

环境规制，企业演化与城市制造业生产率^①

方芳¹，杨岚^{2*}，周亚虹²

(1. 上海财经大学公共经济与管理学院，上海 200433; 2. 上海财经大学经济学院，上海 200433)

摘要：本文从企业演化的视角，以“十一五”期间全国主要污染物排放总量控制计划作为准自然实验，结合工业企业数据库和《中国城市统计年鉴》2002年~2008年的数据，运用双重差分法考察环境规制与城市制造业经济效率的因果关系。并进一步使用动态Olley-Pakes方法对城市制造业全要素生产率增长结构进行分解，剖析了环境规制的具体作用渠道。实证结果表明：相比于低减排指标城市，在排放总量控制计划实施后，高减排指标城市的制造业TFP平均提高8.8%。环境规制政策主要通过提升存活企业TFP和阻止低TFP企业进入的途径提升了生产率，但短期内也导致高TFP企业退出比例的上升和资源配置效率的降低。本研究对促进地方政府厘清环境规制和城市经济效率之间的关系、有效落实环境保护政策具有一定的参考意义。

关键词：环境规制；全要素生产率；波特假说；企业演化；双重差分法

中图分类号：X196 **文献标识码：**A **文章编号：**1007-9807(2020)04-0022-16

0 引言

自改革开放以来，中国经济经历了40年的快速发展，经济总量已经成为世界第二。然而，这些经济成就的取得主要依赖于“高增长、高污染”的工业化发展模式，伴随而来的是严重的环境污染问题。资源高消耗、环境污染严重和生态失衡已成为中国经济快速增长的副产品，甚至严重影响人们的日常生活。有研究显示，2013年99.6%的中国居民所处环境的PM_{2.5}超过了世界卫生组织的警戒线^[1]。2017年《中国环境状况公报》显示全国5100个监测点的地下水水质监测结果为14.8%水质极差，51.8%水质较差；全国338个地级以上城市中，有239个城市环境空气质量超标，占70.7%。

其实，中央政府早已认识到环境保护的严峻性和迫切性，逐渐由“唯GDP”的发展思路过渡到

可持续发展，实行更为严格的环境规制政策来应对环境污染，例如，为改善京津冀地区雾霾污染，京津冀三省市正式启动了环境执法联动工作机制^[2]。然而，过去一段时间环境规制政策的实施效果并不令人满意，一个重要原因是地方政府对于中央政府环境规制的“非完全执行”。地方政府在面对环境规制政策时往往会形成策略式行为，为了争夺流动性要素和固化本地资源，常常通过默契合谋等方式对当地企业放松规制要求^[3]，其环境规制行为往往呈现“逐底竞赛”的特征^[4-5]。究其原因，部分地方政府担忧愈来愈严的环保政策会有损地方经济发展，把发展与环保割裂甚至对立看待。然而，环境状况的改善是否真的是以牺牲经济效率为代价？严格的环境规制政策能否实现环境保护和经济发展的双赢？这个问题的答案不仅对于地方政府正确认识环境保护和经济发展

① 收稿日期：2019-05-29；修订日期：2020-02-02。

基金项目：国家自然科学基金重点资助项目(71833004)；国家自然科学基金资助项目(714711080)；上海市领军人才(地方梯队)项目；校立科研项目(2018110692)。

通讯作者：杨岚(1993-)，女，四川广元人，博士生。Email: yanglan_eco@163.com

的关系有一定的参考价值,对中国绿色可持续发展、经济转型升级也有重要的现实意义。

文献对环境规制政策与生产率的关系已有较多讨论,传统理论认为环境规制政策将增加企业治污和减排成本,挤占企业生产性投资,从而降低企业竞争性。而 Poter^[6]、Poter 等^[7] 则指出合理且严格的环境规制可以促使企业进行更多创新以提升企业生产率,创新可以部分甚至全部弥补由环境保护额外带来的成本,这就是著名的“波特假说”。近年来,“波特假说”已成为环境经济学的一个热点话题,对其讨论也已由企业层面拓展到了行业、省份、国家甚至国际层面^[8]。Lanoie 等^[9] 使用加拿大魁北克制造业企业数据,Bercker^[10] 使用美国制造业企业数据,Berman 和 Bui^[11] 使用美国的石油冶炼企业数据,Albrizio 等^[12] 使用 OECD 国家的行业数据和企业数据,Wang 等^[13] 使用中国“三河三湖”地区企业数据分别对环境规制是否能提升生产率进行了考察,但并未得到一致结论。国内对“波特效应”的实证研究起步较晚,相关文献可以归纳为两类:第一类通过构建环境规制强度指标,刻画环境规制强度与生产率的关系。例如,王杰和刘斌^[14] 采用综合指数方法构建环境规制强度,徐保昌和谢建国^[15] 使用排污费征收强度衡量环境规制强度,童健等^[16] 选用各行业污染治理运行费用占工业产值的比重作为环境规制强度的代理变量分别探究了环境规制政策强度和生产率呈现何种关系。第二类研究将环境规制政策视作一次“准自然实验”,对环境规制效果进行实证检验。例如,李树和陈刚^[17] 利用 2000 年中国对《大气污染防治法》的修订这样一次自然实验,考察该法案的修订对于中国工业行业全要素生产率的影响。涂正革和谌仁俊^[18] 在省份层面考察了始于 2002 年的中国工业 SO₂ 排放权交易试点制度能否在短期和长期实现波特效应。韩超等^[3] 基于“十一五”主要污染物减排计划研究了环境规制如何影响资源配置,研究发现约束性污染控制降低了制造业的资源错配水平,提升行业整体生产率。

现有研究关于环境保护和效率的关系未形成确定性结论,同时,现阶段研究忽视了以下两个问题:1) 研究多集中在微观企业或行业层面,缺乏城市层面研究。其实在城市层面探究环境规

制政策效果有着特殊的现实意义。一方面,在 GDP 锦标赛机制的激励下,各级地方政府最关心的并非是个别企业的发展,而是地区整体的经济效率,地方政府对环境规制政策落实取决于其对政策如何影响地区经济效率的预判。另一方面,与企业层面研究相比,在城市层面分析允许本文探究一些微观层面难以观察到的政策效果,避免了对政策效果的片面评估。例如:由于环境规制政策会影响企业优胜劣汰的动态演化过程,即使政策使得每个企业的 TFP 都提升,但当大量高 TFP 企业退出市场,而低 TFP 企业得以幸存时,城市整体生产率会降低。此时,仅仅依据企业层面 TFP 升高的结果来为政策下结论会有一定误导性。2) 文献一般都聚焦于环境规制对全要素生产率的静态影响,讨论环境规制强度和 TFP 之间的关系,而对环境规制是如何通过企业演化来影响经济效率的动态机制鲜有涉及。

基于现有研究的不足和现实问题的重要性,本文将“十一五”期间全国主要污染物排放总量控制计划作为政策切入点,使用 2002 年~2008 年工业企业数据库数据结合《中国城市统计年鉴》数据,采用双重差分法对环境规制政策效果进行研究,以城市制造业加总生产率为研究对象来探究环境规制政策对地区经济效率的影响,并进一步从企业演化角度,考察环境规制的具体作用渠道。本文的边际贡献在于:首先,不同于现有研究在企业层面进行环境规制政策效果评估,本文是对环境规制与区域效率的内在关系进行探讨,是对现有文献的一个补充与深化。第二,将城市层面分析与微观企业层面论证相结合,更为系统地阐释了环境规制的政策效果。第三,基于企业动态演化的角度,对环境规制与地区经济效率的影响机制进行了分析,为明晰环境规制影响机制提供了新的研究视角。

1 政策背景

为了解决突出环境问题,2006 年国务院批复了“十一五”期间全国主要污染物排放总量控制计划(以下简称“排放总量控制计划”),提出在 2006 年~2010 年对化学需氧量(COD)、二氧化硫(SO₂)两种

主要污染物实行排放总量控制计划管理,要求到2010年全国主要污染物排放总量比2005年减少10%。具体而言,化学需氧量由1414万t减少到1273万t,二氧化硫由2549万t减少到2294万t。^②为保证政策实施效果,2007年中央将减排指标完成情况纳入地方政府领导干部政绩考核评价体系中,并增加“问责制”和“一票否决”制的处罚规定,这意味着减排指标的完成与否直接关系到地方政府官员的政绩和晋升。政绩考核的压力对地方政府的施政行为和利益追求具有明显的导向作用,各级政府纷纷采取责任追究手段并大规模增加环保投资,大力推动污染减排。

排放总量控制计划是中国首次约束性污染控制,实现了中国环境政策由浓度控制到总量控制,

环境规制“软约束”到“硬约束”的转变^[3]。本文以该政策为研究对象,主要基于对化学需氧量的减排要求来考察其政策效果。对于另一个主要污染物二氧化硫,因其主要由“电力、热力的生产和供应业”排放,且“十一五”期间国务院规定的全国二氧化硫减排指标为255万t,而统计数据显示该行业减排量就达到304.3万t,因此该政策对其它工业行业的二氧化硫的排放约束较少,本文没有对该指标进行讨论。图1将省份按照减排比例进行分组^③,比较了高减排指标省份和低减排指标省份在“十一五”期间化学需氧量排放量的变化。图中显示高减排指标省份工业化学需氧量的排放总量远高于低减排指标省份,所有省份的工业化学需氧量排放都呈现出逐年降低的趋势,且高减排指标省份减排量更大。

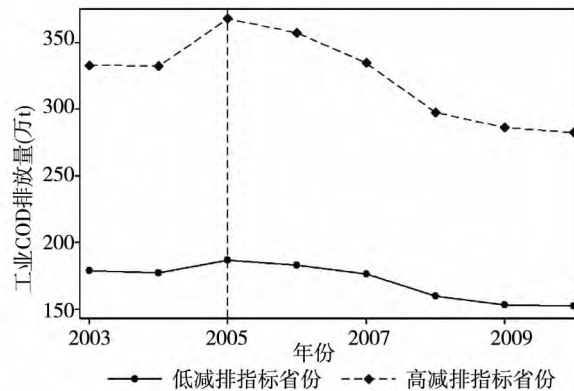


图1 不同减排目标省份的工业COD排放量变动趋势

Fig. 1 Change trend of industrial COD emission in different provinces

2 实证模型与数据说明

2.1 实证模型

本文将排放总量控制计划视作准自然实验,主要依据是该政策是中央直接指定的约束性控制计划,在2006年已分配好了各地区“十一五”期间的减排指标,指标分配主要基于地区污染排放水平,与其制造业生产率和“十一五”期间城市特征无关,因此在讨论该政策与生产率关系时,可以被视作外生变量^[19,20]。

利用减排指标在不同城市间的差异来构造处理组和对照组,将城市减排指标大于所有城市减排指标中位数的城市归为高减排指标组 ($High_target = 1$),其它城市则为低减排指标组 ($High_target = 0$)。图2显示了2002年~2008年间两组城市的制造业生产率(构建方法见2.2.2)的变动趋势。政策实施前,两类城市制造业TFP趋于平行变动,低减排指标城市TFP一直高于高减排城市,两组城市的TFP呈现出平行趋势。在政策实施后,高减排指标城市的TFP增速加快,其与低减排指标城市制造业TFP之间的差距迅速

② 国务院关于印发国家环境保护“十一五”规划的通知: http://zfs.mee.gov.cn/fg/gwyw/200711/t20071126_113414.shtml

③ 数据来源《中国环境统计年鉴》。将减排比例大于排放总量计划中指定的化学需氧量减排比例的中位数10.1%的省份定义为高减排指标省份,反之,则为低减排指标省份。

缩小. 图中 2008 年的回落可能主要是金融危机导致经济整体衰退引起的.

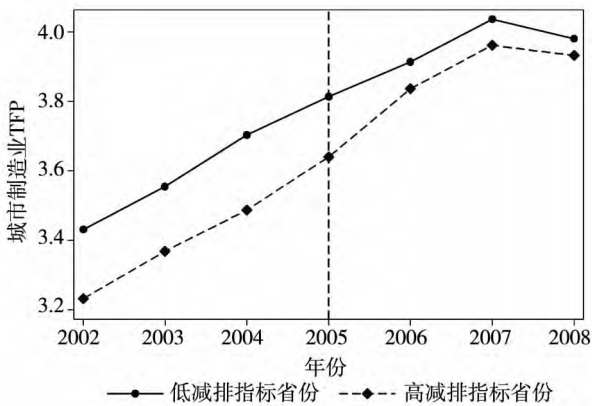


图 2 城市制造业 TFP 变动趋势

Fig. 2 Change trend of city manufacturing TFP

由于图 2 显示在政策之前两类不同约束城市呈现平行趋势(严格分析见 3.2.1), 因此本文使用双重差分法对环境规制和城市竞争力的因果关系进行分析, 实证模型如下

$$\ln TFP_{ct} = \alpha_0 + \alpha_1 High_target_c \times Post_t + X_{ct}'\gamma + \eta_c + \mu_t + \varepsilon_{ct} \quad (1)$$

其中 c 表示城市, t 表示年份, $\ln TFP_{ct}$ 为城市制造业全要素生产率, $Post_t$ 为政策时间虚拟变量, 当 $t > 2005$, 取值为 1. X_{ct} 为城市层面的控制变量^[5,21], 包括城市经济发展水平(*Economic*), 以人均生产总值的对数来度量; 对外开放程度(*Open*), 以全市 FDI 占 GRP 的比重来度量; 人力资本水平(*Education*), 以普通高校学生人数的对数度量; 人口密度(*Population*), 以每平方公里人口数表示; 产业结构(*Structure*), 以第二产业生产总值占城市 GRP 的比重表示^④; 政府研发支出(*RD*), 以科学技术支出占城市生产总值的比重表示. η_c 表示城市固定效应; μ_t 为时间固定效应; ε_{ct} 为误差项. 不同于一般论文只报告在一个维度上的聚类, 基于 Bertrand 等^[22], 本文报告了在城市和省份-年份两个维度上聚类的稳健标准误, 在城市层面聚类是为了控制序列自相关, 在省份-年份层面聚类允许了省内城市的相关性. 模型中,

$High_target_c \times Post_t$ 为本文的核心解释变量, 若 $\alpha_1 > 0$ 表示在政策实施后, 高减排指标组的城市制造业 TFP 有更大幅度的增长. 反之, 表示高减排指标城市相比于低减排指标城市制造业 TFP 将有所下降, 环境规制降低了城市的竞争力.

在模型 (1) 进行了简单分组比较后, 引入城市单位产值化学需氧量减排指标代替高减排指标虚拟变量, 用该连续型变量具体考察环境规制强度的变动对城市全要素生产率的影响. 实证模型如式 (2) 所示, 关键变量为 COD_regu_c , 即城市每百万产值需实现的减排量

$$\ln TFP_{ct} = \beta_0 + \beta_1 COD_regu_c \times Post_t + X_{ct}'\gamma + \eta_c + \mu_t + \varepsilon_{ct} \quad (2)$$

在探究了环境规制强度和城市制造业 TFP 的因果关系后, 进一步考察环境规制政策的具体作用渠道. 参考 Melitz 和 Polanec^[23], 本文采用了动态 Olley-Pakes 方法对城市制造业 TFP 增长结构进行分解, 将 TFP 增长分解为四个效应 ($Effect_{ct}$): 组内效应、组间效应、进入效应、退出效应. 并利用以下实证模型分析政策对各个效应的具体影响, 以阐释环境规制是如何通过影响企业演化来影响城市经济效率

$$Effect_{ct} = \theta_0 + \theta_1 COD_regu_c \times Post_t + X_{ct}'\gamma + \eta_c + \mu_t + \varepsilon_{ct} \quad (3)$$

2.2 数据来源与变量构建

2.2.1 数据来源

本文数据来自工业企业数据库和《中国城市统计年鉴》, 因为关注点为城市制造业经济效率, 故将工业企业数据库中制造业企业数据加总到城市-年份层面, 并与《中国城市统计年鉴》匹配. 具体过程是从工业企业数据库中选取了 2002 年~2008 年企业数据, 并根据《中国环境统计年鉴》选取 2005 年^⑤化学需氧量排放最多的十个省份, 分别为广西、河北、山东、河南、江苏、四川、湖南、广东、浙江、辽宁. 类似于杨汝岱^[24], 本文将“采矿业”、“电力、燃气及水的生产和供应业”和“废弃资源和废旧材料回收加工业”剔除, 采用国民经

④ 由于缺乏城市层面制造业产值数据, 不能计算出城市制造业产值占比, 因此以工业产值占比代替制造业产值占比.

⑤ 排放总量控制计划的制定以 2005 年环境统计结果作为排放基数.

济行业分类大类编码为 13~42 的 30 个制造业行业的企业数据,进行了面板构建.最后将工业企业数据库整理得到的数据加总到城市-年份层面,并与《中国城市统计年鉴》中数据相匹配,共计得到 155 个城市的 1 074 个样本.

2.2.2 变量构建

基于整理得到的数据样本,进行关键变量的构建:

1) 城市制造业全要素生产率($\ln TFP_{ct}$)

参考 Brandt 等^[25]、Melitz 和 Polanec^[23],通过企业 TFP 加权加总的方式计算城市制造业加总 TFP,使用企业层面数据进行加总的优势在于:①企业层面数据更为真实,计算结果更贴近现实情况;②既能反映行业、地区等加总生产率的状况,还能捕捉其变化的结构来源,为后续进行企业演化相关分析和机制分析提供支撑^[26].具体的计算方式为

$$\ln TFP_{ct} = \sum_{i \in c} S_{it} \times \ln TFP_{it} \quad (4)$$

其中 $\ln TFP_{it}$ 为 i 企业 t 年度的全要素生产率.本文使用增加值衡量企业的产出^⑥,采用文献中使用最为广泛的 OP 方法^[27]作为企业 TFP 的主要计算方法. S_{it} 为企业权重,通常为企业产出、增加值、销售额等占总体的比重,本文使用 t 年 i 企业的增加值占 c 城市制造业总增加值的比重.

2) 环境规制强度变量(COD_{regu}_c)

本文在 Chen 等^[20]的基础上构建城市层面化学需氧量减排指标,利用城市间的减排指标的差异来表征环境规制强度的异质性.参考 2006 年环保部发布的《主要水污染物总量分配指导意见》的计算方式,给出如下城市层面的化学需氧量减排计算公式

$$\Delta COD_{c,05-10} = \Delta COD_{p,05-10} \times \frac{P_{c,2005}}{\sum_{j=1}^J P_{j,2005}} \quad (5)$$

其中 $\Delta COD_{p,05-10}$ 表示 p 省“十一五”期间总的化学需氧量减排指标, $P_{c,2005}$ 为 c 城市 2005 年化学需氧量的排放量,因此, c 城市所在 p 省按照各城

市 2005 年化学需氧量排放量占全省排放量的比重分配城市层面化学需氧量减排指标.

由于数据限制,一般不能获取城市层面的 COD 排放量,因此参照 Chen 等^[20]采用如下公式进行间接计算

$$\Delta COD_{c,05-10} = \Delta COD_{p,05-10} \times \sum_{i=1}^{39} \mu_i \frac{c \text{ 城市 } i \text{ 行业产出}}{p \text{ 省 } i \text{ 行业的总产出}} \quad (6)$$

这里使用 c 城市各行业产出占 p 省该行业产出的比重的加权平均值表征 c 城市 2005 年 COD 排放量占 p 省总的 COD 排放量的比重.公式中的权重 μ_i 是根据 2005 年《中国环境统计年鉴》中 i 行业化学需氧量排放量占全国工业行业总化学需氧量的比重,表征 i 行业的相对污染程度.值得注意的是,不同于 Chen 等^[20]直接将城市化学需氧量减排指标($\Delta COD_{c,05-10}$)视为规制强度,本文进一步考虑到了各城市经济体量的不同,计算了城市单位产值化学需氧量的减排指标,将其作为环境规制强度,计算公式如下

$$COD_{regu}_c = \frac{\Delta COD_{c,05-10}}{GRP_{c,05}} \quad (7)$$

其中 $GRP_{c,05}$ 为 2005 年城市工业 GRP,数据来源于《中国城市统计年鉴》.表 1 是本文实证研究中被解释变量、核心解释变量以及一系列控制变量的描述性统计结果,可以看到,环境规制强度高的城市制造业 TFP 平均而言更低^⑦,因为沿海和经济较为发达的省份(这些省份 TFP 平均而言更高)减排总量虽然高,但由于产值基数大,每百万元产值需减排的化学需氧量反而较少.^⑧从每百万产值减排指标的统计数据来看,总体均值为 0.107 t,而环境规制强度高的城市均值为 0.178 t,环境规制强度相对低的城市均值为 0.036 t.城市控制变量方面,规制强度较低的城市的发展状况、对外开放水平和人力资本水平平均而言更高,且这些城市有更大的人口密度,其产业结构中第二产业占比也更高.

⑥ 工业企业数据库中 2008 年的增加值缺省,参考余森杰等^[28]的方法进行计算.

⑦ 本文也对高减排指标城市和低减排指标城市的城市制造业 TFP 的均值差进行了单变量检验,结果显示在 1% 的显著性上存在差异.

⑧ 在附录中,对减排指标强度分布进行了详细说明.

表1 描述性统计

Table 1 Descriptive statistics

变量	全样本		高环境规制强度		低环境规制强度	
	均值	标准差	均值	标准差	均值	标准差
<i>lnTFP</i>	3.711	0.438	3.645	0.435	3.776	0.432
<i>COD_regu</i>	0.107	0.142	0.178	0.174	0.036	0.014
<i>Economic</i>	9.546	0.720	9.249	0.557	9.855	0.740
<i>Open</i>	2.429	2.648	1.762	1.935	3.119	3.077
<i>Population</i>	515.946	296.940	475.238	315.889	558.410	269.617
<i>Education</i>	10.093	1.263	9.935	1.223	10.251	1.284
<i>Structure</i>	48.329	6.929	45.443	6.366	51.322	6.183
<i>RD</i>	0.385	0.643	0.402	0.694	0.367	0.586

表2 环境规制对城市制造业生产率的影响

Table 2 The impact of environmental regulation on TFP

变量	模型(1)	模型(2)
	$\ln TFP_{ct}$	$\ln TFP_{ct}$
$High_target_c \times Post_t$	0.088 ** (0.037)	- -
$COD_regu_c \times Post_t$	- -	0.233 ** (0.096)
<i>Economic</i>	0.520 *** (0.100)	0.523 *** (0.099)
<i>Open</i>	0.015 ** (0.006)	0.018 *** (0.006)
<i>Population</i>	0.000 2 *** (0.000)	0.000 2 *** (0.000)
<i>Education</i>	0.068 * (0.035)	0.066 * (0.035)
<i>Structure</i>	0.010 ** (0.005)	0.010 ** (0.004)
<i>RD</i>	-0.003 (0.020)	-0.005 (0.020)
常数项	-2.595 ** (1.095)	-2.617 ** (1.101)
城市固定效应	Yes	Yes
年份固定效应	Yes	Yes
样本量	995	995
R^2	0.836	0.835

注: ***, **, * 分别表示在 1%, 5% 和 10% 水平上显著; 括号中为聚类稳健标准误。

3 实证分析

3.1 基准回归结果

模型(1)和模型(2)对应的基准回归结果如表2所示,实证结果显示:在排放总量控制计划实施后,相比于低减排指标城市,高减排指标城市的城市制造业 TFP 平均而言提升 8.8%。具体考察环境规制指标变动的的影响,城市单位产值(百万元)需减排的化学需氧量每增加一吨,城市制造业 TFP 将平均而言显著提高 23.3%。在环境规制强度为均值 0.107 t/百万时,城市制造业 TFP 相比政策实施前将提升 2.49%。模型(1)和模型(2)的基准回归结果都表明该环境规制政策对城市制造业生产率的正向促进作用,反映了合理而严格的环境规制政策能够实现环境保护和提升经济效率的“双赢”。此外,两个实证模型中,经济发展水平、对外开放程度、人口密度、人力资本水平和产业结构都与城市制造业 TFP 显著正向相关。

3.2 假设检验与稳健性检验

3.2.1 平行趋势检验

本文利用 Jacobson 等^[29]的方法来检验平行趋势检验,采用事件分析的研究框架来评估该政策的动态效应

$$\ln TFP_{ct} = \beta_0 + \sum_{k=-3, k \neq 0}^3 \beta_k COD_regu_c \times Year_{t_0+k} + X_{ct} \gamma + \eta_c + \mu_t + \varepsilon_{ct} \quad (8)$$

其中 t_0 为政策实施前一年,也即 2005 年. $Year_{t_0+k}$ 为年份虚拟变量, k 表示政策实施前后的相应年份. 当 $k > 0$, β_k 反映政策实施年及之后年份该项政策所产生的影响, 当 $k \leq 0$, β_k 捕捉的是在政策实施之前年份, 对政策提前预期所产生的影响是否存在, 其他变量的定义不变. 故需检验在政策实施之前 ($k \leq 0$), 政策所产生的效果 β_k 是否显著异于 0, 如果显著异于 0, 则说明政策被个体提前预期到, 存在事前趋势, 双重差分法的回归系数不具有因果解释. 因此, 本文以 2005 年为基期, 在回归中加入了 2002 年 ~ 2004 年和 2006 年 ~ 2008 年的年份虚拟变量与环境规制强度测度变量的交互项, 来考察是否满足平行趋势假设. 表 3 中检验结果显示, 政策实施前年份 (2002 年 ~ 2004 年) 的回归系数不显著异于 0, 政策实施后年份 (2006 年 ~ 2008 年) 的回归系数显著为正, 满足平行趋势假定.

3.2.2 稳健性检验

为了说明实证结果的合理性, 本文做了系列稳健性检验: 1) 安慰剂检验: 假定政策实施时间为 2005 年, 重新定义 $Post$ 变量为当年份大于 2004 年时取值为 1. 表 4 中第 2 列结果显示将政策时间错误设定时双重差分项系数不显著, 表明不存在预期效应. 2) 使用 ACF^[30] 方法代替 OP 方法来计算企业 TFP 并重新进行回归, 表 4 中第 3 列结果显示变更企业 TFP 计算方法对实证结果的显著性无影响, 关注系数仍然显著为正. 3) 分别使用企业产出占城市制造业总产出比重和企

业销售额占城市制造业总销售额比重作为企业权重重新计算城市制造业 TFP, 最后两列结果显示, 系数都仍在 5% 的显著性上显著为正. 以上结果表明本文实证分析具有稳健性, 实证结果有效.

表 3 平行趋势检验

Table 3 Common trend test

变量	$\ln TFP_{ct}$
$COD_regu_c \times Year_{2002}$	0.126 (0.290)
$COD_regu_c \times Year_{2003}$	0.174 (0.194)
$COD_regu_c \times Year_{2004}$	-0.009 (0.130)
$COD_regu_c \times Year_{2006}$	0.365*** (0.050)
$COD_regu_c \times Year_{2007}$	0.240*** (0.062)
$COD_regu_c \times Year_{2008}$	0.315* (0.170)
控制变量	Yes
城市固定效应	Yes
年份固定效应	Yes
样本量	995
R^2	0.835

注: 1. ***, **, * 分别表示在 1%, 5% 和 10% 水平上显著; 括号中为聚类稳健标准误.

2. 截距项和控制变量回归系数由于篇幅原因, 进行了省略.

表4 稳健性检验
Table 4 Robustness test

变量	安慰剂检验	$\ln(TFP_ACF)_{ct}$	其他权重计算的加总 TFP	
	$\ln TFP_{ct}$		产出比重作为权重	销售额比重作为权重
$COD_regu_c \times Post_t$	0.131 (0.174)	0.311** (0.133)	0.214** (0.108)	0.230** (0.107)
控制变量	Yes	Yes	Yes	Yes
城市固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes
年份固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes
样本量	995	995	995	995
R^2	0.834	0.856	0.829	0.828

注: 1. ***, **, * 分别表示在 1%, 5% 和 10% 水平上显著; 括号中为聚类稳健标准误差。

2. 截距项和控制变量回归系数由于篇幅原因, 进行了省略。

4 机制分析

4.1 生产率增长结构分解

前文验证了环境规制强度的提升对城市制造业 TFP 有显著的提升作用, 这里进一步从企业动态演化角度出发, 引入宏观经济增长分析框架, 将城市制造业 TFP 增长分解为代表企业自身技术进步的组内效应、代表企业之间资源配置变动的组间效应、代表新企业进入行为影响的进入效应和代表企业退出行为影响的退出效应, 探究环境规制政策对各个效应的影响, 明晰该政策的作用渠道。

目前已有多种生产率增长结构分解方法, 如 BHC、FHK、GR、BG 和 DOP 方法等, 相较于其它方法, 动态 Olley-Pakes (DOP) 方法以企业生产率异质性理论为基础, 允许按照不同方式定义企业进入和退出, 并能为进入和退出企业选择不同的参照组, 更适用于中国制造业发展和大中型工业企业数据的特点, 能较好地反映制造业生产率变化的来源^[26]。因此, 本文选择 DOP 方法进行城市制造业生产率增长结构分解, 具体而言, 定义城市制造业加总生产率为

$$\Phi_t = \sum_{i \in c} S_{it} \varphi_{it} \quad (9)$$

其中 Φ_t 表示 t 时期的城市制造业加总 TFP, φ_{it} 为 i 企业 t 年份的生产率, $S_{it} \in (0, 1)$ 为权重, 本文使用企业增加值的比重作为权重。

由 Melitz 和 Polanec^[23], 经过一系列运算, 最终可将 $t-k$ 年到 t 年间的加总生产率变动分解为

$$\Delta \Phi_t = \Delta \varphi_{st} + \Delta COV_s(S_{it}, \varphi_{it}) + S_{Nt}(\Phi_{Nt} - \Phi_{St}) - S_{Xt-k}(\Phi_{Xt-k} - \Phi_{St-k}) \quad (10)$$

其中 S 、 N 、 X 分别表示存活企业、新进入企业和退出企业^⑨。 Φ_{St-k} 、 Φ_{Xt-k} 、 Φ_{St} 、 Φ_{Nt} 分别为各类企业加权加总生产率, 即 $\Phi_{Jt} = \sum_{i \in J} \frac{S_{it}}{S_{Jt}} \varphi_{it}$, $J = S, N, X$ 。对式 (10) 作简要说明, 等号右侧第一项为组内效应, 反映了存活企业通过改善生产技术水平、提升管理能力等方式提升企业效率对城市制造业生产率增长的贡献。第二项为组间效应, 捕捉了存活企业之间资源配置变化对生产率增长的影响, 若平均而言高 TFP 企业获得了更大的市场份额增长时该项为正。第三项为进入效应, 表示企业进入对制造业经济效率的影响, 当新进入企业加总生产率高于存活企业加总生产率, 进入效应为正, 反之为负。第四项为退出效应, 表征企业退出对生产率增长的影响。当退出企业的加总生产率高于存活企业加总生产率

⑨ 参照杨汝岱^[24], 本文以 1998 年为基年, 后续存活企业都是相对于 1998 年。

时,退出效应将会使区域制造业生产率降低.组内效应主要强调在位企业的技术进步,组间效应强调企业之间资源配置变动,而进入和退出

效应强调了城市企业结构动态调整的过程^[31].表5显示了样本中城市制造业加总TFP增长的分解结果的均值.

表 5 DOP 分解结果

Table 5 Decomposition results of DOP method

效应	总变化	组内效应	组间效应	进入效应	退出效应
水平值	0.880	0.694	0.205	0.111	-0.130
份额	1	78.9%	23.3%	12.6%	-14.8%

由表5,中国城市制造业TFP增长主要来自于组内效应,进入退出的净效应很小.具体来说,城市制造业TFP平均而言增加了0.88,其中组内效应均值为0.694,对TFP增长的贡献率达到78.9%.组间效应均值为0.205,贡献率为23.3%.退出效应平均而言为负,值为-0.13,进入效应对城

市制造业生产率增长影响最小,贡献率为12.6%.图3显示了四个效应的变动趋势图,发现在政策实施后,高减排指标城市相对于低减排指标城市而言,组内效应和进入效应增长更快,而退出效应有更大幅度的下降,组间效应变动趋势未呈现明显差异.

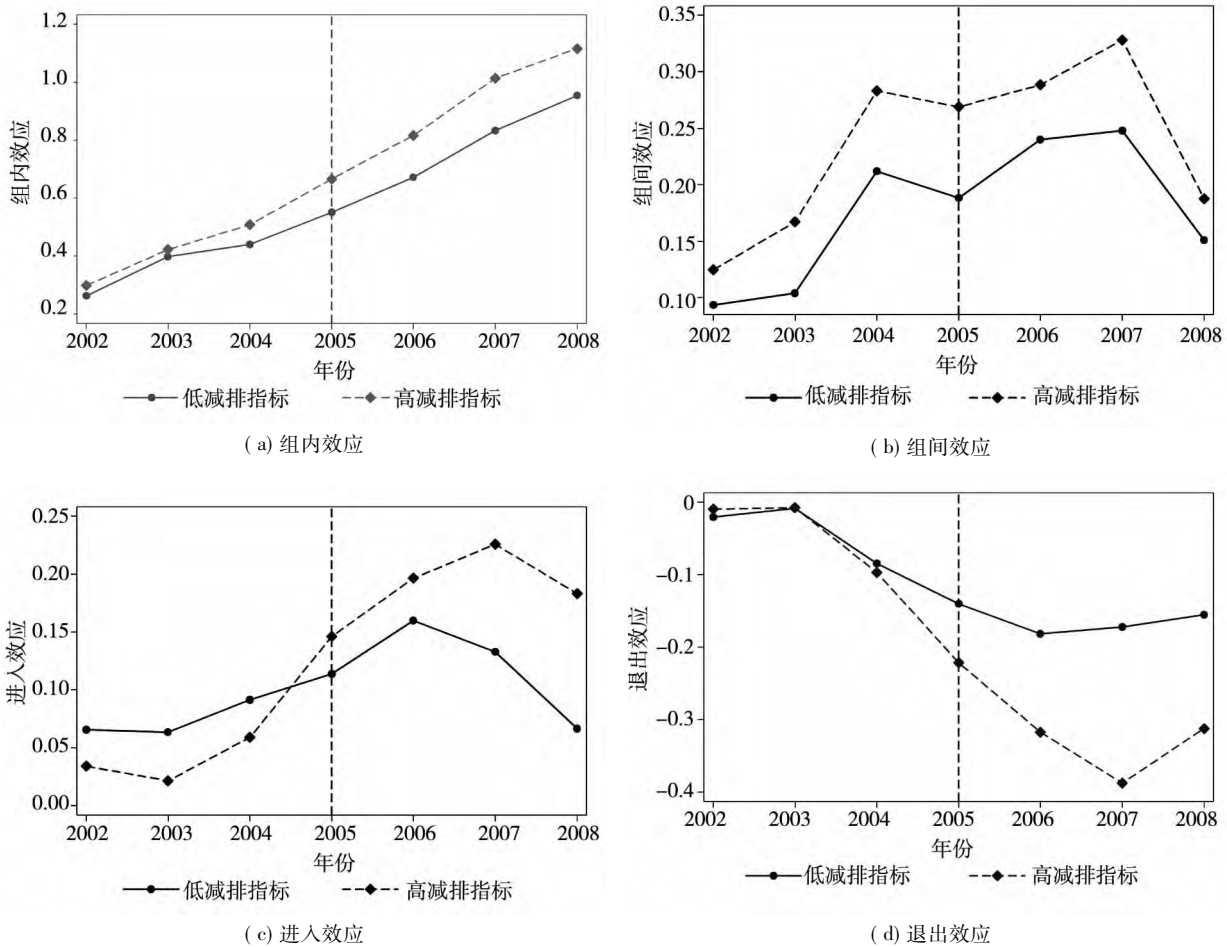


图 3 各个效应变动趋势图

Fig. 3 Change trend of four effects

4.2 机制分析

分解得到四个效应后,利用实证模型(3)对环境

规制政策的具体作用渠道进行考察.表6中回归结果显示,减排指标高的城市在政策实施后,组内效应

和进入效应显著增加,组间效应和退出效应显著降低.城市每百万产值的减排指标每增加0.1t,组内效应和进入效应将分别提升4.11%和8.87%,组间效应和退出效应分别降低2.4%和7.72%.以上结果表明该政策一方面通过提升企业自身TFP和阻止低TFP企业进入的方式提升了区域制造业经济效率.另一方面,该环境规制政策短期内也有“阵痛”,为了在“十一五”期间实现污染排放的快速降低,地方政府采取了“关停并转”的强硬政策,关停污染行业中

许多高产出因而污染排放量更大的企业,例如:2008年全国共关停、淘汰污染严重的造纸企业1100多家^⑩.而这些高产出企业可能有着较高的生产率,因此,短期内可能会造成退出企业中高TFP企业比例的升高,导致资源配置效率的降低和负向退出效应.总体而言,基于表5中DOP分解结果,组内效应和进入效应的正向效应大于退出效应和组间效应的负向效应,“排放总量控制计划”显著提升了城市制造业加总TFP.

表6 机制分析
Table 6 Mechanism analysis

变量	组内效应	组间效应	进入效应	退出效应
$COD_regu_c \times Post_t$	0.411 ** (0.168)	-0.240 * (0.144)	0.887 *** (0.290)	-0.772 ** (0.292)
控制变量	Yes	Yes	Yes	Yes
城市固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes
年份固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes
样本量	889	889	889	889
R^2	0.878	0.687	0.528	0.427

注:1.***,**, * 分别表示在1%,5%和10%水平上显著;括号中为聚类稳健标准误差.

2.截距项和控制变量回归系数由于篇幅原因,进行了省略.

为进一步验证和分析环境规制的作用渠道,下面结合企业层面的数据,主要基于微观层面验证环境规制对企业演化的具体影响,并对四个效应动态演化的具体方式进行细致地剖析.

4.2.1 组内效应

基于企业层面数据,本文对环境规制对组内效应的影响进行再检验.因为化学需氧量减排政策主要是影响水污染企业,选择水污染密集行业存活企业作为研究对象.具体而言,根据《中国环境统计年鉴》,选取了2005年工业化学需氧量排放最多的7个行业^⑪的企业.实证模型如下

$$\ln TFP_{ijct} = \beta_0 + \beta_1 COD_regu_c \times Post_t + X_{it}'\gamma + \mu_i + \vartheta_{jt} + \rho_c + \varepsilon_{ijct} \quad (11)$$

其中*i*表示企业,*j*表示行业,*c*表示城市,*t*表示年份. X_{it} 为企业控制变量,参照王杰和刘斌^[14]、徐保昌和谢建国^[15]选择了企业年龄及年龄的平方、企业利润率、企业相对规模,是否为国有^⑫、是否为出口企业.同时,还控制了企业固定效应,行业年份交互固定效应和城市固定效应. ε_{ijct} 为误差项.所有实证结果的标准误都在城市-年份维度上进行聚类.

表7结果表明相比于位于低减排指标城市的企业,位于高减排指标城市的企业在政策实施后TFP平均提升11.4%.城市单位产值化学需氧量减排指标每增加0.01t/百万,也即每亿元产值需实现的减排量每增加1t,全要素生产率将增加

⑩ 2008年全国关停淘汰污染严重的造纸企业1100多家_中国网 http://www.china.com.cn/news/2009-03/11/content_17423204.htm

⑪ 分别为造纸及纸制品业、农副食品加工业、化学原料及化学制品制造业、纺织业、饮料制造业、黑色金属冶炼及压延加工业、食品制造业.这七个行业排放的化学需氧量占全国排放总量的74.23%.

⑫ 企业相对规模=(企业工业总产值/企业所在行业总产值)×100;企业是否为国有的定义是参照Huang等^[32],当国有资本超过30%时,将企业定义为国有企业.

0.380%。当城市单位产值化学需氧量减排指标为均值 0.107 t/百万时,企业 TFP 平均而言将增加 4.066%。

表 7 组内效应再检验

Table 7 Retest of intra-group effect

变量	ln TFP _{ijct}	ln TFP _{ijct}
High_target _c × Post _t	0.114 *** (0.019)	-
COD_regu _c × Post _t	-	0.380 *** (0.010)
企业控制变量	Yes	Yes
企业固定效应	Yes	Yes
行业-年份固定效应	Yes	Yes
城市固定效应	Yes	Yes
样本量	223 847	223 847
R ²	0.757	0.756

注: 1. ***, **, * 分别表示在 1%、5% 和 10% 水平上显著; 括号中为聚类稳健标准误差。

2. 截距项和控制变量回归系数由于篇幅原因,进行了省略。

4.2.2 组间效应

本文接着对环境规制对组间效应的影响进行再检验,探究该政策是否影响了不同生产率企业间的资源配置。使用企业层面数据,利用三重差分法,首先分别检验环境规制政策对于企业增加值、产出、销售额的影响以间接度量其市场规模所受

影响,然后直接检验政策对企业份额的影响。实证模型如下

$$Y_{ijct} = \beta_0 + \beta_1 COD_regu_c \times Post_t \times High_TFP_{it} + \beta_2 COD_regu_c \times Post_t + \beta_3 High_TFP_{it} \times Post_t + \beta_4 COD_regu_c \times High_TFP_{it} + X_{it} \gamma + \mu_i + \vartheta_{jt} + \rho_c + \varepsilon_{ijct} \quad (12)$$

其中 Y_{ijct} 为企业增加值、产出、销售额和企业份额。企业份额的定义与上文相同,为企业增加值占城市制造业总增加值的比重。High_TFP_{it} 为虚拟变量,当企业自身 TFP 高于当年所在城市全部企业 TFP 中位数时取值为 1。通过引入该变量,构建三重差分项以比较环境规制政策效果在高 TFP 和低 TFP 企业的异质性。

表 8 中实证结果显示,环境规制政策显著提升了低 TFP 企业的增加值、产出和销售额^⑬,然而政策对高 TFP 企业增加值、产出、销售额都呈现负向影响。最后一列直接对企业份额的回归结果也显示,相比于低 TFP 企业,高 TFP 企业的市场份额显著下降。因此,该政策导致了低 TFP 企业的扩张和高 TFP 企业规模的降低,在短期降低了资源的配置效率,进一步验证了机制分析中环境规制政策强度提升对组间效应的负向作用。

表 8 组间效应再检验

Table 8 Retest of within-group effect

变量	ln(增加值)	ln(产出)	ln(销售额)	企业份额
COD_regu _c × Post _t × High_TFP _{it}	-3.185 *** (0.367)	-1.636 *** (0.207)	-1.597 *** (0.204)	-0.406 ** (0.121)
COD_regu _c × Post _t	1.781 *** (0.236)	1.082 *** (0.153)	1.019 *** (0.149)	-0.055 (0.061)
企业控制变量	Yes	Yes	Yes	Yes
企业固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes
行业-年份固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes
城市固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes
样本量	223 847	223 847	223 836	223 847
R ²	0.898	0.922	0.921	0.927

注: 1. ***, **, * 分别表示在 1%、5% 和 10% 水平上显著; 括号中为聚类稳健标准误差。

2. 截距项和控制变量回归系数由于篇幅原因,进行了省略。

⑬ 分别对 COD_regu_c × post_t × 高 TFP 和 COD_regu_c × post_t 系数相加值是否显著为负进行了 F 检验,三个回归的 F 检验都显著拒绝原假设,表明高 TFP 企业受到的政策影响确实显著为负。

4.2.3 进入退出效应

最后,探究该政策如何影响企业进入退出行为,是影响了进入退出企业数量还是进入退出企业结构? 本文首先参考 Chen 等^[33]对城市制造业进入和退出企业数量受到的影响进行考察,表9中第2列和第3列显示该政策未影响退出企业的数量,但显著阻碍了新企业的进入。同时,通过分析该政策对进入退出企业中高 TFP 企业所占比例的影响,本文探究规制对企业结构的影响。表9中最后两列显示该政策显著提升了退出企业中高 TFP 企业的比例和进入企业中高 TFP 企业的比例,平均而言,每百万产值需实现的减排量每增加 1 t,退出企业中高 TFP 企

业的比例增加 21.1%,新进入企业中高 TFP 企业的比例增加 17.8%。

基于上述结果,环境规制政策不仅会阻碍企业的进入,还改变了进入退出企业的结构,高 TFP 企业的进入退出行为更为活跃。这是因为环境规制增加了企业治污设备投入和新技术研发投入,提升了企业的进入成本和市场准入的生产率门槛,因此阻碍了低生产率企业的进入^[31],使得进入企业中高 TFP 企业比例更高。同时,为达到减排效果,许多污染排放量大的企业被强制关停或转业,而这部分企业产出高,因而生产率可能也更高,它们被迫退出市场使得退出企业中高 TFP 企业比例的上升。

表9 进入退出效应再检验

Table 9 Retest of entry effects and exit effects

变量	ln(0.1 + 企业个数)		退出企业中 高 TFP 企业比例	进入企业中 高 TFP 企业比例
	进入	退出		
$COD_regu_c \times Post_t$	-0.521* (0.267)	-0.014 (0.551)	0.211* (0.108)	0.178** (0.109)
控制变量	Yes	Yes	Yes	Yes
城市固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes
年份固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes
样本量	995	995	989	994
R^2	0.883	0.752	0.447	0.560

注: 1. ***, **, * 分别表示在 1%, 5% 和 10% 水平上显著; 括号中为聚类稳健标准误差。

2. 截距项和控制变量回归系数由于篇幅原因,进行了省略。

5 结束语

中共十九大报告强调“建设生态文明是中华民族永续发展的千年大计。必须树立和践行绿水青山就是金山银山的理念,坚持节约资源和保护环境的基本国策,像对待生命一样对待生态环境。”要想打赢治污攻坚战,必须首先明确环境保护与经济发展的关系。

本文将“十一五”期间全国主要污染物排放总量控制计划视作“准自然实验”,采用双重差分法对“波特效应”进行分析,深入考察了环境规制政策对城市制造业全要素生产率的影响及作用机制。具体而言,使用《中国城市统计年鉴》数据结合工业企业数据库,研究该项环境规制政策对城

市制造业加总生产率的影响,并进行了平行趋势检验和一系列稳健性检验,验证了实证结果的有效性。在此基础上,本文采用动态 Olley-Pakes 的方法对加总生产率增长结构进行分解,研究环境规制如何通过影响企业演化从而影响城市经济效率,并进一步结合微观数据对城市层面的机制进行了验证和更为深入的剖析。

本文的研究结果发现:该项环境规制政策显著提升了城市制造业生产率,相比于低减排指标的城市,在“排放总量控制计划”的实施后,高减排指标城市制造业 TFP 平均而言提升 8.8%。具体考察环境规制指标变动的的影响,城市每百万元产值需减排的化学需氧量每增加 1 t,TFP 将显著提高 23.3%。当环境规制强度为均值 0.107 t/百万时,城市制造业 TFP 相比政策实施前将提升 2.493 1%。分析其机制,该项产

格的环境规制政策主要是通过提升存活企业 TFP 和阻止低 TFP 企业进入来提升城市制造业 TFP,但短期内造成了退出企业中高 TFP 企业比例的上升和高 TFP 企业市场份额下降。

基于环境规制政策对地区经济效率的显著改

善,各级地方政府必须把生态环境要求作为城市发展的底线和红线,由单纯注重 GDP 增长向注重绿色 GDP 转变。同时,环境规制政策制定者要正确引导地方政府积极执行环境规制政策,遏制“非完全执行”的行为。

参 考 文 献:

- [1] Brauer M, Freedman G, Frostad J, et al. Ambient air pollution exposure estimation for the global burden of disease 2013 [J]. *Environmental Science & Technology*, 2016, 50(1): 79–88.
- [2] 张国兴, 叶亚琼, 管欣, 等. 京津冀节能减排政策措施的差异与协同研究 [J]. *管理科学学报*, 2018, 21(5): 111–126.
- Zhang Guoxing, Ye Yaqiong, Guan Xin, et al. Difference and collaboration in Jing-Jin-Ji's energy saving and emission reduction policy measures [J]. *Journal of Management Sciences in China*, 2018, 21(5): 111–126. (in Chinese).
- [3] 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): 117–136.
- Han Chao, Zhang Weiguang, Feng Zhanbin. How does environmental regulation remove resource misallocation: An analysis of the first obligatory pollution control in China [J]. *China Industrial Economics*, 2017, (4): 117–136. (in Chinese)
- [4] 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.
- Zhang Hua. Strategic interaction of regional environmental regulation: An explanation on the universality of incomplete enforcement of environmental regulation [J]. *China Industrial Economics*, 2016, (7): 74–90. (in Chinese)
- [5] 金刚, 沈坤荣. 以邻为壑还是以邻为伴? ——环境规制执行互动与城市生产率增长 [J]. *管理世界*, 2018, 34(12): 49–61.
- Jin Gang, Shen Kunrong. Beggar-thy-neighbour or partnership? : Interaction between implementation of environmental regulations and city productivity growth [J]. *Management World*, 2018, 34(12): 49–61. (in Chinese)
- [6] Porter M E. America's green strategy [J]. *Scientific American*, 1991, 264(4): 168.
- [7] Porter M E, van der Linde C. Toward a new conception of the environment-competitiveness relationship [J]. *The Journal of Economic Perspectives*, 1995, 9(4): 91–97.
- [8] 杜龙政, 赵云辉, 陶克涛, 等. 环境规制、治理转型对绿色竞争力提升的复合效应——基于中国工业的经验证据 [J]. *经济研究*, 2019, 54(10): 106–120.
- Du Longzheng, Zhao Yunhui, Tao Ketao, et al. Compound effects of environmental regulation and governance transformation in enhancing green competitiveness [J]. *Economic Research Journal*, 2019, 54(10): 106–120. (in Chinese)
- [9] Lanoie P, Patry M, Lajeunesse R. Environmental regulation and productivity: Testing the porter hypothesis [J]. *Journal of Productivity Analysis*, 2008, 30(2): 121–128.
- [10] Becker R A. Local environmental regulation and plant-level productivity [J]. *Ecological Economics*, 2011, 70(12): 2516–2522.
- [11] Berman E, Bui L T M. Environmental regulation and productivity: Evidence from oil refineries [J]. *The Review of Economics and Statistics*, 2001, 83(3): 498–510.
- [12] Albrizio S, Kozluk T, Zipperer V. Environmental policies and productivity growth: Evidence across industries and firms [J]. *Journal of Environmental Economics and Management*, 2017, (81): 209–226.
- [13] Wang C, Wub J, Zhang B. Environmental regulation, emissions and productivity: Evidence from Chinese COD-emitting manufacturers [J]. *Journal of Environmental Economics and Management*, 2018, (92): 54–73.
- [14] 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.
- Wang Jie, Liu Bin. Environmental regulation and enterprises' TFP: An empirical analysis based on China's industrial enterprises data [J]. *China Industrial Economics*, 2014, (3): 44–56. (in Chinese)
- [15] 徐保昌, 谢建国. 排污收费如何影响企业生产率: 来自中国制造业企业的证据 [J]. *世界经济*, 2016, (8): 143–168.
- Xu Baochang, Xie Jianguo. How pollution charges affect the enterprise productivity? Evidence from the Chinese manufacturing industry [J]. *The Journal of World Economy*, 2016, (8): 143–168. (in Chinese)
- [16] 童健, 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.
- Tong Jian, Liu Wei, Xue Jing. Environmental regulation factor input structure and industrial transformation [J]. *Economic Research Journal*, 2016, (7): 43–57. (in Chinese)
- [17] 李树, 陈刚. 环境管制与生产率增长——以 APPCL2000 的修订为例 [J]. *经济研究*, 2013, (1): 17–31.
- Li Shu, Chen Gang. Environmental regulation and the growth of productivity in China: Evidence from the revision of air pollution prevention and control law in 2000 [J]. *Economic Research Journal*, 2013, (1): 17–31. (in Chinese)
- [18] 涂正革, 谌仁俊. 排污权交易机制在中国能否实现波特效应? [J]. *经济研究*, 2015, (7): 160–173.
- Tu Zhengge, Shen Renjun. Can emissions trading scheme achieve the Porter Effect in China? [J]. *Economic Research Journal*, 2015, (7): 160–173. (in Chinese)
- [19] Kahn M E, Li P, Zhao D. Water pollution progress at borders: The role of changes in China's political promotion incentives [J]. *American Economic Journal: Economic Policy*, 2015, 7(4): 223–242.
- [20] Chen Z, Kahn M E, Liu Y, et al. The consequences of spatially differentiated water pollution regulation in China [J]. *Journal of Environmental Economics and Management*, 2018, (88): 468–485.
- [21] 陈诗一, 陈登科. 雾霾污染、政府治理与经济高质量发展 [J]. *经济研究*, 2018, 53(2): 20–34.
- Chen Shiyi, Chen Dengke. Air pollution, government regulations and high-quality economic development [J]. *Economic Research Journal*, 2018, 53(2): 20–34. (in Chinese)
- [22] Bertrand M, Duflo E, Mullainathan S. How much should we trust differences-in-differences estimates? [J]. *The Quarterly Journal of Economics*, 2004, 119(1): 249–275.
- [23] Melitz M J, Polanec S. Dynamic Olley-Pakes productivity decomposition with entry and exit [J]. *The RAND Journal of Economics*, 2015, 46(2): 362–375.
- [24] 杨汝岱. 中国制造业企业全要素生产率研究 [J]. *经济研究*, 2015, (2): 61–74.
- Yang Rudai. Study on the total factor productivity of Chinese manufacturing enterprises [J]. *Economic Research Journal*, 2015, (2): 61–74. (in Chinese)
- [25] Brandt L, Van Biesebroeck J, Zhang Y. Challenges of working with the Chinese NBS firm-level data [J]. *China Economic Review*, 2014, (30): 339–352.
- [26] 吴利学, 叶素云, 傅晓霞. 中国制造业生产率提升的来源: 企业成长还是市场更替? [J]. *管理世界*, 2016, (6): 22–39.
- Wu Lixue, Ye Suyun, Fu Xiaoxia. The source of productivity increase in China's manufacturing industry: Enterprise growth or evolution of market? [J]. *Management World*, 2016, (6): 22–39. (in Chinese)
- [27] Olley G S, Pakes A. The dynamics of productivity in the telecommunications equipment industry [J]. *Econometrica*, 1996, 64(6): 1263–1297.
- [28] 余淼杰, 金洋, 张睿. 工业企业产能利用率衡量与生产率估算 [J]. *经济研究*, 2018, 608(5): 58–73.
- Yu Miaojie, Jin Yang, Zhang Rui. Capacity utilization rate measurement and productivity estimation for industrial firms [J]. *Economic Research Journal*, 2018, 608(5): 58–73. (in Chinese)
- [29] Jacobson L S, Lalonde R J, Sullivan D G. Earnings losses of displaced workers [J]. *The American Economic Review*, 1993, 83(4): 685–709.
- [30] Akerberg D A, Caves K, Frazer G. Identification properties of recent production function estimators [J]. *Econometrica*, 2015, 83(6): 2411–2451.

- [31] 李蕾蕾, 盛 丹. 地方环境立法与中国制造业的行业资源配置效率优化 [J]. 中国工业经济, 2018, 364(7): 138 – 156.
- Li Leilei, Sheng Dan. Local environmental legislation and optimization of industrial resources allocation efficiency in China's manufacturing industry [J]. China Industrial Economics, 2018, 364(7): 138 – 156. (in Chinese)
- [32] Huang Z, Li L, Ma G, et al. Hayek, local information, and commanding heights: Decentralizing state-owned enterprises in China [J]. American Economic Review, 2017, 107(8): 2455 – 2478.
- [33] Chen Y J, Li P, Lu Y. Career concerns and multitasking local bureaucrats: Evidence of a target-based performance evaluation system in China [J]. Journal of Development Economics, 2018, (133): 84 – 101.

Environmental regulation, firm dynamics and city manufacturing productivity

FANG Fang¹, YANG Lan^{2*}, ZHOU Ya-hong²

1. School of Public Economics and Administration, Shanghai University of Finance and Economics, Shanghai 200433, China;
2. School of Economics, Shanghai University of Finance and Economics, Shanghai 200433, China

Abstract: Using data from both the industrial sector and China City Statistical Yearbook from 2002 to 2008, this paper studies the effect of the central government's policy of "11th Five-Year National Total Emissions Control Plan of the Major Pollutants" proposed in 2006. The popular quasi-experiment treatment effect method is used to empirically investigate the impact of this environmental regulation on city level economic efficiency in China. Furthermore, the channels through which this environmental regulation took effect is analyzed. The dynamic Olley-Pakes method is introduced to decompose the components of city's manufacturing productivity, so as to explore how the regulation policy affect these components. The paper finds that, compared with cities with low emission reduction targets, the TFP of cities with high emission reduction targets was 8.8% higher on average in the short run after the implementation of the policy. It is argued that this city-level TFP increase was mainly due to the improving of the TFP of surviving enterprises and hindering the entry of low-TFP enterprises as a result of this policy. However, the policy also causes withdrawal of some enterprises with high TFP and the inefficiency of resource allocation. These findings could help local governments to clarify the relationship between environmental regulation and city economic efficiency and promote more effective implementation of the central government's environmental protection policies.

Key words: environmental regulation; total factor productivity; Porter Hypothesis; enterprise evolution; difference in difference

附录:

“十一五”期间全国化学需氧量排放总量控制计划省份指标分配: 附表 1 中第 2 列 ~ 第 4 列为国务院批复的《“十一五”期间全国主要污染物排放总量控制计划》中化学需氧量的控制计划表的各省份减排要求, 第 5 列为 2005 年各省份 GRP 数据, 数据来源为《中国统计年鉴》, 最后一列为本文计算的每百万产值的化学需氧量减排指标. 由附表 1, 除去没有减排任务的新疆、西藏、青海和海南省, 有减排任务的省份中单位产值减排量高的省份分布在东北部和中西部. 而东部沿海地区的减排指标平均而言都较低, 但他们的经济更为发达, 经济效率也更高, 因此, 总体而言, 经济效率好的地区有更低的减排指标.

附表1 “十一五”期间全国化学需氧量排放总量控制计划表
 Attached Table 1 COD emission reductions during the Eleventh Five-Year

省 份	2005年排放量/ (万吨)	2010年控制量/ (万吨)	减排量/ (万吨)	2005年GRP/ (亿元)	单位产值减排量/ (t/百万元)
宁 夏	14.3	12.2	2.1	612.61	0.343
广 西	107	94	13	3 984.1	0.326
湖 南	89.5	80.5	9	6 596.1	0.136
山 西	38.7	33.6	5.1	4 230.53	0.121
吉 林	40.7	36.5	4.2	3 620.27	0.116
辽 宁	64.4	56.1	8.3	8 047.26	0.103
河 北	66.1	56.1	10	10 012.11	0.100
黑龙江	50.4	45.2	5.2	5 513.7	0.094
陕 西	35	31.5	3.5	3 933.72	0.089
重 庆	26.9	23.9	3	3 467.72	0.087
贵 州	22.6	21	1.6	2 005.42	0.080
江 苏	96.6	82	14.6	18 598.69	0.079
河 南	72.1	64.3	7.8	10 587.42	0.074
甘 肃	18.2	16.8	1.4	1 933.98	0.072
广 东	105.8	89.9	15.9	22 557.37	0.070
浙 江	59.5	50.5	9	13 417.68	0.067
山 东	77	65.5	11.5	18 366.87	0.063
江 西	45.7	43.4	2.3	4 056.76	0.057
安 徽	44.4	41.5	2.9	5 350.17	0.054
四 川	78.3	74.4	3.9	7 385.11	0.053
内 蒙 古	29.7	27.7	2	3 905.03	0.051
上 海	30.4	25.9	4.5	9 247.66	0.049
湖 北	61.6	58.5	3.1	6 590.19	0.047
云 南	28.5	27.1	1.4	3 462.73	0.040
天 津	14.6	13.2	1.4	3 905.64	0.036
福 建	39.4	37.5	1.9	6 554.69	0.029
北 京	11.6	9.9	1.7	6 969.52	0.024
海 南	9.5	9.5	0	918.75	0.000
青 海	7.2	7.2	0	543.32	0.000
西 藏	1.4	1.4	0	248.8	0.000
新 疆	27.1	27.1	0	2 604.19	0.000