

# 环境规制红利的边际递增效应

史贝贝, 冯晨, 张妍, 杨菲

**[摘要]** 环境规制会带来经济红利还是会阻碍经济增长,即规制效应符合“遵循成本说”抑或“生产率提高说”至今尚未有定论。本文通过检验环境规制政策对中国地区经济增长的影响来考察这一作用机制的具体实施路径,建立理论模型来分析规制政策如何影响地区经济增长模式,并选取了1994—2010年中国地级市面板数据,以“两控区”政策作为准自然实验,使用双重差分法来评估环境规制对城市经济增长的影响。研究发现:①环境规制对城市的经济增长具有显著的促进作用,并且随着环境规制执行时间的推移而逐渐增强;②环境规制对经济增长的促进作用在城市规模方面具有累进式的“边际递增”效应,即城市规模越大,环境规制对经济增长的促进作用越强,该结果在经过一系列稳健性检验之后依然成立。此外,本文对环境规制促进经济增长的微观机制进行探讨,发现环境规制并没有明显提高企业生产成本,却显著提高了企业生产率。因此,该机制为环境治理与经济增长实现“双赢”的发展模式提供了有力支持,同时本文也为环境规制对经济增长的影响作用研究提供了一个新的理解思路。

**[关键词]** 环境规制; 经济增长; 两控区; 双重差分法

**[中图分类号]**F124 **[文献标识码]**A **[文章编号]**1006-480X(2017)12-0040-19

## 一、问题提出

随着人类活动的不断扩张,环境问题已成为当今社会亟需关注和解决的问题。目前,全球气候变迁与有害气体排放日益严峻,作为有效且可持续的发展理念之一,绿色环保型的发展手段成为突破环境困境与制约的关键所在。改革开放以来,中国的经济增长一直处于稳步提升的状态,在经济飞速发展的同时,中国所面临的经济发展与环境污染的矛盾也日趋尖锐与激化(Vennemo et

**[收稿日期]** 2017-07-25

**[基金项目]** 国家社会科学基金一般项目“全球气候变化谈判困局与我国积极应对参与谈判的研究”(批准号16BZZ086);西北大学研究生自主创新项目“FDI与环境治理之间的多重困境——基于地方政府行为的研究视角”(批准号 YZZ17011)。

**[作者简介]** 史贝贝(1992—),男,陕西咸阳人,西北大学经济管理学院博士研究生;冯晨(1993—),男,陕西洛川人,澳大利亚新南威尔士大学商学院硕士研究生;张妍(1994—),女,陕西富平人,西北大学经济管理学院硕士研究生;杨菲(1990—),女,陕西西安人,西北大学经济管理学院博士研究生。通讯作者:冯晨,电子邮箱:chen.feng@student.unsw.edu.au。感谢《中国工业经济》高端前沿论坛(2017·夏季)暨“区域发展与城市化”研讨会与会专家孙久文、安虎森、潘文卿、黄阳华的建设性提议,感谢中国人民大学刘瑞明、上海财经大学赵仁杰对本文的有益建议,感谢编辑部和匿名审稿人的宝贵意见,当然文责自负。

al., 2009)。世界银行 2006 年的一份研究报告指出,全球污染最为严重的 20 个城市中,中国占 16 个,是世界二氧化硫排放最多的国家,中国 58%的城市大气平均  $PM_{10}$  浓度超过 100 微克/立方米,只有 1%的中国城市人口处于年均  $PM_{10}$  浓度低于 40 微克/立方米的地区(王敏和黄滢,2015)。据估计,每年因空气污染死亡的人数达 35.8 万人,在有空气质量记录的 338 个城市中,2/3 被认为受污染,而其中的 2/3 评为中等或严重污染。另外,在来自美国耶鲁大学和哥伦比亚大学联合发布的 2016 年世界环境绩效排名 EPI(Environmental Performance Index)中,中国得分 65.1 分,在 180 个国家和地区评估中得分居 109 位,在整个评估国家和地区中位次排名靠后。

由于中国经济的高速增长主要通过燃煤、燃油等粗放型生产方式推动,一次能源的消耗比重过大,在国家普遍重视工业生产绩效提升的过程中,有害气体的过度排放就会导致严重的空气污染问题(张成等,2011)。中国的环境规制强度普遍较弱,在避免走向“先污染,后治理”的老路之前,注重经济发展与环境保护共赢,提高环境规制强度的举措将成为必要手段。正如党的十九大报告所指出的,中国必须“持续实施大气污染防治行动……实行最严格的生态环境保护制度,形成绿色发展方式和生活方式……为全球生态安全作出贡献”。

可喜的是,面对日益严峻的环境问题,中国对污染防治与生态建设的关注和重视程度已日益提高,为了避免经济发展过程中所带来的严重空气污染问题,中国政府曾于 1998 推出了《酸雨控制区以及二氧化硫污染控制区划分方案》(以下简称“两控区”政策)。“两控区”政策作为加强环境规制与降低环境污染的一大创举,经过多年实施与发展,已成为维持地区二氧化硫排放总量、限制粗放型生产活动的重要支撑点,在环境规制方面发挥着重要作用(Cai et al., 2016)。但是,在经济发展中为避免竭泽而渔、提高环保意识,作为环境规制的强制手段——“两控区”政策的实施是否又以牺牲经济增长为代价?环境规制与经济增长是否可以实现“双赢”?关于环境的可持续保护与经济增长的平衡问题一直以来是环境经济学领域的核心议题,而针对这一问题,本文将尝试进行解答。

本文利用“两控区”政策的实施来构造准自然实验,与已有文献下的以企业为单元的经济增长作为环境规制的机制作用对象不同,本文创新性地以城市增长轨迹作为研究对象,以卫星灯光数据作为经济增长校准指标,试图借此分析环境规制对整体宏观的城市经济增长的影响。结果发现环境规制政策能够显著提高经济增长水平,该结论在经过一系列检验之后依然稳健,同时还发现环境规制对经济增长的促进作用在城市规模上表现出“边际递增”效应。

本文的其余部分安排如下:第二部分为文献综述;第三部分为政策背景与理论模型;第四部分为研究设计与数据介绍;第五部分为实证结果与稳健性检验;第六部分为进一步讨论;最后一部分为结论与政策建议。

## 二、文献综述

关于环境规制与经济增长的问题,一直以来作为焦点议题而备受瞩目。对二者关系的探讨,学界尚存争议,而主要观点分为“遵循成本说”和“生产率提高说”两大类。

“遵循成本说”认为,环境规制提高了企业生产成本,从而不会对经济体的生产绩效与经济增长起到促进作用甚至会具有抑制效应(Siegel, 1979; Chrisstainsen and Haveman, 1981; Löfgren et al., 2013)。其中, Siegel (1979) 认为, 规制会对产出增长起到抑制作用; Chrisstainsen and Haveman (1981) 发现, 环境规制的抑制效应能够解释 0.27% 的劳动效率。同时它能抑制 0.5% 的生产水平, 且该抑制作用也具有时间异质性。在 Löfgren et al. (2013) 针对瑞典企业的调查中发现, 二氧化碳排放

规制不会对企业的生产性行为和经济利润造成显著影响。“生产率提高说”认为,环境规制在一定程度上能够激励创新行为与生产率水平,抵消了成本增加的制约,从而促进经济增长(Porter, 1991; Brunnermeier and Cohen, 2003; Johnstone et al., 2010; 涂正革和谌仁俊, 2015; Feng et al., 2017)。这一假说起源于“诱导创新性假设”,即随着生产要素相对价格的提升,该要素的资源稀缺所带来对经济增长的制约,会被其他要素替代所造成的生产率的提升所抵消。Porter(1991)随后根据该观点提出了“Porter 假说”,认为环境规制造成的相对要素价格上升,这种生产成本的提高会被由规制带来的生产率提升与经济增长所替代。例如,Gray and Shadbegian(1998)通过普查数据发现,严格的环保法规能够促进企业的生产性投资;而在Mazzanti and Zoboli(2009)对意大利环境规制效率和劳动生产率的考察当中发现,环境规制政策能够提高企业生产率进而影响经济效益。在Feng et al.(2017)的研究中也发现,环境规制能够提高企业的绿色创新能力。

基于上述文献梳理与回顾,本文发现在以往对于环境规制对经济增长影响的研究中,可能存在以下三个方面的不足:一是在现有研究中,研究者往往将目光集中于环境规制对企业个体层面的经济绩效影响上,更偏好于观察环境规制之中的企业行为,通过企业利润、生产方式、产能结构与创新行为等方面来考察环境政策对企业层面的影响。但是经济增长作为经济领域的核心议题,对于企业层面经济绩效的探讨并不能反映环境规制政策的宏观性指向作用和针对整体经济状况的实际效应。二是在现有大多数研究中,研究者主要是通过企业调查或案例(Rogge et al., 2011; Löfgren et al., 2013)和针对企业生产率考察(Jaffe et al., 1995; Dean et al., 2000; 张成等, 2011)的形式进行分析。对于前者而言,由于样本量有限,分析方法中缺乏定量成分,因此并不能得到准确有效的规制效应,并且在笔者对已有文献梳理的过程中发现案例分析所得到的结果差异巨大,环境规制效应评估结果存在明显差异;而对于后者而言,使用定量分析的同时,在计量模型设定中存在内生性问题,不能够有效识别二者之间的因果关系。三是在现有文献中可以发现,绝大部分衡量经济增长的指标为GDP、人均GDP或是企业绩效指标。这些指标是否能够准确反映研究对象的经济增长程度呢?由于发展中国家传统经济核算机制欠佳并会造成扭曲,并且又有部分经济活动难以被统计框架所识别,统计指标并非是经济增长度量的最佳选择(Chen and Nordhaus, 2011; Henderson et al., 2012; 范子英等, 2016),同时,徐康宁等(2015)还指出,中国的GDP估计误差存在四个来源:数据失真、不准确折算、低估服务业以及其他抽样误差。因此,在使用统计指标来衡量地区经济增长的研究中,可能会造成回归偏误,从而导致实证结果并不准确。

鉴于此,本文针对以上问题,力求在本文中进行修正,本文具有以下三点边际贡献与创新:一是本文以城市作为研究对象,衡量城市的经济增长水平并以此来考察环境规制所带来的影响,重新认识环境规制政策的有效性,同时,也尝试从企业角度出发,为环境规制与经济增长之间的关系寻求微观基础;二是1998年国家所提出的“两控区”政策作为一个绝佳的外生冲击,为本文的净效应因果识别提供了一个“天然的”准自然实验,采用双重差分法(Difference-in-Differences Method, 简称DID方法)来准确严格识别环境规制与经济增长之间的因果关系,并对DID方法应用的基本前提条件进行了严谨细致地检验,对于后续使用该方法进行研究的规范化具有一定的推动作用;三是为准确度量各个城市的经济增长水平,本文采用夜间卫星灯光数据来进行经济指标衡量,以修正和校准由GDP指标所衡量经济增长带来的偏误,以确保识别环境规制对于经济增长所产生的净效应,从而填补了该研究领域的空白。

### 三、政策背景与理论模型

#### 1. 政策背景

随着中国经济的快速增长,环境问题越来越受到全社会的关注。根据 Tanaka(2015)的研究显示,早在 1995 年,北京地区的空气总悬浮颗粒物密度已达到  $377\mu\text{g}/\text{m}^3$ ,是世界卫生组织(WHO)所认定的标准密度  $90\mu\text{g}/\text{m}^3$  的四倍有余;而二氧化硫分布密度为  $90\mu\text{g}/\text{m}^3$ ,是世界卫生组织标准  $50\mu\text{g}/\text{m}^3$  的近两倍。同时二氧化硫又是酸雨形成的主要诱因之一,根据 Schreifels and Yang(2003)的研究发现,自 20 世纪 80 年代到 90 年代中期,中国酸雨覆盖面积已经扩张了 100 万平方公里。中国严重的空气污染与其工业产业结构息息相关,Tanaka(2015)表示,煤是二氧化硫排放的主要来源物之一,煤炭资源占中国所依赖能源资源的 69%左右,而国家环保局的调查显示,1990—1995 年,二氧化硫排放总量已从 18.4 万吨急剧上升至 23.7 万吨,超过了欧洲与美国,居世界首位,截至 1998 年初,已有 62.3%的城市二氧化硫年平均浓度超过国家二级标准。因此,正是由于环境问题的日益恶化,以及严重的空气污染与二氧化硫排放的飞速扩散,中国政府于 1998 年决定正式实施“两控区”政策<sup>①</sup>。“两控区”具体可分为“酸雨控制区”和“二氧化硫污染控制区”,“两控区”政策的实施共涉及 27 个省份的 175 个地市,其中,“酸雨控制区”面积约为 80 万平方公里,“二氧化硫污染控制区”面积约为 29 万平方公里,总受辖面积共约 109 万平方公里,占国土面积 11.4%左右。入选“两控区”的城市,将会受到严格的环境管制,包括煤炭、石油等能源的使用、气体排放、清洁技术的普及等等。原国家环境保护总局调查显示,截至 2000 年 12 月底,“两控区”内企业排放达标率为 88%,共削减二氧化硫排放量 171 万吨/年;空气二氧化硫浓度达到国家二级标准的城市数由 1999 年的 102 个上升为 2000 年的 116 个。可以看出,“两控区”的设立带来极为显著的政策效应。那么,在“两控区”政策的环境效应如此显著的同时,它是否能够带来经济红利?这将是本文所要考察的主要内容。

#### 2. 模型与理论假说

基于环境规制对经济增长的影响研究,“遵循成本说”与“生产率提高说”通过大量实证经验分析给出截然相反的结论,本文借鉴 Chen(2017)的分析思路,将通过理论模型来刻画两种假说具体的理论依据与路径影响机制。由于企业发展是经济增长的核心源泉与微观基础,因此,本文将建立一个企业“两部门”模型来说明环境规制如何影响经济增长。

假设企业存在两个部门,即生产部门与研发部门,其中,生产部门负责企业日常要素投入与产品生产,研发部门负责科技创新与生产率提升。以  $R$  表示企业经济绩效,则令  $C(R)$  表示企业市场的整体成本,其中,研发部门成本函数为  $C_1(R_1, \theta_1)$ ,  $\theta_1$  表示技术性环境规制<sup>②</sup>。根据“生产率提高说”,由于存在技术性环境规制,企业具有增加研发投入的激励。因此,研发成本是环境规制的函数,同

① “两控区”政策实施时间与实施城市名单详见中华人民共和国环境保护部网站: [http://zfs.mep.gov.cn/fg/gwyw/199801/t19980112\\_81938.shtml](http://zfs.mep.gov.cn/fg/gwyw/199801/t19980112_81938.shtml)。

② 在国务院批复有关《酸雨控制区以及二氧化硫污染控制区划分方案》的文件中显示,“两控区”政策不仅对污染超标企业的生产总量实施限制(例如对建成的生产煤层大于 3%的矿井实施限产和关停等),也同样要求高污染企业做技术性整改(例如要求发展脱硫设施,提高清洁技术能力),以达到文件所要求标准,因此,在模型中,针对前者的规制政策本文将命名为“生产性环境规制”,后者本文将命名为“技术性环境规制”。同时,为了防止符号所带来的歧义和误解,在此处对文章所用符号作出说明: $C_1''(R_1, \theta_1) = \partial^2 C_1(R_1, \theta_1) / \partial R_1^2$ 、 $C_1'(R_1, \theta_1) = \partial C_1(R_1, \theta_1) / \partial R_1$ 、 $C_2''(R_2, \theta_2) = \partial^2 C_2(R_2, \theta_2) / \partial R_2^2$ 、 $C_2'(R_2, \theta_2) = \partial C_2(R_2, \theta_2) / \partial R_2$ 。

时,令生产部门成本函数为  $C_2(R_2, \theta_2)$ , 其中,  $\theta_2$  为生产性环境规制, 并假设  $C_1(R_1, \theta_1), C_2(R_2, \theta_2)$  二阶可导且边际成本递增<sup>①</sup>。除此之外, 假设在两部门中, 由于技术的溢出效应与对企业生产率的迁移影响, 生产部门与研发部门的经济绩效是技术性环境规制的函数, 而生产性环境规制只会对生产部门的经济绩效起作用, 而不会逆向影响研发部门的经济绩效, 即  $\partial R_1 / \partial \theta_2 = 0$ 。同时, 假设企业市场整体的经济增长与收益  $G(R)$  是单个企业经济绩效  $R$  的函数, 并且  $G(R)$  关于环境规制二阶可导且边际收益递减, 故有  $G'(R) > 0, G''(R) < 0$ 。综上所述可知, 该企业市场的最大化经济增长总量为:

$$\text{Max } G(R) - [C_1(R_1, \theta_1) + C_2(R_2, \theta_2)] \quad (1)$$

其中,  $R = R_1 + R_2$ 。为实现利润最大化, 根据(1)式, 得到:

$$G'(R) = C_1'(R_1, \theta_1) \quad (2)$$

$$G'(R) = C_2'(R_2, \theta_2) \quad (3)$$

那么, 在企业市场实现经济增长最大化的基础上, 当环境规制政策实施时, 该政策又会如何影响企业生产和研发行为? 需对  $\partial R_1 / \partial \theta$  与  $\partial R_2 / \partial \theta$  进行分别估计。因此, 根据(2)和(3)式分别得到:

$$G''(R_1 + R_2) \left( \frac{\partial R_1}{\partial \theta_1} + \frac{\partial R_2}{\partial \theta_1} \right) = C_1''(R_1, \theta_1) \cdot \frac{\partial R_1}{\partial \theta_1} + \frac{\partial C_1'(R_1, \theta_1)}{\partial \theta_1} \quad (4)$$

$$G''(R_1 + R_2) \left( \frac{\partial R_1}{\partial \theta_1} + \frac{\partial R_2}{\partial \theta_1} \right) = C_2''(R_2, \theta_2) \cdot \frac{\partial R_2}{\partial \theta_1} \quad (5)$$

$$G''(R_1 + R_2) \cdot \frac{\partial R_2}{\partial \theta_2} = C_2''(R_2, \theta_2) \cdot \frac{\partial R_2}{\partial \theta_2} + \frac{\partial C_2'(R_2, \theta_2)}{\partial \theta_2} \quad (6)$$

对(4)式与(5)式进行整理, 得到:

$$\frac{\partial R_1}{\partial \theta_1} = - \frac{\partial C_1'(R_1, \theta_1)}{\partial \theta_1} \cdot \frac{1}{C_1''(R_1, \theta_1)} \cdot$$

$$\left[ 1 - \frac{1}{1 + C_2''(R_2, \theta_2)^{-1} / C_1''(R_1, \theta_1)^{-1} - G''(R_1 + R_2)^{-1} / C_1''(R_1, \theta_1)^{-1}} \right] \quad (7)$$

$$\frac{\partial R_2}{\partial \theta_1} = \frac{\partial C_1'(R_1, \theta_1)}{\partial \theta_1} \cdot \frac{1}{C_1''(R_1, \theta_1)} \cdot$$

$$\frac{1}{1 + C_1''(R_1, \theta_1)^{-1} / C_2''(R_2, \theta_2)^{-1} - G''(R_1 + R_2)^{-1} / C_2''(R_2, \theta_2)^{-1}} \quad (8)$$

根据  $G''(R) < 0, \partial C_1'(R_1, \theta_1) / \partial \theta_1 > 0, C_1''(R_1, \theta_1) > 0, C_2''(R_2, \theta_2) > 0$  的符号判断可知:

$$\partial R_1 / \partial \theta_1 < 0 \quad (9)$$

$$\partial R_2 / \partial \theta_1 > 0 \quad (10)$$

由此可知, 技术性环境规制增加了研发投入与企业成本, 抑制了研发部门的经济绩效, 但是由于技术溢出效应的存在, 技术性规制能够增强企业创新激励, 从而以新技术进行生产, 促进生产部门的经济绩效的提高。那么, 生产性环境规制又是如何影响企业经济绩效? 通过对式(6)整理可得:

$$\frac{\partial R_2}{\partial \theta_2} \cdot [G''(R_1 + R_2) - C_2''(R_2, \theta_2)] = \frac{\partial C_2'(R_2, \theta_2)}{\partial \theta_2} \quad (11)$$

即有:

<sup>①</sup> 则有  $C_1'(R_1, \theta_1) > 0, C_1''(R_1, \theta_1) > 0, \partial C_1(R_1, \theta_1) / \partial \theta_1 > 0, \partial^2 C_1(R_1, \theta_1) / \partial^2 \theta_1 > 0; C_2'(R_2, \theta_2) > 0, C_2''(R_2, \theta_2) > 0, \partial C_2(R_2, \theta_2) / \partial \theta_2 > 0, \partial^2 C_2(R_2, \theta_2) / \partial^2 \theta_2 > 0$ 。

$$\frac{\partial R_2}{\partial \theta_2} = \frac{\partial C_2'(R_2, \theta_2)/\partial \theta_2}{G''(R_1 + R_2) - C_2''(R_2, \theta_2)} \quad (12)$$

根据  $\partial C_2'(R_2, \theta_2)/\partial \theta_2 > 0, G''(R) < 0, C_2''(R_2, \theta_2) > 0$  可得:

$$\partial R_2/\partial \theta_2 < 0 \quad (13)$$

式(13)表明,生产性环境规制会抑制生产部门的整体经济绩效,这也同样符合经验事实:当存在环境规制时,排污量超标的污染型企业将面临强制性减产,从而抑制经济增长。

通过以上的模型刻画可以看出,环境规制对于企业经济绩效的影响并不确定,技术性环境规制会给研发部门提供技术创新激励,从而增加了研发开支与投入,降低了经济绩效。同时,生产性环境规制由于限制高污染企业的排放与生产,会降低生产收入,同样抑制了经济增长。令  $W$  表示环境规制的经济绩效损失,则有:

$$W = \frac{\partial R_1}{\partial \theta_1} + \frac{\partial R_2}{\partial \theta_2} < 0 \quad (14)$$

这一影响路径正是“遵循成本说”的理论依据。但是通过以上模型还可看出,规制作用不仅仅会抑制经济增长,也同样能够促进经济增长。由于技术性规制的存在,高污染企业面临即期整改与提高自身技术水平、降低污染,因此,提高创新水平,发展新型设备与技术,进而提高企业生产率水平,促进经济增长。令  $S$  表示环境规制这一经济效益利得,则有:

$$S = \frac{\partial R_2}{\partial \theta_1} > 0 \quad (15)$$

这一影响机制即为“生产率提高说”的理论基础。通过以上理论模型,本文对两种假说的形成机理与逻辑机制进行了数理表述,但可以发现,不论是“遵循成本说”或“生产率提高说”,都不能片面地直接解释环境规制对经济增长的影响结果,由增加成本与提高生产率共同作用下的净效应究竟是正是负仍不确定。即:

$$V = W + S = \frac{\partial R_1}{\partial \theta_1} + \frac{\partial R_2}{\partial \theta_2} + \frac{\partial R_2}{\partial \theta_1} \quad (16)$$

在两种效应的综合影响下,环境规制对于经济增长的影响究竟如何,这需要进一步的理论分析与实证检验,即对  $V$  进行分析。

本文认为,自21世纪以来,中国环境规制绩效在长期中增长显著(王兵等,2010;陈诗一,2010;张成等,2011,吴明琴等,2016),本文认为多维污染防控机制能够有效促使环境规制,使其有利于经济增长:①多重完备的环境信息机制建设能有效节约环境管制成本,实现环保规制资源的最优化配置(宋国君等,2013)。自国家日益重视环境问题以来,中国污染控制信息机制日益完善,环境数据优化采集、环保管理信息发布、环境规制法律条例的修正等举措极大程度地缓解了由于信息不完备所造成的环境规制资源的错配和信息供给不足的状况,更加有利于提高环境管理效率,降低管理成本。②环境污染监督处罚机制的完善有效缓解了高污染企业粗放式生产状况,绿色发展与绿色绩效机制显著促进企业环保创新技术手段的研发利用,提高企业生产率从而增加企业绩效(王杰和刘斌,2014;Feng et al.,2017;龙小宁和万威,2017)。③环境规制的政策引导机制充分符合市场规律,实现排污除废的成本最小化。中国目前所采取的主要环保政策分为规制政策与排污权“付费—交易”两大类,在有效实现排污规制的基础上,以市场规律为基础,实现排污供求匹配均衡为导向的排污权交易政策能有效实现污染源总量成本的控制管理,同时对不同需求的排污企业进行优化分配,很大程度上提高了排污市场效率,有效遏制了环境负外部性问题的产生(涂正革和湛仁俊,2015)。

④合理的环境规制的空间溢出效应机制能够显著促进产业结构调整,显著降低规制资金的投入成本和企业的低效率投入,使企业规模和结构分布更加均匀(孙学敏和王杰,2014)。基于以上分析,故而本文有理由认为,环境规制能够极大程度地降低企业和社会成本,从而促进地方经济增长。图形分析同样得到了一致的结论<sup>①</sup>。由此,本文提出:

假设 1:环境规制对经济增长具有显著的促进作用。

在此基础上,环境规制的促进效应在空间分布上也可能存在异质性。在中国各个城市的要素禀赋存在较大差异(刘瑞明和赵仁杰,2015),行政级别与规模较大的城市具有先进的要素占有和经济发展优势,因此,在环境规制政策之下企业将会存在迁移效应与削减污染的规模经济优势(Wang and Wheeler,1996)。企业往往基于产业集聚、技术溢出与规模经济的三重因素激励之下,更加偏好于集聚在规模较大或行政级别较高的城市辐射地带。同时,就环境政策的规制效应而言,由于排污生产技术、治污努力程度与公众、政府的环境监督成本都具有规模经济性质,防治污染、降低排放等措施可能成为空间集聚的“向心力”,则集聚地带将会降低因重复建设所导致的固定污染成本及集中处理污染源的单位成本,提高环境监督效益,因此,经济活动和人口较多的集聚城市将更加有利于降低单位工业增加值的污染物质排放强度(陆铭和冯皓,2014),可以说,环境规制效应随着城市规模的扩大而呈现“边际递增”的趋势,具体如图 1 所示。

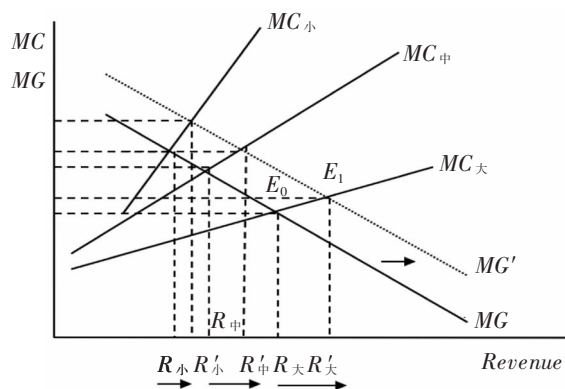


图 1 不同城市规模下环境规制对经济增长的“边际递增”效应

资料来源:作者绘制。

图 1 表示随着城市规模的扩大,环境规制对经济增长具有“边际递增”效应,纵坐标  $MC$ 、 $MG$  分别表示城市内企业的边际成本与边际收益,横坐标  $Revenue$  为企业绩效。 $MC_{小}$  表示小型城市企业集的边际成本, $MC_{中}$  表示中型城市企业集的边际成本, $MC_{大}$  表示大型城市企业集的边际成本, $MG$  表示企业市场的总边际收益。当环境规制政策实施时,企业市场的总边际收益曲线将会右移至  $MG'$ ,此时,小型城市的企业收益将实现经济增长( $R'_{小}-R_{小}$ ),中型城市的经济增长则可表示为( $R'_{中}-R_{中}$ ),而大型城市的经济增长则可表示为( $R'_{大}-R_{大}$ ),可得:

$$R'_{大}-R_{大} > R'_{中}-R_{中} > R'_{小}-R_{小} \quad (17)$$

因此,随着城市规模的扩大,环境规制对经济增长具有“边际递增”效应,本文提出:

假设 2:环境规制对经济增长的促进作用随着城市规模的扩大而具有“边际递增”效应。相对于规模较大的城市而言,环境规制对经济增长的促进作用也将会更强。

#### 四、研究设计、数据与指标选取

##### 1. 研究设计

为检验环境规制对经济增长的影响,本文以“两控区”政策实施作为准自然实验,采取 DID 方法

<sup>①</sup> 限于篇幅,此处省略了绘制的图形,请参见《中国工业经济》网站(<http://www.ciejjournal.org>)公开附件部分。

来进行因果识别,以此分析“两控区”政策是否促进地区经济增长。DID方法将受政策规制城市设为“干预组”,反之为“控制组”,由此来对比不同组别的城市在不同时期受到政策干预的“净效应”。因此,本文将环境规制对经济增长的双重差分模型设定如下:

$$GDP_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 TCZ_{it} + \sum Control_{it} + \mu_i + \delta_t + \varepsilon_{it} \quad (18)$$

其中, $GDP_{it}$ 表示各城市的经济发展水平,以卫星灯光数据作为经济增长衡量指标; $TCZ_{it}$ 表示某城市在2000年后是否为“两控区”政策干预的试点城市,若是试点城市则取值为1,反之为0; $Control_{it}$ 表示影响经济发展的控制变量; $\mu_i$ 、 $\delta_t$ 分别表示城市和年份固定效应, $\varepsilon_{it}$ 为随机扰动项。

模型(18)仅仅评估“两控区”环境规制对城市经济增长的平均作用。然而,事实上,“两控区”环境规制政策的实施具有一定的持续性,对经济增长的影响并不一定是当期有效的,原因在于环境规制能够引起经济发展方式的转变、资源的重新配置以及新技术的投入等,这些因素的改变对经济增长具有长远的推动性。因此,可以推断“两控区”环境政策的实施对经济增长具有长期的促进作用。为了验证这一理论预期,检验“两控区”政策对经济增长的动态效应,故而在模型(18)的基础上进行扩展,并建立模型(19),具体如下:

$$GDP_{it} = \beta_0 + \beta_k TCZ_{it}^k + \sum Control_{it} + \mu_i + \delta_t + \varepsilon_{it} \quad (19)$$

其中, $TCZ_{it}^k$ 表示试点地区实施环境规制政策后第k年的年度虚拟变量(其中, $k=1, \dots, 10$ )。例如,本文所考察的试点地区均在2000年实施环境规制政策,那么2001年时 $k=1$ ,变量 $TCZ_{it}^k=1$ ,其余年份均赋值为0。 $\beta_k$ 衡量了在环境规制政策实施第k年后,该政策对地区经济增长的影响作用。

由于城市的资源禀赋、制度监管等因素会使得“两控区”环境规制对经济增长的促进作用在城市规模之间有所差异,经济越是发达的城市在环境规制中所得到的收益要高于经济欠发达城市从环境规制中所得到的收益,即环境规制对经济增长的促进作用在城市规模上存在着边际递增的规律。为了对该假设进行检验,本文依据国家城市等级,对城市进行划分,将其分为一、二、三类城市,并建立如下模型以检验假设2:

$$GDP_{it} = \rho_0 + \rho_1 TCZ_{it} \times CityScale_i + \sum Control_{it} + \mu_i + \delta_t + \varepsilon_{it} \quad (20)$$

其中, $CityScale_i$ 分别代表第一类城市(First)、第二类城市(Second)以及第三类城市(Third),这三类城市的经济发展水平依次递减。如果假设2中环境规制对经济增长的促进作用在城市规模上存在着边际递增规律,则表现为随着城市规模的提高, $\rho_1$ 的估计值呈现出递增的趋势。

本文主要使用双重差分法对政策效果进行评估,但由于该方法所针对的样本缺乏完全随机性,只是一种“准自然实验”而非“自然实验”,相比于断点回归设计(RD)或随机干预实验(RCT)而言,其具有严格的使用条件和前提假设<sup>①</sup>,鉴于此,本文对DID方法成立的前提条件进行细致检验,以此来保证环境规制对经济增长影响的可靠性。

## 2. 指标选取

被解释变量:灯光GDP。本文为评估环境规制对经济增长的作用,使用校正后的城市灯光亮度值作为经济增长的真实衡量指标,以克服现有文献大多使用地区生产总值、人均地区生产总值及其

① 根据陈林和伍海军(2015)的标准,严格的DID方法需满足以下前提假设:冲击对象的同质性;外生冲击时序的随机性;外生冲击对象的唯一性;外生冲击的唯一性;外生冲击对象的随机性。在规范使用DID方法之前,需同时满足以上五条假设,才能得出较为准确的因果推断。



增长率等指标所带来的误差<sup>①</sup>。核心解释变量:“该城市是否在 2000 年后属于‘两控区(TCZ)’”,若是,则取值为 1,反之为 0<sup>②</sup>。为进一步考察环境规制对经济增长的作用是否因城市规模不同而具有异质性,本文还依据中国城市划分标准分为三类,若其分别属于上述三类城市则取值为 1,反之为 0。控制变量:本文主要考察环境规制对经济增长的影响,故而此处的控制变量选取将主要从以下三个方面着手:影响经济增长的变量,影响灯光亮度的因素以及影响空气质量的变量<sup>③</sup>。

### 3. 数据来源

本文以“两控区”政策的实施作为准自然实验,以中国 286 个地级城市为考察对象,选取 1994—2010 年的面板数据。除了灯光 GDP 外,所有经济指标均来自 1994—2010 年的《中国城市统计年鉴》。其中,地区实际利用外商直接投资额在年鉴中以美元结算,此处通过各年中间汇率进行相应的换算调整。同时,文中选取各地级市的平均气温、日照时间、平均风速和降雨量作为试点城市的工具变量,除了平均风速来自中国天气网以外,其他指标均来自各类气象网站,由作者手工整理。此外,在分析了环境规制对经济增长的影响后,本文试图从企业的角度出发,探讨环境规制对经济增长产生影响的微观基础,使用中国工业企业数据库进行分析,并对各指标进行了缩尾处理。

## 五、实证结果与稳健性检验

### 1. “两控区”政策对经济增长的影响: DID 方法估计

为评估“两控区”政策对经济增长的效果,本文使用双向固定效应对模型(18)进行回归,具体结果见表 1 所示。从表中第(1)、(2)列可以看出,环境规制对经济增长具有显著促进作用。同时,劳动力与资本投入对经济增长具有显著的促进作用,该结果与传统经济理论相一致。此外,城市化和工业化对经济增长的促进作用也是显著的,表明城市化与工业化是推动中国经济转型的强大动力。

考虑到“两控区”环境规制的试点广泛分布在东、中、西各个地区,而中国经济发展存在严重的区域不平衡,从而导致地区之间的差异较大,这种差异可能会引起政策评估出现偏误;此外,干预组与控制组之间的较大差异可能会违背平行趋势假设。因此,为了排除样本间差异所引起的评估偏

① 卫星灯光数据主要来自美国军事气象卫星搭载的扫描传感器(DMSP/OLS)所获取的全球夜间灯光数据。本文仅从中提取出 1994—2010 年中国城市夜间灯光数据来衡量经济增长,原因在于 1994 年实施了税费改革,如考察 1994 年以前的样本,最终估计结果可能会被税费改革政策所干扰,而时间截至 2010 年的原因在于两控区政策的长期目标就是定在 2010 年,其希望在 2010 年达到第二阶段的减排目标。当然,由于原始的 DMSP/OLS 数据存在噪音,原始影像数据集的非连续以及灯光亮度会存在着达到饱和值的问题。针对第一种原因,本文采取了大部分文献中(曹子阳等,2015)所使用的基于不变目标区域法的影像校正;而对于饱和值的问题,本文参考文献研究发现,发展中国家一般很难达到灯光的饱和值,其最大饱和值为 63,而对于本文选取的灯光亮度仅有 57,故而可以认为其并不存在灯光饱和的现象。

② “两控区”政策旨在控制二氧化硫排放与规制,而煤炭作为中国一次能源消耗最高的能源资源,由其所引发的火电企业的排硫比例占有所有工业企业排硫比例的 68%,国务院有关“两控区”政策答复的文件中显示,“两控区”政策必须着重限制火电企业的排硫总量,现有燃煤含硫量大于 1%的火电厂必须在 2000 年前采取减排二氧化硫措施,新建、改造的燃煤含硫量大于 1%的电厂必须安装脱硫设施。同时,国家第十个“五年”规划指出,截至 2005 年,全国硫排放总量要比 2000 年减少 20%。另外,再考虑到环境规制政策还具有—定时滞性,因此,尽管“两控区”环境规制政策的推出时间是 1998 年,但政策实施的真正时间应滞后两年设为 2000 年。

③ 限于篇幅,此处省略了本文所选取变量的描述性统计表,详细结果请参见《中国工业经济》网站(<http://www.ciejournal.org>)公开附件部分。

误,本文还采用“倾向得分匹配法”(PSM)进行了校准,具体匹配过程为:①以样本城市是否受到“两控区”政策干预为因变量,以资本投入、劳动投入、政府财政支出等因素为自变量,利用 Probit 模型计算倾向得分值;②根据所计算的倾向得分值,采取半径匹配法(Radius Matching Method)对干预组内各个城市寻求与其相似的控制组内样本城市<sup>①</sup>,经过匹配,本文剔除样本中未能匹配的城市,再对匹配成功的样本城市进行 DID 方法的分析,具体结果见表 1 中第(3)、(4)列。结果表明“两控区”政策对城市经济增长的促进作用依旧显著。与一般 DID 方法回归结果相比,匹配后回归的系数有所下降,这从侧面说明城市间的差异对政策评估结果并未产生严重偏误。同时,为了考察不同控制区所产生的环境规制效应及其差异,此处依据“两控区”划分的标准,将“两控区”具体分为“酸雨控制区”和“二氧化硫控制区”,分别研究其对地区经济增长的影响,具体结果见表 1 中第(5)—(8)列。结果表明,在酸雨控制区内环境规制对经济增长具有显著的促进作用,即使逐步加入其他控制变量,环境规制对地方经济增长的促进作用依旧显著;而二氧化硫控制区环境规制对 GDP 的促进作用并不显著。

## 2. 动态性检验

以上分析有力地说明了“两控区”环境规制政策对城市经济增长的促进作用,然而这仅评估了“两控区”政策对经济增长的平均效应。事实上,“两控区”环境规制政策的实施具有一定的持续性,对经济增长的影响并不一定是当期有效的,故而在此处对模型(19)进行回归分析,以此考察环境规制对经济增长的长期动态效应<sup>②</sup>。可以看出,“两控区”政策实施对经济增长活动具有长期显著的促进作用,并且促进力度会随着政策执行时间的推移而增加,在试图改变模型设定时,环境规制对经济增长的长期促进作用并未发生明显的变化,也说明了该作用的稳健性。同时,为了更好地呈现出该作用的长期递增趋势,本文绘制了动态效应趋势图<sup>③</sup>,结果显示环境规制对地区经济的长期推动作用。

## 3. “边际效应递增”规律的检验

假设 2 表明由于城市的资源禀赋、制度监管等因素会使得“两控区”环境规制对经济增长的促进作用在城市规模之间有所差异,故而环境规制对经济增长的促进作用在城市规模上存在着边际递增的规律。如果假设 2 中环境规制对经济增长的促进作用在城市规模上存在着边际递增,则表现为  $\rho_1$  的估计值呈现出递增的趋势。为了验证假设 2,本文对模型(20)进行回归分析,具体结果见表 2<sup>④</sup>。

表 2 中第(1)—(3)列主要是考察不同城市规模下“两控区”政策对城市灯光 GDP 的促进作用,可以看出环境规制在不同城市规模下对经济增长的促进作用依旧显著,但随着规模水平的提高系数  $\rho_1$  也在递增;第(4)—(6)列主要是研究加入控制变量后不同城市规模下“两控区”政策对灯光 GDP 的影响,可以看出第三类城市的系数小于 0,而在第一类城市中环境规制对经济增长的促进作用最大,第二类城市次之。以上结果均说明“两控区”环境规制对经济增长的促进作用随着城市规模的提高而逐步增强,假设 2 得以验证。

## 4. 稳健性检验

(1)DID 方法的前提假设检验。本文使用双重差分法来评估“两控区”环境规制对经济增长的影响,为了准确评估政策效果,双重差分法需要满足一定的前提条件,具体如下:

条件一:干预组和控制组具有同质性。干预组和控制组存在同质性,即需满足平行趋势假设。本

① 考虑到样本数量的限制,半径值选定为 0.02。

② 限于篇幅,此处省略的实证结果请参见《中国工业经济》网站(<http://www.ciejjournal.org>)公开附件部分。

③ 限于篇幅,动态效应趋势图请参见《中国工业经济》网站(<http://www.ciejjournal.org>)公开附件部分。

④ 限于篇幅,表 2 中省略了控制变量的结果,详细请参见《中国工业经济》网站(<http://www.ciejjournal.org>)公开附件部分。

表 1 “两控区”政策对经济增长的影响: DID 估计

	DID		PSM-DID		酸雨控制区		二氧化硫控制区	
	(1) 灯光 GDP	(2) 灯光 GDP	(3) 灯光 GDP	(4) 灯光 GDP	(5) 灯光 GDP	(6) 灯光 GDP	(7) 灯光 GDP	(8) 灯光 GDP
TCZ	0.8236*** (6.6254)	0.4817*** (4.0137)	0.4665*** (3.9386)	0.2393** (2.0850)	1.2028*** (8.2689)	0.7591*** (5.3094)	0.1799 (1.4166)	0.0618 (0.4969)
资本投入		0.0030** (2.5447)		0.0047*** (3.3808)		0.0026** (1.9687)		0.0066*** (5.3565)
劳动力投入		1.2525*** (3.2650)		0.4154 (1.1417)		1.1626*** (2.7266)		0.4702 (1.0798)
政府规模		-0.0126** (-2.0806)		-0.0149** (-2.0558)		-0.0125* (-1.8599)		-0.0429*** (-5.3280)
对外开放程度		-0.0317*** (-5.1427)		-0.0155** (-2.3974)		-0.0293*** (-4.2734)		-0.0385*** (-4.3748)
人力资本		-0.0842*** (-3.2083)		-0.1013*** (-3.1623)		-0.0811*** (-2.7405)		-0.0241 (-0.8426)
城市化水平		0.0139*** (2.9502)		0.0052 (1.1191)		0.0104* (1.8633)		0.0094* (1.7422)
城市面积		-0.7401** (-2.3256)		-0.3436 (-1.1611)		-0.7504** (-2.1423)		-0.1367 (-0.3723)
人口密度		-0.6960** (-2.5325)		-0.6714*** (-2.6564)		-0.7736** (-2.5286)		-0.6584* (-1.8297)
工业化程度		0.5737*** (5.2693)		0.3968*** (3.7548)		0.6353*** (5.0443)		0.3803*** (3.3182)
能源消耗量		1.1367*** (11.5029)		1.0891*** (11.4798)		1.1308*** (9.6716)		0.6568*** (6.5954)
城市固定效应	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES
年份固定效应	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES
常数项	4.5963*** (38.5500)	-10.1568*** (-3.3775)	4.0890*** (35.6703)	-7.2994*** (-2.5907)	4.5018*** (31.0496)	-9.2252*** (-2.7304)	3.9414*** (32.0376)	-4.6517 (-1.2795)
N	3610	3595	3151	3138	2760	2747	2169	2167
F	217.3076	165.4515	201.6724	149.3208	154.9009	118.4979	159.3436	116.6460
r2_a	0.4890	0.5399	0.5052	0.5484	0.4701	0.5224	0.5411	0.5796

注:①括号内为 t 值;\*、\*\*、\*\*\* 分别表示在 10%、5%和 1%的置信水平上显著。②控制变量详细定义请参见《中国工业经济》网站(<http://www.ciejjournal.org>)公开附件部分,下同。

资料来源:作者计算整理。

文对该假设进行检验,最终结果如表 3 所示。结果表明无论是否控制其他变量,“两控区”政策对经济增长促进作用依旧显著,同时,政策干预前的年份效应均不显著,这表明干预组与控制组之间满足平行趋势假设。考虑到不同的城市规模代表着资源禀赋、政策优惠以及制度安排等方面的差异均有可能对平行趋势假设产生影响,故而分别在样本中依次剔除一、二、三类城市样本,结果见表 3 中第(3)—(8)列所示。从结果看出,平行趋势假设依然满足。为进一步证明平行趋势假设,本文使用了联合固定效应检验,即在模型中加入表示各城市的虚拟变量与年份的交互项,用于控制随时间变化但又不能纳入模型的遗漏变量。考虑到自由度,本文没有直接在市级层面进行考查,而是从省份层面着手进行研究<sup>①</sup>。结果表明即使控制随时间变化的因素,“两控区”政策对经济增长的促进作用依旧显著,从而也证明干预组和控制组经济增长趋势是一致的。

① 限于篇幅,详细结果请参见《中国工业经济》网站(<http://www.ciejjournal.org>)公开附件部分。

表2 “边际效应递增”规律的检验

	(1) 灯光 GDP	(2) 灯光 GDP	(3) 灯光 GDP	(4) 灯光 GDP	(5) 灯光 GDP	(6) 灯光 GDP
<i>TCZ×First</i>	2.7517*** (11.7275)			2.3520*** (10.4076)		
<i>TCZ×Second</i>		2.4224*** (15.5576)			1.8473*** (12.0446)	
<i>TCZ×Third</i>			-0.7891*** (-4.2969)			-0.7613*** (-4.3628)
控制变量	NO	NO	NO	YES	YES	YES
城市固定效应	YES	YES	YES	YES	YES	YES
年份固定效应	YES	YES	YES	YES	YES	YES
常数项	4.6027*** (39.1290)	4.6013*** (39.6961)	4.5910*** (38.3618)	-9.6798*** (-3.2702)	-9.3906*** (-3.1890)	-10.9646*** (-3.6598)
N	3610	3610	3610	3595	3595	3595
F	228.7072	241.4295	214.2115	173.3906	176.5551	165.7033
r2_a	0.5027	0.5171	0.4852	0.5522	0.5569	0.5403

注:①括号内为t值;\*,\*\*、\*\*\*分别表示在10%、5%和1%的置信水平上显著。②具体控制变量参见《中国工业经济》网站(<http://www.ciejjournal.org>)公开附件部分,下同。

资料来源:作者计算整理。

条件二:“两控区”政策干预时间的随机性。本文试图改变政策实施的具体时间来进行反事实检验。本文将“两控区”政策实施时间分别提前2、3年,如果“两控区”政策对经济增长仍具有显著作用,则说明经济增长还受到其他政策或随机性因素的干扰;反之,则说明经济增长完全来自“两控区”政策<sup>①</sup>。从检验结果可以看出,“两控区”政策实施时间的提前对地区经济增长仍然产生显著的影响,这说明了地区经济增长并不完全来自“两控区”政策的实施,即存在着其他政策的作用或随机性因素。

条件三:控制组将不受到“两控区”政策的影响。“两控区”试点选择根据城市酸雨量和二氧化硫历史排放量来决定,而政策的实施主要是通过限制城市二氧化硫排放进行限制来降低酸雨,限制二氧化硫可能会降低该地区的工业产值,影响城市的经济发展。正是因为“两控区”政策这一负面效应,所以没有实施“两控区”政策的城市并不会主动效仿“两控区”城市、积极降低自身的二氧化硫排放,不存在着扩散效应,所以本文所考察的控制组内并不存在着政策干预的情况。为进一步说明控制组不受政策干预的影响,本文将分别选取发达省份(广东、浙江)和“欠发达”省份(青海、新疆)城市作为假设干预组<sup>②</sup>。结果显示“两控区”政策对假设试点城市的经济增长不具有显著影响,说明“两控区”政策并没有对控制组内样本城市产生影响,即证明了控制组不受“两控区”政策影响的假设。

条件四:政策实施的“唯一性”。时间反事实检验可以知道地区经济增长并不完全来自“两控区”政策的实施,即存在着其他政策的作用或随机性因素。由于上文中将年份提前了2、3年,故而可以认为在1997年或1998年出现的历史事件或重要政策对“两控区”政策的效果进行了干扰。基于此,本文注意到1997年东南亚金融危机对中国经济整体造成影响,导致政策评估出现偏误。考虑到金融危机对珠江三角洲地区影响尤甚,本文在此设置哑变量PRD,选择珠江三角洲的主要城市为考察样本<sup>③</sup>,力图纠正由于1997年东南亚金融危机所引起的“两控区”政策对经济增长影响的偏误,

① 限于篇幅,详细结果请参见《中国工业经济》网站(<http://www.ciejjournal.org>)公开附件部分。

② 限于篇幅,详细结果请参见《中国工业经济》网站(<http://www.ciejjournal.org>)公开附件部分。

③ 本文选取了广州、深圳、珠海、东莞、佛山、惠州、清远等城市。

表 3 平行趋势检验

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
	灯光 GDP	灯光 GDP	灯光 GDP	灯光 GDP	灯光 GDP	灯光 GDP	灯光 GDP	灯光 GDP
TCZ	0.7660*** (2.9610)	0.4428* (1.7926)	0.4490* (1.7396)	0.1756 (0.7171)	0.4211* (1.8874)	0.3358 (1.5308)	1.0210*** (3.4144)	0.6184** (2.1671)
Treat <sub>-5</sub>	-0.0421 (-0.1201)	0.0140 (0.0420)	-0.0674 (-0.1926)	-0.0053 (-0.0161)	0.0574 (0.1901)	0.1129 (0.3823)	-0.0497 (-0.1225)	-0.0163 (-0.0424)
Treat <sub>-4</sub>	-0.1544 (-0.4433)	-0.0049 (-0.0149)	-0.1535 (-0.4423)	-0.0051 (-0.0155)	-0.0319 (-0.1063)	0.0787 (0.2672)	-0.1988 (-0.4940)	-0.0567 (-0.1484)
Treat <sub>-3</sub>	0.0849 (0.2429)	0.0850 (0.2554)	-0.0110 (-0.0317)	-0.0068 (-0.0206)	0.0153 (0.0507)	0.0374 (0.1262)	0.1195 (0.2953)	0.1091 (0.2840)
Treat <sub>-2</sub>	-0.2649 (-0.7630)	-0.2916 (-0.8828)	-0.2893 (-0.8357)	-0.2953 (-0.9011)	-0.0872 (-0.2910)	-0.0513 (-0.1747)	-0.2884 (-0.7175)	-0.3600 (-0.9430)
Treat <sub>-1</sub>	0.0381 (0.1096)	-0.0216 (-0.0651)	-0.0403 (-0.1162)	-0.0943 (-0.2867)	0.0994 (0.3313)	0.1044 (0.3545)	0.1072 (0.2675)	-0.0311 (-0.0815)
控制变量	NO	YES	NO	YES	NO	YES	NO	YES
城市固定效应	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES
年份固定效应	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES
常数项	4.5959*** (38.5228)	-10.2346*** (-3.3991)	4.0288*** (33.3934)	-10.6516*** (-3.6380)	3.7580*** (35.7010)	-3.8378 (-1.4098)	4.9682*** (35.8394)	-10.1669*** (-2.7209)
N	3610	3595	3348	3335	2883	2870	2968	2953
F	167.8066	139.5063	144.6721	123.3279	145.4084	107.9123	137.6471	115.5507
r2_a	0.4885	0.5394	0.4688	0.5265	0.5099	0.5305	0.4875	0.5412

注:①括号内为 t 值; \*、\*\*、\*\*\* 分别表示在 10%、5% 和 1% 的置信水平上显著。②Treat<sub>-k</sub> 表示“两控区”政策实施之前第 k 年(其中, k=1, …, 5)的年份虚拟变量与试点城市哑变量的交互项, 用于评估政策实施之前的效应。

资料来源:作者计算整理。

得出净效应<sup>①</sup>。从检验结果可以看出,即使在剔除金融危机冲击下,“两控区”政策对经济增长依旧具有显著的促进作用,但与表 1 中结果相比较,在剔除外部冲击下“两控区”政策对经济增长的促进作用有所下降。

条件五:干预组和控制组在“两控区”政策实施过程中分组的随机性。有关本研究中内生性处理,本文采用工具变量法(IV)。因为“两控区”城市的选取依据地方酸雨和二氧化硫的历史排放量来决定的,而酸雨和二氧化硫的历史排放量与当地经济发展水平有一定的关系,故而存在反向因果可能,违背了分组随机性。为解决该问题,本文将进一步构造工具变量,并采用两阶段最小二乘法(2SLS)对上文结果进行稳健性检验。本文将分别采用城市的平均气温与平均风速的交互、年降雨量与年日照时间的交互作为“两控区”试点城市的工具变量<sup>②</sup>。本文手工收集并整理了各个城市的平均气温、平均风速、年日照时间以及年降水量,具体结果见表 4<sup>③</sup>,其中,第(1)、(2)列是以平均气温与

① 限于篇幅,详细结果请参见《中国工业经济》网站(<http://www.ciejjournal.org>)公开附件部分。

② 这样处理的原因在于:试点城市的干预取决于该地区二氧化硫与酸雨的历史记录,而根据气象学的研究表明二氧化硫在空气中的排放浓度与日照时间相关,日照时间有利于单位二氧化硫的溶解,同时,城市的风速大小有利于二氧化硫在空气中聚集程度;当然,对于酸雨的形成还和降雨量的多寡相关,故而以城市降雨量与平均气温度量。鉴于此,本文将两者相结合,分别以平均气温与平均风速的交互项、年降雨量与年日照时间的交互项作为“两控区”试点选择的工具变量。

③ 限于篇幅,表 4 中省略了控制变量的结果,详见《中国工业经济》网站(<http://www.ciejjournal.org>)公开附件部分。

平均风速的交互项为工具变量所估计的结果,而第(3)、(4)列是以城市年降雨量与年日照时间的交互项为工具变量估计得结果。可以看出,即使在排除政策的内生性后,“两控区”政策对经济增长仍然具有显著且稳健的促进作用。

表 4 “两控区”政策对经济增长的影响:工具变量检验

	(1) 灯光 GDP	(2) 灯光 GDP	(3) 灯光 GDP	(4) 灯光 GDP
TCZ	9.3721*** (6.3093)	8.0600*** (4.8677)	7.2672*** (3.9960)	4.5168** (2.4170)
控制变量	NO	YES	NO	YES
城市固定效应	YES	YES	YES	YES
年份固定效应	YES	YES	YES	YES
N	2278	2269	2596	2583
F	54.9438	45.7228	77.5945	81.8552
第一阶段				
IV	0.1244*** (7.15)	0.1051*** (5.82)	0.0132*** (5.23)	0.1111*** (4.15)
Cragg-Donald Wald F statistic	51.12	33.86	27.37	17.20

注:括号内为t值;\*、\*\*、\*\*\*分别表示在10%、5%和1%的置信水平上显著。

资料来源:作者计算整理。

断点回归(RD)。通过工具变量的选择,城市的经济增长与二氧化硫排放之间的双向因果作用仍未得到很好处理,故而此处将使用断点回归(RD)来对因果效应进行检验,更进一步克服经济增长与二氧化硫双向影响所造成的内生性<sup>①</sup>。可以看出,2000年所实施的“两控区”政策使得干预组内城市的经济增长出现明显的断点跳跃,这为使用精确断点回归分析提供了机会,为此建立模型(21),具体如下:

$$GDP_{it} = \lambda_0 + \lambda_1 D_i + \sum Control_{it} + \varepsilon_{it} \quad (21)$$

其中, $D$ 表示如果试点城市在2000年后取值为1,反之为0,其余变量说明同上<sup>②</sup>。第(1)—(4)列主要考察1996—2005年间政策实施对经济增长的作用,而(1)、(2)列表明无论是否控制其他相关变量,“两控区”政策的实施对灯光GDP具有显著地促进作用。第(3)列是在剔除东部沿海省份后的回归结果,同时也考察了“两控区”政策对经济GDP的作用,第(4)列回归结果并未发生明显变化。除了最优区间考察之外,第(5)—(8)列分别改变年份范围以考察“两控区”政策对经济增长的作用,结果显示该作用依旧显著,同时也说明(1)—(4)列中结果的稳健性。

(2)稳健性再检验。除了满足DID方法进行因果推断所必需的上述基本条件以外,本文进行了进一步稳健性检验<sup>③</sup>:①变量替换。本文使用人均国内生产总值为被解释变量的替代指标,来衡量地区的经济增长水平,以此作为对比来说明上文中结果的稳健性。②剔除具有地区异质性的样本。本文将分别剔除东、中、西三个地区,以排除地区经济发展不平衡所引起样本选择所造成的评估偏误。③剔除“国家卫生城市”称号的样本。考虑到“国家卫生城市”政策,为减少样本自选择效应,故而本文将剔除获得“国家卫生城市”称号的样本。以上结果均表明环境规制对经济增长仍具有显著促进作用。

① 限于篇幅,此处省略断点曲线图,详见《中国工业经济》网站(<http://www.ciejournal.org>)公开附件部分。

② 限于篇幅,RD回归结果详见《中国工业经济》网站(<http://www.ciejournal.org>)公开附件部分。

③ 限于篇幅,该处稳健性检验结果详见《中国工业经济》网站(<http://www.ciejournal.org>)公开附件部分。

## 六、进一步讨论:环境规制促进经济增长的微观机制

本文发现环境规制对经济增长具有积极影响,那么进一步需要分析的问题则是该作用的内在机制是如何形成的。厘清该问题不仅对于上述结果的稳健型具有进一步的验证作用,同时有助于识别内在机理,为“促环保,保增长”提供经验支撑。

为此,本文将从企业视角出发,探寻环境规制促进经济增长的微观机制。之所以选择企业,原因在于:①“两控区”环境规制的实施主要是针对企业生产过程行为进行规制的;②企业投资与生产作为经济增长的核心引擎,在地区经济增长过程中扮演着重要角色,而企业的生产也是宏观经济增长的微观表现。因此,企业为本文分析环境规制与经济增长之间的内在机制提供了联结。在此,本文使用1996—2007年中国工业企业数据库,通过构建DID模型来分析环境规制对企业成本、绩效以及生产率的影响。

### 1. 环境规制对企业生产率的影响

讨论环境规制对企业生产率的影响,那么如何测算企业的生产率将是本文的重点。为了更好地测算企业的生产效率,本文根据索洛余值的思想,并借鉴张国峰等(2017)的做法,具体如下:

$$\ln Y_{it} = \beta_1 \ln K_{it} + \beta_2 \ln M_{it} + \beta_3 \ln L_{it} + TFP_{it} \quad (22)$$

其中, $i$ 表示企业、 $t$ 为时间,而 $Y, K, M, L$ 分别表示企业的产出、资本投入、中间品投入和劳动力投入, $TFP$ 表示企业的生产率。其中,企业的实际产出根据工业生产者价格指数对企业产出进行平减调整后的实际变量,以总资产减去折旧而得到的净资产作为企业资本投入的代理变量,同时以企中间品投入合计、从业人员平均人数分别衡量企业的中间品投入和劳动力投入。通过回归的方式分别测算出(22)式中生产过程中各个投入变量的估计系数 $\beta_1$ 、 $\beta_2$ 和 $\beta_3$ ,代入方程:

$$TFP_{it} = \ln Y_{it} - \beta_1 \ln K_{it} - \beta_2 \ln M_{it} - \beta_3 \ln L_{it} \quad (23)$$

从而估计得到企业层面的生产率 $TFP$ ,具体回归结果见表5所示。表中第(1)、(2)列是对所有样本企业进行回归所得结果,可以看出环境规制的实施对提高企业生产率具有显著的作用,该结论有力地支持了“生产率提高说”的观点。当然,对企业生产率的促进作用是否在不同企业间存在着异质性,这也是一个值得探讨的问题。为此,本文根据企业登记注册类型将其分为国有企业和非国有企业,分别考察环境规制对不同类型企业生产率的影响,具体结果见表5中(3)—(6)列。可以看出,环境规制对国有企业与非国有企业的生产率均具有显著的促进作用;同时,通过对比政策效果的大小表明环境规制对非国有企业生产率的促进作用更大,而国有企业次之。

从表5中可以看出,环境规制提高了企业的生产率,并在国有企业与非国有企业之间存在着明显的异质性,当然针对环境规制所实施对象的差异,此处将进一步依据企业所属的行业类别将其分为高污染行业与非高污染行业,考察环境规制对不同行业中企业生产率的影响<sup>①</sup>。从中可以看出,无论是高污染行业还是非高污染行业,环境规制对其企业生产率的提高均具有显著的促进作用。

### 2. 环境规制对企业成本的影响

本文针对“遵循成本说”进行了进一步检验,表6中第(1)—(4)列给出了环境规制对企业成本影响的回归结果<sup>②</sup>。可以看出,环境规制仅显著提高了企业的工资成本,却对于企业总负债、管理费用与中间品投入等成本没有显著增加,这可能是由于环境规制改变企业的要素投入结构,使得企业

① 限于篇幅,详细结果请参见《中国工业经济》网站(<http://www.ciejournal.org>)公开的附件部分。

② 本文分别选取企业的工资成本、总负债、企业的管理费用以及中间品的投入来衡量企业的成本变化,这些指标的增加将意味着企业成本的上升。

表5 环境规制促进经济增长的微观机制:企业生产率

	全部企业		国有企业		非国有企业	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
TCZ	0.1546*** (3.9936)	0.2018*** (5.2494)	0.1339*** (2.8472)	0.1899*** (4.0033)	0.1368** (1.9911)	0.2006*** (2.9625)
控制变量	NO	YES	NO	YES	NO	YES
企业固定效应	YES	YES	YES	YES	YES	YES
年份固定效应	YES	YES	YES	YES	YES	YES
常数项	0.2902*** (17.3265)	1.8279*** (6.8431)	0.2760*** (12.6572)	2.0544*** (5.5110)	0.3171*** (12.8690)	1.4300*** (3.9554)
N	19261	14806	12888	9495	6373	5311
F	2588.4083	1848.2750	1448.7803	999.5598	1340.1030	961.7649
r2_a	0.4835	0.5925	0.4311	0.5441	0.6074	0.6870

注:括号内为t值; \*、\*\*、\*\*\* 分别表示在10%、5%和1%的置信水平上显著。

资料来源:作者计算整理。

雇佣更多劳动力进行生产,增加工资支出;而对于企业的其他成本而言,结果表明环境规制并没有在统计意义上带来相关成本的显著上涨。因此,表6中的结果说明环境规制并不会显著促进企业成本的增加,因此该结果仅部分地支持了已有研究中的“遵循成本说”。

### 3. 环境规制对企业绩效的影响

以上分析表明,环境规制在提高企业生产率的同时,并没有使得企业成本有显著地提高,研究结果既肯定了“生产率提高说”,且部分支持了“遵循成本说”,那么环境规制又会对企业综合绩效带来怎样的影响?为此,本文将分别选取收入与成本的比值、收入与劳动力的比值、收入与总工资的比值以及收入与总资产的比值来衡量企业绩效,如果环境规制提高了企业绩效,那么对上述指标均有显著的正作用,反之为负作用,具体结果见表6中第(5)一(8)列所示。结果显示,无论以何种指标衡量企业绩效,环境规制对企业绩效均具有显著的促进作用,这说明环境规制的实施并没有给企业绩效带来负面影响,反而提高了企业的绩效。

## 七、结论与政策建议

环境规制与经济增长问题一直以来都是环境经济学中的核心议题,伴随着环境规制水平的提高,经济增长就必然会受到抑制吗?答案也许并非如此。一方面,随着环境问题的日益突出,“两控区”政策为缓解大气污染做出了积极贡献,另一方面,它也显著性地促进了城市的经济增长。本文使用双重差分法来评估该政策对经济增长的影响,并进行了严谨的稳健性检验。结果表明“两控区”的设立显著提升了经济增长水平。而从政策实施的长期效果看,“两控区”政策对城市经济增长具有持续的促进作用,并且随着城市规模的不同,该规制效应也表现出一定的异质性。此外,本文还针对环境规制促进经济增长的微观机制进行探讨,结果发现环境规制提高企业成本的同时也显著地提高了企业生产率,以此来弥补环境规制所带来的成本增加,并最终实现企业利润的显著增长。

本文的研究结论表明,随着环境规制政策的持续实施,地区经济增长差距向两级分化、呈现出规模累进式分布,而这也将成为一个不可避免的问题,因此,在环境规制促进整体经济增长的过程中,经济增长的不平衡性问题也必须得到关注与重视。就当前中国现实出发,“先污染,后治理”的经济发展模式已经不再是许多地区促进经济增长、推动GDP稳步前进所遵从的理念。这一竭泽而渔的发展模式在短期之内以牺牲环境为巨大代价,虽然能够带来一定的经济效益,但是在长期发展中



表 6 环境规制促进经济增长的微观机制:企业成本与绩效

	企业成本				企业绩效			
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
	企业 工资成本	企业 总负债	企业 管理费用	中间品 投入	收入与 成本比	收入与 劳动力比	收入与 总工资比	收入与 总资产比
TCZ	0.0525*** (3.2250)	0.0075 (0.6501)	0.0165 (0.8742)	0.0088 (0.4323)	0.2244*** (5.5696)	0.1872*** (4.8388)	0.1395*** (3.3530)	0.1865*** (4.8196)
控制变量	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES
企业固定效应	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES
年份固定效应	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES
常数项	2.1723*** (25.9397)	0.2588*** (4.3820)	2.2323*** (22.8554)	2.5486*** (24.4088)	-0.5578** (-2.0297)	4.1662*** (15.7830)	0.4651 (1.6381)	2.7059*** (10.2493)
N	22761	22761	22453	22747	14818	14823	14823	14823
F	951.8999	3481.6166	746.2598	1253.5592	1794.4224	1812.5790	1515.2362	1644.1583
r2_a	0.3743	0.7133	0.3109	0.4518	0.5843	0.5870	0.5371	0.5601

注:括号内为 t 值; \*、\*\*、\*\*\* 分别表示在 10%、5% 和 1% 的置信水平上显著。

资料来源:作者计算整理。

必然在损害环境的同时而限制了自身发展。同时,该模式的背后逻辑也是值得推敲的,难道保护环境与经济增长真的是相互替代的关系吗?二者真的不能达到“双赢”吗?事实并非如此,“两控区”政策的实施无疑为该问题给出明确答案。事实证明:①环境规制并不是地区经济发展的“绊脚石”,恰恰相反,环境规制有力地提高了地区企业的生产效率,改善了企业的绩效,并最终促进地区经济的增长,需要纠正环境规制会阻碍地区经济发展的错误观点,因此,政府在发展经济和治理环境过程中应该充分利用好环境规制政策,在大力降低环境污染、改善环境质量的同时,也需要不遗余力地促进地区经济增长,从而实现环境与经济发展的“双赢”,这将为当前政府致力于在环境治理与经济发展间寻求平衡提供有力证据;②环境规制在促进地方经济增长的过程中具有显著的长期性,并且环境规制对地区经济增长的推动作逐步增强,因此,政府在实施环境治理与经济发展的相关政策时应从地区发展的长远利益出发,处理好长期利益与短期收益之间的矛盾,不能只顾眼前而忽略长久可行的发展方式,频繁改变环境政策将极大地削弱环境规制所带来的经济红利,同时也会造成经济秩序的混乱与环境治理效果的波动,使得政府出台的环境政策达不到理想的效果;③环境规制的经济效益在不同城市规模上表现出明显的异质性,该结果表明在促进经济发展的同时,一定要注意地区间经济的非平衡性发展趋势,以及由此产生的收入差距拉大、增长向两极化发展问题。故而,国家在制定政策时应从宏观整体战略出发,在实施具体的环境规制时要注意地区城市因素所带来的政策效果差异,并配合其他相关政策,在维持整体经济增长的过程中,致力于地区间的平衡发展。

综上所述,本文的研究为当前政府治理环境与发展地方经济提供了重要的决策基础,为政府进一步治理环境并采取地区差异化的环境规制政策提供了理论基础,同时也为缩小地区间经济发展差距给予一定的现实回答。

[参考文献]

[1]曹子阳,吴志峰,匡耀求,黄宁生. DMSP/OLS 夜间灯光影像中国区域的校正及应用[J]. 地球信息科学学报, 2015, (9):1092-1102.  
 [2]陈林,伍海军. 国内双重差分法的研究现状与潜在问题[J]. 数量经济技术经济研究, 2015, (7):133-148.  
 [3]陈诗一. 中国的绿色工业革命:基于环境全要素生产率视角的解释(1980—2008)[J]. 经济研究, 2010, (11):21-34.  
 [4]范子英,彭飞,刘冲. 政治关联与经济增长——基于卫星灯光数据的研究[J]. 经济研究, 2016, (1):114-126.

- [5]刘瑞明,赵仁杰. 国家高新区推动了地区经济发展吗——基于双重差分方法的验证[J]. 管理世界, 2015,(8):30-38.
- [6]龙小宁,万威. 环境规制、企业利润率与合规成本规模异质性[J]. 中国工业经济, 2017,(6):155-174.
- [7]陆铭,冯皓. 集聚与减排:城市规模差距影响工业污染强度的经验研究[J]. 世界经济, 2014,(7):86-114.
- [8]宋国君,钱文涛,马本,周莉. 中国酸雨控制政策初步评估研究[J]. 中国人口·资源与环境, 2013,(1): 6-12.
- [9]孙学敏,王杰. 环境规制对中国企业规模分布的影响[J]. 中国工业经济, 2014,(12):44-56.
- [10]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.
- [11]王兵,吴延瑞,颜鹏飞. 中国区域环境效率与环境全要素生产率增长[J]. 经济研究, 2010,(5):95-109.
- [12]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.
- [13]王敏,黄滢. 中国的环境污染与经济增长[J]. 经济学(季刊), 2015,(2):557-578.
- [14]吴明琴,周诗敏,陈家昌. 环境规制与经济增长可以双赢吗——基于我国“两控区”的实证研究[J]. 当代经济科学, 2016,(6):44-54.
- [15]徐康宁,陈丰龙,刘修岩. 中国经济增长的真实性和全球夜间灯光数据的检验[J]. 经济研究, 2015,(9):17-29.
- [16]张成,陆鸣,郭路,于同申. 环境规制强度和生产技术进步[J]. 经济研究, 2011,(2):113-124.
- [17]张国峰,李强,王永进. 大城市生产率优势:集聚、选择还是群分效应[J]. 世界经济, 2017,(8):167-192.
- [18]Brunnermeier, S. B., and M. A. Cohen. Determinants of Environmental Innovation in US Manufacturing Industries[J]. *Journal of Environmental Economics and Management*, 2003,45(2):278-293.
- [19]Cai, X., Y. Lu, M. Wu, and L. Yu. Does Environmental Regulation Drive Away Inbound Foreign Direct Investment? Evidence from a Quasi-Natural Experiment in China [J]. *Journal of Development Economics*, 2016,(123):73-85.
- [20]Chen, S. X. The Effect of a Fiscal Squeeze on Tax Enforcement: Evidence from a Natural Experiment in China[J]. *Journal of Public Economics*, 2017,(147):62-76.
- [21]Chen, X., and W. D. Nordhaus. Using luminosity Data as a Proxy for Economic Statistics [J]. *Proceedings of the National Academy of Sciences*, 2011,108(21):8589-8594.
- [22]Christainsen, G. B., and R. H. Haveman. Public Regulations and the Slowdown in Productivity Growth[J]. *American Economic Review*, 1981,71(2):320-325.
- [23]Dean, T. J., R. L. Brown, and V. Stango. Environmental Regulation as a Barrier to the Formation of Small Manufacturing Establishments: A Longitudinal Examination [J]. *Journal of Environmental Economics and Management*, 2000,40(1): 56-75.
- [24]Feng, C., B. B. Shi, and R. Kang. Does Environmental Policy Reduce Enterprise Innovation——Evidence from China[J]. *Sustainability*, 2017,9(6):872.
- [25]Gray, W. B., and R. J. Shadbegian. Environmental Regulation, Investment Timing, and Technology Choice[J]. *Journal of Industrial Economics*, 1998,46(2):235-256.
- [26]Henderson, J. V., A. Storeygard, and D. N. Weil. Measuring Economic Growth from Outer Space[J]. *American Economic Review*, 2012,102(2):994-1028.
- [27]Jaffe. A. B., S. R. Peterson, P. R. Portney, and R. N. Stavins. Environmental Regulation and the Competitiveness of US Manufacturing: What Does the Evidence Tell Us [J]. *Journal of Economic literature*, 1995,33(1): 132-163.
- [28]Johnstone, N., I. Haščič, and D. Popp. Renewable Energy Policies and Technological Innovation: Evidence Based on Patent Counts[J]. *Environmental and Resource Economics*, 2010,45(1):133-155.
- [29]Löfgren, Å., M. Wråke, T. Hagberg, and S. Roth. The Effect of EU-ETS on Swedish Industry's Investment in Carbon Mitigating Technologies[R]. *Working Papers in Economics*, 2013.
- [30]Mazzanti, M., and R. Zoboli. Environmental Efficiency and Labour Productivity: Trade-off or Joint Dynamics?

- A Theoretical Investigation and Empirical Evidence from Italy Using NAMEA [J]. *Ecological Economics*, 2009, 68(4):1182-1194.
- [31]Porter, M. E. Towards a Dynamic Theory of Strategy[J]. *Strategic Management Journal*, 1991,12(S2):95-117.
- [32]Rogge, K. S., J. Schleich, P. Haussmann, A. Roser, and F. Reitze. The Role of the Regulatory Framework for Innovation Activities: The EU ETS and the German Paper Industry [J]. *International Journal of Technology, Policy and Management*, 2011,11(3-4):250-273.
- [33]Schreifels, J., and J. Yang. Implementing SO<sub>2</sub> Emissions in China [R]. *OECD Global Forum on Sustainable Development Emissions Trading and Concerted Action on Tradeable Emissions Permits Country Forum*, France; OECD, 2003.
- [34]Siegel, R. Why Has Productivity Slowed Down[J]. *Data Resources US Review*, 1979,(1):59-65.
- [35]Tanaka, S. Environmental Regulations on Air Pollution in China and Their Impact on Infant Mortality[J]. *Journal of Health Economics*, 2015,(42):90-103.
- [36]Vennemo, H., K. Aunan, H. Lindhjem, and H. M. Seip. Environmental Pollution in China: Status and Trends[J]. *Review of Environmental Economics and Policy*, 2009,3(2):209-230.
- [37]Wang, H., and D. Wheeler. Pricing Industrial Pollution in China: An Econometric Analysis of the Levy System[R]. *World Bank Publications*, 1996.

## Increasing Marginal Effect of Environmental Regulation Dividend

SHI Bei-bei<sup>1</sup>, FENG Chen<sup>2</sup>, ZHANG Yan<sup>1</sup>, YANG Fei<sup>1</sup>

(1. School of Economics and Management, Northwest University, Xi'an 710127, China;

2. Australia Business School of University of New South Wales, Sydney 2052, Australia)

**Abstract:** Will environmental regulation bring economic dividend or hinder economic growth? That is to say, the regulatory effect has not been unanimously agreed to whether “following the cost hypothesis” or “productivity improving hypothesis”. This paper examines the specific implementation of this mechanism by analyzing the impact of environmental regulation policy on economic growth in China. Therefore, this paper firstly establishes a theoretical model to analyze how regulatory policy affects the pattern of regional economic growth, and uses the “two-control zone” policy as a quasi-natural experiment, selects the panel data of China’s prefecture-level cities from 1994 to 2010, and uses DID method to assess the specific impact of environmental regulation on urban economic growth. The findings are as follows: Firstly, the environmental regulation has a significant promotion effect on the urban economic growth, and this role has been gradually enhanced with the implementation of the policy; Secondly, the role of environmental regulation in promoting economic growth has a progressive “marginal increasing” effect, that is, the larger the city size, the stronger the environmental regulatory role in promoting economic growth. The result is still valid after a series of robustness tests. In addition, this paper discusses the micro mechanism of environmental regulation to promote economic growth, and finds that environmental regulation does not significantly increase the production cost of enterprises, but significantly enhances enterprises’ productivity. Therefore, this mechanism provides a strong support for the “win-win” development mode of environmental regulation and economic growth. At the same time, this article also provides a new understanding of the impact of environmental regulation on economic growth.

**Key Words:** environmental regulation; economic growth; two control zone; difference-in-differences method

**JEL Classification:** C31 D24 Q56

[责任编辑:许明]