

DOI: 10.19361/j.er.2016.05.02

经济联系、产业结构 与“标杆协同”减排效应

徐志伟^{*}

摘要: 将经济发展水平高、排污水平低的地区视作被学习的“标杆”,那么高排污地区与“标杆”地区如果能够在污染物减排上出现方向一致、幅度相近的变化,则认为区际间产生了“标杆协同”减排效应。本文首先从理论层面分析了区际经济联系、产业结构与“标杆协同”减排效应之间的关系,并以京津冀地区的烟(粉)尘减排为对象进行了三者关系的实证研究。结果发现,京津冀地区“标杆协同”减排效应与经济联系强度呈现单调递增变化,与产业同构化程度呈现“倒U型”关系,同时“标杆协同”减排效应自身会存在“惯性阻力”,对后期协同效果产生显著的负向影响。因此,通过保持紧密的经济联系和适当的产业同构关系能够在区际间产生“标杆协同”减排效应,进而有利于区域整体环境质量的改善。

关键词: 经济联系;产业结构;污染减排;“标杆协同”效应

一、问题提出

环境质量的日益恶化已经成为困扰中国发展的突出问题之一。2015年底,北京市仅相隔10天就两次启动雾霾红色预警,不得不采取机动车单双号限行、高污染企业停产、中小学生停课等措施加以紧急应对,所造成的经济损失和社会影响难以准确估量。实际上由于周边大多为高排污地区,北京市虽每年都投入数百亿元用于环境治理,但大气环境质量并未得到有效改善。由于外部性的存在,环境治理很难仅仅依靠某个地区的单方行动取得成效,必须通过区际间协同行动才能从根本上解决问题(Warner and Zawahri, 2012)。对如何实现区际间污染物的协同减排,中外文献在研究侧重上存在差异。由于实践中更多通过减排契约达成协同减排行为,国外文献重点关注了参与者数量(Diamantoudi and Sartzetakis, 2006; Asheim et al., 2006; Rubio and Casino, 2005)、新进入者行为(Kempfert, 2005; Breton et al., 2010)、参与人策略(Cabo et al., 2006; Zeeuw, 2008; Martín-Herrán and Zaccour, 2009)等因素对于减排契约稳定性的影响,并对协同减排效果进行了评估(Rypdal, 2007)。由于更多依靠政府规制和行动(蔡昉等, 2008),国内研究大多通过定性分析侧重从加强惩罚和监督力度

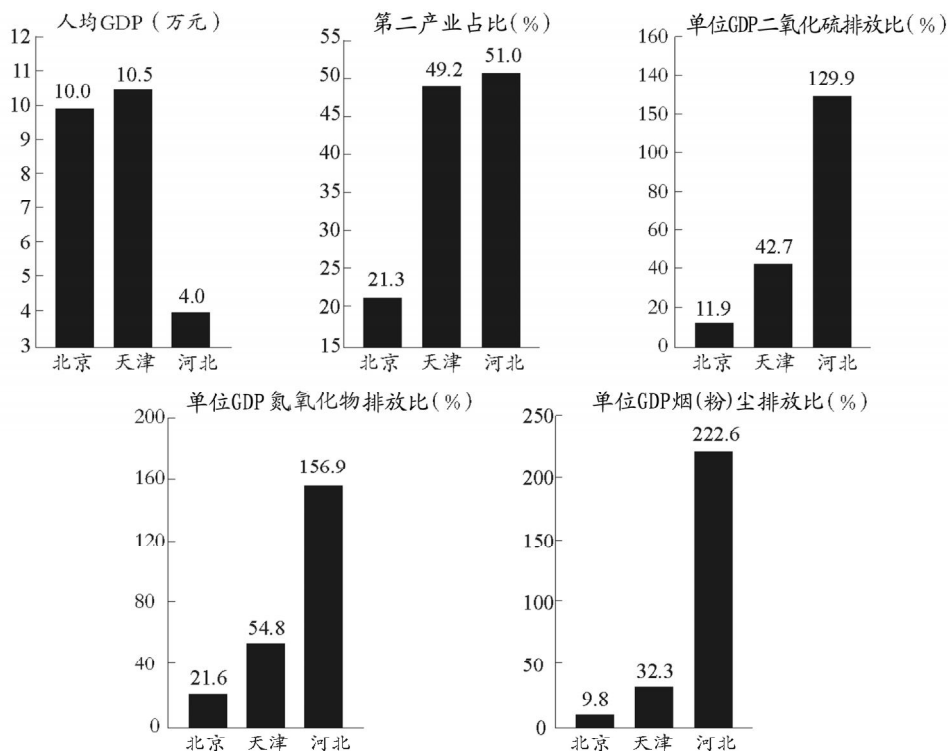
^{*} 徐志伟,天津财经大学商学院,邮政编码:300222;电子信箱:xzhwtjufe@126.com。

本文是第二届“中国经济增长与发展博士论坛”入选论文,并得到国家社会科学基金项目“基于经济空间结构的河流污染跨区域协同治理研究”(批准号:14CGL032)的资助。感谢博士论坛点评嘉宾和匿名审稿人提出的宝贵修改意见,但文责自负。

(李雪松、李博文,2014;徐志伟、刘欢,2015)、强化环保部门权威性(李正升,2014)、制定和执行考核与激励政策(唐兵、杨旗,2014)、创新政府间协调机制(李胜,2012;赵新峰、袁宗威,2014;张彦波等,2015)、重构市场与社会平衡系统(黄斌欢等,2015)、增强公众参与(崔晶、孙伟,2014;严燕、刘祖云,2014)等视角研究如何加强区际减排协同性问题。

如果说环境污染的形成往往是经济活动直接或间接作用的结果,那么考虑减排问题自然也就不能与经济活动完全割裂,但当前还较少涉及减排协同性与区际经济联系、产业结构关系等一些核心经济变量关联性的研究。污染协同治理过程中,将经济发展水平高、排污水平低的地区视作被学习的“标杆”,那么高排污地区与“标杆”地区如果能够在污染物减排上出现方向一致、幅度相近的变化,则认为区际间产生了“标杆协同”减排效应。从逻辑角度分析,经济联系强度的增加和产业关联程度的提升不仅意味着区际间能够结成“你中有我,我中有你”的利益共同体,进而有助于减少污染外部性,还意味着具有更为相近的要素投入、采用更为接近的生产技术、形成更为相似的需求偏好。这些都可能有助于“标杆协同”减排效应的形成。

能否证实经济联系、产业结构与“标杆协同”减排效应之间存在关联对于京津冀地区尤为重要。2014年京津冀地区经济发展与污染物排放指标数据见图1。



资料来源:2015年《中国环境统计年鉴》。

图1 京津冀地区2014年经济发展与污染物排放指标对比

如图1所示,从经济发展水平来看,北京市2014年人均GDP为10万元人民币,已达到中等发达国家收入水平。从地区产业结构来看,北京市第二产业占比仅为21.3%,服务业占地区经济比重超过3/4,已经进入较为典型的钱纳里后工业化阶段。从排污水平来看,万元

GDP 的二氧化硫、氮氧化物和烟(粉)尘排放已分别降至全国平均水平的 12%、22% 和 10% 左右。与之对应,邻近的天津市人均 GDP 虽然超过 10 万元,但第二产业比重接近 50%,基本处于以高端装备制造业为主的工业化后期阶段。河北省人均 GDP 只有大约 4 万元,且重工业化倾向明显,处于钱纳里工业化中期阶段。更为重要的是,河北省二氧化硫、氮氧化物和烟(粉)尘排放水平分别是全国的 1.3 倍、1.6 倍和 2.2 倍,属于典型的高排污地区。经济发展水平和产业结构上的巨大差异可能是造成京津冀地区污染协同治理困难的重要因素之一。在京津冀协同发展战略实施的大背景下,随着经济联系的增强和产业结构的变化,京津冀地区能否产生“标杆协同”减排效应,本文将从理论和实证两个层面展开研究。

本文的主要特色在于:(1)从经济联系和产业结构视角,探究了实现区际污染协同减排的新路径;(2)从理论和实证两个层面,给出了“标杆协同”减排效应与经济联系强度呈现单调递增关系,与产业同构化程度呈现“倒 U 型”关系的证明和检验;(3)从动态视角,考察了“标杆协同”减排效应的滞后影响,发现了“标杆协同”减排效应自身存在的“惯性阻力”。

二、理论模型

如图 2 所示,考虑 A、B、C 三个地区。A 地区的生产过程有 x_A 和 y_A 两种可以相互替代的生产要素可供选择。其中, x_A 为清洁要素, y_A 为污染要素,要素间的边际技术替代率为 $\frac{\partial y_A}{\partial x_A} = -\frac{\partial q_A}{\partial x_A} / \frac{\partial q_A}{\partial y_A}$ 。生产过程中如果能够减少 y_A 的投入,则意味着 A 地区可以减少污染物的排放。对于 A 地区的生产函数 $q_A = q_A(x_A, y_A)$,存在 $\frac{\partial q_A}{\partial x_A} > 0$ 和 $\frac{\partial q_A}{\partial y_A} > 0$,以及 $\frac{\partial^2 q_A}{\partial x_A \partial x_A} < 0$ 和 $\frac{\partial^2 q_A}{\partial y_A \partial y_A} < 0$ 。其中,二阶偏导为负说明要素投入的边际产出是逐步递减的。这也就意味着在技术水平不变的条件下,随着污染要素 y_A 投入量的下降,其边际产出水平 $\frac{\partial q_A}{\partial y_A}$ 是逐步增加的。此时,A 地区的利润函数为:

$$\pi_A = p_A q_A(x_A, y_A) - c_{A1} x_A - c_{A2} y_A \quad (1)$$

(1)式中: p_A 为 A 地区产出商品的价格, c_{A1} 为清洁要素的单位成本, c_{A2} 为与污染要素相关的单位成本。对于 A 地区而言,假设 c_{A1} 和 c_{A2} 都是外生的。对于产出商品价格 p_A ,可能存在市场定价和规制定价两种模式。在市场定价条件下,如果市场是竞争的,则对于 A 地区而言 p_A 是外生的;反之,如果市场是垄断的,则 p_A 是内生的,并存在 $p_A(q_A)$ 。但在现实中,政府往往会借助有形之手对污染品的生产进行价格干预。直接方式如对污染品直接限价,间接方式如对清洁替代品进行补贴等。也就是说,即使仅存在 A 地区一个供给者,污染品的生产者也很难完全按照垄断市场规则确定产出商品价格,因此假定 p_A 是外生的相对更贴近现实。由此,对于 A 地区的利润函数求解关于 y_A 的一阶条件 $\frac{\partial \pi_A}{\partial y_A} = 0$,得到污染要素的最优投入为:

$$\frac{\partial q_A}{\partial y_A} = \frac{c_{A2}}{p_A} \quad (2)$$

技术水平不变的条件下,由于只有污染要素 y_A 投入量的下降才会引致边际产出水平 $\frac{\partial q_A}{\partial y_A}$ 的增加,则由(2)式可知仅就 A 地区自身而言,控制污染要素投入可有两条路径:其一,对产

出商品进行更加严格的价格规制;其二,通过征收排污税费等方式提高污染要素的使用成本。

同时,如图2所示,假设区域内还存在产业结构完全异化的B和C两个地区。两个地区在关注经济利益的同时都注重自身的环境质量,期望更为清洁的生产方式和更少的污染物排放,即B或C都有可能成为污染减排的“标杆”地区。假设由于产业结构异化的存在,A地区的产出 q_A 要么仅能销往B地区,要么仅能销往C地区,这主要取决于哪个地区与A地区具有更高的产业关联。现有研究已证明区际间产业关联与产业同构程度密切相关,研究产业之间的关联性程度需要对产业结构之间的相关关系进行揭示(余典范等,2011)。一般意义上讲,如果两个地区的产业同构程度过高,则难以形成区际间产业互补,不利于产业关联度的提升。但另一方面,如果两个地区的产业结构差异过大,则难以形成有效的产业衔接,也会对区际间产业关联程度产生不利影响。

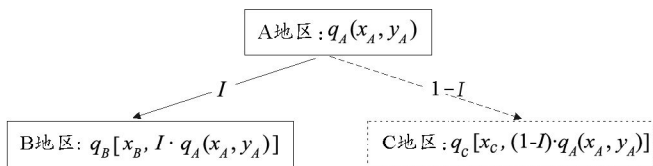


图2 理论证明中的地区间关系

图3描述了产业结构与产业关联度之间的关系。随着产业同构程度的增加,区际间产业关联度应该“先升后降”呈现“倒U型”分布。

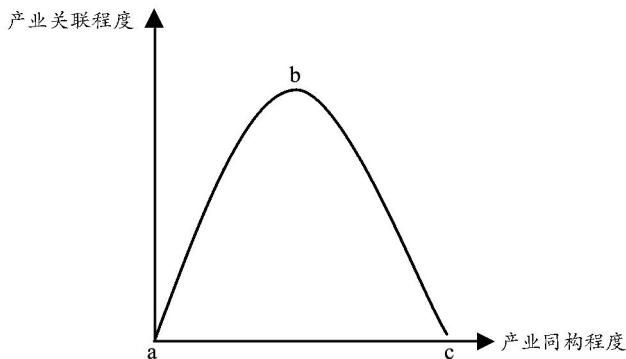


图3 区际间产业同构程度与产业关联关系

假设B地区与A地区产业同构化水平位于“倒U型”曲线顶点b,此时两地区产业关联程度也达到最大值。同时,假设C地区与A地区产业同构化程度位于a或c中的一点,两地区因产业结构完全同构或完全无关而缺乏关联。此时如式(3)所示,B和C两地区存在一个服从0、1分布的参数 I 反映了与A地区的产业关联程度。

$$I = \begin{cases} 1, & \text{与A地区存在产业关联} \\ 0, & \text{与A地区不存在产业关联} \end{cases} \quad (3)$$

根据B和C两个地区产业结构完全异化假设,如果对于B地区存在 $I_B = 1$,则对于C地区必然存在 $I_C = 0$,反之亦然。考虑A地区与B地区之间存在恰当的产业同构关系,两地区间产业关联程度紧密,即 $I_B = 1$ 的条件下,B地区的生产函数为:

$$q_B(x_B, I_B \cdot q_A) = q_B[x_B, q_A(x_A, y_A)] \quad (4)$$

与之对应,此时C地区必然有 $I_C = 0$ 。C地区的生产函数为:

$$q_C[x_C, I_C \cdot q_A] = q_C(x_C) \quad (5)$$

(4)、(5)式中: x_B 和 x_C 可分别设定为 B 和 C 两个地区源于本地区的清洁要素投入。对于 B 地区的生产函数 $q_B(x_B, q_A)$, 源于本地的清洁要素 x_B 和采购自 A 地区的生产要素 q_A 是可以相互替代的, 边际技术替代率为 $\frac{\partial q_A}{\partial x_B} = -\frac{\partial q_B}{\partial x_B} / \frac{\partial q_B}{\partial q_A}$ 。同时, 还存在着 $\frac{\partial q_B}{\partial x_B} > 0$ 和 $\frac{\partial q_B}{\partial q_A} > 0$, 以及 $\frac{\partial^2 q_B}{\partial x_B \partial x_B} < 0$ 和 $\frac{\partial^2 q_B}{\partial q_A \partial q_A} < 0$ 。其中, $\frac{\partial q_B}{\partial q_A}$ 反映了 A 和 B 两个地区的经济联系强度。随着经济联系的增强, B 地区将有更多的生产要素采购自 A 地区, 具体反映为 q_A 投入的增加。在边际产出递减规律的作用下, $\frac{\partial q_B}{\partial q_A}$ 虽依然为正, 但应随着 q_A 的增加出现递减变化。此时, B 地区的利润函数为:

$$\pi_B = p_B q_B(x_B, q_A) - c_{B1} x_B - p_A q_A(x_A, y_A) - c_{B2} y_A \quad (6)$$

(6)式中: p_B 为 B 地区产出商品价格, c_{B1} 为采购自本地区清洁要素的单位成本, c_{B2} 是由于 A 地区投入污染要素给 B 地区造成的外部性影响。假设对于 B 地区, c_{B1} 和 c_{B2} 也都是外生的。同时, 在政府环境规制的影响下, 假设 p_A 和 p_B 也是外生的。为了分析 B 地区期望 A 地区污染要素的最优投入, 对 B 地区求解关于污染要素投入的一阶条件 $\frac{\partial \pi_B}{\partial y_A} = 0$, 解得:

$$\frac{\partial q_A}{\partial y_A} = \frac{c_{B2}}{p_B \frac{\partial q_B}{\partial q_A} - p_A} \quad (7)$$

技术水平不变的条件下, 如果期望 A 地区污染要素 y_A 投入量下降, 则 $\frac{\partial q_A}{\partial y_A}$ 应该是递增的。由此得到使得 A 地区减少污染要素投入的情形包括: (1) A 地区生产过程中污染外部性的增强将使得 c_{B2} 变大, 进而导致 $\frac{\partial q_A}{\partial y_A}$ 逐渐增加, B 地区期望 A 地区减少污染要素 y_A 投入; (2) 采购自 A 地区商品价格 p_A 的逐渐增加将引致 B 地区减少 q_A 的采购量, 客观造成污染要素 y_A 投入量减少; (3) B 地区产出商品价格水平 p_B 下降使得采购自 A 地区的产品数量减少, 客观造成 A 地区减少污染要素 y_A 投入; (4) 经济联系强度的增强意味着 B 地区将有更多的投入要素采购自 A 地区, 随着 q_A 的增加 $\frac{\partial q_B}{\partial q_A}$ 逐渐变小, 进而导致 $\frac{\partial q_A}{\partial y_A}$ 逐渐变大, 客观需要 A 地区减少污染要素 y_A 投入。同时对于 C 地区, 根据产业结构化假设, 当 $I_B = 1$ 时存在 $I_C = 0$ 。C 地区的生产过程与 A 地区无关, 自然也就不会影响 A 地区对于清洁要素和污染要素投入的选择。

此外, 需要关注的是, 区际间减排在什么条件下才能实现“标杆协同”, 而不是与之相反的“竞底协同”, 即低排污地区出现与高排污地区同步、一致的污染物排放水平变化, 并由此导致整个区域环境质量的恶化。研究发现, 经济联系过程中要素的流动方向是决定出现“标杆协同”, 还是“竞底协同”的关键。对原有假设中地区间关系做出如下调整: A 地区的生产过程只投入一种清洁要素 x_A , 生产函数为 $q_A(x_A)$ 。B 地区可在本地区污染要素 y_B 和采购 A 地区清洁产品 q_A 之间进行选择, 利润函数为:

$$\pi_B = p_B q_B(y_B, q_A) - c_{B1} y_B - p_A q_A(x_A) \quad (8)$$

(8)式中: p_A 和 p_B 依然为 A 地区和 B 地区产出产品的价格, c_{B1} 为 B 地区投入污染要素 y_B 的单位成本。仍然对 B 地区求解关于污染要素投入的一阶条件 $\frac{\partial \pi_B}{\partial y_B} = 0$, 解得:

$$\frac{\partial q_B}{\partial y_B} = \frac{c_{B1}}{p_B} \quad (9)$$

由(9)式可知, B 地区污染要素的投入量与 A 地区无关, 其仅会依据自身利润最大化原则进行选择。可见在区际经济联系中, 只有低排污地区作为产品输入地、高排污地区作为产品输出地时, “标杆协同”减排效应才会出现。现实中, 区域内部贸易流向一般难以通过准确的实证数据进行度量。根据引力模型, 只有体量足够大的经济体才能吸引周边要素向其聚集 (Matyas, 1997), 因此往往可根据地区经济体量近似估计贸易流向: 经济体量越大, 人口越多, 越有可能成为要素输入地。

综上, 除采取限制污染品使用、开发和推广清洁替代技术和产品、征收排污费 (税) 等传统污染治理措施之外, 区际间经济联系强度和产业结构关系也是影响污染减排的重要因素。与追求经济发展和环境保护“双赢”结果的“标杆”地区保持紧密的经济联系和适度的产业同构水平, 可以促使高排污地区通过采取更为清洁的生产方式减少污染要素投入, 进而在区际间“标杆协同”形成减排效应。

三、实证检验

(一) 指标构建与数据描述

根据理论模型, 影响“标杆协同”减排效应的关键因素主要包括区际间的经济联系强度和产业同构程度。经济联系强度和产业同构程度在现实经济中具有一定的关联, 如恰当的产业同构程度往往是产生紧密经济联系的重要条件, 但两个变量之间仍有显著差异: 经济联系强度是总量性指标, 反映区际间经济往来是频繁的, 还是偶发的; 产业同构程度是结构性指标, 反映区际间产业结构关系是同质的, 还是相异的。本文将基于京津冀地区 2004—2013 年相关数据 (见表 1), 通过对经济联系、产业结构和“标杆协同”减排效应三者关系的实证分析, 检验理论推演结果的有效性。实证研究中的核心变量包括减排协同程度指标、经济联系强度指标和产业同构程度指标。

表 1 “标杆”地区选择的指标设置与 2013 年的数据比较

一级指标	二级指标	二级具体指标	北京市	天津市	石家庄市	唐山市	北京市排名
规模性	人口规模	市辖区人口 (万人)	1 245.2	821.7	252.4	302.9	最高
	经济规模	地区生产总值 (亿元)	19 500	14 370	4 863	6 121	最高
发展水平	经济水平	职工平均工资 (元)	93 997	68 863	43 653	48 270	最高
	产业转型	第三产业比重 (%)	76.9	48.1	41.4	32.3	最高
排污强度	总量指标	排放总量 (吨)	27 182	62 766	105 012	478 574	最低
	单位指标	单位产值排放 (吨/万元)	1.39	4.37	21.59	78.19	最低

虽然对雾霾产生的原因当前还存在一定争议, 但研究普遍认为其与化石能源燃烧和汽车尾气形成的烟 (粉) 尘排放有关。因此, 本文选择京津两个直辖市及河北省所属 11 个地级市 2004—2013 年烟 (粉) 尘排放量作为反映污染物排放的代理变量。在“标杆”地区选择上, 根据理论模型, “标杆”地区应具备三个基本条件: 其一, 经济体量大; 其二, 发展水平高; 其

三,排污强度低。如表 1 所示,本文共设置经济体量、发展水平、排污强度三项一级指标和六项二级指标对是否能够成为“标杆”地区进行判断。对 2013 年相关指标分析可发现,北京市经济体量指标和发展水平指标都远远领先于京津冀地区其他主要城市,污染物排放强度指标远远低于其他城市。因此将北京市作为“标杆”地区,计算剩余 12 个城市与北京市烟(粉)尘排放量的“标杆协同”程度,反映与北京市烟(粉)尘减排变化的一致性和同步性。

现有研究主要采用相关系数测度经济活动的双边相关性,相关系数越高,经济活动的协同性就越高(江小涓,2004)。但由于一般的相关系数只能计算截面数据,本文借鉴 Cerqueira 和 Martins(2009)的方法构造各时期烟(粉)尘排放的“标杆协同”度指标 $Corr_{bi,t}$:

$$Corr_{bi,t} = 1 - \frac{1}{2} \left(\frac{(p_{b,t} - \bar{p}_b)}{\sqrt{\frac{1}{T} \sum_{i=1}^T (p_{b,t} - \bar{p}_b)^2}} - \frac{(p_{i,t} - \bar{p}_i)}{\sqrt{\frac{1}{T} \sum_{i=1}^T (p_{i,t} - \bar{p}_i)^2}} \right)^2 \quad (10)$$

(10)式中: $p_{b,t}$ 表示北京市在第 t 年烟(粉)尘排放量, $\bar{p}_b$ 表示北京市在 2004–2013 年烟(粉)尘的平均排放量; $p_{i,t}$ 表示京津冀地区剩余 12 个城市在第 t 年烟(粉)尘排放量, $\bar{p}_i$ 表示剩余 12 个城市在 2004–2013 年烟(粉)尘的平均排放量。

由于缺乏具体的贸易往来数据,现有文献大多采用引力模型反映国内区际间的经济联系强度(徐维祥等,2013)。引力模型综合考虑了人口数量、经济总量和空间距离等因素,计算结果越大,地区间的经济联系就越强。根据引力模型,相关城市与北京市经济联系强度指标 $Ties_{bi,t}$ 的表达式为:

$$Ties_{bi,t} = \frac{\sqrt{S_{b,t} G_{b,t}} \times \sqrt{S_{i,t} G_{i,t}}}{D_{bi}^2} \quad (11)$$

(11)式中: $S_{b,t}$ 表示北京市在第 t 年人口数; $G_{b,t}$ 表示北京市在第 t 年 GDP,并通过消费者价格指数以 2004 年为基期进行平减。 $S_{i,t}$ 表示其他相关城市 i 在第 t 年人口数, $G_{i,t}$ 表示相关城市平减至 2004 年的 GDP。 D_{bi} 表示第 i 个城市与北京市最近的公路距离。最后,运用标准化方法基于时间维度对引力模型结果进行无量纲处理,以反映相关城市与北京市经济联系的趋势性变化。

正如理论模型所分析的,产业同构化水平与区际间产业关联程度具有密切关系。同时,选择产业同构指标可以弥补计算京津冀地区各城市产业关联过程中投入产出数据缺失的不足。现有研究大多采用联合国工业发展组织 1980 年构建的产业同构系数反映区际间的产业同构程度(樊福卓,2013)。其中,产业同构系数 $Isom \in [0,1]$, $Isom=1$ 表示两地区产业完全同质, $Isom=0$ 表示两地区产业完全异化。相关城市与北京市产业同构程度 $Isom_{bi,t}$ 的表达式为:

$$Isom_{bi,t} = \frac{\sum_{k=1}^n X_{bk,t} X_{ik,t}}{\sqrt{\sum_{k=1}^n X_{bk,t}^2 X_{ik,t}^2}} \quad (12)$$

(12)式中: $X_{bk,t}$ 表示北京市在第 t 年 k 产业的比重, $X_{ik,t}$ 表示相关城市 i 在第 t 年 k 产业的比重。

数据主要源于 2005–2014 年《中国城市统计年鉴》、《北京市统计年鉴》、《天津市统计年鉴》和《河北省统计年鉴》。图 4 反映了 2004–2013 年烟(粉)尘“标杆协同”减排程度、经济联系强度和产业同构程度的变化趋势。从与北京市的烟(粉)尘“标杆协同”减排程度看,

2007-2010 年时间段是协同性较好时期,2004-2006 年时段廊坊市、衡水市与北京市的协同程度较差,2011-2013 年时段衡水市与北京市协同程度较差。此外,京津两个直辖市之间的污染减排协同程度一直保持较高水平。从经济联系强度看,引力模型计算结果显示相关城市与北京市之间的经济联系呈现总体增强趋势。其中,京津两市经济联系最为紧密,廊坊市由于距离较近,与北京市的经济联系也较强。从产业同构程度看,2008 年之后京津两市产业同构水平逐步走高。河北省所辖城市中,秦皇岛市与北京市的产业同构程度最高。

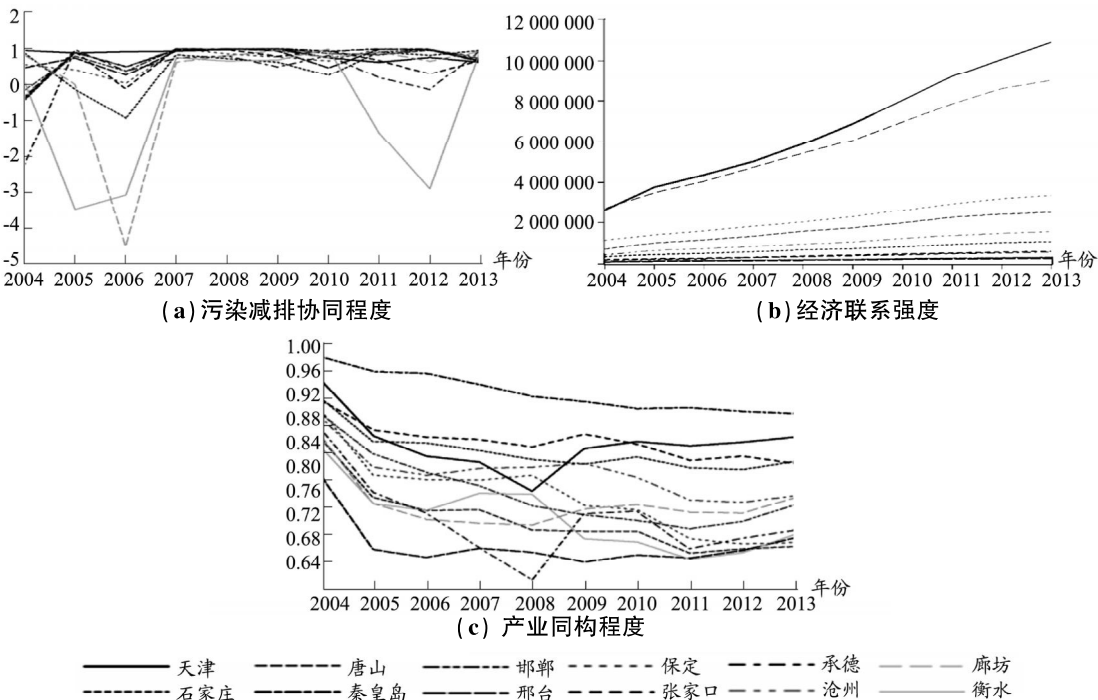


图 4 污染减排协同程度、经济联系强度、产业同构程度的变化趋势

(二) 基本模型的估计

考虑到相邻地区的经济行为可能会因溢出产生空间同期相关性,在设定模型之前选择全局 Moran's I 指数对 2004-2013 年京津冀地区各城市间烟(粉)尘排放量的空间相关性进行检验。如表 2 所示,检验结果显示历年 p 统计量均在 0.1 以上,说明烟(粉)尘排在总体上不存在空间相关性,这与京津冀地区污染物排放强度在各城市间存在巨大差异的现实是基本吻合的。因此,本文选择普通面板模型对京津冀地区经济联系、产业结构和烟(粉)尘“标杆协同”减排效应关系进行实证研究。

表 2 各个城市之间烟(粉)尘排放量空间相关性检验结果

	2004 年	2005 年	2006 年	2007 年	2008 年	2009 年	2010 年	2011 年	2012 年	2013 年
Moran's I	0.008	0.035	0.008	0.035	0.065	0.082	0.011	0.013	0.032	0.018
p -value	0.547	0.441	0.540	0.430	0.281	0.223	0.472	0.369	0.324	0.362

设定北京市与京津冀地区剩余 12 个城市烟(粉)尘排放量的协同程度指标 $Corr_{bi,t}$ 为模型被解释变量,经济联系强度指标 $Ties_{bi,t}$ 和产业同构程度指标 $Isom_{bi,t}$ 为关键解释变量。具体估计如式(13)所示:

$$Corr_{bi,t} = \alpha_0 + \alpha_1 Ties_{bi,t} + \alpha_2 Isom_{bi,t} + \alpha_3 Isom_{bi,t}^2 + \mu_{bi} + \nu_t + \varepsilon_{bi,t} \quad (13)$$

(13)式中: α_0 为截距项, α_1 、 α_2 、 α_3 为待估参数。根据理论推演结果,待估参数预期的符号方向为 $\alpha_1 > 0$ 、 $\alpha_2 > 0$ 和 $\alpha_3 < 0$ 。 μ_{bi} 和 ν_t 分别为地区固定效应和时间固定效应变量, $\varepsilon_{bi,t} \sim N(0, \sigma)$ 为随机误差项。

为避免伪回归的发生,本文首先对模型的核心变量进行单位根检验。滞后阶数采用 Schwarz 准则,指标选择 Fisher-ADF 和 LLC 检验,具体结果如表 3 所示。结果显示,所有检验结果至少都在 5%的显著性水平上拒绝原假设。继续对模型进行协整检验, Pedroni 协整结果显示 Panel PP 统计量和 Panel ADF 统计量分别为 -3.29 和 -8.09, Group PP 统计量和 Group ADF 统计量分别为 -11.39和 -7.42,均能在 1%的水平上通过显著性检验。Kao 协整结果显示 ADF 统计量为 -1.66,能够在 5%的水平上通过显著性检验。以上结果证明核心变量之间存在长期稳定的协整关系,不会出现伪回归。

表 3 数据平稳性检验结果

变量	ADF 检验结果	LLC 检验结果
<i>Corr</i>	-4.32 ***	-5.89 ***
<i>Ties</i>	-1.97 **	-5.60 ***
<i>Isom</i>	-5.63 ***	-9.83 ***

注:表中 ***、** 和 * 分别表示能够在 1%、5%和 10%的水平上通过显著性检验。

在估计方法上,首先选用了传统的 OLS 方法对(13)式进行回归。结果显示,*DW* 统计量为 1.51, White 统计量为 7.98($\chi^2_{0.05}(2) = 5.99 < nR^2 = 7.98$),说明模型存在一定的序列一阶正相关和异方差。原因可能与宏观经济波动、节能减排政策等不易观测因素给被解释变量 $Corr_{bi,t}$ 造成的同期相关性影响有关,继续采用 OLS 估计可能导致回归结果不再有效。因此,选择似不相关估计改进模型的估计效率。由于截面项超过时期项,最终选择时期似不相关估计(Period SUR)对模型进行回归。具体结果见表 4。

表 4 经济联系、产业结构与“标杆协同”减排效应关系的回归结果

解释变量	模型(1)	模型(2)	模型(3)	模型(4)	模型(5)	模型(6)
常数项	-3.294 *** (-10.07)	-2.313 *** (-7.08)	-2.403 *** (-8.74)	-1.941 *** (-7.31)	-1.990 *** (-6.75)	-100.870 ** (-2.41)
<i>Ties</i>	0.265 *** (21.54)	0.268 *** (25.20)	0.266 *** (26.19)	0.262 *** (27.66)	0.265 *** (27.25)	0.317 *** (10.082)
<i>Isom</i>	8.044 *** (9.20)	5.668 *** (6.44)	5.916 *** (7.83)	5.368 *** (7.45)	5.335 *** (6.81)	203.490 ** (2.31)
<i>Isom</i> ²	-4.056 *** (-6.95)	-2.526 *** (-4.26)	-2.777 *** (-5.45)	-2.504 *** (-5.16)	-2.405 *** (-4.56)	-103.108 ** (-2.24)
<i>Neighbour</i>		0.140 (3.74)			0.094 ** (2.33)	0.175 (1.51)
<i>Center</i>			0.020 (0.32)		0.127 * (1.75)	0.361 ** (2.44)
<i>Province</i>				0.240 *** (3.06)	0.289 *** (2.94)	0.112 (1.23)
<i>R</i> ²	0.861	0.877	0.890	0.896	0.893	0.568
<i>DW</i>	1.97	1.97	1.99	1.99	1.98	1.95
<i>F</i> -statistic	238.52	204.21	232.91	248.22	156.88	30.93

注:表中 ***、** 和 * 分别表示能够在 1%、5%和 10%的水平上通过显著性检验,下同。

表 4 中的模型(1)反映了相关城市与北京市经济联系强度、产业同构程度两个核心变量

对于京津冀地区“标杆协同”减排效应的影响。 R^2 拟合优度和 F 统计量的结果显示,模型获得了较好的拟合结果。 DW 统计量结果说明 OLS 估计中存在的序列相关性也得到较好的修正。回归结果显示,京津冀地区剩余 12 个城市与北京市之间经济联系强度的增强对于烟(粉)尘减排协同度提升在 1% 的显著性水平上具有正面作用。结果意味着随着京津冀经济一体化程度的加深和经济联系的增强,相关地区与北京市烟(粉)尘减排的一致性和同步性也会逐步增强。产业同构的一次项系数为正,二次项系数为负。结果证实了产业结构的过度同质或异化都无助于京津冀地区烟(粉)尘“标杆协同”减排效应的发挥,产业同构程度与“标杆协同”减排效应之间存在着“倒 U 型”关系。因此,进行合理的产业布局,形成优势互补的产业结构关系是增强京津冀地区“标杆协同”减排效应的另一关键。

上述实证检验给予理论推演结果以有力的证明。随着经济联系紧密程度的提高,相关城市与北京市之间的利益联系更加紧密。如果某城市继续延续原有高污染、高排放的发展路径,经济体量更大的北京市可通过减少污染品购买等方式加以应对,进而倒逼其在生产方式上向北京市“标杆看齐”。同时,恰当的产业同构程度有利于区际间形成有效的产业对接。由于北京市业已进入了以第三产业为主导的后工业化时期,恰当产业同构程度的保持及由此带来的产业关联度增强,特别有利于加速以重工业为主导的河北省产业转型与升级,进而通过结构调整达成污染减排目标。

(三) 引入控制变量的估计

继续引入三个虚拟控制变量,分别考察样本的地理位置、中心化程度、行政区划关系对于“标杆协同”减排效应的影响,并间接对基本模型回归结果的稳定性进行检验。具体控制变量包括:

是否与北京市在空间位置上相邻。一方面,由污染带来的外部性影响在空间位置相邻地区的表现往往更为明显。另一方面,由于空间位置较近,污染减排的协同效应在相邻地区也更易发挥。因此,假设天津市、承德市、张家口市、保定市、廊坊市五个与北京市存在空间位置相邻关系的城市“标杆协同”减排效应强于其他城市。

是否为京津冀地区中心城市。中心城市往往意味着有更多的人口和经济聚集,而人口和经济集聚度的提高可能有利于降低单位经济活动污染物排放强度(陆铭、冯皓,2014)。模型选择天津市和石家庄市作为除北京市之外的中心城市,并假设天津市、石家庄市与北京市污染减排的“标杆协同”性要强于其他非中心城市。

是否归属同一省级行政区划。中国政府在推动节能减排工作中具有重要作用,并且省级政府在环保政策制定、污染减排监管等方面扮演越来越重要的角色(邬亮等,2012)。由于政策具有同一性,处于同一个省级行政区划内的城市在污染减排上可能更容易“步调一致”。因此,假设河北省所属 11 个地级市与北京市污染减排的同步性要强于天津市。

基于以上思路,修正后的模型如(14)式所示:

$$Corr_{bi,t} = \beta_0 + \beta_1 Ties_{bi,t} + \beta_2 Isom_{bi,t} + \beta_3 Isom_{bi,t}^2 + \sum_{j=1}^3 \delta_j control_{bij} + \mu_{bi} + \nu_t + \varepsilon_{bi,t} \quad (14)$$

除已定义变量外,(14)式中的 $control_{bij}$ 为模型控制变量,主要由 $Neighbour_{bi}$ 、 $Center_{bi}$ 和 $Province_{bi}$ 三个虚拟变量组成。分别反映第 i 个城市与北京市是否存在空间相邻关系,是否为本地区中心城市,是否归属同一个省级行政区划。

表 4 中的模型(2)至模型(4)反映了考虑控制变量之后模型的估计结果。随着控制变

量的逐个加入,由经济联系强度增强所产生的烟(粉)尘“标杆协同”减排效应依然显著,产业同构程度与“标杆协同”减排效应之间存在的“倒U型”关系也依然保持,证明了基本模型回归结果的稳定性。模型(5)反映了综合考虑所有控制变量的回归结果。除了核心变量之间业已存在的关系之外,虚拟控制变量与烟(粉)尘“标杆协同”减排效应间关系的假设也全部成立:与北京市空间位置相邻地区的“标杆协同”减排效应在5%的显著性水平上高于非相邻城市;天津市、石家庄市两个中心城市与北京市的烟(粉)尘减排协同性在10%显著性水平上高于其他非中心城市;河北省11个地级市之间的烟(粉)尘“标杆协同”减排更为同步。其中,考虑到中心城市之间的经济活动更为频繁,产业结构也往往更为相似,实证结果得到的“天津市、石家庄市两个中心城市与北京市具有更好的烟(粉)尘减排协同性”实际上从另一侧面对经济联系、产业结构与“标杆协同”减排效应三者关系予以了再次印证。

(四)对于长三角地区的检验

为了进一步证明经济联系、产业结构与“标杆协同”减排效应之间关系并非仅为京津冀地区个案,本文继续利用相同方法以长三角地区为样本展开重新估计。其中,基于经济体量的考虑将上海市作为“标杆”城市,首先计算2004–2013年长三角地区剩余15个城市^①与上海市之间的烟(粉)尘“标杆协同”减排效应、经济联系强度和产业同构程度。同时,苏州市、南通市、嘉兴市作为与上海市空间位置相邻城市,南京市和杭州市作为除上海市之外的中心城市,虚拟变量分别设为1。江苏省所属城市虚拟变量设为1,浙江省所属城市虚拟变量设为0。在此基础上运用公式(14)进行重新估计,具体结果如表4中的模型(6)。

长三角与京津冀地区估计结果的差异主要体现在虚拟变量上:与上海市空间位置相邻的城市并未表现出比其他城市更强的烟(粉)尘“标杆协同”减排效应,同省城市之间的“标杆协同”减排同步性也并没有显著差异于非同省城市。以上结果间接反映了行政区划对于长三角地区相关城市经济行为的影响相对较弱。此外,南京市、杭州市两个省会城市与上海市烟(粉)尘“标杆协同”减排效应在5%的显著性水平上要高于其他城市,这一点与京津冀地区的研究结论相符合。关键之处在于,虽然具体的参数估计值存在一定差异,但模型核心变量估计结果的基本方向与模型(5)保持一致,且均能在1%的水平上通过显著性检验。因此,经济联系强度增强对于烟(粉)尘“标杆协同”减排效应的促进作用,以及产业同构程度与“标杆协同”减排效应之间存在的“倒U型”关系在长三角地区依然存在。

(五)“标杆协同”减排效应的滞后影响

模型(1)至模型(5)主要运用静态面板考察了经济联系、产业结构对于“标杆协同”减排效应的作用,本文继续引入被解释变量的滞后期研究“标杆协同”减排效应自身的动态变化及其影响。在基本模型的基础上设定动态面板模型:

$$Corr_{bi,t} = \gamma_0 + \gamma_1 Ties_{bi,t} + \gamma_2 Isom_{bi,t} + \gamma_3 Isom_{bi,t}^2 + \sum_{l=1}^4 \gamma_{l-1} Corr_{bi,t-l} + \mu_{bi} + \nu_t + \varepsilon_{bi,t} \quad (15)$$

除已定义变量外, $\sum_{l=1}^4 \gamma_{l-1} Corr_{bi,t-l}$ 考察了烟(粉)尘“标杆协同”减排效应滞后一期至滞后四期的动态变化。如果 $\gamma_{l-1} > 0$, 说明第 $t-l$ 期烟(粉)尘“标杆协同”减排效应能够产生“惯

①除上海市之外,长三角地区剩余的15个城市包括江苏省的南京市、无锡市、常州市、苏州市、南通市、扬州市、镇江市、泰州市和浙江省的杭州市、宁波市、嘉兴市、湖州市、绍兴市、舟山市、台州市。

性推力”,即前期“标杆协同”性对当期“标杆协同”减排效应具有正向作用;反之,说明第 $t-l$ 期烟(粉)尘“标杆协同”减排效应会产生“惯性阻力”,即前期“标杆协同”性会影响到当期协同减排效应的发挥。

对于动态面板模型,现有研究大多选用广义矩阵法(GMM)避免普通面板估计的有偏性和非一致性。GMM 又可分为差分 GMM 和系统 GMM。虽然系统 GMM 能够有效解决弱工具变量问题(Blundell and Band,1998),但如果使用较少的工具变量,差分 GMM 估计的有效性较高。分别选择 Hansen 统计量和 Arellano-Bond 统计量对动态面板工具变量有效性和扰动项自相关性进行检验。结果显示,滞后一期动态面板模型的 Hansen 统计量为 41.11 ($p=0.442$),Arellano-Bond 统计量 AR(2)为 -1.58($p=0.115$),均至少能在 10%的水平上接受原假设,证明差分 GMM 估计可以保证工具变量的有效性及扰动项无自相关。考虑到研究对象的样本个体没有数据缺失,属于平衡面板,选择一阶差分法消除模型的固定效应。为保证与静态面板估计结果的可比性,仍选择 Period SUR 方法进行加权。具体估计结果如表 5 所示。

表 5 “标杆协同”减排的滞后效应

解释变量	模型(7)	模型(8)	模型(9)	模型(10)
$Corr(-1)$	0.013 (0.65)	-0.181 *** (-9.59)	-0.178 *** (-5.80)	-0.299 *** (-5.40)
$Corr(-2)$		-0.367 *** (-13.84)	-0.234 *** (-5.32)	-0.355 *** (-5.53)
$Corr(-3)$			-0.077 *** (-3.00)	-0.178 *** (-6.54)
$Corr(-4)$				-0.210 *** (-5.77)
$Ties$	1.551 * (1.80)	-0.865 (-1.21)	2.156 *** (3.24)	1.833 *** (2.72)
$Isom$	35.272 (1.46)	50.79 ** (2.46)	67.258 *** (2.11)	94.653 *** (3.11)
$Isom^2$	-21.827 (-1.35)	-35.23 ** (-2.60)	-45.608 ** (-2.09)	-62.730 *** (-3.03)
$Hansen\ J-Statistic$	41.11 (0.422)	41.43 (0.283)	28.82 (0.675)	27.08 (0.514)

模型(7)至模型(10)反映了京津冀地区“标杆协同”减排效应滞后一期至滞后四期的动态变化。模型(7)的估计结果显示,相关城市与北京市烟(粉)尘“标杆协同”减排效应的滞后一期项对于当期协同效果没有显著影响,且产业同构程度与“标杆协同”减排效应之间的“倒 U 型”也变得不再显著。模型(8)说明,虽然烟(粉)尘“标杆协同”减排效应的滞后两期项对当期协同效果影响显著,但经济联系强度增强所产生的协同效应消失了。相对而言,模型(9)和模型(10)较好的显示了烟(粉)尘“标杆协同”减排效应的动态变化。烟(粉)尘“标杆协同”减排效应在滞后三期之后对于当期协同效果产生显著影响。 γ_{t-l} 的估计值为负说明以前年度协同效应的增加会降低后期的协同效果,即“标杆协同”减排效应自身存在“惯性阻力”,并且京津冀地区在滞后两期后达到高峰。“惯性阻力”的存在意味着区际间的“标杆协同”减排效应并不会自动实现,必须不断加以必要的外力推动才能够使京津冀地区协同减排效应得以持续和增强。最后,静态面板估计中经济联系、产业结构与“标杆协同”减排效应

三者之间的关系在动态面板中依然成立。

四、结论与启示

由于外部性的存在,仅仅依靠一个地区自身单方面的减排行动往往很难取得理想的污染治理效果,因此必须增强污染减排的区际协同性。本文将经济发展水平高、排污水平低的地区视作“标杆”,研究了区际间经济联系、产业结构与“标杆协同”减排效应之间的关系。通过理论推演发现,“标杆协同”减排效应与经济联系强度呈现单调递增关系,与产业同构化程度呈现“倒U型”关系。在此基础上,设定北京为“标杆”城市,构建了京津冀地区相关城市与北京市的“标杆协同”减排效应指标、经济联系强度指标和产业同构程度指标,并运用时期似不相关估计实证研究了经济联系、产业结构与“标杆协同”减排效应的关系。实证结果验证了理论推演结果的成立,并且对于长三角地区的实证检验也进一步证明了相关结论的稳定性。此外,通过动态面板模型研究发现,京津冀地区的“标杆协同”减排效应自身存在一定的“惯性阻力”,并且在滞后两期之后“阻力”达到峰值。

传统的污染减排通常采取两条路径:以关停高排污企业、制定严格的排污限额、征收排污税费等为代表的行政手段和以排污权交易、生态补偿等为代表的市场手段。本文研究为区际间的污染协同治理提供了一个新视角:增强经济联系的紧密程度,保持适当的产业同构水平,有利于高排污地区在减排工作上出现与低排污地区方向一致、幅度相近的变化,进而达到协同减排目标。因此,在京津冀协同发展上升为国家战略的背景下,通过加强跨地区经济合作推进区域经济一体化,通过合理规划产业布局形成有效产业衔接,将有利于增强地区间的经济联系,并保持适度的产业同构关系。这些政策措施的出台和落地,都将对提高本地区污染减排的协同性产生积极意义。

参考文献:

1. 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。
2. 崔晶、孙伟,2014:《区域大气污染协同治理视角下的府际事权划分问题研究》,《中国行政管理》第9期。
3. 樊福卓,2013:《一种改进的产业结构相似度的测度方法》,《数量经济技术经济研究》第7期。
4. 黄斌欢、杨浩勃、姚茂华,2015:《权力重构、社会生产与生态环境的协同治理》,《中国人口·资源与环境》第2期。
5. 江小涓,2004:《服务业与中国经济:相关性和加快增长的潜力》,《经济研究》第1期。
6. 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。
7. 李胜,2012:《构建跨行政区流域水污染协同治理机制》,《管理学报》第3期。
8. 李雪松、孙博文,2014:《大气污染治理的经济属性及政策演进:一个分析框架》,《改革》第4期。
9. 李正升,2014:《从行政分割到协同治理:我国流域水污染治理机制创新》,《学术探索》第9期。
10. 唐兵、杨旗,2014:《协同视角下的湖泊水污染治理——以鄱阳湖水污染治理为例》,《理论探索》第5期。
11. 郭亮、马丽、齐晔,2012:《省级政府环境政策制定过程的特征分析——以陕西和云南水土保持生态补偿政策为例》,《中国人口·资源与环境》第3期。
12. 徐维祥、陈斌、李一曼,2013:《基于陆路交通的浙江省城市可达性及经济联系研究》,《经济地理》第12期。
13. 徐志伟、刘欢,2015:《不同经济空间结构下的河流污染协同治理行为及相关福利分析》,《河北经贸大学学报》第4期。
14. 余典范、干春晖、郑若谷,2011:《中国产业结构的关联特征分析——基于投入产出结构分解技术的实证研究》,《中国工业经济》第11期。
15. 严燕、刘祖云,2014:《风险社会理论范式下中国“环境冲突”问题及其协同治理》,《南京师大学报(社会科学版)》第3期。
16. 赵新峰、袁宗威,2014:《京津冀区域政府间大气污染治理政策协调问题研究》,《中国行政管理》第11期。

17. 张彦波、佟林杰、孟卫东, 2015:《政府协同视角下京津冀区域生态治理问题研究》,《经济与管理》第3期。
18. Asheim, B., C.B. Froyen, J. Hovi, and F.C. Menz. 2006. "Regional versus Global Cooperation for Climate Control." *Journal of Environmental Economics and Management* 51(1): 93-109.
19. Blundell, R., and S. Bond. 1998. "Initial Conditions and Moment Restrictions in Dynamic Panel Data Models." *Journal of Econometrics* 87(1): 115-143.
20. Breton, M., L. Sbragia, and G. Zaccour. 2010. "Dynamic Models for International Environmental Agreements." *Environmental and Resource Economics* 7(2): 234-250.
21. Cabo, F., E. Escudero, and G. Martín-Herrán. 2006. "A Time Consistent Agreement in an Interregional Differential Game on Pollution and Trade." *International Game Theory Review* 8(3): 369-393.
22. Cerqueira, P.A., and R. Martins. 2009. "Measuring the Determinants of Business Cycle Synchronization Using a Panel Approach." *Economics Letters* 102(2): 106-108.
23. Diamantoudi, E., and E. Sartzetakis. 2006. "Stable International Environmental Agreements: An Analytical Approach." *Journal of Public Economic Theory* 8(2): 247-263.
24. Kempfert, C. 2005. "Climate Policy Cooperation Games between Developed and Developing Nations: A Quantitative, Applied Analysis." In *The Coupling of Climate and Economic Dynamics*. Edited by A. Haurie and L. Viguier, 145-171. Berlin: Springer Press.
25. Martín-Herrán, G., and G. Zaccour. 2009. "Credible Linear Incentive Equilibrium Strategies in Linear-quadratic Differential Games." *Advances in Dynamic Games and Their Applications* 10: 261-291.
26. Matyas, L. 1997. "Proper Econometric Specification of the Gravity Model." *The World Economy* 20(3): 363-368.
27. Rubio, S., and B. Casino. 2005. "Self-enforcing International Environmental Agreements with a Stock Pollutant." *Spanish Economic Review* 7(2): 89-109.
28. Rypdal, K. 2007. "Nordic Air Quality Co-Benefits from European Post-2012 Climate Policies." *Energy Policy* 35(12): 6309-6322.
29. Warner, J., and N. Zawahri. 2012. "Hegemony and Asymmetry: Multiple-chessboard Games on Transboundary Rivers." *International Environmental Agreements* 12(3): 215-229.
30. Zeeuw, A. 2008. "Dynamic Effects on the Stability of International Environmental Agreements." *Journal of Environmental Economics and Management* 55(2): 163-174.

Economic Contact, Industrial Structure, and Benchmark Synergistic Effect in Emission Reduction

Xu Zhiwei

(Business School of Tianjin Finance and Economics University)

Abstract: The benchmark synergistic effect in emission reduction refers to a consistent-direction and similar-size change between the high emission region and benchmark region, which has a high economic development and low discharge level. The article analyzes the relation among inter-regional economic contact, industrial structure and benchmark synergistic effect from the theoretical view. For verifying the relation among the variables, an empirical research is developed using soot & dust discharged data in Jing-Jin-Ji area. The results prove that benchmark synergistic effect is monotonic increase to the economic contact and inverted U-curve to the industrial isomorphism degree in the area. Meanwhile, the effect has an inertia resistance, which will make a negative impact to the later synergy degree. Therefore, the close economic contact and proper industrial isomorphism can create inter-regional benchmark synergistic effect in emission reduction, which will improve the environmental quality of whole area.

Keywords: Economic Contact, Industrial Structure, Emission Reduction, Benchmark Synergistic Effect

JEL Classification: R11

(责任编辑:赵锐、彭爽)