

# 环境规制引起了污染就近转移吗?<sup>\*</sup>

沈坤荣 金 刚 方 嫻

内容提要: 本文基于空间自滞后模型(SLX),将城市年鉴数据、公众环境研究中心数据及工业企业数据进行匹配,采用工具变量法回归对邻近城市环境规制与本地污染排放之间的因果关系进行了识别,研究发现确实存在环境规制引发污染就近转移的现象,在考虑了一系列稳健性检验和安慰剂检验后结论仍然成立。进一步的讨论揭示出:环境规制引发的污染就近转移效应在150千米达到峰值,即污染基本就近转移到周边城市;随着时间的推移,污染就近转移效应近几年表现出更为明显的就近特征;污染迁出地的环境规制不仅提升了污染迁入地的产业规模,更是深化了污染迁入地的产业结构污染程度;污染迁出地企业的退出壁垒有助于缓解污染就近转移效应,而企业的国有性质未能产生明显的中和效应。以上结论说明,当前中国各城市为实现局部短期利益最大而实行的环境规制政策并不利于全局环境治理,应该就环境治理的共同目标达成协同规制的共识。

关键词: 环境规制 污染就近转移 产业结构污染化 空间自滞后模型

## 一、引 言

中国当前面临着严重的环境污染问题,以主要的水污染和空气污染为例,全国500个河流监测断面中,仅有28%达到饮用水质量,多达33%的水体受到严重污染以至于不适用于任何用途(World Bank, 2006)。全国500个城市中,空气质量达到世界卫生组织推荐标准的不足5个,世界上污染最严重的20个城市就有16个在中国(World Bank, 2007)。严重的环境污染不仅导致国民恶性疾病高发,降低了社会福利,从长远来看更是给经济可持续发展带来了负面影响。中国正处于经济增长方式转型升级的关键时期,在这样的背景下,十八大报告要求将生态文明建设放在突出地位。因此如何在稳定增长的约束下降低环境污染是当前亟需解决的难题。

早在20世纪80年代初,环境保护就被列为基本国策(张文彬等 2010)。自1989年通过《中华人民共和国环境保护法》以来,全国人大及其常委会已经制定了29部关于环境与资源保护的法律法规,包括《水污染防治法》、《大气污染防治法》、《固体废物污染环境防治法》等(包群等 2013)。然而,中央政府在环境保护方面的努力并没有在环境治理效果上得到明显的体现。对此,以往研究主要从中国的分权结构出发进行解释:1994年的分税制改革使得中央政府和地方政府在扩大财政收入上变得激励相容,在以GDP为主要考核依据的官员晋升体制下,地方政府具有足够的动力去竞争流动性资源以发展经济,而为了达到吸引流动性资源的目的,地方政府往往未完全执行中央政府制定的环境标准(Wang et al., 2003)。

<sup>\*</sup> 沈坤荣,南京大学商学院,邮政编码:210093,电子信箱:shenkr@nju.edu.cn;金刚(通讯作者),南京大学经济学院博士生,邮政编码:210093,电子信箱:nanqiao.1@163.com;方嫻,复旦大学经济学院博士生,邮政编码:200433,电子信箱:fangthea@163.com。本研究得到国家社会科学基金重大项目“我国经济增长潜力和动力研究”(14ZDA023)的资助。本文在复旦大学当代中国经济与社会工作室 Seminar 和第五届宏观经济政策与微观企业行为学术研讨会报告过,作者感谢与会者的建议,特别感谢马光荣、陆铭、陈钊、兰小欢、封进、耿强、张炳、卜茂亮、李剑、吴辉航、季永宝等和匿名审稿人的宝贵建议,文责自负。

但是,中国当前普遍存在的环境治理低效问题可以完全由地方政府上述行为解释吗?恐怕未必。众所周知,中国地区间经济发展存在较大差异,考虑到经济增长与环境保护实际上可以并行不悖(Tan, 2006),谋求产业结构升级的东部沿海地区,尤其是其中一些大城市,不仅具有降低环境污染的内在动机,而且掌握了降低污染的先进技术,但它们依然未能摆脱环境污染的困扰。其中固然有经济长期粗放式发展遗留的环境存量问题,但是污染跨区域溢出可能也难辞其咎。理论上,由于地方政府竞争流动性资源的激励程度不一,各地区环境规制标准执行的差异性给污染企业提供了通过跨地转移回避环境治理的空间(Becker & Henderson, 2000; Keller & Levinson, 2002; List et al., 2003),这可能也是长期以来,自上而下的环境治理政策无法解决环境污染问题的重要原因。一方面,污染转移到落后地区使得一个地区污染的降低以另一个地区污染的增加为代价,并且由于落后地区对污染控制更加宽松,区域性污染降低甚至会引发全国性污染增加,从而环境治理无法发挥规模效应,降低了环境治理效率(陆铭和冯皓, 2014)。另一方面,本地市场效应使得污染转移往往表现为空间上的就近转移,无法根本避免污染物在人口与经济集聚地区的集中排放对环境承载力形成的威胁,并且由于污染物存在区域性流动特征,大力推进环境治理的地区也难以根本性改变自身的污染状况。

由此,与污染就地排放和污染偏远转移相比,污染就近转移不仅不利于整体环境的治理,也无益于局部环境的改善。以往研究对此并未给予较多关注,环境规制与污染就近转移的关系亦未得到学术界和政策制定者的重视。基于此,本文对环境规制是否引起污染就近转移进行因果识别,从而验证是否是不恰当的地区间环境规制差异影响了长期以来中央政府环境治理政策的效果。

## 二、文献评述

由于环境规制会对企业行为乃至经济增长产生影响,国内外学者很早就展开了大量的研究。有一类文献研究了环境规制对企业创新行为的影响。这类文献中的早期研究一般认为环境规制会挤占企业的生产性投资,使得企业将原本可以用于研发创新的资金投入非生产性的环境治理环节,从而阻碍企业的技术升级。后来,Porter & van der Linde(1995)提出了不同的看法,他们认为虽然短期内企业可能会因为环境规制带来的额外成本而缩减创新投入,但是长期内,由于技术进步会降低环境治理成本(Jaffe et al., 2002),环境规制实际上能够倒逼企业从事创新,由此带来的创新补偿效应最终很可能会超过遵循成本。尽管这类文献对环境规制与企业创新行为进行了许多有益的探索和讨论,但是均忽视了企业面临增强的环境规制后的另一种选择:搬迁到环境规制较弱的地区。事实上,企业在面临本地区日益加强的环境规制时,不仅可以通过创新降低环境治理成本,同样可以通过重新选址降低环境治理成本(Becker & Henderson, 2000; Keller & Levinson, 2002; List et al., 2003),这就是通常所说的污染避难所效应(Copeland & Taylor, 2004)。

最早研究污染避难所效应的文献多从国家层面展开,核心问题在于识别,环境标准更低的落后国家是因为更低的环境标准还是其他因素吸引了跨国资本。不少学者针对可能存在的污染避难所效应进行了实证检验,遗憾的是所得出的结论并不一致,部分学者提供了支撑污染避难所效应的证据,但也有学者发现跨国资本并没有显著偏好于环境规制更弱的国家或地区(Xing & Kolstad, 2002; Javorcik & Wei, 2004)。导致结论不一致的原因,一方面可能是由于不同研究选取的样本并不完全一致,而污染避难所效应并非适用于所有污染物或产业的一般性规律(Eskeland & Harrison, 2003);另一方面还有可能是因为环境规制程度的测度存在内生性偏误,进而难以揭示环境规制与污染转移之间的因果关系(Keller & Levinson, 2002; List et al., 2004)。

关于污染避难所效应是否在中国成立的研究最初将中国作为一个整体,考虑其相对发达国家较低的环境规制标准是否吸引了外资流入(朱平芳等, 2011; 陆旻, 2012)。而随着中国经济的高速

发展以及随之而来的内部地区经济发展分化,也有不少文献开始关注中国国内的污染转移现象。其中一类文献研究了行政区域内的污染转移,并发现了偏向行政边界的污染转移现象,如 Duvivier & Xiong(2013) 利用河北省的县级数据发现污染企业偏好在行政边界附近的县域设厂。Cai et al. (2016) 利用中国 24 条主要河流附近的县级数据验证了污染企业存在从省域内部向行政边界转移的倾向,更为具体地,他们识别出水污染企业不仅偏好在行政边界设厂,更偏好在省域内河流下游集中,揭示出污染向行政边界转移的动力在于跨界污染的溢出效应,即辖区内政府既想获得污染企业带来的 GDP 增长效应,又想尽可能地降低本辖区的污染治理成本。

跨界污染的负外部性很容易引发地区之间的恶性冲突,威胁社会稳定与经济秩序,与此同时,伴随着产业跨行政区域转移的污染转移可能更加普遍。另一类文献对此进行了研究,且更多着眼于从东部到西部的空间大尺度转移,如 Wu et al. (2017) 利用 2006—2010 年新建的污染企业微观数据,发现“十一五”规划首次将二氧化硫和化学需氧量这两项主要污染物排放总量减少 10% 明确为约束性指标后,企业更多地偏向西部地区设厂,从而形成污染的向西转移。林伯强和邹楚沅(2014) 在 ACT 模型的框架下分析了“世界—中国”和“东部—西部”的污染转移,发现随着经济发展水平的提升,东部向西部地区的污染转移愈加明显,甚至超过了世界向中国的污染转移弹性。

相比于以往的文献,本文有以下贡献:首先,本文以空气流动系数为工具变量对环境规制测度变量可能存在的内生性问题着重进行了处理,可能是首篇严谨而细致地识别环境规制与污染就近转移因果关系的研究文献。以往研究对环境规制与污染转移二者之间的因果关系缺乏有效的识别,事实上污染转移可能并不是环境规制的结果,由于污染密集型产业往往也是资本密集型产业,这些产业对劳工成本、用地成本同样敏感,而边界地区或西部地区往往在生产要素方面也具有相当大的成本优势,因此即使一些研究验证了污染避难所效应,很可能也会由于遗漏变量的问题而使得结论存疑。其次,本文初次强调了被以往文献所忽视的污染就近转移效应,它不仅能解释落后地区污染严重的现象,也能解释为什么经济发达地区即使加强环境规制也难以有效治理环境污染。事实上由规模收益递增、消费者多样性偏好与交通成本共同作用形成的本地市场效应(Redding, 2009),使得企业即使出于降低环境治理成本而重新选址,也不太可能在空间上大尺度展开。

再者,尽管已有研究发现地区间环境规制差异会影响产业转移中的企业区位决策,但是缺乏对污染转移具体机制以及特征的细致研究。地方政府出于辖区内利益最大化的驱动而选择的环境治理强度是否真的间接造成了长期和全局利益的损失是下一步环境政策调整和环境改造工作的主要依据,本文通过检验发现污染就近转移不仅增加了污染迁入地的产业规模,更深化了污染迁入地的产业结构污染程度,对于中央政府下一步协调地方政府达成协同规制的共识具有重要现实意义。同时,本文对污染转移具体时空特征的刻画也是已有文献所缺乏的,有助于我们更好地理解地方政府间环境规制差异与污染转移的交互作用。最后,本文可能是国内首篇应用空间自滞后模型(SLX)的研究文献,与已有文献常用的几种空间计量模型相比,SLX 长期以来被忽视了,但是该模型又存在独特的优点,如模型设定上更具一般性,能够较为简洁地处理内生性问题等(Vega & Elhorst 2015)。除此之外,本文还对空间计量模型在应用时被广为诟病的细节问题进行了处理,如空间权重矩阵的标准化问题,这或许能给类似的研究提供有益的参考。

### 三、理论机理与特征事实

#### 1. 理论机理

为了简化分析,本文采用一个局部均衡模型,模型框架借鉴了 Levinson & Taylor(2008) 的思路,在他们的研究基础上拓展成三地区的模型。三个地区分别表示为 1、2、3,假定生产要素价格外

生给定,不失一般性,采用单位污染税  $\tau$  衡量环境规制程度,污染税  $\tau$  也是外生给定,且满足  $\tau_1 > \tau_2 > \tau_3$ 。假定初始状态下,地区 1 存在产业  $\eta \in [0, 1]$ ,地区 2 和 3 不存在任何产业。产业  $\eta$  的污染密集度  $\sigma(\eta)$  满足  $\sigma'(\eta) > 0$ ,  $0 < \sigma(\eta) < 1$ 。产业  $\eta$  在地区 1、2、3 的单位产品的生产成本分别是  $c_1, c_2, c_3$ , 并且满足  $c_1 < c_2 < c_3$ , 劳动力和资本可以在区域间自由流通,导致生产成本存在差异的原因在于资本的使用成本,与地区 1 不同的是,产业  $\eta$  搬迁到地区 2 和地区 3 的资本使用成本中还增加了固定资产的搬迁成本(流动资本的价格在地区间是相同的),相比于地区 2,地区 3 距离地区 1 更远,因此地区 3 的产业  $\eta$  的单位生产成本更大。

假定生产过程满足规模报酬不变,企业将投入的  $\theta$  部分用于治理污染排放,使得产量  $q(\eta)$  和污染排放量  $e(\eta)$  分别为:

$$q(\eta) = [1 - \theta(\eta)] F(K(\eta), L(\eta)) \quad (1)$$

$$e(\eta) = [1 - \theta(\eta)]^{1/\sigma} F(K(\eta), L(\eta)) \quad (2)$$

显然  $de/d\theta < 0$ ,  $dq/d\sigma > 0$ , 即污染治理投资投入越多,污染排放越少,且在同等投入情况下,产业的污染密集度越高,污染排放越多。考虑地区 1 在给定政府的污染税  $\tau_1$  和生产要素价格的情况下,企业选择  $\theta$  以最大化利润,即求解如下线性规划: ①

$$\max_{\theta(\eta)} (P - c_1) (1 - \theta(\eta)) F - \theta(\eta) c_1 F + \tau_1 [1 - (1 - \theta(\eta))^{1/\sigma}] F, \text{ s. t. } 0 \leq \theta \leq 1$$

根据一阶条件,可得:  $\frac{d\theta}{d\tau_1} = \frac{\sigma(1-\theta)}{(1-\sigma)\tau_1} > 0$ 。

由此得到命题 1: 地方政府的环境规制程度越强,辖区内企业从事污染治理的力度越大,污染排放就会越低。

根据式 (1) 和 (2), 可得:  $q(\eta) = e(\eta)^\sigma [F(K(\eta), L(\eta))]^{1-\sigma}$ 。此式等同于将污染排放和产成品作为投入要素的柯布道格拉斯生产函数,对于地区 1 来说,两者的价格分别为  $\tau_1$  和  $c_1$ , 则由利润最大化的一阶条件可得产业  $\eta$  中企业的单位成本为:

$$C_1(\eta) = A(\eta) \tau_1^\sigma c_1^{1-\sigma}$$

其中  $A(\eta) = \left(\frac{1-\sigma}{\sigma}\right)^{\sigma-1} + \left(\frac{1-\sigma}{\sigma}\right)^\sigma$ 。现在假设地区 2 和地区 3 同质,不失一般性,考虑地区 1 的产业向地区 2 转移的情况。如果产业  $\eta$  迁移到地区 2, 企业的单位成本为:

$$C_2(\eta) = A(\eta) \tau_2^\sigma c_2^{1-\sigma}$$

当且仅当  $C_2(\eta) < C_1(\eta)$  时,产业  $\eta$  才会迁移到地区 2, 即要满足  $\frac{c_1}{c_2} > \left(\frac{\tau_2}{\tau_1}\right)^{\frac{\sigma}{1-\sigma}}$ 。令产业  $\bar{\eta}$  使得

$C_2(\bar{\eta}) = C_1(\bar{\eta})$ , 即  $\frac{c_1}{c_2} = \left(\frac{\tau_2}{\tau_1}\right)^{\frac{\sigma(\bar{\eta})}{1-\sigma(\bar{\eta})}}$ 。由于本式关于  $\eta$  递减, 故对于产业  $\eta > \bar{\eta}$  来说,  $\frac{c_1}{c_2} > \left(\frac{\tau_2}{\tau_1}\right)^{\frac{\sigma}{1-\sigma}}$  成立, 即地区 1 中  $\eta > \bar{\eta}$  的产业会迁移到地区 2。又可得:  $d\bar{\eta}/d\tau_1 < 0$ , 即当  $\tau_1$  变大时,  $\bar{\eta}$  会变小。

由此得到命题 2: 本地存在环境规制时,并非所有企业均会进行环境污染治理投资,污染密集程度越高的企业越可能跨地转移。并且本地环境规制程度加强时,更多的污染密集产业会转移到其他地区,从而其他地区污染排放增加,即存在环境规制引发的污染转移效应。

放松地区 2 和 3 同质的假设,如果产业  $\eta$  迁移到地区 3, 企业的单位成本为:

$$C_3(\eta) = A(\eta) \tau_3^\sigma c_3^{1-\sigma}$$

① 需要说明的是,企业决策的依据是利润最大化,并且企业定价(或定产)与环境治理投入无关。此外,为了简化分析,我们在式 (2) 中设定的污染排放量是一个相对值,当企业不进行环境治理投资时,污染等于产量。因此,对应的污染税也是相对于该相对值而言的。感谢匿名审稿人指出这一点。

当  $C_2(\eta) < C_1(\eta)$ 、 $C_3(\eta) < C_1(\eta)$  时, 地区 1 的产业  $\eta$  可能会迁移到距离较近的地区 2, 也可能迁移到距离较远的地区 3。在此前提下, 处于临界的产业  $\bar{\eta}$  满足  $C_2(\bar{\eta}) = C_3(\bar{\eta})$ , 即  $c_2/c_3 = (\tau_3/\tau_2)^{\frac{\sigma(\bar{\eta})}{1-\sigma(\bar{\eta})}}$ 。因为  $\tau_3/\tau_2 < 1$ , 且  $\sigma'(\eta) > 0$ , 所以对于产业  $\eta < \bar{\eta}$ , 最优选择是转移到地区 2, 对于产业  $\eta > \bar{\eta}$ , 最优选择是转移到地区 3。

由此得到命题 3: 产业从原地转移时, 由于存在迁移成本、市场潜能等本地效应, 即使距离更远的地区有着更低的环境规制标准, 也有产业会迁移到距离较近而污染成本较高的地区, 从而可能存在环境规制引发的污染就近转移效应。

## 2. 特征性事实

在现实案例中, 当一个地区加强环境规制后, 引致的产业转移往往伴随着严重的污染转移, 其中既有就近污染转移, 也有偏远污染转移。比如, 在无锡治理太湖污染时, 有多达千余家“五小”和“三高两低”企业向邻近的郎溪县转移。<sup>①</sup> 而在苏州进行产业结构升级过程中, 有大量笔记本电脑代加工产业转移到相距甚远的重庆。<sup>②</sup> 在这些零星的现象背后, 一般性的规律是什么? 在进行严谨的实证研究之前, 本文首先通过特征性事实获得一些初步证据。

本文构建了两个衡量地区污染排放程度的指标: 污染排放总指数和环境违规企业数, 并且将本城市之外所有城市的环境规制通过空间权重矩阵加权形成环境规制的空间滞后项(具体细节见下文), 通过简单的散点图发现二者之间存在稳健的正相关关系(见图 1 和 2), 说明邻近地区环境规制提升有可能会促进本地污染排放, 即可能存在环境规制引发的污染转移效应, 由于越是邻近的地区在空间权重矩阵中的权重越大, 故又可能存在环境规制引发的污染就近转移效应。

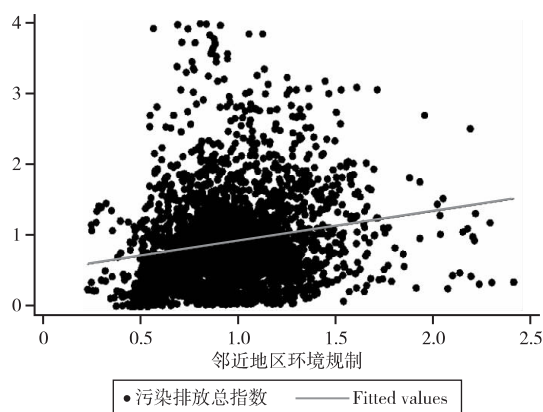


图 1 邻近地区环境规制与污染排放总指数散点图

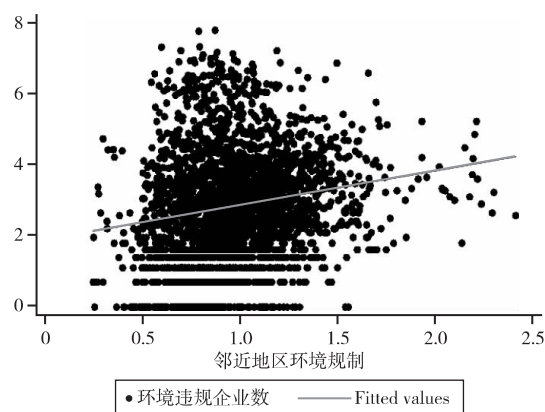


图 2 邻近地区环境规制与环境违规企业数散点图

## 四、实证策略

### 1. 实证模型

本文实证分析的主要目的在于识别环境规制与污染就近转移之间的因果关系, 以验证理论模型得出的主要结论。本文采取空间自滞后模型(SLX)基准回归模型如下:<sup>③</sup>

$$pollution_{it} = \alpha + \beta_1 ERS_{it} + \beta_2 WERS_{it} + X_{it}\theta + \mu_i + \eta_t + \varepsilon_{it} \quad (3)$$

其中  $i$  表示地区,  $t$  表示年份,  $pollution$  是工业污染排放,  $ERS$  和  $WERS$  是核心解释变量, 分别表示

① 参见《700 余家无锡企业出走安徽郎溪》, [http://news.thmz.com/col89/2011/08/2011-08-10976828\\_3.html](http://news.thmz.com/col89/2011/08/2011-08-10976828_3.html)。

② 参见《苏州反思: 为何被重庆超越》, <http://www.jiupaicn.com/2016/0228/34675.html>。

③ 限于篇幅, 本文删除了选用空间自滞后模型(SLX)的理由, 需要的读者可向作者索取。

本地的环境规制强度和邻地的环境规制强度,  $W$  是空间权重矩阵, 在基准回归中我们采用基于地理距离倒数的空间权重矩阵, 正好可以表明地理距离越近的地区, 市场潜能和迁移成本交互形成的本地效应越大, 因而在空间权重矩阵中的权重越大。需要说明的是, 在标准化处理空间权重矩阵时, 与一般采用行标准化方法不同的是, 本文采用最大特征值对空间权重矩阵进行标准化处理, 避免了行标准化处理可能导致的偏误问题( Kelejian & Prucha, 2010)。 $X_{it}$  是一系列控制变量,  $\mu_i$  是地区固定效应,  $\eta_t$  是时间固定效应,  $\varepsilon_{it}$  是误差项。

## 2. 变量及数据说明

(1) 工业污染排放。本文采用污染排放总指数( $p\_total$ ) 和环境违规企业数( $lnfirm$ ) 作为工业污染排放的代理变量。首先, 参考朱平芳等(2011), 基于工业废水、工业二氧化硫及工业烟(粉)尘排放量核算污染排放总指数( $p\_total$ ), 具体方法如下:

$$p\_total_i = \frac{pv_{i1} + pv_{i2} + pv_{i3}}{3}, pv_{ij} = p_{ij} / \sum_{i=1}^n \frac{p_{ij}}{n} \quad (4)$$

其中  $p_{ij}$  表示第  $i$  个城市(共  $n$  个城市) 污染物  $j$  的排放量,  $pv_{ij}$  则是第  $i$  个城市污染物  $j$  相对全国平均水平的排放指数,  $pv_{ij}$  数值越大, 表示城市  $i$  污染物  $j$  的排放水平在全国范围内相对越高。

其次, 参考梁平汉和高楠(2014), 借助 Python 从非营利性环保机构“公众环境研究中心”网站爬取了全国企业环境监管信息数据库, 整理获得各城市相应年份的环境违规企业数( $lnfirm$ )。该数据库通报的企业不仅包括环保局公布的违规企业, 几乎囊括了所有环境违规的企业, 并且数据质量可靠, 目前已被研究者广泛使用(聂辉华, 2013)。

(2) 环境规制程度。<sup>①</sup> 我们将王杰和刘斌(2014) 对行业环境规制的测量方法拓展到地区层面, 具体而言, 采用加权线性和法, 基于二氧化硫去除率、工业烟(粉)尘去除率两个单项指标构建环境规制综合指数( $ERS$ )。具体包括三个步骤:

首先, 对二氧化硫去除率和工业烟(粉)尘去除率这两个单项指标进行标准化处理:

$$pt_{ij}^s = [pt_{ij} - \min(pt_j)] / [\max(pt_j) - \min(pt_j)] \quad (5)$$

其中  $pt_{ij}$  表示第  $i$  个城市  $j$  类指标原值,  $\max(pt_j)$  和  $\min(pt_j)$  分别表示  $j$  类指标在所有城市中的最大值和最小值,  $pt_{ij}^s$  表示第  $i$  个城市  $j$  类指标的标准化值。

其次, 对各城市的两个单项指标分别计算调整系数  $A_{ij}$ , 由于不同城市工业二氧化硫和烟(粉)尘的排放比重存在差别, 并且同一城市内不同污染物的排放程度也有所不同, 所以需要对每个城市的每个污染排放指标赋予不同的权重, 以准确反映各城市污染排放治理力度的变化。调整系数  $A_{ij}$  的计算方法如下:

$$A_{ij} = \frac{p_{ij}}{\sum_i p_{ij}} / \frac{gdp_i}{\sum_i gdp_i} \quad (6)$$

其中  $A_{ij}$  表示城市  $i$  排放的污染物  $j$  占全国污染物  $j$  的比重与城市  $i$  生产总值占全国生产总值的比重之比。采用  $A_{ij}$  进行调整的逻辑在于如果一个城市某种污染物的排放相对较高, 则同样的污染去除率意味着更强的环境规制程度, 从而相应地赋予更大的权重。

最后, 根据工业二氧化硫去除率和工业烟(粉)尘去除率这两个单项指标的标准化值和调整系数  $A_{ij}$ , 得到对应于城市  $i$  的环境规制程度  $ERS_i = \sum_{j=1}^2 A_{ij} pt_{ij}^s / 2$ 。此外, 为了增加结论的稳健性, 我们还参考张中元和赵国庆(2012), 分别采用工业二氧化硫去除率( $rpercent\_s$ ) 和工业烟(粉)尘去除率( $rpercent\_d$ ) 表征环境规制程度进行稳健性检验。

<sup>①</sup> 环境规制程度的准确测度存在较多挑战, 限于篇幅, 我们没有给出相关的研究综述以及本文选用指标的合理性, 需要的读者可向作者索取。

(3) 控制变量及工具变量。控制变量: ①经济发展水平: 用人均 GDP 表示; ②产业结构: 用第二产业占地区生产总值的比重表示; ③贸易开放: 参考沈国兵和张鑫(2015), 用城市实际利用外商直接投资占 GDP 总额的比重表示对外开放程度, 用城市社会消费品零售总额占 GDP 总额的比重表示对内开放程度; ④财政分权度: 用城市本级预算内财政收入占本级预算内财政总支出的比重表示; ⑤人口密度: 用年末总人口与行政区域面积的比值表示; ⑥城镇登记失业率: 用城镇登记失业人员占单位从业人员、私营和个体从业人员、城镇登记失业人员三项总和的比重表示; ⑦职工平均工资。识别环境规制与污染就近转移的因果关系, 最大挑战在于处理环境规制的内生性问题, 我们选用空气流通系数作为环境规制的工具变量, 详细说明见下文的内生性处理部分。

本文的数据样本由 2004—2013 年中国 285 个地级及以上城市的面板数据组成。<sup>①</sup> 数据主要来自于《中国城市统计年鉴》(2005—2014 年)、“公众环境研究中心”的全国企业环境监管信息数据库。工具变量的数据来自于欧洲中期天气预报中心( ECMWF) 的 ERA-Interim 数据库。所有价格型指标均为当年价, 为消除通胀影响, 我们均采用地级市层面的 GDP 指数(2004 = 100) 进行平减处理。各地级市的 GDP 指数来源于 2005—2014 年的《中国区域经济统计年鉴》和《中国统计年鉴》。<sup>②</sup> 实际利用外商直接投资经汇率调整为以人民币计价, 汇率来自于国家统计局网站。表 1 给出了主要变量的描述性统计。

表 1 主要变量的描述性统计

变量	说明	观测值	均值	标准差	最小值	最大值
<i>p_total</i>	污染排放总指数	2821	1.000	1.229	0.002	35.308
<i>lnfirm</i>	环境违规企业数(对数形式)	2535	2.833	1.576	0	7.775
<i>ERS</i>	环境规制程度	2722	1.115	1.503	0.001	42.480
<i>rpercent_s</i>	工业二氧化硫去除率	2728	0.394	0.259	0.001	0.998
<i>rpercent_d</i>	工业烟(粉)尘去除率	2781	0.913	0.158	0.008	0.999
<i>lnpgdp</i>	经济发展水平(对数形式)	2842	9.392	0.627	4.051	12.002
<i>struc</i>	产业结构(%)	2847	49.468	11.313	2.660	90.970
<i>opene</i>	对外开放程度	2724	0.022	0.022	0.001	0.182
<i>openi</i>	对内开放程度	2846	0.331	0.088	0.026	0.826
<i>fiscal</i>	财政分权度	2850	0.491	0.231	0.026	1.541
<i>lnpdensity</i>	人口密度(对数形式)	2850	5.715	0.911	1.548	7.887
<i>unemp</i>	城镇登记失业率	2832	0.035	0.022	0.001	0.410
<i>lnpwage</i>	职工平均工资(对数形式)	2833	9.532	0.261	8.666	11.814
<i>lnVC</i>	空气流通系数(对数形式)	2850	6.810	0.582	4.817	8.301

## 五、实证结果及分析

### 1. 基准回归分析

表 2 报告了基准回归结果。根据列(1)和(4), 当采用污染排放总指数(*p\_total*) 作为被解释变量时, 本地环境规制对污染排放的影响显著为正, 而当采用环境违规企业数(*lnfirm*) 作为被解释变量时, 本地环境规制对污染排放的影响为负, 且不显著。对于环境规制空间滞后项而言, 估计系数结果同样不稳健。根据列(2)和(5)、列(3)和(6), 当采用工业二氧化硫去除率和烟(粉)尘去除率

① 由于样本期内行政区划调整和数据缺失等原因, 不包括巢湖、毕节、铜仁、三沙、海东及拉萨。

② 《中国区域经济统计年鉴》(2005—2014 年) 缺失部分直辖市的 GDP 平减指数数据, 我们根据《中国统计年鉴》(2005—2014 年) 上的数据进行了补充。

分别作为环境规制的表征变量后,结果依然不稳健。

导致结果不稳健,以及出现一些反常结果(加强环境规制会导致污染排放的增加)的原因在于环境规制存在严重的内生性问题。因此,下文重点对内生性问题进行处理,并在尽可能解决内生性问题的基础上,研究邻地环境规制与本地污染排放的因果关系。

## 2. 内生性处理

为了解决环境规制的内生性问题,本文参考 Hering & Poncet(2014),以空气流通系数( $\ln VC$ )作为环境规制的工具变量。根据 Jacobsen(2002),空气流通系数等于风速乘以边界层高度。欧洲中期天气预报中心(ECMWF)的 ERA-Interim 数据库提供了全球  $0.75^\circ \times 0.75^\circ$  网格(大约 83 平方公里)的 10 米高度风速( $sl10$ )和边界层高度数据( $blh$ )。<sup>①</sup> 从而,本文首先计算出各网格对应年份的空气流通系数,再根据经纬度将各网格与样本内的城市匹配,得到各城市各年的空气流通系数。<sup>②</sup>

表 2 基准回归结果

变量	$p\_total$			$\ln firm$		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
$ERS$	0.701*** (0.099)			-0.007 (0.015)		
$WERS$	0.033 (0.143)			-0.786*** (0.301)		
$rpercent\_s$		-0.148 (0.107)			0.001 (0.142)	
$Wrpercent\_s$		0.185 (0.426)			-1.540** (0.724)	
$rpercent\_d$			-2.239** (1.053)			0.062 (0.227)
$Wrpercent\_d$			-2.260** (0.996)			0.672 (1.992)
控制变量	有	有	有	有	有	有
观测值数	2574	2574	2619	2312	2318	2344
$R^2$	0.318	0.002	0.004	0.118	0.106	0.124

注:回归中包含了常数项、时间和地区固定效应,但是限于篇幅未报告。控制变量包括经济发展水平、产业结构、对外开放程度、对内开放程度、财政分权度、人口密度、城镇登记失业率以及职工平均工资。\*\*\*、\*\*、\* 分别表示在 1%、5% 和 10% 的水平上显著。括号内是异方差稳健的标准误。以下各表同。

理论上认为,当空气污染物排放相同时,空气流通系数低的城市倾向于采用严格的环境规制工具。虽然我们试图衡量城市整体性的环境规制程度,但是囿于数据限制,我们采用的环境规制变量实际上均与空气污染治理相关,<sup>③</sup>因此可以相信我们采用的环境规制变量与空气流通系数存在相关性。我们对这两个变量的关系进行了检验,发现结论的确符合理论预期。在控制了污染物排放总指数( $p\_total$ )后,空气流通系数( $\ln VC$ )与环境规制综合指数( $ERS$ )呈现 1% 显著水平下的负向关系,相关系数为 -0.311。并且,由于空气流通系数仅取决于区域性的气候条件等自然现象,可以相信空气流通系数除了通过影响环境规制程度进而影响污染排放外,空气流通系数与污染排放之间

① 在 ERA-Interim 数据库中,混合层高度(mixing height)指的就是边界层高度(boundary layer height)。

② 限于篇幅,我们未报告具体的匹配过程,感兴趣的读者可向作者索取。

③ 尽管如此,由于企业在生产过程中,空气污染物很多情况下是与其他污染物共同产生的,因此本文构建的环境规制变量仍然能一定程度上刻画整体的环境规制程度。



并不存在其他的作用机制,因此空气流通系数作为环境规制的工具变量又具备外生性。

由于环境规制存在内生性问题,故即使并无直接证据表明邻近地区环境规制与本地污染排放存在双向因果关系,并且邻近地区环境规制不太可能会存在遗漏变量问题,但测量误差仍然可能会导致环境规制的空间滞后项也存在内生性问题。因此,我们采用空气流通系数作为环境规制的工具变量的同时,相应地采用空气流通系数的空间滞后项作为环境规制空间滞后项的工具变量。在假设工具变量有效的前提下,我们进行了异方差稳健的 DWH 检验,发现环境规制确实存在内生性,但是在假设环境规制的空间滞后项为外生变量的前提下,在加入了本文选取的控制变量后,DWH 检验的  $p$  值大于 0.1 (当采用  $ERS$  为解释变量时,无论被解释变量是  $p\_total$  还是  $lnfirm$ ,该结果均成立),故可认为环境规制的空间滞后项为外生变量。这与 Vega & Elhorst (2015) 的结论相似,他们在研究本地香烟价格与邻近地区香烟价格对本地香烟销量的影响时,发现本地价格存在内生性而邻地价格不存在内生性。

表 3 报告了 2SLS 回归结果。根据列 (1) 和 (2),可以发现,第一阶段回归的  $F$  值均大于 10 且通过了 1% 水平下的显著性检验,说明空气流通系数 ( $lnVC$ ) 并不存在弱工具变量问题。第二阶段的估计结果显示,本地环境规制对本地污染排放呈现显著的负向影响,通过了至少 10% 水平下的显著性检验,其中,在加入控制变量后,当本地环境规制水平提高一个单位时,本地的污染排放将降低 0.778 个单位,说明提升本地环境规制水平确实能够降低本地污染排放,这验证了命题 1。同时,其他地区环境规制对本地污染排放呈现显著的正向影响,通过了至少 5% 水平下的显著性检验,其中,在加入控制变量后,当其他地区环境规制水平提高一个单位时,本地污染排放将上升 1.139 个单位,这验证了命题 2 和 3:一方面,当其他地区环境规制水平提高时,本地环境规制水平相对降低,从而吸引污染产业转移到本地,进而带来污染排放的增加,说明环境规制的确引发了污染转移效应。另一方面,距离更为邻近的地区在搬迁成本和市场潜能等方面更有优势,在空间权重矩阵中的比重更大,因此对本地污染排放的正向影响相对距离较远的地方更大,说明污染转移效应存在就近特征。

表 3 2SLS 估计结果

变量	$p\_total$ (1)	$p\_total$ (2)	$lnfirm$ (3)	$lnfirm$ (4)	$p\_total$ (5)	$p\_total$ (6)	$p\_total$ (7)
$ERS$	-0.362** (0.175)	-0.778* (0.458)	-1.312*** (0.283)	-0.689 (0.530)		-0.876* (0.532)	-0.647* (0.390)
$WERS$	0.674*** (0.158)	1.139** (0.455)	1.833*** (0.255)	1.498*** (0.517)		1.314** (0.556)	1.004*** (0.359)
$rpercent\_d$					-7.901*** (3.018)		
$Wrpercent\_d$					0.444** (0.194)		
第一阶段回归结果							
$lnVC$	-0.234*** (0.045)	0.145*** (0.045)	-0.293*** (0.051)	0.124** (0.051)	0.017*** (0.005)	0.131*** (0.045)	0.158*** (0.045)
$F$	23.51***	31.76***	24.84***	28.42***	26.46***	30.28***	33.41***
$p$	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000
控制变量	无	有	无	有	有	有	有
观测值数	2720	2574	2435	2312	2619	2574	2574

为了增强上述结论的稳健性,本文做了三个稳健性检验:第一,采用环境违规企业数( $lnfirm$ )作为被解释变量进行稳健性检验,结果见列(3)和(4)。第二,分别采用工业烟(粉)尘去除率和工业二氧化硫去除率表征环境规制程度进行稳健性检验,结果见列(5)。<sup>①</sup>第三,采用两个不同的空间权重矩阵替代地理距离倒数矩阵进行稳健性检验,两个空间权重矩阵的权重分别为 $1/(1+(d/100))$ 、 $1/(1+(d/100))^2$ 。<sup>②</sup>结果见列(6)和(7)。可以发现,基本结论仍然成立。其中,列(4)中本地环境规制的估计系数虽然为负,但是并未通过显著性检验,可能的原因在于:当一个地区提高环境规制水平以后,虽然可能会通过提高重污染行业的门槛促进产业结构的去污染化,从而短期内带来污染排放水平的降低。但是如果提升的环境规制强度并未能够促进企业普遍性采用更加先进的污染治理技术,其对污染排放的长期影响实际上可能并不够理想。也正是因为此,研究表明,对于污染治理而言,提高环境规制水平以激励企业采取先进的污染减排技术才更加行之有效(张宇和蒋殿春,2014)。

### 3. 安慰剂检验

为了排除上述结论受到人为设定或遗漏变量的影响,本文做了两个安慰剂检验。第一,构建一个随机的空间权重矩阵,同样采用最大特征值进行标准化处理。第二,采用生活源污染排放作为被解释变量,其中各城市生活源污染排放的数据来自于“公众环境研究中心”官方网站中的全国地区环境状况信息数据库。可以预期的是,一方面,如果污染就近转移效应不是人为设定的结果,那么当使用随机空间权重矩阵时,环境规制空间滞后项的估计系数不应该显著为正。另一方面,如果污染就近转移效应不受遗漏变量的干扰,那么当被解释变量为生活源污染排放时,环境规制空间滞后项的估计系数同样不应该显著为正。

表4报告了安慰剂检验的结果。其中,列(1)为基于随机空间权重矩阵的估计结果,列(2)——(8)分别是以各城市生活污水排放量( $lwater$ )、生活污水中的化学需氧量( $lCOD$ )、生活污水中的氨氮量( $lAN$ )、生活及其他产生的二氧化硫( $lSO_2$ )、生活及其他产生的烟尘( $ldust$ )、生活及其他产生的氮氧化物( $lNO$ )以及城市生活垃圾产生量( $lgarb$ )的对数值作为被解释变量的估计结果。可以发现,安慰剂检验结果均有效地支持了环境规制引发的污染就近转移效应。

表4 安慰剂检验结果

变量	$p_{total}$	$lnlwater$	$lnlCOD$	$lnlAN$	$lnlSO_2$	$lnldust$	$lnlNO$	$lnlgarb$
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
$ERS$	-2.603 (2.639)	-3.083 (6.061)	-5.595 (15.612)	-7.773 (47.757)	9.791 (49.096)	-1.090 (6.844)	4.230 (10.155)	-0.538 (0.831)
$WERS$	1.556 (2.230)	3.531 (6.270)	5.828 (16.104)	8.298 (48.873)	-8.773 (50.224)	2.759 (7.025)	-4.607 (11.080)	0.779 (1.016)
控制变量	有	有	有	有	有	有	有	有
观测值数	2574	1201	1144	1078	1124	1117	843	577

注:限于篇幅,未报告第一阶段回归结果,以下各表同。

### 4. 进一步的讨论

#### (1) 污染就近转移效应的局域空间特征

我们基于地理距离倒数的空间权重矩阵,通过设定不同的阈值来研究局域范围内的污染就近

<sup>①</sup> 当采用工业二氧化硫去除率作为环境规制变量时,本地环境规制与邻地环境规制对本地污染排放仍然存在负向和正向影响,但是未通过显著性检验,限于篇幅,我们未报告相关结果,需要的读者可向作者索取。需要说明的是,我国政府1998年以来就开始在全国多数城市实施控制酸雨和二氧化硫的两控区政策,并且受两控区政策影响的城市在空间上呈现明显的区域集聚特征(Hering & Poncet, 2014),因此,这一结果不显著并不对我们的基本结论构成挑战。

<sup>②</sup>  $d$ 为城市之间的地理距离(以千米为单位),相同城市间的距离设定为0,同样采用最大特征值对矩阵进行标准化处理。

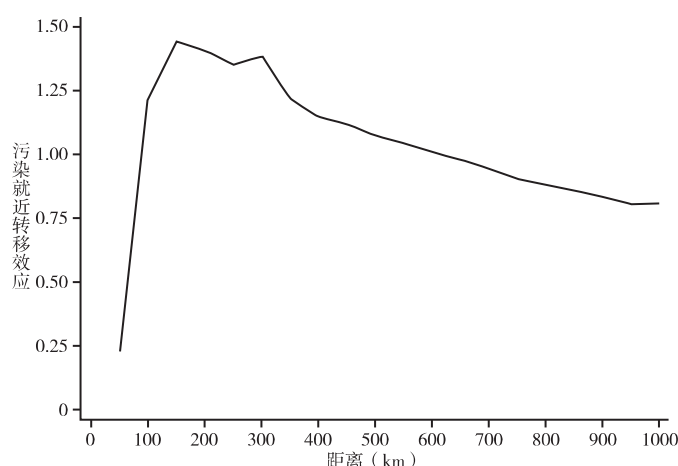


图3 污染就近转移效应的地理特征

阈值大于 150 千米时,随着地理距离的增加,配套成本和迁移成本等不断增加,污染就近转移效应从而呈现出持续的下降趋势。在 150 千米左右,污染就近转移效应达到峰值,说明从全国整体来看,当一个城市加强环境规制时,污染就近转移效应更多地体现在其周边城市,如北京市附近的保定市。

### (2) 污染就近转移效应的时间变化特征

本文在回归中引入环境规制空间滞后项与年份哑变量的交叉项,以研究污染就近转移效应随时间推移的变化趋势,结果如图 4 所示。从全样本的回归结果来看,随着时间的推移,污染就近转移效应整体上呈现下降趋势,可能的原因是:当落后地区的经济不断发展以后,承接污染的代价也在提高,因而对承接污染尤其是重污染产业的需求也在降低。比如 2014 年两会期间,河北省环保厅长就表示今后不会承接一家污染企业。<sup>②</sup>从不同局域范围的分样本来看,<sup>③</sup>2004—2011 年,污染就近转移效应与全样本类似,呈现下降趋势,而 2011—2013 年,污染就近转移效应呈现上升趋势。其中,当地理阈值为 100—400 千米时,近几年污染就近转移效应呈现大幅上升,且最终超过了样本初期的污染就近转移效应,与全样本的结果相比,可见近几年污染就近转移效应表现出更为明显的就近特征。

### (3) 环境规制引发污染就近转移的机制讨论

根据 Antweiler et al. (2001) 构建的 ACT 环境污染模型,<sup>④</sup>经济规模效应和产业结构效应均会影响污染排放。因此,我们想要回答这样一个问题:当邻近城市提升环境规制水平后,是转移出与迁入地产业污染程度类似的产业,还是转移出相比迁入地产业污染程度更高的产业?即污染就近转移效应是仅引致迁入地污染密集型产业绝对量的变化(规模效应),还是进一步引致相对量的变化(结构效应)?可以预期的是,如果邻近城市环境规制的提升并未显著影响本地污染密集型产业的相对份额,则说明环境规制引发污染就近转移效应的机制仅仅是规模效应,而如果邻近城市环境规制的提升加剧了本地产业的整体污染程度,则说明环境规制引发污染就近转移效应的机制不仅

① 限于篇幅,我们未报告具体的系数估计结果,需要的读者可向作者索取。

② 参见《河北省环保厅长:污染企业我们一家也不承接》,http://politics.people.com.cn/n/2015/0305/c1001-26638-650.html。

③ 当阈值为 50 千米时,仅有极少数几个城市存在至少一个邻近城市,故该样本的污染就近转移效应在各年份均不显著。因此,下文的讨论不包括以 50 千米为阈值的子样本。

④ 关于 ACT 模型较为简洁的介绍请参考林伯强和邹楚沅(2014)。

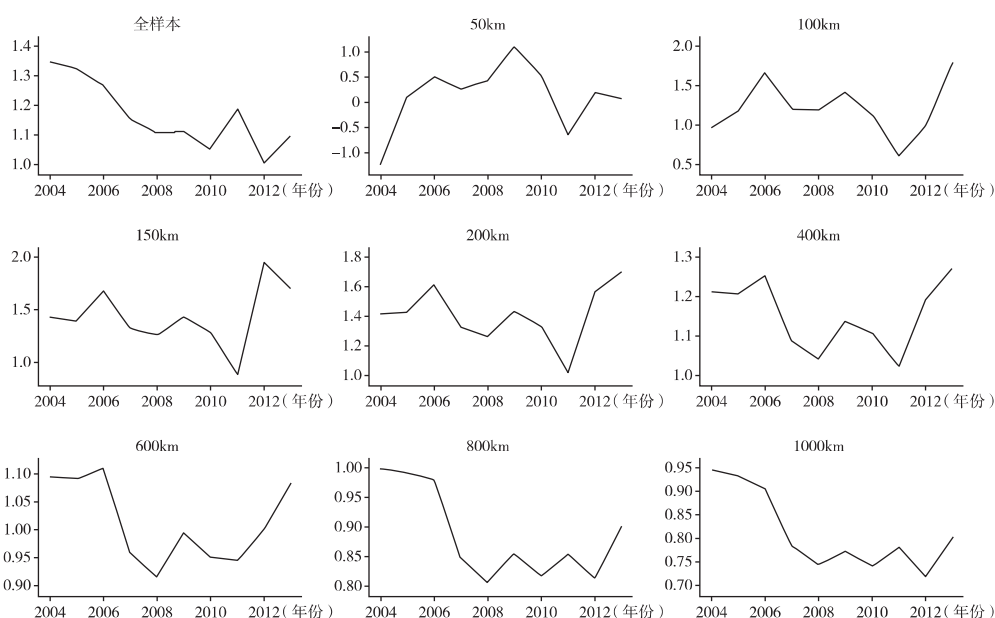


图 4 污染就近转移效应的时间特征

仅是规模效应,更是结构效应,即存在以邻为壑式的产业转移现象。<sup>①</sup>

为了回答上述问题,我们分别采用城市污染密集型产业的产品销售额、企业个数和就业总人数占有所有产业的产品销售额、企业个数和就业总人数的比重( $p\_revenue$   $p\_number$   $p\_employ$ )来衡量污染密集型产业的相对份额,即城市产业结构的污染程度。其中,污染密集型产业是国务院 2006 年公布的《第一次全国污染源普查方案》中明确规定的 11 个重污染行业,包括:造纸及纸制品业(22)、农副食品加工业(13)、化学原料及化学制品制造业(26)、纺织业(17)、黑色金属冶炼及压延加工业(32)、食品制造业(14)、电力、热力的生产和供应业(44)、皮革、毛皮、羽毛(绒)及其制品业(19)、石油加工、炼焦及核燃料加工业(25)、非金属矿物制品业(31)、有色金属冶炼及压延加工业(33)。相关数据来自于 2004—2011 年国有企业及非国有企业规模以上工业企业数据库。

表 5 报告了机制讨论的结果。首先,将产业结构污染程度对环境规制进行回归,根据列(1) — (3),可以发现,本地环境规制有助于推动本地产业结构的“清洁化”,而邻地环境规制显著加剧了本地产业结构的“污染化”,说明邻地环境规制不仅仅通过提升本地的产业规模加剧了本地的污染,而是通过改变本地产业结构的污染程度增加了本地的污染,与前者相比,这一影响更为深入。其次,将污染排放对环境规制和产业结构污染程度进行回归,根据列(4) — (7),可以发现:第一,在控制了城市污染密集型产业占比之后,本地环境规制对污染排放的负向影响不再显著,说明我国城市目前降低污染排放的手段仍然停留在简单的产业结构“去污染化”层次,而非在既定产业结构不变的情况下,通过研发生产技术或污染治理技术等手段降低污染排放;第二,在控制了城市污染密集型产业占比之后,邻地环境规制对本地污染排放的正向效应较未控制污染密集型产业占比时(1.139)有所降低,并且产业结构污染程度对污染排放存在显著的正向影响,进一步说明邻近城市的环境规制确实通过加剧本地产业结构的污染程度提升了本地的污染排放水平。为了进一步加强结论的稳健性,我们通过提取衡量产业结构污染程度的三个指标的第一主成分构建了一个综合性的产业结构污染程度指标( $p\_compo$ ),结果见列(8),发现上述结论仍然成立。

① 本文认为,如果转移到迁入地的产业与迁入地原有产业的污染密度相当,实际上并不能称为以邻为壑式的产业转移,因为这并未增加迁入地的单位污染强度,而如果增加了单位污染强度,则为以邻为壑式的产业转移。

表 5 污染就近转移效应的机制讨论

变量	$p\_revenue$	$p\_employ$	$p\_number$	$p\_total$	$p\_total$	$p\_total$	$p\_total$	$p\_total$
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
$ERS$	-0.268** (0.107)	-0.375*** (0.132)	-0.236*** (0.088)	-0.488 (0.346)	-0.584 (0.448)	-0.587 (0.433)	-0.707 (0.546)	-0.482 (0.372)
$WERS$	0.241*** (0.093)	0.295*** (0.115)	0.161** (0.075)	0.803*** (0.311)	0.905** (0.399)	0.922** (0.388)	0.952** (0.450)	0.826** (0.337)
$p\_revenue$				0.893*** (0.268)			2.095* (1.101)	
$p\_employ$					0.379* (0.206)		-1.762 (1.138)	
$p\_number$						0.589** (0.283)	0.500 (0.395)	
$p\_compo$								0.075*** (0.022)
控制变量	有	有	有	有	有	有	有	有
观测值数	2033	2033	2033	2032	2032	2032	2032	2032

考虑到我国地区间差异明显,我们进一步研究产业结构污染化机制的异质性。参考 Milani (2016) 和 Wu et al. (2017) 我们主要考虑影响产业结构污染化机制的两个因素: 一是迁移成本。就污染密集型企业而言,当环境规制提升以后,污染密集型企业存在两种选择,一种是就地创新,而另一种则是进行搬迁。但是,即使同属污染密集型,企业本身也存在异质性,有些企业本身容易搬迁,而有些企业本身不太容易迁移,我们采用城市内污染密集型企业固定资产占其全部资产的份额 (*immobility*) 来表征迁移成本。二是企业所有权。在受到环境规制约束后,企业的所有权性质也是影响企业选址的重要因素。如 Wu et al. (2017) 发现,当“十一五”减排规划颁布以后,受到影响的首先是外资企业,国有企业只是在 2007 年减排要求进一步提高以后才开始出现偏向西部选址的倾向。本文采用城市内污染密集型企业实收资本中国家资本的占比来衡量企业的所有权性质 (*state*)。相关数据均来自于工业企业数据库(2004—2011 年),其中,国有资本缺少 2008 和 2009 年的数据。

表 6 产业结构污染化机制的异质性讨论

变量	$p\_total$			
	(1)	(2)	(3)	(4)
$ERS$	-0.460* (0.247)	-0.876 (0.587)	-0.413 (0.274)	-1.059 (0.957)
$WERS$	1.652*** (0.352)	1.974** (0.801)	1.009*** (0.266)	1.470** (0.611)
$Wimmobility$	0.907*** (0.308)	0.722* (0.398)		
$WERS \times Wimmobility$	-1.501*** (0.406)	-1.323** (0.601)		
$Wstate$			1.010 (1.211)	0.372 (2.350)
$WERS \times Wstate$			-1.188 (1.176)	-0.489 (2.142)
控制变量	无	有	无	有
观测值数	2175	2060	1635	1555

表6报告了产业结构污染化机制异质性讨论的回归结果。根据列(1) — (2),  $WERS \times Wimmobility$  的估计系数显著为负,说明邻近城市污染密集型企业的固定资本占比越高,产业结构污染化效应越会受到掣肘,这与 Milani (2016) 的结论相符,说明流动性差的污染密集型企业对环境成本并不敏感 (Ederington et al., 2005)。根据列(3) — (4),  $WERS \times Wstate$  的估计系数虽然均为负,但是均未通过显著性检验,说明即使邻近城市污染密集型企业有着较高的国有资本占比,也不会明显中和产业结构污染化效应,可能的原因在于:随着中央政府对环境保护的日益重视,辖区内的国有企业往往会成为地方政府实施产业结构去污化的“排头兵”,如北京奥运会举办前,不仅众多中小企业搬离了北京,很多大型国有炼钢厂也把生产环节迁移出了北京。

## 六、基本结论与政策启示

本文发现:首先,地方政府间不够协调的环境规制确实引起了污染就近转移效应,这一结论十分稳健。其次,就全国层面而言,污染就近转移效应更多地体现在周边城市,且随着时间的推移,近年来污染就近转移效应表现出更为明显的就近特征。再者,污染就近转移加剧了污染迁入地的产业结构污染程度,虽然迁出地污染密集型企业退出壁垒的增加有助于削弱污染转移效应,但是企业的国有产权性质并未明显缓和污染转移效应。此外,虽然提升本地环境规制水平能够降低本地污染排放,但更多地只是通过产业结构的去污化实现,而非通过研发生产技术或污染治理技术。总之,本文发现中国的环境治理还任重道远,需要在环境政策及其他配套政策方面做出及时的调整。

第一,中央政府需要加强对地方政府的环境约束和环境监管,真正改变长期以来GDP至上的激励。具体地,需要进一步做好顶层设计,破除环境治理中的辖区局限性,矫正地方政府的短视行为,根据客观情况为各地区环境治理制定更具针对性的考核目标,促使各地方政府(尤其是相邻地方政府)就环境治理的目标达成协同规制的共识,倒逼地方政府推动以技术创新为核心的深层次去污模式,避免一味地对污染产业做“减法”。

第二,中央政府需要积极调整城市发展政策,构建功能齐全、分工明确的城市群发展战略。具体地,需要进一步优化城市群发展秩序,实现城市群内部空间的规模报酬最大化和专业分工最优化,尊重市场规律对产业布局的影响,避免政策扭曲形成城市同质化。对于城市群内部的大城市,应该注重市场引导发展,避免人为干预城市自然蔓延现象,对于城市群内部的中小城市,应该注重自身功能定位,避免加入无序的资本竞争行列。

第三,中央政府需要加强西部地区的基础设施等硬件和营商环境等软件建设,增强西部地区对产业转移的拉力,避免污染在局域集中排放对环境承载力的威胁,与此同时,在引导产业实现梯度转移的过程中,有效利用污染治理的规模效应,避免西部地区环境重蹈东部覆辙。

## 参考文献

- 包群、邵敏、杨大利 2013《环境管制抑制了污染排放吗》,《经济研究》第12期。
- 梁平汉、高楠 2014《人事变更、法制环境和地方环境污染》,《管理世界》第6期。
- 林伯强、邹楚沅 2014《发展阶段变迁与中国环境政策选择》,《中国社会科学》第5期。
- 陆铭、冯皓 2014《集聚与减排:城市规模差距影响工业污染强度的经验研究》,《世界经济》第7期。
- 陆旸 2012《从开放宏观的视角看环境污染问题:一个综述》,《经济研究》第2期。
- 聂辉华 2013《政企合谋与经济增长:反思“中国模式”》,北京:中国人民大学出版社。
- 沈国兵、张鑫 2015《开放程度和经济增长对中国省级工业污染排放的影响》,《世界经济》第4期。
- 王杰、刘斌 2014《环境规制与企业全要素生产率——基于中国工业企业数据的经验分析》,《中国工业经济》第3期。
- 张文彬、张理芃、张可云 2010《中国环境规制强度省际竞争形态及其演变——基于两区制空间Durbin固定效应模型的分析》,《管理世界》第12期。
- 张宇、蒋殿春 2014《FDI、政府监管与中国水污染——基于产业结构与技术进步分解指标的实证检验》,《经济学(季刊)》第

4 期。

- 张中元、赵国庆 2012 《FDI、环境规制与技术进步——基于中国省级数据的实证分析》,《数量经济技术经济研究》第 4 期。
- 朱平芳、张征宇、姜国麟 2011 《FDI 与环境规制: 基于地方分权视角的实证研究》,《经济研究》第 6 期。
- Antweiler, W. , B. R. Copeland , and M. S. Taylor , 2001, “Is Free Trade Good for the Environment?” , *American Economic Review* , 91 ( 4 ) , 877—908.
- Becker, R. , and V. Henderson , 2000, “Effects of Air Quality Regulations on Polluting Industries” , *Journal of Political Economy* , 108 ( 2 ) , 379—421.
- Cai, H. , Y. Chen , and Q. Gong , 2016, “Polluting Thy Neighbor: Unintended Consequences of China’s Pollution Reduction Mandates” , *Journal of Environmental Economics and Management* , 76 , 86—104.
- Copeland, B. R. , and M. S. Taylor , 2004, “Trade, Growth and the Environment” , *Journal of Economic Literature* , 42( 1 ) , 7—71.
- Duvivier, C. , and H. Xiong , 2013, “Transboundary Pollution in China: A Study of Polluting Firms’ Location Choices in Hebei Province” , *Environment and Development Economics* , 18( 4 ) , 459—483.
- Ederington, J. , A. Levinson , and J. Minier , 2005, “Footloose and Pollution-free” , *Review of Economics and Statistics* , 87( 1 ) , 92—99.
- Eskeland, G. S. , and A. E. Harrison , 2003, “Moving to Greener Pastures? Multinationals and the Pollution Haven Hypothesis” , *Journal of Development Economics* , 70( 1 ) , 1—23.
- Hering, L. , and S. Poncet , 2014, “Environmental Policy and Exports: Evidence from Chinese Cities” , *Journal of Environmental Economics and Management* , 68( 2 ) , 296—318.
- Jacobsen, M. Z. , 2002 , *Atmospheric Pollution: History, Science and Regulation* , New York: Cambridge University Press.
- Jaffe, A. B. , R. G. Newell , and R. N. Stavins , 2002, “Environmental Policy and Technological Change” , *Environmental and Resource Economics* , 22( 1 ) , 41—70.
- Javorcik, B. S. , and S. J. Wei , 2004, “Pollution Havens and Foreign Direct Investment: Dirty Secret or Popular Myth?” , *B. E. Journal of Economic Analysis and Policy* , 4( 2 ) .
- Kelejian, H. H. , and I. R. Prucha , 2010, “Specification and Estimation of Spatial Autoregressive Models with Autoregressive and Heteroskedastic Disturbances” , *Journal of Econometrics* , 157( 1 ) , 53—67.
- Keller, W. , and A. Levinson , 2002, “Pollution Abatement Costs and Foreign Direct Investment Inflows to U. S. States” , *Review of Economics and Statistics* , 84( 4 ) , 691—703.
- Levinson, A. , and M. S. Taylor , 2008, “Unmasking the Pollution Haven Effect” , *International Economic Review* , 49( 1 ) , 223—254.
- List, J. A. , W. W. McHone , and D. L. Millimet , 2003, “Effects of Air Quality Regulation on the Destination Choice of Relocating Plants” , *Oxford Economic Papers* , 55( 4 ) , 657—678.
- List, J. A. , W. W. McHone , and D. L. Millimet , 2004, “Effects of Environmental Regulation on Foreign and Domestic Plant Births: Is there a Home Field Advantage?” *Journal of Urban Economics* , 56( 2 ) , 303—326.
- Milani, S. , 2016, “The Impact of Environmental Policy Stringency on Industrial R&D Conditional on Pollution Intensity and Relocation Costs” , *Environmental and Resource Economics* , doi: 10.1007/s10640—016—0034—2.
- Porter, M. E. , and C. van der Linde , 1995, “Toward a New Conception of the Environment-competitiveness Relationship” , *Journal of Economic Perspectives* , 9( 4 ) , 97—118.
- Redding, S. , 2009, “Economic Geography: A Review of the Theoretical and Empirical Literature” , CEPR Discussion Paper No. 7126.
- Tan, X. M. , 2006, “Environment, Governance and GDP: Discovering Their Connections” , *International Journal of Sustainable Development* , 9( 4 ) , 311—335.
- Vega, S. H. , and J. P. Elhorst , 2015, “The SLX Model” , *Journal of Regional Science* , 55( 3 ) , 339—363.
- Wang, H. , N. Mamingi , B. Laplante , and S. Dasgupta , 2003, “Incomplete Enforcement of Pollution Regulation: Bargaining Power of Chinese Factories” , *Environmental and Resource Economics* , 24( 3 ) , 245—262.
- World Bank , 2006 , *China Water Quality Management: Policy and Institutional Considerations* , Washington , DC.
- World Bank , 2007 , *Cost of Pollution in China: Economic Estimates of Physical Damages* , Washington , DC.
- Wu, H. , H. Guo , B. Zhang , and M. Bu , 2017, “Westward Movement of New Polluting Firms in China: Pollution Reduction Mandates and Location Choice” , *Journal of Comparative Economics* , 45( 1 ) , 119—138.
- Xing, Y. , and C. D. Kolstad , 2002, “Do Lax Environmental Regulations Attract Foreign Investment?” , *Environmental and Resource Economics* , 21( 1 ) , 1—22.

## Does Environmental Regulation Cause Pollution to Transfer Nearby?

Shen Kunrong<sup>a</sup>, Jin Gang<sup>a</sup> and Fang Xian<sup>b</sup>

(a: Nanjing University; b: Fudan University)

**Summary:** The cause of the environmental governance failure in China has always been a hot issue. Many studies argue that environmental standards set by the central government cannot always be fully implemented by local governments under the mechanism of fiscal decentralization and political centralization (Wang et al., 2003). However, although some developed regions have strengthened their environmental regulation, serious pollution remains a problem throughout the country. This study examines micro enterprises' location decisions and pollution spillover to explore common environmental problems in China, and provides inspiration for further environmental policies.

When the areas in which enterprises are located strengthen environmental regulations, enterprises seek to upgrade production or pollution control technologies to reduce the cost of pollution abatement. However, if there is a significant difference in regional regulatory levels, enterprises could instead reduce costs by moving to areas with more relaxed environmental regulations (Becker and Henderson, 2000; List et al., 2003; Keller and Levinson, 2002). Furthermore, due to interactions between local market effects and migration costs, enterprises often tend to transfer nearby. Thus, tightened environmental regulation in some regions may lead to increased pollution in others.

This paper suggests that this nearby diversion effect of pollution caused the failure of the central government's environmental policy in the long run. The transfer of pollution to less developed areas means that a reduction in one region could lead to an increase in another, and because less developed regions have relaxed regulation, pollution reduction on a regional level could thus actually increase overall national pollution. The transfer of pollution does not reduce the threat to environmental carrying capacity, as pollutants are still discharged in the population and economic agglomeration areas and still affect regions that have strengthened their environmental regulation.

We collect data from the Chinese Urban Yearbook and the Institute of Public & Environmental Affairs. Based on the spatial lag of X model (SLX), we identify the causal relationship between neighboring environmental regulation and local pollution discharge. To solve the endogenous problem of environmental regulation, the air circulation coefficient is used as the instrumental variable. Moreover, we examine three other topics: the spatial-temporal characteristics of the near-diversion effect of pollution, the mechanism of the near-diversion effect of pollution and the heterogeneity of the mechanism.

The results indicate several points. (1) A lack of coordination between local governments does cause a nearby diversion of pollution, which is mainly shown in cities within a 150 km radius. In recent years, pollution has been increasingly transferred to nearby regions. (2) Pollution transferred nearby not only increases the scale of the polluting industry, but also changes the pollution level of industrial structures. Although the exit barrier of pollution-intensive enterprises has helped to weaken the near-diversion effect of pollution, we find no evidence that state-owned property rights of enterprises mitigate the effect. (3) Although environmental regulation can reduce local pollution emissions, it seeks only the decontamination of industrial structures rather than upgrades to production or pollution control technology.

This paper provides a new perspective for understanding China's inefficient environmental policy. The central government must strengthen environment constraints on local governments, truly challenge the worship of GDP, and encourage local governments to seek consensus on environmental governance. It is also necessary to further optimize the structure of urban agglomeration, maximize returns of scale, optimize division and avoid homogeneity in city sizes.

**Key Words:** Environmental Regulation; Pollution Nearby Transferring; Polluted Industrial Structure; Spatial Lag of X Model

**JEL Classification:** C12, H70, Q58

(责任编辑: 林 一)(校对: 晓 鸥)