

城市创新行为、财政分权与环境污染

杨小东^{1 2}, 冉启英^{1 2}, 张晋宁^{1 2}

(1. 新疆大学 创新管理研究中心, 乌鲁木齐 830047; 2. 新疆大学 经济与管理学院, 乌鲁木齐 830047)

摘要: 财政分权体制下城市创新行为是影响中国环境污染的重要因素之一, 以往研究忽视了这个因素。首先分析了城市创新行为和财政分权影响环境污染的理论机理, 然后基于 2005—2016 年 271 个地级市面板数据, 通过构建地理邻接矩阵、经济地理矩阵, 运用动态空间杜宾模型, 实证检验了城市创新水平、财政分权对环境污染的全局效应和异质性效应。研究发现: 考察期内, 环境污染在空间全局上呈现出显著的“时间依赖”和“空间溢出”效应。城市创新水平提升对环境污染存在明显的抑制作用, 且财政分权对环境污染的影响为正, 但不显著; 在缓解内生性问题及进行一系列稳健性检验之后, 这一结论依然成立。同时, 地方政府通过财政分权对城市创新行为的干预抑制了环境污染的治理效果。进一步研究还发现, 不同创新极、不同时空节点、不同规模和不同等级下的城市创新水平和财政分权对环境污染的影响存在显著差异。研究结论可为优化城市创新行为和财政分权支出结构, 促进中国经济与环境协调发展提供一定的边际经验支持。

关键词: 城市创新行为; 财政分权; 环境污染; 动态空间杜宾模型; 创新极; 协同治理

中图分类号: X24; F062.9 **文献标识码:** A **文章编号:** 1671-9301(2020)03-0001-16

DOI:10.13269/j.cnki.ier.2020.03.001

一、引言

近些年来, 中国依靠大规模要素投入快速实现了工业化和城市化, 也使得中国经济实现了高速增长, 但多年形成的粗放型增长模式不可避免地给中国的资源和环境带来巨大压力, 造成一系列生态环境问题。《2018 中国生态环境状况公报》显示, 2018 年, 主要城市空气质量不达标比例高达 64.2%; 全国地表水 1 940 个水质断面(点位)中, IV 类及以下断面为 623 个, 占比高达 32.1%。而以 180 个国家和地区作为参评样本的 2018 年全球环境绩效指数(EPI)得分和排名显示, 我国 EPI 指数综合得分为 50.74 分, 位居第 120 位, 排名较 2016 年退后 11 名, 其中空气质量排名第 177 名, 得分位居全球末尾。这些都严重影响中国经济高质量发展、公众生存空间和身心健康。面对资源枯竭和环境恶化双重约束所衍生的社会矛盾与经济损失, 党和政府将环境治理工作列为经济发展的重中之重, 并出台了一系列改善环境质量、扭转生态局势恶化的政策和措施, 也取得了一定的成绩。然而, 从目前生态环境现状来看, 中国所面临的环境压力仍然巨大。如何改革和完善各级政府的环境治理体系, 打赢蓝天保卫战, 常保“绿水青山”, 促进环境治理效率提升以最终实现美丽中国梦, 各级政府仍然任重而道远。

收稿日期: 2020-01-18; 修回日期: 2020-04-20

作者简介: 杨小东(1996—), 男, 四川广安人, 新疆大学经济与管理学院博士研究生, 研究方向为人口、资源与环境经济学; 冉启英(1980—), 女, 重庆涪陵人, 通讯作者, 新疆大学经济与管理学院教授, 博士生导师, 研究方向为人口、资源与环境经济学; 张晋宁(1996—), 男, 山西忻州人, 新疆大学经济与管理学院硕士研究生, 研究方向为人口、资源与环境经济学。

基金项目: 国家自然科学基金项目(71463057); 党中央治疆方略理论与实践研究重点项目(19ZJFLZ09); 新疆大学经济与管理学院研究生“丝路”科研奖学金项目(JGSL18053)

纵观中国经济发展历程,生态环境污染主要发生在人口规模和生产消费集中的城市区域。这不禁让我们思考,是否可以通过革新城市发展模式,以打破城市发展过程中的环境负外部性污染怪圈^[1]。而城市创新行为无疑是打破怪圈的重要突破口和关键要素^[2]。城市创新作为新时代背景下城市发展战略的重要抓手,是国家实行创新驱动发展战略、完成新旧动能转换和经济结构调整的重要一环。各级政府也试图通过城市创新行为打破传统城市化进程中因大规模工业化生产、基建施工、公众活动等行为产生大量污染物所造成的长期“重经济生产、轻生态治理”的格局,进一步提高环境治理效率^[3]。在中国现行经济社会体制下,城市创新不仅是市场行为主导的产物,也与政府行为的助推密切相关。城市创新行为离不开政府财政支持,而财政是政府使用“有形之手”支持城市创新发展的重要措施^[4]。财政支出结构直接决定了政府对城市创新活动的支持效果。因此财政分权行为便有可能通过影响城市创新水平的提升对环境污染产生极大影响。那么中国城市创新究竟对环境污染有何影响?城市创新、财政分权对中国的生态环境影响机制是什么?现有文献较少对上述问题做出直接反馈。因此,本文试图探析财政分权、城市创新行为对中国环境污染的作用机制及影响机理,期待在新时代背景下为优化城市创新行为和财政分权支出结构,促进中国经济与环境的协调发展提供一定的边际经验支持。

二、文献综述

(一) 城市创新行为与环境污染的相关研究

目前学术界在城市层面对环境污染的研究主要从定性研究和定量研究两个方面展开。定性研究主要集中在城市化过程中所面临的生态伦理问题^[5-7]、城市化与生态环境的耦合作用以及理论框架、新型城镇化的概念界定与理论实践等几个方面^[8-11]。在定量研究方面,成果颇丰,但从已有的研究结论看,存在一定分歧。一些学者研究表明,在推进城市化的进程中,乡村人口大量涌入城市、城市规模迅速扩张、能源消费的需求和工业化程度的迅速提高,直接导致污染物排放增加,严重破坏了生态环境^[12-15]。也有部分学者认为,城市化未必会增加环境污染,可以通过技术升级、提升人力资本和资源集聚等方式减少污染物的产生^[16-18]。此外,有学者强调,城市化是一个动态且复杂的过程,对环境的影响是多尺度的,因此并非存在简单的线性关系^[19-26]。进一步地,考虑城市化的政策属性和时空属性,针对新型城镇化、智慧城市和城市化空间结构与空气污染、气候变化、热岛效应和城市能耗等方面的研究也较为丰富^[23-26]。

(二) 财政分权与环境污染的相关研究

关于财政分权与环境污染的相关研究,通过对现有学者基于不同的研究视角、研究方法和研究数据总结发现,目前财政分权对环境污染的影响主要存在“抑制论”和“促进论”两种观点。支持“抑制论”的研究者认为,由于各地区公共基本管理服务的异质性,地方政府比中央政府更了解本地信息,因此地方政府承担了大部分环境治理的具体事务,可以因地制宜对环境问题对症下药^[27-29]。此外,在宏观上各区际政府通过纵向和横向竞争引致的“逐顶竞争”和“邻避效应”形成对财政收入的争夺,扩大了地方政府的环境治理财政支出额度,最终可改善生态环境^[30]。在微观上,地方政府财政自主权提升的同时,按照财政收支额度调整环保政策,通过对排污企业进行政策性约束,提高企业对清洁技术的研发和使用,最终通过长期的技术效应抵消治污的成本效应^[31-32]。然而,主张分权“促进论”的学者认为,财政分权引致的财政竞争属于破坏性竞争^[33],容易引发地方政府间的“逐底竞争”和“搭便车”行为,抑制环境污染治理的积极性^[34-35]。此外,环境类产品具有显著的外部性特征,地方政府可能通过增加生产类公共物品的支出和减少环境类公共产品的提供^[36],扭曲供给结构,导致环境质量降低^[37-38]。

综上所述,以往研究为分析城市创新行为、财政分权与环境污染的关系提供了一定的理论框架和实证检验,但仍存在一些不足:一是目前大多数研究主要探讨财政分权与环境规制、对外开放、地

方政府竞争、生态效率等因素的关系或者探讨城市化、新型城市化对环境污染的直接因果或间接因果作用^[39-40]，以财政分权为背景探讨城市创新行为对环境污染的影响比较少见。二是不同区域、不同规模和不同时段的城市特征存在较大异质性，但现有研究鲜有差异化地考察影响环境污染的内在机理。三是研究样本多是基于省际层面，而环境污染的空间集聚与外溢效应导致各区域污染存在显著的空间分割，少有学者从地级市层面考察城市创新行为和财政分权对环境污染所存在的空间效应。

本文的边际贡献在于：(1) 将城市创新行为、财政分权和环境污染纳入统一分析框架，拓展了现有领域的研究成果，丰富了环境污染成因理论，为探索环境污染的治理提供了一个新的研究视角。(2) 通过空间计量方法探究了财政分权和城市创新行为对环境污染影响的时空异质性特征，并以创新城市集聚强度、城市规模、城市时空分割作为划分依据，细化了城市环境污染的研究。(3) 当前对财政分权和城市创新行为如何影响环境污染这一问题的研究尚存在不足，且缺乏城市层面的研究。本文将研究视角下沉至地级市层面，基于地级市面板数据探索城市创新行为、财政分权与环境污染的关系，力图使城市层面环境治理相关政策更具有针对性和科学性。

三、理论机理分析

本文以政府效用函数为切入点，通过构建理论模型来分析城市创新行为、财政分权与环境污染三者之间的相关关系。本文假设存在两级政府和两类部门，即地方政府和中央政府，生产部门和消费部门。在中国目前政治激励模式背景之下，地方官员选择性地将其财政资金投入到外部性较高的公共物品部门或经济建设中，以获取政治晋升的可能性^[41]。因此，基于以上背景构建地方政府的效用函数 U_i^l ：

$$U_i^l = (\mu, y_i, p_i) = (1 - \mu) y_i + \mu p_i \quad (1)$$

其中： y_i 表示人均产出； p_i 表示环境水平，与地方政府财政分权行为相关； μ 表示地方政府用于环境治理的相对权重 $\mu \in [0, 1]$ 。相应地，环境水平与政府行为关系函数可设定为：

$$p_i = \varphi_i G_i \quad (2)$$

φ_i 表示财政支出结构， G_i 表示政府财政支出规模。地方政府的财政支出来源于当地税收和上级政府的转移支付 ξ_i ，本文假定税收比例固定不变，且 ξ_i 与地方政府的行政权和财政权的错配成正比。本文假设 $\xi_i = (e_i - r_i) K_i$ ，对于每一个地方政府，均有 $\tau_k k_i + \tau_c c_i > K_i$ ，故地方政府的财政支出约束方程为：

$$G_i = e_i (\vartheta_k k_i + \vartheta_c c_i) + \xi_i \quad (3)$$

其中财政支出和收入分权分别用 e_i 和 r_i 表示； K_i 表示两级政府的转移支付基数； c_i 和 k_i 分别表示效用最大下的部门消费和投资； ϑ_k 表示资本投资税收比例， ϑ_c 表示消费投资税收比例。参考李永友和张子楠^[42]的研究，将函数 y_i 设定为：

$$y_i = f(A_i, k_i, G_i) = A_i k_i^\sigma [(1 - \varphi_i) G_i]^{1-\sigma} \quad (4)$$

A_i 表示各城市的创新行为；考虑到 k_i 和 $(1 - \varphi_i) G_i$ 都属于生产函数的一部分，本文假定 $\sigma = 1/2$ ，其中 $f_{k_i} > 0$ $f_{k_i k_i} < 0$ 分别代表 k_i 的边际生产和边际收益递减。类似地 $f_{G_i} > 0$ $f_{G_i G_i} < 0$ 表示随着 φ_i 的增加，用于经济建设的资本将会逐渐减少，最终导致 y_i 也将减少。同理，生产部门的资本约束方程为：

$$\dot{k}_i = \gamma_i y_i - \vartheta_k k_i + \varepsilon_i \quad (5)$$

其中 γ_i 为居民储蓄率， ε_i 表示资本边际收益差异导致的各区域间的资本流动。当区域之间资本流动达到平衡时，不同区域的资本边际收益彼此接近。本文假定区域资本完全流动，则 $\varepsilon_i = 0$ 。

消费效用函数设定为：

$$U_i^c = 2c_i^{1/2} \quad (6)$$

其中 c_i 表示消费者消费的商品数量, 并且假定产品价格 $P = 1$, 因此消费部门的约束方程为:

$$c_i = (1 - \gamma_i) y_i - \vartheta_c c_i \quad (7)$$

当地方政府竞争达到平衡时, 存在 $\dot{k}_i = 0$, $\dot{\varepsilon}_i = 0$ 。因此, 联立函数方程(4)和(5)可得:

$$k_i^* = A_i^2 \left(\frac{\gamma_i}{\vartheta_k} \right)^2 (1 - \varphi_i) G_i \quad (8)$$

$$y_i^* = \frac{A_i \gamma_i (1 - \varphi_i) G_i}{\vartheta_k} \quad (9)$$

显然, 消费的均衡取决于 y_i^* , 因此, 联立方程(7)和(8)可得:

$$c_i^* = \frac{A_i \gamma_i (1 - \gamma_i) (1 - \varphi_i) G_i}{\vartheta_k (1 + \vartheta_c)} \quad (10)$$

将函数方程(8)、(9)和(10)导入方程(3)可得:

$$G_i^* = A_i^2 e_i \vartheta_k \left(\frac{\gamma_i}{\vartheta_k} \right)^2 (1 - \varphi_i) G_i^* \left[1 + \vartheta_c \left(\frac{1 - \gamma_i}{1 + \vartheta_c} \right) \frac{1}{A_i \gamma_i} + \xi_i \right] \quad (11)$$

其中令 $Q_i = A_i^2 \vartheta_k \left(\frac{\gamma_i}{\vartheta_k} \right)^2 \left[1 + \vartheta_c \left(\frac{1 - \gamma_i}{1 + \vartheta_c} \right) \frac{1}{A_i \gamma_i} \right]$, G_i^* 就等于:

$$G_i^* = \frac{\xi_i}{1 - Q_i e_i (1 - \varphi_i)} \quad (12)$$

联立函数方程(1)、(2)、(9)和(12)可得:

$$U_i^l = \left[(1 - \mu) A_i \frac{\gamma_i}{\vartheta_k} (1 - \varphi_i) + \mu \lambda_i \right] G_i^*$$

令 $B_i = (1 - \mu) A_i \frac{\gamma_i}{\vartheta_k}$, $U_{i \max}^l$ 简化为:

$$U_{i \max}^{l*} = [B_i (1 - \varphi_i) + \mu \varphi_i] \frac{\xi_i}{1 - Q_i e_i (1 - \varphi_i)} \quad (13)$$

进一步对 φ_i 求偏导, 得出效用函数极值点:

$$\frac{dU_{i \max}^{l*}}{d\varphi_i} = \frac{(-B_i + \mu - \mu Q_i e_i) (e_i - r_i) K_i}{[1 - Q_i e_i (1 - \varphi_i)]^2} \quad (14)$$

假定 $e_i - r_i > 0$, 那么, $-B_i + \mu - \mu Q_i e_i = 0$, 并联立函数方程(5)、(6)可得:

$$\left[\mu \left(1 - e_i \frac{\gamma_i + \vartheta_k}{1 + \vartheta_c} \right) - 1 \right] \left[\frac{k_i}{(1 - \varphi_i) G_i} \right]^{\frac{1}{2}} + \mu = 0 \quad (15)$$

通过方程(11)和(15)分别对 A_i 和 e_i 求一阶偏导得:

$$\frac{\partial G_i}{\partial e_i} - \frac{\partial p_i}{\partial e_i} = \frac{-k_i (\gamma_i + \vartheta_k) [(\mu - 1) (1 + \vartheta_c) - e_i (\gamma_i + \vartheta_k)]}{\mu (1 + \vartheta_c)^2} \quad (16)$$

$$\frac{\partial p_i^*}{\partial A_i} = \left[\frac{\xi_i}{1 - Q_i e_i \varphi_i (1 - \varphi_i)} \right]^2 e_i \varphi_i (1 - \varphi_i) \left\{ 2A_i \vartheta_k \left(\frac{\gamma_i}{\vartheta_k} \right)^2 \left[1 + \vartheta_c \left(\frac{1 - \gamma_i}{1 + \vartheta_c} \right) \frac{1}{A_i \gamma_i} \right] + \vartheta_k \left(\frac{\vartheta_k}{\gamma_i} \right) \vartheta_c \left(\frac{1 + \vartheta_c}{1 - \gamma_i} \right)^2 \right\} \quad (17)$$

由方程(16)可知 $\frac{\partial G_i}{\partial e_i} - \frac{\partial p_i}{\partial e_i} > 0$ 。当 $\frac{\partial G_i}{\partial e_i} > 0$ 和 $\frac{\partial p_i}{\partial e_i} > 0$ 时, 意味着当把环境治理纳入地方政府效用函数时, 地方政府对环境等公共产品也更加重视, 地方政府将投入更多财政资金运用到环境治理中, 从而改善环境质量。而当 $\frac{\partial G_i}{\partial e_i} < 0$ 和 $\frac{\partial p_i}{\partial e_i} < 0$ 时, 在将环境等公共产品纳入政府治理函数内也并未明显

提升环境水平,表明在当前的财政分权水平下,地方政府可能并未转变政绩目标函数,还是以“重生产服务,轻环境产品”的投资偏好为主,最终导致环境治理的低效率。此外,由方程(17)可知,当 $A_i > \frac{\vartheta_c [\gamma_i^2 (1 - \gamma_i)^3 + \vartheta_c^3 (1 + \vartheta_c)^2]}{(1 + \vartheta_c) \gamma_i^3 (1 - \gamma_i)^2} \cdot \frac{\partial p^*}{\partial A_i} > 0$ 时,表明城市创新行为有利于通过绿色技术创新降低环境污染;反之,当 $A_i < \frac{\vartheta_c [\gamma_i^2 (1 - \gamma_i)^3 + \vartheta_c^3 (1 + \vartheta_c)^2]}{(1 + \vartheta_c) \gamma_i^3 (1 - \gamma_i)^2} \cdot \frac{\partial p^*}{\partial A_i} < 0$ 时,城市创新行为并未给环境治理带来明显的改善作用,说明技术性的减污效用不仅仅与技术有关,还与 ϑ_c 和 γ_i 的强弱程度相关。那么,城市创新行为、财政分权对环境污染究竟有何影响?下文对此进行进一步甄别。

四、模型构建、指标选取与数据来源

(一) 基准模型设定

已有研究主要是在非空间架构下探讨城市活动和环境问题,忽视了空间上的相互影响,而环境污染具有波及范围广、流动性较强和危害滞留期较长等特点,且在空间上存在不均衡分布,这一点明显不符合传统计量方法的框架。因此,本文借鉴 Le Sage and Pace^[43] 的研究范式,将空间交互作用引入一般性的线性模型中,并将空间滞后、空间误差模型相结合,形成更适合本文的空间杜宾(Dubin)模型,验证区际可能存在的空间效应。此外,在主题研究中,尽管实现了对空间效应的分析,但并未兼顾环境污染的动力学特征,忽略了时空锁定效应所可能导致的系统性偏误,因此本文将被解释变量滞后一期纳入基准模型中,构建更为准确的动态模型:

$$\begin{aligned} pol_{it} = & \alpha_0 + \rho \sum_{j=1}^n W_{ij} pol_{jt} + \alpha_1 pol_{it-1} + \alpha_2 uib_{it} + \alpha_3 fin_{it} + \alpha_4 \sum_{i \neq j}^N W_{ij} uib_{it} \\ & + \alpha_5 \sum_{i \neq j}^N W_{ij} fin_{it} + \sum_{k=1}^6 \delta_k x_{it} + \mu_i + \theta_t + \varepsilon_{it} \end{aligned} \quad (1)$$

为了进一步研究财政分权对中国生态环境污染的关联效应,本文在理论模型中加入财政分权与城市创新水平的交叉项,建立如下模型:

$$\begin{aligned} pol_{it} = & \alpha_0 + \rho \sum_{j=1}^n W_{ij} pol_{jt} + \alpha_1 pol_{it-1} + \alpha_2 uib_{it} + \alpha_3 fin_{it} + \alpha_4 \sum_{i \neq j}^N W_{ij} uib_{it} \\ & + \alpha_5 \sum_{i \neq j}^N W_{ij} fin_{it} + \alpha_6 uib_{it} \times fin_{it} + \sum_{k=1}^6 \delta_k x_{it} + \mu_i + \theta_t + \varepsilon_{it} \end{aligned} \quad (2)$$

其中 i 表示城市, t 表示年份, pol_{it} 为环境污染水平; pol_{it-1} 为环境污染水平滞后一期项; uib_{it} 为城市创新行为; fin_{it} 为财政分权; X 为一系列控制变量,包括产业结构(ind_{it})、经济发展水平($pgdp_{it}$)、经济发展水平的二次项($pgdp_{it}^2$)、人口密度(pod_{it})、能源消耗(ene_{it})、人力资本水平(hum_{it}); ρ 为环境污染水平的空间溢出系数; $\alpha_0, \alpha_1, \alpha_2, \dots, \alpha_n$ 分别为待估参数; W_{ij} 为 $n \times n$ 阶空间权重矩阵; μ_i 为个体固定效应, θ_t 为时间固定效应, ε_{it} 是随机扰动项。为控制模型的异方差和多重共线性,将部分指标取自然对数处理。

(二) 空间权重矩阵的构建

(1) 0-1 邻接矩阵的构建

由地理学第一定律可知,地理事物或属性在空间分布上存在随机、规则和集群等特点,且这种分布受到邻近地区的影响,因此本文采用 0-1 邻接标准空间权重矩阵(W_1)来表示地理空间相关性, W_1 各元素定义如下:

$$W_{ij} = \begin{cases} 1 & i \text{ 城市与 } j \text{ 城市相邻} \\ 0 & i \text{ 城市与 } j \text{ 城市不相邻} \end{cases}$$

若城市 i 和城市 j 有共同的地理边界(i 与 j 相邻), $W_{ij} = 1$; 若城市 i 和城市 j 不相邻,则 $W_{ij} = 0$ 。

(2) 经济地理矩阵的构建

地理区位的差异仅反映出地理相关影响。除地理特征以外,经济特征也是环境污染的重要成

因^[3]。基于此, 本文构建经济地理权重矩阵, 将两者在空间维度上有机结合, 使空间权重矩阵可以更加准确地刻画出不同城市空间效应的关联性、非对称性和异质性。经济地理矩阵(W_2) 各元素定义如下:

$$W_a = \begin{cases} \frac{1}{|x_i - x_j| + 1} & i \neq j \\ 1 & i = j \end{cases}$$

$$W_b = \begin{cases} \frac{1}{d^2} & i \neq j \\ 0 & i = j \end{cases}$$

$$W_2 = W_a \times W_b$$

其中 d 为两地区地理中心位置之间的距离, x_i 表示城市 i 研究期内的年人均 GDP, x_j 表示城市 j 研究期内的年人均 GDP, W_2 为中国各城市年人均 GDP 差值的绝对值的倒数与两城市距离平方的倒数的乘积。

(三) 空间相关性检验

为了描述城市创新行为、财政分权和环境污染的空间相关性, 首先需要结合上述空间矩阵测算出空间关联度, 并对其加以检验, 目前学者主要采用全局 Moran's I 指数对其进行验证。其公式为:

$$I_i = \frac{n \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n W_{ij} (a_i - \bar{a}) (a_j - \bar{a})}{\sum_{i=1}^n (a_i - \bar{a})^2}$$

式中 I 表示莫兰指数 $I \in (-1, 1)$ 。当 I 显著大于 0 时, 表示具有空间正相关性; 反之, 当 I 显著小于 0 时, 表示存在空间负相关性。如果 I 等于 0, 表明环境污染在空间上呈现随机分布, 并无空间相关性特征。 n 是样本总容量, a_i 为第 i 区域某年环境污染水平, a_j 为第 j 区域某年环境污染水平, \bar{a} 表示年均环境污染水平, W_{ij} 表示空间权重矩阵。

(四) 变量与数据

1. 被解释变量

中国生态环境污染(pol): 中国最主要的污染是工业污染, 工业污染在相态上分为固态污染物、液态污染物和大气污染物, 因此在环境污染指标的选取上应同时考虑固体工业烟尘、固体废弃物、固体烟粉尘、液体工业废水、气体氮氧化物、气体工业二氧化硫等三种物理形态的污染物, 但是受限于数据的可获取性, 本文选取工业二氧化硫作为环境污染的代理变量。

2. 核心解释变量

城市创新行为(uib): 囿于统计方法和数据资料, 目前关于城市层面创新活动的研究十分有限, 主要使用三类指标(全要素生产率、研发投入和专利数量) 度量技术进步或创新活动, 但是均存在一定缺陷。本文借鉴寇宗来等^[44]测量的城市创新指数来综合反映城市创新行为(uib)。该指标具有如下优势: 第一: 利用专利价值作为创新产出数据, 修正了因创新投入和产出重复计算所造成的偏差。第二: 将创业纳入创新层面, 构成新的创新主体, 把新注册企业作为其他类型的创新产出, 保证创新指数的完整性。第三: 采用专利更新模型测算不同年份专利的潜在价值, 多维度构建城市创新指数, 并加总到城市层面, 克服了直接采取专利数量衡量创新水平不能反映专利潜在价值和专利质量的问题。

财政分权(fin): 以往文献主要从财政支出权、财政收入权与财政自主权三个方面度量财政分权。其中政府财政支出及其大小与科技水平、创新程度等直接相关, 因此本文使用财政支出分权对财政分权加以表征。鉴于财政支出资源分配可能受到各区域人口规模的影响, 本文借鉴李政和杨思莹^[45]的研究思路, 采用城市人均财政预算内支出除以中央人均财政预算内支出与城市人均财政预

算内支出之和衡量财政分权。

3. 控制变量

考虑到影响环境污染的因素较多,因此本文引入一系列控制变量。其中经济发展水平(*pgdp*)采用人均地区生产总值测度。根据 EKC 假说,经济发展与环境污染之间呈现非线性的倒“U”型关系,因此本文加入经济发展水平的二次项。人口密度(*pod*)采用年末常住人口与辖区总面积之比测度。能源消耗(*ene*)采用人均电力消耗强度进行测度。产业结构(*ind*)采用地区第三产业产值占 GDP 比重测度。人力资本(*hum*)采用高等学校在校人数与城市总人数之比测度。外商直接投资(*fdi*)采用各地级市外商直接投资额(根据当年年平均汇率将美元折算为人民币)与 GDP 之比来测度。环境规制(*eqc*)采用二氧化硫去除率来衡量^[46]。

(五) 数据说明

本文选取 2005—2016 年中国 271 个地级市平衡面板数据作为研究对象。其中所有^①原始数据均来源于《中国科技统计年鉴》《中国财政统计年鉴》和《中国城市统计年鉴》,相关数据描述性统计和变量相关性见表 1。

五、实证结果及分析

(一) 空间相关性结果分析

采用 Moran 指数法引入 0-1 邻接地理权重矩阵、经济地理权重矩阵进行空间关联性检验,并使用 stata15 软件得出相关分析结果,相关结果如表 2 所示。由表 2 可以看出,我国各地级市在 2006—2016 年间,环境污染的全局 Moran's I 值均在 1% 的水平下显著为正,即在全域范围内,我国的环境污染存在显著的空间正向关联性和一定的空间集群现象。

(二) 回归结果直接效应分析

考虑到跨时期因素和城市个体差异有可能导致结果偏误,本文将模型初步设定为城市个体双向固定空间杜宾模型,并对模型进行 LR 和 Wald 检验^[47]。相关估计结果如表 3 所示。无论是 LR 统计量或 Wald 统计量,均在 1% 的显著性水平下拒绝原假设,因此本文采用双向固定空间动态杜宾模型开展对环境污染的研究。为便于对比,引入了非空间效应下随机效应模型和城市固定效应模型的回归结果。从表 3 得知,第(3)列、第(4)列的 R^2 最高,说明估计效果最佳。另外通过比较动态空间面板模型和非空间面板模型的回归值可知,考虑了空间因素的动态杜宾模型的各项变量回归系数与非空间面板模型的估计系数在方向上基本相同,这直接验证了模型的稳健性。因此,本文分析回归结果以动态空间杜宾模型为主。

从被解释变量来看,环境污染滞后一期在 1% 的水平下显著为正,表明环境污染具有显著的时空滞后效应,即环境污染在时空上存在“滚雪球”效应,前期滞留的污染物可能会对后期的生态环境产生影响。环境污染的相关系数 ρ 在 1% 的水平上显著为正,表明环境污染存在明显的区际互动,本地污染物的增加会对邻近地区的环境污染产生影响。

表 1 变量描述性统计分析

变量	观察值	均值	标准差	最小值	最大值
<i>Pol</i>	3 252	5.744 8	4.831 2	0.000 0	49.637 7
<i>Polw</i>	3 252	72.879 8	88.791 0	0.070 0	912.600 0
<i>uib</i>	3 252	5.851 1	25.674 0	0.000 0	694.047 0
<i>fin</i>	3 252	37.446 8	11.650 7	10.258 7	92.696 2
<i>pgdp</i>	3 252	10.272 3	0.720 7	8.109 8	12.456 4
<i>pod</i>	3 252	980.124 9	904.738 4	13.000 0	14 052.410 0
<i>ene</i>	3 252	6.988 8	1.192 2	3.565 293	11.560 0
<i>hum</i>	3 252	1.631 3	2.244 4	0.000	13.112 4
<i>ind</i>	3 252	36.709 7	8.638 7	8.58	85.340 0
<i>fdi</i>	3 252	2.144 6	3.060 3	0.000 0	76.926 0
<i>eqc</i>	3 252	0.461 8	0.282 5	0.000 0	1.000 0

表 2 两种权重矩阵下环境污染的 Moran's I 指数

年份	0-1 邻接		经济地理	
	莫兰值	z 值	莫兰值	z 值
2005	0.029 ***	4.392	0.145 ***	5.771
2006	0.028 ***	4.284	0.148 ***	5.904
2007	0.023 ***	3.585	0.134 ***	5.368
2008	0.023 ***	3.673	0.149 ***	5.948
2009	0.027 ***	4.218	0.137 ***	5.503
2010	0.014 ***	2.471	0.113 ***	4.735
2011	0.032 ***	4.885	0.149 ***	5.981
2012	0.045 ***	6.697	0.176 ***	7.007
2013	0.054 ***	7.878	0.184 ***	7.306
2014	0.053 ***	7.689	0.197 ***	7.783
2015	0.051 ***	7.486	0.182 ***	7.211
2016	0.018 ***	3.004	0.156 ***	6.273

表 3 城市创新行为、财政分权对环境污染的直接影响

变量	非空间面板模型				变量	非空间面板模型			
	RE	FE	空间距离 0-1 矩阵 SDM	经济地理矩阵 SDM		RE	FE	空间 0-1 矩阵 SDM	经济地理矩阵 SDM
	(1)	(2)	(3)	(4)	(1)	(2)	(3)	(4)	
<i>L. pol</i>			0.621 5 *** (0.016 2)	0.612 4 *** (0.016 1)	<i>eqc</i>	-3.285 7 *** (0.203 8)	-3.341 8 *** (0.203 2)	-2.186 8 *** (0.182 1)	-2.198 3 *** (0.181 7)
<i>uib</i>	-0.015 8 *** (0.002 3)	-0.015 7 *** (0.002 3)	-0.005 2 *** (0.002 0)	-0.005 0 ** (0.002 0)	ρ			0.335 5 *** (0.110 5)	0.205 1 *** (0.038 8)
<i>fin</i>	0.042 9 *** (0.011 4)	0.026 4 ** (0.012 3)	0.015 6 (0.010 4)	0.013 6 (0.010 6)	<i>_cons</i>	9.575 6 (8.036 0)	8.759 6 (8.065 6)		
<i>pgdp</i>	-0.253 1 (1.593 0)	0.255 5 (1.605 8)	1.759 8 (1.684 1)	1.444 9 (1.844 3)	δ^2			2.911 0 *** (0.069 2)	2.881 3 *** (0.068 5)
<i>pgdp²</i>	-0.015 9 (0.078 6)	-0.031 2 (0.079 1)	-0.077 8 (0.080 4)	-0.068 3 (0.087 6)	LRSAR			30.86 [0.001 2]	38.46 [0.000 0]
<i>ene</i>	0.520 2 *** (0.123 4)	0.307 7 ** (0.135 4)	0.159 3 (0.120 1)	0.147 7 (0.119 1)	LRSEM			77.87 [0.000 0]	41.22 [0.000 0]
<i>pod</i>	0.000 3 *** (0.000 1)	0.000 2 * (0.000 1)	0.000 2 * (0.000 1)	0.000 2 (0.000 1)	WaldSAR			29.96 [0.000 9]	41.44 [0.000 0]
<i>hum</i>	-0.025 0 (0.069 0)	-0.211 0 *** (0.081 0)	-0.091 5 (0.074 9)	-0.100 4 (0.077 6)	WaldSEM			28.09 [0.000 9]	37.00 [0.000 0]
<i>ind</i>	-0.092 9 *** (0.010 3)	-0.098 8 *** (0.010 5)	-0.003 2 (0.011 8)	-0.009 3 (0.012 3)	其他变量			YES	YES
<i>fdi</i>	-0.003 0 (0.016 0)	-0.007 6 (0.015 9)	-0.007 9 (0.013 5)	-0.002 9 (0.013 4)	双向固定			YES	YES
					R ²	0.228 5	0.232 4	0.592 7	0.735 4
					N	3 252	3 252	2 981	2 981

注: *、**、*** 分别表示 10%、5%、1% 的显著性水平, () 内代表标准误, [] 内代表 p 值。

城市创新行为系数至少在 5% 的水平下显著为负, 表明城市创新能力的提升对生态环境污染存在显著的抑制作用。一般而言, 城市创新水平的提升在宏观上推动产业结构升级和能源的规模化、集约化利用, 最终降低环境污染。而在微观上主要是通过生产技术创新和治理技术创新影响污染物排放。其中, 生产技术创新主要是通过生产工艺的技术进步, 提高能源和资源利用, 降低能源消耗率, 减少污染物的排放; 治理技术创新主要是通过生产中治污技术的进步, 生产工艺的绿色、高效和污染处理设施的升级等, 最终实现生态环境质量的提高。

财政分权对中国生态环境污染的影响为正, 但统计特征整体上并不明显, 这证实了财政分权在全局上影响污染物排放的复杂性。其原因可能在于: 首先, 财政分权程度的提高导致地方政府拥有较大的财政自主权, 在早期中国“唯 GDP 论”和“逐底竞争”的政治晋升激励条件下, 地级市政府更倾向于将财政向经济建设倾斜, 而忽略了对环境类公共产品的投入, 造成对环境保护投入不足, 加剧了地方的环境污染; 其次, 环境产品的公共属性决定其具有显著的外部性, 地方政府在环境治理方面有“搭便车”的动机, 造成地方政府对环境治理的消极应对; 再者, 鉴于中国户籍制度的限制, Tiebout 的“用脚投票”机制在中国并不成立, 因此地方政府选择性忽视公众对环境的诉求, 造成环境污染愈演愈烈。伴随着经济水平的不断提高, 居民对生态环境的要求和环境质量在政府政绩考核中的比重也不断提高, 导致部分地方政府的财政偏好逐渐向公共环境治理投入转移, 减少了污染物的排放, 从而在一定程度上缓解了地方环境污染的加剧。

(三) 回归结果关联效应分析

为验证城市创新行为与财政分权的关联作用, 在基准模型(1)的基础上引入财政分权与城市创新行为的交互项, 相关估计结果如表 4 所示。不考虑空间和地理相关性的 R^2 均较小, 主要兴趣变量的稳健程度欠佳, 表明未考虑空间关联性的模型可能会导致估计有偏。而能够同时从时间维度和空间维度上捕捉兴趣变量依赖特征的动态空间杜宾模型的主要兴趣变量估计系数在显著性和方向上

基本与前文保持一致,再次证明了动态空间面板杜宾模型的稳健性,因此分析主要以空间模型为主。从整体上来看,两种空间权重矩阵下,本文关注的兴趣变量估计结果符号和显著性相差不大,具有较高的稳健性。环境污染滞后一期的估计系数均在1%的水平下显著为正,前期污染物将会对后期污染产生严重影响,存在明显的“路径依赖效应”;城市创新系数在1%的水平下显著为负,系数值介于-0.1050~-0.0434之间;财政分权的系数整体为正,数值处于0.0089~0.0310之间。

表4 城市创新行为、财政分权对环境污染的关联影响

变量	非空间面板模型				变量	非空间面板模型			
	RE	FE	空间0-1矩阵 SDM	经济地理矩阵 SDM		RE	FE	空间0-1矩阵 SDM	经济地理矩阵 SDM
	(1)	(2)	(3)	(4)	(1)	(2)	(3)	(4)	
<i>L.pol</i>			0.6115*** (0.0162)	0.6007*** (0.0162)	(0.0695)	(0.0815)	(0.0757)	(0.0797)	
<i>uib</i>	-0.1032*** (0.0110)	-0.1050*** (0.0109)	-0.0434*** (0.0093)	-0.0451*** (0.0096)	-0.0864*** (0.0102)	-0.0918*** (0.0104)	-0.0023 (0.0118)	-0.0099 (0.0123)	
<i>fin</i>	0.0310*** (0.0114)	0.0164 (0.0122)	0.0102 (0.0104)	0.0089 (0.0106)	-0.0005 (0.0159)	-0.0046 (0.0157)	-0.0061 (0.0134)	-0.0019 (0.0134)	
<i>uib × fin</i>	0.0011*** (0.0001)	0.0011*** (0.0001)	0.0005*** (0.0001)	0.0005*** (0.0001)	-3.2154*** (0.2022)	-3.2821*** (0.2010)	-2.2045*** (0.1813)	-2.2135*** (0.1809)	
<i>pgdp</i>	-2.6848* (1.6061)	-2.2873 (1.6161)	0.5534 (1.7037)	0.1342 (1.8614)			0.2472** (0.1189)	0.1897*** (0.0391)	
<i>pgdp²</i>	0.1125 (0.0794)	0.1016 (0.0798)	-0.0198 (0.0814)	-0.0053 (0.0884)					
<i>ene</i>	0.5623*** (0.1222)	0.3748*** (0.1341)	0.1737 (0.1197)	0.1810 (0.1188)			2.8853*** (0.0685)	2.8545*** (0.0679)	
<i>pod</i>	0.0003*** (0.0001)	0.0001* (0.0001)	0.0002 (0.0001)	0.0001 (0.0001)			其他变量 双向固定	YES YES	
<i>hum</i>	0.0836 (0.0836)	-0.0855 (0.0855)	-0.0476 (0.0476)	-0.0406 (0.0406)	R ² N	0.2468 3252	0.2501 3252	0.5145 2981	0.7091 2981

注: *、**、*** 分别表示 10%、5%、1% 的显著性水平,括号内代表标准误。

关联项系数符号为正且均在1%的水平下显著,表明在财政分权刺激下城市创新对生态环境产生消极影响。原因可能在于:首先,正如“诺斯悖论”所述,在中国财政分权制度和政府竞争激励背景下,地方政府官员出于政绩考虑,可能更倾向于追求生产率为导向的技术创新,将财政投入到短期内能迅速产生经济效益的生产性领域,而忽视了成效周期较长的绿色偏向技术进步,最终不利于减少污染^[21]。其次,从企业层面看,地方政府为完成经济增长目标,可能通过财政补贴和税收政策等方式影响企业研发决策,相应企业研发创新行为也会受到影响;同时,企业也更倾向于研发能在短期内取得高额利润的创新技术,从而对绿色创新技术产生一定的“挤出效应”,造成污染排放增加。最后,城市的创新发展不会一蹴而就,而是一个长期的过程,城市创新水平的提升不仅意味着需要投入大量资本和人力要素,还具有巨大失败风险,这显然降低了地方政府推进城市创新水平进而治理环境污染的意愿。这一结果也得到了充分验证,根据《中国城市创新产业报告》,创新力强度上升最快的行业主要集中在提升生产力和扩大生产规模较快的化学原料和化学制品业、专用设备制造业、制造炼油和化工生产专用设备制造等,而以新能源、新材料和节能环保为代表的新经济行业虽然发展迅速,但体量还较小。即使新经济行业和绿色行业能对环境污染形成一定的抑制作用,但这种抑制作用很有可能被生产领域的“虹吸效应”和“抵消效应”所湮没,最终并没有减少环境污染。限于篇幅,控制变量的结果不再赘述。

(四) 异质性分析

上述实证结果表明城市创新水平、财政分权与环境污染之间在全域空间上存在较强的关联性,但局域空间有可能表现出与全域空间相异甚至完全相悖的非典型情况。因此,本文分别从城市区

际、城市时空和城市规模三个角度加以拓展分析,进一步对异质性进行识别。

1. 区域异质性

首先,考虑到中国创新行为在区域上的集聚特征,本文依据创新集聚强度将 271 个地级市划分为长三角、珠三角、环渤海、海西、中部、西北、东北和大西南八大创新极。通过上述计量模型的适用性检验,本文依旧采用城市个体与时间双固定的空间动态杜宾模型进行分析,囿于篇幅,本文只报告了经济地理权重实证结果(如表 5 所示)。整体上看,不同城市创新极主要变量的显著性和方向性均有一定程度的差异。从被解释变量来看,其动态效应在珠三角、环渤海、海西、中部、西北、东北和大西南均在 1% 的水平下显著,而在长三角并不显著;空间效应在长三角、珠三角、海西、西北和大西南显著,而在环渤海、中部和东北创新极并不显著。上述结果说明环境污染的“棘轮效应”和“空间溢出效应”在八大创新极上出现明显分化,不同创新极的环境污染效应存在明显的时空差异。

表 5 区域异质性估计结果

变量	长三角	珠三角	环渤海	海西	中部	西北	东北	大西南
直接效应								
<i>L. pol</i>	0.000 9 (0.056 0)	0.484 8*** (0.091 2)	0.673 4*** (0.040 6)	0.535 2*** (0.046 6)	0.633 3*** (0.034 4)	1.065 7*** (0.051 0)	0.750 2*** (0.059 0)	0.285 9*** (0.059 2)
<i>uib</i>	-0.043 4*** (0.007 6)	-0.002 7 (0.004 1)	-0.029 4** (0.011 6)	-0.027 2* (0.015 2)	-0.022 9** (0.009 9)	0.016 0 (0.014 7)	-0.023 5* (0.012 1)	-0.014 2 (0.023 5)
<i>fin</i>	-0.044 3 (0.079 2)	0.038 9 (0.095 0)	0.071 7* (0.037 3)	0.023 6 (0.033 3)	0.021 0 (0.030 4)	-0.015 4 (0.040 5)	0.031 0* (0.017 3)	0.038 2 (0.042 2)
ρ	0.341 0*** (0.123 1)	0.378 8** (0.156 9)	0.048 1 (0.088 2)	0.457 3*** (0.110 1)	0.021 4 (0.068 5)	0.244 1*** (0.075 4)	0.105 3 (0.103 5)	0.169 0 (0.105 2)
δ^2	3.669 8*** (0.289 8)	0.490 0*** (0.067 2)	2.100 4*** (0.122 4)	0.395 8*** (0.035 2)	2.014 7*** (0.098 4)	3.042 0*** (0.222 4)	0.418 1*** (0.034 1)	6.953 6*** (0.642 3)
R^2	0.003	0.269	0.717	0.097	0.743	0.688	0.802	0.052
关联效应								
<i>L. pol</i>	-0.013 9 (0.056 0)	0.481 9*** (0.087 6)	0.675 2*** (0.040 6)	0.567 2*** (0.050 0)	0.608 1*** (0.035 4)	1.038 3*** (0.051 0)	0.715 8*** (0.058 7)	0.284 8*** (0.059 2)
<i>uib</i>	0.081 1 (0.066 2)	-0.071 4*** (0.026 2)	-0.085 8 (0.070 9)	0.001 2 (0.038 3)	-0.164 3** (0.082 0)	0.126 8 (0.295 7)	-0.362 2*** (0.131 6)	0.045 4 (0.076 2)
<i>fin</i>	-0.017 6 (0.080 6)	-0.074 1 (0.098 9)	0.069 7* (0.037 4)	0.032 3 (0.033 9)	0.015 8 (0.031 0)	-0.009 0 (0.042 3)	0.007 0 (0.019 5)	0.064 5 (0.053 6)
<i>uib</i> × <i>fin</i>	-0.002 0* (0.001 1)	0.000 8*** (0.000 3)	0.001 1 (0.001 4)	-0.000 6 (0.000 7)	0.002 5* (0.001 4)	-0.002 5 (0.006 3)	0.008 3*** (0.003 2)	-0.001 3 (0.001 5)
ρ	0.343 2*** (0.122 9)	0.454 0*** (0.155 4)	0.043 6 (0.088 4)	0.497 9*** (0.110 8)	0.013 2 (0.068 3)	0.201 3*** (0.076 9)	0.103 0 (0.102 8)	0.165 8 (0.105 1)
δ^2	3.613 8*** (0.285 4)	0.451 9*** (0.063 3)	2.098 7*** (0.122 3)	0.388 8*** (0.034 7)	1.987 9*** (0.097 1)	3.019 0*** (0.220 2)	0.404 0*** (0.033 0)	6.922 7*** (0.639 3)
其他变量	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES
双向固定	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES
R^2	0.020	0.147	0.712	0.098	0.705	0.730	0.360 7	0.082 4
N	275	88	495	220	704	319	253	198

注: *、**、*** 分别表示 10%、5%、1% 的显著性水平,括号内代表标准误。

从核心解释变量来看,长三角城市创新极、环渤海城市创新极、海西城市创新极、中部城市创新极和东北城市创新极的系数至少在 10% 水平下与环境污染呈现出显著负相关。珠三角创新极和大西南创新极的城市创新水平系数为负但不显著,西北创新极的城市创新水平系数为正但不显著。说明在考察期内,城市创新水平对环境污染的影响存在较大的异质性。八大创新极的财政分权系数和交互项系数也在空间上存在明显的多边分化。这也验证了目前中国财政分权制度背景下,中国区域创新非均衡状态的环境治理过程,具体而言,受制于环境规制力度的提高以及公众对环境质量的强烈诉求和绩效考核制度的转变等,财政分权的提高促进环境污染的形势已经得到一定程度的扭转,

但是总体上还呈现出不容乐观的趋势。财政分权和城市创新水平对环境污染的关联作用也使得某些城市逐渐从生产型技术创新转变为绿色技术创新,但是由于绿色创新技术的时间成本与投入风险等因素客观存在,其转变过程较为缓慢。

2. 时间异质性

在估计城市创新、财政分权对环境污染的影响过程中,不可避免地会受到其他政策或者外生冲击的干扰,使得回归结果产生偏差。为识别和解决上述问题,本文考虑到样本考察期间中国实施了对经济和社会影响较为深远的“十一五”计划、“十二五”计划,以及2013年产生了新一届政府领导班子,因此本文以2010年和2012年作为时间节点,将研究样本分为2006—2010年、2011—2015年、2005—2012年和2013—2016年四个时间段,来剖析此期间上述冲击可能对创新行为、财政分权与环境污染产生的影响,相关回归结果如表6所示。整体来看,不同时间段的变量估计结果方向性基本保持一致,但是显著性差异较大。从环境污染指标来看,环境污染的动态效应均在1%的水平下显著。空间溢出效应在“十一五”期间为正但不显著,而“十二五”期间溢出效应在1%水平下显著为正;2005—2012年及2013—2016年的空间溢出效应至少在5%的水平下显著为正,以上结果说明,不同时期内环境污染存在明显的“路径依赖效应”,且空间相关性随着时间的推移而逐渐增强。从财政分权和城市创新水平指标来看,整体上财政分权系数均不显著,对环境污染的作用不明显,而随着时间的增加,财政分权对环境污染的影响程度逐渐减弱;从交互项看,“十一五时期”和新一届领导班子产生前的系数均不显著,而“十二五”时期和新一届领导班子产生后的系数均在1%的水平下显著为正。上述情况说明财政分权和城市创新水平对环境污染的作用在时间上存在一定的动态性和阶段性。

表6 时间区域异质性估计结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
	2006—2010	2006—2010	2011—2015	2011—2015	2005—2012	2005—2012	2013—2016	2013—2016
<i>L. pol</i>	0.573 9*** (0.039 2)	0.572 4*** (0.039 5)	0.331 9*** (0.019 1)	0.324 6*** (0.019 2)	0.410 7*** (0.021 7)	0.406 0*** (0.021 7)	2.719 4*** (0.050 3)	4.987 2*** (0.049 8)
<i>uib</i>	0.009 2 (0.012 0)	-0.008 9 (0.077 5)	-0.005 3 (0.003 5)	-0.042 2*** (0.013 8)	-0.008 9 (0.005 7)	-0.030 8 (0.033 8)	0.022 9*** (0.004 9)	-0.177 1*** (0.017 3)
<i>fin</i>	0.019 1 (0.016 6)	0.017 6 (0.016 8)	0.007 1 (0.009 3)	0.001 6 (0.009 5)	0.019 1 (0.017 0)	0.018 8 (0.017 0)	0.092 1*** (0.025 5)	-0.098 4*** (0.025 2)
<i>uib × fin</i>		0.000 2 (0.000 9)		0.000 5*** (0.000 2)		0.000 3 (0.000 4)		0.001 6*** (0.000 2)
ρ	0.112 8 (0.076 4)	0.112 1 (0.076 4)	0.181 6** (0.070 8)	0.188 9*** (0.071 2)	0.126 7** (0.053 3)	0.121 7** (0.053 4)	4.742 0*** (0.065 8)	27.379 0*** (0.064 3)
δ^2	1.925 9*** (0.066 2)	1.922 5*** (0.066 1)	0.798 7*** (0.027 5)	0.790 2*** (0.027 2)	3.093 8*** (0.088 0)	3.082 5*** (0.087 6)	0.819 9*** (0.051 3)	-2.376 0*** (0.049 6)
其他变量	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES
双向固定	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES
N	1 084	1 084	1 084	1 084	1 897	1 897	813	813
R ²	0.724	0.724	0.588	0.563	0.614	0.586	0.035	0.003

注: *、**、*** 分别表示 10%、5%、1% 的显著性水平,括号内代表标准误。

3. 规模异质性

(1) 城市人口规模异质性

众所周知,城市规模扩张是导致污染物增加的重要因素之一,因此,本文参照于斌斌^[48]的做法,将辖区人口数为200万以上的城市设定为大规模城市,将辖区人口数为100万~200万的城市设定为中等规模城市,将辖区人口数为50万~100万的城市设定为中等规模城市,将辖区人口数为50万以下的城市设定为小规模城市。本次回归分析也采用动态空间杜宾模型,相关估计结果如表7所示。从回归

结果看,被解释变量滞后一期的系数均在1%的水平下显著,而估计参数存在显著的差异性,中等及大中等城市规模的估计系数值较大,小规模城市和大规模城市的系数较小。时空效应在大中等规模城市显著,而在中小规模城市不显著。上述结果说明,不同规模的城市存在明显的“路径依赖”现象,上一期的污染对下一期的影响尤为严重,而在大城市滞后依赖程度稍有减弱的趋势。

表7 城市人口规模异质性估计结果

变量	大规模		大中等规模		中等规模		小规模	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
<i>L.pol</i>	0.355 2*** (0.037 3)	0.341 1*** (0.037 2)	0.694 8*** (0.027 1)	0.690 6*** (0.027 2)	0.841 0*** (0.024 4)	0.836 8*** (0.024 5)	0.564 5*** (0.051 6)	0.557 3*** (0.051 2)
<i>uib</i>	-0.001 1 (0.003 4)	-0.044 6** (0.017 5)	-0.004 4 (0.021 9)	0.061 5 (0.070 9)	-0.016 1 (0.038 0)	0.120 5 (0.177 5)	-0.086 7 (0.315 1)	1.899 7** (0.915 2)
<i>fin</i>	0.029 5 (0.028 7)	0.013 7 (0.029 3)	0.019 5 (0.016 4)	0.023 0 (0.016 9)	0.023 7* (0.014 3)	0.027 3* (0.015 1)	-0.008 0 (0.032 5)	0.005 8 (0.032 9)
<i>uib × fin</i>		0.000 5** (0.000 2)		-0.001 4 (0.001 5)		-0.003 3 (0.004 0)		-0.046 4** (0.019 9)
ρ	0.160 9** (0.074 3)	0.151 0** (0.074 3)	0.129 3** (0.059 7)	0.133 9** (0.059 7)	0.056 1 (0.050 4)	0.052 7 (0.050 9)	0.071 6 (0.083 4)	0.044 4 (0.087 7)
δ^2	5.308 3*** (0.280 8)	5.229 8*** (0.276 5)	2.376 7*** (0.096 4)	2.369 0*** (0.096 1)	1.502 1*** (0.061 9)	1.499 7*** (0.061 8)	1.984 4*** (0.133 1)	1.953 8*** (0.131 0)
<i>Control</i>	YES							
双向固定	YES							
N	605	605	1 023	1 023	990	990	374	374
R ²	0.476	0.518	0.746	0.749	0.872	0.873	0.683	0.691

注: *、**、*** 分别表示 10%、5%、1% 的显著性水平,括号内代表标准误。

从核心解释变量看,城市创新对环境污染的影响呈现负相关性,但是均未通过显著性检验。从财政分权系数来看,小规模城市的系数为负,而大规模、大中等规模和中等规模城市的财政分权为正,这也证明了城市创新和财政分权对环境污染的异质性影响效应在规模层面同样存在。从关联效应来看,随着城市规模的降低,财政分权和城市创新的共同作用对环境污染的抑制效应也愈加明显。一方面,这反映出在国家创新驱动战略和“绿水青山就是金山银山”理念下,财政分权程度的提升可以加强城市创新水平对环境污染的抑制作用;另一方面,大规模城市主要位于东部沿海地带或是各省会和副省会城市,各地方政府竞争压力较大,可能仍在参与以经济绩效为主的 GDP 竞赛,环境公共产品在财政支出中所占比重略显不足,分权下的创新行为仍以生产性创新为主。在此背景下,城市创新水平的提升在考察期内对环境污染的作用尤为有限^[49]。

(2) 城市等级异质性

此外,本文根据第一财经研究所对中国地级市的分类,进一步将城市样本分为一线城市、二线城市、三线城市和四线城市,考察在不同城市等级下,城市创新行为、财政分权对环境污染的异质性影响。对于上述样本的回归,限于篇幅本文只报告了经济地理权重矩阵下的回归结果,相关结果如表 8 所示。结果表明,一线、二线和三线城市的城市创新回归系数为负数,四线城市的城市创新系数为正,说明随着城市等级的提高,城市创新对环境污染的抑制作用也更加明显。二线城市的财政分权回归系数为负,一线城市、三线城市和四线城市的财政分权系数为正,整体上财政分权的提升将会增加污染物排放。但随着公众环境诉求的不断提高,一些地方政府开始逐渐重视环境治理,最终使环境恶化形势得到扭转^[3]。从关联效应来看,一线城市和四线城市的财政分权和城市创新对环境污染的共同作用为负,二线城市和三线城市财政分权和城市创新对环境污染的共同作用为正,异质性在城市等级层面同样存在,表现出环境污染治理的复杂性。

表8 城市人口规模异质性估计结果

变量	(1) 一线	(2) 一线	(3) 二线	(4) 二线	(5) 三线	(6) 三线	(7) 四线	(8) 四线
<i>L. pol</i>	0.019 6 (0.066 8)	0.017 8 (0.066 7)	0.552 9*** (0.039 9)	0.566 6*** (0.040 3)	0.695 7*** (0.033 3)	0.691 8*** (0.033 3)	0.797 3*** (0.019 2)	0.796 7*** (0.019 2)
<i>uib</i>	-0.007 2 (0.008 7)	0.009 1 (0.047 8)	0.003 2 (0.010 1)	-0.054 9 (0.036 4)	-0.020 4 (0.022 8)	-0.161 4* (0.092 2)	0.007 3 (0.068 6)	0.245 3 (0.202 2)
<i>fin</i>	0.015 0 (0.068 7)	0.038 0 (0.073 9)	-0.003 2 (0.034 2)	-0.012 3 (0.034 3)	0.021 7 (0.017 4)	0.010 7 (0.018 8)	0.015 5 (0.012 2)	0.020 4 (0.012 9)
<i>uib × fin</i>		-0.000 2 (0.000 5)		0.001 2* (0.000 7)		0.003 3 (0.002 1)		-0.006 6 (0.005 2)
ρ	0.307 8** (0.129 7)	0.334 6** (0.130 7)	0.005 7 (0.082 2)	0.006 2 (0.082 0)	0.125 4** (0.056 9)	0.133 3** (0.057 2)	0.198 7*** (0.044 8)	0.210 0*** (0.044 9)
δ^2	9.282 9*** (0.950 1)	9.140 5*** (0.938 6)	1.096 0*** (0.079 6)	1.076 4*** (0.078 1)	2.135 1*** (0.100 6)	2.123 5*** (0.100 0)	2.030 3*** (0.063 3)	2.025 7*** (0.063 2)
Control	YES							
双向固定	YES							
N	165	165	319	319	759	759	1 738	1 738
R ²	0.049	0.075	0.532	0.435	0.771	0.749	0.848	0.848

注: *、**、*** 分别表示 10%、5%、1% 的显著性水平 括号内代表标准误。

(五) 稳健性分析

为进一步增强上述全样本条件下所得结论的可靠性,本文还进行了以下稳健性检验:(1) 替换被解释变量。使用污染物排放强度,即二氧化硫与 GDP 之比重新衡量被解释变量;(2) 替换解释变量。借鉴高翔^[50]的研究,使用专利授权数(*pat*) 衡量城市创新;借鉴彭星^[51]的测算方式,使用本级预算内财政收入与预算内财政支出之比(*fin*) 衡量财政分权。由于篇幅所限,相关稳健性检验结果略(留存备索)。稳健性检验结果表明,替换被解释变量和核心解释变量后的主要变量系数在方向性上与原文整体保持一致,这也证明了模型设定和回归结果的可靠性和稳健性。

六、结论与政策建议

本文基于 2005—2016 年中国 271 个地级市组成的城市面板数据,根据经济和地理属性构建两种空间权重矩阵,采用动态空间杜宾模型,剖析了城市创新水平、财政分权对环境污染的影响机理。主要研究结论表明:环境污染在各大城市间存在显著的空间正相关;空间全局上,城市创新水平的提升对环境污染存在显著的抑制作用,财政分权对环境污染估计系数为正,但并未通过显著性检验。关联效应表明,财政分权降低了城市创新水平对环境污染的抑制效应,表现出显著的关联作用;此外,由于不同城市在规模、发展阶段和发展程度等方面存在差异,城市创新行为、财政分权对环境污染的影响在不同背景下也存在异质性特征。基于上述研究结论,为了更好地通过调整财政分权行为和城市创新行为减少环境污染,本文提出以下建议:

(1) 在地方,应破除污染治理的“利益藩篱”和“政策壁垒”,强化各地方政府对环境污染的联防联控和政策协同,推进各级政府之间环境污染区域合作的广度和深度。在中央,应协调各地方政府目标函数并加强监督职能,厘清各级政府对环境污染的权责关系,统筹联防联控和政策协同等相关工作,优化环境制度顶层设计,规范联防联控政策要求,加强环境规制约束力,严格执行各项环境污染排放标准,建立合理奖惩机制,加大对高污染排放企业的整改力度和处罚力度,以保证协同治理的执行,最终通过内外联动杜绝环境污染转移的“公地悲剧”。此外,环境污染的减少离不开绿色技术创新的支持。地方政府应把绿色创新技术的研发投入作为重要的目标函数,以绿色创新技术为依托,通过产业、结构和规模升级优化使经济发展向环境友好型转变。

(2) 中央政府应进一步优化政绩目标考核体系和财政分权机制。近年来,各地方政府虽然将环

境质量、环境治理投入等公共产品供给纳入政绩目标考核体系,但要消除长期形成的“重经济发展、轻环境治理”的思想,应适当提高环境治理、生态保护等绩效在政绩指标中的比重,加强环境治理问责机制的改革,激励地方政府转变支出目标函数,最终完成从淡化速度到强化质量的转变。同时,中央在下放财政权利的同时要“放”“管”结合,注重中央事权与地方财权的合理分配。此外,地方政府应建立合适的财政奖励机制以引导企业及相关科研机构加大对环境友好型创新技术的研发和使用,重点对绿色节能企业进行财政扶持;最后,中央政府应优化财政支出结构,加大绿色创新技术支付在转移支付中所占比例,弥补地方政府环保支出的不足,同时确保地方政府环境治理类财政资金的合规使用,使地方政府在环境治理上从“攫取之手”向“援助之手”转变,最终减少环境污染。

(3) 城市异质性特征表明,不同情形下的城市创新行为、财政分权的环境效应差异较大,这也决定了各级政府的相关财政政策制定和行为决策时应因地制宜,不可在政策制定上过度统一,避免在环保治理上“一刀切”。此外,在大力提升城市创新水平的同时,各地级市政府在制定财政政策时应明确自身定位,避免越位或空位。同时,也应做好“守夜人”角色,充分发挥市场的主导作用,在遵循客观经济规律的前提下,适时给予企业相应的财政支持,减少对节能环保企业的挤出,充分发挥财政分权对绿色创新技术的正向效应,支持企业在绿色技术创新和减污治理上的主导作用,形成“企业为主、政府为辅”的良好减污机制。

注释:

①对于数据缺失较多的城市,本文做剔除处理;对于数据缺失较少的城市样本通过插值法补齐相关缺失数据。

参考文献:

- [1]苑德宇,李德刚,杨志勇.外商直接投资进入是否增进了中国城市基础设施绩效[J].世界经济,2017(8):143-166.
- [2]石大千,丁海,卫平等.智慧城市建设能否降低环境污染[J].中国工业经济,2018(6):117-135.
- [3]王晓红,冯严超.雾霾污染对中国城市发展质量的影响[J].中国人口·资源与环境,2019(8):1-11.
- [4]LEE C Y. The differential effects of public R&D support on firm R&D: theory and evidence from multi-country data[J]. Technovation, 2011, 31(5-6): 256-269.
- [5]BARBERA E, CURRÒ C, VALENTI G. A hyperbolic model for the effects of urbanization on air pollution[J]. Applied mathematical modelling, 2010, 34(8): 2192-2202.
- [6]ROMERO-LANKAO P, GURNEY K R, SETO K C, et al. A critical knowledge pathway to low-carbon, sustainable futures: integrated understanding of urbanization, urban areas, and carbon[J]. Earths future, 2014, 2(10): 515-532.
- [7]IMAM A U K, BANERJEE U K. Urbanisation and greening of Indian cities: problems, practices, and policies[J]. Ambio, 2016, 45(4): 442-457.
- [8]单卓然,黄亚平.“新型城市化”概念内涵、目标内容、规划策略及认知误区解析[J].城市规划学刊,2013(2):16-22.
- [9]姚士谋,张平宇,余成,等.中国新型城镇化理论与实践问题[J].地理科学,2014(6):641-647.
- [10]张引,杨庆媛,闵婕.重庆市新型城镇化质量与生态环境承载力耦合分析[J].地理学报,2016(5):817-828.
- [11]方创琳,周成虎,顾朝林,等.特大城市群地区城镇化与生态环境交互耦合效应解析的理论框架及技术路径[J].地理学报,2016(4):531-550.
- [12]ALA-MANTILA S, HEINONEN J, JUNNILA S. Relationship between urbanization, direct and indirect greenhouse gas emissions, and expenditures: a multivariate analysis[J]. Ecological economics, 2014, 104: 129-139.
- [13]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.
- [14]刘伯龙,袁晓玲,张占军.城镇化推进对雾霾污染的影响——基于中国省级动态面板数据的经验分析[J].城市发展研究,2015(9):23-27+80.
- [15]王星.城市规模、经济增长与雾霾污染——基于省会城市面板数据的实证研究[J].华东经济管理,2016(7):86-92.

- [16]梁伟 杨明 张延伟. 城镇化率的提升必然加剧雾霾污染吗——兼论城镇化与雾霾污染的空间溢出效应[J]. 地理研究 2017(10) : 1947 - 1958.
- [17]邓翔 张卫. 大城市加重地区环境污染了吗[J]. 北京理工大学学报(社会科学版) 2018(1) : 36 - 44.
- [18]王华星 石大千. 新型城镇化有助于缓解雾霾污染吗——来自低碳城市建设的经验证据[J]. 山西财经大学学报 2019(10) : 15 - 27.
- [19]文雯 王奇. 城市人口规模与环境污染之间的关系——基于中国 285 个城市面板数据的分析[J]. 城市问题 2017(9) : 32 - 38.
- [20]高明 郭峰. 城市化对空气质量的影响研究——以京津冀城市群为例[J]. 环境经济研究 2018(3) : 88 - 105.
- [21]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 + 226.
- [22]LIANG L ,WANG Z ,LI J. The effect of urbanization on environmental pollution in rapidly developing urban agglomerations[J]. Journal of cleaner production 2019 237: 117649.
- [23]STONE B. Urban sprawl and air quality in large US cities [J]. Journal of environmental management 2008 86(4) : 688 - 698.
- [24]MERBITZ H ,BUTTSTÄDT M ,MICHAEL S ,et al. GIS-based identification of spatial variables enhancing heat and poor air quality in urban areas [J]. Applied geography 2012 33: 94 - 106.
- [25]秦蒙 刘修岩 仝怡婷. 蔓延的城市空间是否加重了雾霾污染——来自中国 PM_{2.5} 数据的经验分析[J]. 财贸经济 2016(11) : 146 - 160.
- [26]陈园园. 城市化空间结构对雾霾污染的影响[J]. 现代经济探讨 2019(8) : 105 - 114.
- [27]OATES W E. Fiscal federalism [M]. New York: Harcourt Brace Jovanovich ,1972: 72 - 122.
- [28]BANZHAF H S ,CHUPP B A. Fiscal federalism and interjurisdictional externalities: new results and an application to US air pollution [J]. Journal of public economics 2012 96(5 - 6) : 449 - 464.
- [29]MILLIMET D L. Environmental federalism: a survey of the empirical literature [J]. Case western reserve law review , 2013 64(4) : 1669 - 1757.
- [30]谭志雄 张阳阳. 财政分权与环境污染关系实证研究[J]. 中国人口·资源与环境 2015(4) : 110 - 117.
- [31]HOTTENROTT H ,REXHÄUSER S. Policy-induced environmental technology and inventive efforts: is there a crowding out? [J]. Industry and innovation 2015 22(5) : 375 - 401.
- [32]PERCIVAL R V ,SCHROEDER C H ,MILLER A S ,et al. Environmental regulation: law ,science ,and policy [M]. New York: Wolters Kluwer law & business 2017.
- [33]ABDESSALAM A H O ,KAMWA E. Tax competition and the determination of the quality of public goods [J]. Economics-the open-access open-assessment e-journal 2014 8: 1 - 20.
- [34]后小仙 陈琪 郝田丹. 财政分权与环境质量关系的再检验——基于政府偏好权变的视角[J]. 财贸研究 2018(6) : 87 - 98.
- [35]张彩云 陈岑. 地方政府竞争对环境规制影响的动态研究——基于中国式分权视角[J]. 南开经济研究 2018(4) : 137 - 157.
- [36]OATES W E ,SCHWAB R M. The window tax: a case study in excess burden [J]. Journal of economic perspectives , 2015 29(1) : 163 - 180.
- [37]FREDRIKSSON P G ,MILLIMET D L. Is there a “California Effect” in US environmental policy making [J]. Regional science & urban economics 2002 32(6) : 737 - 764.
- [38]陈卓 潘敏杰. 雾霾污染与地方政府环境规制竞争策略[J]. 财经论丛 2018(7) : 106 - 113.
- [39]白俊红 戴玮. 财政分权对地方政府科技投入的影响[J]. 统计研究 2017(3) : 97 - 106.
- [40]罗能生 蒋雨晴. 地方政府竞争及对外开放对环境污染的影响——以中国 270 个城市为例[J]. 城市问题 2017(12) : 46 - 55.
- [41]黄珺 余朝晖. 环境治理投资与财政环保支出对环境污染的影响——基于面板模型比较分析[J]. 生态经济 , 2018(7) : 83 - 87.
- [42]李永友 张子楠. 转移支付提高了政府社会性公共品供给激励吗[J]. 经济研究 2017(1) : 119 - 133.

- [43] LESAGE J P ,PACE R K. Introduction to spatial econometrics [J]. Spatial demography 2009(1) : 143 - 145.
- [44] 寇宗来, 刘学悦, 刘瑾. 产业政策导致了产能过剩吗? ——基于中国工业行业的经验研究 [J]. 复旦学报(社会科学版) 2017(5) : 148 - 161.
- [45] 李政, 杨思莹. 财政分权体制下的城市创新水平提升——基于时空异质性的分析 [J]. 产业经济研究 2018(6) : 50 - 61.
- [46] 张华. 地区间环境规制的策略互动研究——对环境规制非完全执行普遍性的解释 [J]. 中国工业经济 2016(7) : 74 - 90.
- [47] 吴玉鸣. 空间计量经济模型在省域研发与创新中的应用研究 [J]. 数量经济技术经济研究 2006(5) : 74 - 85 + 130.
- [48] 于斌斌. 金融集聚促进了产业结构升级吗: 空间溢出的视角——基于中国城市动态空间面板模型的分析 [J]. 国际金融研究 2017(2) : 12 - 23.
- [49] 罗能生, 王玉泽. 财政分权、环境规制与区域生态效率——基于动态空间杜宾模型的实证研究 [J]. 中国人口·资源与环境 2017(4) : 110 - 118.
- [50] 高翔. 城市规模、人力资本与中国城市创新能力 [J]. 社会科学 2015(3) : 49 - 58.
- [51] 彭星. 环境分权有利于中国工业绿色转型吗? ——产业结构升级视角下的动态空间效应检验 [J]. 产业经济研究 2016(2) : 21 - 31 + 110.

(责任编辑: 雨 珊)

Urban innovation , fiscal decentralization and environment pollution

YANG Xiaodong^{1,2} , RAN Qiying^{1,2} , ZHANG Jinning^{1,2}

(1. Innovation Management Research Center , Xinjiang University , Urumqi 830047 , China;

2. School of Economics and Management , Xinjiang University , Urumqi 830047 , China)

Abstract: Under the fiscal decentralization system , urban innovation is one of the essential factors affecting China's environmental pollution , which has been neglected in previous studies. First , this paper analyzes the theoretical mechanism of the impact of urban innovation and fiscal decentralization on environment pollution , and then , based on the panel data of 271 prefecture-level cities from 2005 to 2016 , it empirically tests the overall and heterogeneous effects of urban innovation level and fiscal decentralization on environmental pollution by constructing geographic adjacency matrix and economic geography matrix and using dynamic spatial Dubin model. The results show that , during the study period , environmental pollution shows significant "time-dependent" and "spatial spillover" effects in the overall space. The improvement of the level of urban innovation has an obvious inhibitory impact on environmental pollution , and the effect of fiscal decentralization on environmental pollution is positive , but not significant. After alleviating endogenous problems and a series of robustness tests , this conclusion is still valid. At the same time , the local government restrains the effect of the environment pollution control through the intervention of fiscal decentralization on urban innovation. Further study also finds that there are significant differences in the impact of urban innovation level and fiscal decentralization on environmental pollution in different innovation poles , different time and space nodes , different sizes , and different levels. The findings may provide some marginal empirical support for optimizing urban innovation and fiscal decentralization expenditure structure and promoting the coordinated development of China's economy and environment.

Key words: urban innovation; fiscal decentralization; environmental pollution; dynamic spatial Dubin model; innovation pole; cooperative treatment