



程芳芳,傅京燕.区域联防联控环境治理政策对企业生产规模的影响研究[J].中国人口·资源与环境,2020,30(9):46-53.[CHENG Fangfang,FU Jingyan.On the impact of the environmental governance policy of regional joint prevention and control on the enterprise production scale[J].China population,resources and environment,2020,30(9):46-53.]

区域联防联控环境治理政策 对企业生产规模的影响研究

程芳芳¹ 傅京燕^{1,2}

(1.暨南大学经济学院,广东广州510632;2.暨南大学绿色与低碳发展研究院,广东广州510632)

摘要 大气污染明显的区域性特点决定了实施联防联控协同治理的必要性,为破除原有单一主体治理缺陷,2012年中国开始实施联防联控协同治理政策,且已初显治理效果。本文筛选整理沪深A股上市公司2004—2017年数据,在联防联控协同治理政策有效性检验的基础上,考察区域联防联控协同治理政策对企业生产规模的影响,研究发现:①政策有效性检验结果表明,区域联防联控政策降低了工业SO₂排放,促进了试点地区的经济发展,一定程度上实现了经济和环境的共赢。②倾向得分匹配双重差分和三差分模型检验结果均证明区域联防联控协同治理政策显著扩大了企业生产规模,安慰剂检验结果显示区域联防联控协同治理政策对企业生产规模的扩张效应不太可能由地级市-行业-年份层面不可观测因素驱动。③异质性检验结果表明,不同所有制、不同大小以及不同行业属性的企业对联防联控政策的冲击存在明显的差异。基于以上研究结论,本文认为,虽然联防联控政策突破了行政界线,但是要考虑环境污染治理的协同收益(成本),应按照贡献量等原则共同但有区别的合理分配,合理引导企业参与大气污染防治工作,不断开发绿色资源。此外,联防联控治理政策还要考虑不同行业在发展过程中的资源配置问题,优化各要素资源在不同行业间的合理流动。

关键词 联防联控;协同治理;企业生产规模;倾向得分匹配双重差分

中图分类号 F062.1

文献标识码 A

文章编号 1002-2104(2020)09-0046-08

DOI:10.12062/cpre.20200310

与传统治理手段不同的是,联防联控协同治理政策考虑行政边界、治理成本以及环境收益问题。联防联控作为宏观经济政策作用于微观企业主体,对企业的生产和管理决策施加新的限制约束条件,必然导致企业行为决策进行调整。由于不同所有制、不同生产规模和不同行业属性的企业对环境政策存在异质性响应,联防联控政策对不同企业的影响具有非对称性^[1],其中企业生产规模作为企业行为决策的重要方面呈现出不同的状态。部分不符合污染排放标准的企业限期整改,仍不达标者或将被关停。面临环境政策的外部性压力,企业如何继续留存于市场并维持现有的企业生产规模,或为争取更多的市场份额扩大规模?环境政策会直接导致受监管部门劳动力流失^[2],进而企业缩减规模,但是却忽略了企业在面临严格的环境政策时也有可能采取技术革新、引进污染处理设施、提高劳动生产率等一系列措施弥补外部性成本,企业生产规模反而会扩大。因此,联防联控协同治理政策对企业生产规模的影响具有不确定性。

1 文献综述

环境作为经济发展的内生变量,同时也是经济发展规模的刚性约束^[3]。企业作为市场经济的微观主体,其规模会对企业主体行为乃至经济增长产生重要影响。由于环境政策对企业生产规模的研究相对薄弱,本文从环境政策对企业生产决策的影响方面进行文献回顾,相关研究主要有三种观点:

首先,环境政策负向影响企业生产决策。一些学者认为,环境政策让企业承担了污染减排的外部性成本,企业生产成本增加导致企业产品价格上涨,市场需求下降,从而劳动力缩减。Liu等^[2]以劳动力衡量企业生产规模时,面对更严格的废水排放标准,江苏太湖所有纺织印染企业的劳动力需求减少了约7%。此外,还发现排放标准对不同类型的企业产生了不同的影响,更严格的排放标准使国内私营企业的就业减少了7.4%,但对国有或外资企业的影响很小或没有影响。Greenstone^[4]以美国制造业部门的

收稿日期:2020-02-02 修回日期:2020-07-14

作者简介:程芳芳,博士生,主要研究方向为环境经济政策。E-mail:chengfjnu@163.com。

通信作者:傅京燕,博士,教授,博导,主要研究方向为环境经济政策。E-mail:fuan2@163.com。

基金项目:国家社会科学基金项目“高质量发展视角下经济增长与环境保护的联动机制及共融模式”(批准号:19BJY079)。

企业为研究对象,结果发现与国家环境空气质量达标的县相比,空气质量未达标县的劳动力需求相对减少了约60万个工作岗位,但是这种负向关系也与环境监管严格性的变化有关^[5],污染密集型行业倾向于选址在环境政策相对宽松的县,而劳动密集型产业则避开有工会的县^[6]。

其次,环境政策对企业的生产决策没有影响。环境政策抑制就业在理论上可能行不通,环境监管的倒逼机制也有可能让企业提高生产率,对企业就业和规模的影响存在不确定性。Berman和Bui^[7]以微观数据估计洛杉矶急剧增加的空气质量监管对就业的影响,发现没有证据能够表明地方空气质量法规大大减少了就业,空气质量规制仅对位于首都的非劳动密集型企业的就业产生了轻微的影响,企业生产规模与区域环境规制水平之间的关系是政府环境规制能力有效运用的结果^[8]。作为市场型环境政策,在欧盟排放交易体系的第一阶段中,相对配额分配对受监管的德国公司就业没有显著影响^[9-10]。同样,几乎没有证据表明,与非第一阶段发电厂相比,二氧化硫交易计划降低了第一阶段发电厂的就业人数^[11]。

最后,环境政策与企业生产决策之间的关系可能存在中介工具。根据“污染避难所”假说,企业向环境政策较为宽松的地区转移,引起的经济集聚可能产生企业生产规模效应。张会清和王剑^[12]以江苏省IT产业中的台资企业为研究对象,结果表明外资企业的规模异质性决定了对外投资的市场能力差异。不同规模的外资企业对聚集定位的倾向由此发生分化,形成FDI地区集聚的规模效应,而投资者规模和市场取向决定了企业的区位选择具有明显的集聚效应^[13],不仅影响企业的规模发展,而且对企业的经济效应产生重要作用^[14],但是这种集聚存在区域异质性。Head等^[15]、Huallacháin等^[16]在控制影响地区选择的特征之后,发现现有外国投资存量相对较高的地区更有可能吸引更多的投资,且小企业更偏好集聚定位^[17]。集聚经济使得企业迁移的机会成本增大,企业则要设法留下,努力适应环境政策。

通过对上述文献的梳理,发现环境政策与企业生产规模这一具体的企业生产决策之间的研究尚无定性或定量结论,联防联控作为典型的污染治理协同政策能不能使企业生产规模经济带来“1+1>2”的效应有待进一步研究。因此本文可能的边际贡献在于:一方面,在检验政策有效性的基础上利用上市公司数据研究联防联控政策对企业的影响,拓宽了命令与市场型这两个主流环境政策的研究维度。另一方面,关于环境政策在企业层面的效果评估主要集中在企业全要素生产率、企业转型升级等行为模式,本文研究环境政策对企业生产规模的影响效应,从微观主体生产决策的角度丰富了企业层面的研究内容。

2 联防联控政策有效性检验

由于现有大气污染联防联控政策存在地方环境权益分配不均、环境责任界定模糊等问题,直接影响政策的有效性,因此在检验联防联控政策对企业生产规模影响效应前必须考察该政策实施的有效性。鉴于联防联控主要是针对空气污染的治理政策,本文构建以二氧化硫为因变量的双重差分模型检验联防联控政策的有效性:

$$\ln(SO_2)_{it} = \omega_0 + \omega_1 time \times treat + \omega_i \ln X + \lambda_t + \mu_i + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

其中, $\ln(SO_2)$ 为各地级市工业二氧化硫排放量, $time$ 为时间虚拟变量。2012年10月《重点区域大气污染防治“十二五”规划》颁布,明确提出要“建立大气污染防治联防联控机制”,为中国大气污染防治环境监管模式的战略转型提出了重大机遇和挑战^[18]。因此,本文将2013年视为时间节点,即2004—2012年,2013—2017年 $time = 1$ 。 $treat$ 为地区虚拟变量,联防联控政策试点城市取值为1,非联防联控政策试点城市取值为0。本文将京津冀、长三角和珠三角三大联防联控城市群共48个城市作为试点地区,其余226个地级市作为非试点地区。研究重点关注 $time \times treat$ 的系数,衡量的是联防联控政策试点地区的二氧化硫相对于非试点地区的平均变化。若系数为负,说明联防联控政策显著降低了二氧化硫排放量,政策有效;反之则无效。时间固定效应比时间分组更详细地区分了样本,而个体固定效应也比地区分组更详细地区分了样本,因此,在模型(1)中不必加入单项,只需加入交叉项即可,即模型(1)实际上是基于双向固定效应的DID模型^[19]。 X 是一组控制变量向量,包括外商直接投资、企业数量、财政分权度、生师比、固定资产和产业结构。其中,财政分权度由地方财政一般预算内收入占比地方财政一般预算内支出衡量,产业结构由第三产业产值占比第二产业产值表示。 λ_t 代表时间固定效应, μ_i 代表个体固定效应, ε_{it} 代表随机误差项。

数据来源:工业二氧化硫排放量数据来源于《中国城市统计年鉴》,外商直接投资实际使用金额、第二产业产值和第三产业产值数据来源于wind数据库,地区生产总值、固定资产投资额、地方财政一般预算内收入、地方财政一般预算内支出和生师比数据来源于国务院发展研究中心信息网数据库(鉴于篇幅,该部分未展示变量的描述性统计分析,如有需要可向作者索取)。

表1为联防联控政策有效性检验结果。第(1)列为未加任何控制变量的双重差分回归估计结果,相比于非试点地区,二氧化硫平均下降了0.154万t。第(2)列为加入控制变量的双重差分回归估计结果,相比于非试点地区,二

二氧化硫平均下降了 0.129 万 t,可以说明联防联控政策的有效性。此外,本文还验证了 2013 年联防联控政策对经济增长的影响。第(3)列和(4)列结果显示,在没加控制变量时,试点地区比非试点地区的经济对数增长高 0.062 万元,加入控制变量后,试点地区比非试点地区的经济对数增长高 0.099 万元。总之,联防联控政策可以实现环境和经济的双赢。由于地级市层面只搜集到生产总值指数,生产总值、外商直接投资、固定资产均以生产总值指数进行平减,其中地级市层面的生产总值指数由历年各省统计局年鉴搜集整理。

除了检验联防联控政策对工业 SO₂ 排放的影响外,本文还通过检查其对工业废水排放的影响进行了证伪检验。由于联防联控政策主要是针对大气污染进行区域联合治理的控排措施,而且大气污染和废水污染的排放及处理过程存在较大差异,因此区域联防联控政策对废水减排不应该产生影响,也从侧面进一步证明了联防联控政策在大气治理方面的有效性。针对模型(1)选择同样的控制变量进行回归,结果见表 1 中的第(5)列和(6)列。结果显示区域联防联控政策对工业废水排放不存在统计意义上的显著影响。综上结果表明,工业 SO₂ 排放的减少是由区域联防联控政策引起的,而不是由其他因素驱动,支持 DID 估计的有效性。

3 联防联控政策对企业生产规模的影响

3.1 PSM-DID 检验

结合国家环境保护总局发布的《国家酸雨和二氧化硫污染防治“十一五”规划》(环发[2008]1号)中重点监测的电力、化工、石化、钢铁、有色、医药、制造、冶金、水泥、玻璃行业和 wind 数据披露的证监会行业属性区分二氧化硫排

放企业和非二氧化硫排放企业。为了保证样本的稳定性和有效性,本文剔除 ST 和 *ST 企业(公司经营连续两年亏损和连续三年亏损,退市预警企业),个别缺失数据由插值法补充。通过筛选最终获得 2004—2017 年沪深两市全部 A 股上市公司中 230 家二氧化硫排放企业,其中试点地区 93 家,非试点地区 137 家,以此为样本进行模型构建。

为了检验联防联控试点政策对企业生产规模的影响,本文构建双重差分模型:

$$scale_{ijt} = \beta_0 + \beta_1 time \times treat + \lambda_i X + \chi_i + \delta_j + \alpha_i + \varepsilon_{ijt} \quad (2)$$

其中, $scale_{ijt}$ 表示 i 城市行业 j 的企业在 t 年的生产规模,用员工总数衡量^[20], $time$ 为时间虚拟变量,联防联控试点政策前为 0,联防联控试点政策后为 1。 $treat$ 为企业虚拟变量,联防联控政策试点城市的企业取值为 1,非联防联控政策试点城市的企业取值为 0。 $time \times treat$ 的系数 β_1 即为本文研究的联防联控试点政策对企业生产规模的影响结果。 X 为包括企业偿债能力、收益质量、盈利能力、营运能力、资本结构以及员工构成在内的一系列控制变量的向量。具体衡量指标为流动比率、经营活动净收益占比利润总额、销售利率、存货周转率、资产负债率和人均创收。 χ_i 为时间固定效应, δ_j 为行业固定效应, α_i 为个体固定效应, ε_{ijt} 为随机误差项。变量描述性统计见表 2。

为解决不满足平行趋势造成的评估偏差问题,本文选用倾向得分匹配双重差分法(PSM-DID)保留满足平行趋势的对照组和处理组中的样本,以正确评估政策效果。具体做法为:采用 Logit 模型,以为被解释变量,以偿债能力、收益质量、盈利能力、营运能力、资本结构以及人均创收作为相应的协变量进行近邻匹配,匹配后结果显示各变量的标准化偏差(% bias)均小于 10%,而且各变量的 t 统

表 1 区域联防联控政策对 SO₂ 排放和 GDP 的影响

变量	工业 SO ₂ 排放		GDP		工业废水排放	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
$time \times treat$	-0.154 *** (0.043)	-0.129 *** (0.043)	0.062 *** (0.018)	0.099 *** (0.017)	0.022 (0.036)	0.018 (0.037)
$_cons$	10.465 *** (0.029)	9.360 *** (0.467)	15.130 *** (0.012)	12.211 *** (0.181)	8.354 *** (0.025)	8.342 *** (0.400)
控制变量	否	是	否	是	否	是
时间效应	是	是	是	是	是	是
个体效应	是	是	是	是	是	是
N	3 836	3 836	3 836	3 836	3 836	3 836
R ²	0.341 1	0.348 2	0.551 9	0.606 9	0.120 4	0.123 2

注:***表示在 1% 水平上显著,括号中为标准误统计量。

计量检验结果都不显著(鉴于篇幅,该部分未展示具体的回归结果,如有需要可向作者索取),即不拒绝实验组与控制组无系统差异的原假设,表明匹配结果是有效的。

2013年联防联控区域协同治理试点政策对企业生产规模的影响结果见表3,结果显示联防联控政策扩大了企业生产规模。这是因为一方面企业要发展就要不断提高劳动生产率,单位时间内产出增加,那么企业遵循环境规制的产出效应就可能大于企业的成本效应,劳动生产率产生的补偿效应弥补了规制成本,企业就会增加员工人数,扩大企业生产规模。另一方面,企业面临同样的环境规制政策,具有较强的竞争力才能不会被市场淘汰。在环境规制标准的约束下,企业选择绿色行为,从静态的“规制一响应”向“绿色一双赢”动态转变,逐渐适应环境政策动态调整。企业为了获取绿色市场份额,则会扩大企业生产规模,同时也会获得政府绿色金融等优惠政策支持。

上述倾向得分匹配双重差分可能无法完全排除区域联防联控试点政策以外的其他政策的干扰,影响政策的净效应评估,比如2011年在北京、上海、天津、重庆等实施的碳排放权交易试点政策,2014年长沙、株洲、湘潭、三门峡、洛阳等地实施的水权交易试点政策,这些试点政策可能对试点地区和非试点地区的企业生产规模影响不一致。为排除其余政策导致的结果偏差,本文在2004—2017年沪深两市A股上市公司中匹配出另一对试点和非试点地区不受联防联控政策影响的非SO₂排放企业作为处理组和控制组样本,构建三重差分模型解决这一问题,模型如下。

$$\ln(scale_{ijt}) = \alpha_0 + \alpha_1 time \times treat \times in_dummy + \alpha_2 time \times treat + \alpha_3 time \times in_dummy + \alpha_4 treat \times in_dummy + \lambda_i X + \chi_t + \delta_i + \phi_j + \varepsilon_{ijt} \quad (3)$$

其中, in_dummy 为行业虚拟变量,当匹配出的样本中企业为SO₂排放行业时 $in_dummy = 1$, 否则 $in_dummy = 0$ 。 ϕ_j 为行业固定效应,模型中其他变量的含义参考模型

表2 变量的描述性统计

变量	平均值	标准差	最小值	最大值	样本
流动比率	1.79	2.84	0.00	68.97	3 220
经营活动净收益占利润总额	-57.10	1705	-860.59	7 224	3 220
销售毛利率	25.27	20.52	-131.30	96.51	3 220
存货周转率	6.08	9.41	0.00	302.10	3 220
资产负债率	83.83	1 791	0.81	101 320	3 220
人均创收	140.80	290.40	0.00	10 069	3 220

(2)。本文重点关注的是 $time \times treat \times in_dummy$ 的待估系数 α_1 。模型(3)的回归结果见表4,报告了三重差分估计的联防联控政策的净平均处理效应,结果显示与表3的倾向得分匹配双重差分估计的结果保持一致,说明联防联控

表3 区域联防联控政策对企业生产规模的影响:PSM-DID

变量	(1)	(2)
$time \times treat$	0.193 *** (0.043)	0.203 *** (0.039)
$_cons$	7.535 *** (0.038)	7.746 *** (0.066)
控制变量	否	是
时间效应	是	是
行业效应	是	是
个体效应	是	是
N	3 210	3 210
R ²	0.072 4	0.233 9

注:***表示在1%水平上显著,括号中为标准误统计量。

表4 三重差分估计结果

变量	(1)	(2)
$time \times treat \times in_dummy$	0.193 *** (0.043)	0.203 *** (0.039)
$time \times treat$	0.068 * (0.035)	0.047 (0.033)
$time \times in_dummy$	-0.152 *** (0.037)	-0.140 *** (0.036)
$treat \times in_dummy$	-3.317 *** (0.221)	-3.262 *** (0.213)
$_cons$	8.446 *** (0.158)	8.588 *** (0.152)
控制变量	否	是
时间效应	是	是
时间×地区效应	是	是
时间×行业效应	是	是
地区×行业效应	是	是
个体效应	是	是
N	8 120	8 120
R ²	0.779 8	0.797 1

注:***、*分别表示在1%、10%水平上显著,括号中为标准误统计量。

试点政策显著扩大了企业生产规模。至此,本文实证证明了中国联防联控试点政策促进了企业生产规模的扩大。

3.2 稳健性检验

为检验上述倾向得分匹配双重差分和三重差分结果的稳健性,本文选择替换代理变量以及排除具体政策干扰的方法进行检验,结果见表5。前文中用企业员工总数衡量企业生产规模,现用企业总资产替代员工数量进行模型(2)的回归。结果显示替换被解释变量以后结果与表3保持一致,这说明替换变量不会影响本文估计结果的稳健性。2011年,国家对江苏、安徽、山西、上海、河北、山东、内蒙古、云南、广西、广东、辽宁和天津12个省(市、区)加大了排污费征收力度,为了排除该项政策的影响,剔除样本中隶属于这些省份的企业进行稳健性检验。结果显示回归结果与表3保持一致,说明联防联控政策扩大企业生产规模这一研究结果具有很好的稳健性。

为了进一步排除回归结果由地级市-行业-年份层面不可观测因素影响的可能性,本文选择随机分配试点地区的方法对表3的固定效应回归结果进行安慰剂检验^[20]。在进行500次随机抽样的基础上利用新样本进行模型(2)回归,并进一步绘制了500个估计系数的分布及其相关的P值,随机分配后回归估计结果见图1。图1的左边为未加任何控制变量的估计结果,右边为加入了一系列控制变量的估计结果,结果均显示核密度曲线的峰值出现在估计系数为零的地方,且大多数估计系数的P值大于0.1。进一步在图中添加表3中第(1)列和第(2)列的估计系数值,发现该值在本次安慰剂检验中属于异常值。总之,区域联防联控协同治理政策对企业生产规模的扩张效应不太可能由地级市-行业-年份层面不可观测因素驱动。

3.3 异质性分析

将从企业所有制、企业大小(根据国家统计局印发的《统计上大中小微型企业划分办法(2017)》公布的划分标准:工业行业营业收入(单位:万元) $Y \geq 40000$ 、 $2000 \leq Y < 40000$ 、 $300 \leq Y < 2000$ 、 $Y < 300$ 分别为大、中、小和微型企业)以及行业属性方面对联防联控政策影响企业生产规模的异质性进行讨论,研究联防联控政策下不同性质、不同大小和不同行业特征的企业行为是否有所不同。

由于本文统计资料显示小型企业和微型企业个数比较少,故不讨论这两种类型企业的异质性问题。表6显示子样本回归结果总体保持稳健,相对于非国有企业,国有企业中联防联控政策的规模效应相对要小,大型企业中联防联控政策的规模效应小于中型企业。上述异质性效应可归因于以下方面:国有企业被中央政府或地方政府投资或实际控股,在资源利用以及财政支持等方面的竞争力大于非国有企业,因此在面临联防联控等外部规制或成本压力的刺激时都不是很敏感。相反,非国有企业(包括私企和外资企业)亏损或盈利都由企业自身承担,在面临同样的外部规制或成本压力时要素仍可以实现自由流动,资源优化配置效应会更高,则更期望能通过提高劳动生产率弥补外部性成本,提高市场竞争力,因此在非国有企业中联防联控政策的规模效应更加明显。从企业大小的角度进行考量,联防联控政策更有利于中型企业的扩建。原因在于:大型企业受限于扩建的空间位置,在面临污染减排的外部性政策时基本依靠维持现有规模弥补外部性成本,而中型企业则可以通过雇佣更多的员工进行污染减排设施处理,同时还可以提高企业劳动生产率,进而提高企业收益。

本文将SO₂行业细分为六大行业,即化学纤维制造

表5 稳健性检验

变量	替换代理变量		排除政策干扰	
	(1)	(2)	(3)	(4)
<i>time × treat</i>	0.157 *** (0.041)	0.170 *** (0.040)	0.262 *** (0.067)	0.264 *** (0.060)
<i>_cons</i>	2.764 *** (0.036)	2.788 *** (0.045)	7.562 *** (0.053)	7.623 *** (0.084)
控制变量	否	是	否	是
时间效应	是	是	是	是
行业效应	是	是	是	是
个体效应	是	是	是	是
N	3 220	3 220	1 750	1 750
R ²	0.438 4	0.486 0	0.038 8	0.241 3

注:***表示在1%水平上显著,括号中为标准误统计量。

业、医药制造业、有色金属冶炼及压延加工、有色金属矿采选业、黑色金属冶炼及压延加工、化学原料及化学制品制造业,结果发现化学纤维制造业的政策规模效应最明显,黑色金属冶炼及压延加工行业没有通过显著性检验。这种行业间的异质性特征可能是因为:在当前环境规制愈发严格的形势下,政策带给企业的技术效应可能要大于该企业在行业内的资源配置效应,那么通过技术要素投入降低单位污染排放量的激励就越强。严格的环境规制导致部分企业难以达到环境要求而被迫退出市场,留存企业则会根据自己的技术优势扩大企业生产规模,增强市场竞争力。但是,不同的行业污染减排措施不同,技术投入有所差异,再经过市场的“优胜劣汰”则表现出不同的企业生产规模扩张效应。

4 结论与政策启示

本文利用2004—2017年沪深A股上市公司数据,以2013年区域联防联控政策为自然实验,构建双重差分基础识别框架以控制潜在的内生性问题,实证研究区域联防联控政策对企业生产规模的影响。研究发现:①政策有效性检验结果表明,区域联防联控政策降低了工业SO₂排放,促进了试点地区的经济发展,实现了经济和环境的双赢。②倾向得分匹配双重差分和三重差分模型检验结果均证明区域联防联控协同治理政策显著扩大了企业生产规模,安慰剂检验结果显示区域联防联控协同治理政策对企业生产规模的扩张效应不太可能由地级市-行业-年份层面不可观测因素驱动。③异质性检验结果表明不同

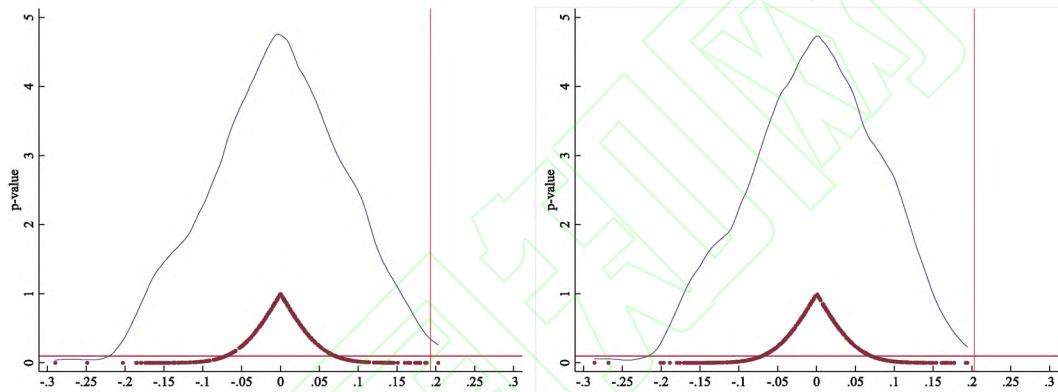


图1 安慰剂检验

注:X轴表示来自500个随机分配的估计系数。曲线是估计的核密度分布,点是相关的P值。垂直线是表3中第(1)列和第(2)列的真实估计。

表6 企业所有制和大小的异质性分析

变量	企业所有制		企业大小	
	国有(1)	非国有(2)	大型企业(3)	中型企业(4)
<i>time × treat</i>	0.118 ** (0.047)	0.293 *** (0.069)	0.122 *** (0.035)	0.575 *** (0.185)
<i>_cons</i>	7.985 *** (0.069)	7.288 *** (0.083)	7.678 *** (0.066)	6.738 *** (0.163)
控制变量	是	是	是	是
时间效应	是	是	是	是
行业效应	是	是	是	是
个体效应	是	是	是	是
N	1 960	1 260	2 815	387
R ²	0.204 2	0.287 4	0.332 5	0.177 9

注:***、**分别表示在1%、5%水平上显著,括号中为标准误统计量。

所有制、大小以及行业属性的企业对联防联控政策的冲击存在明显的差异。

基于以上研究结论,本文的政策启示如下:

(1)目前中国大气污染呈明显的区域性特点,需要充分加强区域联防联控协同治理。本文的研究结果表明区域联防联控政策不仅降低了工业二氧化硫的排放,实现了经济和环境的双赢,还为其他地区环境治理提供了可操作的借鉴思路。目前中国环境污染治理还存在碎片化现象,大气污染独有的空间扩散特征需要系统化和整体化治理,才会达到“1+1>2”的减排效果。

(2)合理引导企业参与大气污染防治工作。根据研究结果可知区域协同治理的环境政策是企业生产规模变动的重要影响因素,其中绿色金融政策发挥了重要作用,绿色信贷的环境效益较为显著。环境权益市场的不断推广为企业绿色发展提供了融资平台,企业更愿意借助市场手段参与环境治理,不断开发绿色金融重点支持产业和吸引包括绿色建筑、绿色能源等在内的绿色资源。

(3)联防联控政策的制定需统筹考虑企业异质性。研究结果显示区域联防联控政策的企业生产规模扩张效应在不同所有制企业、不同大小和不同行业属性之间存在差异,这种差异说明区域协同治理在提高企业劳动力生产率的同时可能不能很好地兼顾公平问题。因此,联防联控政策的实施需要考虑企业的异质性问题,政府在制定企业营商环境政策时,更多的优惠政策应适当的向非国有企业和中型企业倾斜。

(编辑:刘照胜)

参考文献

- [1] 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.
- [2] LIU M, SHADBEGIAN R, ZHANG B. Does environmental regulation affect labor demand in China? evidence from the textile printing and dyeing industry [J]. Journal of environmental economics and management, 2017, 86(6): 277-294.
- [3] 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, 45(5): 95-109.
- [4] GREENSTONE M. The impacts of environmental regulations on industrial activity: evidence from the 1970 and 1977 clean air act amendments and the census of manufactures[J]. Journal of political economy, 2002, 110(6): 1175-1219.
- [5] WALKER W R. Environmental regulation and labor reallocation: evidence from the clean air act [J]. American economic review, 2011, 101(3): 442-447.
- [6] KAHN M E, MANSUR E T. Do local energy prices and regulation affect the geographic concentration of employment? [J]. Journal of public economics, 2013, 101(5): 105-114.
- [7] BERMAN E, BUI L T M. Environmental regulation and labor demand: evidence from the South Loast Air Basin [J]. Journal of public economics, 2001, 79(2): 265-295.
- [8] 雷平, 戚倩颖, 赵连荣. 区域龙头企业对地方政府环境规制影响研究[J]. 中国人口·资源与环境, 2017, 27(10): 47-55.
- [9] ANGER N, OBERNDORFER U. Firm performance and employment in the EU emissions trading scheme: an empirical assessment for Germany [J]. Energy policy, 2008, 36(1): 12-22.
- [10] CHAN H S, LI S J, ZHANG F. Firm competitiveness and the European Union emissions trading scheme [J]. Energy policy, 2013, 63(12): 1056-1064.
- [11] FERRIS A E, SHADBEGIAN R J, WOLVERTON A. The effect of environmental regulation on power sector employment: phase I of the title IV SO₂ trading program [J]. Journal of the Association of Environmental and Resource Economists, 2014, 1(4): 521-553.
- [12] 张会清, 王剑. 企业规模、市场能力与FDI地区聚集——来自企业层面的证据[J]. 管理世界, 2011(1): 82-91.
- [13] BELDERBOS R, CARREE M. The location of Japanese investments in China: agglomeration effects, keiretsu, and firm heterogeneity [J]. Journal of the Japanese and international economics, 2002, 16(2): 194-211.
- [14] MYLES S J, FLYER F. Agglomeration economies, firm heterogeneity, and foreign direct investment in the United States [J]. Strategic management journal, 2000, 21(12): 1175-1193.
- [15] HEAD K, RIES J, SWENSON D. Agglomeration benefits and location choice: evidence from Japanese manufacturing investments in the United States [J]. Journal of international economics, 1995, 38(3-4): 223-247.
- [16] HUALLACHAÍN BREANDÁIN, REID N. Acquisition versus greenfield investment: the location and growth of Japanese manufacturers in the United States [J]. Regional studies, 1997, 31(4): 403-416.
- [17] NG L F Y, TUAN C. Location decisions of manufacturing FDI in China: implications of China's WTO accession [J]. Journal of Asian economics, 2003, 14(1): 51-72.
- [18] 柴发合, 李艳萍, 乔琦, 等. 我国大气污染联防联控环境监管模式的战略转型[J]. 环境保护, 2013, 41(5): 22-24.
- [19] 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.
- [20] 任胜钢, 郑晶晶, 刘东华, 等. 排污权交易机制是否提高了企业全要素生产率——来自中国上市公司的证据[J]. 中国工业经济, 2019(5): 5-23.

Research on the impact of the environmental governance policy of regional joint prevention and control on the enterprise production scale

CHENG Fang-fang¹ FU Jing-yan^{1,2}

(1. School of Economics, Jinan University, Guangzhou Guangdong 510632, China;

2. Institute of Green and Low Carbon Development, Jinan University, Guangzhou Guangdong 510632, China)

Abstract The characteristics of regional and composite pollution of China's atmospheric environment are becoming increasingly apparent, and the environmental management structure of each local government has weakened the effect of atmospheric environmental pollution. The implementation of the joint prevention and control policy will help break the territorial management restrictions and promote the transition from point source control to non-point source coordinated governance within or between regions. The obvious regional characteristics of air pollution determine the necessity of implementing the joint prevention and control policy. In order to eliminate the defect of the original single-subsidiary governance, China implemented the joint prevention and control policy in 2012, and the effect has begun to show. This paper selects and analyzes the 2004 – 2017 data of Shanghai and Shenzhen A-share listed companies, and examines the impact of regional joint prevention and control policy on the scale of enterprise production on the basis of the effectiveness test of the policy. The research finds that: ① The policy effectiveness test results show that the regional joint prevention and control policy reduces the industrial SO₂ emissions, promotes the economic development in the pilot areas, and achieves a win-win situation in both the economy and the environment. ② The test results of the propensity score matching the double difference and triple-difference models have proved that the regional joint prevention and control policy has significantly expanded the production scale of enterprises; the placebo test shows that the effect of the regional joint prevention and control policy on the expansion of enterprise production scale is unlikely to be driven by unobservable factors at the prefecture-industry-year level. ③ The heterogeneity test results show that enterprises with different ownership, different sizes, and different industry attributes have significant differences. Based on the above research conclusions, this article believes that although the joint prevention and control policy breaks through the administrative boundary, it is necessary to consider that the synergistic benefits (costs) of environmental pollution control should be reasonably allocated equally but in a differentiated way according to the principles of contribution. The government must reasonably guide the enterprises to participate in the prevention and control of air pollution and continuously develop green resources. In addition, the joint prevention and control policy also needs to consider the resource allocation of different industries in the development process, so that the various elements of resources can flow reasonably between different industries.

Key words joint prevention and control; collaborative governance; enterprise production scale; propensity score matching double difference