行回归分析,作为排放 COD 的水污染密集型行业的安慰剂检验。如表 6 所示,在“十五”规划和“十一五”规划期间,环境规制对两类行业产值的影响系数都不显著,意味着环境规制政策对这两类行业的分布没有产生显著影响。与排放 COD 的水污染密集型行业相比,“十一五”规划期间的环境规制政策显著影响排放 COD 的水污染密集型行业,而不排放 COD 的行业,包括排放其他水污染物行业和非水污染行业,都未受到环境规制的影响。因此,这些未受环境规制约束的行业排放污染导致长江流域的水质未发生明显改善,甚至导致水质进一步恶化。将因变量替换为该行业的产值增长率,得到的结论相似。

两类行业的路径依赖系数在 2000—2005 年期间显著为正,表明在“十五”规划期间,该行业存在路径依赖效应,该行业在具有产业优势的地区分布

表 5 产值增长率的 2SLS 回归分析结果  
Table 5 Regression results of output growth rate (2SLS)

被解释变量	年份	解释变量					样本量
		环境规制指标	路径依赖(滞后一期)	控制变量	城市固定效应	时间固定效应	
排放 COD 的水污染密 集型行业产值(log)	2000—2005	0.0089* (0.0049)	-0.4108*** (0.1220)	已控制	已控制	已控制	495
	2006—2009	-0.0482* (0.0265)	-0.3250*** (0.1007)	已控制	已控制	已控制	302

表 6 排放非 COD 水污染密集型行业和非水污染密集型行业面板固定效应模型的 2SLS 回归分析结果  
Table 6 Regression results of non-COD water pollution industry and non-water pollution industry (2SLS)

被解释 变量	行业	年份	解释变量					样本量
			环境规制指标	路径依赖(滞后一期)	控制变量	城市固定效应	时间固定效应	
产值 (log)	排放非 COD 水污染密集型	2000—2005	-0.0137 (0.0166)	0.1334*** (0.0515)	已控制	已控制	已控制	495
		2006—2009	-0.0624 (0.0441)	0.0778 (0.0546)	已控制	已控制	已控制	302
	非水污染 密集型	2000—2005	-0.0013 (0.0064)	0.1561*** (0.0565)	已控制	已控制	已控制	495
		2006—2009	0.0518 (0.0900)	0.0217 (0.0552)	已控制	已控制	已控制	302

更广泛;但是在“十一五”规划期间,路径依赖系数不显著,表明产业集聚的地区不再具有优势。对比排放 COD 的水污染密集型行业的路径依赖系数,发现这三类行业在“十五”规划期间都存在路径依赖效应,产业集聚地区在发展中更具优势;而在“十一五”规划期间未出现路径依赖的现象,意味着产业集聚地区不再是吸引产业发展的显著因素。

### 3.4 异质性分析:不同注册类型企业的驱动因素

通过 2SLS 方法,对不同注册类型企业的面板数据进行回归分析,结果如表 7 所示。2000—2005 年期间,环境规制因素对 5 个类型的企业都未产生显著影响,而路径依赖因素对国有企业、集体企业和私营企业的产值具有显著影响,其中路径依赖因素对国有企业产值产生显著负影响,表明该行业的国有企业在产业不集聚地区的分布增加;路径依赖因素对集体企业和私营企业具有显著正影响,意味着该行业在集体企业和私营企业集聚地区的产值分布增加。

研究表明,2006—2009 年期间环境规制因素对集体企业和外商投资企业的产值分布产生显著负影响,说明这两类企业对环保成本的提高更敏感,环

境规制严格程度的提高会导致该行业产值下降。相比之下,国有企业对环保成本较不敏感,而港澳台企业一方面具有先进的清洁技术,另一方面具有优惠政策,因此环境规制对这两类企业也不显著。私营企业存在许多小规模企业,这些企业在追求利润最大化的过程中对环保的投入较低,环境规制对其效果不显著。在此期间,路径依赖因素对这 5 类企业的产值分布不具有显著影响。

接下来,对不同类型企业产值增长率的驱动因素进行回归分析。不同注册类型企业产值增长率的驱动因素有差异。如表 8 所示,2000—2005 年期间,环境规制因素和路径依赖因素对所有注册类型企业的产值增长率影响系数都不显著;2006—2009 年期间,环境规制对集体企业、私营企业和外商投资企业的产值增长率产生显著负影响,对国有企业和港澳台企业的产值增长率的影响不显著。这表明在“十一五”规划期间,集体企业、私营企业和外商投资企业的增长速度受到环境规制的显著负影响,环境管制越宽松的地区,这 3 类企业的产值增长率越高。环保成本对上述 3 类企业的影响更显著,相比之下,国有企业和港澳台投资企业对环保投入的成本不敏感,这两类企业享有优惠政策,因此环境规制对这两类企业的影响也不显著。这与产值作为因

表 7 不同注册类型企业产值的 2SLS 回归结果  
Table 7 Regression results of different registered enterprises' output (2SLS)

被解释变量	企业类别	2000—2005 年					样本量
		解释变量					
		环境规制指标	路径依赖(滞后一期)	控制变量	城市固定效应	时间固定效应	
产值(log)	国有企业	0.0249 (0.0335)	-0.9558** (0.3713)	已控制	已控制	已控制	485
	集体企业	-0.0403 (0.0361)	0.5521** (0.2817)	已控制	已控制	已控制	483
	私营企业	0.0007 (0.0053)	0.3345*** (0.1197)	已控制	已控制	已控制	495
	外商投资企业	0.0174 (0.0265)	0.0567 (0.3715)	已控制	已控制	已控制	411
	港澳台投资企业	-0.0174 (0.0295)	-0.1524 (0.2586)	已控制	已控制	已控制	404
被解释变量	企业类别	2006—2009 年					样本量
		解释变量					
		环境规制指标	路径依赖(滞后一期)	控制变量	城市固定效应	时间固定效应	
产值(log)	国有企业	0.0213 (0.1305)	-0.1904 (0.3452)	已控制	已控制	已控制	275
	集体企业	-0.3926** (0.1630)	-0.2176 (0.2595)	已控制	已控制	已控制	275
	私营企业	-0.0461 (0.0359)	-0.1006 (0.1077)	已控制	已控制	已控制	302
	外商投资企业	-0.1492*** (0.0510)	0.3741 (0.2434)	已控制	已控制	已控制	267
	港澳台投资企业	0.1677 (0.1491)	0.2821 (0.4703)	已控制	已控制	已控制	268

表 8 不同注册类型企业产值增长率的驱动因素(2SLS 回归分析)  
Table 8 Regression results of different registered enterprises' growth rate (2SLS)

		2000—2005 年					
被解释变量	企业类别	解释变量					样本量
		环境规制指标	路径依赖(滞后一期)	控制变量	城市固定效应	时间固定效应	
产值增长率	国有企业	-0.0105 (0.0243)	0.0189 (0.3610)	已控制	已控制	已控制	488
	集体企业	0.0003 (0.0181)	-0.6115 (0.4832)	已控制	已控制	已控制	484
	私营企业	-0.0460 (0.0414)	0.4130 (0.6054)	已控制	已控制	已控制	494
	外商投资企业	0.0128 (0.0448)	-0.4454 (1.0327)	已控制	已控制	已控制	387
	港澳台投资企业	0.0562 (0.0583)	-1.0566 (0.6599)	已控制	已控制	已控制	398
		2006—2009 年					
被解释变量	企业类别	解释变量					样本量
		环境规制指标	路径依赖(滞后一期)	控制变量	城市固定效应	时间固定效应	
产值增长率	国有企业	0.4288 (0.6875)	9.3859* (5.1060)	已控制	已控制	已控制	279
	集体企业	-0.6014** (0.2891)	-0.5474 (0.4840)	已控制	已控制	已控制	278
	私营企业	-0.0475* (0.0264)	-0.3761*** (0.1061)	已控制	已控制	已控制	302
	外商投资企业	-0.2616* (0.1519)	-2.5114 (3.6751)	已控制	已控制	已控制	266
	港澳台投资企业	0.1965 (0.2512)	-5.1167** (2.2757)	已控制	已控制	已控制	260

变量得到的结论基本上一致,验证了上述结论的稳健性。

2006—2009年期间,该行业的国有企业、私营企业和港澳台企业的产值增长率受到路径依赖因素的显著影响。国有企业增长存在显著为正的路径依赖效应,产业集聚地区的产值增长率更高;路径依赖因素对私营企业和港澳台企业产生显著负向影响,即产业集聚地区这两类行业的产值增长率较低,反之在产业不发达的地区,产值增长率更大,发展更快。

## 4 结论

本文考察了环境规制和路径依赖因素对长江流域水污染密集型行业分布的影响,得到如下结论。在“十五”规划期间,产业集聚地区具有发展优势,存在显著的路径依赖效应;在“十一五”规划期间,传统的工业集聚地区不再具有优势,环境规制成为影响排放 COD 的水污染密集型行业的重要因素。但是,由于“十一五”规划中只对排放 COD 的水污染密集型行业进行限制,因此环境规制对其他行业没有产生显著影响,导致长江流域的水质没有明显改善。

我们认为目前的环保政策存在如下局限性: 1)

忽略了环境规制的外部性; 2) 忽略了地区政治经济发展水平的差异; 3) 尚未建立起有效的流域上下游生态补充和污染赔偿机制。未来应完善环境规制政策,实现长江流域的可持续发展。

致谢 感谢北京大学环境经济学学科发展项目(EEPC)组刘士磊、夏凡、陈燕等各位同学。

## 参考文献

- [1] 阎世辉. 关于我国水环境形势的分析及政策建议. 环境保护, 2001(3): 10-13
- [2] 孟伟, 苏一兵, 郑丙辉. 中国流域水污染现状与控制策略的探讨. 中国水利水电科学研究院学报, 2004, 2(4): 242-246
- [3] 杜焱强, 包存宽. 长江经济带工业绿色发展须做好加减法. 环境经济, 2017(17): 22-25
- [4] Chen Z, Kahn M E, Liu Y, et al. The consequences of spatially differentiated water pollution regulation in China. Journal of Environmental Economics and Management, 2018, 88: 468-485
- [5] 陈传明. 企业战略调整的路径依赖特征及其超越. 管理世界, 2002(6): 94-101
- [6] 刘汉民. 路径依赖理论研究综述. 经济学动态, 2003(6): 65-69

- [7] Levinson A. Environmental regulations and manufacturers' location choices: evidence from the census of manufactures. *Journal of Public Economics*, 2004, 62 (1/2): 5–29
- [8] Jeppesen T, List J A, Folmer H. Environmental regulations and New Plant Location Decisions: evidence from a meta-analysis. *Journal of Regional Science*, 2002, 42(1): 19–49
- [9] List J A, Shogren J F. “Beggar Thy Neighbor”: testing for free riding in state-level endangered species expenditures. *Public Choice*, 2002, 111(3): 303–315
- [10] Gray W B, Shadbegian R J. “Optimal” pollution. abatement — whose benefits matter, and how much?. *Journal of Environmental Economics and Management*, 2004, 47(3): 510–534
- [11] 孙泽生, 曲昭仲. 流域水污染成因及其治理的经济分析. *经济问题*, 2008(3): 47–50
- [12] Grossman G M, Krueger A B. Environmental impacts of a North American free trade agreement. *Social Science Electronic Publishing*, 1991, 8(2): 223–250
- [13] Tobey J A. The effects of domestic environmental policies on patterns of world trade: an empirical test. *Kyklos*, 1990, 43(2): 191–209
- [14] Becker R, Henderson V. Effects of air quality regulations on polluting industries. *Journal of Political Economy*, 2000, 108(2): 379–421
- [15] Keller W, Levinson A. Environmental compliance costs and foreign direct investment inflows to U.S. states. *Review of Economics & Statistics*, 2002, 84 (4): 691–703
- [16] Leiter A M, Parolini A, Winner H. Environmental regulation and investment: evidence from European industry data. *Ecological Economics*, 2011, 70(4): 759–770
- [17] Been V, Gupta F. Coming to the nuisance or going to the barrios? A longitudinal analysis of environmental justice claims. *Ecology law quarterly*, 1996, 24(1): 1–56
- [18] Wolverton A. Race does not matter: an examination of a polluting plant's location decision. Washington, DC: US Environmental Protection Agency, 2002
- [19] Angrist J D, Krueger A B. Does compulsory school attendance affect schooling and earnings?. *Quarterly Journal of Economics*, 1991, 106(4): 979–1014
- [20] 方颖, 赵扬. 寻找制度的工具变量: 估计产权保护对中国经济增长的贡献. *经济研究*, 2011(5): 138–148
- [21] 瞿卫东. 西方银行业兼并与赫芬达尔——赫希曼指数. *国际金融研究*, 2001(4): 14–17