

开征环保税能有效治理空气污染吗

叶金珍, 安虎森

[摘要] 中国第一部《环境保护税法》将于2018年初施行,本文从理论和实证两方面的研究为开征在即的“环保税”提供了理论支撑。在理论方面,建立包含空气污染的动态均衡模型,模拟结果表明:市场化合理税率的环保税既能有效治理空气污染,又能维持经济福利的稳定增长;差异化环保税将激励污染行业转移,统一性环保税的长期治理效果优于差异化环保税;不合理的行政干预将降低环保税的实施效果。在实证方面,基于55个国家1994—2014年的数据,综合运用GQR方法和双重差分法来验证环保税的污染治理效果,结果显示:环保税对不同国家的影响是异质的,其中,碳税与污染物排量存在异质性因果关系,在PM_{2.5}浓度、NO_x排量和NO₂浓度都特别高的国家,开征碳税将显著改善空气质量;在空气质量较差的国家,提高汽车运输环保税反而不利于污染物减排。实证结论表明,汽车尾气排放不是中国空气污染的主因,工业上的大量化石燃料消耗才是空气污染的“罪魁祸首”。据此提出政策启示:尽快设立针对化石燃料燃烧的环保税税目(如“碳税”),空气污染治理政策应以市场机制为主、适度行政干预为辅等。

[关键词] 空气污染;《环境保护税法》;碳税;汽车运输环保税

[中图分类号]F205 **[文献标识码]**A **[文章编号]**1006-480X(2017)05-0054-21

一、问题提出

2016年环境绩效指数(EPI)显示,中国户外空气质量位于最末的180位,室内空气质量排名第116位,综合空气质量指标排名倒数第二(179位)。中国50%人口的居住环境的年均空气质量低于WHO规定的安全标准,每5例死亡报告中有1例死于空气污染;空气污染不仅危害健康,也造成了巨大经济负担;空气污染导致中国损失了10%的GDP(Hsu et al.,2016),中国普通民众用于网上购买口罩、空气净化器等抗雾霾产品的消费已达870万元人民币^①。在空气污染问题越发凸显的背景下,中国已实施环境保护相关的税收和收费制度,但尚未独立开征环境保护税(简称环保税^②),中

[收稿日期] 2017-01-05

[基金项目] 国家自然科学基金面上项目“区域经济发展与产业空间调整”(批准号71573142);教育部人文社会科学重点研究基地重大项目“产业战略性转移与经济地理重塑:‘一带一路’战略的政治经济学思考”(批准号15JJD790019)。

[作者简介] 叶金珍(1989—),女,湖北黄冈人,南开大学经济学院博士研究生,日本爱知大学中国研究科博士研究生;安虎森(1952—),男,吉林安图人,南开大学经济学院教授,博士生导师。通讯作者:叶金珍,电子邮箱:yejinzhen_1989@163.com。感谢匿名评审专家和编辑部的宝贵意见,当然文责自负。

^① 数据来源:阿里巴巴网上交易数据。

^② 中国2007年着手研究开征环境保护税,当时环境保护税简称为“环境税”(Environmental Tax),为凸显环保税环境保护的目的,现在已经统一改为“环保税”。

国第一部《环境保护税法》(简称环保税法)将于2018年1月1日生效。相比之下,空气质量位于世界前列的欧洲 OECD 国家具备相对成熟的环保税制,2016年 EPI 排名前20的国家有17个来自欧洲,这17个国家单独设立碳税的有9个^①。OECD 国家的成功经验暗示着,环保税和空气质量可能存在着因果关系。碳税作为环保税的一种,包括碳税在内的各类环保税能否有效治理空气污染?空气污染治理应该以市场机制为核心吗?这些问题的研究对环保税政策的制定至关重要。

需要注意的是,空气质量在区域间存在明显差距,2016年空气质量排名最差的10个城市均属于北方地区,就 PM_{2.5} 年浓度而言,京津冀区域的平均值为 71ug/m³,长三角区域的平均值为 46ug/m³,珠三角区域的平均值为 32ug/m³^②。未来空气污染是否会从北向南转移?统一性环保税和差异化环保税怎样影响空气污染的区域分布?对这些问题的研究有利于环保税政策的进一步完善。

空气污染的相关理论研究较多,但基本上都忽略了空气污染的区域差异,少有考虑到区域因素的文献(Nordhaus,2010),其区域间无实质性的经济关联。为分析空气污染的区域分布差异和动态变化,以及环保税政策在不同区域的动态效应,需要同时将时间维度和地理(区域)维度加入理论模型,但同时考虑时间和地理因素的文献极少。

新经济地理学模型通过引入“冰山成本”而能处理传统经济学长期忽略的地理因素。从新经济地理学角度分析区域环境问题的文献较多(Quaas and Lange,2004;Kheder and Zugravu,2012;安虎森和周亚雄,2013),但新经济地理学模型未能加入时间维度,不适用于研究污染物的动态变化。Desmet and Rossi-Hansberg(2014)在引入新经济地理学的重要变量“冰山成本”的基础上,建立了一个包含地理维度和时间维度的动态一般均衡模型(简称 DGE 模型),DGE 模型解决了长期以来包含地理维度和时间维度的动态模型无解的难题。进一步地,Desmet and Rossi-Hansberg(2015)将能源要素纳入 DGE 模型,分析气候变化对移民、经济增长和福利等的动态影响。DGE 模型给本文提供了一个可行的理论框架。

关于环保税的实证研究也有较快进展,但学术界对于环保税的实践意义尚存在争论。部分学者肯定了环保税的积极作用(Bjørner and Jensen,2002; Miller and Vela,2013),另外一些学者对环保税表示质疑(Gerlagh and Lise,2005)。Lin and Li (2011)认为,碳税显著推动了芬兰的 CO₂ 减排,但对丹麦、瑞典的影响不显著。学者们对环保税政策的评价褒贬不一,可能的原因是,各国的主要空气污染物不同,适用于各国的环保税类型也不尽相同,这给本文提供了实证研究思路:从个体异质性视角,分析环保税对不同国家的影响,寻找适合中国的环保税类型。

基于现有文献,本文进行了创新性开拓和补充:①在理论模型上,与广泛应用于政策分析的 CGE 模型完全不同,引入区域间经济相互关联的3条路径,分别为贸易、技术和空气污染,具体而言,贸易遵循冰山成本,技术创新带来经济增长和国民收入(福利)提高,技术扩散使各区域共享技术创新成果,空气污染负向作用于经济发展。②在模拟分析上,比较全国统一性环保税和区域差异化环保税的优劣;分析行政干预的动态影响以及行政手段和市场化环保税相结合的政策模式。③在实证分析上,与既有实证研究不同,本文细分环保税类型,基于55个国家数据,采用 GQR 方法,考察碳税政策的异质性处理效应以及汽车运输环保税对空气质量的异质性影响。

① 1994—2014年欧洲 OECD 国家的环保税占 GDP 比重每年维持在 2.51%左右,中国环境相关税费占 GDP 比重上升较快,2000年为 0.38%,2014年为 1.33%,但远低于欧洲国家,数据来自 OECD 数据库。

② 数据来源:中华人民共和国环境保护部(简称中国环保部)。

二、理论模型

1. 基本假设

参考 DGE 模型基本框架,引入空气污染变量,建立空气污染区域分布的内生形成机制。本文和 DGE 模型在基本假设上有着相似和不同之处,相似之处具体包括以下三方面:

(1)土地:①标准化处理,将土地看作封闭的线性区间 $[0, 1]$;②土地区间等分为许多个小区间,每个小区间看作 1 个区域,1 个区域代表 1 个地理位置。

(2)企业:①生产要素是劳动力、土地和技术,则企业成本包括劳动力工资、土地租金和技术创新成本;②每个企业的固定投入为 1 个地理位置的土地,每个地理位置也只有唯一的企业,但区域间互通贸易使企业失去垄断力,企业是价格的接受者。

(3)劳动:①引入时间维度,劳动力存活无穷期;②劳动力总量为 \bar{L} ,每个劳动力每期提供相同的劳动时间,劳动力拥有相同的土地和企业所有权的资产组合;③劳动力在区域间自由流动。

本文的基本假设和 DGE 模型的不同之处有:①企业分为 2 种类型,即污染型企业 d 和非污染型企业 c 。企业分工明确,污染型企业不会生产非污染型企业产品,非污染型企业不会生产污染型企业产品。②建立空气污染的形成功机制。某区域每期的空气污染物一部分来自前期空气污染物残留,另一部分来自当期该区域企业的污染物排放,非污染型企业的污染物排放量为 0。③引入空气污染的负外部性。雾霾天气通过延误交通、危害健康和影响人口流动等方式,降低了交易效率和技术扩散效率等,对企业和劳动力带来负向影响。

2. 模型结构框架

模型的主要结构如图 1 所示,企业有 2 种类型,即污染型企业和非污染型企业,生产要素包括土地、劳动力和技术,用实线双向箭头表示投入产出关系。污染型企业造成空气污染,而空气污染反过来提高了企业成本,这种相互负向影响用虚线双向箭头表示。空气污染对非污染型企业和劳动力的负外部性用虚线单向箭头表示。区域间技术扩散提高了企业技术水平,进而有利于企业提高产量,同时,技术提升还意味着污染物排量的下降,技术对污染型企业、非污染型企业和空气污染的正外部性用实线单向箭头表示。

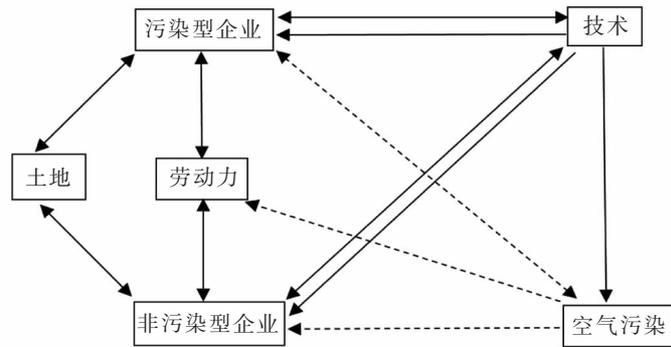


图 1 模型结构框架

资料来源:作者绘制。

3. 劳动力行为分析

DGE 模型的效用函数为 CES 型, Baumgärtner et al.(2013)提出同时包含 CES 函数性质和 Stone-Geary 函数性质的消费者偏好,并指出这种函数更适用于分析环境政策,本文亦采用这种形式的效用函数,用 l 表示区域(地理位置为 l 的土地区间称为区域 l), $l \in [0, 1]$, 区域 l 第 t 期效用为:

$$U[c_d(l, t), c_c(l, t)] = \left\{ h_d [c_d(l, t) - D]^\alpha + h_c [c_c(l, t)]^\alpha \right\}^{\frac{1}{\alpha}} \quad (1)$$

其中,劳动力对污染型企业产品和非污染型企业产品的消费量分别为 $c_d(l, t)$ 和 $c_c(l, t)$, 与普

通CES函数不同的是,为了维持日常生活,劳动力需要消费一定的污染型企业产品, D 为劳动力对污染型企业产品的基本需求量。劳动力在无穷期的效用期望最大化问题表示为:

$$\begin{aligned} \max_{\{c_i(l,t)_0\}} E \sum_{t=0}^{\infty} \beta^t U[c_d(l,t), c_c(l,t)] \\ \text{s.t. } w(l,t) + [\bar{R}(t) + \Omega(t)]/\bar{L} = p_d(l,t)c_d(l,t) + p_c(l,t)c_c(l,t) \end{aligned}$$

其中, $c_i(l,t)$ 为某*i*类型企业产品的消费量, $i \in \{d,c\}$, β 为贴现率。 $w(l,t)$ 为劳动力工资, $\bar{R}(t)$ 为第*t*期土地总租金, $\Omega(t)$ 为第*t*期所有企业的利润加总。由于劳动力拥有相同的土地和企业所有权,则劳动力总收入来自工资、人均租金 $\bar{R}(t)/\bar{L}$ 和人均利润 $\Omega(t)/\bar{L}$ 。 $p_d(l,t)$ 、 $p_c(l,t)$ 分别为污染型企业产品价格和非污染型企业产品价格。对于任一时期*t*和区域*l*,劳动力流动达到均衡时:

$$U\{p_d(l,t), p_c(l,t), w(l,t) + [\bar{R}(t) + \Omega(t)]/\bar{L}\} = U(t) \quad (2)$$

(2)式左边表示第*t*期区域*l*的劳动力的间接效用,右边表示第*t*期的均衡效用^①。劳动力在区域间自由流动,则劳动力总是流向效用最高的区域,直到所有区域的效用相等,劳动力停止流动。

4. 企业行为分析

任一时期分为3个阶段,如图2所示。从第(*t*-1)期第3阶段末到第*t*期第1阶段,技术在区域间扩散;从第*t*期第1阶段末到第*t*期第2阶段,企业制定生产计划,包括决定是否创新、土地竞拍报价以及雇佣人数等,与此同时,劳动力通过自由流动实现效用最大化;从第*t*期第2阶段末到第*t*期第3阶段,企业进行技术创新,并投入生产。从第*t*期第3阶段末到第(*t*+1)期第1阶段,第*t*期创新后的技术再次在区域间扩散,重复以上过程,新一轮的经济活动开始。以第*t*期位于区域*l*的某*i*类型企业为例, $i \in \{d,c\}$,第1阶段技术经过扩散,但尚未创新,用 $Z_i^-(l,t)$ 表示,第3阶段技术经过创新但尚未扩散,用 $Z_i^+(l,t)$ 表示。

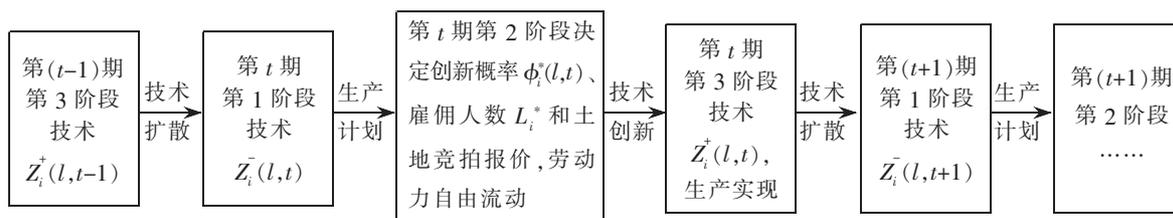


图2 模型动态流程分析

资料来源:作者绘制。

(1)第1阶段。Desmet and Rossi-Hansberg(2014)假设,某企业当期的技术在下一期扩散到所有其他企业,其他企业当期的技术在该企业下一期期初进行生产决策前也将扩散到该企业,这是技术的第1种正外部性。该假设意味着,企业当期的技术创新只影响该企业当期的技术,该企业当期是否进行技术创新对该企业下一期期初的技术无决定性作用,第*t*期第1阶段的技术为:

$$Z_i^-(l,t) = \max_{s \in [0,1]} e^{-\delta|l-s|} Z_i^+(s,t-1) \quad (3)$$

式(3)表明,企业在第1阶段的技术是从所有区域可获取的技术水平的最大值, $Z_i^+(s,t-1)$ 为第

① 限于篇幅,详细推导过程可登陆《中国工业经济》网站(<http://www.ciejjournal.org>)下载。

($t-1$)期第3阶段任一区域 s 的技术, δ 为技术衰减系数, $|l-s|$ 为区域 l 与区域 s 的距离, 技术随距离的增加而衰减, $|l-s|$ 越大, $e^{-\delta|l-s|}$ 越小, 区域 l 从区域 s 可获取的技术越低。

(2)第2阶段。设创新概率为 ϕ_i , 则创新未发生的概率为 $(1-\phi_i)$ 。设 z_i 为服从帕累托最优分布的技术乘子, 其分布函数为 $F(z_i)=z^{-b}$ ($z>1, b>1$), 则 z_i 的期望为 $b/(b-1)$ 。若创新发生, 第3阶段的技术 $Z_i^+(l,t)=z_i Z_i^-(l,t)$; 若创新未发生, 第3阶段的技术 $Z_i^+(l,t)=Z_i^-(l,t)$ 。在 $Z_i^-(l,t)$ 已知的条件下, 第3阶段的技术期望为:

$$E(Z_i^+(l,t)|Z_i^-)=\left[\frac{\phi_i(l,t)b}{(b-1)}+(1-\phi_i(l,t))\right]Z_i^-(l,t) \quad (4)$$

企业通过购买创新概率进行创新, 设某 i 类型企业的创新成本为创新概率的函数 $\psi_i(\phi_i(l,t))$:

$$\psi_i(\phi_i(l,t))=w(l,t)\left[\psi_{1i}+\frac{\psi_{2i}}{(1-\phi_i(l,t))}\right][1+m(t)] \quad (5)$$

其中, 企业类型 $i \in \{d, c\}$, ψ_{1i} 表示固定成本份额, $\psi_{2i}/(1-\phi_i(l,t))$ 表示可变成本份额, 企业购买的创新概率 $\phi_i(l,t)$ 越大, 可变成本越高, 参数 ψ_{1i} 、 ψ_{2i} 的取值与企业类型有关。 $m(t)$ 为第 t 期企业支付的污染加成成本份额, 详见(12)式。企业是否创新取决于创新成本和预期创新收益的相对大小, 预期创新收益和预期产量成正比。设雇佣人数为 $L_i(l,t)$, 则生产函数为 $Y_i(l,t)=Z_i^+(l,t)^{1-\mu}L_i(l,t)^\mu$, 每个企业只使用1个地理位置的土地, 即土地要素固定, 生产函数可理解为1个地理位置的土地要素产出, 结合(4)式, 得到预期创新收益为:

$$T_i(l,t)=p_i(l,t)Z_i^-(l,t)^{1-\mu}L_i(l,t)^\mu[(\phi_i(l,t)/(b-1)+1)^{1-\mu}-1] \quad (6)$$

由(5)式和(6)式, 可得出企业的创新决策。当 $(\psi_i(\phi_i(l,t))-T_i(l,t))>0$ 时, 创新成本大于预期创新收益, 企业购买的创新概率 $\phi_i(l,t)=0$, 此时, 企业未进行技术创新, 但仍需支付的创新成本为 $[w(l,t)\psi_{1i}+w(l,t)\psi_{2i}][1+m(t)]$ 。当 $(\psi_i(\phi_i(l,t))-T_i(l,t))\leq 0$ 时, 预期创新收益不低于创新成本, 技术创新将有利可图, 企业购买的创新概率可通过求无穷期利润期望最大化问题得到:

$$\max\left\{E\left\{\sum_{t=0}^{\infty}\beta^t[p_i(l,t)Z_i^+(l,t)^{1-\mu}L_i(l,t)^\mu-w(l,t)L_i(l,t)-R_i(l,t)-\psi_i(\phi_i(l,t))]\right\}\right\} \quad (7)$$

上式为某 i 类型企业无穷期的利润期望, $i \in \{d, c\}$, 贴现率为 β , $R_i(l,t)$ 为企业土地竞拍报价, 将(4)式和(5)式代入(7)式, 分别对 $L_i(l,t)$ 、 $\phi_i(l,t)$ 求1阶条件, 添加上标星号(*)表示最优选择:

$$\begin{cases} L_i^*(l,t)=\frac{Z_i^-(l,t)(\phi_i^*(l,t)/(b-1)+1)}{[w(l,t)/(\mu_i p_i(l,t))]^{1/(1-\mu)}} \\ \phi_i^*(l,t)=1-\left\{\frac{\psi_{2i}(b-1)(1+m(t))[w(l,t)/(p_i(l,t))]^{1/(1-\mu)}}{\mu_i^{\mu/(1-\mu)}(1-\mu_i)Z_i^-(l,t)}\right\}^{\frac{1}{2}} \end{cases} \quad (8)$$

其中, L_i^* 为最优劳动力雇佣人数, $\phi_i^*(l,t)$ 为最优创新概率。其他条件不变时, $\partial\phi_i^*(l,t)/\partial Z_i^-(l,t)>0$, 若 $i=d$, 表示污染型企业的现有技术水平 $Z_d^-(l,t)$ 越高, 其创新概率 $\phi_d^*(l,t)$ 越大; 若 $i=c$, 表示非污染型企业的现有技术水平 $Z_c^-(l,t)$ 越高, 其创新概率 $\phi_c^*(l,t)$ 越大。可见, 企业倾向于在擅长的领域继续创新, 这与 Acemoglu et al.(2012) 提出的技术创新具有路径依赖性的观点一致。Desmet and

Rossi-Hansberg(2014)假设,企业竞拍时出示毫无保留的报价,其事前利润期望为0,当期的技术创新只影响当期的竞拍报价,该假设保证了包含地理维度的动态模型有解。需要注意的是,企业不一定进行严格意义上的竞拍,土地竞拍是广泛和抽象的,在理性人假设下,本文的土地竞拍指的是,为实现土地资源的最优配置,土地总是分配给土地要素收益最高的企业;竞拍报价指的是,企业使用某区域土地的预期土地要素收益。污染型企业 d 和非污染型企业 c 在第 t 期的预期土地要素收益(竞拍报价)为 $R_d(l,t)$ 、 $R_c(l,t)$,将(8)式代入(7)式得:

$$\begin{cases} R_d(l,t)=p_d(l,t)\left(\frac{\phi_d^*(l,t)}{(b-1)}+1\right)^{1-\mu_d} Z_d^-(l,t)^{1-\mu_d} L_d^*(l,t)^{\mu_d}-w(l,t)L_d^*(l,t)-\psi_d(\phi_d^*(l,t)) \\ R_c(l,t)=p_c(l,t)\left(\frac{\phi_c^*(l,t)}{(b-1)}+1\right)^{1-\mu_c} Z_c^-(l,t)^{1-\mu_c} L_c^*(l,t)^{\mu_c}-w(l,t)L_c^*(l,t)-\psi_c(\phi_c^*(l,t)) \end{cases}$$

上式等号右边第1项表示事前预期总收益,第2项和第3项分别表示工资支付和技术创新成本。预期土地要素收益(竞拍报价)、工资支付和技术创新成本的3者之和等于事前预期总收益。

(3)第3阶段的分析前提是企业在第2阶段获得了土地。设区域 l 第 t 期的土地租金为 $R(l,t)$,由土地资源的最优配置条件得到:

$$R(l,t)=\max\{R_d(l,t),R_c(l,t)\} \tag{9}$$

上式表明,土地作为一种固定投入要素,有限的土地总是分配给土地要素收益最大的企业,这和新经济地理学中资本流动的决定机制类似,为实现资本要素收入的最大化,资本总是流向收益最高的区域。用集合 π 表示各区域的土地竞拍结果,任一区域 l 第 t 期的土地竞拍结果 $\pi(l,t) \in \{0,1\}$,用 $\pi(l,t)=1$ 表示污染型企业 d 获得了土地,其实际产量为 $Z_d^+(l,t)^{1-\mu_d} L_d^*(l,t)^{\mu_d}$;用 $\pi(l,t)=0$ 表示非污染型企业 c 获得了土地,其实际产量为 $Z_c^+(l,t)^{1-\mu_c} L_c^*(l,t)^{\mu_c}$ 。特殊情形下,当2种类型企业的预期土地要素收益(竞拍报价)相等时,令污染型企业获得土地, $\pi(l,t)=1$ 。

需要注意的是:①市场在土地资源分配中可能未发挥决定性作用,企业不一定支付了土地使用价格,甚至可能无偿获得土地。本文基于土地资源最优配置的角度得到(9)式,为提高竞拍报价,企业具有创新动力,部分企业将成功实现技术创新①;②在土地竞争和技术扩散的双重作用下,企业具有源源不断的内生性创新动力,技术水平不断提高,这是经济持续增长的原因。技术进步提高了企业产量,企业总收益提高,土地要素收益随之上升,租金上涨,国民收入提高,均衡效用(福利)上升。

5. 空气污染与区域经济关联

(1)空气污染的形。空气污染物主要包括可吸入颗粒物(PM_{2.5}、PM₁₀)、二氧化硫(SO₂)、氮氧化物(NO_x)、一氧化碳(CO)、一氧化氮NO和二氧化氮NO₂等。设空气污染变量 $poll(l,t)$ 为第 t 期的空气污染物浓度。若区域 l 为污染型企业,则会排放污染物,污染物浓度为:

$$poll(l,t)=F_1 poll(l,t-1)+\frac{F_2 Y_d^*(l,t)}{(Z_d^+(l,t))^{\eta_d}}, i=d \tag{10}$$

若区域 l 为非污染型企业,则该区域的空气污染不会恶化,污染物浓度为:

$$poll(l,t)=\frac{F_1 poll(l,t-1)}{(Z_c^+(l,t))^{\eta_c}}, i=c \tag{11}$$

① 感谢匿名评审专家指正。随着土地招拍挂制度的颁布,市场机制在土地资源分配中发挥了更大的作用;结合当前土地改革趋势,为优化土地资源分配,土地管理制度可能从计划配置向市场配置改革。

(10)式和(11)式的设定参考 Nordhaus(2010)和 Desmet and Rossi-Hansberg(2015),污染物存量不仅来自当期的排放量,还来自上一期。 $F_1、F_2、\eta_d、\eta_c$ 均为大于0的参数, $poll(l,t-1)$ 为第 $(t-1)$ 期空气污染物浓度,污染物随时间缓慢自然净化, F_1 越大,意味着自然净化能力越差,第 $(t-1)$ 期空气污染物残留到第 t 期的越多, F_1 理论上应小于1。Cherniwchan et al.(2016)提出,企业减排依赖于技术水平,参考该观点,这里假设污染型企业的技术进步降低了污染物排量,非污染型企业的技术进步提高了空气的净化能力,从而间接促进了污染物减排,这是技术的第2种正外部性。(10)式等号右边第2部分为污染型企业排量,其排量与产量同向变化,与技术反向变化。(11)式表明,当非污染型企业位于区域 l 时,其技术越发达,上一期空气污染物的残留量越低。

(2)空气污染对企业的负外部性体现在:①非污染型企业未排污,但也受到污染的负向影响;②空气质量较好的区域和其他区域通过贸易和技术扩散等相互影响,因而也受到其他区域空气污染的负向影响。这意味着,空气污染增加了所有企业的成本,企业支付的污染加成成本份额为:

$$m(t)=\max_{l \in [0,1]} F_3 poll(l,t-1) \tag{12}$$

其中,参数 F_3 大于0,第 t 期的污染加成成本份额由第 $(t-1)$ 期空气质量最差的区域决定。

(3)空气污染对劳动力的负外部性体现为收入下降。具体而言,空气污染不仅影响劳动力的正常生活和工作,也带来巨大的健康成本,劳动力收入受损,同时,劳动力作为土地主,当雾霾影响土地的正常使用时,也需支付额外的土地维护费用,劳动力收入进一步受损。劳动力支付的污染加成成本在模型中体现为租金收入的下降。在没有空气污染时,总租金为 $\int_0^1 (\pi(l,t)R_d(l,t)+(1-\pi(l,t))R_c(l,t))dl$ 。受污染的负向影响,某区域的租金损失和该区域的污染物浓度成正比,设劳动力承担的污染加成成本份额为 $F_4 poll(l,t)$,则总租金为:

$$\bar{R}(t)=\int_0^1 [1-F_4 poll(l,t)][\pi(l,t)R_d(l,t)+(1-\pi(l,t))R_c(l,t)]dl \tag{13}$$

空气污染对各区域租金的影响是局部的,但每个区域的土地租金由所有劳动力平分,空气污染对劳动力的影响是全局的,任一区域的空气污染不仅降低了该区域租金,也降低了总租金,因而劳动力收入下降,福利受损;与此同时,企业的市场需求下降,生产领域也蒙受间接损失。

(4)区域间经济相互关联路径分析。经济系统包含许多连续的区域,区域间经济相互关联构成统一的经济体。本文构造3条区域经济相互关联的路径,分别为技术、空气污染和区域贸易。以任一区域 i 和任一区域 j 的经济相互关联路径为例,如图3所示,双向箭头表示路径可逆。区域 i 的技术扩散到区域 j ,区域 i 的空气污染影响区域 j 的企业成本和劳动力收入,同理,区域 j 以相同的作用机制来影响区域 i ,这2条关联路径是经济体自发形成的隐性路径,区域 i 与区域 j 互通贸易构成第3条作用路径,由于存在商品交换,该路径是直接影响区域经济的显性路径。

区域贸易的设定参考新经济地理学模型的标准化处理办法,令非污染型企业产品充当计价物,价格为1,交易成本为0;污染型企业产品区域内交易成本为0,但区域间交易遵循冰山成本,区域 l 的产品在区域 l 的价格为 $p_d(l,t)$,区域 l 的产品在区域 s 的价格为 $p_d(s,t)$,由冰山成本得到:

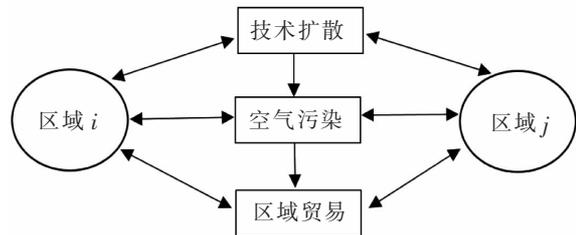


图3 区域间经济相互关联路径

资料来源:作者绘制。

$$p_d(s,t) = e^{-\kappa|l-s|} p_d(l,t) \tag{14}$$

其中, κ 为衡量冰山成本的参数, $|l-s|$ 为区域 s 与区域 l 的距离, 运输距离越远, 冰山成本越高。图3中, 3条路径之间也有一定关联性: ①技术扩散促进了技术进步, 从而带来2种正外部性。在第1种正外部性作用下, 企业产量提高, 若为污染型企业, 产量提高意味着空气污染物的排量的提高; 在第2种正外部性作用下, 技术进步有利于企业减排, 因而技术对空气质量的总体影响还取决于企业类型。②空气污染通过增加企业成本而影响产量, 贸易量和产品价格随之改变; 空气污染通过降低劳动力收入进而影响需求。可见, 空气污染对区域贸易有间接的负向影响。

6. 市场均衡分析

(1) 劳动力市场。以第 t 期区域 l 为例, 该区域劳动力供求平衡时:

$$L(l,t) = \pi(l,t)L_d^*(l,t) + (1-\pi(l,t))L_c^*(l,t) \tag{15}$$

其中, $L(l,t)$ 表示该区域的劳动力供给量, 等号右边表示劳动力需求量。在劳动力效用最大化和企业利润最大化的假设下, 若某区域劳动力供给不足, 则劳动力流入; 若某区域劳动力供给过剩, 则劳动力流出, 直到各区域实现供求平衡, 劳动力总需求等于劳动力总供给:

$$\int_0^1 L(l,t) ds = \bar{L} \tag{16}$$

(2) 产品市场。以污染型企业产品的市场均衡为例, 设区域 l 的污染型企业产品的超额供给为 $H_d(l,t)$, $H_d(l,t)$ 可能大于0、小于0或等于0。由基本假设知, 企业位于0到1的线性土地区间, 这个区间由许多个间隔相等的区域组成, 令相邻区域的间隔距离均为 Δl , 则区域 $(l-\Delta l)$ 是在区域 l 左侧的所有区域中, 距离区域 l 最近的区域。区域 l 的超额供给为:

$$H_d(l,t) = [H_d(l-\Delta l,t) - \kappa|H_d(l-\Delta l,t)|] + \pi(l,t) \left[Y_d^*(l,t) - \frac{\psi_d(\phi_d(l,t))}{p_d(l,t)} \right] - c_d(l,t)L(l,t) \tag{17}$$

上式表明, 超额供给 $H_d(l,t)$ 等于污染型企业产品的供给量与需求量的差值, 区域 l 的需求量为 $c_d(l,t)L(l,t)$, 供给量由两部分组成: 一部分来自相邻区域 $(l-\Delta l)$ 的超额供给 $H_d(l-\Delta l,t)$, 若 $H_d(l-\Delta l,t) > 0$, 则区域 $(l-\Delta l)$ 的超额供给大于0, 区域 $(l-\Delta l)$ 出口污染型企业产品; 若 $H_d(l-\Delta l,t) < 0$, 则区域 $(l-\Delta l)$ 的超额供给小于0, 区域 $(l-\Delta l)$ 进口污染型企业产品。考虑到地理维度, 还需扣除区域贸易的冰山成本 $\kappa|H_d(l-\Delta l,t)|$, 该项可理解为: 运输成本、旅途损耗、谈判成本或贸易壁垒等。另一部分来自区域 l 企业的供给 $Y_d^*(l,t)$, 企业没有分配劳动力进行技术研发, 当污染型企业购买创新概率 $\phi_d(l,t)$ 时, 其实际支付的是与名义创新成本价值相同的企业自身产品, 支付的产品数量为 $\psi_d(\phi_d(l,t))/p_d(l,t)$, 这是企业的实际创新成本, 区域 l 企业的供给量为产量与实际创新成本的差值^①。在封闭经济系统中, 任一时期 t 的产品市场出清条件为 $H_d(l,t) = 0$, 即地理位置为 l 的区域的供给等于需求时, 产品市场出清, 第1期均衡时, $H_d(l,1) = 0$, 依次类推, 第 n 期均衡时, $H_d(l,n) = 0$ 。

三、模拟分析

1. 模型求解方法与参数校准

(1) 模型求解方法。上述模型可用非线性方程组来表示, 在定义部分变量的初始值后, 可通过

① 限于篇幅, 详细推导过程可登陆《中国工业经济》网站 (<http://www.ciejjournal.org>) 下载。

Matlab 软件 fsolve 函数求解。将土地区间等分为 500 个区域,各区域的初始劳动力禀赋为 100 人,共模拟 110 个时期(2000—2110 年)。由于技术进步是内生的,则创新概率和技术是最基本的内生变量,同时,在 3 条区域经济相互关联路径的作用下,租金、污染物浓度等也被内生决定。

(2)参数校准。①环境问题的相关文献通常采用较高的贴现率,如 Nordhaus(2010)使用的贴现率接近 0.99, Stern(2006)使用的贴现率接近 1, Desmet and Rossi-Hansberg(2015)使用的贴现率为 0.95,本文取中间值,基准贴现率为 0.97。②与 Acemoglu et al.(2012)不同的是,本文未考虑技术转换,其内生性经济增长机制成立的前提是,当某一行业的技术领先时,该行业的劳动力雇佣量将下降,多余的劳动力流向技术落后行业,推动落后行业的技术创新。为满足这一前提,替代弹性应小于 1。参考 Baumgärtner et al.(2013),本文的替代弹性不会高于 $1/(1-\alpha)$,令 α 为 -1.50,则替代弹性不会超过 0.40,这和 Stockman and Tesar(1995)的观点一致。③若参数 D 为 0,则替代弹性为 0.40,若参数 D 大于 0,替代弹性将小于 0.40,这里通过设定参数 D ,进一步保证了较小的替代弹性。中国 2000—2014 年人均能源消费占能源总产量的比重在 0.0076 到 0.0086 之间,考虑到清洁能源替代的必然趋势, D 的基准值略低,取值为 0.0074。④ F_2 为污染型企业对空气质量的影响系数。空气污染变量 $poll(l,t)$ 的单位是 $100\mu\text{g}/\text{m}^3$,计算 F_2 时^①,首先需要估算空气体积。大气层的空气密度随高度下降,这里计算中国国土范围内距离地面 50km(对流层)的空气体积,用污染物排放量除以空气体积,得到 F_2 的值为 0.0052。⑤ F_3 、 F_4 衡量空气污染的负外部性。根据 Ebenstein et al.(2015)对中国相关数据的研究结果,可认为空气污染物每增加 $100\mu\text{g}/\text{m}^3$,导致心肺疾病死亡率大约上升 0.00051 到 0.00079 之间,令 F_3 、 F_4 与之匹配,均取值为 0.00060。⑥中国环境污染治理投资的 GDP 占比的年平均均值约为 1.24%(2000—2013 年),2015 年中国科研支出 GDP 占比达 2.10%,令非污染型企业技术的正外部性系数 η_c 的校准值与之匹配,取值为 0.60。污染型企业技术的正外部性系数理论上应小于生产函数中的技术份额, η_d 取值为 0.20。其余参数校准值参考 Desmet and Rossi-Hansberg(2014),汇总如表 1^②。

表 1 参数校准基准值

名称	校准值	含义	名称	校准值	含义	名称	校准值	含义
β	0.9700	贴现率	μ_i	0.6000	劳动力要素份额	F_1	0.9975	污染物衰减速度
h_d	0.6000	偏好参数	δ	7.5000	技术衰减速度	F_2	0.0052	企业负外部性
h_c	1.4000	偏好参数	b	45.0000	帕累托分布系数	F_3, F_4	0.0006	污染负外部性
D	0.0074	基本需求量	ψ_1	1.1428	固定成本系数	η_d	0.2000	技术正外部性
α	-1.5000	CES 函数偏好系数	ψ_2	0.0022	可变成本系数	η_c	0.6000	技术正外部性
			κ	0.0800	冰山成本	ν	0.7400	投资收益弹性

资料来源:作者整理。

2. 基本均衡结果分析

本文主要对 $\text{PM}_{2.5}$ 浓度进行模拟分析。图 4 表示 2000—2020 年和 2000—2040 年空气污染物浓度 $poll(l,t)$ 在不同区域的动态变化。参数校准时, $poll(l,t)$ 的单位设为 $100\mu\text{g}/\text{m}^3$,为便于分析,下文

① 人均能源消费和产量的单位统一后,该比重的单位为 10^{-7} 。数据来自中华人民共和国国家统计局(简称中国统计局)。为避免参数 D 带来的模拟值跳跃,本文定义的初始劳动力收入超过购买 D 单位污染型企业产品所需支出。

② 限于篇幅,详细推导过程可登陆《中国工业经济》网站(<http://www.ciejournal.org>)下载。

$poll(l,t)$ 的单位转换为 ug/m^3 。横轴为时间维度,纵轴为地理维度。受图形固定格式限制,未能真实描绘中国从南到北的地理形状,而将从南到北的土地区间等分为 500 个区域,纵轴区间 $[0,200]$ 为南部、 $[201,300]$ 为中部、 $[301,500]$ 为北部。颜色表从下到上对应的刻度值依次增加,表示空气污染物浓度越来越高。

观察图 4(a):①空气污染物主要聚集在北部和部分中部地区,南方空气相对较好,这和现实情况相吻合。②在污染严重地区,同一区域空气污染物浓度随年份不断上升,2003 年空气污染开始恶化,2007 年空气污染进一步升级,2011 年出现严重的空气污染。这和现实情况相吻合,2000 年以前北部地区主要受沙尘暴困扰,雾霾很少被提及。图 4(a)与(b)对比可见:现阶段若不采取污染治理措施,2040 年的空气污染程度将加倍;从 2020 年开始,中部的污染范围逐渐扩大,2030—2040 年,部分中部地区的污染物浓度甚至超过一些北部地区。

图 4(a)与(b)的贴现率 β 、偏好系数 α 的取值与表 1 一致,分别为 0.97 和-1.50。作为稳健性检验,图 4(c)、(d)和(e)的贴现率 β 设定为 0.99、0.95、0.90,图 4(f)的偏好系数 α 设定为-1,但图 4(c)、(d)、(e)和(f)与图 4(a)的空气污染分布特征都十分相似,说明模拟结果是稳健的。

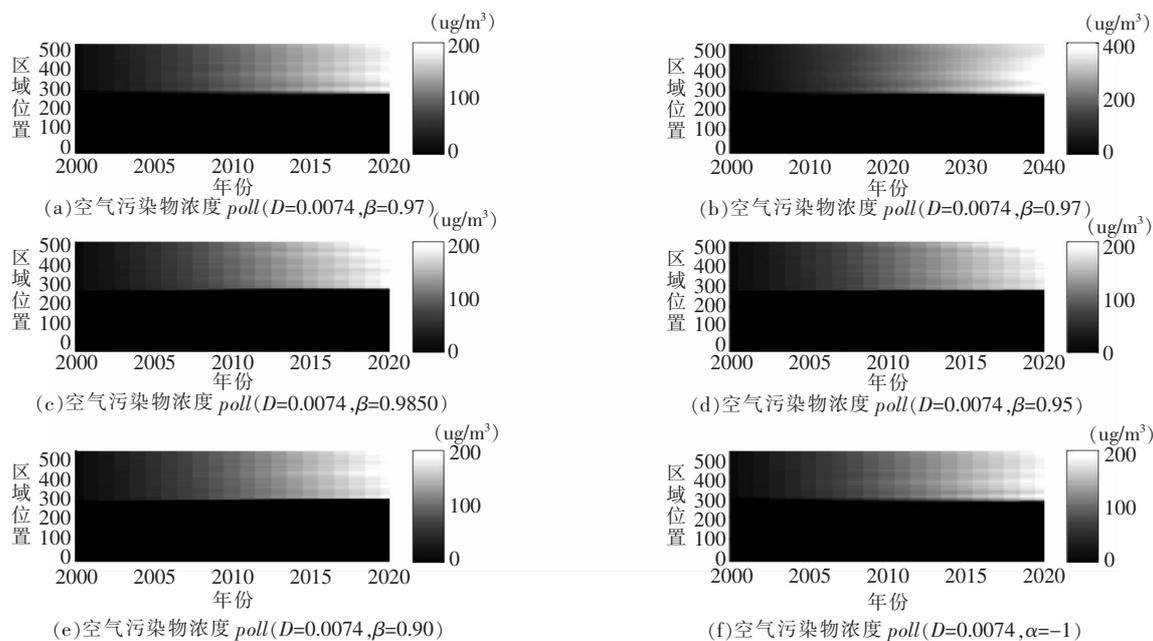


图 4 空气污染的区域分布

资料来源:作者基于 Matlab 软件的模拟结果绘制。

图 5 第 1 行表示,当劳动力对污染型企业产品的基本需求量 D 等于 0.0074 时,空气污染、污染型企业技术和非污染型企业技术在区域间分布的动态变化,图 5 第 2 行、第 3 行分别是 D 等于 0.0064 和 0.0380 时的相应情形。比较图 5(a)、(d)和(g)可见,随着基本需求量 D 的增加,空气污染重灾区的范围扩大。图 5(b)、(e)和(h)说明:北部的污染行业技术水平较高,遵循创新路径依赖规律,北部的污染行业技术越来越发达;污染行业技术逐渐从北部扩散到中部和南部。图 5(c)、(f)和(i)说明:南部的非污染行业技术水平较高,遵循创新路径依赖规律,南部的非污染行业技术越来越发达;非污染行业技术从南部扩散到中部和北部。污染技术发达的北部是污染型企业的聚集地,非污染技术发达的南部是非污染型企业的聚集地,受地理位置影响,北部的技术更容易扩散到中部,

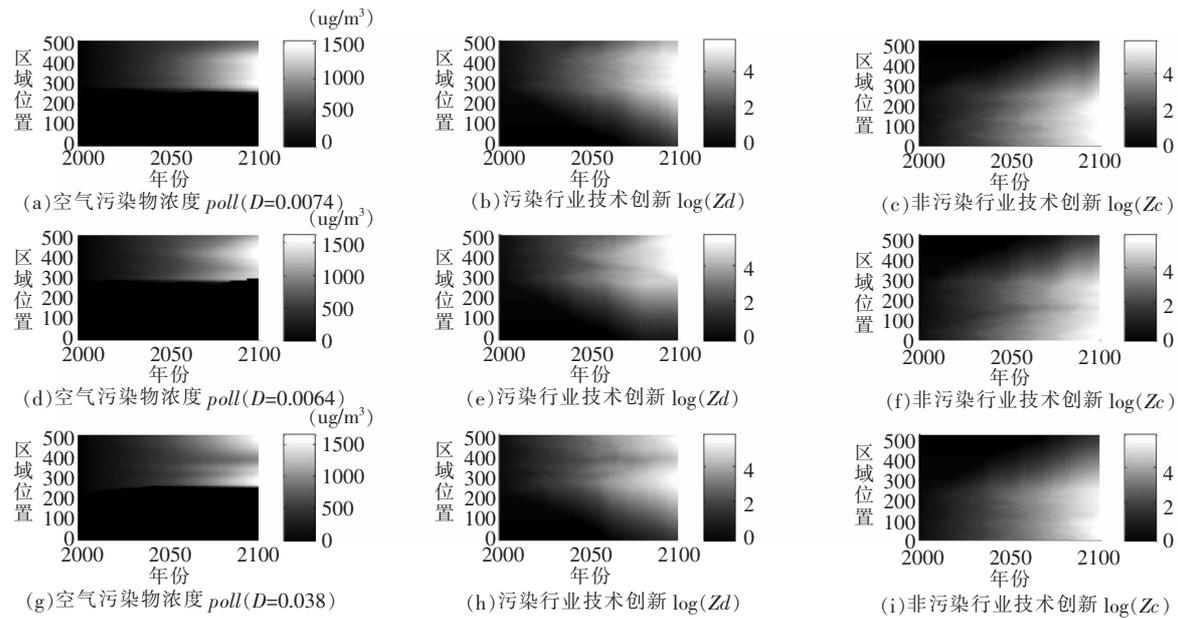


图5 2000—2110年空气污染和技术的区域分布

注:图5(b)、(c)、(e)、(f)、(h)、(i)的颜色刻度表值从下到上表示技术水平由低到高。

资料来源:作者基于 Matlab 软件的模拟结果绘制。

于是,部分中部地区的产业结构逐渐偏重,污染行业首先转移到中部而不是南部。

本文用空气污染物平均浓度表示全国平均空气质量,用均衡效用表示经济福利水平^①,如图6所示。观察左图:PM_{2.5}年浓度的实际数据线和3条模拟线在2006—2014年的位置接近,说明模型拟合良好;随着劳动力对污染型企业产品基本需求量的增加,同一年份的空气质量依次下降;在基本需求量保持不变时,污染物浓度随年份上升。结合图6左图和右图得出:①尽管空气污染愈发严重,但福利随年份提高,其原因是,随着技术的不断进步和扩散,经济增长和国民收入提高。②提高基本需求量不代表福利提高,其原因是,随着污染型企业产品的基本需求量增加,平均空气质量下降,企业和劳动力承担的污染加成成本提高,劳动力收入下降,福利受损。

综上所述,本文为空气污染分布的内生形成机制及动态变化提供了一种解释:空气污染的异质性分布是各区域为实现经济增长,在优势产业上不断进行技术创新的结果,换句话说,空气污染是北部及部分中部地区发挥比较优势来发展经济所付出的代价。

3. 反事实模拟:统一性环保税

这里将环保税引入模型,就不同税率下环保税对空气质量、福利的影响展开分析。假设全国范围内实行相同税率的环保税,各区域将环保税收用于治理当地的空气污染,模拟结果如图7所示^②。观察图7左图:当不征收环保税时,空气污染物平均浓度呈直线上升趋势,空气污染最严重。与无环保税时相比,随着环保税税率的提高,平均空气质量不断转好,这证明了统一性环保税的有效性。结合图7右图:税率为0.2时的福利略低,税率为0.3时的福利和无环保税时的福利较为接近,说明适当税率的环保税不仅有效降低了空气污染物浓度,也没有损害福利。究其原因,虽然环保税降低了

① 设第 t 空气污染物平均浓度为 $averpoll(t)$,将第 t 年 500 个区域的空气污染物浓度 $poll(l,t)$ 加总求平均值即得。图7、图9—图11与图6结构相同。图6的PM_{2.5}实际数据来自 Hsu et al.(2016)。

② 限于篇幅,详细推导过程可登陆《中国工业经济》网站(<http://www.ciejournal.org>)下载。

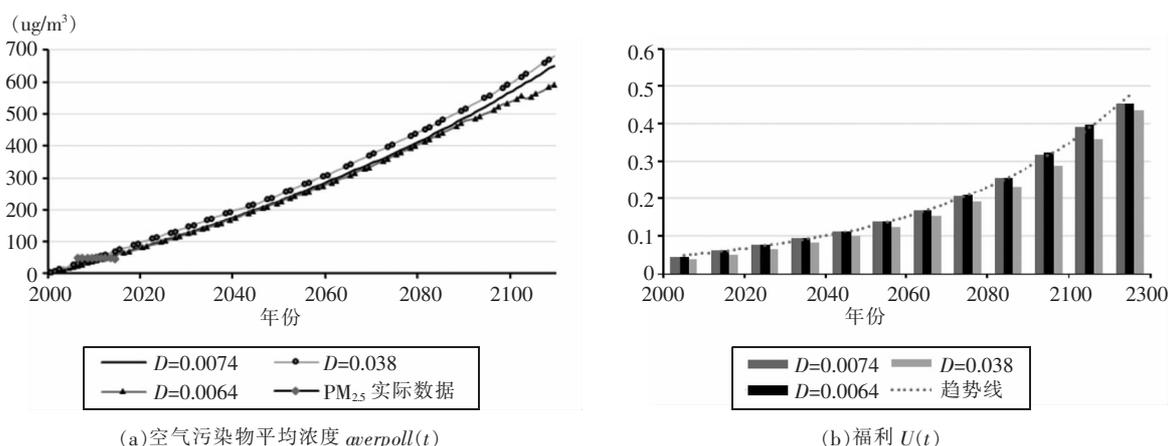


图6 2000—2110年全国空气质量和福利

资料来源:作者基于 Matlab 软件的模拟结果绘制。

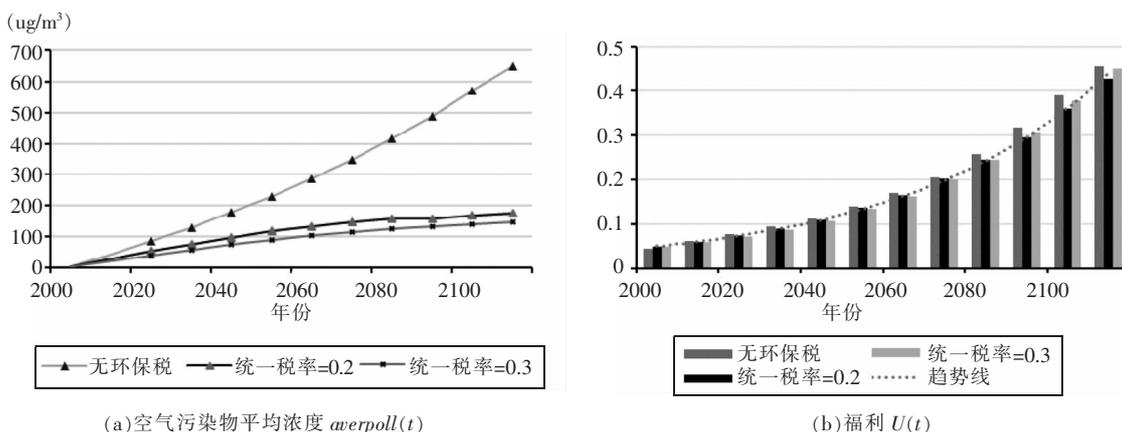


图7 统一性环保税对空气质量和福利的影响

资料来源:作者基于 Matlab 软件的模拟结果绘制。

劳动力收入,但随着空气质量转好,企业和劳动力支付的污染加成成本下降,这相当于间接增加了劳动力收入,当空气质量转好带来的收入增加幅度和征收环保税带来的收入下降幅度相等时,福利将和无环保税时的增长趋势相同。

4. 反事实模拟:差异化环保税

假设政府对空气质量较差区域征收环保税,对空气质量较好区域征收的环保税税率较低或者免税^①。差异化环保税或统一性环保税对空气污染分布的影响见图8。观察图8:①当差别税率为0.1时,北部仍为污染行业聚集区,污染行业还未转移到免税区(南部)。②当差别税率为0.2时,2020年开始,部分南部地区的空气污染加重,但北部仍是主要的污染区,部分企业为逃避环保税,开始转移到“污染天堂”,但绝大多数污染型企业仍选择污染行业技术水平较发达的北部。③当差别税率提高

① 假设纵轴区间[201,500]的区域(中部和北部)是收税区,纵轴区间[0,200]的区域(南部)是免税区。差异化环保税下收税区的理论模型处理方法和统一性环保税(图7)的处理方法相同,免税区的模型处理方法和图4的处理方法相同。

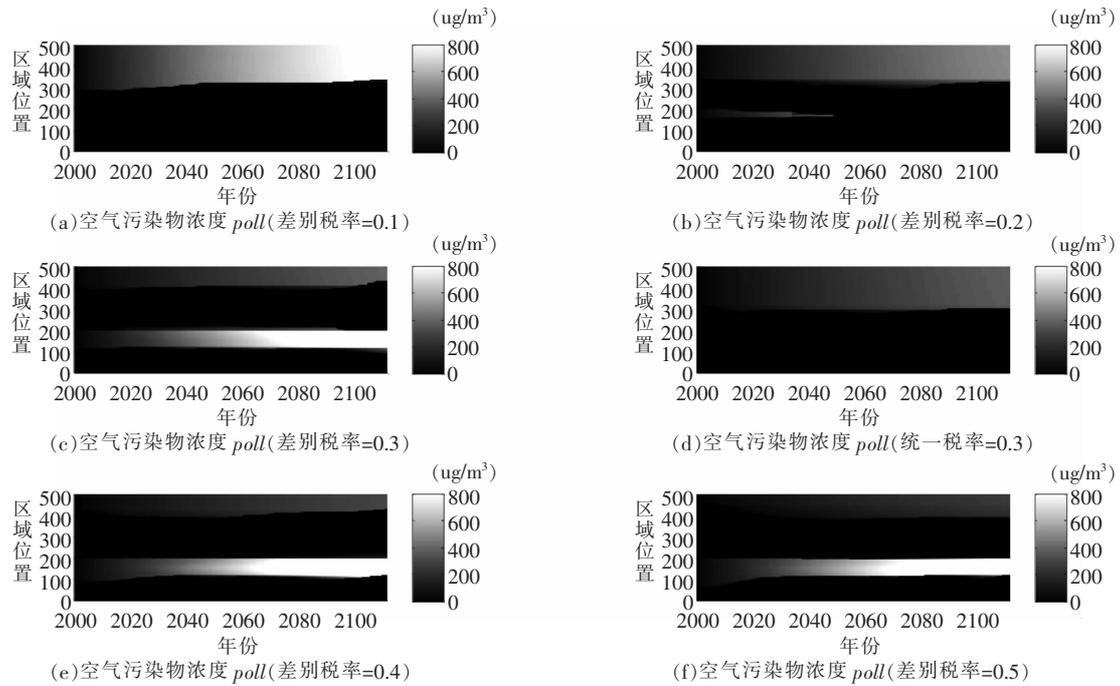


图 8 环保税对空气污染分布的动态影响

资料来源:作者基于 Matlab 软件的模拟结果绘制。

到 0.3 时,北部污染型企业大量转移到免税区,南部遭受严重空气污染。与同等税率的差异化环保税相比,统一性环保税不利于分散污染型企业,空气污染物仍大量聚集在北部。^④当差别税率提高到 0.4 及以上时,污染型企业在沉重的环保税税负压力下大量转移,北部的空气质量进一步改善,但南部的空气质量不断恶化。

观察图 9 左图:差异化环保税和统一性环保税相比,后者的污染治理效应更大。结合图 9 右图:统一税率为 0.3 时的福利和无环保税时的福利接近,说明合理税率的环保税不仅能有效治理空气污染,还能保证经济增长。需要注意的是,本文的效用仅包含消费方面,若效用函数包括空气污染对健康的负向影响,实行环保税时的福利可能将高于无环保税时的福利。

由此可见:①统一性环保税的长期污染治理效果更佳,差异化环保税将激励污染行业转移。②税率过低的环保税对企业减排的影响有限,而市场化合理税率的环保税对国民收入的直接负向影响由空气质量转好带来的成本节省所弥补,从而能实现绿色增长。

5. 反事实模拟:行政手段与统一性环保税

以上分析的是封闭经济,这里就开放经济条件下行政手段与环保税相结合的政策模式展开分析。假设政府通过行政手段,勒令污染型企业减产,减产比例占该企业上一年产量的比重为 w 。

观察图 10 左图可知:①当只运用行政勒令减产手段时,污染物浓度随时间的推移呈直线上升趋势。②当实行统一性环保税且执行减产命令时,空气质量明显优于只运用行政手段时的空气质量;随着统一税率的提高,污染物浓度的上升趋势逐渐变得平缓。结合图 10 右图可知:当减产比例为 0.01 并征收税率为 0.1 的统一性环保税时,福利水平较高,但若将税率提高至 0.2,福利将大幅下降,说明适当的行政干预和合理税率的环保税相结合的政策模式将有利于经济增长,勒令减产及市

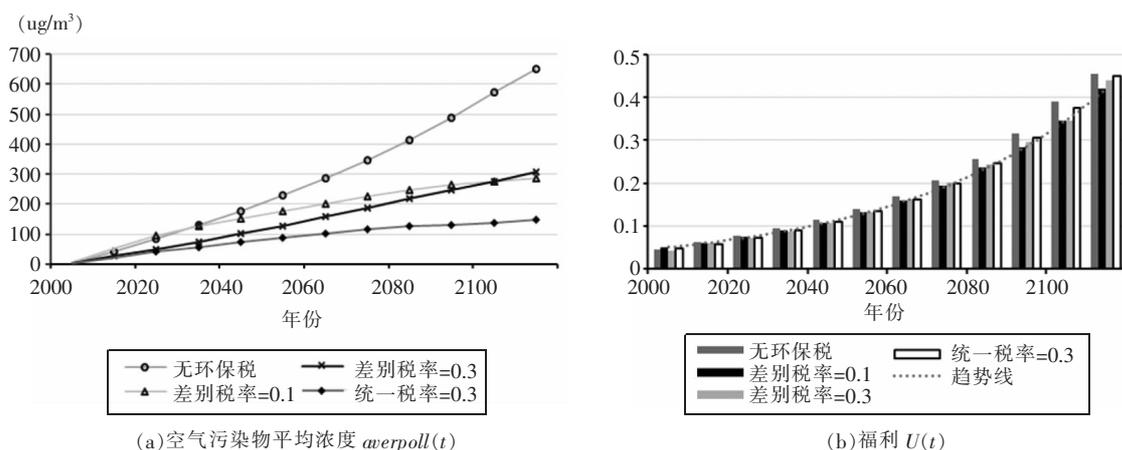


图9 差异化环保税对空气质量和福利的影响

资料来源:作者基于 Matlab 软件的模拟结果绘制。

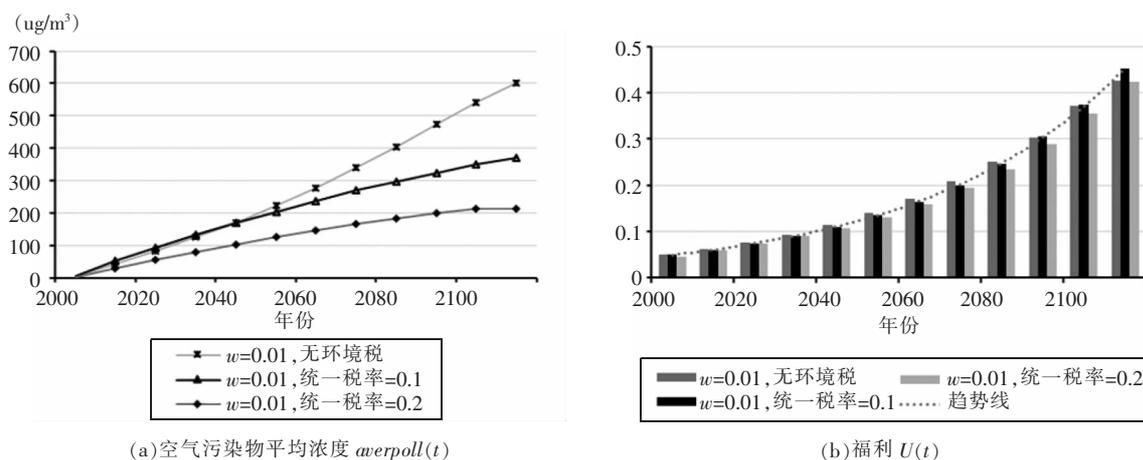


图10 行政手段和环保税对空气质量、福利的影响 1

资料来源:作者基于 Matlab 软件的模拟结果绘制。

场化环保税给企业带来的损失由空气质量改善带来的成本节省所弥补。

由此可见:①行政手段对空气污染治理的作用只是“杯水车薪”,行政手段需要和市场化环保税结合;②综合运用行政手段和统一化环保税政策时,合理的减产比例和市场化环保税相结合的政策能使福利维持可观的增速,同时显著提高空气质量。

6. 反事实模拟:行政手段与差异化环保税

观察图 11 左图得出:当差别税率为 0.2 时,执行减产命令比不执行时的空气污染更严重,其可能的原因是:行政手段干扰了市场机制,进而降低了环保税的政策效应,此外,行政干预还可能影响了企业的转移决策。结合图 11 右图:当差别税率为 0.2 时,执行减产命令时的福利高于不执行减产命令时的福利,也高于差别税率为 0.3 时的福利。

由此可见:①仅通过行政手段来干预污染行业不能从根本上治理空气污染,行政干预只能作为市场化环保税的辅助工具;②适度干预有利于弥补环保税带来的福利损失,但不合理的行政干预将降低环保税的污染治理效果,应慎重地有针对性选择行政手段,否则将干扰市场信号。

结合图 7、图 9—图 11 可知,随着空气污染物浓度的变化,环保税在不同年份的边际效应显著

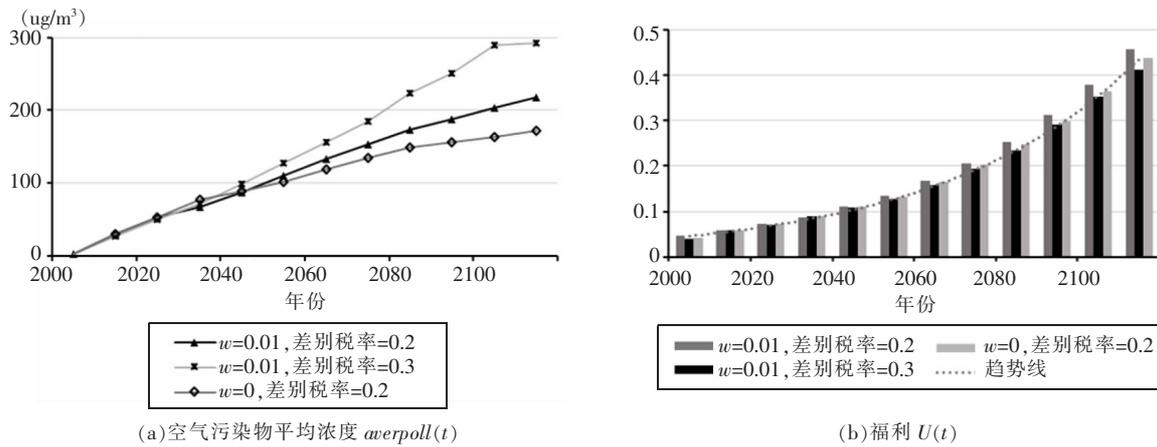


图 11 行政手段和环保税对空气质量、福利的影响 2

资料来源:作者基于 Matlab 软件的模拟结果绘制。

不同。由图 8 可知,即使环保税的类型相同,税率也相同,在空气质量显著不同的区域,同种环保税的污染治理效应也存在较大差异。由图 10 和图 11 可知,环保税的实施效果受个体制度环境的影响。由此提出:

假说 1:市场化合理税率的环保税一定程度上能有效治理空气污染,其实施效果取决于具体的环保税类型。同时,受个体制度环境等因素影响,同种类型的环保税在不同国家(地区)具有异质性处理效应,随着经济发展和空气质量的改善,适合某国(地区)的最优环保税类型也将改变。

四、实证模型设定和计量方法选取

1. 计量模型的设定

基于上述模拟结果及所提出的假说,这里需进一步验证:①环保税能否有效治理空气污染;②环保税是否具有异质性处理效应。在环保税实践较为成功的 OECD 国家,环保税主要有两大类,即针对能源征收的环保税和针对汽车运输征收的环保税,其中,碳税作为能源环保税的一种,截至 2014 年,已有 14 个国家设立全国性碳税。环保税、碳税与空气质量的相互关系为:环保税是把空气污染的外部性内化到生产成本中,通过市场机制调节经济行为的税收,碳税是针对化石燃料征收的一种环保税,其直接目的是降低碳排放量,同时,碳税间接影响了化石燃料的消费,进而有利于空气质量改善。为分析碳税与空气质量的因果关系,本文设定多期双重差分模型:

$$Y_{it} = c_i + \lambda_0 egy_{it} + \lambda_1 mot_{it} + \lambda_2 tre_{it} + \lambda_3 DID_{it} + \lambda_4 yea_{it} + \lambda_5 \bar{X}_{it} + \varepsilon_{it} \quad (18)$$

其中,下标 i 表示第 i 个国家, t 表示第 t 年。因变量 Y 是多维度的空气污染的代理变量。 egy 为能源环保税的 GDP 占比, mot 为汽车运输环保税的 GDP 占比。 $tre=1$ 表示实施碳税国家(处理组), $tre=0$ 表示未实施碳税国家(控制组)。 DID 为碳税政策与年份的交叉项,处理组中,若第 i 个国家第 t 年开始实施碳税,则从第 t 年开始的 DID 取 1,第 t 年以前的 DID 取 0,控制组中,各国历年 DID 都取 0。各国实施碳税的年份不同,即处理时间 yea 是多重的,本文的处理时间变量用系列年份虚拟变量来表示^①。 \bar{X} 为控制变量,Abadie(2005)认为,控制变量的加入有助于消除模型的干扰因素,从而满

① 例如,全样本有 21 年的数据,则年份虚拟变量为 20 个,依次类推。

足“共同趋势”条件。本文的控制变量包括城镇化率、GDP增长率、总人口、工业份额。另外,考虑到技术的影响,加入的变量为每万人环境专利数。考虑到开放经济的影响,加入的变量是外商直接投资的对数。 c_i 为第*i*个国家的固定效应, ε_{it} 为误差项。

2. 变量说明与数据来源

(1)因变量。空气污染物的种类较多,若选用单个污染物数据作为空气污染的代理变量,将难以避免数据的巧合,本文衡量空气污染的变量涵盖了7类主要的空气污染物,另外,CO₂不是大气污染物,却是加速温室效应的主要气体,因此,CO₂也是因变量之一。这样,共有8个污染指标,前4个指标分别为CO₂年排放量(*lco2*)、NO年排放量(*lno1*)、NO₂年浓度(*lno2*)和PM_{2.5}年浓度(*lpm*),CO₂年排放量和NO年排放量的数据来自世界发展指数数据库(World Development Indicators),NO₂和PM_{2.5}的数据来自2016年美国耶鲁大学环境绩效指数(EPI)的原始数据,这4个指标用于基本检验。后4个指标分别为PM₁₀年排放量(*lpm1*)、氮氧化物NO_x年排放量(*lnox*)、硫氧化物SO_x年排放量(*lso2*)和CO年排放量(*lco*),数据来自OECD数据库,这4个指标用于进一步检验。为消除可能的共线性并保证数据的平稳性,各指标均取对数。

(2)自变量:①关键变量:碳税是重点分析的能源环保税,同时考虑到除碳税外的环保税可能会干扰双重差分的“共同趋势”条件,这里还采用针对能源的环境相关税收和针对汽车运输的环境相关税收作为环保税的代理变量,对环保税数据进行去量纲化处理,用能源环保税的GDP占比和汽车运输环保税的GDP占比来表示*egy*和*mot*,数据来自OECD数据库。为分析和比较碳税与汽车运输环保税的减排效果,*DID*和*mot*的估计系数是本文的关注重点。②控制变量:GDP增长率城镇化率、总人口、工业份额、外商直接投资的相关数据来自世界发展指数数据库,环境专利数据来自世界知识产权组织统计数据库(WIPO Statistics Database)。受环保税和污染指标数据的可获取性限制,全样本为55个国家1994—2014年数据,子样本为34个国家1994—2014年数据。

3. 异质性处理效应与可行的计量方法

传统的双重差分法假设政策对所有个体的影响是同质的,因而只能估计政策的平均处理效应。为研究政策的异质性处理效应,Powell(2014)提出了针对面板数据的分位数回归方法(QRPD),进一步地,Powell(2016)正式提出GQR(Generalized Quantile Regression)方法,该方法克服了现有分位数回归方法的两大缺陷,其回归结果能直接用于政策解释,具体而言:

(1)Powell(2014)将个体固定效应和干扰项看作一个整体,这保证了扰动项的不可分割性,从而克服了个体固定效应的干扰,而传统方法未能解决个体固定效应的干扰,回归系数的解释能力受到较大局限。

(2)GQR方法假设不可分割项既包括已观测因素,也包括未观测因素,在加入一系列控制变量后,不可分割项不受影响,各分位点的系数和无控制变量时的系数具有相同的解释能力,即分位点 τ 处的回归系数直接解释了自变量对分位点 τ 处因变量 $Q_\tau(Y_{it})$ 的影响,而不是对控制变量条件下因变量 $Q_\tau(Y_{it}|\bar{X}_{it})$ 的影响。传统条件分位数模型假设处理变量和因变量之间的关系基于未观测的变量的变化而变化,随着更多的控制变量加入,一些未观测的变量成为已观测的变量,分位数方程的结构也随之改变,因而,估计系数的解释意义将发生变化,回归结果可能是有偏的。

总之,GQR既为政策异质性处理效应的研究提供了可行性方法,又能解决模型可能的内生性问题,本文的短面板数据也符合GQR方法的数据要求,因此,GQR方法是可行的。

五、计量结果分析

1. 异质性处理效应的基本检验

基本检验选用上述的前4个污染指标(CO_2 年排量 $lco2$ 、 NO 年排量 $lno1$ 、 NO_2 年浓度 $lno2$ 和 $PM_{2.5}$ 年浓度 lpm)作为因变量,GQR的估计结果如表2所示。理论上,空气污染越严重,环保税税收越高,模型可能存在内生性问题。本文采用能源环保税的GDP占比的一阶滞后 egy_{i-1} 、汽车运输环保税的GDP占比的一阶滞后 $moti_{i-1}$ 作为工具变量,进行内生性检验,Hausman检验结果发现,只有当因变量为 $lco2$ 时,P值小于0.05,存在内生性问题,因此,表2中,当因变量为 $lco2$ 时,本文采用一阶滞后项 egy_{i-1} 和 $moti_{i-1}$ 作为工具变量^①。

表2的奇数列报告了交叉项(DID)的估计系数,这些系数反映了碳税与污染指标的因果关系,具体而言:①第1列碳税的估计系数在 $[-0.0049, -0.37]$ 波动,在碳排量较低的国家,碳税有显著的碳减排效果,随着碳排量进一步提高,其处理效应可能是不显著的。②第3列碳税的估计系数出现“U型”变化过程,在分位点0.20、0.30、0.50、0.70、0.90处显著为负,在其他分位点则不显著,因此,碳税与 $PM_{2.5}$ 浓度的因果关系随分位点的变化而改变。③第5列碳税的估计系数在分位点0.10和0.50处显著为正,仅在分位点0.90处显著为负,说明碳税仅有利于 NO 年排量特别高的国家降低 NO 排量。在 NO 年排量较低的国家,碳税对 NO 减排的影响是不显著的。④第7列碳税的估计系数在 $[-0.076, -0.96]$,波动幅度特别大。除 NO_2 排量位于分位点0.10处的国家外,开征碳税将显著促进 NO_2 减排。总之,无论选用哪种污染指标作为因变量,DID的估计系数在不同分位点明显不同,其显著性在各分位点也存在差异,这表明碳税具有异质性处理效应。

表2的偶数列报告了汽车运输环保税(mot)的估计系数,这些系数不能直接反映汽车运输环保税和污染指标之间的因果关系,但可体现汽车运输环保税的增减对污染指标产生的影响,具体而言:①第2列 mot 的估计系数在高分位点显著为负,说明在碳排量较高的国家,汽车运输环保税的GDP占比越高,其碳排量越低。②第4列 mot 的估计系数在分位点0.70、0.80、0.90处显著为正,说明随着 $PM_{2.5}$ 浓度的提高,增加汽车运输环保税将不利于 $PM_{2.5}$ 减排^②。③第6列 mot 的估计系数仅在分位点0.10、0.20处显著为负,在分位点0.90处显著为正,第8列 mot 的估计系数除分位点0.10处不显著外,在其他分位点处均显著为正,这表明,对于 NO 排量和 NO_2 浓度都较高的国家,汽车运输征收环保税与 NO 和 NO_2 的排量都成正方向变化。总之,汽车运输环保税对不同国家的影响是异质的,在 $PM_{2.5}$ 浓度和 NO 排量都特别低的国家,提高汽车运输环保税将有利于治理空气污染;在空气质量较差的国家,汽车运输环保税越高,空气质量越差。

比较DID和 mot 在分位点0.90处的系数符号可知,在3项污染指标($PM_{2.5}$ 、 NO 、 NO_2)都特别高的国家,开征碳税将导致空气质量改善,但提高汽车运输环保税反而不利于空气质量改善。究其原因:①碳税通过降低化石燃料的消费来降低污染物排量,碳税发挥有效的污染治理机制的前提条件是,化石燃料燃烧是重要的污染源,否则化石燃料的消费量变动不会显著影响空气质量。②汽车尾气排放的主要大气污染物是氮氧化物,提高汽车运输环保税将有利于 NO 和 NO_2 减排。当汽车尾气排放的 NO 和 NO_2 只是排放总量的较小一部分时,仅靠汽车尾气减排不能显著降低总体的污染物

① 限于篇幅,详细推导过程可登陆《中国工业经济》网站(<http://www.ciejjournal.org>)下载。

② 需要注意:污染指标与汽车运输环保税之间可能存在反向因果关系,这可能是汽车运输环保税的系数为正的原因。

排量,汽车运输环保税带来的污染治理效果将非常有限。据此可知,在空气质量特别差的国家,工业废气减排和降低工业化化石燃料消费才是治理空气污染的“当务之急”,汽车运输方面的尾气排放不是造成空气污染的主因。

表 2 GQR 估计结果

分位点 τ	因变量:CO ₂ 排量 <i>lco2</i>		因变量:PM _{2.5} 浓度 <i>lpm</i>		因变量:NO 年排量 <i>lno1</i>		因变量:NO ₂ 年浓度 <i>lno2</i>	
	(1) <i>DID</i>	(2) <i>mot</i>	(3) <i>DID</i>	(4) <i>mot</i>	(5) <i>DID</i>	(6) <i>mot</i>	(7) <i>DID</i>	(8) <i>mot</i>
0.10	-0.3334***	0.5110***	0.4454	-0.1055	0.1615***	-0.0533***	-0.0759	0.4632
0.20	-0.3713***	0.5328***	-0.0604***	0.0132***	0.1729	-0.0576***	-0.1497***	0.2839***
0.30	-0.3726***	0.5032***	-0.1045***	0.0302***	0.1711	-0.0447	-0.3753***	0.0504***
0.40	-0.3677***	0.4652***	-0.1852	0.2446	0.1172	0.0325	-0.5363***	0.1336***
0.50	-0.3143	0.3204	-0.2815***	0.3535***	0.2106***	0.1279***	-0.6187***	0.1785***
0.60	-0.3608	0.1231	-0.3515	0.3987	0.2429	0.1400	-0.6920***	0.2875***
0.70	-0.3389***	0.0219***	-0.3029***	0.3678***	0.2491	0.2495***	-0.6454***	0.2345***
0.80	-0.2305***	-0.1466***	-0.2875	0.3660***	-0.1923	0.5044	-0.5468***	0.2121***
0.90	-0.0049	-0.2508***	-0.1089***	0.4197***	-0.3996***	0.1572***	-0.9602***	0.4028***
N	1102	1102	782	782	1004	1004	776	776

注:*,**和***分别代表在10%、5%和1%的显著性水平上显著,选择蒙特卡罗(MCMC)方法进行估计。各列均控制个体固定效应和时间固定效应。

资料来源:作者基于Stata软件计算。

2. 环保税政策效应的进一步检验

表2的4个污染指标既包含工业方面的排放,又包含了运输方面的排放,表3和表4选用另外4个污染指标(PM₁₀年排量 *lpm1*、NO_x年排量 *lnox*、SO_x年排量 *lsox*、CO年排量 *lco*)作为因变量,这些指标不包括汽车运输排放的尾气,仅统计来自工业以及发电站等方面排放的污染物,因而较适用进一步检验环保税的作用机制。本文使用4个子样本,对照组是从未实施碳税的国家,已实施碳税的国家按照碳税实施时间分配到相应的子样本处理组,这里处理时间不再是多重的,以表4的子样本3为例,2013年以前,(18)式的处理时间变量 *yea* 设为0,从2013年起,*yea* 设为1。

回归结果见表3、表4:①各子样本中,碳税均显著降低了PM₁₀排量;除子样本1外,开征碳税将降低NO_x排量;子样本3和子样本4中,碳税有利于SO_x减排;子样本1和子样本4中,碳税有利于CO减排。可见,碳税与工业废气排放有负向的因果关系。②同一个污染指标在不同的子样本中,其 *DID* 的估计系数、显著性都存在差异,说明碳税与工业废气排量的因果关系是异质的。

表 3 双重差分估计结果 1

	(1)子样本 1:处理组自 2008 年起实施碳税				(2)子样本 2:处理组自 2010 年起实施碳税			
	因变量 <i>lpm1</i>	因变量 <i>lnox</i>	因变量 <i>lsox</i>	因变量 <i>lco</i>	因变量 <i>lpm1</i>	因变量 <i>lnox</i>	因变量 <i>lsox</i>	因变量 <i>lco</i>
<i>DID</i>	-0.2692*	-0.0912	0.0967	-0.3284***	-0.3622*	-0.6955***	-0.2648	-0.063
	(-1.65)	(-1.31)	(0.64)	(-3.00)	(-1.73)	(-9.42)	(-0.73)	(-0.14)
adj.R ²	0.8432	0.9585	0.8753	0.7925	0.8512	0.9641	0.8636	0.7797
N	347	424	424	424	358	440	440	440

注:括号内为t值,*,**和***分别代表在10%、5%和1%的显著性水平上显著。

资料来源:作者基于Stata软件计算。

表 4 双重差分估计结果 2

	(3)子样本 3:处理组自 2013 年起实施碳税				(4)子样本 4:处理组自 2014 年起实施碳税			
	因变量 <i>lpm1</i>	因变量 <i>lnox</i>	因变量 <i>lsox</i>	因变量 <i>lco</i>	因变量 <i>lpm1</i>	因变量 <i>lnox</i>	因变量 <i>lsox</i>	因变量 <i>lco</i>
<i>DID</i>	-0.4195* (-1.74)	-0.3094*** (-2.73)	-0.4864** (-2.06)	-0.0394 (-0.32)	-1.1735*** (-3.62)	-0.2517*** (-2.79)	-0.8604*** (-3.48)	-0.6142*** (-3.76)
adj.R ²	0.8318	0.9541	0.8550	0.7861	0.8280	0.9521	0.8491	0.7976
N	348	425	425	425	357	434	434	434

注:括号内为 t 值,*、** 和 *** 分别代表在 10%、5% 和 1% 的显著性水平上显著。

资料来源:作者基于 Stata 软件计算。

3. 稳健性检验^①

(1)共同趋势与安慰剂检验(placebo test)。为检验样本是否满足双重差分的“共同趋势”约束条件,本文借鉴 Cai et al.(2016)的做法,从全样本中筛选出碳税实施前的数据,对该数据进行安慰剂检验。具体而言:①删除 1997 年及之前已经实施碳税的少数样本,选取 1994—2007 年的样本数据;②假设处理组在 2004 年已实施碳税,这里处理时间也不是多重的,(18)式中的 *yea* 在 2004 年以前设为 0,2004—2007 年设为 1。该样本中,实际上没有国家实施碳税,如果污染物减排是由碳税政策导致的,则安慰剂检验结果中,碳税政策的估计系数应该是不显著的。从双重差分的回归结果可知,4 个污染指标的 *DID* 估计系数均不显著,说明本文的双重差分模型满足“共同趋势条件”。

(2)本文删除 3 个控制变量(工业份额、环境专利和外商直接投资)后,以 *lpm*、*lno1* 为因变量进行 GQR 估计,结果显示 *DID* 和 *mot* 的估计系数和表 2 相应分位点的系数相差不大,说明回归结果是稳健的。

综上所述,实证结论和理论假说一致:环保税有利于空气污染治理,其影响在不同国家是异质的,随着某国空气质量的改善,其污染指标的分位点将发生变化,环保税对该国的影响也将改变,因而,适用于该国的环保税类型随之改变。

六、结论及政策启示

本文从理论和实证两方面展开研究,基本肯定了环保税在治理空气污染上的积极作用。在理论上,建立包含空气污染变量的动态均衡模型,模拟环保税的政策效果,结果显示:①市场化合理税率的环保税将推动“绿色增长”。统一性环保税的长期污染治理效果更佳,但污染型企业离开北部的激励下降,短时间内北部仍是污染重灾区;区域差异化环保税将激励污染行业转移到“污染天堂”,北部的空气污染问题得到暂时缓解,区域间空气污染的差异化程度暂时变小,但在较高的差别税率刺激下,大量的北部污染型企业转移到南部,南部成为新的污染区,区域间空气污染的差异化程度再次扩大。②单纯依靠行政手段不能从根本上解决空气污染问题,不合理的行政干预往往会降低环保税政策效果,行政干预只能作为市场化环保税的辅助工具。

在实证方面,本文运用 GQR 方法进一步验证环保税对空气质量的影响,结果显示:①碳税具有异质性处理效应,在 3 项污染指标(NO 排量、NO₂ 浓度和 PM_{2.5} 浓度)都特别高的国家,开征碳税将显著改善空气质量。②汽车运输环保税的影响也是异质的,在空气质量较差的国家,汽车运输环保税与污染物排量成正方向变化,在空气质量特别好的国家,提高汽车运输环保税一定程度有利于污染物减排。值得一提的是,实证结果还从侧面反映,在空气污染特别严重的国家,汽车尾气排放不是

^① 限于篇幅,详细回归结果可登陆《中国工业经济》网站(<http://www.ciejournal.org>)下载。

空气污染的主因,工业上的大量化石燃料消耗才是空气污染的“罪魁祸首”。这与中国现状相符,化石燃料的能源消费占比一直居高不下,2000年为90.50%,2014年为83.10%,2007年开始,化石燃料占比维持小幅下降趋势,但煤炭、石油的消费总量仍有增无减^①。因此,开征碳税将显著提高中国的空气质量。

其政策启示是显而易见的:①环保税法将现行排污费收费标准作为环保税的税额下限,税额上限为最低税额标准的10倍,具体适用税额由各省区确定。这将带来系列问题,例如地方政府规定的税率过高或过低,各省份的差异化税率导致污染转移等。由于市场化合理税率的环保税才能实现“污染治理”和“经济增长”双赢,环境相关的行政管制可能会干扰市场信号,因此,空气污染治理政策应以市场机制为主,适度行政干预为辅,减少不必要不合理的行政干预。②汽车运输环保税在空气质量良好的国家发挥了一定的积极作用,但空气质量较差的国家不宜提高汽车运输环保税。现阶段环保税法的征收对象还不涉及个人,待中国空气质量较大程度改善后,可逐步设立针对个人的汽车相关环保税税目。③环保税法规定的4大税目为大气污染物、水污染物、固体废物和噪声,但环保税税目还需进一步细分。中国对化石燃料开征环保税(例如碳税)能有效治理空气污染,因此,应尽快设立针对化石燃料燃烧的具体环保税税目。

[参考文献]

- [1]安虎森,周亚雄. 区际生态补偿主体的研究:基于新经济地理学的分析[J]. 世界经济, 2013,(2):117-136.
- [2]Abadie, A. Semiparametric Difference-in-differences Estimators[J]. Review of Economic Studies, 2005,72(1):1-19.
- [3]Acemoglu, D., P. Aghion, L. Bursztyjn, and D. Hemous. The Environment and Directed Technical Change[J]. American Economic Review, 2012,102(1):131-166.
- [4]Baumgärtner, S., M. A. Drupp, and M. F. Quaas. Subsistence and Substitutability in Consumer Preferences[R]. University of Lüneburg Working Paper Series in Economics, 2013.
- [5]Bjørner, T. B., and H. H. Jensen. Energy Taxes, Voluntary Agreements and Investment Subsidies—A Micro-Panel Analysis of the Effect on Danish Industrial Companies' Energy Demand [J]. Resource & Energy Economics, 2002,24(3):229-249.
- [6]Cai, X., Y. Lu, M.Q. Wu, and L. H. Yu. Does Environmental Regulation Drive away Onbound Foreign Direct Investment? Evidence from a Quasi-Natural Experiment in China [J]. The Journal of Development Economics, 2016, 123(13):73-85.
- [7]Cherniwchan, J., B. Copeland, and M. S. Taylor. Trade and the Environment: New Methods, Measurements, and Results[R]. NBER Working Paper, 2016.
- [8]Desmet, K., and E. Rossi-Hansberg. Spatial Development[J]. American Economic Review, 2014,104(4):1211-1243.
- [9]Desmet, K., and E. Rossi-Hansberg. On the Spatial Economic Impact of Global Warming [J]. Journal of Urban Economics, 2015,88(1):16-37.
- [10]Ebenstein, A., M. Y. Fan, G. Michael, G. J. He, Y. Peng, and M. G. Zhou. Growth, Pollution, and Life Expectancy: China from 1991—2012[J]. American Economic Review, 2015,105(5):226-31.
- [11]Gerlagh, R., and W. Lise. Carbon Taxes: A Drop in the Ocean, or a Drop that Erodes the Stone? The Effect of Carbon Taxes on Technological Change[J]. Ecological Economics, 2005,54(2):241-260.
- [12]Hsu, A., J. Emerson, M. Levy, A. Sherbinin, L. Johnson, O. Malik, J. Schwartz, and M. Jaiteh. The 2016 Environmental Performance Index[R]. New Haven, Yale University, 2016.

^① 数据来源:国家统计局。在表2的样本中,中国的CO₂排量、NO_x排量和PM_{2.5}浓度均位于分位点0.9以上,NO₂浓度位于分位点0.8以上。

- [13]Kheder, S. B., and N. Zugravu. Environmental Regulation and French Firms Location Abroad: An Economic Geography Model in an International Comparative Study[J]. *Ecological Economics*, 2012,77(3):48–61.
- [14]Lin, B.Q., and X. Li. The Effect of Carbon Tax on Per Capita CO₂ Emissions[J]. *Energy Policy*, 2011,39(9): 5137–5146.
- [15]Miller, S., and M. A. Vela. Are Environmentally Related Taxes Effective[R]. IDB Working Paper, 2013.
- [16]Nordhaus, W. D. Economic Aspects of Global Warming in a Post-Copenhagen Environment [J]. *Proceedings of the National Academy of Sciences of the United States of America*, 2010,107(26):11721–6.
- [17]Powell, D. Did the Economic Stimulus Payments of 2008 Reduce Labor Supply? Evidence from Quantile Panel Data Estimation[R]. RAND Working Papers, 2014.
- [18]Powell, D. Quantile Treatment Effects in the Presence of Covariates[R]. *Quantile Regression, From the Selected Works of David Powell*, 2016.
- [19]Quaas, M., and A. Lange. Economic Geography and Urban Environmental Pollution [R]. Discussion Paper, 2004.
- [20]Stern, N. Review on the Economics of Climate Change[R]. NBER Working Paper, 2006.
- [21]Stockman, A. C., and L. L. Tesar. Tastes and Technology in a Two-Country Model of the Business Cycle: Explaining International Comovements[J]. *American Economic Review*, 1995,85(1):168–85.

Can Environmental Taxes Effectively Control Air Pollution

YE Jin-zhen^{1,2}, AN Hu-sen¹

(1. School of Economics of Nankai University, Tianjin 300071, China;

2. China Research Center of Aichi University, Aichi 4550015, Japan)

Abstract: Environmental Protection Act in China will be implemented for the first time at the beginning of 2018, and this article provides theoretical support for the introduction of “environmental tax” from two aspects. From the theoretical perspective, we establish a dynamic equilibrium model including air pollution, and simulation results show that the environmental tax with market-oriented reasonable rate can not only effectively control air pollution, but also maintain steady growth of welfare. Regional differentiated environmental tax stimulates pollution industry to transfer, while national united environmental tax has a better long-term control effect than the former. Unreasonable administrative intervention will reduce the positive impact of environmental tax. On empirical side, using the data of 55 countries from 1994 to 2014, we use the GQR method and DID method to verify the effect of environmental tax on pollution control, the results show that the effect of environmental tax in different countries is heterogeneous. Among which carbon tax has a heterogeneous causal relationship to emissions, and carbon tax will lead to the improvement of air quality in countries whose PM_{2.5} concentration, NO emissions, NO₂ concentration are particularly high. Increasing transportation-related environmental tax is adverse to countries with poor air quality. The empirical conclusion also indicates that vehicle emissions is not the main cause of air pollution in China, while industrial fossil fuel consumption is the “culprit” of air pollution. So we put forward policies, for example, the government should set up environmental tax items for fossil fuels as soon as possible (carbon tax), and air pollution control policies should be given priority to market mechanism and supplemented by appropriate administrative intervention.

Key Words: air pollution; Environmental Protection Act; carbon tax; transportation-related environmental tax

JEL Classification: H23 Q53 O44

[责任编辑:姚鹏]