

产业集聚对环境污染的减缓效应:理论与实证

朱英明 刘素霞 李玉见 裴宇 乔汉青*

摘要:空间上密集的经济活动比空间上分散的经济活动对生态环境的影响更为深刻与复杂,在环境规制日益严厉的背景下,研究产业集聚对环境污染的影响规律具有重要的学术价值和应用价值。本文在经典的“自由资本”模型基础上,构建一个包含环境规制、污染排放、跨境污染和部门间生产负外部性因素在内的新经济地理学模型,深入分析产业集聚对污染排放的影响。利用广义矩模型和门槛回归方法检验产业集聚对环境污染的影响效应及其门槛效应,利用敏感性分析方法检测 SO_2 估计的稳健性。研究表明:产业集聚的环境污染效应具有边际污染排放递减规律,由此导致产业集聚的环境污染减缓效应;环境规制导致环境污染抑制效应,与产业集聚的环境污染减缓效应存在联动效应;产业集聚的环境污染减缓效应存在明显的门槛效应。因此,提出政策建议为:加快提升产业集聚发展水平,实行差别化的产业集聚发展战略,构建更为严厉的环境规制体系。

关键词:产业集聚;环境污染减缓效应;新经济地理学

一、引言

经济活动在本质上具有空间集聚的特征,产业集聚是经济活动的普遍现象(朱英明,2003)。正如1994年《经济学家》论述的那样,甚至最新的产业也正遵守地理集中的老规则(Malmberg,1996)。作为人类重要经济活动的产业集聚现象,对生态环境产生了广泛而深刻的影响,因为空

*朱英明,南京理工大学经济管理学院,江苏产业集群研究基地,邮政编码:210094,电子信箱:zhuyingming@njust.edu.cn;刘素霞,南京理工大学经济管理学院,邮政编码:210094,电子信箱:liusuxia@zsu.edu.cn;李玉见,日照职业技术学院商学院,邮政编码:276826,电子信箱:rzjmlyj@163.com;裴宇,南京理工大学经济管理学院,邮政编码:210094,电子信箱:973525983@qq.com;乔汉青,南京理工大学经济管理学院,邮政编码:210094,电子信箱:2653856558@qq.com。

本文系国家自然科学基金重大项目“新常态下产业集聚的环境效应与调控政策研究”(15ZDA053)、文化名家暨“四个一批”人才自主选题项目“我国经济集聚、环境污染与环境规制”(中宣干字[2018]86号)、江苏省自然科学基金项目“产业集聚对环境影响:空间效应、空间分异与空间优化”(BK20171422)、中央高校基本科研业务费专项资金项目“我国高质量发展下产业集聚与环境污染”(30918014110)的阶段性成果。感谢匿名审稿人提出的宝贵意见,文责自负。

间上密集的经济活动比空间上分散的经济活动对生态环境的影响更为深刻与复杂。

伴随着中国城镇化和工业化的深入推进,产业集聚及其人口集中引发的环境问题,尤其是城市大气环境问题,仍然令人不容乐观。例如,三大重点产业集聚区中,京津冀和珠三角产业集聚区所有城市均未达标,长三角产业集聚区仅舟山六项污染物全部达标(刘鉴强,2015)。高速经济增长过程中的产业集聚及其人口集中则是影响城市环境空气质量的“幕后推手”(王兴杰等,2015)。伴随着中国由高速增长阶段转向高质量发展阶段的“新时代”,产业集聚及其引发的环境问题再次成为备受瞩目的重大问题。

在新时代下,产业集聚发展不平衡、不协调、不可持续的问题将得到改善,产业的高质量集聚发展格局将会逐渐形成。在产业集聚发展格局转变过程中,一方面产业集聚促进地区经济增长和产能扩张,增加对资源和能源的消耗,污染排放增长趋势显著,产业集聚的环境污染效应可能不断加强;另一方面产业集聚引致的高生产率,将减少资源消耗,降低污染物排放,在严格的环境规制下,增加环保治理投入,生态环境有可能得到改善,产业集聚的环境污染效应可能不断减弱。那么,产业集聚的环境效应存在何种规律?环境政策对污染排放所起的作用如何?产业集聚的环境效应和环境规制的环境效应又存在何种关系?对此又有什么政策启示?对于污染物排放量大面广,环境污染重,化学需氧量、二氧化硫等主要污染物仍处于高位排放,环境承载能力超过或接近上限的中国而言^①,所有这些问题的研究,对于新时代下打好污染防治攻坚战,做好中国的环境保护工作,推进经济高质量发展,具有重要的研究价值和现实意义。

二、文献综述

产业集聚的环境效应研究涉及环境经济学、产业经济学、区域经济学、新经济地理学等学科,国内外学者分别从产业集聚的负环境效应、产业集聚的正环境效应以及产业集聚的复杂环境效应这三个方面进行了探讨。下面,我们拟从这三个方面加以述评。

(一) 产业集聚的负环境效应研究

目前,我国正处于城市化加速发展阶段,依然采用粗放式的集聚模式,区域产业集聚过程引致的环境污染问题较为严峻,这引起了许多学者对产业集聚的环境问题的极大关注。为此,较多学者对产业集聚过程中的负环境效应问题进行了探索性研究。

侯凤岐(2008)区分区域内外两种情况,其研究结果是两类区域均出现了环境污染,相比之下,区域外部的产业集聚的环境污染更严重。郑季良(2008)从区域资源环境承载力视角的研究也发现,产业集聚引发环境污染。丘兆逸(2012)则从国际垂直专业化集聚的角度进行研究,结果表明超过集聚拐点后环境污染具有负效应。与前述学者不同,张可和汪东芳(2014)

^①《国务院关于印发“十三五”生态环境保护规划的通知》(国发〔2016〕65号)。

运用空间联立方程模型方法进行研究,也发现了经济集聚的环境污染效应。刘满凤和谢晗进(2014)运用多个测度指标,通过空间相关性检验,证明了经济集聚导致污染集聚。王磊等(2018)基于不同的空间尺度的研究表明:再生资源产业集聚与环境污染总体呈现非标准“倒U型”关系,再生资源产业集聚发展总体上加剧环境污染。张俊(2018)的研究表明,虽然多样化集聚有利于降低本辖区的环境污染,但临近地区的专业化集聚增加了本辖区污染排放。Duc等(2007)对越南衲河流域的环境污染来源的研究发现,该河流的水污染主要是由该地区集聚的工业废水有机碳、磷和氮等造成的。Cheng(2016)发现,中国制造业集聚加剧了环境污染,而环境污染则限制了制造业集聚。Liu等(2017)将研究时段划分为“新常态”前后两个不同阶段,研究结果表明,产业集聚加剧了工业污染水平,尽管中国经济进入新常态后产业集聚的环境负效应呈现出减弱趋势。

(二) 产业集聚的正环境效应研究

产业集聚发展过程中不仅存在负外部性,而且也存在正外部性。为此,有些学者重点对产业集聚的正环境效应进行了研究。

Zeng和Zhao(2009)在Baldwin等(2003)的“自由资本”(FC)模型基础上,将跨部门和跨界污染纳入到新经济地理学模型中,研究表明,制造业集聚可以减轻“污染天堂”效应,环境规制更严厉,“污染天堂”可能不会出现。杨礼琼和李伟娜(2011)从两类不同集聚及其产生的不同的外部性出发,得出了多样化和专业化集聚的正环境效应的结论。闫逢柱等(2011)从产业集聚的生命周期视角的研究发现,我国短期内的产业集聚发展有利于降低环境污染。陆铭和冯皓(2014)利用人口规模作为集聚水平的代理变量,得出了集聚水平的提高有利于降低污染物质的排放强度。刘习平和宋德勇(2013)采用STIRPAT模型,对城市规模与集聚的环境效应进行了研究,得出了我国城市规模与集聚的正环境效应成正相关关系的结论。李勇刚和张鹏(2013)构建面板数据联立方程模型,从不同空间尺度进行研究,结果表明产业集聚的确降低了环境污染。李顺毅和王双进(2014)对三种主要污染物的研究表明,产业集聚能够减少我国工业污染的排放。周锐波和石思文(2018)构建联立方程考虑产业集聚与环境污染的内生性,得出了我国产业集聚具有的知识共享及技术溢出效应有利于改善生态环境。刘宁宁(2018)实证分析制造业专业化和多样化集聚对环境污染的影响,结果表明,专业化集聚对环境污染的作用不明显,而多样化集聚能够缓解环境污染。

(三) 产业集聚的复杂环境效应研究

产业集聚本身不仅具有发展阶段的差异特征,而且还具有明显的区域分异特征,因此,产业集聚与环境污染间并未表现出线性关系,并未呈现出明确的正环境效应或者负环境效应,而是表现出复杂的非线性关系和区域异质性。有些学者对产业集聚的这种复杂的环境效应进行了探讨。

一是产业集聚与环境污染之间 N 型关系的研究。李伟娜等(2010)的研究针对的是中国的制造业集聚与大气污染及节能减排之间的关系,纪玉俊和邵泓增(2018)的研究考虑的是制造业产业集聚对不同类型污染物排放的关系。与前两位学者不同,雷社平等(2018)的研究对象是陕西关中地区而不是全国,发现具有倒 N 型关系的是产业集聚的中期集聚阶段。二是产业集聚与环境污染间倒 U 型关系的研究。李筱乐(2014)和杨仁发(2015)虽然都将集聚函数引入到 Copeland-Taylor 模型中,且门限变量不同,但是工业集聚与环境污染间的倒 U 型关系没有变化。周明生和王帅(2018)以京津冀地区的城市为研究对象,考察制造业集聚以及制造业与服务业协同集聚两种类型,研究发现制造业集聚对环境污染存在显著的倒 U 型关系。王洁(2018)以城市的外商直接投资水平为门槛,发现产业集聚对环境污染的作用效果呈现出双重门槛特征,整体表现为倒 U 型的非线性关系。Zhu 和 Xia (2018)得出的倒 U 型关系的结论,是基于中国 30 个省份的面板数据,包含产业集聚和污染控制因素的一般均衡模型,并以新型城市化为门槛变量。三是产业集聚的环境效应的区域异质性研究。沈能(2014)的研究表明,中西部大部分城市工业集聚对环境的影响主要表现为规模负外部性,处于 U 型曲线的下降阶段;东部大部分城市工业集聚对环境的影响主要表现为马歇尔和雅各布斯正外部性,接近 U 型曲线的上升阶段。苏芳(2015)的研究针对我国经济发展水平不同的三大地区,得出了经济发展水平越高,产业集聚的环境改善状况越好的结论。此外,邵帅等(2019)扩展 Ushifusa 和 Tomohara(2013)的产出密度模型,对经济集聚对节能和减排两个维度的理论和实证研究表明,经济集聚与碳排放强度及人均碳排放之间均存在典型的倒 N 型曲线关系,而能源强度与碳排放强度及人均碳排放之间存在典型的倒 U 型曲线关系,且能源强度可以成为经济集聚影响碳排放的中介变量。

上述研究的共同特点是:第一,在理论研究上,大多数研究局限于新古典经济学框架,忽视污染排放的跨境污染性及其行业间负外部性,缺乏环境规制的地区间互动性考虑,其所纳入理论模型中的集聚指标是外生性的。第二,在实证研究上,相关数据没有利用体现中国最新环境规制政策的最新排污收费政策数据^①,大多缺乏对其他污染物的敏感性分析,研究结论的稳健性有待提高。为此,本文试图完成以下两点贡献:第一,在理论分析上,立足于中国与世界各国间高水平自由贸易的现实,从地区间环境规制互动视角,将环境规制、污染排放、跨境污染和行业间生产负外部性等因素同时纳入到 Baldwin 等(2003)自由资本模型中,构建产业集聚影响污染排放的新经济地理学模型,深入分析经济系统内生的产业集聚的环境污染效应。与邵帅等(2019)相比,本文不同之处在于:一是前者利用改进后的 Cobb-Douglas 生产函数的产出密度模型,而本文利用新经济地理学的自由资本模型;二是前者采用宏观层面上单

^①我国 2003 年 1 月颁布的《排污费征收使用管理条例》和 2003 年 2 月颁布的《排污费征收标准管理办法》均自 2003 年 7 月 1 日起执行。

位面积的非农产出作为经济集聚的水平代理变量,而本文则采用微观层面上企业在特定区域的数量来代表产业集聚水平。第二,在实证研究上,研究时段数据取自实施新排污收费政策后的十年间数据,使用多种计量经济学方法进行实证检验,并进行敏感性分析,提高了研究结论的可靠性和稳健性。

本文余下部分的结构安排如下:第三部分为理论模型,第四部分为计量模型设定、变量选择、数据来源说明以及描述性分析,第五部分为计量检验的估计结果和敏感性分析,第六部分为结论和启示。

三、理论模型

该“新经济地理学”模型的特点:一是将对消费者的效用产生负面影响的污染排放引入到效用函数中,以便考虑均衡时污染排放量的决定;二是在模型中引入了跨境污染下工业生产的负外部性对环境敏感型行业(本文以下统称为“农业”)生产力的影响,即跨境污染下的行业间负外部性,以便考虑行业间负外部性对企业污染排放和企业区位选择的影响;三是将环境规制因素引入到模型中,以便充分考虑环境规制在产业集聚的环境污染效应中所起的重要作用。

(一) 基本设定

假设经济系统是一个 $2 \times 2 \times 2$ 经济体:包含两个区域(北部 N 地区和南部 S 地区)、两个部门(工业和“农业”)和两种生产要素(物质资本和劳动力)。其中,N 地区要素禀赋较高,市场规模较大,企业数量较多,与发达国家相对应;S 地区要素禀赋较低,市场规模较小,企业数量较少,与中国相对应(吴福象、段巍,2017)。“农业”是以农业为代表,涵盖林业、渔业、生物医药、旅游业等其他行业的环境敏感型行业,具有完全竞争、规模报酬不变和产品同质且零贸易成本(自由贸易)的特点。S 和 N 地区农产品的价格是一样的,即 $p_A^* = p_A = 1$ 。工业部门生产差异化产品,以垄断竞争、规模报酬递增和冰山贸易成本为主要特征,一个单位的工业品运到另一地区,必须运送 $\tau > 1$ 单位的工业品。在两种要素中,资本可以在地区间自由流动,生产活动的转移,主要受制于资本收益率,而劳动力在地区间不可流动。资本所有者不能在地区间流动,资本在另一个地区获得的收益被汇回所有者并供所有者在当地消费。在整个经济系统内,资本和劳动力的供给是固定的,其禀赋分别为 K^w 和 L^w 。S 和 N 地区拥有的资本和劳动力禀赋分别为 K^* 和 L^* 以及 K 和 L ①,其拥有的禀赋份额分别为 θ_K^* ($\theta_K^* = K^*/K^w$) 和 θ_L^* ($\theta_L^* = L^*/L^w$) 以及 θ_K ($\theta_K = K/K^w$) 和 θ_L ($\theta_L = L/L^w$)。每个工业企业只生产一种产品,每种工业品的生产只需要一单位资本作为固定资本,整个经济系统生产的工业品种类数为 n^w ,其中 S 和 N 地区分别生产的种类数为 n^* 和 n ,其相应的份额为 θ^* ($\theta^* = n^*/n^w$) 和 θ ($\theta =$

①本文在字母或变量的右上角加上符号“*”表示 S 地区,不加该符号则表示 N 地区。

n/n^w)。由于每个企业只生产一种产品,且每种产品只使用一单位资本,所以每个地区的工业企业数=生产的产品种类数=使用的资本单位数。就整个经济系统而言, $n^w = K^w$ 。因而, θ^* 和 θ 既是 S 和 N 地区实际使用的资本份额,又是 S 和 N 地区工业企业地区分布状况。考虑到微观层面的企业的区位选择反映在宏观层面就是产业的空间集聚,因此,本文将 θ^* 和 θ 称之为 S 和 N 地区的产业集聚水平的度量指标。

代表性工业企业的生产成本包括固定成本和可变成本。为了使模型简单易处理,本文假设固定成本只包括资本,且每个企业只使用一单位资本作为固定成本;可变成本只包括劳动,且每单位产出需要 a 单位劳动力。此外,每个企业必须根据国家环境规制进行污染处理。为此,本文假设每个企业必须额外雇用一定数量的劳动力用于本企业的污染排放治理,且地区环境规制越严厉,企业则需付出的额外劳动力越多。具体来讲,S 和 N 地区企业单位产出分别需要 λ^* 和 λ 单位额外劳动力用于污染治理。按照“谁污染谁治理”的原则,污染和破坏环境造成的损失由排放企业承担,因此 S 和 N 地区企业的总成本函数分别为 $r^* + (a + \lambda^*)w^*x$ 和 $r + (a + \lambda)wx$,其中 r^* 和 w^* 以及 r 和 w 分别是 S 和 N 地区中资本和劳动力的报酬, x 是企业的产出水平。

本文假设以 λ^* 和 λ 反映的两地区的环境规制是外生给定的,地区政府制定环境规制后,每个企业通过选择投入和产出来作出反应。工业品生产过程中所产生的污染是跨界的,污染排放的数量取决于两地区环境规制的严厉程度。工业污染物排放不仅应影响到工业部门的收益和消费者的效用,而且也产生跨部门的负外部性,其影响只体现在降低“农业”部门的生产力水平。为了简单起见,本文假设“农业”生产力只取决于环境规制,除了工业污染的影响之外,两地区“农业”生产力之间没有其他的第一性差异,S 和 N 地区“农业”生产力函数为 $\psi^*(\lambda, \lambda^*)$ 和 $\psi(\lambda, \lambda^*)$ 。在环境规制更加严厉的地区,“农业”生产力更高,即如果 $\lambda^* \geq \lambda$,则 $\psi^*(\lambda, \lambda^*) \geq \psi(\lambda, \lambda^*)$;反之,如果 $\lambda \geq \lambda^*$,则 $\psi(\lambda, \lambda^*) \geq \psi^*(\lambda, \lambda^*)$ (Zeng & Zhao, 2009)。

S 地区代表性消费者的效用取决于两个地区对差异化工业品组合的消费量 (C_M^*)、农产品消费量 (C_A^*) 以及污染水平(排放量 Z^*) 决定的环境质量。S 地区代表性消费者的效用函数由以下两式决定:

$$U^* = \mu^{-\mu} (1 - \mu)^{-(1-\mu)} C_M^{*\mu} C_A^{*1-\mu} - D(Z^*), C_M^* = \left(\int_{i=0}^{n^w} c_i^{*(\sigma-1)/\sigma} di \right)^{\sigma/(\sigma-1)} \quad (1)$$

其中, $\mu \in (0, 1)$ 表示在制成品上的支出份额, c_i^* 表示消费者对第 i 种工业品的消费量。 $\sigma > 1$ 是不同工业品之间固定不变的消费替代弹性。环境损害 $D(Z^*)$ 以加性可分离形式进入效用函数,本文假设 $D(0) = 0$;对于 $Z^* > 0$,则 $D(Z^*) > 0$;遵循环境经济学的标准假设,对于所有的 $Z^* > 0$,污染排放的边际损害为正且递增,即 $D'(Z^*) > 0$, $D''(Z^*) > 0$ 。

物质资本流动的目的是寻求最高的名义收益。由于资本收益全部返回资本所有者所在地,而不在使用资本的区域消费,因此资本的流动取决于地区间的名义资本收益率的差异,且物质资本流动的速度取决于名义资本收益率差异的大小。本文用一个标准动态系统来描述区域间资本的流动:

$$\dot{\theta}^* = (r^* - r)\theta^*(1 - \theta^*) \quad (2)$$

显然,如果 $r^* < r$,则资本将由 S 地区流向 N 地区,S 地区资本使用份额为 θ^* ,N 地区资本使用份额为 $1 - \theta^*$ 。当地区的工业企业数=使用的资本单位数,此时 S 地区产业集聚水平为 θ^* ,N 地区产业集聚水平为 $1 - \theta^*$ 。如果两个地区的名义资本收益率相同,即 $r^* = r$,或者如果所有工业企业都已经定位在名义资本收益率较高的地方,则达到长期均衡。

(二) 污染排放的决定

继续以 S 地区为例,由(1)式效用最大化可以得到 S 地区对农产品的需求函数 $C_A^* = (1 - \mu)E^*/p_A^*$ 。完全竞争的“农业”部门以边际成本进行定价,并由“农业”生产力进行调整: $p_A^* = w^*/\psi^*(\lambda, \lambda^*)$ 和 $p_A = w/\psi(\lambda, \lambda^*)$ 。由于 $p_A^* = p_A = 1$,本文得到:

$$w^* = \psi^*(\lambda, \lambda^*), w = \psi(\lambda, \lambda^*) \quad (3)$$

因此,如果跨境污染对 S 地区比对 N 地区的影响更严重(S 环境质量更差)时,则 $w^* < w$;反之,则 $w^* > w$;如果跨境污染是对称的,则 $w^* = w$ 。

在迪克希特-斯蒂格利茨垄断竞争框架下,工业企业根据边际成本加成定价的方式定价,由于农产品无运输成本,工业品存在冰山式的成本 $\tau > 1$,可以得到工业品价格:

$$p_i^* = \frac{w^*(a + \lambda^*)\sigma}{\sigma - 1}, p_i = \frac{w(a + \lambda)\sigma}{\sigma - 1}, \bar{p}_i^* = \frac{\tau w^*(a + \lambda^*)\sigma}{\sigma - 1}, \bar{p}_i = \frac{\tau w(a + \lambda)\sigma}{\sigma - 1} \quad (4)$$

(4)式中,产品价格与产品种类无关,因此下文中本文统一用下标 i 表示工业品种类。其中, p_i^* 表示由 S 地区生产在 S 地区销售的工业品 i 的价格, p_i 表示由 N 地区生产在 N 地区销售的工业品 i 的价格, \bar{p}_i^* 表示由 N 地区生产在 S 地区销售的工业品 i 的价格, \bar{p}_i 表示由 S 地区生产在 N 地区销售的工业品 i 的价格。

S 地区消费者预算约束可以表示为 $E^* = p_A^* C_A^* + \int_{i=0}^n p_i^* c_i^* di$,由效用函数(1)和预算约束,建立拉格朗日函数求解效用最大化的工业品需求量如下:

$$c_i^* = \frac{p_i^*{}^{-\sigma} \mu E^*}{P_M^*{}^{1-\sigma}}, c_i = \frac{p_i^{-\sigma} \mu E}{P_M^*{}^{1-\sigma}}, \bar{c}_i^* = \frac{\bar{p}_i^*{}^{-\sigma} \mu E^*}{P_M^*{}^{1-\sigma}}, \bar{c}_i = \frac{\bar{p}_i^{-\sigma} \mu E}{P_M^*{}^{1-\sigma}} \quad (5)$$

(5)式中, c_i^* 表示 S 地区消费者对 S 地区生产的第 i 种工业品需求量, c_i 表示 N 地区消费者对 N 地区生产的第 i 种工业品需求量, \bar{c}_i^* 表示 S 地区消费者对 N 地区生产的第 i 种工业品需求量, \bar{c}_i 表示 N 地区消费者对 S 地区生产的第 i 种工业品需求量。 $P_M^*{}^{1-\sigma}$ 和 $P_M^*{}^{1-\sigma}$ 分别表示 S 和

N 地区工业品组合的价格指数。为了便于计算,将两地区的工业品价格指数表示为离散形式:

$$P_M^{*1-\sigma} = n\bar{p}_i^{*1-\sigma} + n^*p_i^{*1-\sigma} = \varphi n \left[\frac{w(a+\lambda)\sigma}{\sigma-1} \right]^{1-\sigma} + n^* \left[\frac{w^*(a+\lambda^*)\sigma}{\sigma-1} \right]^{1-\sigma} \quad (6)$$

$$p_M^{1-\sigma} = np_i^{1-\sigma} + n^*\bar{p}_i^{1-\sigma} = n \left[\frac{w(a+\lambda)\sigma}{\sigma-1} \right]^{1-\sigma} + \varphi n^* \left[\frac{w^*(a+\lambda^*)\sigma}{\sigma-1} \right]^{1-\sigma} \quad (7)$$

其中, $n^* = \theta^* K^w, n = (1 - \theta^*) K^w, \varphi = \tau^{1-\sigma}$, n^* 和 n 分别表示 S 和 N 地区的企业数量, φ 表示贸易自由度。

(4) 和 (5) 式仅表示了 S 和 N 地区两个分离市场中, 追求利润最大化企业的价格和产量。由于工业品在区域间运输中存在冰山式的成本, S 地区企业的产量为:

$$x^* = c_i^* + \tau\bar{c}_i = \frac{p_i^{*-\sigma}\mu E^*}{P_M^{*1-\sigma}} + \tau \frac{\bar{p}_i^{-\sigma}\mu E}{P_M^{1-\sigma}} \quad (8)$$

一个企业在 S 市场的销售量为 c_i^* , 销售价格为 p_i^* ; 在 N 市场销售量为 \bar{c}_i , 销售价格为 \bar{p}_i 。则企业的总产出为 $x^* = c_i^* + \tau\bar{c}_i$, 企业的销售收入为 $p_i^*c_i^* + \bar{p}_i\bar{c}_i = p_i^*(c_i^* + \tau\bar{c}_i) = p_i^*x^*$ 。在迪克希特-斯蒂格利茨垄断竞争下, 企业的利润为零, 企业的销售收入等于生产成本, 即 $p_i^*x^* = r^* + (a + \lambda^*)w^*x^*$, 再结合 (4) 式, 可以得到 S 地区企业的资本报酬如下:

$$r^* = \frac{w^*(a + \lambda^*)x^*}{\sigma - 1} \quad (9)$$

根据 C-D 效用函数, 整个经济系统工业企业的总支出等于 μE^w , 总营业利润为 $\mu E^w / \sigma$ 。根据整个经济系统的总支出与总收入相等, 本文得到: $E^w = wL + w^*L^* + \mu E^w / \sigma = w\theta_L L^w + w^*(1 - \theta_L)L^w + \mu E^w / \sigma$, 由此得出:

$$E^w = L^w [w\theta_L + w^*(1 - \theta_L)] / (1 - \frac{\mu}{\sigma}) \quad (10)$$

在两地区平均的资本回报率相同的情况下, S 地区的总支出分别为:

$$E^* = w^*\theta_L^*L^w + \mu\theta_k^*E^w / \sigma \quad (11)$$

综合 (4)-(11) 式, 得到 S 地区工业企业的资本报酬 (营业利润) 为:

$$r^* = \frac{\mu}{(\sigma - \mu)K^w} \cdot \left\{ \frac{\varphi\eta^{-1}(wL + w^*L^*)\theta^* + \left[(1 + \frac{\mu}{\sigma}(\varphi^2 - 1)\theta_k)w^*L^* + (\varphi^2 + \frac{\mu}{\sigma}(1 - \varphi^2)\theta_k^*)wL \right] (1 - \theta^*)}{\varphi\eta(1 - \theta^*)^2 + \varphi\eta^{-1}\theta^{*2} + (\varphi^2 + 1)\theta^*(1 - \theta^*)} \right\} \quad (12)$$

其中, $\eta = \left[\frac{w^*}{w} \cdot \frac{(a + \lambda^*)}{(a + \lambda)} \right]^{\sigma-1}$ 。由 (3) 式进一步得到:

$$\eta = \left[\frac{w^*}{w} \cdot \frac{(a + \lambda^*)}{(a + \lambda)} \right]^{\sigma-1} = \left[\frac{\psi^*(\lambda, \lambda^*)}{\psi(\lambda, \lambda^*)} \cdot \frac{a + \lambda^*}{a + \lambda} \right]^{\sigma-1} \quad (13)$$

(13)式反映了工业企业污染排放对“农业”部门的负面影响(跨部门负外部性)在两地区环境规制上的差异程度,是地区政府对跨境污染负外部性作出的政策反应。从这种意义上讲,本文将称之为地区环境规制博弈指数(Zeng & Zhao, 2009)。具体而言,如果S地区为了追求更好的生态环境,那么该地区比N地区必须投入更多的劳动力 λ^* ($\lambda^* > \lambda$)来治理污染,因而成本更高。然而,作为更严厉环境规制的更好生态环境利益的回报,“农业”部门的生产力更高,工人享有更高的工资,因而 $\eta > 1$ 。相反的情况是 $\lambda > \lambda^*$,则 $\eta < 1$ 。只有 $\lambda = \lambda^*$ 时, $\eta = 1$ 。

为了便于后续计算,本文假设 $L^w = \frac{\sigma - \mu}{\mu}$,由(12)式可得到:

$$r^* = \frac{1}{K^w} \cdot \left\{ \frac{\varphi\eta^{-1}(w\theta_L + w^*\theta_L^*)(1-\theta) + \left[\left(1 + \frac{\mu}{\sigma}(\varphi^2 - 1)\theta_k\right)w^*\theta_L^* + \left(\varphi^2 + \frac{\mu}{\sigma}(1-\varphi^2)\theta_k^*\right)w\theta_L \right] \theta}{\varphi\eta(1-\theta^*)^2 + \varphi\eta^{-1}\theta^{*2} + (\varphi^2 + 1)\theta^*(1-\theta^*)} \right\} \quad (14)$$

S地区工业品生产除了产生 $r^* + (a + \lambda^*)w^*x$ 部分的私人成本之外,工业企业污染排放引致的负外部性也给地区带来额外的社会成本,这种额外社会成本的产生取决于每个企业产品生产的污染排放量。考虑到受环境规制的影响,每个企业已经为污染排放投入了额外的劳动力 λ^* 和 λ ,因而减少了污染排放量,因此为了简化相关计算和表达式,本文将S地区每个企业的污染排放量 z^* 设定为产出水平 x^* 的一定比例 $\frac{w^*(a + \lambda^*)}{\sigma - 1}$ (< 1),即 $z^* = \frac{w^*(a + \lambda^*)}{\sigma - 1}x^*$,则S地区污染排放总量 Z^* 为地区企业数量与单位企业污染排放量之乘积,

再结合(9)式,则:

$$Z^* = n^* z^* = (1 - \theta)K^w \cdot \frac{w^*(a + \lambda^*)x^*}{\sigma - 1} = (1 - \theta)K^w \cdot r^* \quad (15)$$

综合(14)和(15)式,本文得到S地区污染排放总量:

$$Z^* = \frac{\varphi\eta^{-1}(w\theta_L + w^*\theta_L^*)(1-\theta)^2 + \left\{ \left[1 + \frac{\mu}{\sigma}(\varphi^2 - 1)\theta_k \right] w^*\theta_L^* + \left[\varphi^2 + \frac{\mu}{\sigma}(1-\varphi^2)\theta_k^* \right] w\theta_L \right\} \theta(1-\theta)}{\varphi\eta(1-\theta^*)^2 + \varphi\eta^{-1}\theta^{*2} + (\varphi^2 + 1)\theta^*(1-\theta^*)} \quad (16)$$

由(16)式看出,S地区污染排放量与地区的要素禀赋和工资水平有关。为了排除要素禀赋差异(Heckscher-Ohlin式比较优势)对污染排放的影响,本文假设 $\theta_k^* = \theta_L^* = \Theta$ ($0 \leq \Theta \leq 1$),则S地区贸易自由化下产业集聚影响污染排放的公式为:

$$Z^* = \frac{\varphi\eta^{-1}(w^*\Theta + w(1-\Theta))\theta^{*2} + \left[w^*\Theta + \varphi^2w(1-\Theta) + \frac{\mu}{\sigma}(1-\varphi^2)\Theta(1-\Theta)(w-w^*) \right] \theta^*(1-\theta^*)}{\varphi\eta(1-\theta^*)^2 + \varphi\eta^{-1}\theta^{*2} + (\varphi^2 + 1)\theta^*(1-\theta^*)} \quad (17)$$

(三) 产业集聚对污染排放的影响

(17)式实际上刻画了贸易自由化下S地区污染排放与环境规制、产业集聚的关系。由于环境规制参数 η 、贸易自由度参数 φ 以及产业集聚参数 θ^* ,不仅包含在分子项中,而且也包含在分母项内,污染排放表达式过于复杂,比较静态分析难以给出解析解,因而需要借助数值模拟方法来揭示贸易自由化下产业集聚对污染排放的影响效应。

考虑到以中国为代表的S地区相对于以发达国家为代表的N地区的环境规制更为宽松,因而本文的数值模拟只考虑 $0 < \eta < 1$ 的情况。为了更好地展现产业集聚对污染排放的影响差异及其分布规律,本文选取了较多 η 值进行数值模拟,主要基于以下考虑:面对越来越严重的环境污染问题,尽管近年来中国出台了一系列“严厉”的环境规制措施,但是我国在环境规制方面还存在较多问题,主要表现为规制机构缺乏独立性,对规制者的监督机制不健全,规制过程缺乏公开性、透明性和公众参与性,规制政策以命令控制为主,缺乏市场激励(张亚伟,2010)。考虑到这些方面,本文认为我国环境规制总体上仍是一种较严厉型环境规制,这种规制类型是图1中位于 $Z^*(\theta^*)$ 曲线簇中上部的那些曲线。面对日益严峻的环境污染,中国的环境规制的严厉程度还有很大的提升空间。本文的其他参数设定如下: $\mu = 0.4, \sigma = 5; \Theta = 1/3; w = 2.5$ ^①。对于贸易自由度 φ ,本文选取了高贸易自由度 $\varphi = 0.7$ ^②。为此,本文只对高贸易自由度情况进行数值模拟^③。图1为高贸易自由度和不同环境规制下S地区($\eta < 1$)产业集聚影响污染排放的 $Z^*(\theta^*)$ 曲线图。

由图1看出,S地区产业集聚的环境污染效应曲线具有向左上方凸起的特征。因而,S地区产业集聚的环境污染效应曲线表现出如下的分布特征:一方面,伴随着产业集聚水平的提高,曲线逐渐向右上方倾斜;另一方面,伴随着产业集聚水平的提高,曲线的斜率逐渐由陡峭变为平缓。这表明,一方面,随着地区经济规模的扩大,产业集聚水平的提高,污染型投入品

①其中 μ 和 σ 的取值参见安虎森(2006)。根据《中国统计年鉴2014》,2010年中国居民人均GDP与主要的OECD国家相比,约占OECD国家的1/5,因此将发达国家 w 取值为2.5,中国 w^* 取值为0.5。考虑到发达国家的要素禀赋高于发展中国家,故选取 $p_A^* = p_A = 1/3$ 。

②本文之所以立足于中国与世界各国间高水平自由贸易,原因在于:改革开放以来,我国逐步走上了经济市场化和贸易自由化的道路。1995年5月,中国政府宣布,中国将积极推进贸易自由化。自中国2001年12月正式加入世界贸易组织(WTO)以来,经济全球化促进了世界多边贸易体制的形成,从而加快了国际贸易的增长速度,促进了全球贸易自由化的发展,贸易自由化已经处于高水平。

③事实上,本文也做了较高贸易自由度 $\varphi = 0.4, 0.5, 0.6$ 的数值模拟图,其曲线形状与 $\varphi = 0.7$ 非常类似。

的规模和强度不断加大,污染排放量呈现出单调递增特征,这是区域经济发展到一定阶段所共有的现象;另一方面,随着产业集聚水平的提高,污染的边际排放量具有递减现象,由此形成产业集聚的边际污染排放递减规律,这是区域经济发展过程中追逐集聚正外部性和规避环境负外部性的必然结果。这一规律表明:伴随着产业集聚水平的提高,污染排放物的增量不仅没有增加,反而减少,污染排放总量持续快速增加的趋势得到有效控制。产业集聚犹如地区污染排放的“制动器”,对地区污染排放这辆快速行驶的“车辆”起到“减速”作用。产业集聚过程本身不仅没有继续加重地区的环境污染,反而不断减缓了地区环境污染,避免了地区环境质量的恶化现象,由此引发产业集聚的环境污染减缓效应。由此得到命题 1:

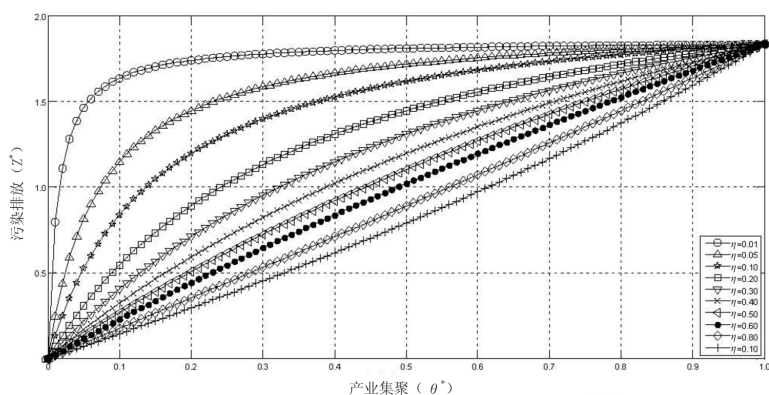


图 1 S 地区产业集聚的环境污染效应数值模拟图

命题 1:S 地区污染排放受到产业集聚的影响,随着产业集聚水平的提高,污染排放呈现出边际递减现象,产业集聚的边际污染排放递减规律导致产业集聚的环境污染减缓效应。

由图 1 看出,伴随着 S 地区环境规制严厉程度的提高(η 变大),产业集聚的环境污染效应曲线向下移动,曲线簇具有如下分布特点: η 值较小的曲线位于图形的上部,而 η 值较大的曲线则位于图形的下部。这表明,在其他条件相同的情况下,伴随着 S 地区环境规制严厉程度的增强,在每个产业集聚水平上,污染排放量都会降低,环境污染将得到有效抑制,由此产生环境规制的环境污染抑制效应。曲线簇凸向左上方的曲度特征是:上部的曲线(η 值较小)的曲度较大,下部的曲线(η 值较大)的曲度较小。这表明,产业集聚的环境污染减缓效应依赖于环境规制严厉程度的高低,产业集聚的环境污染减缓效应与环境规制的环境污染抑制效应存在联动效应,这种联动效应共同决定了地区环境污染的排放状况:更高的产业集聚水平通过更严厉的环境规制的联动作用将有助于降低污染排放。由此得到命题 2:

命题 2:S 地区污染排放受到环境规制的影响,环境规制产生环境污染抑制效应,产业集聚的环境污染减缓效应与环境规制的环境污染抑制效应存在联动效应。

由图 1 还可以看出,就特定环境规制下的产业集聚的环境污染效应曲线图而言,产业集聚水平不同,则曲线的陡峭程度存在很大差异:在低水平产业集聚阶段,产业集聚的环境污染

效应曲线较陡峭(曲线斜率较大);在中高水平产业集聚阶段,产业集聚的环境污染效应曲线较平缓(曲线斜率较小)。这表明,产业集聚的环境污染减缓效应存在产业集聚门槛值和明显的门槛效应:在低产业集聚门槛水平时,产业集聚的环境污染减缓效应较弱;在高产业集聚门槛水平时,产业集聚的环境污染减缓效应较强。由此得到命题3:

命题3:S地区产业集聚的环境污染减缓效应存在产业集聚门槛值和明显的门槛效应,在跨越产业集聚门槛值前后产业集聚的环境污染减缓效应差异较大。

四、计量模型、变量选择及描述性分析

(一) 计量模型设定

本文旨在检验产业集聚的环境污染减缓效应,考虑到样本期内中国地区工业SO₂排放量与产业集聚度间的对数函数关系趋势图(图2),以及环境规制对产业集聚的环境污染减缓效应的重要作用,设定产业集聚对污染排放影响的回归模型如下:

$$pol_{jt} = C + \alpha \ln agg_{jt} + \beta \ln agg_{jt} \times reg_{jt} + \delta_1 reg_{jt} + \delta_2 tra_{jt} + \sum \rho_m X_{mt} + \varepsilon_{jt} \quad (18)$$

其中,变量的下标 j 和 t 分别表示地区和时间。被解释变量为污染排放量 (pol_{jt}),解释变量包括三组:第一组为核心变量,即地区产业集聚度 (agg_{jt});第二组为与理论模型密切相关的解释变量,包括环境规制、贸易自由度 (reg_{jt} 、 tra_{jt});第三组为一系列控制变量 (X_{mt}),包括地区工业规模、产业结构、技术创新 (sca_{jt} 、 str_{jt} 、 rd_{jt})。 ε_{jt} 为随机误差项。

上文的理论分析表明,产业集聚的环境污染减缓效应存在明显的门槛效应,为了检验是否存在这种门槛效应,本文采用 Hansen (1999) 的非动态面板门槛回归技术,对其进一步拓展,建立基于产业集聚度门槛值的“门槛效应”模型如下:

$$pol_{jt} = C + \alpha_1 \ln agg_{jt} I(q_{jt} \leq \gamma) + \alpha_2 \ln agg_{jt} I(q_{jt} > \gamma) + \delta_1 reg_{jt} + \delta_2 tra_{jt} + \sum \rho_m X_{mt} + \varepsilon_{jt} \quad (19)$$

其中, q_{jt} 为门槛变量, γ 为未知门槛, $I(\cdot)$ 为指示函数,当 $q_{jt} \leq \gamma$ 时, $I(\cdot) = 1$; 当 $q_{jt} > \gamma$ 时, $I(\cdot) = 0$ 。

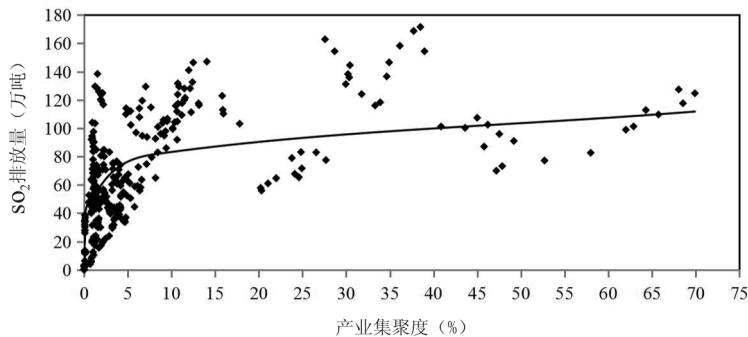


图2 SO₂排放量与产业集聚度的散点图

(二) 变量选择及描述性分析

(1) 指标选取与数据来源:本文实证研究样本为中国 2004–2014 年度省级行政辖区的面板数据,涉及行业层面数据为 27 个工业行业^①的全部国有及规模以上非国有工业企业的数据,相关数据源自历年《中国工业经济统计年鉴》《中国环境年鉴》《中国环境统计年鉴》《中国统计年鉴》等。

(2) 被解释变量:污染物排放量 (pol),用地区工业 SO_2 排放量表示(盛斌、吕越,2012),反映地区的环境污染状况。

(3) 核心解释变量:地区产业集聚度 (agg)。用地区从业人数 HHI 指数(Hirschman-Herfindahl Index)表示。若 x_{kj} 是地区 j 行业 k 的从业人数, x_k 是行业 k 的从业人数 ($x_k = \sum_{j=1}^{27} x_{kj}$),则地区 j 的产业集聚度计算公式为: $HHI_j = \sum_{k=1}^{27} (x_{kj}/x_k)^2$ (Fan & Scott, 2003; 朱英明等, 2012)^②。

(4) 重要解释变量:①环境规制 (reg),用地区排污费收入总额与缴纳排污费单位数的比值即单位企业的排污费来表示。结合前文的理论模型分析,它对因变量影响的预期符号为负。②贸易自由度 (tra),本文的贸易自由度包括对外贸易自由度和国内区域间的区际贸易自由度两个方面。其中对外贸易自由度用传统的也是国内外学者经常使用的“贸易依存度”即地区进出口总额与 GDP 的比值来表示。区际贸易自由度用区域一体化的实际分布对理论分布的偏离度指数作为替代变量。该偏离度指数是在 Bowen 等(2010) SKLD (Symmetric version of Kullback-Leibler Divergence) 指数计算公式基础上,借鉴黄利秀(2012)的做法,用距离权重乘以 SKLD ($SKLD(\bar{S}; S_i) = \sum_{n=1}^N (\bar{S}_n - S_{ni}) \ln(\bar{S}_n/S_{ni})$) 得到,因而该偏离度与区际贸易自由度成反向关系,即区域一体化偏离度指数越大,则区际贸易自由度越小。为了更准确度量中国的贸易自由度,本文采取以下处理方法:对区际贸易自由度取倒数,然后分别对对外贸易自由度和区际贸易自由度的倒数进行标准化。考虑到中国特色社会主义市场经济这一特殊国情,分别给予对外贸易自由度和区际贸易自由度 60% 和 40% 的权重(黄利秀,2012),最后

① 本文行业层面的数据来自《中国工业经济统计年鉴》,为保持 2004–2014 年所有年份行业统计口径的一致性,本文选取了以下 27 个部门:煤炭采选业、石油和天然气开采业、黑色金属矿采选业、有色金属矿采选业、非金属矿采选业、农副食品加工业、食品制造业、饮料制造业、烟草制品业、纺织业、纺织服装、鞋、帽制造业、造纸及纸制品业、石油加工及炼焦业、化学原料及化学制品制造业、医药制造业、化学纤维制造业、非金属矿物制品业、黑色金属冶炼及压延加工业、有色金属冶炼及压延加工业、金属制品业、普通机械制造业、专用设备制造业、交通运输设备制造业、电气机械及器材制造业、电子及通讯设备制造业、仪器仪表文化办公用机械制造业、电力蒸汽热水生产供应业。

② 各地区分行业从业人数来源于《中国经济普查年鉴 2004》以及 2006–2012 年和 2014–2016 年《中国工业经济统计年鉴》,2012 年该项数据在各类统计年鉴中并没有记录,利用插值法补齐。

加总得到贸易自由度。根据前文的理论模型分析,它对因变量影响的预期符号为正。

(5)主要的控制变量:对于控制变量的选择,本文借鉴 Antweiler 等(2001)有关影响区域环境质量的规模效应、结构效应和技术效应三大因素,分别选用工业规模、产业结构和技术创新三个变量。其中,①工业规模(*sca*),本文用工业产出规模作为替代,用各地区工业增加值来表示,以控制不同地区工业规模对污染排放的影响。当地区工业产出规模增加时,由于规模效应而增加污染排放,因此其对因变量影响的预期符号为正。②产业结构(*str*),本文用地区工业增加值与 GDP 的比值表示,以控制地区产业结构不同对污染排放的影响。由于产业结构水平的提高意味着地区工业产出规模的降低,因而其对因变量影响的预期符号为负。③技术创新(*rd*),本文用地区研发强度作为替代,用各地区 R&D 经费与工业增加值的比值表示,用以控制各地区创新投入差异的影响。地区研发投入越多,则地区工业的科研创新投入越大,包括增加对环保技术的研发投入、购置更有利于环境清洁的中间设备和原材料等,从而降低污染排放,其对因变量影响的预期符号为负(盛斌、吕越,2012)。

经验检验中的因变量与自变量的统计描述参见表 1。由表 1 看出,中国地区工业行业在样本期内产业集聚度的最大值与最小值之间差异很大,离散系数高达 1.692。环境规制和工业规模的差异也较为明显,离散系数分别达到 0.889 和 0.781。

表 1 主要变量的统计描述

变量	单位	观测值	均值	标准差	最小值	最大值	离散系数
SO ₂ 排放量(<i>pol</i>)	万吨	341	63.516	40.155	0.079	171.500	0.632
产业集聚度(<i>agg</i>)	%	341	8.068	13.655	0.001	69.897	1.692
环境规制(<i>reg</i>)	/	341	4.494	3.997	0.000	28.017	0.889
贸易自由度(<i>tra</i>)	%	341	33.065	19.362	5.505	94.121	0.586
工业规模(<i>sca</i>)	千亿元	341	3.417	2.668	0.060	11.789	0.781
产业结构(<i>str</i>)	%	341	39.643	9.625	7.026	53.036	0.243
技术创新(<i>rd</i>)	%	341	1.580	1.026	0.000	5.451	0.649

五、估计结果及分析

计量检验首先估计核心变量地区产业集聚度(*lnagg*)以及地区产业集聚度与环境规制的交互项(*lnagg×reg*)对 SO₂排放影响的回归系数,分析产业集聚的环境污染效应,即产业集聚的环境污染减缓效应以及与环境规制的环境污染抑制效应的联动效应。然后,检验产业集聚的环境污染减缓效应的门槛效应是否存在以及影响程度。最后,为保证估计结果的稳健性,本文拟对其他污染排放物进行敏感性检验。

(一) 产业集聚的环境污染效应分析

(1) 产业集聚的环境污染减缓效应。为了考察产业集聚的环境污染减缓效应,本文基于式(18),利用多种计量经济学方法进行分析(表2)。由于污染本身会在一定程度上影响产业集聚发展水平,因此解释变量可能会与随机扰动项存在相关性,从而造成对模型的 α 估计是有偏和无效的。为此,本文在计量检验时首先要考虑解决内生性问题,差分广义矩估计方法(DIFGMM)和系统广义矩估计方法(SYSGMM)能够较好地解决内生性问题。DIFGMM方法存在自变量滞后项和自变量差分滞后项的相关性不高,从而导致弱工具变量的问题。由于GMM估计放松了对经典假设的严格限制,使得误差项的异方差问题不会对估计结果造成不利的影响。与普通工具变量法相比,SYSGMM法还可在GMM估计中通过AR(1)检验剔除模型误差项自相关的影响。此外,与DIFGMM法相比,SYSGMM法能够显著提高模型估计的有效性。因此,本文使用的计量方法是SYSGMM。

对于模型的内生性检验问题,Sargan检验和Hansen检验的估计结果均表明,SYSGMM估计的工具变量的选择是有效的。表2的估计结果显示,模型(4)DIFGMM和模型(5)SYSGMM的估计系数具有更好的收敛性和稳健性。AR(1)检验结果拒绝了扰动项非自相关的原假设,因此采用模型(5)中考虑一阶自相关的SYSGMM方法更为科学。同时,模型(5)中核心解释变量产业集聚度的估计系数通过了1%的显著性检验,重要的解释变量即环境规制的估计系数分别通过了1%的显著性检验。对于模型中可能存在的共线性问题,我们也做了多重共线性检验,各个变量的方差膨胀因子(VIF)值均小于5.29。由于 $VIF < 10$,所以本模型不存在多重共线性问题。

由表2看出, $\ln agg$ 的回归系数 α 为3.532,考虑到 SO_2 排放量与产业集聚水平间对数函数关系,则 $d^2 pol/dagg^2 = -3.532/agg^2$,这表明,在环境规制既定的情况下,随着产业集聚水平的提高, SO_2 的排放量却以递减速度降低。随着地区经济规模的扩大, SO_2 排放量将呈现出增加的趋势,这是发展中国家经济发展过程中的必然现象。但是,由于受到 SO_2 的边际排放量递减规律的作用, SO_2 排放量将以递减的速度缓慢增加,这无疑减缓了 SO_2 排放量持续快速增加的趋势,减慢了 SO_2 引致的环境污染恶化状况,环境污染和生态破坏加剧的趋势得到控制,区域环境质量得到明显改善,为本文的命题1提供了经验支持。考虑到研究时段中国产业集聚水平还较低(表2中研究时段的产业集聚平均水平仅为8.068%),伴随着中国产业集聚规模的不断扩大和集聚水平的不断提高,产业集聚的边际污染排放递减规律引发的环境污染减缓效应的能级将会不断扩大。因此,从产业集聚发展的观点看,产业集聚水平的提高有利于中国环境质量的改善。从中国 SO_2 排放量的现实情况看,尽管中国 SO_2 排放量仍处于高位排放阶段,但是近年来 SO_2 排放量的持续下降,除了相关的环境规制政策外,可能与中国产业集聚水平的提高导致的边际污染排放量持续降低有关。

表 2 产业集聚对污染排放的影响效果

变量	(1) 面板最小二乘法 (POOL)	(2) 固定效应 (FE)	(3) 随机效应 (RE)	(4) 差分广义矩 (DIFGMM)	(5) 系统广义矩 (SYSGMM)
<i>lnagg</i>	8.896 *** (1.298)	- 3.398 (2.537)	9.277 *** (1.855)	3.966 *** (0.985)	3.532 *** (0.627)
<i>reg</i>	1.798 *** (0.371)	0.829 *** (0.208)	0.521 ** (0.231)	0.343 *** (0.094)	- 0.367 *** (0.119)
<i>lnagg × reg</i>	0.340 * (0.200)	- 0.310 ** (0.128)	- 0.384 *** (0.139)	- 0.126 *** (0.046)	- 0.224 *** (0.079)
<i>tra</i>	- 0.183 ** (0.084)	0.381 *** (0.114)	0.230 ** (0.101)	0.283 *** (0.068)	- 0.067 ** (0.016)
<i>sca</i>	7.030 *** (0.860)	- 1.975 (1.224)	1.043 (1.173)	- 10.558 *** (0.463)	0.605 * (0.312)
<i>str</i>	- 0.054 (0.196)	- 0.062 (0.177)	- 0.132 (0.192)	0.112 ** (0.055)	- 0.187 *** (0.047)
<i>rd</i>	-16.105 *** (1.548)	-5.299 *** (1.347)	-6.320 *** (1.265)	-3.886 *** (0.786)	-3.162 *** (0.357)
C	56.537 *** (8.032)	68.872 *** (9.670)	59.842 *** (9.572)	-	19.499 *** (2.669)
Sargan 检验				108.73 [0.000]	195.30 [0.000]
Hansen 检验				26.200 [0.992]	28.680 [1.000]
AR(1) 检验				-1.960 [0.050]	-2.630 [0.008]
AR(2) 检验				-1.010 [0.313]	1.110 [0.267]
观测值	341	341	341	279	310

注:①圆括号中数字是系数的标准差;②方括号中数字是各统计量的 P 值;③***、**、*分别表示在 1%、5%、10%水平上显著。

(2)环境规制的环境污染抑制效应与产业集聚的环境污染减缓效应的联动效应。由表 2 还可以看出,环境规制对污染排放具有显著的负向影响作用。当对企业的污染排放收费提高 1%时,SO₂排放量将减少 0.367%,表明环境规制越严厉,则污染排放量就越低,对环境污染的抑制作用就越大,环境规制的环境污染抑制效应得到检验。此外,产业集聚与环境规制的交互项的回归系数显著为负,这说明环境规制越严厉,更高的产业集聚水平有助于降低更多的 SO₂排放量。当产业集聚度提高 1%且对企业的污染排放收费提高 1 个单位时,产业集聚与环境规制的联动作用导致 SO₂排放量减少 2240 吨,正是产业集聚的环境污染减缓效应与环境规制的环境污染抑制效应的联动作用才导致 SO₂排放量的降低。这为本文的命题 2 提供了有效的支持。该研究结论实际上也反映了中国环境规制政策和产业集聚战略的联动作用的巨大

成效,因为研究期间不仅是中国产业集聚发展战略继续实施的阶段,而且也是中国环境规制的深化发展阶段(周宏春、季曦,2009),国家密集制定颁布了一系列环境保护法律、法规、规章和标准。例如,在“十一五”期间,国家环境保护标准以每年100项的速度递增,发布了60余项重点行业污染物排放标准,开展了1050项国家环境保护标准的制订和修订工作。除了以上刚性的环保法律规章制度外,研究期内各部门还密集出台了几百部环境经济政策。例如,2006-2013年国家层面出台的各类环境经济政策数量高达383项,涉及到环境财政政策、环境税费政策、环境资源定价政策、绿色金融政策、绿色贸易政策、排污权交易政策、生态补偿政策、行业环境经济政策、综合性政策等(董战峰等,2014)。

(二) 产业集聚的环境污染减缓效应的门槛效应分析

为了检验产业集聚的环境污染减缓效应的门槛效应是否存在以及影响程度的大小,下面本文将进行门槛回归分析。对于面板数据门槛回归模型,首先要对各解释变量尤其是门槛变量进行内生性检验。为此,本文采用Wu-Hausman统计量对模型(19)中怀疑具有内生性的解释变量逐一进行检验,检验后发现产业集聚度、环境规制、工业规模、技术创新四个变量具有内生性。本文估计时选取了内生解释变量的滞后一期作为工具变量,并运用Sargan统计量检验模型中是否存在过度识别问题,以检验所选择的工具变量是否合理。

根据前述的理论模型,本文的门槛变量选定为产业集聚度。门槛变量的个数和门槛值则由门槛回归模型内生确定。根据Hansen(1999)的面板数据门槛回归理论,若给定门槛回归模型中的门槛值 γ ,则可以对模型的参数进行估计得到模型中的系数估计值,从而得到模型的残差平方和 $S_1(\gamma)$ 。而且回归中给定的 γ 越接近真实的门槛水平,那么回归模型的残差平方和 $S_1(\gamma)$ 应该越小。因此,可以通过连续给出模型的候选门槛值 γ ,观察模型残差的变化,在模型残差最小处对应的候选门槛值 γ 即为本文待求的真实门槛值,即 $\hat{\gamma} = \text{argmin} S_1(\gamma)$ 。依此类推,直到得出的门槛值不显著为止。在此基础上,进一步通过“自抽样法”(Bootstrap)模拟LM检验F统计量的渐近分布临界值检验门槛效应是否存在,三门槛面板检验结果参见表3。

表3 门槛效应检验结果

模型	临界值					
	F值	P值	BS次数	1%	5%	10%
单一门槛	9.993**	0.050	300	16.724	9.959	7.183
双重门槛	100.892***	0.000	300	12.969	7.588	2.354
三重门槛	47.375***	0.000	300	-4.914	-13.648	-17.977

针对该门槛效应检验结果,我们发现,由第一个门槛到第二个门槛,其门槛值从7.152下降到0.167,第二个门槛值如此之低,与现实不符。可能的原因在于,“在检验中,考虑到本文的时间序列长度有限(最长为11个观测值),尤其是在确定了一个门槛之后,各时间序列的长度又减少约为一半”。借鉴孔东民(2007)的做法,出于统计势和门槛值异常变化的双重考虑,

虽然我们进行了三重门槛的回归,但是我们只列出有意义的单门槛回归结果(表4)。

表4 产业集聚的环境污染减缓效应的门槛模型系数估计

解释变量 被解释变量	reg	tra	sca	str	rd	lnagg_1	lnagg_2	Constant	R ²	观测值
SO ₂	-0.776*** (-2.560)	0.049 (0.410)	2.868*** (2.210)	0.293 (1.640)	-6.197*** (-3.670)	8.604*** (7.900)	4.578*** (1.790)	49.840*** (4.790)	0.542	310

注:①圆括号内数字为t统计量;②***、**、*分别表示在1%、5%、10%水平上显著。

由表4看出,当产业集聚度低于7.152%时,产业集聚对SO₂排放量的影响系数达到8.604;而当产业集聚度高于7.152%时,产业集聚对SO₂排放量的影响系数只有4.578,且产业集聚度对SO₂排放量的影响都通过了1%的显著性检验,这表明产业集聚度对SO₂排放量的影响存在显著的门槛特征。考虑到(19)式中SO₂排放量与产业集聚度间的对数函数关系,当产业集聚度低于门槛值7.152%时,则 $d^2pol/dagg^2 = -8.604/agg^2 < 0$,SO₂的排放量却以递减的速度增加;当产业集聚度高于门槛值7.152%时,则 $d^2pol/dagg^2 = -4.578/agg^2 < 0$,SO₂的排放量仍以递减的速度增加。这表明,与跨越产业集聚门槛值之前相比,当地区跨越产业集聚门槛值之后,伴随着产业集聚度的提高,SO₂排放量的增加幅度更加缓慢,因而产业集聚的环境污染减缓效应更加强大,产业集聚的环境污染减缓效应存在显著的门槛效应,本文的命题3由此得到检验。当产业集聚跨越某一发展门槛之后,产业集聚的环境污染减缓效应更加强大的一个重要原因可能在于,产业集聚过程中存在的各种规模经济:当区域环境规制已经确定后,工业污染排放量主要取决于生产技术、治理污染的努力程度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,那么集聚将减少因重复建设所引起的固定污染成本,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。其次,治理污染需要设备、厂房等固定投资,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。最后,公众和政府监督集中的污染源需要花费的单位成本更少(陆铭、冯皓,2014)。

(三) 敏感性分析

SO₂只是重要的污染排放物之一,为了更全面地检验产业集聚的环境污染减缓效应,本文还选取了其他污染指标作为被解释变量进行敏感性分析,以进一步检测SO₂估计的稳健性。在国家《“十三五”生态环境保护规划》中,污染排放量的约束性指标包括化学需氧量(COD)、氨氮、二氧化硫和氮氧化物^①。为此,本文仅选取工业源化学需氧量、工业源氨氮作为敏感性分析的污染物。对于这两种污染排放指标,本文利用SYSGMM-AR(1)方法,用于产业集聚对

^①由于在研究时段氮氧化物指标数据缺失,造成与其他污染指标的样本数据不一致。为了保证样本的统一性,本文没有对其进行敏感性检验。

污染排放影响的敏感性分析以及门槛效应敏感性分析(因篇幅限制,表略)。

产业集聚影响污染排放的敏感性分析表明,COD和氨氮的产业集聚度、环境规制以及产业集聚度和环境规制交互项的回归系数与对二氧化硫的检验符号不仅完全一致,而且都通过了1%的显著性检验。这表明,本文对产业集聚的环境污染减缓效应的计量分析具有较好的稳健性,从而支持了命题1和2及其实证研究结论的可靠性。

产业集聚的环境污染减缓效应的门槛效应敏感性分析表明,COD和氨氮的门槛值两侧的产业集聚度和环境规制的回归系数与二氧化硫的检验符号不仅完全一致,而且都通过了不同水平的显著性检验。这表明,本文对产业集聚的环境污染减缓效应的计量分析具有较好的稳健性,从而支持了命题3及其实证研究结论的可靠性。

六、结论和启示

本文在“自由资本”(FC)模型基础上,立足于中国高水平自由贸易的现实,充分考虑污染排放的跨境污染性及其产生的行业间负外部性这两大污染特征,从地区间环境规制互动的视角,构建了解释产业集聚的环境污染减缓效应的理论模型,并基于中国2004-2014年31个省级行政区27个工业行业数据进行了实证检验。数值模拟和回归结果表明,地区污染排放受到产业集聚的影响,随着产业集聚水平的提高,污染排放呈现出边际递减现象,产业集聚的边际污染排放递减规律导致产业集聚的环境污染减缓效应。地区污染排放受到环境规制的影响,环境规制导致环境污染抑制效应,产业集聚的环境污染减缓效应与环境规制的环境污染抑制效应存在联动效应。地区产业集聚的环境污染减缓效应存在特定产业集聚门槛值和明显的门槛效应,在跨越产业集聚门槛值前后产业集聚的环境污染减缓效应差异较大。本文还进一步选取工业源化学需氧量、工业源氨氮作为敏感性分析的污染物,对产业集聚的环境污染减缓效应进行了稳健性检验。

本研究丰富和发展了产业集聚的环境污染效应的理论研究文献,并为该理论提供了一个基于发展中大国的经验证据。本研究对于新时代下加快推进高质量发展和美丽中国建设的政策启示在于:

(1) 加快提升产业集聚发展水平。早在1972年联合国《斯德哥尔摩宣言》和1992年的《里约环境与发展宣言》就提出,发展中国家的环境问题大半是由发展不足造成。对于中国当前的环境问题而言,从某种意义上讲可以归因于产业集聚发展不足造成的,因为从当前产业集聚度门槛值看,中国在较多年份和较多省级行政区尚未跨越产业集聚门槛值(研究时段均值为8.068%)。在产业集聚发展过程中,一旦跨越产业集聚水平门槛值,就会产生更强大的环境污染减缓效应。为此,在加快推进中国产业集聚发展进程中,应以提升产业集聚水平为目标,遵循产业集聚的边际污染排放递减规律,进一步放大产业集聚的环境污染减缓效应,要

牢牢把握集聚不足问题导向,坚持顶层设计与基层创新相结合,把产业集聚与要素禀赋有机结合,实行差别化的产业集聚发展战略,着力抓好已出台集聚政策的落地实施,使产业集聚的发展红利转化为环境保护的发展新动力。

(2)构建更为严厉的环境规制体系。被誉为中国史上最严的《环境保护法》已于2015年1月1日起施行,国家也密集制定颁布了一系列更为严厉的法规、规章和标准,环境规制在环境保护中的影响作用日益凸显。但是,与发达国家相比,中国的环境规制的严厉程度还有待进一步提高。在本文的研究中,本文所使用的环境规制($\eta < 1$),其实就反映了这种现实。为此,在全面推进国家生态环境治理体系和治理能力现代化进程中,环境规制政策的制定与实施要以发达国家为标杆,充分发挥环境规制的环境污染抑制效应,找差距、明方向、添措施,在理念、制度、保障措施等方面进一步突破和创新,加快构建更为严厉的环境规制体系,建立健全环境规制制度体系,大幅度降低污染排放总量,持续改善中国环境质量。

参考文献:

- [1]安虎森. 空间经济学教程[M]. 北京:经济科学出版社,2006.
- [2]董战峰,葛察,王金南. 环境经济政策:十年呈现五大特征[J]. 环境经济,2014,(Z1):32-36.
- [3]侯凤岐. 我国区域经济集聚的环境效应研究[J]. 农林科技大学学报(社会科学版),2008,(3):20-25.
- [4]黄利秀. 基于贸易自由度视角的江苏沿海地区发展研究[D]. 南京:南京师范大学,2012.
- [5]纪玉俊,邵泓增. 产业集聚影响环境污染:加剧抑或抑制?——基于我国城市面板数据的实证检验[J]. 经济与管理,2018,(3):59-64.
- [6]孔东民. 通货膨胀阻碍了金融发展与经济增长吗?——基于一个门槛回归模型的新检验[J]. 数量经济技术经济研究,2007,(10):56-66.
- [7]雷社平,牛嘉悦,李想,王璐芸. 陕西省关中地区产业集聚对环境污染的影响研究[J]. 西安工业大学学报,2018,205(03),114-119.
- [8]李顺毅,王双进. 产业集聚对我国工业污染排放影响的实证检验[J]. 统计与决策,2014,(8):128-130.
- [9]李伟娜,杨永福,王珍珍. 制造业集聚、大气污染与节能减排[J]. 经济管理,2010,(9):36-44.
- [10]李筱乐. 市场化、工业集聚和环境污染的实证分析[J]. 统计研究,2014,(8):39-45.
- [11]李勇刚,张鹏. 产业集聚加剧了中国的环境污染吗——来自中国省级层面的经验证据[J]. 华中科技大学学报(社会科学版),2013,(5):97-106.
- [12]刘鉴强. 中国环境发展报告(2015)[M]. 北京:社会科学文献出版社,2015.
- [13]刘满凤,谢晗进. 中国省域经济集聚性与污染集聚性趋同研究[J]. 经济地理,2014,(4):25-32.
- [14]刘宁宁. 中国制造业产业集聚对环境污染的影响研究[D]. 重庆:西南大学,2018.
- [15]刘习平,宋德勇. 城市产业集聚对城市环境的影响[J]. 城市问题,2013,(3):9-15.
- [16]陆铭,冯皓. 集聚与减排:城市规模差距影响工业污染强度的经验研究[J]. 世界经济,2014,(7):86-114.
- [17]丘兆逸. 国际垂直专业化集聚对中国环境的影响[J]. 学术论坛,2012,(3):121-124.
- [18]邵帅,张可,豆建民. 经济集聚的节能减排效应:理论与中国经验[J]. 管理世界,2019,(1):36-60.
- [19]沈能. 工业集聚能改善环境效率吗?——基于中国城市数据的空间非线性检验[J]. 管理工程学报,2014,(3):57-63.
- [20]盛斌,吕越. 外国直接投资对中国环境的影响——来自工业行业面板数据的实证研究[J]. 中国社会

科学,2012,(5):54-75.

[21] 苏芳. 产业集聚与环境影响关系的库兹涅茨曲线检验[J]. 生态经济,2015,(2):20-23.

[22] 王洁. 产业集聚对环境污染的影响研究——基于中国地级市面板数据的实证检验[D]. 杭州:浙江大学,2018.

[23] 王磊,王琰琰,李慧明. 再生资源产业集聚与区域环境污染——来自我国省域面板数据的实证分析[J]. 科技进步与对策,2018,(13):72-77.

[24] 王兴杰,谢高地,岳书平. 经济增长和人口集聚对城市环境空气质量的影响及区域分异[J]. 经济地理,2015,(2):71-76.

[25] 吴福象,段巍. 国际产能合作与重塑中国经济地理[J]. 中国社会科学,2017,(2):44-64.

[26] 闫逢柱,苏李,乔娟. 产业集聚发展与环境污染关系的考察——来自中国制造业的证据[J]. 科学学研究,2011,(1):79-83.

[27] 杨礼琼,李伟娜. 集聚外部性、环境技术效率与节能减排[J]. 软科学,2011,(9):14-19.

[28] 杨仁发. 产业集聚能否改善中国环境污染[J]. 中国人口·资源与环境,2015,(3):23-29.

[29] 张俊. 产业集聚外部性、政府空间竞争与地方环境污染[D]. 长沙:湖南大学,2018.

[30] 张可,汪东芳. 经济集聚与环境污染的交互影响及空间溢出[J]. 中国工业经济,2014,(6):70-82.

[31] 张亚伟. 发达国家环境规制改革的经验与启示[J]. 中州学刊,2010,(2):82-84.

[32] 郑季良. 论产业集聚生态效应及其培育[J]. 科技进步与对策,2008,(4):51-54.

[33] 周宏春,季曦. 改革开放三十年中国环境保护政策演变[J]. 南京大学学报(哲学·人文科学·社会科学),2009,(1):31-40.

[34] 周明生,王帅. 产业集聚是导致区域环境污染的“凶手”吗?——来自京津冀地区的证据[J]. 经济体制改革,2018,(5):185-190.

[35] 周锐波,石思文. 中国产业集聚与环境污染互动机制研究[J]. 软科学,2018,(2):30-33.

[36] 朱英明,杨连盛,吕慧君,沈星. 资源短缺、环境损害及其产业集聚效果研究——基于21世纪我国省级工业集聚的实证分析[J]. 管理世界,2012,(11):28-44.

[37] 朱英明. 产业集聚论[M]. 北京:经济科学出版社,2003.

[38] Antweiler, W., B. R. Copeland, and M. S. Taylor. Is Free Trade Good for the Environment? [J]. The American Economic Review, 2001, 91(4): 877-908.

[39] Baldwin, R., R. Forslid, P. Martin, G. Ottaviano, and F. Robert-Nicoud. Economic Geography and Public Policy[M]. USA: Princeton University Press, 2003.

[40] Bowen, H. P., H. Munandar, and J. M. Viaene. How Integrated is the World Economy? [J]. Review of World Economics, 2010, 146(3): 389-414.

[41] Cheng, Z. The Spatial Correlation and Interaction between Manufacturing Agglomeration and Environmental Pollution[J]. Ecological Indicators, 2016, 61(9): 1024-1032.

[42] Duc, T. A., V. Georges., M. P. Bonnet., Ni. Prieur, V. D. Loi., and L. L. Anh. Experimental Investigation and Modelling Approach of the Impact of Urban Wastewater on a Tropical River: A Case Study of the Nhue River, Hanoi, Viet Nam[J]. Journal of Hydrology, 2007, 334(3-4): 347-358.

[43] Fan, C. C. and A. J. Scott. Industrial Agglomeration and Development: A Survey of Spatial Economic Issues in East Asia and a Statistical Analysis of Chinese Regions[J]. Economic Geography, 2003, 79(3): 295-319.

[44] Hansen, B. E. Threshold Effects in Non-Dynamic Panels: Estimation, Testing, and Inference[J]. Journal of Econometrics, 1999, 93(2): 345-368.

[45] Liu, S. X., Y. M. Zhu, and K. Q. Du. The Impact of Industrial Agglomeration on Industrial Pollutant E-

mission; Evidence from China under New Normal[J]. *Clean Technologies and Environmental Policy*, 2017, 19(9): 2327–2334.

[46] Malmberg, A. *Industrial Geography: Agglomeration and Local Milieu*[J]. *Progress in Human Geography*, 1996, 20(3): 392–403.

[47] Ushifusa, U. and A. Tomohara. *Productivity and Labor Density: Agglomeration Effects over Time*[J]. *Atlantic Economic Journal*, 2013, 41(3): 123–132.

[48] Zeng, D. Z. and L. X. Zhao. *Pollution Havens and Industrial Agglomeration*[J]. *Journal of Environmental Economics & Management*, 2009, 58(2): 141–153.

[49] Zhu, Y. M. and Y. Xia. *The Impact of Industrial Agglomeration on Environmental Pollution: Evidence from China under New Urbanization*[R]. 2018.

Mitigation Effect of Industrial Agglomeration on Environmental Pollution: Theory and Evidence

Zhu Yingming^{a,b}, Liu Suxia^a, Li Yujian^c, Pei Yu^a and Qiao Hanqing^a

(a: Nanjing University of Science and Technology;

b: Jiangsu Industrial Cluster Research Base;

c: Business School of Rizhao Polytechnic)

Abstract: Spatially intensive economic activities have more profound and complex impacts on the ecological environment than spatially dispersed economic activities. In the context of increasingly severe environmental regulations, the study on the impact of industrial agglomeration on environmental pollution has important academic value and application value. Considering the environmental regulations, pollution emissions, the cross-border pollution and the negative inter-industry externalities caused by them, this paper constructs a theoretical model to explain the mitigation effect of industrial agglomeration on environmental pollution and based on the classical free capital (FC) model framework of new economic geography. The generalized moment model and threshold regression method are used to test the effect of industrial agglomeration on environmental pollution and its threshold effect, and the sensitivity analysis method is used to detect the robustness of SO₂ estimation. The results show that the environmental pollution effect of industrial agglomeration has the law of diminishing marginal pollution emission, which leads to the environmental pollution mitigation effect of industrial agglomeration. Environmental regulation leads to the inhibition effect of environmental pollution and has an interaction effect with the mitigation effect of industrial agglomeration. The mitigation effect of industrial agglomeration on environmental pollution has obvious threshold effect. It plays a guiding role in accelerating high-quality development and building a beautiful China in the new era. Specific countermeasures and suggestions are to accelerate the promotion of development level of industrial agglomeration, implement differential industrial cluster development strategy and build a more stringent environmental regulation system.

Keywords: Industrial Agglomeration; Environmental Pollution Mitigation Effect; New Economic Geography

JEL Classification: P48, R11, R12

(责任编辑:卢玲)