
集聚与减排：城市规模差距影响工业污染强度的经验研究

陆 铭 冯 皓*

内容提要 经济活动的空间集聚有利于减少单位 GDP 工业污染排放强度。本文构建了 1993 ~ 2006 年中国省级行政区内部地级市之间的人口规模差距,用来反映省级行政区内部的空间集聚水平。研究发现,人口和经济活动的集聚度提高有利于降低单位工业增加值的污染物质的排放强度。中国当前通过行政手段阻碍人口和经济活动向区域中心城市集聚的政策并不利于实现既定的减排目标。

关 键 词 经济集聚 工业污染 减排

一 引言

中国的环境污染加剧是与经济高速增长同步出现的。其中,流域水污染牵涉范围广、影响人口多、造成危害大。据国家环保部发布的信息,2009 年中国 7 大水系 203 条河流 408 个地表水国控监测断面中,国家标准 IV-V 类和劣 V 类水质的断面比例分别为 24.3% 和 18.4%;26 个国控重点湖泊(水库)中,V 类和劣 V 类的分别为 5 个和 9 个。中国的空气污染也十分严重;1981 ~ 2000 年大气 TSP(Total Suspended Particu-

* 陆铭:上海交通大学 复旦大学 电子信箱:luming1973@sjtu.edu.cn 通信地址:上海法华镇路 535 号上海交通大学安泰经济与管理学院;冯皓:匹兹堡大学经济学系 电子信箱:haf26@pitt.edu。

作者感谢国家社会科学基金重大项目(13&ZD015)和国家自然科学基金(71273055、71133004)的资助。本文也是“当代中国经济与社会工作室”的成果。本研究在中国经济学年会以及亚洲开发银行、复旦大学、中山大学、上海交通大学、暨南大学、环球中国环境专家协会等举办的研讨会上报告过,作者感谢会议参与者,特别是 Edward Glaeser、Matthew Kahn、Mary Lovely、Changyong Rhee 以及万广华等的评论。作者感谢荣健欣、高琳、向宽虎、钟辉勇在研究中提供的帮助。文责自负。

lates,总悬浮颗粒物)浓度达到国家标准的两倍以上(Almond等,2009);2009年国家环保部监测的488个城市(县)中,出现酸雨的城市258个,占52.9%。^①环境污染严重危害生命健康与生产生活,导致了巨大的社会福利损失:官方公布的数据显示,2004年全国因环境污染造成的经济损失占当年GDP的3.05%,虚拟治理成本占当年GDP的1.80%。^②世界银行基于支付意愿调查估算,^③2003年中国大气污染所造成的健康损失占GDP的3.8%(World Bank,2007)。

早在2005年“十一五”规划中,中国政府已经提出单位GDP二氧化碳的减排目标,并且在2009年11月26日的国务院会议上提出:2020年的单位GDP二氧化碳排放比2005年下降40%到45%。2009年12月举行的哥本哈根世界气候大会上中国政府单方面重申了这一目标。2011年3月通过的“十二五”规划要求单位GDP能源消耗降低16%,单位GDP二氧化碳排放下降17%。此外,“十二五”规划还提出了水质与空气主要污染物排放总量减少的约束性目标。^④在保持经济持续发展的前提下,降低单位GDP的污染排放强度是控制污染物排放总量的必要条件。为了实现单位GDP减排目标,政府动用了限额、罚款等行政规制手段,一些地方甚至通过控制工业发展速度来减排,除此之外却缺乏有效促进工业减排的政策工具。同时,政府没有意识到,一些正在实施的其他经济政策可能与减排目标相悖。例如,政府通过户籍限制人口向大城市流动,限制建设用地指标跨地区再配置,鼓励中小城镇的发展,并用行政手段推动产业向欠发达地区转移,这些均不利于人口和经济活动的空间集聚。如果经济集聚发展有利于实现单位GDP的减排目标,那么,当前的政策就可能与减排目标相矛盾。遗憾的是,集聚与减排的关系没有得到学术界和政策制定者的足够重视。

本文通过对中国省级数据的经验研究,试图为分析人口与经济活动的空间集聚对

① 《2009年中国环境状况公报》,中华人民共和国环境保护部: <http://jcs.mep.gov.cn/hjzl/zkgb/2009hjzkgb>。

② 数据来源:《中国绿色国民经济核算研究报告2004》,国家环保总局和国家统计局,2006年9月。“因环境污染造成的经济损失”,即“环境退化成本”,是指通过污染损失法核算的环境退化价值,这种方法借助一定的技术手段和污染损失调查,计算环境污染所带来的种种损害。“虚拟治理成本”是指目前排放到环境中的污染物按照现行的治理技术和水平全部治理所需要的支出,采用治理成本法计算,这种方法从“防护”的角度,计算为避免环境污染所支付的成本。

③ 世界银行运用“条件价值评估”(Contingent Valuation, CV)方法,以问卷调查的形式在上海和重庆估算了“统计生命价值”(Value of Statistical Life, VSL),即人们为了在下一年度减少1单位死亡风险所愿意支付的价值。在此基础上,根据China National Health Survey 2003所得到的因户外空气污染而造成的死亡率、慢性支气管炎发病率、直接和间接就医成本,估算由大气污染所造成的健康损失的货币价值。关于调查方法的详细介绍参见World Bank(2007)。

④ “十二五”期间化学需氧量减少8%,二氧化硫减少8%,氨氮减少10%,氮氧化物减少10%。

于环境保护的影响提供经验证据。具体来说,本文构建了 1993~2006 年中国 23 个省级行政区下属地级市之间的人口规模差距,用来反映省级行政区内部人口与经济活动的空间集聚水平,并与环境污染排放的省级数据相匹配,我们发现人口和经济活动向区域性的中心城市集聚确实有利于降低环境污染物质的排放强度。在保持其他条件不变的情况下,地级市市辖区非农业人口规模的基尼系数增加 1 个标准差(0.0813),会导致工业化学需氧量(COD)^①排放强度下降约 19.03%,工业废水排放达标率增加约 2.27 个百分点,工业烟尘排放强度下降约 14.54%,工业粉尘排放强度下降约 22.49%。这意味着目前中国限制人口向大城市流动的户籍政策和阻碍城市建设用地指标跨地区配置的土地政策由于扭曲了城市体系的发展,不利于经济集聚,从而不利于降低单位 GDP 的污染排放。为了实现既定的减排目标,需要进行户籍制度和土地制度的联动改革,改变通过行政手段将人口和经济活动在城市间离散化布局的政策。

本文余下部分的结构安排为:第二部分是文献评论,第三部分介绍影响中国经济活动空间分布的政策背景,第四部分报告数据和计量模型设定,第五部分报告经验研究的基本结果,第六部分报告工具变量估计的回归结果,第七部分报告稳健性检验,第八部分是结论与政策含义。

二 文献评论

工业排污对中国环境污染总量的贡献是非常重要的,2009 年工业 COD 排放占全国 COD 总排放的 34.42%,工业烟尘排放占全国烟尘总排放的 71.30%,工业二氧化硫(SO₂)排放占全国 SO₂总排放的 84.26%,^②因此工业减排是实现减排目标的重点,也是本文研究的重点。

那么,污染水平是由哪些因素决定的?政府又可以实施哪些政策手段来实现减排目标?既有的经济学文献分析环境污染水平的决定因素主要可以归结为两个大类。一类因素是经济发展,与“环境 Kuznets 曲线”相关的大量研究构成了这一支文献的主要内容。Grossman 与 Krueger(1991)基于北美数据的经验研究提出“环境 Kuznets 曲线”的假说,认为环境污染物质排放量与经济发展水平之间可能存在着“倒 U 型”的相关关系,即在经济发展初期环境污染随经济增长而上升,当经济发展水平达到某一拐

① 根据《中国统计年鉴》的指标解释:化学需氧量(COD)是指用化学氧化剂氧化水中有机污染物时所需的氧量,COD 值越高,表示水中有机污染物污染越重。

② 《中国统计年鉴 2010》,中国统计出版社。

点之后,环境污染又会随着经济增长而下降。除了以人均 GDP 度量的经济发展水平之外,产业结构、贸易、政治自由度、腐败等因素也先后被引入环境-经济关系的经验研究中。产业结构反映了生产活动的污染密集性,直接影响工业污染强度。当产业结构由农业向工业转变时,污染水平逐渐上升,而当经济进入“后工业化”时期,由能源密集型工业向知识密集型工业和服务业转型时,污染水平下降(Vukina 等, 1999; Dinda, 2004)。贸易、政治自由和腐败等因素则是影响环境标准与环境政策制定的社会经济因素。自由贸易可能在促进经济活动规模扩张的过程中增加污染排放总量,也可能由于贸易所带来的偏向“清洁”生产的技术进步和结构变化而有利于污染减排,以上三种效应被 Grossman 和 Krueger(1991)分别称为贸易对环境的“规模效应”(scale effect)、“技术效应”(technology effect)和“构成效应”(composition effect)。由自由贸易所导致的国际间污染产业转移有利于移出国的环境,不利于接受国的环境(Stern 等, 1996; Janicke 等, 1997)。政治自由有利于降低污染水平(Torras 和 Boyce, 1998),腐败则导致污染水平升高(Cole, 2007),这可能是因为上述制度因素直接影响了政府的环保努力程度。^① 由于此类经验研究的样本一般是跨国数据,国与国之间的制度异质性是一个非常难处理的问题,通常难以避免遗漏变量所造成的估计偏误。Dasgupta 等(2002)、Dinda(2004)和 Stern(2004)批判性地综述了“环境 Kuznets 曲线”研究,认为现有的经验证据是不稳健的,并不能很好地支持这一假说。

更为重要的是,即使观察到了环境质量与经济发展水平的“倒 U 型”关系,也不能得出环境质量将随着经济发展而自动改善的政策含义。在经济发展水平提高的过程中,需要注意环境规制政策的演变,若遗漏了规制强度这一控制变量,将造成对环境-经济关系的估计偏误。现实中政府以减排作为目标的时候,自然就会动用行政手段,而不同的行政手段之间,可能恰恰是矛盾的,不利于实现污染减排。^② 环境污染水平的另一类决定因素是政策,在文献中分析较多的是规制强度。如果环境标准是确定的,那么超标污染物的排污费征收率可以反映一个地区现实中的环保努力程度,直接影响环境污染水平。提高排污费征收率能够通过增加企业的排污成本起到降低工业污染排放强度的作用(Wang 和 Wheeler, 1996、2005; 曾文慧, 2008)。但是,从经济理论方面来看,排污费征收率的提高也会因为引起生产成本上升导致企业产量下降,对

① 关于政治自由、腐败与环境之间的相关关系,文献仅提供了一些机制上的解释,并未直接给出相应机制的经验证据。

② 例如,当政府制定了在全部地区都相同的环境规制标准时,为了减少高污染地区的排放量,污染企业不得不向低污染地区分散。在下文中我们将会看到,当排污或治污具有规模经济性质时,这样做的结果是整个行政区域内的总污染水平上升。

社会福利造成损害,^①因此在促进减排时需要考虑更多的影响因素和政策手段。

与既有文献相比,在研究中被严重忽视的是经济集聚与工业污染(或减排)之间的关系。事实上,经济集聚度本身就是随经济发展水平提高而不断变化的,遗漏集聚度这一变量也会造成经济发展与环境污染之间关系的估计偏误。Krugman(1991a,b)在Dixit和Stiglitz(1977)有关规模收益递增的研究基础上建立了解释空间集聚现象的“中心-外围”(core-periphery)模型,成为分析经济活动空间分布的基准理论(Fujita等,2001;Fujita和Thisse,2002;Combes等,2008;Redding,2009)。在“中心-外围”理论模型中,城市体系的形成与发展是“向心力”(集聚力量)与“离心力”(离散力量)共同作用的结果(Fujita和Krugman,1995;Fujita和Mori,1997;Tabuchi,1998;Redding,2009)。其中,消费者对多样性的偏好、规模收益递增所带来的集聚效应以及交通成本的存在被认为是导致人口与经济活动向城市集聚的重要原因,^②而土地供给、非流动要素、拥挤效应、生活成本等是起到分散化作用的经济力量。由于环境污染是工业生产与城市建设所造成的负面产物,一般认为环境污染是阻碍经济活动进一步空间集聚的离散力量(van Marrewijk,2005;Lange和Quaas,2007)。但是,如果考虑到污染物质的排放与治理可能具有规模经济的性质,那么污染并不一定与经济规模正相关,空间集聚可能是控制污染物质排放总量或排放强度的重要机制,治理污染、减低排放的动因也可能成为空间集聚的“向心力”。

这里需要进一步区分特定的污染减排政策与减排目标本身:如果减排政策只是简单动用行政手段规制所有地区的污染水平,那么为了减少高污染地区的排放量,污染企业将不得不向低污染地区分散,这类减排政策确实是空间分布的分散力量(Henderson,1996;Greenstone,2002;Elbers和Withagen,2004)。其实,污染减排目标本身有可能通过集聚来实现。假设政府对污染的规制强度(环境标准与排污费征收率等)已经确定,工业污染排放量主要取决于生产技术(每单位产出所产生的污染物质)、治理污染的努力程度(净化处理与循环利用)以及公众和政府的监督成本。这三个机制都有可能具有规模经济的性质。首先,如果将污染物质视为一种特殊的生产成本,那么人口与生产活动的集聚首先将减少因重复建设所引起的固定污染成本,比如新建工

① Wang和Wheeler(1996)的理论模型中排污费征收率是由企业最小化排污成本和居民(政府)最小化污染总损失函数所决定的均衡污染价格,表明排污费并非越高越好。

② 规模收益递增与交通成本的共同作用导致“本地市场效应”(home market effect),企业更愿意在集聚程度较高的地区选址;消费者对多样性的偏好与交通成本的共同作用导致“价格指数效应”(price index effect),企业在规模较大的市场选址成本更低。详细讨论参见Redding(2009)的综述。

业区和道路交通基础设施可能破坏农村自然环境,厂房建设造成建筑垃圾污染等等,而且污染物质可能具有边际排放量随工业规模增加而递减的规模经济性质,Andreoni 和 Levinson(2001)的理论模型考虑了这种可能性;其次,治理污染需要设备、厂房等固定资产投资,治理集中的污染源所需要的单位成本可能更低,治理污染的技术也可能具有规模收益递增的性质,Dasgupta 等(1996)发现,随着工业规模增加,用污水处理设备的安装、运行和维护费用度量的工业污染的边际减排成本递减,Wang 和 Wheeler(1996)的均衡污染模型在此基础上考虑了治理污染的规模经济性质;再次,公众和政府监督集中的污染源需要花费的单位成本更少(交通更便捷、监控设备建设和监控手段实施更容易)。因此,人口和生产活动向大城市集聚,很可能对于总体上单位 GDP 的工业污染减排具有积极的作用。因此,集聚与减排之间的关系本身就是从经济活动的分布角度研究污染形成机制的重要课题。

与本文关系最为紧密的是 Wang 和 Wheeler(1996)的研究,他们在对中国省级环境数据的研究中发现大企业拥有削减污染的规模经济,这为空间集聚可能有利于工业减排提供了一些间接证据。但他们使用的核心变量是大企业产值在全部产值中所占的比重,严格说来,这并不是一个度量经济活动的空间分布指标。而现有研究空间集聚与污染关系的文献主要关注的是城市内部的居民居住集中程度对生活排污的影响。例如,Erling 和 Ingrid(2005)的研究认为紧凑型的城市空间结构有利于减少居民交通需求,从而减少城市交通碳排放;Brownstone 和 Golob(2009)的研究发现居住密度对家庭汽车出行距离和燃油消耗的影响显著为负;Glaeser 和 Kahn(2010)通过对美国 66 个大都市区的研究发现,郊区居民比市中心居民更多选择私家车出行,增加了耗油量和碳排放;Zheng 等(2010)则在对中国 74 个城市居民交通出行碳排放所做的分析中发现城市人口密度与出租车碳排放、公共汽车碳排放都呈现显著的负相关关系,平均每平方千米增加 1000 人每年会减少家庭出租车碳排放 0.424 吨,减少公共汽车碳排放 0.837 吨。但是,据我们所知,还没有文献在更大尺度上关注城市之间的经济活动空间分布与工业污染排放之间的关系。

20 世纪 80 年代以来,中国的城市化、环境状况与环境政策为分析环境质量和空间集聚的关系提供了很好的研究机会。第一,中国各地区自然条件差异较大却具有相同的社会制度,从而能够避免跨国数据中因遗漏制度变量所导致的估计偏误。第二,中国的经济增长非常迅速,在近 30 年时间内从低收入国家发展为中等收入国家,这一过程伴随着城市化的快速推进,居住在城镇的人口比重从 1978 年的 17.92% 上升到

2010 年的 49.68%。^① 人口 200 万以上的大城市数量从 1990 年的 9 座增加到 2009 年的 22 座(陆铭,2013)。而且,近年中国的城市规模演变因为受到大量政策限制(户籍制度、耕地保护指标、西部大开发、新农村建设等等)而具有一定的外生性,不同于自发的“城市蔓延”(urban sprawl)现象,因此我们能够通过考察中国各省级行政区的城市规模差距对工业污染排放的影响来为空间集聚与环境污染的关系提供经验证据。第三,中国的经济发展伴随着非常严重的环境污染问题(World Bank, 2007),污染程度在地区间存在差异(Almond 等, 2009),而且各地方政府执行了不同的环境规制强度(Dasgupta 等, 1996),这为研究单位 GDP 排污强度的影响因素提供了可能性。Wang 和 Wheeler(2005)的研究表明中国的排污费是针对劣于国家标准的工业废水进行征收的,各省级行政区单位超标废水的排污费征收标准并不相同,且随时间发生变化,这使得我们有可能通过计算超标废水排污费的征收率来构造捕捉环境规制强度差异的有效指标。据此,本文选择了“水污染有效征收率”(Effective Levy Rate, EL)作为各省级行政区环保努力程度的度量,从而较好地控制了 Dasgupta 等(2002)、Dinda(2004)和 Stern(2004)等所强调的环境规制强度差异对污染排放的影响。

三 影响中国经济活动空间分布的历史和政策背景

经济活动的空间分布是在集聚和扩散两种力量的均衡作用下决定的,而政府的政策也是其中一个重要的影响因素。在中国,改革开放之前,政府政策对于经济活动的空间分布主要是起离散作用;改革开放之后,市场力量开始促进经济集聚,但从户籍、土地、财政转移等方面来说,政府政策又对经济活动起离散化的作用。

在 1978 年以前的计划经济时代,中国政府的政策导向是促使区域经济分散发展。一方面,在重工业优先发展的“赶超战略”下,为了维持工业部门原材料的低成本和城市居民低生活成本,从而扩大工业部门的利润和资本积累速度,压低农产品价格,形成了工农产品的价格剪刀差,以及城乡居民之间福利的差别。这需要通过严格的户籍制度阻止农业劳动力向城市转移,人为地制造了城乡分割,导致城市人口增长缓慢。另一方面,中苏关系交恶以后,以战备为中心的“三线”建设将大量工业企业由沿海大城市疏散到中西部内地,经济活动的空间分布越来越趋向分散化。改革开放之前,中国基本上是个封闭经济,农业的比重还非常高,因此,经济集聚的重要性也没有那么重

^① 《2010 年第六次全国人口普查主要数据公报(第 1 号)》,中华人民共和国国家统计局,2011 年 4 月 28 日;http://www.stats.gov.cn/tjfx/jdfx/t20110428_402722253.htm。

要。

改革开放以后,发展战略和国际形势的变化并没有改变区域经济分散发展的政策导向。首先,自上世纪 80 年代以来,政府一直主张发展小城镇。1998 年 10 月党的十五届三中全会通过了《中共中央关于农业和农村工作若干重大问题的决定》,指出“发展小城镇,是带动农村经济和社会发展的一个大战略”。中共中央、国务院在此基础上于 2000 年 6 月提出了《关于促进小城镇健康发展的若干意见》,各地方政府通过“撤乡建镇”、“县改市”、“地改市”等政策手段不断推进小城镇建设。其次,财政分权体制下的地方政府一直存在分割市场、阻碍要素流动的政策倾向。沿海大城市出于保护本地居民利益的考虑严格限制外来人口流入,内地欠发达地区的城市化则在地方政府间为经济增长而竞争的过程中被加速,特别是在建设用地指标分配的过程中,内地城市获得了远远超过其经济发展所需的用地指标,城市建成区面积扩张速度远远超过非农业人口的增长速度(陆铭,2011)。分权体制下的要素市场分割形成了使城市规模差距趋向于均等化的离散力量。再次,自 2000 年以来,中央政府提出了一系列平衡区域经济发展的政策。2000 年 10 月,中国共产党十五届五中全会通过的《中共中央关于制定国民经济和社会发展第十个五年计划的建议》把实施西部大开发、促进地区协调发展作为一项战略任务。平衡区域经济发展的战略以财政向欠发达地区倾斜、产业向中西部地区转移作为政策导向,也构成了使经济活动在区域间离散化的力量。

政府促进经济活动空间分布离散化主要通过以下政策手段实现。第一类政策是户籍制度。虽然改革开放以来中国经历了农村向城市的大规模劳动力流动,户籍制度在表面上对于居住和工作的限制已经基本消除,但是东部沿海地区的城市政府为了保护本地居民获取公共品和就业岗位的机会,仍然通过各种手段阻止不具有本地户口的外来移民在劳动权益、社会保障、子女教育等方面享有与本地居民相同的权利。受制于教育、医疗等公共服务和户籍挂钩的制度,流动人口不能在工作地点长期稳定地居住。第二类政策是土地制度。1986 年《土地管理法》制定以来,各级行政区的城市建设用地指标由上一级政府批准的土地利用规划所决定。1999 年 4 月国务院批准的《1997~2010 年全国土地利用总体规划纲要》基于保护耕地的原则规定了 1997~2000 年和 2000~2010 年全国新增建设用地的上限,并要求明确统筹各区域用地,限制东部沿海经济发达地区的城市建设用地面积扩大。与此同时,跨省(区、市)的土地“占补平衡”一直是不被允许的,这就意味着即使在近年沿海经济较发达地区城市建设用地指标已经非常紧缺的情况下,全国范围内可以利用的建设用地指标(包括农村宅基地进行整理复耕后产生的建设用地指标)也不能在地区间进行再配置。东部沿海地区

大城市的进一步发展因此受限于城市建设用地指标的不足。第三类政策是财政转移支付。1994 年分税制改革以后,随着中央政府财政收入占总财政收入比重的提高,很多地方政府的财政支出依赖于中央政府的财政转移支付。2000 年以后的财政转移支付更倾向于欠发达地区,内地省份所获得的来自中央的转移支付占全部转移支付的比重从 1995 年的 54.81% 上升到 2002 年的 67.82%,之后又上升到 2010 年的 78.2% (陆铭,2013)。

在上述以区域经济分散发展为导向的政策下,中国城市体系的合理发展在很大程度上被扭曲了。中国的城市化进程大幅度落后于工业化,若将第三产业与第二产业一并计入“工业化”指标,在 2010 年,第二、三产业 GDP 占全部 GDP 的 89.82%,而同年开展的第六次人口普查却显示,即使将非城镇户籍的常住人口计入在内,城市化率也仅为 49.68%。^① 2000 年中国城市人口规模的基尼系数是 0.43,远低于世界上许多国家。^② 城市规模偏小的结果是经济活动无法充分享受到由集聚所带来的规模报酬。Au 和 Henderson(2006)的经验研究发现,中国大约有 51% ~ 62% 的城市都规模过小,在比较典型的中国城市里,因城市规模过小而造成的损失大约占职工平均产出的 17%,职工平均产出损失达 25% ~ 70% 的城市数量至少占到全部城市样本数量的 1/4。人口和经济活动空间集聚不足造成土地利用效率的严重低下,陆铭(2011)发现,在 1990 ~ 2006 年,到香港、上海、天津三大港口的距离对城市土地利用效率的负面作用越来越大,在 2006 年,距离大港口 500 千米左右的城市土地单位面积产出的 GDP 要比大港口附近地区低大约 50%。

在上面提到的三类政策中,土地政策是影响工业区域间布局的关键因素。本文将利用土地政策的外生性,以省内城市间建成区面积的规模差距作为城市非农业人口规模差距的工具变量,来识别城市规模差距对工业污染强度的影响。为此,我们需要简要介绍现行土地政策的制度背景。1986 年,全国人大通过了《中华人民共和国土地管理法》,并于次年 1 月开始实施,这是中国土地政策制度化的开始。《土地管理法》规定,“保护、开发土地资源,合理利用土地,切实保护耕地”是土地政策的基本原则,并要求“各级人民政府编制土地利用总体规划,地方人民政府的土地利用总体规划经上级人民政府批准执行”,确立了中央政府通过制定全国土地利用总体规划,并通过逐

① 数据来源:《中华人民共和国 2010 年国民经济和社会发展统计公报》、《2010 年第六次全国人口普查主要数据公报(第 1 号)》,中华人民共和国国家统计局。

② 其他国家的城市人口规模基尼系数为:巴西(0.65)、日本(0.65)、印度尼西亚(0.61)、英国(0.60)、墨西哥(0.60)、尼日利亚(0.60)、法国(0.59)、印度(0.58)、德国(0.56)、美国(0.54)和西班牙(0.52),只有前苏联的一些国家才有与中国较为接近的城市规模系数,如俄罗斯(0.45)和乌克兰(0.40)。Fujita 等, 2004)。

级审批地方政府土地利用规划来分配和调控城市建设用地指标的法律依据。城市建设用地指标分配的具体依据是建设部于1990年颁布的《城市用地分类与规划建设用地标准(GBJ137-90)》。该《标准》以户籍非农业人口为依据,规定现有城市只能以现状人均建设用地水平为依据,在《标准》允许的调整幅度内规划新增建设用地指标,现状人均用地水平偏高的城市要在现有水平上适当减少人均建设用地指标。《标准》还规定了居住、工业、道路广场和绿地四大类主要用地的规划人均单项用地指标,要求“大城市的规划人均工业用地宜采用下限;设有大中型工业项目的中小工矿城市,其人均规划工业用地指标可适当提高”。这一《标准》自1991年3月生效以来一直沿用至今。基于以上法规制定的《全国土地利用总体规划纲要(草案)》^①于1993年2月经国务院批准,成为中国第一轮土地利用总体规划。《规划纲要(草案)》对全国新增建设用地指标总量进行限制,在1985和1990年实际情况的基础上编制了2000年各省级行政区的土地利用平衡表,并要求各地方政府依照《土地管理法》通过制定本行政区的土地利用规划来分配建设用地指标,土地利用规划需经上级政府批准。值得注意的是,在这些土地法规中,并没有将环境污染,特别是工业污染排放作为建设用地指标分配所要直接考虑的影响因素。

1998年8月全国人大常委会对《土地管理法》进行了修订,规定土地利用总体规划按照下列原则编制:“(一)严格保护基本农田,控制非农业建设占用农用地;(二)提高土地利用率;(三)统筹安排各类、各区域用地;(四)保护和改善生态环境,保障土地的可持续利用;(五)占用耕地与开发复垦耕地相平衡。”在此基础上,1999年4月国务院批准了《1997~2010年全国土地利用总体规划纲要》。第二轮土地《规划纲要》在明确1997~2000年和2000~2010年全国新增建设用地上限的同时,进一步强调了统筹平衡各区域用地,对沿海经济发达地区新增建设用地的限制也更加严格。第二轮土地《规划纲要》规定东南沿海地区^②要“严格控制各类建设用地特别是城镇和开发区建设用地规模的扩大”,环渤海地区^③要“严格控制大城市建设用地规模的扩大,同时保障国家重点建设必要的用地”,东北区^④要“统筹安排各业用地,严格控制城乡居民点用地外延扩大,加快工矿废弃地复垦”。与此相对的是,对于中西部内陆区域则并没有限制城镇建设用地面积扩大的具体要求,仅强调要保护耕地和提高土地利用效率。第二

① 在《1997~2010年全国土地利用总体规划纲要》中,这个文件被称为《1986~2000年全国土地利用总体规划纲要》。

② 包括上海、江苏、浙江、福建、广东、海南。

③ 包括北京、天津、山东、河北、辽宁。

④ 包括黑龙江、吉林两省以及内蒙古自治区东部的呼伦贝尔盟、兴安盟、哲里木盟和赤峰市。

轮土地《规划纲要》还要求“强化土地利用的计划指标控制”,分配建设用地指标的“下级土地利用总体规划应当依据上一级土地利用总体规划编制”,“地方各级人民政府编制的土地利用总体规划中的建设用地总量不得超过上一级土地利用总体规划确定的控制指标”,“县级和乡级土地利用总体规划的土地用途分区必须落实到地块”,“土地利用总体规划确定的主要控制指标通过中期和年度土地利用计划实施”。因此,统筹平衡区域间建设用地指标的土地政策通过影响城市建成区面积限制了城市的经济增长空间和所能容纳的人口数量,从而影响了人口与经济活动的空间集聚程度。与此同时,虽然1998年修订的《土地管理法》将“保护和改善生态环境”纳入了土地规划的编制原则,但根据第二轮土地《规划纲要》,这里所涉及的环保目标主要是指“加强农田生态环境保护、加快林业生态体系工程建设、积极开展土地退化的防治、加强自然保护区和湿地的保护”。城市工业污染,特别是水质与空气主要污染物的减排仍然不在土地规划所考虑的直接目标范围内。因此,本文将反映土地政策的建成区面积规模差距作为城市非农业人口规模差距的工具变量,来识别其对工业污染强度影响。

地方政府所得到的城市建设用地指标,往往被作为招商引资的有效工具。即使是在经济发展条件不佳的欠发达地区,也总能通过以下手段来用完其所得到的建设用地指标,实现通过招商引资促进经济增长的目标。其中一种手段是压低工业用地价格,在2003年前后的工业开发区建设浪潮中,“各地制定的招商引资政策中几乎毫无例外地设置了用地优惠政策,包括以低价协议出让工业用地,按投资额度返还部分出让金等”,以珠江三角洲为例,“很多市、县、镇级地方政府提出‘零地价’来争取工业发展”,长江三角洲的情况也不例外,“即使在土地资源最为紧缺的浙江省,征地和基础设施配套成本高达10万元/亩的工业用地,平均出让价格只有8.6万元/亩,大约有1/4的开发区出让价不到成本价的一半”(陶然等,2009)。由此导致的结果是,“根据国土资源部对2004年以来的工业用地总量分析,工矿用地在整个建设用地供应总量中所占的比例长期持续稳定在43%,高于房地产开发用地及其他各种类型用地,在一些地区达到了50%甚至更高。”^①郑思齐和师展(2011)发现地方政府低价出让工业用地的倾向^②越严重,居住用地价格^③就越高,表明许多地方政府在压低工业用地价格的同时抬高居住用地价格以弥补机会成本。另一种手段就是放松工业企业的准入,特别是放松

① 《低成本过度扩张:我国工业用地价格已严重扭曲》,《京华时报》,2007年2月2日。转引自新华网:http://news.xinhuanet.com/house/2007-02/02/content_5686589.htm。

② 用“协议出让量在土地出让总量中所占比重”来度量。

③ 由于居住用地价格数据无法得到,用“各城市招拍挂出让地块的平均价格”来度量。

生态环境方面的限制标准。如果环境污染具有越境外部性,那么为经济增长而竞争的地方政府就可能有在制定环境标准时“搭便车”的激励,换句话说,如果治理污染的好处被别的地区分享了,那么,地方政府治理污染的积极性就下降了(Oates,2002)。曾文慧(2008)与荣健欣(2009)通过对中国省级面板数据的经验研究发现了地方政府环境规制强度存在策略性互动。中国污染程度的空间分布表明,经济发展条件较差的地区更有可能在招商引资的过程中牺牲自然环境。特别是在近年来,东部较发达地区对于污染行业的企业已经实现了较严格的管制,污染企业往往会向较低收入地区转移。Dean 等(2009)发现高污染产业中来自港澳台地区的投资更多地被吸引到中国内地一些环境标准更低的省份。因此,向内陆欠发达地区倾斜的建设用地指标分配所导致的区域经济分散发展,也会导致欠发达地区在压低地价招商引资的过程中吸引污染企业,不利于环境保护。

四 数据和计量模型设定

本文的研究主要回答了以下问题:省内城市规模差距所反映的集聚程度如何影响了水质与空气主要污染物质的工业排放强度?

本文的数据来源是历年《中国统计年鉴》、《中国环境年鉴》、《中国环境统计年鉴》、《中国城市统计年鉴》以及《新中国 60 年统计资料汇编》。本文的基本计量经济学模型包括空间集聚、城市化、环保努力程度、经济发展水平与产业结构等方面的解释变量。式(1)中,下标 i 表示省级行政区域, t 表示年份。

$$\ln Pollution_{it} = \beta_0 + \beta_1 \cdot GiniScale_{it} + \beta_2 \cdot NonAgricultural_{it} + \beta_3 \cdot PollutionLevy_{it} + \beta_4 \cdot PerGDP_{it} + \beta_5 \cdot PerGDP_{it}^2 + \beta_6 \cdot PerGDP_{it}^3 + \beta_7 \cdot Industry_{it} + \beta_8 \cdot Tertiary_{it} + \sum \gamma_t \cdot D_t + \alpha_i + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

$Pollution_{it}$ 表示环境污染排放强度,在模型中取自然对数以后作为被解释变量。实际估计的模型中水污染物排放用以下指标度量:工业化学需氧量(COD)排放强度(吨/千万元)、工业废水排放达标率(未取对数),时间跨度均为 1993~2006 年;空气污染排放用以下指标度量:工业烟尘排放强度(吨/亿元)、工业粉尘排放强度(吨/亿元)、工业二氧化硫(SO₂)排放强度(吨/亿元),时间跨度均为 1996~2006 年。其中,工业污染物质的“排放强度”是指每单位工业增加值的污染物质排放量。1993~1994 年以及 1996~2002 年的工业 COD 排放强度数据取自曾文慧(2008)的附录,由原作者依据历年《中国环境年鉴》中的各地区工业 COD 排放数据和历年《中国统计年鉴》的工业增加值数据计算得到。1995 年的工业 COD 排放强度由《中国环境年鉴 1996》中

的各地区工业 COD 排放数据和《新中国 60 年统计资料汇编》中的各地区工业增加值数据计算得到。2003 ~ 2006 年的工业 COD 排放强度由历年《中国统计年鉴》中的各地区工业 COD 排放数据和《新中国 60 年统计资料汇编》中的各地区工业增加值数据计算得到。1993 ~ 2006 年的工业废水排放达标率根据历年《中国统计年鉴》中的工业废水排放总量和达标量^①计算得到。1996 ~ 2006 年的工业烟尘排放强度、工业粉尘排放强度和工业 SO₂ 排放强度均为根据历年《中国统计年鉴》中的各地区相应工业污染物质排放量^②和《新中国 60 年统计资料汇编》中的相应年份各地区工业增加值数据计算得到。工业增加值的单位均换算为 1990 年不变价格。由于 COD 是环境文献中最为重要的水污染指标,且在这里 COD 数据的样本时间跨度最长,本文以工业 COD 排放强度的估计方程作为分析的基准。

$GiniScale_u$ 表示的是城市规模差距,在实际估计的模型中是该省地级市市辖区非农业人口规模的基尼系数($GiniNAPop$),或该省地级市市辖区第二产业从业人员规模的基尼系数($GiniEmploySec$),分别反映人口意义上和生产活动意义上的城市规模差距。基尼系数是区域经济学研究中度量空间集中度的常用指标,本文基于 Combes 等(2008)的定义计算了度量城市规模差距的空间基尼系数。

城市规模差距是反映空间集聚程度的核心解释变量,由于中国地级市的行政区域内下辖许多属于农村地区的县,地级市的市辖区更能反映经济意义上的城市范围,因此本文以地级市市辖区作为计算城市规模差距的依据,其数据来源于历年《中国城市统计年鉴》。如果环境污染的排放与治理确实具有规模经济性质,人口与经济活动向大城市集聚有利于降低工业污染排放强度,则 $GiniScale_u$ 的系数估计值将是负的。非农业人口规模通过计算基尼系数而匹配到省级层面的样本是 21 个省级行政区,不包括直辖市、仅有 1 个地级市的青海省和西藏自治区以及由于部分年份有多个地级市数据缺失的福建、湖北、宁夏、四川 4 个省区,时间跨度为 1993 ~ 2006 年。第二产业从业

① 根据《中国统计年鉴》的指标解释:工业废水排放量是指经过企业厂区所有排放口排到企业外部的工业废水量。包括生产废水、外排的直接冷却水、超标排放的矿井地下水以及与工业废水混排的厂区生活污水,不包括外排的间接冷却水(清污不分流的间接冷却水应计算在内)。工业废水排放达标量是指报告期内废水中各项污染物指标都达到国家或地方排放标准的外排工业废水量,包括未经处理外排达标的,经废水处理设施处理后达标排放的以及经污水处理厂处理后达标排放的。

② 根据《中国统计年鉴》的指标解释:工业烟尘排放量是指企业厂区内燃料燃烧过程中产生的烟气中夹带的颗粒物排放量。工业粉尘排放量是指企业在生产工艺过程中排放的能在空气中悬浮一定时间的固体颗粒物排放量。如钢铁企业的耐火材料粉尘、焦化企业的筛焦系统粉尘、烧结机的粉尘、石灰窑的粉尘、建材企业的水泥粉尘等。不包括电厂排入大气的烟尘。工业 SO₂ 排放量是指报告期内企业在燃料燃烧和生产工艺过程中排入大气的 SO₂ 总量。

人员规模通过计算基尼系数匹配到省级层面的样本是 20 个省级行政区,不包括直辖市、仅有 1 个地级市的青海省和西藏自治区以及由于部分年份有多个地级市数据缺失的甘肃、宁夏、山西、四川、云南 5 个省区,时间跨度为 1994 ~ 2006 年。图 1 和图 2 分别是 $\ln\text{COD}$ 与 GiniNAPop 、 GiniEmploySec 二维散点图,能够观察到拟合线的斜率均为负,表明人口与经济活动的空间集聚可能有利于降低工业污染排放强度。

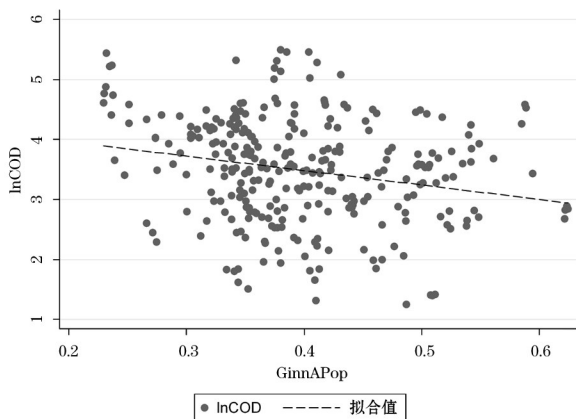


图 1 工业 COD 排放强度与城市间非农业人口规模差距的关系

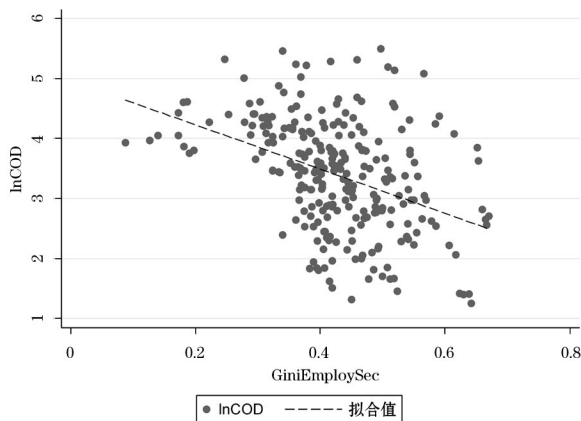


图 2 工业 COD 排放强度与城市间第二产业从业人员规模差距的关系

NonAgricultural_i 表示的是全省非农业人口比例,反映人口意义上的城市化水平。各省区非农业人口的数据来源于历年《中国城市统计年鉴》,总人口的数据来源于《新中国 60 年统计资料汇编》。

PollutionLevy_i 表示的是省级地方政府的环保努力程度。本文用水污染有效征收率(EL)度量省级行政区的环保努力程度,其定义是:超标废水排污费收入总额除以未达标工业废水排放量(元/吨)。根据 Wang 和 Wheeler (2005) 的研究,中国的排污费是针对水质劣于国家标准的工业废水排放进行征收的,各省制定的单位超标废水排污费征收标准并不一致,且随时间发生变化,因此 EL 是度量中国省级地方政府环

保规制强度的有效指标。1993 ~ 1994 年及 1996 ~ 2002 年 EL 的数据取自曾文慧 (2008) 的附录,由原作者依据历年《中国环境年鉴》中的超标废水排放量和超标废水

排污费计算。1995 年 EL 的数据由本文作者根据《中国环境年鉴 1996》中的相应数据计算得到。由于 2003 年以后超标废水排污费收入总额的数据目前无法获得,仅能通过历年《中国环境统计年鉴》得到各地区总排污费征收额数据,因此本文 2003 ~ 2006 年的省级行政区环保努力程度用“总排污费除以未达标工业废水排放量”来度量。这个替代用的污染规制强度指标虽然自身没有明确的含义,与 2003 年之前的 EL 亦不可比,但仍不失为一个能够捕捉 2003 年以后各地区环保努力程度差异的控制变量。所有排污费征收额数据均换算为 1990 年不变价格。在实际估计的模型中 $PollutionLevy_{it}$ 分为以下两个变量:

$$PollutionLevy1_{it} = (1 - D2003) \times EL_{it} \tag{2}$$

$$PollutionLevy2_{it} = D2003 \times TL_{it} \tag{3}$$

其中, $D2003$ 是一个虚拟变量,2003 年及以后年份均记为 1,其他年份均记为 0。 EL_{it} 是 1993 ~ 2002 年的水污染有效征收率, TL_{it} 是 2003 年以后的“总排污费除以未达标工业废水排放量”。

表 1 各变量的描述性统计

变量	观察值	均值	标准差	最小值	最大值
被解释变量					
工业 COD 排放强度(吨/千万元): COD	405	46.251	48.762	0.814	306.360
工业废水排放达标率: $Discharge$	405	0.694	0.194	0.292	0.998
工业烟尘排放强度(吨/亿元): $Soot$	319	510.435	486.373	13.192	3085.936
工业粉尘排放强度(吨/亿元): $Dust$	319	477.310	423.981	3.172	2443.750
工业 SO_2 排放强度(吨/亿元): SO_2	319	864.383	809.486	82.671	4601.682
解释变量					
非农业人口基尼系数: $GiniNAPop$	293	0.396	0.081	0.230	0.624
二产从业人员基尼系数: $GiniEmploySec$	259	0.427	0.101	0.088	0.670
非农业人口占总人口比重: $NonAgricultural$	406	0.260	0.149	0.057	0.671
水污染有效征收率(元/吨): EL	290	0.356	1.952	0.010	30.860
总排污费/超标废水排放量(元/吨): TL	116	12.521	39.999	0.149	270.219
人均 GDP: $PerGDP$ (万元/人)	406	0.516	0.391	0.093	2.731
工业 GDP 占比: $Industry$	406	0.372	0.081	0.121	0.557
第三产业 GDP 占比: $Tertiary$	406	0.384	0.066	0.276	0.710
工具变量					
建成区面积基尼系数: $GiniUrbanArea$	293	0.340	0.101	0.031	0.618

$PerGDP_{it}$ 表示的是该省的人均 GDP(万元/人),反映经济发展水平。各地区人均 GDP 的数据来源于《新中国 60 年统计资料汇编》,均换算为 1990 年不变价格。为了捕捉可能存在的类似“环境 Kuznets 曲线”效应,在模型中还控制了人均 GDP 的二次项和三次项。 $Industry_{it}$ 和 $Tertiary_{it}$ 分别表示的是该省的工业 GDP 占比和第三产业 GDP 占比,是反映产业结构的控制变量,数据来源于《新中国 60 年统计资料汇编》。 D_t 是 t 年份的虚拟变量,在 t 年份记为 1,在其他年份均记为 0。 α_i 表示的是未观测到的区域固定效应,包括区位、地形地貌、水文气候等因素在内。 ε_{it} 表示的是随机误差项。表 1 报告了各变量的描述性统计。

五 经验研究的基本结果

为了控制未观测因素的影响,本文采用以下两种基于不同假设的方法对模型进行估计:第一种方法是固定效应(fixed effects,简称 FE)估计,即通过“组内变换”将数据变为“去组内均值(demean)数据”,消去个体效应 α_i ,再进行估计。第二种方法是随机效应(random effects,简称 RE)估计,即假设 α_i 不与解释变量相关,通过广义最小二乘法(generalized least squared,简称 GLS)进行估计。根据 Hausman 检验,可以判断由于遗漏了省级固定效应是否显著导致了估计偏误。

表 2 报告了以工业 COD 排放强度作为被解释变量,在式(1)基础上的估计结果。由于这组估计的样本时间跨度最长,因此作为分析的基准。首先报告以地级市市辖区非农业人口规模的基尼系数($GiniNAPop$)来度量城市规模差距的回归方程,方程(1)是 FE 估计的结果,方程(2)是 RE 估计的结果。根据 Hausman 检验,不能拒绝 FE 和 RE 的估计系数没有系统性差异的零假设,因此选择在一致的情形下效率比 FE 估计更高的 RE 估计作为最终结果。方程(2)的结果显示, $GiniNAPop$ 的系数显著为负,表明地级市非农业人口的规模差距对于工业 COD 排放具有显著为负的影响;地级市市辖区非农业人口规模的基尼系数增加 1 个标准差(0.0813),工业 COD 排放强度下降约 19.03%。其他解释变量中,人口意义上的城市化水平在控制其他因素后不显著;环保努力程度对工业 COD 排放强度的影响显著为负;人均 GDP 对工业 COD 的排放强度的影响是三次函数关系,根据系数的估计值计算得到影响由升转降的第 1 个转折点是人均 GDP 在 6676 元左右,^①由降转升的第 2 个转折点是人均 GDP 在 11 723 元左

① 人民币单位均为 1990 年不变价格。

右。*Industry* 的系数显著为负,工业占 GDP 的比重增加 1 个百分点,工业 COD 排放强度下降约 2.41%,对此,我们的解释是因为工业排放本身具有规模经济,随着工业规模的扩大,工业污染排放的增加量相对较小,于是,每单位工业 GDP 的污染排放下降。*Tertiary* 的系数也为负,但并不显著。年度虚拟变量的系数基本都为负,且在 2000 年以后变得更为显著,2003 年以后系数的绝对值显著增大,这可能是因为年度虚拟变量捕捉到了国家越来越重视节能减排的环境政策。^①

表 2 集聚对工业 COD 排放强度的影响

	(1)	(2)	(3)	(4)
被解释变量: lnCOD	FE	RE	FE	RE
<i>GiniNAPop</i>	-3.086 *** (0.942)	-2.341 *** (0.806)		
<i>GiniEmploySec</i>			-1.073 * (0.554)	-1.010 * (0.520)
<i>NonAgricultural</i>	0.422 (0.675)	0.300 (0.608)	1.087 (0.730)	1.138 * (0.660)
<i>PollutionLevy1</i>	-0.328 ** (0.151)	-0.335 ** (0.153)	-0.310 ** (0.148)	-0.316 ** (0.146)
<i>PollutionLevy2</i>	-0.046 *** (0.014)	-0.043 *** (0.014)	-0.051 *** (0.014)	-0.051 *** (0.014)
<i>PerGDP</i>	6.553 *** (1.826)	3.362 ** (1.489)	5.458 ** (2.213)	2.549 (1.685)
<i>PerGDP</i> ²	-6.688 *** (1.812)	-3.952 ** (1.580)	-5.517 *** (2.096)	-3.155 * (1.714)
<i>PerGDP</i> ³	2.308 *** (0.670)	1.432 ** (0.611)	1.926 ** (0.744)	1.193 * (0.638)
<i>Industry</i>	-1.424 (1.179)	-2.414 ** (1.030)	-3.072 ** (1.391)	-4.230 *** (1.139)
<i>Tertiary</i>	-0.544 (1.312)	-1.584 (1.292)	-1.685 (1.384)	-2.646 ** (1.302)
<i>D</i> ₁₉₉₄	-0.130 (0.0994)	-0.0816 (0.0991)		

① 2003 年,胡锦涛总书记在中共十六届三中全会上明确提出了“科学发展观”,并在“五个统筹”中要求“统筹人与自然和谐发展”。这意味着中央政府开始将环保目标放到了突出位置。

D_{1995}	-0.271 ** (0.109)	-0.182 * (0.106)	-0.178 * (0.095)	-0.145 (0.0923)
D_{1996}	-0.382 *** (0.124)	-0.242 ** (0.115)	-0.247 ** (0.109)	-0.164 (0.101)
D_{1997}	-0.620 *** (0.144)	-0.417 *** (0.128)	-0.458 *** (0.137)	-0.315 *** (0.117)
D_{1998}	-0.522 *** (0.162)	-0.264 * (0.140)	-0.352 ** (0.158)	-0.165 (0.130)
D_{1999}	-0.745 *** (0.182)	-0.434 *** (0.153)	-0.563 *** (0.183)	-0.324 ** (0.145)
D_{2000}	-0.956 *** (0.200)	-0.595 *** (0.165)	-0.756 *** (0.210)	-0.458 *** (0.162)
D_{2001}	-1.182 *** (0.223)	-0.774 *** (0.183)	-0.974 *** (0.240)	-0.628 *** (0.183)
D_{2002}	-1.396 *** (0.247)	-0.939 *** (0.201)	-1.193 *** (0.270)	-0.795 *** (0.205)
D_{2003}	-1.945 *** (0.266)	-1.443 *** (0.213)	-1.726 *** (0.294)	-1.271 *** (0.216)
D_{2004}	-2.137 *** (0.290)	-1.575 *** (0.229)	-1.909 *** (0.327)	-1.394 *** (0.236)
D_{2005}	-2.168 *** (0.317)	-1.541 *** (0.248)	-1.933 *** (0.364)	-1.346 *** (0.258)
D_{2006}	-2.453 *** (0.347)	-1.740 *** (0.267)	-2.170 *** (0.409)	-1.499 *** (0.285)
常数项	4.910 *** (0.812)	5.922 *** (0.662)	4.982 *** (0.914)	6.289 *** (0.712)
观察值数量	292	292	258	258
面板分组数	21	21	20	20
R^2	0.845	0.841	0.870	0.868
Hausman 检验		13.87		6.56
p 值		0.906		0.999

说明:括号中为标准误。***、**、* 分别表示在 1%、5% 及 10% 的显著性水平上显著,下表同。

其次是以地级市市辖区第二产业从业人员的基尼系数(*GiniEmploySec*)来度量城市规模差距的回归方程,方程(3)是 FE 估计的结果,方程(4)是 RE 估计的结果。根据 Hausman 检验,不能拒绝 FE 和 RE 的估计系数没有系统性差异的零假设,因此选择

RE 估计作为最终结果。方程(4)的结果显示,*GiniEmploySec* 的系数显著为负,表明地级市第二产业从业人员的规模差距对工业 COD 的影响显著为负;地级市市辖区第二产业从业人员规模的基尼系数增加 1 个标准差(0.101),工业 COD 排放强度下降约 10.20%。其他解释变量中,*NonAgricultural* 的系数显著为正,这可能是因为人口意义上的城市化水平通过很多中间机制影响工业污染强度,在已经控制了城市第二产业从业人员的规模差距、经济发展水平和工业化程度等可能作为中间机制的变量的情况下,非农业人口占比可能主要捕捉了人口城市化改变工业产业结构对环境污染排放的影响;由于随着非农业人口占比提高,劳动力成本越来越高,企业越来越倾向于资本密集型行业,从而对排放强度产生正影响。环保努力程度对工业 COD 排放强度的影响仍然显著为负;人均 GDP 的一次项系数为正但不显著,而它的二次项和三次项则是显著的,符号分别为负和为正;工业占 GDP 的比重和第三产业占 GDP 的比重对排放强度的影响都显著为负。

经济集聚有利于工业和服务业的发展,因此,可能预期的是,在表 2 中城市规模差距的系数是在控制了通过影响产业结构而影响污染排放强度的间接机制以后的结果。接下来,表 3 依次报告了通过先后去掉 *Industry* 和 *Tertiary* 以及同时去掉这两项后,工业和第三产业的规模经济在多大程度上影响了集聚与减排之间关系的估计结果。其中,方程(2)是表 2 中 *Industry* 和 *Tertiary* 两项均包括在内的基准回归结果。方程(5)是去掉 *Industry* 以后的回归结果,与方程(2)相比,*GiniNAPop* 的系数依旧显著,且绝对值更大,从 2.341 变为 2.869。由于在已经控制人均 GDP 的情况下,工业占 GDP 比重实际上度量了工业规模的大小,这个结果表明工业排放本身的规模经济确实是导致集聚有利于减排的重要机制。方程(6)则是去掉 *Tertiary* 以后的回归结果,与方程(2)相比,*GiniNAPop* 的系数同样显著,且绝对值更大,但变化幅度比方程(5)小一些,从 2.341 变为 2.731,说明第三产业随集聚程度提高而规模扩大,同样有利于实现工业 COD 减排。方程(7)是同时去掉 *Industry* 和 *Tertiary* 两项的结果,与方程(2)相比,*GiniNAPop* 的系数仍然显著,且绝对值更大,从 2.341 变为 2.795。这进一步表明工业和第三产业的规模经济加强了集聚与工业 COD 减排之间的关系。

表 3 产业结构对集聚与减排的影响

	(2)	(5)	(6)	(7)
被解释变量	RE	RE	RE	RE
lnCOD				
<i>GiniNAPop</i>	-2.341 ***	-2.869 ***	-2.731 ***	-2.795 ***

	(0.806)	(0.789)	(0.748)	(0.747)
<i>NonAgricultural</i>	0.300	0.136	0.228	0.118
	(0.608)	(0.611)	(0.607)	(0.606)
<i>PollutionLevy1</i>	-0.335 **	-0.335 **	-0.328 **	-0.338 **
	(0.153)	(0.154)	(0.153)	(0.154)
<i>PollutionLevy2</i>	-0.043 ***	-0.046 ***	-0.042 ***	-0.046 ***
	(0.0137)	(0.0137)	(0.0137)	(0.0137)
<i>PerGDP</i>	3.362 **	2.555 *	3.068 **	2.401 *
	(1.489)	(1.459)	(1.470)	(1.440)
<i>PerGDP</i> ²	-3.952 **	-3.292 **	-3.632 **	-3.179 **
	(1.580)	(1.565)	(1.557)	(1.549)
<i>PerGDP</i> ³	1.432 **	1.235 **	1.305 **	1.206 **
	(0.611)	(0.609)	(0.601)	(0.602)
<i>Industry</i>	-2.414 **		-1.651 **	
	(1.030)		(0.828)	
<i>Tertiary</i>	-1.584	0.227		
	(1.292)	(1.044)		
年份哑变量	已控制	已控制	已控制	已控制
常数项	5.922 ***	4.790 ***	5.324 ***	4.867 ***
	(0.662)	(0.468)	(0.456)	(0.390)
观察值数量	292	292	292	292
面板分组数	21	21	21	21
R ²	0.841	0.840	0.841	0.840

六 工具变量估计结果

理论上,我们并不能排除为了减少污染而导致工业离散发展的反向因果关系。换句话说,在简单动用行政手段规制所有地区污染水平的减排政策下,为了减少省内高污染地区的排放量,污染企业将向省内低污染地区分散。因此,本文进一步利用中国政府的土地政策不直接把环境保护作为目标的外生性,以地级市之间市辖区建成区面积的规模差距(*GiniUrbanArea*)作为该省地级市之间非农业人口规模差距的工具

表 4 工具变量回归结果(第一阶段)

	(8)	(9)
	FE	FE
被解释变量	<i>GiniNAPop</i>	<i>GiniNAPop</i>
工具变量		
<i>GiniUrbanArea</i>	0.202 *** (0.029)	
<i>GiniUrbanArea</i>		0.134 *** (0.030)
其他解释变量	略	略
观察值数量	292	271
面板分组数	21	21
R ²	0.529	0.511
弱工具变量 F 检验	48.12	19.66
p 值	0.000	0.000

变量,通过面板数据的工具变量回归来识别城市规模差距对工业污染强度的影响。根据 Hausman 检验,可以判断工具变量估计结果是否与不使用工具变量的估计结果存在显著差异,即理论上的内生性问题在实际上是否显著地导致了估计偏误。

表 4 和 5 报告了以地级市市辖区建成区面积的基尼系数 (*GiniUrbanArea*) 作为该省地级市市辖区非农业人口规模基尼系数 (*GiniNAPop*) 的工具变量回归结果。首先,我们在回归的第一阶段检验了工具变量的有效性。控制住其他解释变量不变,在考察工具变量对 *GiniNAPop* 的影响时,工具变量显著性 F 检验的值为 48.12,因此弱工具变量问题在这里并不严重。方程 (10) 是以 *GiniUrbanArea* 作为 *GiniNAPop* 的工具变量,对应于原先不使用工具变量的回归方程 (2) 的估计结果。由于原先不使用工具变量的回归方程为面板数据的随机效应模型,因此我们在这里采用工具变量随机效应 (IV random effects, 简称 IVRE) 模型进行估计。结果显示 *GiniNAPop* 对 *lnCOD* 的影响仍然显著为负。根据 Hausman 检验的结果,我们不能拒绝 IVRE 估计和 RE 估计的系数没有显著差异的零假设,因此理论上可能存在的内生性问题对于实际的估计结果并没有造成显著影响。在 RE

表 5 工具变量回归结果 (第二阶段)

	(10)	(11)
	IVRE	IVRE
被解释变量	<i>lnCOD</i>	<i>lnCOD</i>
IV	<i>GiniUrbanArea</i>	<i>GiniUrbanArea</i>
<i>GiniNAPop</i>	-2.994 * (1.733)	-4.418 * (2.405)
<i>NonAgricultural</i>	0.238 (0.608)	0.610 (0.641)
<i>PollutionLevy1</i>	-0.350 ** (0.152)	-0.320 ** (0.152)
<i>PollutionLevy2</i>	-0.0459 *** (0.0140)	-0.0469 *** (0.0146)
<i>PerGDP</i>	3.146 ** (1.500)	1.864 (1.823)
<i>PerGDP</i> ²	-3.733 ** (1.575)	-2.496 (1.835)
<i>PerGDP</i> ³	1.350 ** (0.607)	0.915 (0.684)
<i>Industry</i>	-2.336 ** (1.152)	-1.986 (1.379)
<i>Tertiary</i>	-1.508 (1.598)	-0.627 (2.092)
年份哑变量	已控制	已控制
常数项	6.168 *** (0.675)	6.420 *** (0.729)
观察值数量	291	270
面板分组数	21	21
R ²	0.843	0.845
Hausman 检验	10.56	10.75
(p 值)	0.980	0.968

估计和 IVRE 估计结果没有显著差异的情况下,我们仍然以估计效率更高的 RE 估计作为最终结果。

表 5 的方程 (11) 报告了以滞后一期 (上一年度) 的 *GiniUrbanArea* 作为 *GiniNAPop* 的工具变量,以 *lnCOD* 作为被解释变量的回归结果。对于我们所选取的 IV,一种担心是,有可能出于削减环境污染的考虑,促使政府用建设用地指标的规划方式来进行产

业的分散发展,以避免污染过于集中。通过对于建设用地指标分配机制的说明,我们发现,政府对建设用地指标的分配主要是以保护耕地、平衡区域经济发展,以及通过土地财政增加政府收入、促进招商引资等为目的,与环境无关。另外,为了在统计上避免建设用地的分配与环境污染之间的反向因果关系,我们将建设用地指标的基尼系数滞后了一期,第一阶段人口规模差距指标与土地规模差距之间的相关性有所下降,但滞后一期的土地规模差距作为工具变量的弱工具变量检验 F 值仍然有 19.66。结果显示 $GiniNAPop$ 对 $\ln COD$ 的影响仍然显著为负。

七 稳健性检验

为了检验空间集聚对水污染排放影响的稳健性,我们在表 6 中报告了将被解释变量替换为工业废水排放达标率($Discharge$)的估计结果。首先报告以地级市市辖区非农业人口的基尼系数($GiniNAPop$)来度量城市规模差距的回归方程,方程(12)是 FE 估计的结果,方程(13)是 RE 估计的结果。根据 Hausman 检验,不能拒绝 FE 和 RE 的估计系数没有系统性差异的零假设,因此选择 RE 估计作为最终结果。方程(13)的结果显示, $GiniNAPop$ 系数显著为正,表明地级市非农业人口的规模差距对于工业废水排放达标率有显著为正的影响;地级市市辖区非农业人口的基尼系数增加 1 个标准差(0.0813),工业废水排放达标率增加约 2.27 个百分点。因为这里将排放强度指标替换为了排放达标率,所以和方程(1)至(4)的结果是一致的。非农业人口占总人口比重的系数符号为正但是不显著。环保努力程度的系数显著为正,和方程(1)至(4)的结果一致。人均 GDP 对工业废水排放达标率的影响呈现三次函数关系:先上升、后下降、再上升,第一个转折点在地级市人均 GDP 约为 6844 元时,第二个转折点在地级市人均 GDP 约为 13 047 元时。由于已经将排放强度指标替换为排放达标率,这个关系正好和方程(2)的结果方向相反。其原因可能在于,工业废水排放达标率是根据多种污染物质的国家环境标准综合评价所得到的指标,从而与 COD 单一污染指标所得估计结果存在差异,这和文献中不同水污染物质与人均 GDP 之间关系不明确的结果并不矛盾。 $Industry$ 和 $Tertiary$ 的系数显著为负,与方程(1)至(4)的结果正好相反。这可能是由于不同水污染物质的差异所导致的。另一种可能的解释是,随着工业 GDP 增加,虽然未达标废水排放量增加得比达标量更快,但与此同时却变得不那么“脏”了,也就是说,未达标废水中的污染物强度下降了。由于达标率和排放强度数据计算方式的差别,得到不同结果不一定是矛盾的。

表 6 集聚对工业废水排放达标率的影响

	(12)	(13)	(14)	(15)
被解释变量	FE	RE	FE	RE
<i>Discharge</i>				
<i>GiniNAPop</i>	0.346 * (0.189)	0.279 * (0.154)		
<i>GiniEmploySec</i>			0.258 ** (0.111)	0.263 *** (0.0983)
<i>NonAgricultural</i>	0.110 (0.136)	0.152 (0.117)	0.0714 (0.146)	0.0415 (0.120)
<i>PollutionLevy1</i>	0.146 *** (0.0303)	0.151 *** (0.0307)	0.135 *** (0.0296)	0.143 *** (0.0295)
<i>PollutionLevy2</i>	0.0117 *** (0.00272)	0.0114 *** (0.00274)	0.0117 *** (0.00281)	0.0123 *** (0.00278)
<i>PerGDP</i>	0.173 (0.366)	0.817 *** (0.283)	-0.125 (0.440)	0.715 ** (0.285)
<i>PerGDP</i> ²	-0.332 (0.364)	-0.910 *** (0.306)	0.0301 (0.418)	-0.690 ** (0.309)
<i>PerGDP</i> ³	0.114 (0.135)	0.305 ** (0.120)	-0.0307 (0.149)	0.202 * (0.119)
<i>Industry</i>	-0.767 *** (0.235)	-0.431 ** (0.198)	-0.546 ** (0.277)	-0.186 (0.197)
<i>Tertiary</i>	-0.982 *** (0.263)	-0.766 *** (0.256)	-1.039 *** (0.277)	-0.840 *** (0.256)
年份哑变量	已控制	已控制	已控制	已控制
常数项	0.919 *** (0.162)	0.628 *** (0.125)	0.958 *** (0.180)	0.595 *** (0.122)
观察值数量	293	293	258	258
面板分组数	21	21	20	20
R ²	0.885	0.882	0.894	0.891
Hausman 检验		16.25		15.58
(p 值)		0.804		0.157

接下来方程(14)和(15)是以地级市市辖区第二产业从业人员的基尼系数(*GiniEmploySec*)来度量城市规模差距的回归方程,方程(14)是FE估计的结果,方程(15)是RE估计的结果。我们所关注的核心解释变量*GiniEmploySec*的系数在方程(14)和(15)中都是显著为正的,这表明地级市第二产业从业人员的规模差距对工业废水排放达标率有显著为正的影响。根据Hausman检验,不能拒绝FE和RE的估计系数没

有系统性差异的零假设,因此选择 RE 估计作为最终结果。方程(15)的结果显示,地级市市辖区第二产业从业人员的基尼系数增加 1 个标准差(0.101),工业废水排放达标率增加约 2.66 个百分点,和方程(13)的结果一致。主要控制变量的估计结果也与方程(13)一致:非农业人口占总人口比重的系数符号为正但是不显著;人均 GDP 对工业废水排放达标率的影响呈现三次函数关系:先上升、后下降、再上升;*Industry* 和 *Tertiary* 的系数都显著为负。各年度虚拟变量的基本特征同样与方程(13)一致。

表 7 集聚对工业空气污染物排放强度的影响

	(16)	(17)	(18)
	RE	FE	RE
被解释变量	lnSoot	lnDust	lnSO ₂
<i>GiniNAPop</i>	-1.788 ** (0.720)	-2.766 *** (0.929)	-0.375 (0.509)
<i>NonAgricultural</i>	1.464 *** (0.566)	1.789 ** (0.723)	0.413 (0.399)
<i>PollutionLevy1</i>	-0.143 (0.112)	-0.107 (0.131)	-0.0551 (0.0766)
<i>PollutionLevy2</i>	-0.0252 ** (0.0104)	-0.00846 (0.0121)	-0.0327 *** (0.00707)
<i>PerGDP</i>	-3.769 ** (1.609)	5.472 ** (2.540)	-3.069 ** (1.198)
<i>PerGDP</i> ²	2.540 (1.572)	-5.016 ** (2.300)	2.360 ** (1.141)
<i>PerGDP</i> ³	-0.739 (0.569)	1.376 * (0.789)	-0.736 * (0.406)
<i>Industry</i>	-0.225 (1.048)	-1.339 (1.387)	-0.401 (0.745)
<i>Tertiary</i>	0.706 (1.219)	2.708 * (1.486)	0.0978 (0.842)
年份哑变量	已控制	已控制	已控制
观察值数量	230	230	230
面板分组数	21	21	21
R ²	0.812	0.777	0.756
Hausman 检验	24.95	45.29	14.36
(p 值)	0.162	0.001	0.762

表 7 报告了我们将被解释变量替换为主要空气污染物排放强度的稳健性检验。方程(16)的被解释变量是工业烟尘排放强度,根据 Hausman 检验不能拒绝 FE 和 RE 的估计系数没有系统性差异的零假设,因此选择 RE 估计作为最终结果。我们发现地级市市辖区非农业人口规模的差距对工业烟尘排放强度的影响显著为负;*GiniNAPop* 增加 1 个标准差(0.0813),工业烟尘排放强度下降约 14.54%,这与方程(2)的结果非常相似。方程(17)的被解释变量是工业粉尘排放强度,根据 Hausman 检验拒绝了 FE 和 RE 的估计系数没有系统性差异的零假设,因此选择 FE 估计作为最终结果。我们发现地级市市辖区非农业人口规模的差距对工业粉尘排放强度的影响也显著为负;*GiniNAPop* 增加 1 个标准

差(0.0813),工业粉尘排放强度下降约 22.49%,这同样与方程(2)的结果非常相似。方程(18)的被解释变量是工业 SO₂排放强度。与方程(1)至(17)的结果不同,我们发现 *GiniNAPop* 对工业 SO₂排放强度的影响是不显著的。在其他解释变量中,人均 GDP 对排放强度的影响在方程(16)中是单调下降关系,在方程(17)和(18)中都是三次函数关系,但是方程(17)和(18)中人均 GDP 各项的符号相反。这与蔡昉等(2008)对中国环境 Kuznets 曲线研究中所发现的 SO₂与经济增长的“倒 U 型”关系有所区别,可能是因为我们的被解释变量是工业污染排放强度,而非以往研究中所主要分析的污染总量或人均污染排放。

表 8 报告了其他稳健性检验。由于担心省内城市间人口集聚会影响工业内部结构,而通常重工业的排污强度较高,因此,为了避免遗漏变量偏误,我们在方程(19)中进一步控制了重工业比重。本文基于中国规模以上工业企业数据库计算了每个省份的重工业就业人数占工业总就业人数的比例作为控制变量(*HeavyEmployment*),我们发现:在控制了重工业比重的回归结果中,城市非农业人口规模差距对工业 COD 排放强度的影响仍然显著为负,系数值(-2.246)与表 2 中的结果(-2.341)非常接近。因此,可以认为重工业比重并没有对城市非农业人口规模差距与工业 COD 排放强度之间的关系造成显著影响,表 2 的基本结果是稳健的。有趣的是,的确如前文所预期的那样,在控制了显著增加排污强度的重工业比重之后,非农业人口比重本身仍然是不显著的,因此,不能说城市化本身提高了排污强度。由于工业企业数据库缺乏更早期的样本,重工业比重的样本时长较短(1998~2006 年),本文将方程(19)作为稳健性检验,仍然将表 2 作为基本的回归结果。方程(19)中的结果,如果用工具变量进行两阶段回归,结果也不发生显著变化。

表 8	其他稳健性检验				
	(19)	(20)	(21)	(22)	(23)
	RE	RE	RE	RE	RE
被解释变量:	lnCOD	lnTCOD	lnTCOD	lnTCOD	lnPerCOD
<i>GiniNAPop</i>	-2.246 *** (0.865)	-2.072 ** (0.846)	-2.290 *** (0.877)	-2.524 *** (0.850)	-2.184 *** (0.808)
<i>HeavyEmployment</i>	1.408 ** (0.655)				
其他控制变量	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制
时间哑变量	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制

观察值数量	185	292	292	292	292
面板分组数	21	21	21	21	21
R ²	0.900	0.492	0.499	0.508	0.529
Hausman 检验	13.59	8.55	13.88	10.07	10.08
(p 值)	0.755	0.995	0.906	0.986	0.986

方程(20)至(22)报告了将被解释变量替换为工业 COD 排放总量 (*TCOD*, 万吨) 的稳健性检验。其中, 方程(20)控制了人口总量 (*Population*, 千万人), 方程(21)控制了 GDP 总量 (*GDP*, 千亿元), 方程(22)同时控制了 *Population* 和 *GDP*。我们发现, 城市非农业人口规模差距对工业 COD 排放总量的影响在以上三个方程的估计结果中都是显著为负的, 且系数大小十分接近。根据方程(22)的结果, *GiniNAPop* 增加 1 个标准差(0.0813), 工业 COD 排放总量下降约 20.52%。这表明人口和经济活动的集聚不仅有利于降低单位增加值的工业 COD 排放强度, 还有利于直接降低工业 COD 的排放总量。方程(23)是将被解释变量替换为工业 COD 人均排放量 (*PerCOD*, 吨/万人) 的稳健性检验, 我们发现城市非农业人口规模差距对工业 COD 人均排放量的影响也是显著为负的, *GiniNAPop* 增加 1 个标准差(0.0813), 工业 COD 人均排放量下降约 17.76%, 与表 2 中以单位增加值工业 COD 排放强度为被解释变量的结果一致。

八 结论

通过对中国省级面板数据的经验分析, 我们得到了一系列人口与经济活动的空间集聚有利于单位 GDP 工业减排的经验证据: 在保持其他条件不变的情况下, 地级市市辖区非农业人口规模的基尼系数增加 1 个标准差(0.0813), 会导致工业 COD 排放强度下降约 19.03%, 工业废水排放达标率增加约 2.27 个百分点, 工业烟尘排放强度下降约 14.54%, 工业粉尘排放强度下降约 22.49%。城市规模差距对工业污染排放强度的影响确实是显著为负的。

节能减排是应对全球环境问题的必然选择, 也是中国实现经济发展方式转变的重要方面。中国在现阶段选择了以减低单位 GDP 排放量为主的二氧化碳减排目标, 并且作为对国际社会的承诺, 同时也制定了水质与空气主要污染物排放总量减少的约束性目标。本文发现空间集聚有利于降低工业排放强度, 这意味着目前中国限制人口向大城市流动的户籍政策、更为倾向于内地和中小城镇的建设用地指标分配政策、阻碍城市建设用地指标跨地区再配置的土地政策以及用行政手段推动产业转移的政策既

扭曲了城市体系的合理发展,不利于单位 GDP 减排目标的实现。为了实现既定的减排目标,需要在城市化进程之中放松对于经济和人口集聚的政策阻碍,这与陆铭和陈钊(2009)提出的以土地和户籍制度联动改革为手段,促进生产要素(特别是人口和建设用地指标)跨地区再配置的政策主张是一致的。当然,由于本文的发现只是省级行政区内总排放强度与空间集聚之间的关系,还没有考虑到经济活动空间分布改变以后对污染排放空间分布的影响。在污染物质排放强度下降的情况下,仍然有可能因为污染物质在人口与经济集聚地区的集中排放而造成社会福利损失。这一方面还有待今后继续深入研究。

参考文献:

- 蔡昉、都阳、王美艳(2008):《经济发展方式转变与节能减排内在动力》,《经济研究》第6期。
- 陆铭(2011):《建设用地使用权跨区域再配置——中国经济增长的新动力》,《世界经济》第1期。
- 陆铭(2013):《空间的力量:地理、政治与城市发展》,格致出版社和上海人民出版社。
- 陆铭、陈钊(2009):《为什么土地和户籍制度需要联动改革——基于中国城市和区域发展的理论和实证研究》,《学术月刊》第9期。
- 荣健欣(2009):《流域水质污染与分权体制下的环境治理——基于中国省级数据的考察》,《经济学人》(复旦大学经济学系本科生学术论文集)第15期。
- 陶然、陆曦、苏福兵、汪晖(2009):《地区竞争格局演变下的中国转轨:财政激励和发展模式反思》,《经济研究》第7期。
- 曾文慧(2008):《流域越界污染规制:对中国跨省水污染的实证研究》,《经济学(季刊)》第7卷,第2期。
- 郑思齐、师展(2011):《“土地财政”下的土地和住宅市场对地方政府行为的分析》,《广东社会科学》第2期。
- Almond, D.; Chen, Y.; Greenstone, M. and Li, H. “Winter Heating or Clean Air? Unintended Impacts of China’s Huai River Policy.” *American Economic Review: Papers and Proceedings*, 2009, 99(2), pp.184–190.
- Andreoni, J. and Levinson, A. “The Simple Analytics of the Environmental Kuznets Curve.” *Journal of Public Economics*, 2001, 80(2), pp.269–286.
- Au, C. and Henderson, J. V. “Are Chinese Cities Too Small? ” *Review of Economic Studies*, 2006, 73(3), pp.549–576.
- Brownstone, D. and Golob, T. F. “The Impact of Residential Density on Vehicle Usage and Energy Consumption.” *Journal of Urban Economics*, 2009, 65(1), pp.91–98.
- Cole, M. A. “Corruption, Income and the Environment: An Empirical Analysis.” *Ecological Economics*, 2007, 62(3–4), pp.637–647.
- Combes, P.; Mayer, T. and Thisse, J. –F. *Economic Geography: The Integration of Regions and Nations*. NJ: Princeton University Press, 2008.
- Dasgupta, S.; Huq, M.; Wheeler, D. and Zhang, C. “Water Pollution Abatement by Chinese Industry Cost Estimates and Policy Implications.” *World Bank Policy Research Working Paper No. 1630*, 1996.

- Dasgupta, S.; Laplante, B.; Wang, H. and Wheeler, D. "Confronting the Environmental Kuznets Curve." *Journal of Economic Perspectives*, 2002, 16(1), pp.147-168.
- Dean, J. M.; Lovely, M. E. and Wang, H. "Are Foreign Investors Attracted to Weak Environmental Regulations? Evaluating the Evidence from China." *Journal of Development Economics*, 2009, 90(1), pp.1-13.
- Dinda, S. "Environmental Kuznets Curve Hypothesis: A Survey." *Ecological Economics*, 49(4), 2004, pp. 431-455.
- Dixit, A. and Stiglitz, J. "Monopolistic Competition and Optimum Product Diversity." *American Economic Review*, 1977, 67(3), pp.297-308.
- Elbers, C. and Withagen, C. "Environmental Policy, Population Dynamics and Agglomeration." *Contributions to Economic Analysis & Policy*, 2004, 3(2), Article 3.
- Erling, H. and Ingrid, T. N. "Three Challenges for the Compact City as a Sustainable Urban Form; Household Consumption of Energy and Transport in Eight Residential Areas in the Greater Oslo Region." *Urban Studies*, 2005, 42(12), pp.2145-2166.
- Fujita, M.; Henderson, J. V.; Kanemoto, Y. and Mori, T. "Spatial Distribution of Economic Activities in Japan and China," in J. V. Henderson and J.-F. Thisse, eds., *Handbook of Urban and Regional Economics*, 2004, vol.4, North-Holland, pp.2911-2977.
- Fujita, M. and Krugman, P. "When Is the Economy Monocentric? von Thünen and Chamberlin Unified." *Regional Science and Urban Economics*, 1995, 25(4), pp.505-528.
- Fujita, M.; Krugman, P. and Venables, A. *The Spatial Economy: Cities, Regions and International Trade*. MA: MIT Press, 2001.
- Fujita, M. and Mori, T. "Structural Stability and Evolution of Urban Systems." *Regional Science and Urban Economics*, 1997, 27(4-5), pp.399-442.
- Fujita, M. and Thisse, J.-F. *Economics of Agglomeration: Cities, Industrial Location and Regional Growth*. Cambridge, England: Cambridge University Press, 2002.
- Glaeser, E. L. and Kahn, M. E. "The Greenness of Cities: Carbon Dioxide Emissions and Urban Development." *Journal of Urban Economics*, 2010, 67(3), pp.404-418.
- Greenstone, M. "The Impacts of Environmental Regulations on Industrial Activity: Evidence from the 1970 and the 1977 Clean Air Act Amendments and the Census of Manufactures." *Journal of Political Economy*, 2002, 110(6), pp.1175-1219.
- Grossman, G. and Krueger, A. "Environmental Impacts of the North American Free Trade Agreement." *NBER Working Paper No. 3914*, 1991.
- Henderson, J. V. "Effects of Air Quality Regulation." *American Economic Review*, 1996, 86(4), pp.789-813.
- Janicke, M.; Binder, M. and Monch, H. "Dirty Industries: Patterns of Change in Industrial Countries." *Environmental and Resource Economics*, 1997, 9(4), pp.467-491.
- Krugman, P. "Increasing Returns and Economic Geography." *Journal of Political Economy*, 1991a, 99(3), pp.483-499.

- Krugman, P. *Geography and Trade*. MA: MIT Press, 1991b.
- Lange, A. and Quaas, M. F. "Economic Geography and the Effect of Environmental Pollution on Agglomeration." *The B. E. Journal of Economic Analysis & Policy*, 2007, 7(1), Article 52.
- Oates, W. E. "A Reconsideration of Environmental Federalism," in J. A. List and A. de Zeeuw, eds., *Recent Advances in Environmental Economics*. Cheltenham, U. K.: Edward Elgar, 2002.
- Redding, S. "Economic Geography: A Review of the Theoretical and Empirical Literature." CEPR discussion paper No. 7126, 2009.
- Stern, D. I. "The Rise and Fall of the Environmental Kuznets Curve." *World Development*, 2004, 32(8), pp. 1419-1439.
- Stern, D. I.; Common, M. S. and Barbier, E. B. "Economic Growth and Environmental Degradation: a Critique of the Environmental Kuznets Curve." *World Development*, 1996, 24(7), pp. 1151-1160.
- Tabuchi, T. "Urban Agglomeration and Dispersion: A Synthesis of Alonso and Krugman." *Journal of Urban Economics*, 1998, 44(3), pp. 333-351.
- Torras, M. and Boyce, J. K. "Income, Inequality, and Pollution: A Reassessment of the Environmental Kuznets Curve." *Ecological Economics*, 1998, 25(2), pp. 147-160.
- van Marrewijk, C. "Geographical Economics and the Role of Pollution on Location." *ICFAI Journal of Environmental Economics*, 2005, 3, pp. 28-48.
- Vukina, T.; Beghin, J. C. and Solakoglu, E. G. "Transition to Markets and the Environment: Effects of the Change in the Composition of Manufacturing Output." *Environment and Development Economics*, 1999, 4(4), pp. 582-598.
- Wang, H. and Wheeler, D. "Pricing Industrial Pollution in China: An Economic Analysis of the Levy System." World Bank Policy Research working paper No. 1644, 1996.
- Wang, H. and Wheeler, D. "Financial Incentives and Endogenous Enforcement in China's Pollution Levy System." *Journal of Environmental Economics and Management*, 2005, 49(1), pp. 174-196.
- World Bank. *Cost of Pollution in China*. 2007.
- Zheng, S.; Wang, R.; Glaeser, E. L. and Kahn, M. E. "The Greenness of China: Household Carbon Dioxide Emissions and Urban Development." *Journal of Economic Geography*, 2010, 11(5), pp. 761-792.

(截稿:2014年1月 责任编辑:宋志刚)