

环境政策如何影响中国企业升级?

——来自“两控区”政策的准自然实验

张冬洋

(首都经济贸易大学 经济学院,北京 100026)

摘要: 如何平衡好经济发展和污染治理之间的关系,实现经济增长和环境治理的“共赢”,已成为亟待深入探究的焦点命题之一。基于1995—2018年中国沪深股市上市公司数据,以1998年“两控区”政策作为准自然实验,采用三重差分方法识别环境政策与中国企业升级之间的因果关系。核心问题是验证“两控区”环境政策对企业的影响究竟表现为绿色创新效应还是企业迁移效应。实证结果表明:第一,“两控区”环境政策能够显著提高本地企业的绿色生产效率和研发创新支出,但并未产生显著的企业迁移效应。换言之,“两控区”环境政策对企业升级的影响主要表现为绿色创新效应。第二,经过更换政策节点、倾向得分匹配、更换估计方法等一系列稳健性检验后,上述结论依然成立。第三,异质性分析表明,对于国有企业、酸雨控制区企业以及东部和东北部地区企业而言,“两控区”环境政策所带来的绿色创新效应更显著。

关键词: “两控区”政策; 企业升级; 创新效应; 迁移效应; 三重差分模型

中图分类号: F062.9 **文献标识码:** A **文章编号:** 1671-9301(2020)05-0073-13

DOI:10.13269/j.cnki.ier.2020.05.006

一、引言

近年来,随着我国经济发展由高速增长阶段转向高质量发展阶段,环境保护逐渐成为各领域关注和讨论的热点。一些学者开始关注1998年国务院批准的“两控区”环境政策对经济活动特别是对企业升级的影响。传统观点认为,“两控区”环境政策要求企业采用成本高昂的清洁能源,并对高污染生产线进行升级或改造,企业在污染防控和治理上的高投入无疑会对企业的创新投入产生挤出效应,从而削弱了企业的整体竞争力^[1-2]。即使企业对环境规制政策只是消极应对,也会造成成本的增加和生产规模的缩减,所以企业会倾向于选择从当地转移到其他没有环境约束或约束宽松的地区。波特的假说对于环境规制政策对企业的影响给出了不同于传统观点的分析思路。Porter and Van Der Linde^[3]认为,适当的环境规制政策会迫使或促使企业加大研发投入,通过绿色技术创新或技术革新来提高产品的科技含量和企业的污染治理能力,从而促进企业的绿色发展和转型升级。基于此,一个备受关注的的问题是,“两控区”环境政策的实施对中国企业的升级到底产生了创新效应还是迁移效应。对这一问题的探讨,有利于拓展企业未来的发展空间,具有重要的现实意义。

收稿日期:2020-07-15; 修回日期:2020-08-31

作者简介:张冬洋(1987—),男,黑龙江庆安人,经济学博士,首都经济贸易大学经济学院副教授,研究方向为企业经济学与环境经济学。

基金项目:教育部人文社会科学基金青年项目(18YJC790212);首都经济贸易大学青年学术创新团队项目(QNTD202007)

本文感谢匿名审稿专家的宝贵建议,当然文责自负。

本文重点考察“两控区”环境政策对中国企业升级产生的创新效应和迁移效应。或者说,本文研究的核心问题是“两控区”环境政策对中国企业升级的创新效应和迁移效应哪个影响更显著。“两控区”政策的设计和 implement 最终落脚点是激励企业进行绿色技术创新,加快企业转型升级。然而,该政策的实施并不一定能促进企业绿色技术创新。当企业面临环境法规时,他们会采取各种规避策略,其中最常见的是大量企业迁移到环境约束较宽松的地区。虽然这种策略能够在一定程度上减少环境污染,但从整体来看,这是一种“零和博弈”,并不能实现持续的环境保护^[4]。从长远来看,如果“两控区”政策带来的迁移效应高于创新效应,不仅不利于企业绿色技术创新,还会损害区域经济健康发展。

目前,在研究“两控区”环境政策的文献中,已有研究主要从两方面入手:一方面,从环境政策本身的意图出发,着重研究“两控区”环境政策对生态环境保护所产生的影响^[5];另一方面,将研究对象限定在宏观层面,重点分析“两控区”环境政策对经济增长和产业结构优化升级所产生的影响^[6-8]。目前关于“两控区”环境政策对企业升级的影响研究较为缺乏,仅有部分学者考察了“两控区”政策与企业全要素生产率增长、工业企业绩效之间的因果关系^[2,9-10]。基于此,本文利用1998年的“两控区”政策作为准自然实验,采用三重差分法(Difference-in-Differences-in-Differences, DDD)对“两控区”政策与中国企业升级的因果关系进行了识别。本文的贡献在于:(1)从企业升级的角度出发,采用更加严谨的因果识别框架,分析“两控区”政策对微观企业发展的影响。这不仅为实现企业绿色技术创新和优化升级提供了新的发展方向,而且也深入推进“两控区”环境政策提供了较为可靠的经验证据。(2)在实证方法上,本文主要采用三重差分模型考察“两控区”政策对企业升级的影响。与双重差分法相比,三重差分法能够消除微观个体在特定区域内的时间趋势变化,使结论更具准确性与可靠性。(3)通过引入企业异质性和地区异质性,本文分别考察了企业所有权差异和地区差异如何影响“两控区”政策对中国企业升级的作用路径,有助于完善环境规制与企业升级关系的研究框架,得到切实可行的政策启示。

二、制度背景与理论分析

(一) 关于“两控区”环境政策

空气污染是目前中国危害较大的环境污染形式之一。随着中国经济的迅速发展,二氧化硫(以下简称SO₂)排放量也显著增加。SO₂主要来源于火电行业,该行业的SO₂排放量占SO₂排放总量的60%。SO₂排放量大的直接后果是酸雨的频率和强度增加。出于中国经济长期可持续发展的需要,20世纪90年代开始,政府决定对空气污染严重的区域进行环境管制。最具代表性的是1998年实施的《酸雨控制区和二氧化硫污染控制区划分方案》。该《方案》将二氧化硫和酸雨作为重点控制对象,并把全国的175个城市划分为“两控区”^①。《方案》中“两控区”污染控制措施的核心内容是:第一,禁止新建含硫量3%及以上的煤矿,而现有采用类似质量煤的煤矿则必须逐步减产或停产。第二,禁止在大中城市城区和近郊新建燃煤火力发电厂,但以供热为主要目的的热电厂除外。此外,新建或改造的燃煤火力发电厂,使用含硫量在1%及以上的煤,必须安装硫洗涤器。现有采用类似质量煤的电厂必须在2000年之前采取SO₂减排措施。第三,化工、冶金、有色金属、建材等污染行业,必须逐步淘汰产生严重空气污染的生产技术和设备。第四,地方政府必须加强SO₂排放费的征收、管理和使用。这项政策的出台表明,一旦一个城市被指定为“两控区”城市,就将实施更为严格的环境调控政策。

1998年,《国务院关于酸雨控制区和二氧化硫污染控制区有关问题的批复》提出了“两控区”城市短期(到2000年)和长期(到2010年)的环境控制目标^②。2002年,国务院批复通过的《两控区酸雨和二氧化硫污染防治“十五”计划》明确将“两控区”政策的实施效果作为地方政府官员考核的标准之一。从实施效果来看,2000年,有102个“两控区”城市的环境SO₂平均浓度达到国家二级标准,84.3%的严重污染企业实现了SO₂排放目标(数据来源于2001年的《中国环境年鉴》)。2005

年 SO₂ 排放量超过 100 吨的企业中,71% 的企业达到了 2000 年制定的标准^[11]。2010 年,94.9% 的“两控区”城市环境 SO₂ 平均浓度达到了国家二级标准(数据来源于 2011 年的原环境保护部报告)。可见,这些环境规制政策极大地改善了空气污染状况和环境质量。

(二) 关于环境规制与企业升级

1. 环境规制与区域环境质量。由于生产活动的负外部性和传统能源资源的不可再生性,政府采取环境规制措施显得尤为重要,如限制企业在生产过程中的污染排放量、征收污染费和环境税等^[12]。一些研究认为,加强命令控制型环境规制的执行力度可以有效改善企业的生产经营环境^[13-14]。Du and Li^[15]从微观角度证明了环境规制政策的有效性,即环境规制可以制约中国工业企业的污染排放。政府还可以通过征收环境保护税和排污权交易制度等市场激励型环境规制措施,增加企业的生产成本和污染控制成本,从而减少污染排放^[16],改善整个区域的经济增长质量。但也有学者对此提出了质疑^[17-18],他们认为环境规制政策可能会产生所谓的“绿色悖论”现象^[19]。不完善的环境规制政策会在短期内加速煤炭、石化等资源的消耗,增加温室气体、污染气体排放,进一步恶化空气质量^[20]。

2. 环境规制与企业生产率。关于环境规制与企业生产率之间关系的研究,现有文献主要从合规成本理论和创新补偿理论两个角度展开讨论^[21]。合规成本理论认为,环境规制会增加企业生产成本(或者说增加企业的纳税费用),这相当于对企业的生产决策施加了更多约束条件^[22]。举例来说,政府通过“两控区”环境政策规定了企业的排放水平,并强制要求企业实现其减排目标。虽然这样可能会实现大气污染控制目标,但统一的执行标准也会带来较大的履约成本。一旦实现减排目标,企业技术创新投资的驱动力就会减弱甚至消失。合规成本理论还提出,环境规制会抑制企业原有的技术创新^[23],导致企业生产率下降。然而,创新补偿理论(又称波特假说)认为适当的环境规制会刺激企业进行技术创新与绿色生产,从而提高企业生产率^[3 24-25]。André *et al.*^[26]和李卫兵等^[27]认为,排放税和排污许可证等环境规制政策可以促进企业的绿色技术创新和绩效改进。与设定技术要求和绩效标准相比,排放税和排污许可证往往更能激励企业创新。Rubashkina *et al.*^[28]研究了强波特假说和弱波特假说的影响,发现环境规制会激励专利发明人的创新活动,这一结论为弱波特假说提供了支持,但没有发现环境规制对企业生产率增长的强波特假说效应。

对上述文献进行梳理后发现:第一,现有研究大多关注不同类型环境政策的实施对环境质量与企业升级的影响,但没有进一步区分环境政策对企业升级的具体影响路径。第二,合规成本和创新补偿似乎产生了两种相互驳斥的结论。以市场主导型环境政策为研究对象的文献主要得出了“促进”结论,而以命令控制型环境政策为研究对象的文献主要得出了“抑制”结论。基于此,本文把研究重点放在“两控区”政策对企业升级的具体影响路径上。具体而言,本文重点回答的问题是“两控区”环境政策到底是通过激励企业创新而促进企业升级,还是通过增加企业在本地的开办成本,倒逼高污染企业从本地迁出而实现所谓的“企业升级”。

三、研究设计

(一) 关于企业升级的衡量

目前学术界对企业升级的研究大多是在全球价值链的背景下进行的,且研究认为,企业升级主要通过吸收跨国公司的技术、知识和营销信息进行创新^[29-31]。具体来说,企业升级是指企业从生产简单的零部件开始,逐步实现“原始设备制造商(OEM) — 原始设计制造商(ODM) — 原始品牌制造商(OBM)”的转型过程。这个转型过程也就是企业从劳动密集型向技术密集型和资本密集型转变的过程^[32]。对于企业升级的衡量标准,学者们尚未形成统一的观点。多数学者认为,应从多个维度综合考虑企业升级,如从企业创新和企业生产、企业结构和企业绩效等维度来衡量企业升级^[33-34]。当然,也有学者用生产效率来衡量企业升级,如王桂军和卢潇潇^[35]。

基于此,本文采用绿色创新效应和企业迁移效应作为企业升级的代理指标。绿色创新效应用绿色全要素生产率($gtfp$)和研发投入($r&d$)表示,企业迁移效应用企业数量($firm_num$)和过剩产能(fa_ratio)表示。绿色全要素生产率($gtfp$)作为去除要素投入后的剩余值,反映了经济发展的质量,是衡量经济活力的重要指标。对于 $gtfp$ 的测算,虽然SBM方向距离函数和考虑松弛问题的GML指数可以有效弥补以往方法的不足,但SBM方向距离函数无法有效处理各期生产前沿生产单位不一致的问题,影响各期结果的可比性,而GML指数单独使用无法克服径向和角度问题带来的测算偏差。相比之下,基于SBM方向距离函数的GML指数可以有效处理径向和角度问题,同时实现生产前沿的全局可比性。因此,本文借鉴刘钻扩和辛丽^[36]的方法,采用基于SBM方向距离函数的GML指数来测算 $gtfp$ 。对于研发投入($r&d$),本文借用原毅军和谢荣辉^[37]的方法,采用R&D支出占工业GDP的比重来衡量。企业数量($firm_num$)采用城市内企业总数的对数来表示。对于过剩产能(fa_ratio),本文借鉴胡川和郭林英^[38]的做法,采用DEA法对相关指标进行测算,具体包括:固定资产累计折旧当期增加额、现金流总流出额、企业职工人数、营业收入、技术效率、成本效率和分配效率。

(二) 计量模型构建

1. 基准回归模型

双重差分模型(DID)可作为考察“两控区”政策实施所带来的时间和地区变化的基础模型。具体来说,本文将1998年被划定为“两控区”的城市设定为实验组,非“两控区”城市设定为对照组。然后我们可以将“两控区”城市在1998年“两控区”政策颁布前后的企业升级情况与同期非“两控区”城市的相应变化进行比较。需要注意的是,采用DID模型可能会造成估计偏差。由于行业自身的特征也会影响企业升级,且每个城市有不同种类的行业,所以本文还根据样本企业的行业属性将其划分为清洁行业和污染行业。考虑到这些问题后,本文主要采用三重差分估计(DDD)作为主要实证模型,即使用时间变量(例如,1998年“两控区”政策前后)、区域变量(“两控区”城市与非“两控区”城市),以及行业变量(污染行业和清洁行业)。DDD估计模型构建如下:

$$y_{ijrt} = \alpha_1 TCZ_r \times HPI_j \times post + \alpha_2 TCZ_r \times HPI_j + \alpha_3 HPI_j \times post + \alpha_4 TCZ_r \times post + X_{ijrt} + v_{it} + \theta_j + \lambda_{jt} + \varepsilon_{ijrt} \quad (1)$$

式中 y_{ijrt} 表示城市 r 中 j 行业 i 企业在时期 t 的企业升级情况的测量值,分别采用绿色创新效应与企业迁移效应作为企业升级的代理变量。 TCZ_r 表示1998年城市 r 是否是“两控区”城市,如果城市 r 是“两控区”城市,则 $TCZ_r = 1$,如果城市 r 不是“两控区”城市,则 $TCZ_r = 0$ 。 HPI_j 表示是否属于污染行业,如果某一行业是污染行业,则 $HPI_j = 1$,反之则 $HPI_j = 0$ 。 $post$ 表示是否在“两控区”政策提出后,如果 t 在“两控区”政策提出后,则 $post = 1$,否则 $post = 0$ 。 v_{it} 表示“城市-年份”联合固定效应,控制所有时变和非时变的城市特征,如地理特征、气候、自然禀赋等; θ_j 表示“城市-行业”联合固定效应,控制所有时变和非时变的产业特征,如技术的变化,进口竞争程度的变化,产业政策等; λ_{jt} 表示“行业-年份”联合固定效应,只要这些行业-城市差异在样本期内保持不变,允许不同城市的产业有所不同。 X_{ijrt} 代表一系列控制变量, ε_{ijrt} 为误差项。

2. 异质性回归模型

在基础回归模型基础上,本文还考虑到企业层面的异质性,将企业划分为国有企业与非国有企业,以考察“两控区”政策对国有企业(SOE)与非国有企业的升级影响是否存在差异性,具体模型设定如下:

$$y_{ijrt}^{SOE} = \alpha TCZ_r \times HPI_j \times post + \beta TCZ_r \times HPI_j \times post \times SOE + \mu_1 TCZ_r \times post \times SOE + \mu_2 HPI_j \times post \times SOE + X_{ijrt} + v_{it} + \lambda_{jt} + \theta_j^{SOE} + \psi_t^{SOE} + \varepsilon_{ijrt} \quad (2)$$

与此同时,不同区域的环境污染类型、污染程度以及经济发展程度不同,可能会导致“两控区”政策对不同地区企业绿色发展和企业迁移效应的影响存在差异。所以,本文继续从地区异质性角度检

验“两控区”政策对企业升级的影响效应,主要区分了酸雨控制区(AR)与二氧化硫控制区(SO₂)样本,以及东部、东北部、中部和西部地区^③样本。具体模型设定如下:

$$y_{ijrt}^{AR} = \alpha TCZ_r \times HPI_j \times post + \beta TCZ_r \times HPI_j \times post \times AR + \mu_1 TCZ_r \times post \times AR + \mu_2 HPI_j \times post \times AR + X_{ijrt} + v_{it} + \lambda_{jt} + \theta_{ij}^{AR} + \psi_i^{AR} + \varepsilon_{ijrt} \quad (3)$$

$$y_{ijrt}^{SO_2} = \alpha TCZ_r \times HPI_j \times post + \beta TCZ_r \times HPI_j \times post \times SO_2 + \mu_1 TCZ_r \times post \times SO_2 + \mu_2 HPI_j \times post \times SO_2 + X_{ijrt} + v_{it} + \lambda_{jt} + \theta_{ij}^{SO_2} + \psi_i^{SO_2} + \varepsilon_{ijrt} \quad (4)$$

$$y_{ijrt}^{region} = \alpha TCZ_r \times HPI_j \times post + \beta TCZ_r \times HPI_j \times post \times region + \mu_1 TCZ_r \times post \times region + \mu_2 HPI_j \times post \times region + X_{ijrt} + v_{it} + \lambda_{jt} + \theta_{ij}^{west} + \psi_i^{west} + \varepsilon_{ijrt} \quad (5)$$

(三) 变量说明与数据来源

本文核心解释变量为 $TCZ_r \times HPI_j \times post$ 。 TCZ_r 表示是否是“两控区”城市。本文主要根据《国务院关于酸雨控制区和二氧化硫污染控制区有关问题的批复》识别“两控区”城市^④。若企业属于“两控区”城市,则 TCZ_r 取值为 1,否则为 0。 HPI_j 表示是否是污染行业。本文采用实际能源消耗强度来衡量污染行业,实际能源消耗强度等于行业能源消耗强度除以行业实际工业总产值^[39],实际能源消耗强度大于或等于 1 吨标准煤/万元的行业划分为污染行业,实际能源消耗强度在 1 吨标准煤/万元以下的行业划分为清洁产业。若是清洁行业,则 HPI_j 取值为 0,污染行业则取值为 1。 $post$ 表示是否是“两控区”政策提出前后。“两控区”政策首次实施是在 1998 年^⑤,因此,当样本年份大于等于 1998 年时 $post$ 取值为 1,否则取值为 0。

本文其他变量包括对外开放程度($open$)、人均国内生产总值($pgdp$)、人力资本水平(hc)、企业年龄(age)、市场价值与资本重置成本之比($TobinQ$)。其中,对外开放程度($open$)用出口交货值占主营业务收入的比重表示,人力资本水平(hc)用企业科研人员占就业人数的比例表示,人均国内生产总值($pgdp$)数据来源于各区域的统计年鉴,企业年龄(age)用统计年份减去企业成立年份得到, $TobinQ$ 使用企业市场价值与资本重置成本之比衡量。

本文样本区间设置为 1995—2018 年。城市与行业层面的相关数据主要来源于《中国统计年鉴》《中国科技统计年鉴》《中国能源统计年鉴》《中国环境统计年鉴》《中国人口与就业统计年鉴》《中国信息化与工业化融合发展水平评估报告》以及各城市的统计年鉴。上市公司数据来源于 CSMAR 数据库。本文主要筛选整理了在上海证券交易所和深圳证券交易所上市的企业数据。上市公司专利数据来自中华人民共和国国家知识产权局。在样本数据选择过程中,本文根据经济普查数据以及《国务院关于酸雨控制区和二氧化硫污染控制区

有关问题的批复》识别出“两控区”城市和地区共 162 个、企业 146 987 家,非“两控区”城市和地区共 123 个、企业 101 614 家,企业总量为 248 601 家(限于篇幅,各城市名单略去,有兴趣的读者可向作者索取)。在样本期间内,本文所选取的城市保持不变。表 1 汇报了本文相关变量的描述性统计结果。

四、实证结果及分析

(一) 基准回归结果

表 2 为全样本下的基准回归结果。本文重点关注交互项 $TCZ \times HPI \times post$ 的估计系数,如果该

表 1 主要变量的描述性统计

变量名	观测值	TCZ=0		TCZ=1	
		平均值	标准差	平均值	标准差
$gtfp$	248 601	0.214 2	1.543 2	0.221 2	1.544 2
$r\&d$	248 601	0.146 8	0.604 3	0.116 28	0.220 4
$firm_num$	248 601	4 234	0.620 6	6 124	0.675 5
fa_ratio	248 601	0.734 2	0.217 6	0.744 5	0.249 4
$pgdp$	248 601	8.413 4	0.551 1	7.819 4	0.589 2
$open$	248 601	4.847 3	8.588 1	4.823 4	7.596 3
hc	248 601	2.408 3	0.466 6	2.106 3	0.438 6
age	248 601	1.747	0.772	1.832	1.936
$TobinQ$	248 601	0.394	0.756	0.427	0.682
Num. of cities	285	123		162	

注:笔者整理。

系数显著为正,则直接表明“两控区”政策的实施对污染企业的相关效应为正。在表2中,第(1)列和第(2)列的被解释变量是 *gtfp*,第(3)列和第(4)列的被解释变量是 *r&d*。在第(1)列中,没有控制联合固定效应, $TCZ \times HPI \times post$ 的估计系数在1%的水平上显著为正,在第(3)列中, $TCZ \times HPI \times post$ 的估计系数在1%的水平上也显著为正。在第(2)列和第(4)列中,控制联合固定效应后, $TCZ \times HPI \times post$ 的估计系数在1%的水平上仍然显著为正。可见,“两控区”政策对“两控区”城市高污染企业绿色技术创新有正向的推动作用,即存在显著的绿色创新效应。第(5)列和第(6)列的被解释变量是 *firm_num*,第(7)列和第(8)列的被解释变量是 *fa_ratio*。可以发现, $TCZ \times HPI \times post$ 的估计系数为正,但均未通过显著性检验。

表2 基准回归结果

解释变量	绿色创新效应				企业迁移效应			
	<i>gtfp</i>		<i>r&d</i>		<i>firm_num</i>		<i>fa_ratio</i>	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
<i>TCZ × post</i>	0.121 5*** (5.619 2)		0.041 2*** (7.010 8)		0.001 1 (0.280 1)		0.168 4 (0.704 1)	
<i>HPI × post</i>	0.106 4*** (5.497 1)		0.548 9*** (6.295 2)		0.221 4 (0.480 4)		1.373 9 (0.110 5)	
<i>TCZ × HPI</i>	0.002 9*** (5.871 6)		0.042 2*** (5.201 0)		0.004 6 (0.045 4)		0.086 2 (0.097 4)	
<i>TCZ × HPI × post</i>	0.016 6*** (6.804 2)	0.016 5*** (5.572 1)	0.161 7*** (6.230 6)	0.083 6*** (7.635 3)	0.025 4 (0.051 9)	0.025 1 (0.901 3)	0.469 (0.542 7)	0.182 4 (0.457 1)
<i>hc × HPI × post</i>	0.004 1*** (6.527 2)	0.007 9*** (6.185 3)	0.098 5*** (5.220 8)	0.109 3*** (6.802 4)	-0.007 8*** (-7.449 8)	-0.011 7*** (-6.143 6)	-0.397 8*** (-7.209 1)	-0.453 3*** (-8.405 4)
<i>open × HPI × post</i>	-0.001 5*** (-7.375 1)	-0.004 0*** (-6.230 2)	-0.001 4*** (-7.808 1)	-0.004 7*** (-7.060 4)	0.001 9*** (4.361 6)	0.005 3*** (5.382 0)	0.007 3*** (5.563 6)	0.002 6*** (6.565 5)
<i>pgdp × HPI × post</i>	0.004 5*** (5.516 2)	0.005 3*** (6.896 1)	0.022 5*** (7.175 7)	0.010 5*** (7.601 1)	-0.008 3*** (-6.562 9)	-0.009 2*** (-6.912 0)	-0.052 8*** (-7.506 2)	-0.020 6*** (-10.687 9)
<i>age × HPI × post</i>	0.019 3* (2.010 2)	0.002 4** (2.563 2)	0.003 7*** (3.527 1)	0.010 3*** (3.742 1)	0.028 4*** (5.621 0)	0.003 8*** (3.846 1)	0.006 3** (3.000)	0.028 3*** (3.873)
<i>TobinQ × HPI × post</i>	0.000 2*** (3.716 0)	0.093 4*** (5.000 5)	0.002 9*** (3.109 3)	0.009 1*** (4.402 1)	0.000 2*** (4.198 3)	0.002 2*** (3.082 1)	0.000 9*** (5.386 1)	0.004 0*** (3.831 2)
<i>city FE</i>	是	否	是	否	是	否	是	否
<i>indus FE</i>	是	否	是	否	是	否	是	否
<i>year FE</i>	是	否	是	否	是	否	是	否
<i>city-year FE</i>	否	是	否	是	否	是	否	是
<i>city-indus FE</i>	否	是	否	是	否	是	否	是
<i>indus-year FE</i>	否	是	否	是	否	是	否	是
N	248 601	248 601	248 601	248 601	248 601	248 601	248 601	248 601
R ²	0.723 5	0.629 5	0.673 8	0.518 7	0.734 2	0.667 2	0.615 8	0.563 7

注:所有回归聚类到行业-年份层面的稳健标准误对应的 *t* 值;***、**和* 分别表示1%、5%和10%的显著性水平;模型固定效应分为两种,第一种是城市(*city FE*)、行业(*indus FE*)、年份(*year FE*)固定效应,第二种是城市-年份(*city-year FE*)、城市-行业(*city-indus FE*)、行业-年份(*indus-year FE*)联合固定效应,后文表格中固定效应类型不再重复说明。

以上结果表明,“两控区”环境政策促进污染企业绿色创新发展的同时,并没有迫使其从本地迁移到没有环境约束或者约束宽松的地区,即没有产生显著的企业迁移效应。本文认为环境规制政策设计和实施的最终落脚点是激励企业增加研发投入,提高绿色技术创新能力,从而加快企业转型升级。如果“两控区”环境政策使得污染企业改变经济活动的区位选择,而不是淘汰落后产能、寻求技术创新,那么“两控区”政策的实施将对企业升级,乃至整个区域的可持续发展产生消极影响。事实上,本文的经验证据表明“两控区”政策并没有产生显著的负面作用。这一结论不仅有助于澄清现有研究关于“两控区”环境规制政策治理方向的争议,也为污染企业实现绿色技术创新和转型升级提供了较为可靠的经验证据。

(二) 稳健性检验

1. 验证平行趋势。为进一步证明“两控区”政策的绿色创新效应是真实存在的,而非企业升级的时间趋势所致,本文对基准回归模型中的 $post$ 变量重新定义,将其换成1996—2008年间各年的虚拟变量,以检验污染行业与清洁行业在企业升级状况方面的事前平行趋势。表3结果表明, $HPI \times year_dummy$ 的系数估计值仅在 $TCZ = 1$ 时显著为正,在“两控区”政策实施前,政策效应的系数估计值均未通过显著性检验,而当“两控区”政策实施后,当期的政策效应为正且显著异于0。这说明无论是企业绿色全要素生产率还是研发投入,“两控区”政策的绿色创新效应仅存在于“两控区”城市内。结果表明,“两控区”政策的绿色创新效应是真实存在的,而非企业升级的时间趋势所致。同时,这一结果也表明前文结论未受到时间趋势的影响,本文的识别策略满足平行趋势假设。

2. 更换政策时间节点。由于可能存在其他政策或随机因素的干扰,使“两控区”政策影响效应的估计结果存在偏差,例如2010年环境规制力度加大,当面临更高强度的环境规制时,“两控区”城市将加强重点领域环境风险防控,此时企业升级或者企业转移是否会受到影响^[8]? 为此,本文更换时间节点,采用2005—2016年的数据,考察“两控区”政策实施十年后,当面临更高强度的环境规制时,“两控区”污染行业企业升级状况。表4列示了排除其他政策效应的检验结果。第(1)列和第(2)列的被解释变量为绿色创新效应的代理变量, $TCZ \times HPI \times post$ 的估计系数在1%的水平下显著为正;第(3)列和第(4)列的被解释变量为企业迁移效应的代理变量, $TCZ \times HPI \times post$ 的估计系数均不显著。这说明“两控区”政策对“两控区”城市高污染企业绿色技术创新有正向的推动作用,但对企业迁移的影响并不显著,与上文基准回归结果一致,因此结论稳健。

3. 采用倾向得分匹配法。考虑到处理组和对照组在企业特征和样本选择问题上存在差异,为了消除这些问题的影响,本文通过倾向得分匹配法(PSM)选择与“两控区”城市配对的非“两控区”城市^[2]。具体来说,本文根据1992—1997年的城市变量平均值,采用最邻近匹配法进行匹配,寻找与实验组相似的对照组,以对前文的基准回归结果重新进行检验,具体见表5。在第(1)列至第(4)

表3 中国企业升级状况的逐年趋势

$HPI \times year_dummy$	gfp		$r\&d$	
	(1) $TCZ = 0$	(2) $TCZ = 1$	(3) $TCZ = 0$	(4) $TCZ = 1$
1996	0.0488 (0.9269)	0.0731 (0.3320)	0.1762 (0.4939)	0.0175 (0.1206)
2000	0.0239 (0.4116)	0.0805 (0.3619)	0.0208 (0.3530)	0.0201 (0.1909)
2004	0.0220 (0.4384)	0.1692 (0.7315)	0.0035 (0.1728)	0.1328 (1.1162)
2008	0.0107 (1.2283)	0.2673 (1.1805)	0.1064 (1.1283)	0.2203 (1.0134)
2012	0.0207** (2.1618)	0.2540*** (5.1535)	0.0418 (0.7738)	0.4392*** (6.6794)
2016	0.0422 (0.7676)	0.4098*** (6.5022)	0.0194** (2.2238)	0.5614*** (5.2749)
2018	0.0101 (1.0021)	0.7548*** (5.7306)	0.0334 (0.7351)	0.7303*** (6.6826)
$city_year\ FE$	是	是	是	是
$city_indus\ FE$	是	是	是	是
$indus_year\ FE$	否	否	否	否
N	96889	135631	96889	135631
R ²	0.5536	0.6853	0.5535	0.6386

注: 本文将样本区分为“两控区”城市和非“两控区”城市,分别展开回归分析;由于样本期较长,这里仅以4年为间隔列示结果;所有回归聚类到行业-年份层面的稳健标准误对应的 t 值;***、**和* 分别表示1%、5%和10%的显著性水平。

表4 更换政策时间节点的检验结果

解释变量	绿色创新效应		企业迁移效应	
	(1) gfp	(2) $r\&d$	(3) $firm_num$	(4) fa_ratio
$TCZ \times HPI \times post$	0.0059*** (10.6229)	0.0175*** (12.6908)	0.0093 (0.7629)	0.0404 (0.6473)
$controls$	是	是	是	是
$city_year\ FE$	是	是	是	是
$city_indus\ FE$	是	是	是	是
$indus_year\ FE$	是	是	是	是
N	146987	146987	146987	146987
R ²	0.7529	0.5199	0.7297	0.6763

注: 所有回归聚类到行业-年份层面的稳健标准误对应的 t 值;***、**和* 分别表示1%、5%和10%的显著性水平。

列中 $TCZ \times HPI \times post$ 的系数估计值均在 1% 的水平下显著为正,在第(5)列至第(8)列中 $TCZ \times HPI \times post$ 的系数估计值均为正但不显著。这说明“两控区”政策的实施有利于“两控区”城市高污染企业的绿色技术创新,即存在显著的绿色创新效应,但其产生的企业迁移效应并不明显。以上结果表明,考虑潜在的样本偏差问题后,本文主要结论依然成立。

表 5 倾向得分匹配法的检验结果

解释变量	绿色创新效应				企业迁移效应			
	<i>gtfp</i>		<i>r&d</i>		<i>firm_num</i>		<i>fa_ratio</i>	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
$TCZ \times HPI \times post$	0.002 1*** (10.913 5)	0.008 3*** (7.408 5)	0.004 7*** (7.241 0)	0.018 1*** (6.268 1)	0.005 1 (0.306 4)	0.107 1 (0.921 7)	0.008 8 (0.423 6)	0.426 7 (0.029 5)
<i>controls</i>	是	是	是	是	是	是	是	是
<i>city-year FE</i>	是	是	是	是	是	是	是	是
<i>city-indus FE</i>	是	是	是	是	是	是	是	是
<i>indus-year FE</i>	是	是	是	是	是	是	是	是
N	290 126	440 857	290 126	440 857	290 126	440 857	290 126	440 857
R ²	0.625 8	0.511 8	0.719 5	0.653 7	0.637 6	0.593 1	0.654 0	0.720 1

注:奇数列实验组与对照组的匹配比例为 1:1,偶数列采用的配对比例为 1:3,并删除不满足假设的观察结果;所有回归聚类到行业-年份层面的稳健标准误对应的 *t* 值;***、**和* 分别表示 1%、5%和 10%的显著性水平。

4. 更换模型估计方法。为进一步检验实证结果的稳健性,本文尝试采用伪泊松极大似然估计法(PPML)进行重新回归,具体结果见表 6。第(1)列和第(2)列的被解释变量为企业绿色创新效应的代理变量,第(3)列和第(4)列的被解释变量为企业迁移效应的代理变量。实证结果表明,第(1)列和第(2)列 $TCZ \times HPI \times post$ 的系数估计值均显著为正,而第(3)列和第(4)列 $TCZ \times HPI \times post$ 的系数估计值均不显著,影响效应的方向和作用效果与前文结论一致。这说明更改模型估计方法后,本文主要结论依然成立。此外,考虑到“两控区”城市选择的内生性问题,本文又进行了内生性检验,检验结果表明核心结论依然成立^⑥。

表 6 采用 PPML 估计方法的检验结果

解释变量	绿色创新效应		企业迁移效应	
	(1)	(2)	(3)	(4)
	<i>gtfp</i>	<i>r&d</i>	<i>firm_num</i>	<i>fa_ratio</i>
$TCZ \times HPI \times post$	0.002 1*** (7.913 5)	0.008 3*** (6.408 5)	0.004 7 (0.541 0)	0.018 1 (0.768 5)
<i>controls</i>	是	是	是	是
<i>city-year FE</i>	否	否	否	否
<i>city-indus FE</i>	是	是	否	否
<i>indus-year FE</i>	是	是	是	是
N	146 987	146 987	146 987	146 987
R ²	0.625 8	0.511 8	0.719 5	0.653 1

注:采用 PPML 回归时,若同时控制三种联合固定效应,则可能无法得出回归结果,因此,第(1)列和第(2)列未控制 *city-year FE*,第(3)列和第(4)列未控制 *city-year FE* 和 *city-indus FE*;所有回归聚类到行业-年份层面的稳健标准误对应的 *t* 值;***、**和* 分别表示 1%、5%和 10%的显著性水平。

五、异质性讨论

(一) 考虑企业性质差异

前文验证了“两控区”政策对中国企业升级的影响,接下来本文将考虑企业层面的异质性。本文将企业划分为国有企业与非国有企业,表 7 汇报了基于式(2)的回归结果。其中,奇数列为未加入控制变量的检验结果,偶数列为加入控制变量后的检验结果。可以发现,控制变量的加入并没有改变系数的方向和显著性,这表明回归结果稳健。具体来看,当被解释变量为 *gtfp* 和 *r&d* 时,交互项 $TCZ \times HPI \times post \times SOE$ 的估计系数在 1% 的水平上是显著为正的,这表明与非国有企业相比,“两控区”政策在样本考察期内主要促进了国有企业的研发创新。原因可能在于,不同所有制企业面对环境规制所带来的成本有着不同的负担能力。国有企业受当地政府保护,更容易在税收、产权保护、资金支持等方面获得优惠政策^[40]。因此,国有企业对额外生产成本的负担能力较强,进行绿色技术创新的能力也较强。当被解释变量为 *firm_num* 和 *fa_ratio* 时, $TCZ \times HPI \times post \times SOE$ 的系数值均未通

过显著性检验,说明“两控区”政策对国有企业和非国有企业均未产生迁移效应。

(二) 区分酸雨与 SO₂ 控制区

考虑到不同控制区的环境规制政策对企业升级会产生差异性影响,本文将全样本划分为酸雨控制区企业和 SO₂ 控制区企业进行检验,结果见表 8。当被解释变量为 *gtfp* 和 *r&d* 时, $TCZ \times HPI \times post \times AR$ 的估计系数均在 1% 的水平上显著为正, $TCZ \times HPI \times post \times SO_2$ 的系数估计值虽为正却均未通过显著性检验。该结果意味着,“两控区”政策实施后主要促进了酸雨控制区企业的转型升级,而对 SO₂ 控制区企业升级的促进作用并不显著。原因可能在于:一方面,我国的酸雨控制区主要集中在长江以南的东南沿海和中南部分地区,而 SO₂ 控制区主要集中在长江以北的华北和东北地区。相较于北方地区,南方地区经济发展迅速、市场化程度高、资本积累速度较快,这为企业进行研发创新以及产业结构调整创造了条件。另一方面,随着污染排放量的提高,SO₂ 控制区企业边际减排的成本会大幅度提升,这使得企业因减排负担加重而降低减排热情。进一步观察结果可以发现,当被解释变量为 *firm_num* 和 *fa_ratio* 时,无论是酸雨控制区还是 SO₂ 控制区,相关估计系数均未通过显著性检验,说明“两控区”政策所引致的企业迁移效应并不明显,该结论与前文结果相一致。

表 7 “两控区”政策对不同所有制企业升级的影响

解释变量	绿色创新效应				企业迁移效应			
	<i>gtfp</i>		<i>r&d</i>		<i>firm_num</i>		<i>fa_ratio</i>	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
$TCZ \times HPI \times post$	0.001 1 (0.475 8)	0.001 8 (1.114 5)	0.026 3 (1.156 2)	0.022 8 (1.047 1)	-0.003 8 (-1.118 9)	-0.000 7 (-0.388 5)	-0.054 5 (-0.915 3)	-0.130 4 (-1.174 5)
$TCZ \times HPI \times post \times SOE$	0.025 5*** (7.818 7)	0.030 2*** (8.877 5)	0.108 3*** (10.221 9)	0.219 2*** (9.181 1)	0.051 6 (0.077 5)	0.060 8 (0.147 0)	-0.262 8 (-0.249 7)	-0.656 3 (-0.703 6)
$TCZ \times post \times SOE$	0.004 2*** (5.105 0)	0.000 3*** (6.149 3)	0.003 8*** (5.557 6)	0.008 1*** (4.080 8)	0.000 5 (0.272 0)	0.000 4 (0.220 1)	0.009 (0.298 4)	0.000 3 (0.009 7)
$HPI \times post \times SOE$	0.000 3 (0.093 9)	0.005 1 (1.073 3)	0.003 5 (0.223 2)	0.114 2*** (3.721 5)	-0.000 3 (-0.107 7)	-0.009 8* (-1.684 8)	-0.010 2 (-0.163 3)	-0.423 2*** (-5.561 0)
<i>controls</i>	否	是	否	是	否	是	否	是
<i>city-year-soe FE</i>	是	是	是	是	是	是	是	是
<i>city-year FE</i>	是	是	是	是	是	是	是	是
<i>city-indus FE</i>	是	是	是	是	是	是	是	是
<i>soe-year FE</i>	是	是	是	是	是	是	是	是
N	146 987	146 987	146 987	146 987	146 987	146 987	146 987	146 987
R ²	0.148 4	0.146 8	0.293 9	0.297 7	0.158 6	0.160 2	0.148 4	0.146 8

注:所有回归聚类到行业-年份层面的稳健标准误对应的 *t* 值;***、**和* 分别表示 1%、5%和 10% 的显著性水平。

表 8 “两控区”政策效应的地区异质性:分酸雨控制区与二氧化硫控制区

解释变量	绿色创新效应				企业迁移效应			
	<i>gtfp</i>		<i>r&d</i>		<i>firm_num</i>		<i>fa_ratio</i>	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
$TCZ \times HPI \times post \times AR$	0.005 7*** (9.052 5)	0.005 8*** (8.774 1)	0.053 9*** (7.217 0)	0.038 3*** (8.155 9)	0.006 0 (1.125 9)	0.004 5 (1.312 8)	0.221 1 (0.083 9)	0.175 1 (0.186 7)
$TCZ \times HPI \times post \times SO_2$	0.003 5 (1.145 3)	0.004 4 (0.865 1)	0.001 7 (0.144 2)	0.006 4 (0.413 5)	0.003 8 (0.473 1)	0.004 7 (0.578 9)	0.008 9 (0.189 3)	0.033 5 (0.579 2)
<i>controls</i>	否	是	否	是	否	是	否	是
<i>city-year-soe FE</i>	是	是	是	是	是	是	是	是
<i>city-year FE</i>	是	是	是	是	是	是	是	是
<i>city-indus FE</i>	是	是	是	是	是	是	是	是
<i>soe-year FE</i>	是	是	是	是	是	是	是	是
N	146 987	146 987	146 987	146 987	146 987	146 987	146 987	146 987
R ²	0.660 4	0.670 7	0.512 4	0.622 1	0.503 3	0.632 9	0.652 7	0.556 6

注:所有回归聚类到行业-年份层面的稳健标准误对应的 *t* 值;***、**和* 分别表示 1%、5%和 10% 的显著性水平。

(三) 考虑企业所属地域的差异

鉴于环境政策对企业升级的影响可能受限于企业所在区域,本文进一步从地区异质性出发考察“两控区”环境政策对不同区域企业升级的作用差异。表9结果显示:当被解释变量为 *gfp* 和 *r&d* 时, $TCZ \times HPI \times post \times east$ 、 $TCZ \times HPI \times post \times northeast$ 的估计系数均为正且在1%的水平上高度显著,与全样本的估计结果一致;而 $TCZ \times HPI \times post \times mid$ 、 $TCZ \times HPI \times post \times west$ 的估计系数均未通过显著性检验,这说明“两控区”政策产生的绿色创新效应存在地区差异性。当被解释变量为 *firm_num* 和 *fa_ratio* 时,除了 $TCZ \times HPI \times post \times west$ 的估计系数在1%的水平上显著为正之外,其他估计结果均未通过显著性检验。上述结果表明“两控区”政策对东部、东北部地区企业的绿色创新效应较大,对中部和西部地区的效应较小;对东部、东北部和中部地区企业的迁移效应均不明显,但对西部地区的迁移效应明显大于绿色创新效应,不利于企业升级。东部和东北部地区经济较为发达,研发投入能力强,产业基础良好,且多为资本密集型和技术密集型产业,当环境规制强度提高时会激发更高的创新动力和能力,加快企业的转型升级。而中部和西部地区经济欠发达,产业结构不合理,调整难度大,相比于东部地区,其创新空间和能力也较为有限。从长远来看,这显然不利于企业的创新发展和优化升级。

表9 “两控区”政策效应的地区异质性:分地区对比

解释变量	绿色创新效应				企业迁移效应			
	<i>gfp</i>		<i>r&d</i>		<i>firm_num</i>		<i>fa_ratio</i>	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
$TCZ \times HPI \times post$	0.015 1*** (5.347 5)	0.058 9*** (6.424 2)	0.023 9*** (6.779 4)	0.593 5*** (9.423 5)	0.005 5 (0.874 7)	0.104 9 (0.472 1)	-0.008 7 (-0.277 9)	-0.431 9 (-0.160 0)
$TCZ \times HPI \times post \times east$	0.002 2*** (5.121 7)	0.066 7*** (7.796 8)	0.011 6*** (6.573 1)	0.155 8*** (7.737 5)	0.399 8 (0.076 7)	0.222 4 (0.467 6)	0.535 8 (0.404 6)	0.069 4 (0.216 4)
$TCZ \times HPI \times post \times northeast$	0.009 5*** (7.991 6)	0.019 3*** (6.545 7)	0.012 0*** (6.928 7)	0.021 6*** (9.128 0)	0.776 7 (1.193 4)	0.391 6 (0.497 8)	0.838 0 (0.651 1)	0.643 4 (0.587 9)
$TCZ \times HPI \times post \times mid$	0.024 3 (1.164 9)	0.077 2 (1.238 8)	0.029 5 (1.009 6)	0.116 1 (0.516 9)	0.298 3 (0.270 9)	0.221 7 (0.562 4)	0.779 7 (0.802 0)	0.258 2 (0.315 8)
$TCZ \times HPI \times post \times west$	-0.007 2 (-0.846 6)	-0.160 1 (-1.238 4)	-0.011 1 (-0.976 4)	-0.420 4 (-1.388 6)	0.534 8*** (7.120 7)	0.617 8*** (8.380 2)	0.328 2*** (7.439 8)	0.250 6*** (9.640 1)
<i>controls</i>	否	是	否	是	否	是	否	是
<i>city-year-soe FE</i>	是	是	是	是	是	是	是	是
<i>city-year FE</i>	是	是	是	是	是	是	是	是
<i>city-indus FE</i>	是	是	是	是	是	是	是	是
<i>soe-year FE</i>	是	是	是	是	是	是	是	是
N	146 987	146 987	146 987	146 987	146 987	146 987	146 987	146 987
R ²	0.655 8	0.518 9	0.729 9	0.675 1	0.603 5	0.676 1	0.731 0	0.619 3

注:所有回归聚类到行业-年份层面的稳健标准误对应的 *t* 值;***、**和* 分别表示1%、5%和10%的显著性水平。

六、结论与政策建议

随着工业经济的快速发展,平衡好经济发展和环境污染治理之间的关系,实现经济增长和环境治理的“共赢”局面,已成为全社会亟须解决的关键问题^[41]。在此背景下,“两控区”政策的构想为中国经济高质量发展提供了新思路。“两控区”政策旨在通过加大我国酸雨和二氧化硫污染防治力度,有效控制环境污染问题。那么,从微观企业层面来看,这一政策是否有利于实现中国企业升级?鉴于此,本文基于1995—2018年间我国沪深股市上市公司的微观数据,采用三重差分方法(DDD)识别“两控区”政策与中国企业升级之间的因果关系。研究结果显示:第一,“两控区”政策能够显著促进中国企业绿色生产效率提升和绿色研发投入增加,但在影响本地企业外迁的次数与概率方面表现并不显著。换言之,“两控区”环境政策的影响效应主要表现为绿色创新效应。第二,异质性结果表明,对于国有企业、处于酸雨控制区的企业,以及处于东部、东北部地区的企业来说,“两控区”环境政策对企业升级的影响主要表现为企业绿色创新效应的影响。同时这一结果也表明“两控区”政策未表现出企业迁移效应的结论仍然成立。

基于以上研究结论,本文的政策建议如下:首先,鼓励企业加大绿色创新投资。在实施“两控区”政策的地区,经济增长普遍存在资源消耗过大、污染排放过多的问题。因此,坚持深化“两控区”政策对企业优化升级的绿色创新效应,有助于促进我国经济长期稳定增长,摆脱高速增长和高质量发展的循环^[2]。在进一步推动我国企业积极响应“两控区”政策的过程中,具体的政策建议包括:(1)国有企业和非国有企业两手抓,发挥不同所有制企业的比较优势。本文研究结果表明,“两控区”政策的绿色创新效应主要依靠国有企业,而非国有企业的绿色创新效应相对较弱。因此,充分发挥“两控区”的政策效应,既要继续推动国有企业加大对绿色生产和环境保护的投资,也要通过政策鞭策鼓励非国有企业参与到绿色升级的建设中来。同时,发挥不同所有制企业的比较优势,构建协作网络,提高绿色技术创新的生产效率。(2)在实现绿色创新效应的早期收获后,继续鼓励中国企业扩大研发投入力度。其次,加强环境规制的区域间战略互动,保证“两控区”政策行稳致远。本文实证结果表明,“两控区”政策对于企业升级有着显著的正向影响,因此,在深入推进“两控区”政策的过程中,应全面考虑企业升级过程中的外部因素,从根源上保证“两控区”政策的规制作用。具体建议包括:(1)完善环境保护指标与地方政绩考核挂钩的机制,加大污染减排和生态效益在地方政绩考核中的权重,尝试建立旨在引导地方政府进行“优化竞争”的“绿色官员”晋升机制。(2)优化地方政府的环境治理结构,适当降低环境分权程度,对地方区域的环境保护和污染控制实行一定程度的集中管理,进而减少跨区域的污染转移,有效防止区域间环境规制程度的空间异质性问题。

注释:

- ①“两控区”城市的划定依据是:如果近年来城市年均环境SO₂浓度均高于国家二级标准,日均环境SO₂浓度超过国家三级标准(250μg/m³)或其SO₂排放量显著,则该城市被定为SO₂污染控制区;当城市降水的平均pH值等于或小于4.5,硫酸盐沉积高于临界负荷,或该城市的SO₂排放量很大时,则该城市被定为酸雨控制区。
- ②具体来说,到2000年底,“工业SO₂污染源应达到国家规定的SO₂排放标准;SO₂排放总量应在规定范围内;重要城市的环境SO₂浓度应达到国家标准;酸雨控制区的酸雨应得到缓解”。到2010年底,“SO₂排放总量应低于2000年;所有城市的环境SO₂浓度应达到国家标准;降水平均pH值等于或小于4.5的酸雨区数量应明显减少”。
- ③根据中国区域划分,东北部包括辽宁、吉林、黑龙江;中部包括山西、河南、湖北、湖南、安徽、江西;西部包括陕西、内蒙古、甘肃、宁夏、青海、新疆、四川、重庆、贵州、云南、西藏、广西;除此之外的为东部省份。
- ④《大气污染防治法》规定,根据气象、地形、土壤等自然条件,可以将已经产生、可能产生酸雨的地区或者其他二氧化硫污染严重的地区,划定为酸雨控制区或者二氧化硫污染控制区,即“两控区”。一般来说,降雨pH值≤4.5的,可以划定为酸雨控制区;近三年来环境空气二氧化硫年平均浓度超过国家二级标准的,可以划定为二氧化硫污染控制区。
- ⑤虽然“两控区”政策首次实施是在1998年,但在2010年扩大实施了该政策,因此,在稳健性检验部分本文将政策节点更新为2010年。此时,当考察的样本年份大于等于2010年时 $post$ 取值为1,否则取值为0。
- ⑥考虑到“两控区”城市的选取与经济发展水平之间可能存在遗漏变量和自我选择所带来的内生性问题,故而存在反向因果可能,违背了分组随机性,进而会导致参数估计的偏误,本文选择空气流通系数($\ln VC$)作为“两控区”试点城市的工具变量。工具变量的数据来自欧洲中期天气预报中心(ECMWF)的ERA-Interim数据库。限于篇幅,未展示工具变量回归结果,但留存备案。

参考文献:

- [1]韩国高.环境规制、技术创新与产能利用率——兼论“环保硬约束”如何有效治理产能过剩[J].当代经济科学,2018(1):84-93+127.
- [2]盛丹,张国峰.两控区环境管制与企业全要素生产率增长[J].管理世界,2019(2):24-42+198.
- [3]PORTER M E,VAN DER LINDE C. Toward a new conception of the environment-competitiveness relationship[J]. Journal of economic perspectives,1995 9(4):97-118.
- [4]郭进.环境规制对绿色技术创新的影响——“波特效应”的中国证据[J].财贸经济,2019(3):147-160.

- [5]吴明琴,周诗敏.环境规制与污染治理绩效——基于我国“两控区”的实证研究[J].现代经济探讨,2017(9):7-15.
- [6] OUESLATI W. Environmental tax reform: short-term versus long-term macroeconomic effects [J]. Journal of macroeconomics 2014 40: 190-201.
- [7] 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.
- [8]高雪莲,王佳琪,张迁,等.环境管制是否促进了城市产业结构优化?——基于“两控区”政策的准自然实验[J].经济地理,2019(9):122-128+137.
- [9]JEFFERSON G H, TANAKA S, YIN W. Environmental regulation and industrial performance: evidence from unexpected externalities in China [J]. Available at SSRN 2216220 2013.
- [10]邹国伟,周振江.环境规制、政府竞争与工业企业绩效——基于双重差分法的研究[J].中南财经政法大学学报,2018(6):13-21+158-159.
- [11]TANAKA S. Environmental regulations on air pollution in China and their impact on infant mortality [J]. Journal of health economics 2015 42: 90-103.
- [12]GAO J, WOODWARD A, VARDOLAKIS S, et al. Haze, public health and mitigation measures in China: a review of the current evidence for further policy response [J]. Science of the total environment 2017 578: 148-157.
- [13]CHENG Z, LI L, LIU J. The emissions reduction effect and technical progress effect of environmental regulation policy tools [J]. Journal of cleaner production 2017 149: 191-205.
- [14]石华平,易敏利.环境规制对高质量发展的影响及空间溢出效应研究[J].经济问题探索,2020(5):160-175.
- [15]DU W, LI M. Assessing the impact of environmental regulation on pollution abatement and collaborative emissions reduction: micro-evidence from Chinese industrial enterprises [J]. Environmental impact assessment review, 2020, 82: 106382.
- [16]WANG Y, ZUO Y, LI W, et al. Does environmental regulation affect CO₂ emissions? Analysis based on threshold effect model [J]. Clean technologies and environmental policy 2019 21(3):565-577.
- [17]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.
- [18]孔海涛,于庆瑞,张小鹿.环境规制、经济集聚与城市生产率[J].经济问题探索,2019(1):75-87.
- [19]SINN H-W. Public policies against global warming: a supply side approach [J]. International tax and public finance, 2008 15(4):360-394.
- [20]WU W, LIU Y, WU C-H, et al. An empirical study on government direct environmental regulation and heterogeneous innovation investment [J]. Journal of cleaner production 2020 254: 120079.
- [21]张娟,耿弘,徐功文,等.环境规制对绿色技术创新的影响研究[J].中国人口·资源与环境,2019(1):168-176.
- [22]PALMER K, OATES W E, PORTNEY P R. Tightening environmental standards: the benefit-cost or the no-cost paradigm? [J]. Journal of economic perspectives, 1995 9(4):119-132.
- [23]LI B, WU S. Effects of local and civil environmental regulation on green total factor productivity in China: a spatial Durbin econometric analysis [J]. Journal of cleaner production 2017 153: 342-353.
- [24]鞠可一,周得瑾,吴君民.环境规制可以“双赢”吗?——中国工业行业细分视角下的强“波特假说”研究[J].北京理工大学学报(社会科学版),2020(1):21-28.
- [25]于连超,张卫国,毕茜.环境执法监督促进了企业绿色转型吗? [J]. 商业经济与管理,2019(3):61-73.
- [26]ANDRÉ F J, GONZÁLEZ P, PORTEIRO N. Strategic quality competition and the porter hypothesis [J]. Journal of environmental economics and management 2009 57(2):182-194.
- [27]李卫兵,刘方文,王滨.环境规制有助于提升绿色全要素生产率吗?——基于两控区政策的估计[J].华中科技大学学报(社会科学版),2019(1):72-82.
- [28]RUBASHKINA Y, GALEOTTI M, VERDOLINI E. Environmental regulation and competitiveness: empirical evidence on the Porter Hypothesis from European manufacturing sectors [J]. Energy policy 2015 83: 288-300.
- [29]ROPER S, DU J, LOVE J H. Modelling the innovation value chain [J]. Research policy 2008 37(6-7):961-977.

- [30] INEMEK A, MATTHYSSENS P. The impact of buyer-supplier relationships on supplier innovativeness: an empirical study in cross-border supply networks [J]. *Industrial marketing management* 2013, 42(4): 580-594.
- [31] KERGROACH S. National innovation policies for technology upgrading through GVCs: a cross-country comparison [J]. *Technological forecasting & social change* 2019, 145: 258-272.
- [32] AZADEGAN A, WAGNER S M. Industrial upgrading, exploitative innovations and explorative innovations [J]. *International journal of production economics* 2011, 130(1): 54-65.
- [33] 李林木, 汪冲. 税费负担、创新能力与企业升级——来自“新三板”挂牌公司的经验证据 [J]. *经济研究* 2017(11): 119-134.
- [34] 肖曙光, 杨洁. 高管股权激励促进企业升级了吗——来自中国上市公司的经验证据 [J]. *南开管理评论* 2018(3): 66-75.
- [35] 王桂军, 卢潇潇. “一带一路”倡议与中国企业升级 [J]. *中国工业经济* 2019(3): 43-61.
- [36] 刘钻扩, 辛丽. “一带一路”建设对沿线中国重点省域绿色全要素生产率的影响 [J]. *中国人口·资源与环境* 2018(12): 87-97.
- [37] 原毅军, 谢荣辉. FDI、环境规制与中国工业绿色全要素生产率增长——基于 Luenberger 指数的实证研究 [J]. *国际贸易问题* 2015(8): 84-93.
- [38] 胡川, 郭林英. 产能过剩、闲置成本与企业创新的关系研究 [J]. *科研管理* 2020(5): 40-46.
- [39] 龚健健, 沈可挺. 中国高耗能产业及其环境污染的区域分布——基于省际动态面板数据的分析 [J]. *数量经济技术经济研究* 2011(2): 20-36 + 51.
- [40] DOLLAR D, WEI S-J. Das (wasted) capital: firm ownership and investment efficiency in China [R]. NBER working paper No. 13103 2007.
- [41] 薛俭, 吉小琴, 朱清叶. 环境规制、FDI 对我国区域经济增长的影响——基于“两控区”政策的实证分析 [J]. *生态经济* 2019(3): 140-145.

(责任编辑: 李 敏)

How do environmental policies affect the upgrading of Chinese companies? A quasi-natural experiment using the “two control zones” policy

ZHANG Dongyang

(School of Economics, Capital University of Economics and Business, Beijing 100026, China)

Abstract: How can the relationship between economic development and pollution control be balanced to achieve a “win-win” situation for both economic growth and environmental control? This is one of the focal topics that needs to be explored in depth. Based on the data of companies listed on China’s Shanghai and Shenzhen stock markets from 1995 to 2018, this paper takes the “two control zones” (TCZ) policy in 1998 as a quasi-natural experiment, and uses the DDD model to identify the causal relationship between environmental policies and enterprise upgrading in China. The central question is whether the impact of environmental policies in the TCZ on firms is a green innovation effect or a relocation effect. First, the empirical results show that the TCZ policy significantly boosted the green productivity and R&D innovation expenditure of local firms. However, it did not significantly increase the prevalence and probability of out-migration of local enterprises. In other words, the impact of the TCZ policy on enterprise upgrading is mainly manifested in the green innovation effect. Second, after a series of robustness tests such as changing policy node, propensity score matching, PPML estimation, the above findings remain robust. Third, the heterogeneity analysis shows that for SOEs, firms in acid rain control areas, and firms in the eastern and northeastern regions, the green innovation effect brought by the environmental policies of the TCZ is more significant.

Key words: TCZ policy; enterprise upgrading; innovation effect; migration effect; DDD model