

环境规制提高了中国城市环境质量吗?

——基于“拟自然实验”的证据

张志强

(南开大学 经济学院, 天津 300071)

摘要:基于环境规制宏观城市层面和微观企业层面的视角,采用空间处理效应、控制函数回归政策评价分析方法,综合评价了自1998年以来实施的二氧化硫和酸雨“两控”方案对我国城市环境质量的影响效应。宏观的实证研究表明,虽然城市制造业污染物的排在总量上有所缩减,但城市空气中PM_{2.5}的浓度却没有出现显著递减趋势,表明当前的环境规制政策效应在幅度和范围上还有待进一步强化,尤其是重点行业和关联产业的环境规制。微观企业层面实证研究表明,“两控”的环境规制方案降低了企业TFP,降低了企业价格加成,对不同所有制企业的规制效应存在明显差异。“两控”方案加速了行业资源要素在产业间的再配置过程,提高了行业全要素生产率,这一效应对于重点污染行业尤为明显。据此提出了优化环境规制政策、提升城市环境质量的对策建议。

关键词:“两控”方案;PM_{2.5};空间处理效应;环境规制;控制函数;环境质量

中图分类号:F062.9 **文献标识码:**A **文章编号:**1671-9301(2017)03-0069-12

一、引言

中国已经进入快速城市化时期,城市在我们的社会生活中承担的作用也越来越大。城市环境已经成为体现城市生活质量的重要方面。随着可持续发展的理念融入城市社会经济领域的各个领域,建设“绿色城市”、“生态城市”成为支撑城市与城市群未来发展战略的重要方面。一方面我们期望“资源节约型,环境友好型社会”的发展战略为中国城市未来发展保驾护航,另一方面我们更为关注中国已经实施的环境规制政策是否有效地提升了中国城市的环境质量。1998年国家环境保护总局依据中国城市环境的基本状况,制定了控制二氧化硫和酸雨排放的“两控”区域。“两控”区域涉及27个省市的175个城市。这些城市占我国国土面积的11.4%,占全国GDP总额的62.4%,二氧化碳排放量的60%^①。在“十一五”期间,我国城市二氧化硫平均排放浓度下降了26.3%^②。

不同城市地方政府财政收入有限,因此在环境治理政策实施方面存在较大差异。由于仅有175个城市被纳入“两控”控制范围内,使得其他未被纳入“两控”的城市,存在执行环境政策的道德风险,这也影响我国环境宏观调控政策的效应。环境治理政策效应的大小,一定程度上取决于不同城市之间环境政策的协同状况。在微观政策执行领域需要城市政府制定细化的环境规制政策,例如制定企业节能减排目标、推广绿色节能技术、提高城市整体的环境卫生条件等。这些微观规制政策的

收稿日期:2016-12-12;修回日期:2017-02-05

作者简介:张志强(1981—),男,内蒙古赤峰人,区域经济学博士,南开大学经济学院城市与区域经济研究所助理研究员,研究方向为城市经济、空间经济与空间计量的理论与实证研究。

基金项目:国家社科基金重大项目(11&ZD049);中国特色社会主义经济建设协同创新中心资助;南开大学亚洲研究中心项目(AS1617)。

实施,一方面取决于政府政策的强制性,另一方面取决于调控目标主体的自主性。微观环境规制的目标主体企业的行为,对于环境治理政策效应的评价尤为重要。忽略了对企业效应的评价,就难以综合评价环境规制效应。因此,我们在对中国环境质量评价时,综合考量了微观和宏观效应。发达国家环境规制经验表明,区域层面环境规制对于节能减排、降低污染物排放具有显著的政策效应。Lutsey and Sperling^[1]认为如果美国所有城市都能够遵守其节能减排政策目标,那么可以降低污染物排放7%。OECD^[2]研究报告认为,高密度化和多样化治理城市气候变化的政策,能够有效降低 OECD 国家治理二氧化碳排放成本3%~49%。Trisolini^[3]认为,对于治理气候变化,提高城市生活的质量而言,不同等级城市与区域的集体协作,才能够保障预期环境规制目标的实现。程新金等^[4]认为,2000年和2005年与1995年相比较,二氧化硫排放量分别降低了21.4%和28.4%,我国大陆地区的硫沉降分别降低了17%和24.7%。但是硫排放的超临界负荷区域分别只下降了0.3%和6.9%,硫沉降的超临界负荷仍然占全国硫沉降的45.4%以上,污染情况依然相当严重。张征宇和朱平芳^[5]利用面板分位数回归方法分析了地方政府在环境政策上的竞争和博弈行为,认为各个地级城市之间环境支出存在显著的竞争效应。在不同分位点上,环境支出的相互作用效应明显不同。Hering and Poncet^[6]分析了中国“两控”环境规制方案实施对中国不同城市出口的影响效应,认为严格的环境规制政策显著降低了城市出口,这一效应对于重点监控的重污染行业尤为明显。私有制企业更容易受到“两控”方案的影响,而国有企业出口行为所受影响有限。张华^[7]借助地区间实施环境规制政策效应的博弈模型,说明在中国式分权背景下,地方政府之间更多地存在环境规制政策策略互动行为。在2006年以后这种互补性策略互动效应在明显减弱,表明以环境质量为绩效考核的标准,显著地促进了环境规制政策的实施。区别于以往的研究,本文的主要贡献体现在如下四个方面:

首先,以区域间空间相互作用模型为基础,构建了空间计量实证检验框架,量化分析“两控”实施方案的城市层面宏观规制效应。本文首次通过“空间处理效应”的方法,估计了空间倾向值得分并据此进行了“两控”实施方案样本重新匹配,修正了样本选择偏差。用空间相互作用模型推导的空间动态面板计量模型,考虑了空间效应对环境规制的影响。这一方法既考虑了城市之间的空间相互作用,又考虑了环境规制政策具有的时滞效应。在稳健的实证研究方法下,我们发现,总体而言“两控”方案从宏观层面上明显降低了工业污染物排放量,但对于PM_{2.5}的规制效应有限。

其次,构建了内生企业“两控”实施方案效应的实证产业组织研究框架,借助控制函数(Control Function)的实证研究方法,测度了“两控”实施方案对于企业TFP和价格加成的影响效应。发现“两控”方案对于企业具有显著的生产率“贴水”效应,“两控”方案会明显降低企业生产率,对企业价格加成也具有显著抑制效应,且在不同所有制类型企业之间存在显著差异。

第三,进一步探究了“两控”方案引致的行业要素再配置效应。在比较不同行业规制效应时,突出了“六大重污染”行业。通过对行业层面TFP综合分解,量化“两控”方案环境规制效应,为评价行业层面环境规制效应提供了全新视角。

第四,丰富和填补了宏观和微观数据。宏观方面,由于缺乏城市层面的PM_{2.5}历史数据,本文基于NASA的卫星图片栅格数据和国外学者的研究,将其与中国县域层面Arcgis的底层数据相互叠加,通过地统计的方法,得到了1998—2013年中国城市PM_{2.5}历史数据,并且将其作为被解释变量,量化分析“两控”方案对于中国城市环境质量的影响效应。微观方面,将中国工业企业数据库整理为统一的地理编码数据库,将企业地理位置与“两控”方案空间范围相互匹配,形成了微观企业绩效影响效应数据库。这也有助于进一步研究环境污染对企业绩效甚至居民健康的潜在影响^③。

二、“两控”方案的城市发展宏观效应评价

1. 城市污染物排放的空间交互作用模型

城市地方政府之间的博弈行为已成为公共经济学和城市经济学理论与实证研究的热点。城市

地方政府之间因为环境污染引致的博弈关系可以由如下模型来解释:假设在空间上城市 i 的政府行为对于城市 j 产生直接作用,并且这种交互效应是以空间邻近性为基础展开的,假设两者从中得到的间接效应如公式(1)所示:

$$U = U(U_i, U_j) \quad (1)$$

这里两者的相互作用可以用各自的城市经济发展政策组合 p_i 和 p_j 来表示:

$$U_i = U^i(p_i, p_j) \quad (2)$$

$$U_j = U^j(p_i, p_j) \quad (3)$$

两个城市政府采取的政策具有相互依赖性。城市 i 采取的促进城市发展的经济政策目标是最大化间接效用,城市 j 也采用同样的发展政策,两者相互作用的响应函数如公式(4)所示:

$$p_i^* = \text{Argmax}_{p_i} U_i(p_i, p_j) \equiv R^i(p_j) \quad (4)$$

$$p_j^* = \text{Argmax}_{p_j} U_j(p_i, p_j) \equiv R^j(p_i)$$

其中 p_i^* 、 p_j^* 分别代表城市政府 i 和城市政府 j 的最优政策组合, $R^i(p_j)$ 、 $R^j(p_i)$ 代表两个城市政府政策响应函数,这两个响应函数的斜率代表了城市 i 和城市 j 的政策作用方向,如果两者是政策互补的,那么两者反映函数曲线斜率为正,反之为负值。对于一个地级城市而言,是否主动参与到“两控”环境规制方案中,取决于空间邻接城市采取的环境规制政策。城市地方政府公共政策作用机制方面,由于二氧化碳、二氧化硫等污染物通常是可跨越城市边界的,因此对于城市 i 而言,它的效用水平既取决于 i 自身环境质量又取决于空间上邻近城市污染物的聚集水平、空间邻近城市的环境质量。假设城市 i 的效用函数取决于公式(5):

$$U_{iu} = U(N_{iu}, \alpha_{iu}q_{iu} + Q_{-iu}, \kappa_{iu}) \quad (5)$$

N_{iu} 代表城市 i 消费的一般商品数量, q_{iu} 是城市 i 的污染物排放水平, α_{iu} 代表城市 i 内污染物停留比例, Q_{-iu} 代表污染物从其他区域扩散到城市 i 的数量, κ_{iu} 代表城市 i 的偏好特征参数。那么城市 i 聚集的全部污染物的量如公式(6):

$$Q_{iu} \equiv \alpha_{iu}q_{iu} + \sum_{j \neq i}^n \alpha_{ij}q_{ju} = \alpha_{iu}q_{iu} + Q_{-iu}, \quad Q_{-iu} \equiv \sum_{j \neq i}^n \alpha_{ij}q_{ju} \quad (6)$$

城市 i 的预算约束为 $bug_{iu} = N_{iu} + c_{iu}q_{iu} + p_i^*$ 。将城市 i 消费的一般商品作为等价物, c_{iu} 代表城市 i 进行污染物治理必须支付的成本。城市 i 面临如公式(7)的最优化问题:

$$\max_{q_{iu}} U_{iu} \left[N_{iu}, \alpha_{iu}q_{iu} + \sum_{j \neq i}^n \alpha_{ij}q_{ju}, \kappa_{iu} \right] \quad (7)$$

$$\text{s. t } bug_{iu} = N_{iu} + c_{iu}q_{iu} + p_i^*$$

依据公式(7)一阶最优化条件,得到城市 i 污染物治理的需求函数如公式(8)所示:

$$q_{iu} = q[bug_{iu}, c_{iu}, \alpha_{iu}, Q_{-iu}, \kappa_{iu}, p_i^*] \quad (8)$$

将它泰勒展开,得到反映城市 i 污染物治理水平的计量方程(9):

$$q_{iu} = \beta_0 + \rho \sum_{i \neq j}^n \alpha_{ij}q_{ju} + \beta_1 N_{iu} + \beta_2 c_{iu} + \beta_3 \kappa_{iu} + \beta_4 p_i^* + \varepsilon_{iu} \quad (9)$$

参数 ρ 代表城市 i 的污染物受到空间邻近城市污染物影响的效应。然而城市 i 的环境治理政策,不会瞬时依据城市 j 的政策做出调整,存在明显的时间滞后效应。在进行实证分析时,如果略去这个时间效应,就难以准确量化各个城市地方政府之间的战略相互作用。时间滞后效应的存在也能够一定程度上减弱环境治理变量的内生性问题。公式(10)体现了这一综合效应:

$$q_{iu} = \gamma q_{iu-1} + \beta_0 + \rho \sum_{i \neq j}^n \alpha_{ij}q_{ju} + \beta_1 N_{iu} + \beta_2 c_{iu} + \beta_3 \kappa_{iu} + \beta_4 p_i^* + \varepsilon_{iu} \quad (10)$$

其中, κ 代表城市 i 污染物排放的其他潜在影响因素。为了进一步分析城市 i 和城市 j 之间环境规制政策的交互效应, 假定残差 ε_{it} 存在空间自相关效应如模型(10)的回归方程所示, 其能够反映各个参与“两控”治理方案城市的环境政策效应的空间相互作用机制。两者的响应函数如公式(11)所示:

$$p_{it}^* = \delta W p_{it}^* \quad (11)$$

其中 W 代表城市之间空间相互作用的空间加权矩阵。当考虑城市之间环境规制效应的交互作用时, 可将模型(11)进一步整理为一个空间动态面板的 Durbin 模型如公式(12)所示:

$$q_{it} = \gamma q_{it-1} + \beta_0 + \rho W q_{it} + \beta_1 N_{it} + \beta_2 c_{it} + \beta_3 \kappa_{it} + \delta W p_{it} + \varepsilon_{it} \quad (12)$$

参照 Lee and Yu^[8] 的研究, 可以将模型(12)进一步拓展为包含所有目标变量的空间滞后变量的空间动态面板模型, 如公式(13)所示:

$$q_{it} = \gamma q_{it-1} + \beta_0 + \rho W q_{it} + \theta W q_{it-1} + \beta_1 N_{it} + \beta_2 c_{it} + \beta_3 \kappa_{it} + \beta_4 p_{it} + \beta_5 W c_{it} + \beta_6 N_{it} + \beta_N \kappa_{it} + \delta W p_{it} + \varepsilon_{it} \quad (13)$$

模型(13)是基于理论模型展开的隐函数回归, 需要在进行实证研究时采用显性变量来表示各个隐函数内的向量。 q_{it} 用城市污染物排放量来表示, W 代表空间加权矩阵, 在实证检验部分, 将采用不同的空间加权矩阵以保证回归结果的稳健性。 N_{it} 用城市社会商品零售总额来代替, 代表城市层面的一般商品的消费水平, c_{it} 这里用城市人均环境治理经费额来替代, p_{it} 代表城市层面参与“两控”方案的程度, 如果城市处于“两控”区域, 那么该值为 1, 否则为 0, 相应的空间滞后项也采用了同样的处理。针对城市主要污染物的回归参数预期为 $\beta_4 < 0$ 。 $\delta < 0$ 表明“两控”的方案显著地提升了城市的环境质量。然而, 不同类型城市在参与“两控”方案时存在博弈的过程。一方面, 那些没有参与“两控”方案的城市存在环境规制政策实施的“道德风险”, 那么这些城市有环境受到损失的风险。那些参与“两控”方案的城市, 则受到“两控”规制方案的影响, 相应的环境规制政策的执行也较为严格, 因此这一过程也是我们基于空间处理效应估计倾向得分的来源。通常采用匹配的估计方法分析控制组和处理组的政策效应, 这也是线性固定效应模型政策评价中经常使用的方法。Ho^[9] 认为匹配的计量经济学方法是通过拟自然实验(Quasi natural experiment)对数据样本进行重新匹配处理。这里首先利用空间二元选择模型, 估计城市经历“两控”处理效应的倾向得分, 具体如公式(14)所示:

$$P = \text{Prob}[treat = 1] = \text{prob}[city_{treat} - city_{control}] \quad (14)$$

这个模型说明那些没有参与“两控”方案城市的决策概率, 取决于参与“两控”方案后带来的期望效用差异, 这也为我们进行拟自然试验实证研究提供了理论来源。结合模型(10)和(11), 我们认为特定城市参与“两控”环境规制方案的倾向得分可由模型(15)代表的空间倾向得分表示:

$$\begin{aligned} Pr[y_{it} = 1 | y_{it-1} = 0] &= f(\alpha + X_{it}\beta + \rho W y_{it-1} + \varepsilon_{it}) \\ \varepsilon_{it} &= \delta \varepsilon_{it} + \mu_{it} \end{aligned} \quad (15)$$

对于这些特定城市, 它们的决策过程受到空间邻近城市的决策影响。模型(15)是我们估计政策效应倾向得分的基础。

2. “两控”环境规制宏观效应的实证分析

(1) 数据来源与特征性变量设计

关于城市环境质量, 学者们提出了一些评价指标并构建了评价指标体系, 例如绿色城市指数、城市可持续发展指数等, 但这些指标通常难以获取。这里我们采用城市环境污染治理指标反映城市环境质量, 这些指标为城市工业二氧化硫去除量($\ln SO_2$)、城市烟尘去除量($\ln smoke$)、城市工业废水排放达标量($\ln water$)等。我国政府实施的“两控”方案会直接影响上述特征性变量, 因此选择这些被解释变量, 能够有效反映环境规制政策的实施效果。在解释变量方面, 主要分两种类别, 一类是控制变量, 即模型(10)中影响环境规制需求偏好的参数 κ_{it} , 我们加入了以下控制变量: 人口密度; 经纬度;

城市的人均环境支出水平($\ln exp_{it}$);城市的人口密度($\ln des_{it}$);地级以上城市制造业从业人员比重($manu_{it}$),通常这一比例越高,城市所排放的污染物总量也越高,直接影响到城市环境质量;城市中每万人拥有的医生数($\ln docn_{it}$),通常而言城市的环境质量越好,居民对于医疗卫生服务的需求也越高,那么城市地方政府用于公共卫生与环境卫生方面的投资也越高。另一类是处理变量,即模型(12)中的 p_{it} ,处理变量是反映“两控”政策效果的变量,如果这些城市选择实施这样的政策,那么相对应的处理变量就是1,反之就是0。反映城市环境质量发展状况的数据来源于《中国城市统计年鉴》(1990—2013),城市人均环境支出数据来源于《中国城市建设统计年鉴》(1998—2013)。

图1给出了1998年中国环境规制“两控”方案的空间特征,图中深色区域是两控方案的实施区域,浅色代表非“两控”方案的实施区域。图1表明很多实施“两控”方案的省份主要在东部地区,并且很多“两控”的区域都跨越了省份的界限。这也说明就“二氧化硫”和“酸雨”的两控方案而言,存在显著的空间相关性,这为我们进一步采用空间计量经济学方法展开实证研究提供了客观基础。

然而客观地评价环境规制政策效应,需要更直观地获取能够衡量空气质量的微观数据集合。加拿大学者 Van and Martin^[10] 通过使用、解密全球卫星数据得到全球范围内PM2.5的 $0.01^\circ \times 0.01^\circ$ 的栅格数据。卫星图片的处理主要源于气溶胶光学厚度 AOD(Aerosol Optical Depth)和地球大气运输模型(Global Chemical Transport Model)以及地面PM2.5观测站。三者相互补充可以得到全球 $0.01^\circ \times 0.01^\circ$ 栅格层面的PM2.5历史时间序列数据。世界卫生组织(WHO)的研究报告提出,如果人们的生活环境中PM2.5的浓度高于 $45\mu\text{g}/\text{m}^3$ 就有严重健康风险。为了能够从微观层面分析“两控”方案实施以来的政策效果,这里基于PM2.5的历史数据集,将中国城市底图和PM2.5的 $0.01^\circ \times 0.01^\circ$ 的tif格式数据叠加,计算出了各个城市的1998—2014年的PM2.5平均浓度值,并将这一指标作为衡量城市环境状况优劣的指标。

图2给出了2014年中国县域层面的PM2.5平均浓度空间分布情况。图2表明,京津冀地区仍然是中国PM2.5平均浓度最高的地区,东部地区县域层面PM2.5的平均浓度水平都在40以上,PM2.5污染物的空间聚集趋势非常明显。这表明PM2.5的空间相关性是显著存在的。为了进一步描述污染物的空间相关性,我们计算出1998—2014年间PM2.5的空间相关性Moran指数均值为0.64,表明PM2.5污染物排放具有很强的空间相关性^④。

(2) 空间处理效应回归结果

式(13)的回归方程是典型的空间动态面板Durbin模型。空间动态面板固定效应模型的估计,可以采用极大似然估计(ML)和广义矩(GMM)估计方法。在有限样本条件下,GMM估计方法比ML的估计方法更为有效,而在大样本下两者估计效果并不存在显著差异。因此对于模型(13)的估计,为了保证回归结果的稳健性,同时给出了GMM和ML的估

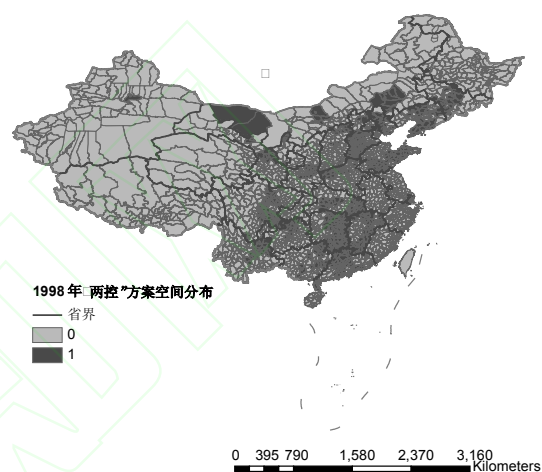


图1 中国1998年“两控”方案的空间分布特征

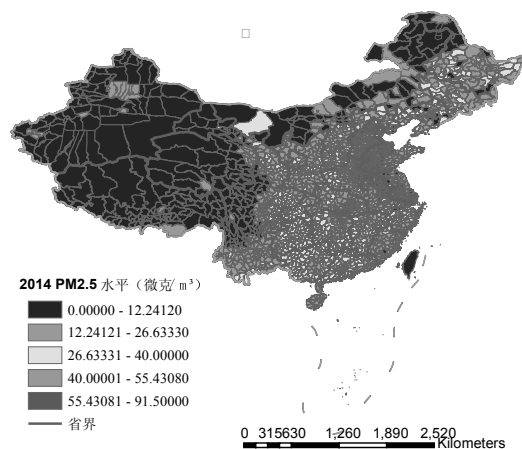


图2 2014年中国县域层面的PM2.5的平均浓度水平

计结果。回归结果如表 1 所示,结果表明对于匹配后的数据样本而言,是否处于“两控”方案的区域,确实能够显著影响城市环境质量,“两控”方案能够显著地降低工业污染物排放水平,这在所有的回归中都得到了证实。全部的空间动态面板回归结果表明,污染物排放具有典型的空间依赖性与空间异质性特征。我们发现以工业污染物为被解释变量的方程在所有的回归方程中都是高度显著的,这表明“两控”方案对工业污染物排放量具有显著的消减效应,对于二氧化硫的消减效应尤为明显,在点弹性的状态下,参与“两控”方案会降低二氧化硫排放量 3.39%。如果参与“两控”方案城市的周边城市也参与“两控”方案,同样也具有显著的污染物消减效应,可以额外消减城市层面的二氧化硫排放量 1.57%。在其它的工业污染物排放方面,如废水和烟尘的排放量方面,“两控”方案具有的环境规制效应仍然高度显著,进一步说明了“两控”方案对于工业污染物排放具有显著的抑制效应。表 1 中的回归 4 是以 PM_{2.5} 作为被解释变量展开的,与前几种污染物排放的“两控”规制效应不同,“两控”方案的实施对于 PM_{2.5} 的规制效应并不显著,从而说明在考察期内,“两控”方案并没有有效地降低城市层面的 PM_{2.5} 的排放水平。其他影响污染物排放的控制变量方面:如果城市的经纬度越高,那么越易于降低污染物的排放量,这符合污染物降解的一般规律;城市层面的环境支出水平越高,表明相应城市的环境治理水平也越高,那么能够显著地降低工业污染物的排放量,工业二氧化硫、酸雨和烟尘排放以及 PM_{2.5} 都显著消减。空间效应方面,在空间 Durbin 模型的框架下,相应控制变量的空间滞后项都是高度显著的,表明环境规制效应具有明显的空间溢出效应。各种不同类型的污染物排放与城市医疗卫生条件之间存在负相关关系,这与国际上的相关研究结论也是一致的,即通过改善区域的医疗卫生条件,提高了居民的环保意识,有助于污染物排放的缩减。全部污染物排放量的时间滞后变量在所有回归变量中都是高度显著的,表明环境污染排放量存在显著的时滞效应,当期的污染物排放在将来的环境质量变化中会起到重要的影响效应。

在污染物排放的空间效应方面,我们也计算了解释变量的直接效应、间接效应和总效应^⑤。与表 1 中空间动态面板的 Durbin 模型的估计结果系数相对应,这里的回归结果,充分考虑了“环境规制”主体之间空间相互作用带来的“两控”规制效应的反馈效应。污染物排放的直接影响效应,在所有的效应分解中都是高度显著的,这进一步佐证了表 1 中回归结果的稳健性。表明在经典的回归框架

表 1 城市环境规制处理效应的回归估计结果

变量名称	lnSO ₂ (1)	lnwater (2)	lnsmoke (3)	lnpm _{2.5} (4)
<i>q_{t-1}</i>	0.643 7*** (23.382 9)	0.724 9*** (24.794 7)	0.724 9*** (24.794 7)	0.120 9*** (31.304 8)
<i>Wq_{t-1}</i>	0.555 3*** (14.633 6)	0.594 2*** (8.569 3)	0.594 2*** (8.569 3)	0.388 7*** (2.587 6)
<i>TCZ</i>	-0.033 9*** (4.612 1)	-0.087 4*** (-1.300 0)	-0.087 4*** (-1.300 0)	1.072 5 (0.642 5)
<i>WTCZ</i>	-0.015 57** (2.678 2)	-0.013 51*** (-17.485 4)	-0.013 51*** (-17.485 4)	-2.266 6 (-0.886 2)
<i>xcoord</i>	-0.088 8*** (-21.209 3)	-0.039 7*** (-11.594 5)	-0.028 5*** (-11.594 5)	-0.409 7 (-0.554 7)
<i>ycoord</i>	-0.060 8*** (10.196 5)	-0.024 7*** (12.797 3)	-0.034 7*** (18.797 3)	-0.185 6*** (-0.117 1)
<i>lnexp</i>	-0.037 1*** (70.180 2)	-0.005 9*** (70.418 2)	-0.005 9*** (90.418 2)	-0.224 0*** (-0.003 7)
<i>lndocn</i>	-0.071 9*** (-18.627 6)	-0.006 4*** (67.331 0)	-0.006 4*** (14.331 0)	1.275 6*** (17.020 9)
<i>lnmanu</i>	0.332 8*** (12.320 8)	0.302 5*** (15.223 8)	0.423 5*** (16.325)	0.025 3*** (18.325)
<i>Wln_{des}</i>	0.245 2*** (4.079 7)	0.348 3*** (8.297 4)	0.240 5*** (9.297 4)	0.068 9*** (9.414 5)
<i>Wln_{manu}</i>	1.963 3* (2.718 7)	0.281 2*** (9.981 5)	0.274 5*** (8.981 5)	0.515 7*** (4.916 7)
<i>Wxcoord</i>	-0.094 0*** (-9.221 3)	-0.087 5*** (-9.446 2)	-0.087 5*** (-8.446 2)	-0.199 0* (2.117 9)
<i>Wycoord</i>	-0.498 3*** (-9.352 5)	-0.848 4*** (1.705 9)	-0.848 4*** (9.705 9)	-0.324 8*** (0.892 9)
<i>Wln_{exp}</i>	-0.022 84*** (11.121 2)	-0.050 3*** (11.453 1)	-0.042 1*** (12.453 1)	-0.042 46*** (12.961 0)
<i>Wlndocn</i>	-0.222 3* (2.848 6)	-0.248 0*** (3.817 0)	-0.243 2*** (4.817 0)	-0.201 7*** (2.109 9)
<i>Wq_t</i>	0.922 4*** (61.934 0)	0.782 1*** (18.467 0)	0.782 1*** (18.467 0)	0.300 2*** (12.573 2)

注: *、**、*** 分别代表在 1%、5% 和 10% 的显著性水平下显著,其中直接与间接效应以及总效应来源于 1 000 次自举(bootstrap)的方法。

下,如果忽略了空间效应的影响,就显著存在缺失变量偏差。“两控”方案的影响效应具有典型的空
间作用机制,环境规制不但通过直接效应影响自身污染物的排放,同时借助于城市之间的空间相互
作用将这种环境规制效应传递到其它空间邻近的城市,从而形成了“两控”方案规制效应的空间扩散
机制。这一空间扩散机制对二氧化硫、废水和废气的影响效应显著存在,但是对 PM2.5 的规制,无
论是直接效应还是间接效应都是不显著的,这进一步说明“两控”的规制方案对于 PM2.5 的环境规
制效应有限。城市所属的经纬度水平、人力密度、城市所拥有的医疗卫生条件等控制变量都存在显
著的空间效应。通过比较这些控制变量的总效应,发现它们都明显地高于表 1 中的直接回归效应系
数。所以综合应用空间计量方法,能够更进一步揭示经济变量内含的空间效应,也是对运用经典计
量经济学方法开展实证研究的一个有益补充^⑥。

三、“两控”方案的微观企业效应评价

1. 环境规制内生影响企业 TFP 和价格加成的实证分析框架

对于微观企业层面环境规制效应评价,我们关注的核心问题是参与“两控”方案前后企业绩效的
变化。这里我们延续了处理效应的分析思路,比较了 175 个“两控”方案城市中企业 TFP 的变化,以
及体现企业产业竞争能力的价格加成(markup)的变化。在此基础上进一步分析产业内和产业间是
否存在显著的要害重新配置过程。我们采用内生控制函数的方法,探究“两控”方案实施对制造业企
业绩效的影响。

(1) “两控”方案内生影响企业的 TFP

企业的生产函数如公式(15)所示:

$$q_{it} = \beta_l l_{it} + \beta_k k_{it} + \beta_m m_{it} + \omega_{it} + \varepsilon_{it} \quad (15)$$

其中所有的小写字母分别表示对数形式的企业工业总产值、劳动投入、资本投入和原材料等中
间投入。正如结构化生产函数估计强调的,可以用企业最优投资决策模型来识别不可观测的生产率
 ω_{it} 。这里的分析与 Olley and Pakes^[11] 相似。他们认为不可观测的 ω_{it} 会直接作用于企业要素产出
弹性进而产生估计偏差,并且企业动态地进入和退出行业同样会影响企业生产率。我们参考了他们
的研究,将“两控”方案中的实施状态,与企业资本投入和 TFP 同时作为状态变量引入企业动态投资
方程。企业投资策略函数如公式(16)所示:

$$i_{it} = i_t(k_{it}, \omega_{it}, treat_{it}) \quad (16)$$

其中 $treat_{it}$ 代表企业是否处于“两控”城市范围内的虚拟变量,将模型(16)取关于 ω_{it} 的逆函数
得到 ω_{it} 的控制函数 $\omega_{it} = h_{treat, it}(k_{it}, i_{it})$ 。我们采用了两阶段矩条件来识别参数 β 。将企业是否处于“两
控”方案之内作为内生影响企业生产率的重要变量,能够有效识别由于实施“两控”方案带来的生产
率影响效应。在其他的企业生产率决定因素的研究中,De Loecker^[12] 认为企业是否具有进出口行为
也是影响企业生产率动态变化的重要因素。我们在企业生产率动态变动的矩条件设定中,也加入了
企业是否从事出口的虚拟变量。企业生存概率的估计方面,参考了相关研究,将企业的规模、企业生
产经营条件等作为影响企业生存的关键变量。将考虑了企业“两控”方案效应的 TFP 用 ω_{it}^{TCZ} 来表示,
将利用 Acherge and Caves^[13] 计算方法得到的 TFP 用 ω_{it}^{af} 来表示^⑦。

(2) “两控”方案影响企业的价格加成

价格加成(Markup)是体现企业行业竞争力的重要指标。在实证产业组织 EIO(Empirical Industrial
Organization)分析框架下,企业所处市场环境与企业自身管理战略都会最终影响企业市场势力。微观
企业价格加成参考 De Loecker and Warzynski^[14] 的研究,定义企业价格加成为 μ_{it}^l ,它取决于公式(17):

$$\mu_{it}^l = \theta_{it}^l (a_{it}^l)^{-1} \quad (17)$$

其中 θ_{it}^l 代表企业劳动投入的产出弹性, a_{it}^l 代表企业投入要素占企业销售收入的比重。微观企业
价格加成是在 TFP 计算基础上完成的。

(3) “两控”方案引致的生产要素再配置效应

尽管微观企业层面 TFP 和价格加成能够直接量化“两控”方案对于企业的直接影响,但是其不能综合反映行业层面生产率的动态变化。进一步刻画“两控”方案对于行业资源再配置的影响,就需要进一步进行微观企业生产率分解。在分解的过程中,我们考虑到了企业进入、退出的影响效应,因此是基于生产率进行的动态分解。分解方法主要有四种:第一种是基于 OP 的 TFP 测算方法,以企业的产值份额或者就业份额为权重计算 OP 协方差,这里我们用 Ω_{OP} 来表示,这种方法为静态的分解方法;第二种是 Baily^[15] 提出的考虑企业进入与退出效应的分解方法,这里我们用 Ω_B 来表示;第三种是由 Griliches and Geriv^[16] 改进的考虑企业进入退出的生产率分解方法,这里用 Ω_{GH} 表示;第四种是由 Petrin and Levinsohn^[17] 提出的加总生产率(Aggregate Productivity Growth)分解方法,这里用 Ω_{APG} 来表示。我们分别基于这几种分解方法,对“两控”方案引致的要素再配置过程进行了测算。

2. 环境规制政策与微观企业绩效的实证分析

(1) 环境规制对微观企业绩效的直接影响效应

基于前文的分析,这里将环境管制的企业绩效细分为企业 TFP 影响效应和企业价格加成影响效应。表 2 给出了环境规制带来的企业生产率变动贴水效应。这里分别用“两控”虚拟变量直接解释计算得到的微观企业 TFP,并且加入了企业层面的个体固定效应。回归结果表明,环境规制带来的贴水效应是显著存在的,对于企业而言,严格的环境规制政策,从更深层次上促使企业 TFP 水平提高。我们依据企业的所有制类型,将全部的样本数据拆分

表 2 “两控”方案的企业生产率贴水效应

企业类型	TFP 类型	k_{it}	l_{it}	m_{it}	env_{it}	观测值个数
国家所有	OP	0.179 ***	0.225 ***	0.682 ***	-0.075 ***	387 099
	LP	0.172	0.227	0.675	-0.070 **	387 099
	ACF	0.174 ***	0.224 ***	0.645 ***	-0.074	387 022
集体所有	OP	0.142 ***	0.272 ***	0.625 ***	-0.062 ***	372 000
	LP	0.152 ***	0.242 ***	0.645 ***	-0.607 *	372 000
	ACF	0.044 ***	0.243 ***	0.635 ***	-0.632 *	372 000
法人所有	OP	0.124 ***	0.220 ***	0.652 ***	-0.050 **	320 052
	LP	0.127 ***	0.223 ***	0.641 ***	-0.032 **	370 028
	ACF	0.112 ***	0.201 ***	0.620 ***	-0.056 *	382 235
个人所有	OP	0.113 ***	0.232 ***	0.626 ***	-0.051 **	302 251
	LP	0.115 ***	0.233 ***	0.627 ***	-0.052 **	302 254
	ACF	0.117 ***	0.221 ***	0.655 ***	-0.021 **	302 214
港澳台所有	OP	0.122 ***	0.221	0.641 ***	-0.025 **	340 021
	LP	0.122 ***	0.223	0.642 ***	-0.026 ***	340 021
	ACF	0.105 ***	0.219	0.613 ***	-0.024 ***	340 021
外商所有	OP	0.120 ***	0.221 ***	0.606 ***	-0.032 ***	375 528
	LP	0.122 ***	0.231 ***	0.602 ***	-0.031 ***	356 682
	ACF	0.132 ***	0.231 ***	0.601 ***	-0.038 ***	352 233

注: *、**、*** 分别代表在 1%、5% 和 10% 的显著性水平下显著。LP 和 ACF 的参数估计的标注差由 1 000 次 bootstrap 得到。

为国有企业、集体企业、法人企业、港澳台企业和外商独资企业,分别估计了环境规制给不同所有制类型企业带来的生产率贴水效应。在所有的回归框架中,企业处于“两控”方案内时,对于其生产率确实具有显著的负效应。且对于不同所有制的企业而言,严格的环境规制具有的生产率效应存在显著差异。对于外商投资企业和港澳台企业而言,环境规制对于 TFP 的制约效应要显著高于其他所有制类型的企业,国有企业和集体所有制企业这一效应很低,表明“两控”方案对于这两类企业的规制效应有限。

这表明国有企业与集体企业通过所有制具有的“制度优势”获得了更多的环境规制外“福利”。相反,当个人企业、法人企业、港澳台和外商独资企业所处的是重点调控的行业如重化工、重污染类行业时,会直接成为“两控”方案重点控制的企业,因此企业 TFP 水平会受到直接影响,并且清洁生产等技术革新具有时滞效应,在短期内不会提高企业 TFP。

(2) “两控”方案所引致的价格加成的动态变化效应

“两控”方案对于企业 TFP 具有显著的抑制效应,那么,“两控”方案是否显著影响企业在所在行业的市场势力呢?这里以价格加成为被解释变量,以企业的“两控”处理效应虚拟变量为重要的解释变量,分析“两控”方案所具有的企业绩效的影响效应^⑧。由于企业的价格加成是企业长期发展过程中逐渐累积形成的,为了考虑这种时滞的影响效应,在全部的回归框架中都加入了价格加成的滞后项。与前文一致,这里将全部样本数据也依据企业的所有制类型进行了区分。在全部的回归结果中,都加入了行业、企业和时间的固定效应。在回归模型框架中,参照相关研究,也加入了其它潜在影响企业价格加成的控制变量,例如企业的成立时间(a_{it})、企业人均资本强度和企业 TFP。回归结果中也给出了相应的动态面板参数估计的、检验工具变量有效性的 Sargan 和 Hansen 统计量。在全部的回归结果中,“两控”方案对于企业的市场势力具有显著的消减效应,这对不同所有制类型的企业都是显著的,表明严格的环境规制政策有效地抑制了相应企业的市场势力,也说明了在考察期限内“两控”方案直接降低了企业的价格加成。在价格加成的消减效应方面,国有企业和集体企业的效应最强,弹性系数分别达到了 -2.84% 和 -3.1% ,其次为国内法人企业和个人所有制企业的效应。对于港澳台企业和外资企业,影响效应比较小,而这与外资企业所处的行业类型有非常大的关系。这些也充分说明了国有企业和集体企业在市场竞争中处于不利的地位。企业成立时间越长,越能够提高其市场势力,这在所有的模型中都是高度显著的。企业层面 TFP 水平越高,企业的市场势力越高,表明企业的技术水平对于市场势力的影响明显。企业的人均资本存量水平越高,表明企业的资本密集程度越高,那么企业的市场势力越强,这也说明了制造业行业发展过程中经济规模的重要性。由于在回归方程中都加入了企业和行业层面的固定效应,因此也考量了企业层面和行业层面的异质性对于“两控”规制效应的影响。Sargan 和 Hansen 检验的临界值表明,这里采用的 GMM 参数估计方法是高度有效的,系统 GMM 能够提供参数的稳健估计结果。

(3) “两控”方案实施的产业间要素重新配置效应

微观企业层面“两控”环境规制对于企业的 TFP 具有显著的抑制效应,那么在行业层面,“两控”的规制方案是否显著地加速了资源要素的产业间再配置呢?依据实证产业组织理论,如果产业层面资源错配程度降低了,那么就说明在考察期内“两控”方案加速了行业内资源再配置。首先我们依据企业是否处于“两控”方案区域,分别在行业层面进行 TFP 分解。其次针对中国的钢铁、水泥、火电、石化、化工、有色金属冶炼等“六大重污染行业”也进行了相应的 TFP 分解。结果见表 3。

表 3 表明,在考察期内,企业层面的生产率有了显著的提升,这在所有分解方法下都得到了证实。中国制造业企业的生产率有显著提升,说明越来越多的制造业企业的增长倾向于以技术进步为主要特征的内涵式增长。这一点与静态分解^⑨方法下的结论是一致的。在不考虑“两控”方案效应的前提下,行业内要素重新配置过程虽然也显著地提升了行业层面生产率,但是与经历“两控”处理效应的行业相比较,这一要素重新配置效应偏低。在“两控”影响效应下,这一效应最高达到了 14.2% ,最低也达到了 10.2% ,显著高于非“两控”方案效应下的要

表 3 行业层面 TFP 动态分解效应

TFP 算法	TFP 的分解方法 (%)	TFP 的总变化 (%)	要素再配置 (%)	净进入效应 (%)
ω^{acf}	Ω_{op}	22.02	6.82	2.50
	Ω_B	20.00	7.09	2.12
	Ω_{GH}	20.00	7.54	1.84
	APG	21.20	7.22	2.58
ω^{TCZ}	Ω_{op}	25.00	14.25	7.34
	Ω_B	22.52	10.24	7.55
	Ω_{GH}	21.03	11.23	6.51
	APG	21.45	11.31	8.7
六大重污染行业样本	Ω_{op}	23.22	15.23	8.02
	Ω_B	24.02	14.32	7.05
	Ω_{GH}	24.32	10.23	6.52
	APG	25.42	11.02	8.52

素再配置效应。在行业层面企业进入退出对行业绩效的影响效应方面,通过比较“两控”方案调控下的企业的进入退出效应而得到的净进入效应,对于行业层面 TFP 增长的贡献显著高于非“两控”效应下的净进入效应(见表3)。表3 同样给出了“六大重污染行业”层面生产率的动态分解效应,与静态分解的结果相比较,我们发现要素的再配置对 TFP 的贡献效应更高,同时,由于企业进入和退出行业引致的行业 TFP 变动效应也显著存在。动态分解的实证结果表明,“两控”方案促进了行业层面要素再配置,其对于中国整体制造业发展更为有利。

四、结论与政策启示

“两控”方案的实施对于制造业的污染物排放具有显著的消减效应。这在所有的模型设定中都得到了稳健的回归结果。采用空间处理效应的模型设定,我们发现那些经历“两控”方案影响的城市环境质量得到了改善,污染物的绝对排放量水平在显著降低。在 1998—2012 年内,城市内工业三废排放的增长率都是显著下降的,表明整体而言“两控”方案的实施,显著地降低了城市层面制造业污染物排放。我们的实证研究表明,随着中国城市发展中制造业份额逐步降低及城市产业结构调整进程的加快,环境规制的政策效应日渐凸显,以往的城市增长目标,逐渐被包容性增长的城市发展目标所取代。在这种情况下,城市的社会经济发展更多以提升发展质量为核心,而环境是城市质量最为重要的内涵型指标。政策评价的实证结果表明,单一城市层面环境规制政策在影响城市自身环境质量时,也借助于环境规制具有的外溢效应,不断地对空间邻近城市产生间接的影响,同时这些城市经济发展也同样受到空间邻近城市反馈效应的影响。因此环境规制政策应该更加重视政策的协同性和空间外部性。单一城市即使执行了最为严格的环境规制政策,如果空间邻近城市不采取协同政策,那么整体的环境规制政策效应也不会取得预期效果。这一点对于制造业污染物的治理和 PM_{2.5} 等大气污染物的治理同样重要。“两控”方案没有对 PM_{2.5} 起到直接的规制效应,我们认为缺乏系统的城市间环境政策执行的联动效应是其根本原因。对于 PM_{2.5} 等跨界的污染物的治理,更应该强化区域间的协同治理效应。京津冀的大气污染防治政策的出台,为相应的政策实施提供了更为有效的机制保证,这种协同治理机制将更有利于环境规制政策取得预期的规制效果。

环境规制中“两控”方案对企业 TFP 和价格加成具有的短期抑制效应,从深层次上说明了企业具有执行环境规制政策的潜在道德风险。然而,从环境规制长期效应来看,“两控”的环境规制政策加速了行业内资源再配置,并且有利于全行业 TFP 整体水平的提升和产业结构调整。环境规制政策对钢铁、水泥、火电、化工等六大重污染行业的资源再配置效应更为明显。我们认为对于“六大重污染行业”或者那些产能严重过剩的产业,应该“精准”规制,强化产业政策和市场机制在其发展中的综合效应,优化企业资源配置,节能降耗,进而提升和优化产业结构。在短期,这些环境规制政策可能导致部分企业,甚至部分产业部门的利益受损,但是全社会则实现了发展质量的提升,增强了产业竞争力。

“两控”的环境规制方案的实施,对于不同类型企业的效应明显不同。国有企业与集体企业在“两控”方案的影响下市场势力有所降低。因此,只有提高自身的技术水平,提高自身的创新能力,才能占据更多的市场份额,在竞争中取胜。

中国城市环境治理任重而道远,只有更加有效地执行环境规制政策,才能在城市发展中提升城市居民的福祉,进而提升中国经济发展的质量。限于篇幅,本文没有对环境污染引致的企业和居民的直接和间接的福利损失进行分析,这将是今后进一步研究的方向。

注释:

①该数据是 1998 年中国开始实施“酸雨和二氧化硫控制区”方案时的统计数据。

②数据来源于国家环境保护总局国家环境保护“十二五”规划全文。

- ③由于研究主题和篇幅限制,本文并没有进行环境污染对企业绩效影响的直接评价,但是这一数据库为本文的研究提供了数据基础。
- ④限于篇幅,这里没有给出全部年份的空间污染物排放的空间相关性指标,感兴趣的读者可以向作者索取。这里的 Moran 指数的计算是基于欧式距离的空间加权矩阵展开的。在其它类型空间加权矩阵情况下,PM2.5 污染物的排放仍然存在显著的空间相关性。
- ⑤限于篇幅这里没有给出常规控制变量的直接效应和间接效应的估计结果,感兴趣的读者可以向作者索取。
- ⑥这里没有给出经典回归框架下的回归结果,经过比较我们发现空间动态面板的 Durbin 模型给出的回归结果更为稳健,因此这里报告了空间计量模型框架下的回归结果。
- ⑦这里没有给出详细的 ACF 计算和推演过程,感兴趣的读者可以向作者索取。
- ⑧限于篇幅这里没有给出相应的回归表格,感兴趣的读者可向作者索取。
- ⑨限于篇幅这里没有给出静态分解的结果,感兴趣的读者可以向作者索取。

参考文献:

- [1] LUTSEY N, SPERLING D. America's bottom-up climate change mitigation policy [J]. Energy policy, 2008, 36(2): 673-685.
- [2] OECD. Cities and climate change [M]. Paris: OECD Publishing, 2010.
- [3] TRISOLINI K A. All hands on deck: local governments and the potential for bidirectional climate change regulation [J]. Stanford law review, 2010, 62: 669-746.
- [4] 程新金, 孙继明, 雷恒池. 中国二氧化硫排放控制的效果评估[J]. 大气科学, 2004(2): 174-186.
- [5] 张征宇, 朱平芳. 地方环境支出的实证研究[J]. 经济研究, 2010(5): 82-94.
- [6] HERING L, PONCET S. Environmental policy and exports: evidence from Chinese cities [J]. Journal of environmental economics and management, 2014, 68(2): 296-318.
- [7] 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.
- [8] LEE L F, YU J H. Efficient GMM estimation of spatial dynamic panel data models with fixed effects [J]. Journal of econometrics, 2014, 180(2): 174-197.
- [9] HO D E, IMAI K, KING G, et al. Matching as nonparametric preprocessing for reducing model dependence in parametric causal inference [J]. Political analysis, 2007, 15(3): 199-236.
- [10] VAN DONKELAAR A, MARTIN R V, BRAUER M, et al. Global fine particulate matter concentrations from satellite for long-term exposure assessment [J]. Environmental health perspectives, 2015, 123: 135-143.
- [11] OLLEY G S, PAKES A. The dynamics of productivity in the telecommunications equipment industry [J]. Econometrica, 1996, 64(6): 1263-1297.
- [12] DE LOECKER J. Do exports generate higher productivity? Evidence from Slovenia [J]. Journal of international economics, 2007, 73(1): 69-98.
- [13] DE LOECKER J, WARZYNSKI F. Markups and firm-level export status [J]. American economic review, 2012, 102(6): 2437-2471.
- [14] ACKERBERG D, CAVES K, FRAZER G. Structural identification of production functions [Z]. MPRA paper, university library of Munich, 2006.
- [15] BAILY M N, HULTEN C, CAMPBELL D, et al. Productivity dynamics in manufacturing plants [J]. Brookings papers on economic activity. Microeconomics, 1992, 1992: 187-267.
- [16] GRILICHES Z, REGEV H. Firm productivity in Israeli industry 1979-1988 [J]. Journal of econometrics, 1995, 65(1): 175-203.
- [17] PETRIN A, LEVINSOHN J. Measuring aggregate productivity growth using plant-level data [Z]. NBER working paper, 2005, No. 11887.

(责任编辑:雨珊)

Does environmental regulation improve the urban environmental quality in China? Evidence based on a “Quasi-Natural Experiment”

ZHANG Zhiqiang

(School of Economics, Nankai University, Tianjin 300071, China)

Abstract: Based on macro-urban and micro-firm level data, this paper employs spatial treatment effect and control function regression method to evaluate the effect of two control zone policy (which has regulated SO₂ and acid rain pollution since 1998) on the urban environmental quality. The macro-urban level empirical results show that although the total discharge of pollutants in urban manufacturing has been reduced, but the concentration of PM2.5 in urban air has not decreased significantly, indicating that the effect of current environmental regulatory policy need to strengthen in degree and range, especially for heavy polluted industries and related industries, environmental regulation. The micro-firm level empirical results show that the two control zone policy reduces firms' TFP and markup, and there are obvious differences in the regulatory effects on different ownership firms. The two control zone policy speeds up the reallocation of resources among industries, and improves the industry level TFP, which is especially obvious for the heavy polluted industries. Accordingly some policy suggestions are put forward to optimize environmental regulation policy combination and improve the urban environmental quality.

Key words: Two Control Zone policy; PM2.5; spatial treatment effect; environmental regulation; control function; environmental quality

.....
(上接第 68 页)

Privatization and innovation of manufacturing enterprises

SUN Wenna¹, SU Yuehui²

(1. Beijing Academy of Social Sciences, Beijing 100101, China;

2. Center for Financial Innovation and Risk Management, Hebei Finance University, Baoding 071051, China)

Abstract: We use the micro-panel data of China's manufacturing enterprises from 2000 to 2007 to analyze the dynamic impact of privatization on innovation of manufacturing enterprises with propensity score matching-difference in difference (PSM-DID) method. The empirical results show that the impact of privatization on enterprises' innovation is continuous positive, and increases over time. We also find that the impact of privatization on innovation can be sustained only when the majority ownership is transferred from state-owned capital to private capital, and is limited when privatization is gradual. The analysis of sub-sectors shows that the reform dividend of privatization mainly comes from capital-intensive industries. Further, by integrating the survival analysis method into our analytical framework, we find that privatization is proportional to the duration of enterprise innovation, that is, privatization is conducive to extending the sustainability of enterprise innovation. The empirical results remain robust after taking into account the PSM method and the occurrence year of privatization.

Key words: privatization; majority ownership; manufacturing industry; PSM; enterprise innovation; survival analysis