

城市人口多中心化与空气污染

——基于 281 个中国地级及以上城市的实证分析

洪真奕¹, 程开明^{1,2}, 高东东¹

(1. 浙江工商大学统计与数学学院, 浙江 杭州 310018;

2. 浙江工商大学统计数据工程技术与应用协同创新中心, 浙江 杭州 310018)

摘要: 诸多城市呈现出多中心特征, 那么城市多中心化发展是否有利于减轻空气污染水平呢? 本文从集聚外部性、职住平衡性等角度构建一个理论模型, 分析城市人口多中心化发展影响空气污染的理论机制; 基于 2010—2018 年中国 281 个地级及以上城市的面板数据、全球 PM_{2.5} 浓度与 Landsat 人口密度栅格数据等, 利用城市地形起伏度、地表粗糙度和平均海拔等指标构造工具变量, 就城市人口多中心程度对城市空气污染水平的影响效应进行实证检验。研究发现, 城市人口多中心程度对城市空气污染水平产生稳健的“倒 U 型”影响, 空气污染随多中心程度提升呈现出先加重后减轻趋势; 这一整体的“倒 U 型”影响由两个渠道的机制叠加而成, 一是城市人口多中心化通过消解局部集聚经济, 阻碍知识外溢效应形成, 从而抑制技术创新而对空气污染产生负面效应; 二是其对能源消耗产生的“倒 U 型”效应, 人口多中心化在初期因加剧城市整体职住失衡状况而导致城市总体能耗上升, 加重空气污染, 越过拐点后城市整体职住实现基本平衡, 人口多中心化分布因分流主中心的集聚不经济而降低城市总体能耗, 对减轻空气污染产生积极作用。此外, 本文还检验了人口的城市聚集与城市蔓延对该“倒 U 型”门槛的调节作用, 发现人口的城市聚集度更高、城市蔓延度更低的城市, 能够在更低的人口多中心程度上实现空气污染水平的下降。在城市多中心化发展中, 应将实现职住平衡作为关键目标, 大力推动城市技术创新能力, 促进人口的城市集聚和规避城市蔓延, 以实现城市人口多中心分布的生态正外部性。

关键词: 人口多中心化; 空气污染; 职住平衡; 倒 U 型关系; 调节效应

中图分类号: F061.5; F062.2 **文献标识码:** A **文章编号:**

DOI:

1 引言与文献综述

近年来, 随着中国城镇化深入推进, 城市中心区域因人口过度集聚而产生的环境问题愈发凸显, 越来越多的城市选择由原先的单中心布局向多中心化发展转型。2021 年 7 月, 武汉市推出“主城做优、四副做强”理念, 力图打造“江风湖韵的美丽武汉”; 2023 年 2 月, 杭州市提出“一主、六辅、三城”规划, 以构建“多中心、网络化、组团式、生态型”特大城市新型空间格局。但相较于单中心, 多中心空间结构是否真的能够帮助城市改善生态环境呢? 学界对此看法不一(Glaeser et al., 2016), 多中心论支持者认为城市能够通过建设卫星城、设立新区等方式, 利用多中心布局来消解原先人口过度集聚带来的负外部性, 具有明显的生态积极意义(Gordon 和 Richardson, 1997; 赵鹏军和万婕, 2020); 而单中心论支持者则认为多中心发展的生态代价才是显而易见的, 次中心建设初期以住房开发主导的模式会加剧“职住失衡”问题、导致通勤成本骤升, 进而对自然环境尤其是大气环境产生不良影响(Cervero 和 Wu, 1998; Schwanen et al., 2001)。

当前, 人民日益增长的美好生活需要和不平衡不充分的发展之间的矛盾是我国社会的主要矛盾, 而优质的人居环境是人民美好生活不可或缺的构成要件。“十四五”时期, 政府将“毫不放松推进环境治理, 持续改善环境质量”放在突出位置, 将“加强细颗粒物和臭氧协同控制, 基本消除重污染天气”列为重点任务, 可见良好的空气质量对于人民幸福生活的重要性之高。城市人口分布多中心化对空气质量到底会产生怎样的影响呢? 是加重空气污染还是减轻空气污染? 是为人们带来更清新的空气还是更灰霾的天空? 这一问题亟需得到确切回答。但目前学界对许多城市正在经历或将要经历的人口多中心化发展过程可能对空气污染

¹ 作者简介: 洪真奕(通讯作者), 博士生, 主要研究方向为城市与区域经济分析、城镇化特征测度。E-mail: hzy961218@163.com; 程开明, 教授, 博导, 主要研究方向为资源环境经济测算、城市与区域经济分析。E-mail: chengkaim@163.com; 高东东, 博士生, 主要研究方向为城市经济测度和空间统计。E-mail: 1115073672@qq.com。

基金项目: 国家社科基金重大招标项目“中国城镇化阶段性特征统计测度及驱动效应评估研究”(批准号: 20&ZD133); 浙江工商大学“数字+”学科建设项目(批准号: SZJ2022A008)。

产生的影响效应及其作用机制的认知仍不甚清晰。因此, 本文将研究重心锁定在准确识别城市人口多中心程度对空气污染水平的影响效应上, 力图验证其中的作用机理, 考察城市人口多中心化发展与其他相关的城市空间结构变化过程的联动影响。

城市人口多中心化主要源于集聚不经济, 城市中心因吸纳过大的人口规模导致集聚的边际效应递减(Fujita 和 Ogawa, 1982; Henderson, 2003), 生产、生活、生态系统的运行效率均出现明显下降(席强敏和李国平, 2018), 政府通过建设新城、开发新区等途径为优化人口空间结构提供助力, 居民和企业基于自身福利和利润的最大化, 使得次中心最终得以形成。从形态层面来看, 这一过程表现为城市人口要素在地理空间上的分布形态由单核向多核演变, 人口从单中心形态下的整体集聚, 逐渐分化为多中心形态下的整体与局部集聚共存(Robert, 2001; Stefan et al., 2013); 而从功能层面来看, 城市原本各区域所承担的功能角色发生相应改变, 不同次中心对主中心的功能分流有所差异, 因而其相对主中心而言的重要性也得以重新分配(Nick, 2007)。

现有研究主要从形态和功能两个视角来研究城市多中心空间结构, 前者侧重于识别其影响效应, 后者侧重于识别其功能特征。其中, 基于功能视角的研究脱胎于城市空间网络分析, 利用流的观点来考察单个城市或城市群内部的多中心结构及其功能属性, 比如甄峰等(2022)发现南京市的中心城是通勤和休闲活动的密集流入地, 李刚(2022)发现城市群结构由单中心向多中心转变时, 功能分工也由极化效应主导向空间溢出效应主导转变。这一类研究的特征是从系统层面、整体维度把握多中心结构, 因而在考察其与生态环境的关系时, 也基本采用空间网络分析方法来构建“城市生态网络”, 再利用中心性评价指标分析网络的多中心特征(刘晓阳等, 2021)。

与上述研究不同, 基于形态视角的研究在识别多中心空间结构时一般不涉及流与网络, 操作上相对简便。因此, 相较于多中心结构本身, 这一类研究更关注城市多中心结构的影响效应, 主要包括对经济、通勤和生态三方面的影响效应。经济方面, 已有研究识别了城市或城市群多中心结构对经济效率、创新绩效、土地价格、收入差距等的影响(Brezzi 和 Veneri, 2015; 刘修岩等, 2017; Li et al., 2019; 王峤等, 2021; 豆建民和王光丽, 2022; 石敏俊等, 2023), 发现在城市内部、市域和省域等不同地理尺度上、发展型城市群、成熟型城市群和培育型城市群等不同城市群类型中, 存在差异化影响(刘修岩等, 2017; 王金哲和温雪, 2022; 王彩艳和刘修岩, 2023); 通勤方面, 现有文献主要考察了多中心空间结构能否帮助城市节约通勤成本, 提升通勤效率, 增加人们的出行效益(Giuliano 和 Small, 1993; 孙斌栋和潘鑫, 2008; 丁亮等, 2021), 核心发现是多中心既可能对通勤产生积极影响(Giuliano 和 Small, 1993; Gordon 和 Richardson, 1997; 赵鹏军和万婕, 2020), 也可能造成负面作用(Naess 和 Sandberg, 1996; Cervero 和 Wu, 1998; Schwanen et al., 2001), 这主要与多中心化发展的不同阶段职住平衡的实现程度有关(孙斌栋和潘鑫, 2008), 居民住房选择更多元、城市功能更健全的城市, 更能够发挥出多中心空间结构缩短通勤距离的效果(丁亮等, 2021)。

生态方面, 城市多中心化的影响主要涉及大气环境, 已有研究集中关注其对碳排放、雾霾污染、PM_{2.5}浓度等空气质量指标的影响(胡杰等, 2014; 雷玉桃等, 2023; 刘修岩等, 2022; 彭彦彦等, 2023), 部分文献结合经济发展与通勤效率尺度, 考察城市多中心化对绿色发展效率、能耗绩效等方面的影响(阎宏和孙斌栋, 2015; 张可云和张江, 2022)。研究中对于多中心空间结构产生的生态效应, 也存在观点截然相反的两方, 支持单中心结构的一方认为单中心结构使城市整体更加紧凑, 有助于提升资源配置与通勤效率, 因而更能改善环境质量(杨子江等, 2015; 周宏浩和谷国锋, 2021), 而另一方则认为多中心结构更具环保性(Kang et al., 2019; Han et al., 2020; 王晓红等, 2022), 因为其能利用最近的中心为周边家庭和企业的出行与生产提供诸多便利, 从而节约通勤成本, 促进节能减排(胡杰等, 2014; 阎宏和孙斌栋, 2015)。这一对立观点与多中心空间结构产生的通勤效应很类似, 多中心空间结构对生态环境的影响也受某些调节因素的作用, 比如城市区位和城市规模大小(韩帅帅等, 2023)。

总体来看, 已有研究在城市多中心空间结构对空气污染的影响效应方面仍未达成共识, 多数研究考虑的是前者对后者的线性影响, 只有少数研究就多中心空间结构对空气污染的非线性效应进行了实证检验(雷玉桃等, 2023), 但未对其中的理论机理加以阐释说明; 同时, 已有文献对城市多中心结构与空气污染之间潜在的双向因果性关注不够, 多数研究在检验非线性效应的同时并未处理这一内生性问题; 此外, 虽然已有实证分析证实了一些城市空间结构变动对空气污染的影响效应, 比如城市蔓延度、城市紧凑度、城市人口聚集度等均对城市

空气污染产生显著影响(秦蒙等, 2016; 豆建民等, 2020; 程开明和洪真奕, 2022), 但并未对这些城市空间结构变动过程之间的交互效应进行实证检验。

基于此, 本文在以下几个方面进行补充拓展研究: (1)通过构建一个城市人口多中心程度影响空气污染水平的理论模型, 揭示前者对后者的非线性效应, 并对其中包含的作用机制进行理论阐释, 以丰富对城市空间结构与空气污染之间关系的理论认识。(2)利用中国地级及以上城市的面板数据, 结合 Landsat 全球人口密度栅格数据、PM_{2.5}全球浓度栅格数据、DMSP 与 Flint 夜间灯光影像数据等多方数据, 对中国城市人口多中心程度与空气污染水平之间可能存在的“倒 U 型”关系进行实证检验; 利用中国城市地形起伏度、地表粗糙度、平均海拔等指标创造性地构造多个工具变量, 以处理两者之间可能潜在的内生性问题, 结合其他一系列稳健性检验来保证结论的稳健性。(3)考察城市人口多中心化与人口的城市化聚集、城市蔓延等特征之间的交互效应, 以验证城市化人口聚集度更高的城市和城市蔓延程度更轻的城市其人口多中心化使空气污染水平得以下降的“倒 U 型”拐点是否出现得更早, 有助于厘清城市空间结构对生态环境的异质性影响。

2 理论模型、效应解析与研究假设

2.1 城市人口多中心程度影响空气污染的理论模型

2.1.1 最终产品和中间产品生产部门

在豆建民等(2020)的基础上, 构建一个用以阐释城市人口多中心程度影响城市空气污染的理论模型。依据 Romer(1987)提出的内生增长理论, 将最终产品生产部门 t 期的生产函数设定如下:

$$Y_t = AL_t^\alpha \int_0^{I_t} x_t(i)^{1-\alpha} di \quad (1)$$

其中, A 表示生产技术效率参数; L_t 为最终产品生产部门 t 期的劳动要素投入, 假定各期使用的劳动投入量恒定, $L_t = L$; 劳动要素对产出的贡献份额为 α , 有 $0 < \alpha < 1$ 。 t 期产出的剩余部分由各类中间产品投入 $x_t(i)$ 完成, t 期中间产品的总种类数为 I_t 。为简化分析, 假定 t 期每种中间产品的使用量均保持一致, 为 x_t^* , 则 t 期的资本投入可视为 $K_t = I_t x_t^*$ 。依据标准的 Dixit-Stiglitz 模型, 最终产品生产部门完全竞争, 其追求利润最大化。假定最终产品的价格为 1, 中间产品的价格为 $p_t(i)$, 劳动要素的使用价格, 即劳动报酬为 w_t , 则最终产品生产部门所面对的最大化问题可表示为:

$$\max \left\{ Y_t - \int_0^{I_t} x_t(i) p_t(i) di - w_t L_t \right\} \quad (2)$$

将式(2)对 $x_t(i)$ 求导, 可得中间产品 $x_t(i)$ 的提供厂商 i 所面对的需求函数:

$$p_t(i) = (1 - \alpha) AL_t^\alpha x_t(i)^{-\alpha} \quad (3)$$

中间产品生产部门具有垄断性质, 享有完备信息, 其厂商所面对的利润最大化问题为:

$$\max \{ p_t(i) x_t(i) - C[x_t(i)] \} \quad (4)$$

其中, $C[x_t(i)]$ 表示厂商提供中间产品的成本。根据赵曜(2015)的研究, 将其设定为:

$$C[x_t(i)] = c x_t(i) \quad (5)$$

其中, c 表示生产中间产品的单位投入。为简化分析, 此处假定生产中间产品固定投入为零。将式(3)的需求函数代入式(4), 结合式(5), 可求得中间产品的最优定价为:

$$p_t(i) = c(1 - \alpha)^{-1} \quad (6)$$

结合式(3)、式(4)、式(5)和式(6), 可将中间产品生产部门厂商的利润函数表示为:

$$\pi_t(i) = \alpha(1 - \alpha)^{-1} c^{(\alpha-1)/\alpha} (1 - \alpha)^{2/\alpha} A^{1/\alpha} L \quad (7)$$

2.1.2 R&D 部门

依据 Romer(1990)的研究, 模型中考虑 R&D 部门。Combes and Gobillon(2015)认为城市内部局部的集聚经济存在明显的地理边界性质, 譬如知识外溢效应作为影响城市创新水平的重要机制, 其强度大小受到城市主体间地理邻近性的影响, 在超出一定空间阈值后, 强度就

会减弱。Parr(2008)、Zhang et al.(2017)、Li et al.(2019)、彭冲和陆铭(2019)、王峤等(2021)的研究均指出多中心化的城市空间结构会稀释城市紧凑度、造成隐形知识流之间的地理隔阂和建设资源的无谓浪费,从而消解城市内部的各种局部集聚经济,对城市创新活动产生负面影响。在此考虑城市人口多中心程度通过影响城市创新水平作用于城市空气污染,以此方式将其引入模型,具体设定如下:

$$s = \varphi^{-1}(\rho) \quad (8)$$

其中, s 代表城市 R&D 部门的创新成本, ρ 表示城市人口多中心程度, $\varphi(\rho)$ 表示城市创新水平。根据前述相关研究可知,城市人口多中心发展不利于提升 R&D 部门创新水平,即 $\varphi'(\rho) < 0$ 。依据 Romer(1990)的研究,由城市 R&D 部门开发的中间产品生产技术在 t 期的内在价值 $V_t(i)$ 应等于其所产生的总利润现金流在该期的贴现值,即:

$$\begin{aligned} V_t(i) &= \sum_{i=0}^{\infty} \pi_{t+k}(i) / \prod_{k=1}^i (1+r_{t+k}) \\ &= \alpha(1-\alpha)^{-1} c^{(\alpha-1)/\alpha} (1-\alpha)^{2/\alpha} A^{1/\alpha} L \sum_{i=0}^{\infty} 1 / \prod_{k=1}^i (1+r_{t+k}) \end{aligned} \quad (9)$$

其中, r_{t+k} 表示 $t+k$ 期的利率水平。假定 R&D 部门的厂商可以自由进入和退出,则 t 期开发中间产品生产技术的成本应等于其能产生的收益,即:

$$s = \alpha(1-\alpha)^{-1} c^{(\alpha-1)/\alpha} (1-\alpha)^{2/\alpha} A^{1/\alpha} L \sum_{i=0}^{\infty} 1 / \prod_{k=1}^i (1+r_{t+k}) \quad (10)$$

经济达到均衡时,利率水平恒定。由于创新成本外生确定,可得均衡利率水平如下:

$$r = r_t = \alpha(1-\alpha)^{-1} c^{(\alpha-1)/\alpha} (1-\alpha)^{2/\alpha} A^{1/\alpha} L \varphi(\rho) \quad (11)$$

2.1.3 消费者部门

假定代表性消费者仅消费最终产品,其 t 期的收入由劳动报酬 w_t 和上一期储蓄在 t 期产生的资本报酬 $(1+r_t)k_t$ 构成,扣除为下一期准备的储蓄 k_{t+1} , 剩余部分用于 t 期的最终产品消费 c_t 。因此,代表性消费者面对的动态规划问题可表示为:

$$\begin{aligned} \max_{\{c_t, k_{t+1}\}} & \sum_{t=0}^{\infty} \beta^t u(c_t) \\ \text{s.t.} & c_t + k_{t+1} = w_t + (1+r_t)k_t \end{aligned} \quad (12)$$

其中, β 表示贴现因子,满足 $0 < \beta < 1$ 。

2.1.4 城市空气污染

考虑到城市人口多中心发展也会通过交通等渠道对能耗产生重要影响(孙斌栋和潘鑫, 2008),从而改变城市空气污染水平。因此,参照豆建民等(2020)的研究,将城市空气污染的确定函数最终设定如下:

$$P_t = P[Y_t, \varphi(\rho), e(\rho)] \quad (13)$$

其中, P_t 表示 t 期城市空气污染, $e(\rho)$ 表示城市能耗。

2.1.5 模型的求解

经济达到稳态时,居民消费满足如下欧拉方程:

$$c_{t+1}/c_t = \beta \left\{ 1 + \alpha(1-\alpha)^{-1} c^{(\alpha-1)/\alpha} (1-\alpha)^{2/\alpha} A^{1/\alpha} L \varphi(\rho) \right\} \quad (14)$$

此时,稳态下的城市空气污染为:

$$P_t = P \left\{ \beta^t \left[1 + \alpha(1-\alpha)^{-1} c^{(\alpha-1)/\alpha} (1-\alpha)^{2/\alpha} A^{1/\alpha} L \varphi(\rho) \right]^t, \varphi(\rho), e(\rho) \right\} \quad (15)$$

将城市空气污染对人口多中心程度求导,有:

$$\partial P_t / \partial \rho = \gamma (\partial P_t / \partial Y_t) \varphi'(\rho) + (\partial P_t / \partial \varphi) \varphi'(\rho) + (\partial P_t / \partial e) e'(\rho) \quad (16)$$

其中, $\gamma = t\beta^t \vartheta [1 + \vartheta \varphi(\rho)]^{t-1} > 0$, $\vartheta = \alpha(1-\alpha)^{-1} c^{(\alpha-1)/\alpha} (1-\alpha)^{2/\alpha} A^{1/\alpha} L$ 。可见,要

确定城市人口多中心程度对空气污染的影响, 还需确定 $\partial P_i/\partial Y_i$ 、 $\partial P_i/\partial \varphi$ 和 $\partial P_i/\partial e$ 三者的正负性及其数值大小。

2.2 城市人口多中心程度影响空气污染的路径解析与研究假设

2.2.1 对城市创新活动的抑制效应

集聚经济的形成显著依赖地理临近性(Combes 和 Gobillon, 2015), 知识外溢作为一种对城市创新而言意义非凡的集聚经济形式, 也受空间因素影响(Jaffe et al., 1993)。城市人口多中心化发展意味着“隐性”地理屏障的形成, 城市整体呈现出各中心之间独立封闭的态势(Li 和 Liu, 2018)。在这一过程中, 编码型知识由于其自身依赖电子媒介传播, 因而能顺利穿透屏障的阻隔, 但隐性知识主要通过人与人的“面对面”交流得以流通(Rosenthal 和 Strange, 2008), 就无法不受地理隔阂的影响(Zhang et al., 2017)。

主中心与次中心之间以及各次中心之间的分化态势, 一方面使得创新主体之间趋于分散化, 知识的流动更多地发生在各中心区域范围内, 而非各中心之间, 中心间的知识外溢强度显著减弱(王峤等, 2021); 另一方面也使得创新资源的分布不再如单中心结构时集中, 次中心在从主中心吸收创新资源的同时, 往往并不具备使其转化为创新成果的规模与密度基础(Li et al., 2019; Hamidi 和 Zandiatashbar, 2019), 更无法对周边区域产生辐射效益, 这既稀释主中心的创新集聚优势, 又造成额外的资源浪费。

从微观层面的创新主体来看, 企业创新需要充足的资金投入作为后备支持(Xiang et al., 2022), 因此, 其相较于社会经济的发展需要本就存在一定滞后性。但一些城市的地方政府罔顾客观规律, 过早追求多中心化发展, 盲目推行新城建设, 频繁调整行政区划, 加剧企业空间分布的碎片化, 既不利于其筹措资金, 发挥企业创新的内部激励机制(Hart, 1995; Berrone et al., 2013)。同时, 新中心的行政管理职能又不如原中心健全, 无法形成一贯有力的环境规制, 以构成足够的外部压力“倒逼”企业创新, 不利于企业革新高污染生产方式, 提升可持续经营能力(Ambec 和 Barla, 2002; Grossman 和 Helpman, 2018; Dou 和 Han, 2019; 李青原和肖泽华, 2020)。

基于上述分析, 可知城市人口多中心化总体上倾向于消解与创新有关的正外部性, 不利于创新活动的开展, 会降低城市创新水平, 即有 $\varphi'(\rho) < 0$ 成立。而创新对于城市推动节能减排, 实现绿色发展起到重要的驱动作用(张杰和范雨婷, 2023), 也是减轻空气污染的关键渠道(Dou 和 Han, 2019), 有 $\partial P_i/\partial \varphi < 0$ 成立。同时, 根据环境库兹涅茨曲线(Grossman 和 Krueger, 1995; Xie et al., 2019), 当城市经济发展水平在越过某一门槛后, 其对环境的总体效应会由负面转为正面。而中国目前多数省份均已达到环境库兹涅茨曲线的相应拐点(宋马林和玉舒鸿, 2011; 沈国兵和张鑫, 2015), 人口多中心化也大都出现在主中心经济发展水平已较高的城市, 因此, 可认为此时有 $\partial P_i/\partial Y_i < 0$ 成立。综上所述, 可知式(16)中前两个求导项均为正, 即 $\gamma(\partial P_i/\partial Y_i)\varphi'(\rho) + (\partial P_i/\partial \varphi)\varphi'(\rho) > 0$ 。

2.2.2 对城市能耗的“倒U型”效应

Kain(1968)最早关注到城市就业与居住功能在空间上的匹配发生失衡的现象, 并将其形象地命名为“职住失衡”。城市人口多中心化会产生新的次中心, 但新的次中心在初期主要构建自身的居住职能, 因此, 往往无法同步具备完善的就业供给与公共服务职能(Bailey et al., 2001), 多数居民仍需前往原先的主中心完成工作或享受更优质的公共服务, 各中心间的通勤呈现出的潮汐型结构(Schwanen 和 Dieleman, 2001), 平均通勤距离相较此前有所增加(Naess 和 Sandberg, 1996; Jun 和 Hur, 2001)。同时, 城市人口多中心化初期还会出现私人化出行对公共出行的替代效应, 表现为小汽车使用率上升, 而公共交通使用率下降(Hanssen, 1995; Cervero 和 Wu, 1998), 城市交通能耗增长。

但随着次中心建设的逐步推进, 其就业供给与公共服务职能日益健全, 开始承担起“主中心帮手”的角色, 帮助消解主中心因人口过度集聚而产生的负外部性(Gordon 和 Wong, 1985; Giuliano 和 Small, 1993)。居民与企业通过住房迁移、重新选址经营等方式(Gordon 和 Richardson, 1997), 实现资源与产业的再分配再布局(雷玉桃等, 2023), 此时“职住分离”现象得以缓解, 城市的交通量被合理分流(邓毛颖等, 2000), 单位距离通勤时间缩短(马清裕等, 2004; 孙斌栋和潘鑫, 2008), 整个城市的通勤效率和生产效率得以提升。

基于上述分析, 可知城市人口多中心化对城市能耗的影响呈先增后减的“倒U型”特

征, 即初期有 $e'(\rho) > 0$ 成立, 后期有 $e'(\rho) < 0$ 成立; 而城市能耗又与其空气污染之间存在着强相关性(Chen et al., 2018; Wang et al., 2019; 庄汝龙和宓科娜, 2022), 对城市整体空气污染以及空气质量水平产生不可忽视的重要影响(高明等, 2018; 孙传旺等, 2019; 王学渊等, 2020), 表现为能耗越高, 空气污染越重, 即有 $\partial P_i / \partial e > 0$ 成立。综上所述, 可知式(16)中最后一个求导项的正负性与城市人口多中心化发展的阶段有关, 即多中心是否在实现“职住平衡”的前提下进行(孙斌栋和潘鑫, 2008)。当多中心程度较低时, 其加剧“职住失衡”现象, 有 $(\partial P_i / \partial e)e'(\rho) > 0$ 成立; 而当多中心程度较高时, “职住平衡”带来的分流有助于降低城市整体能耗, 有 $(\partial P_i / \partial e)e'(\rho) < 0$ 成立。

2.2.3 研究假设

基于上述分析, 可知城市人口多中心程度对空气污染的总体效应取决于两条路径的效应叠合: 一是城市人口多中心程度对城市创新产生的抑制效应, 二是城市人口多中心程度对城市能耗产生的“倒 U 型”效应。因此, 总体效应也很可能呈现为“倒 U 型”特征。基于此, 提出如下研究假设:

H₁: 城市人口多中心程度与城市空气污染之间呈“倒 U 型”关系, 随着多中心程度的提升, 空气污染先加重后减轻。

H₂: 城市人口多中心化会通过阻碍城市创新影响空气污染, 表现为降低城市创新水平并加重空气污染; 也会通过影响城市能源消耗作用于空气污染, 表现为先增加能耗并加重污染, 再通过减少能耗来减轻污染。

3 实证设计

3.1 实证模型与变量选取

设定城市人口多中心程度影响城市空气污染的面板计量模型为:

$$\ln P_{it} = \beta_0 + \beta_1 \ln Mult_{i,t-1} + \beta_2 \ln^2 Mult_{i,t-1} + \sum_{m=3}^{r+3} \beta_m Q_{m-3,i,t-1} + u_i + \xi_t + v_{it} \quad (17)$$

其中: P 为城市空气污染, $Mult$ 为城市人口多中心程度, Q 为控制变量向量; u_i 、 ξ_t 和 v_{it} 分别表示城市个体固定效应, 年份固定效应和随机扰动项。将所有解释变量滞后一定期数, 以缓解内生性。

被解释变量 $\ln P_{it}$ 为城市空气污染的对数。目前, 对城市空气污染水平的测度主要依赖于以标志性空气污染物浓度表征的空气质量监测以及空气污染物排放量统计(杨艳和刘子菁, 2021)。由于城市人口多中心程度对空气污染的影响路径涉及到企业生产、居民生活、交通通勤等各个方面, 以生活源或生产源产生的空气污染物排放量来衡量城市空气污染水平, 容易因统计范围覆盖不全而产生偏误(陆昉, 2012)。采用以一种或几种标志性的空气污染物浓度来表征空气质量的综合指标法来度量城市空气污染水平, 是更为合理的做法。在此选取近年来颇受大众关注的“雾霾元凶 $PM_{2.5}$ ”作为标志性空气污染物, 测度的原始数据为由加拿大达尔豪斯大学大气成分分析组(Atmospheric Composition Analysis Group)提供的全球 $PM_{2.5}$ 浓度栅格数据, 利用 ArcGIS 10.4.1 将中国城市各年 $PM_{2.5}$ 浓度均值提取后取对数($\ln PM_{2.5}$)作为对城市空气污染水平的度量, 浓度均值越高, 空气污染越重。

核心解释变量为城市人口多中心程度($\ln Mult$), 二次项($\ln^2 Mult$)用以捕捉人口多中心程度与空气污染之间可能存在的“倒 U 型”关系, 预期符号为 $\beta_1 > 0$ 且 $\beta_2 < 0$ 。近年来的研究主要从城市内部空间结构、规模等级分布、产业功能布局、生态效益优化、空间互动关系、职住平衡情况等多个方面来把握城市人口多中心化发展的特征(赵渺希, 2017; 王峤等, 2021; 魏守华等, 2022; 雷玉桃等, 2023), 但其共同核心仍是城市要素在地理空间上的分化与集聚及其所致的城市形态或功能的改变。基于此, 参照王峤等(2021)、商玉萍等(2023)的做法, 以城市人口要素的空间集聚状况来测度人口多中心程度。具体而言, 以 Landscan 全球人口动态统计分析数据库提供的全球人口空间分布栅格数据作为基础, 利用 ArcGIS 10.4.1 来计算中国各城市的局部莫兰指数(Local Moran's I), 锁定其人口分布的高-高集聚区(High-High Cluster), 并根据 Li 和 Liu(2018)的标准, 将高-高集聚区中至少包含三个栅格且拥有的总人口数超过 10 万的区域作为人口中心备选区, 再依照各区域的形态来辨认主中心和次中心,

将其中面积最大的备选区作为主中心，其他备选区作为次中心，统计出主次中心的相应人口数，分别记为 $pop_{maincenter}$ 和 $pop_{subcenter}$ 。将次中心所拥有的人口数占所有人口中心备选区总人口数的比重取对数($\ln Mult$)后作为城市人口多中心程度的测度变量，即：

$$Mult = pop_{subcenter} / (pop_{subcenter} + pop_{maincenter}) \quad (18)$$

可见，式(18)中多中心指数 $Mult$ 的变动范围为 $[0,1]$ ，当城市无法识别出人口分布的高-高集聚区或高-低集聚区均为主中心未分化出次中心时， $Mult$ 的取值为 0。在该变动范围内， $Mult$ 的值越接近于 1，表明城市人口多中心程度越高，次中心相对于主中心的重要性越大；反之，其值越接近于 0，则说明城市人口多中心程度越低，次中心的相对重要性越弱。此处需要说明的是，由于部分零值的存在，本文在人口多中心指数($\ln Mult$)的具体计算时对取对数前的次中心人口占比($Mult$)做了加 1 的调整。

此外，模型中的 r 个控制变量具体包括：城市资本投入、产业部门结构、城市化水平、人力资本水平、城市绿化水平、基础设施水平、政府干预程度、经济开放度、行业结构、人口规模以及就业密度。参照单豪杰(2008)的方法估算得到城市的资本存量，取对数后作为城市资本投入额的代理变量($\ln capital$)；产业部门结构以城市第三产业与第二产业的增加值之比($struc$)衡量；城市化水平以市辖区年末非农业人口数占市辖区总人口数的比重($urban$)衡量；人力资本水平以城市每万人中普通高等学校在校学生数的对数($\ln edu$)表示；城市绿化水平以建成区绿化覆盖率($green$)表示；基础设施水平以城市人均铺装道路面积的对数值($\ln road$)反映；政府干预程度以一般公共财政支出占地区生产总值的比重($gover$)表示；经济开放度用以人民币计价的外商直接投资额占地区生产总值的比重(fdi)表示；行业结构变量以城市生产源空气污染排放量最大的六个行业的行业份额表示，其中包括城市石油、煤炭及其他燃料加工业($shiyou$)、化学原料及化学制品制造业($huaxue$)、非金属矿物制品业($fejijin$)、黑色金属冶炼和压延加工业($heise$)、有色金属冶炼和压延加工业($youse$)以及电力、热力生产和供应业($dianli$)，它们所产生的空气污染排放量占全国生产性空气污染排放总量的九成。本文借鉴 Brandt 等(2012)的研究，将 1998—2013 年《中国工业企业污染排放数据库》与《中国工业企业数据库》两者结合使用，匹配数据后对缺失值进行插补处理，得到 2006—2014 年各城市的行业污染排放量数据，以工业二氧化硫、烟(粉)尘和氮氧化物三种典型的生产源空气污染物作为统计项目，计算出六个行业各自的三种污染物排放总和，最终以各行业的“三污排放总和”的占比作为其行业结构的代理变量；城市人口规模以《中国城市建设统计年鉴》给出的城区总人口数($scale$)衡量，包括城区人口和城区暂住人口；城市就业密度的测度参考苏红键和魏后凯(2013)的做法，用“市辖区非农就业人口数与建成区面积之比($density$)”来度量。此外，由于数据获取年份的限制以及内生性问题，除六个行业结构代理变量外，本文将其他解释变量均相对于被解释变量作滞后一期处理，行业结构变量则滞后四期。

之所以可能存在内生性，主要是因为城市空气污染能够通过影响城市空气质量，对居民的居住及就业意愿产生影响(Qin 和 Zhu, 2017; 孙伟增等, 2019; Chen et al., 2022)，从而导致人口的市内、跨市或跨省流动，因而势必影响各城市的人口多中心程度，即城市空气污染和人口多中心程度之间极有可能存在双向因果关系。因此，需要使用合适的工具变量以剥离这一内生性影响。城市的部分自然地理属性具有良好的天然外生性质，比如地形地势与河流分布等(Barone 和 Narciso, 2015; 李琬等, 2018)，基本不受或极少受社会经济变化的系统性与大规模影响，但却时刻对社会经济活动的开展构成一定的限制或产生重要的助力，其中也包括城市人口多中心化发展，因而是作为其工具变量的优良之选。本文参考 Nunn 和 Puga(2012)、刘修岩等(2019)、刘传明和马青山(2020)的研究，选择城市地形起伏程度($undul$)、地表粗糙程度($rough$)和平均海拔($altit$)作为城市人口多中心指数的工具变量。利用 ArcGIS 10.4.1 对由国家基础地理信息中心提供的数字高程模型数据进行栅格提取，参照林伯强和谭睿鹏(2019)的方法，基于各城市内海拔的极差来构造得到地形起伏程度的代理变量；借鉴 Ramcharan(2009)、刘修岩(2014)的做法，计算各城市内栅格高程的标准差作为地表粗糙程度的代理变量；同时提取得到各城市的平均海拔。

3.2 数据来源与描述性统计

实证分析的对象包括中国 281 个地级及以上城市。考虑到 2019—2022 年间控制变量数据受新冠疫情等异常因素的影响较大，存在诸多异常值，因此被解释变量的时间跨度设定为

2010—2018年；相应地，解释变量的跨度为2009—2017年；特别地，六个行业结构变量的跨度为2006—2014年。此外，由于巴彦淖尔、乌兰察布、拉萨、中卫、巢湖、亳州等6个城市的数据缺失值较多，将其从《中国城市统计年鉴(2011)》给出的287个地级以上城市中剔除，保留剩余的281个地级及以上城市作为分析对象。除上述特别说明过的相关数据外，其余数据主要来源于中国研究数据服务平台(CNRDS)、历年《中国城市统计年鉴》以及部分城市的统计年鉴，主要指标的基本描述性统计量见表1所示。

表1 描述性统计

变量符号	变量含义	样本量	均值	最小值	中位数	最大值	标准差
$PM_{2.5}$	空气污染水平(微克/ m^3)	2 529	42.8086	4.1340	39.2890	110.1214	19.2866
$Mult$	人口多中心程度	2 529	0.3403	0	0.3571	0.7952	0.2154
$capital$	资本存量(亿元)	2 529	1918.8820	113.9970	1085.2060	27828.2400	2713.5080
$struc$	产业结构	2 529	1.0267	0.1087	0.8867	5.3401	0.6204
$urban$	城市化水平	2 529	0.6163	0.0202	0.6340	1	0.2369
edu	人力资本水平	2 529	4.8904	0	3.6502	25.8839	4.3227
$green$	城市绿化水平	2 529	0.3910	0.0164	0.4009	0.6400	0.0647
$road$	基础设施水平($m^2/人$)	2 529	12.0764	0.5900	10.7700	88.3700	7.7928
$gover$	政府干预程度	2 529	0.1681	0.0296	0.1510	0.7905	0.0813
fdi	经济开放度	2 529	0.0182	0	0.0127	0.1651	0.0185
$shiyou$	行业结构	2 529	0.0313	0	0	0.9864	0.0851
$huaxue$	行业结构	2 529	0.0653	0	0.0326	0.6404	0.0896
$feijin$	行业结构	2 529	0.1719	0	0.1001	0.9075	0.1862
$heise$	行业结构	2 529	0.0996	0	0.0338	0.7890	0.1398
$youse$	行业结构	2 529	0.0888	0	0.0987	0.7708	0.0759
$dianli$	行业结构	2 529	0.4705	0.0001	0.4980	0.9634	0.2548
$scale$	人口规模(万人)	2 529	135.5379	10.6000	65.9400	2425.6800	248.6038
$density$	就业密度($人/km^2$)	2 529	4015.7280	826.9726	3542.9900	20926.2300	2128.0670
$undul$	地形起伏程度	2529	0.6707	0.0013	0.3670	3.8138	0.7541
$rough$	地表粗糙程度	2 529	128.5837	1.3431	96.0305	984.1980	126.9911
$altit$	平均海拔(m)	2 529	424.1254	0.4679	178.3990	2570.4600	549.4021

3.3 特征性事实

绘制出281个中国城市以其年度 $PM_{2.5}$ 平均浓度表征的空气污染水平同以其人口多中心指数测度的城市人口多中心程度之间的散点图及对应的趋势线，如图1所示。

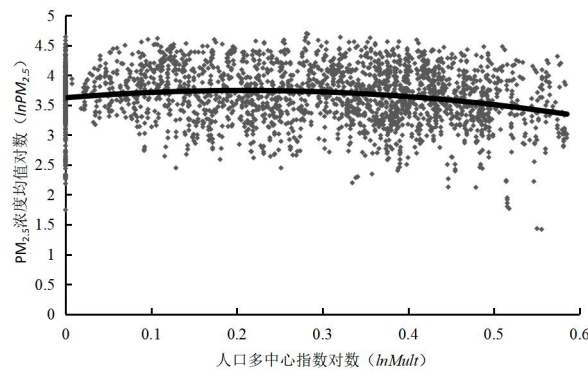


图1 人口多中心指数与 $PM_{2.5}$ 浓度均值散点图

可见，城市人口多中心指数与年度 $PM_{2.5}$ 浓度均值之间存在较为明显的“倒U型”关系，位于拐点两侧的城市数量总体相当，因此，随着城市人口多中心化发展，未来有一半的城市空气污染水平会随人口多中心程度的提升而有所加重；但另一半城市的空气质量则会因人口多中心化而进一步改善。

4 实证结果与稳健性检验

4.1 城市人口多中心程度对空气污染水平的影响

4.1.1 基准回归结果

表 1 展示了城市人口多中心程度对城市空气污染水平的总体影响。第(1)列—第(4)列为相对应的固定效应(Fixed Effect, FE)和随机效应(Random Effect, RE)模型估计结果,其中模型(1)和模型(2)仅包含核心解释变量人口多中心指数的对数($\ln Mult$)及其二次项($\ln^2 Mult$),模型(3)和模型(4)则控制了城市资本存量、产业结构、城市化水平、人力资本水平等其他各方面影响空气污染的混杂因素。各模型的估计结果显示,城市人口多中心程度与空气污染水平之间均存在显著的“倒 U 型”关系,前者对后者的影响均能够通过 1%水平下的显著性检验,且固定效应模型与随机效应模型的估计结果非常接近。Hausman 检验中,卡方统计量为 446.78,强烈拒绝原假设,表明最后应选择固定效应模型的估计结果。

表 1 基准回归结果

解释变量	被解释变量 $\ln PM_{2.5}$			
	模型(1) FE 模型	模型(2) RE 模型	模型(3) FE 模型	模型(4) RE 模型
$\ln Mult$	0.5351*** (0.1938)	0.5351*** (0.2055)	0.5148*** (0.1857)	0.5148*** (0.1857)
$\ln^2 Mult$	-0.8852*** (0.2947)	-0.8852*** (0.3126)	-0.8638*** (0.2834)	-0.8638*** (0.2834)
控制变量	否	否	是	是
年份固定效应	是	是	是	是
城市固定效应	是	是	是	是
样本量	2529	2529	2529	2529
R^2	0.6576	0.6576	0.6785	0.6785
门槛值	0.3529	0.3529	0.3471	0.3471
95%置信区间	[0.2140, 0.5012]	[0.1998, 0.5174]	[0.2072, 0.4930]	[0.1930, 0.5085]
Utest 曲线检验	2.76***	2.60***	2.77***	2.61***
样本区间	[0, 0.7952]			

注: * 代表 $P < 0.10$, **代表 $P < 0.05$, ***代表 $P < 0.01$; 小括号内数字为估计系数的稳健标准误。

此外,表 1 还根据 Lind 和 Mehlum(2010)给出的对于回归中得到的“倒 U 型”关系是否真实成立的三重标准,对各模型中的“倒 U 型”关系进行了进一步的 Utest 曲线检验。以模型(3)为例,估计门槛值(0.3471)的 95%置信区间([0.2072, 0.4930])位于多中心指数的样本取值区间([0, 0.7952])之内,检验显示“倒 U 型”曲线的两端均足够陡峭,t 检验量为 2.77,在 1%显著性水平下拒绝了“城市人口多中心指数与空气污染水平之间表现为单调或 U 型关系”的原假设,表明“倒 U 型”关系真实成立,假设 1 初步得证。

4.1.2 工具变量回归结果

考虑到城市空气污染水平与人口多中心程度之间存在显然的双向因果可能性,本文进而采用固定效应面板工具变量法(FE-2SLS)就城市人口多中心程度对空气污染的影响效应进行估计,结果见表 2。由于模型中的内生变量有两个,即人口多中心指数的对数($\ln Mult$)及其二次项($\ln^2 Mult$),因此,根据可识别原理,工具变量的数量也至少应有两个。本文准备了城市地形起伏程度的对数($\ln undul$)、地表粗糙程度的对数($\ln rough$)以及平均海拔的对数($\ln altit$)三个工具变量,但它们的取值均不随年份改变,无法直接适用于面板工具变量法估计。因此,参照 Nunn 和 Qian(2014)、蔡庆丰等(2023)的方法,将截面数据形式的三个工具变量均乘以城市平均气温的对数($\ln temp$)这一时变因素,得到适配于面板数据结构的新工具变量,即:交叉项 $\ln undul \times \ln temp$ 、 $\ln rough \times \ln temp$ 以及 $\ln altit \times \ln temp$ 。城市所在地区的地形、地表和气温状况作为自然地理属性,均具有较强的外生性,同时它们又与城市规划与建设活动得以开展的难易程度密切相关,因此,必然与城市人口多中心程度之间存在相关性。

表 3 工具变量估计结果

解释变量	被解释变量 (以下可按顺序进行模型编号)								
	模型(1)	模型(2)	模型(3)	模型(4)	模型(5)	模型(6)	模型(7)	模型(8)	模型(9)
	$\ln PM_{2.5}$	$\ln Mult$	$\ln^2 Mult$	$\ln PM_{2.5}$	$\ln Mult$	$\ln^2 Mult$	$\ln PM_{2.5}$	$\ln Mult$	$\ln^2 Mult$
$\ln Mult$	17.0301*** (4.7653)			16.9609*** (4.9147)			16.7404** (6.9870)		
$\ln^2 Mult$	-27.7515*** (8.9426)			-27.6015*** (9.5117)			-27.5345*** (9.9321)		
$\ln undul \times \ln temp$		-0.0955*** (0.0154)	-0.0477*** (0.0094)		-0.0929*** (0.0154)	-0.0462*** (0.0094)			
$\ln rough \times \ln temp$		-0.0161** (0.0062)	-0.0128*** (0.0038)					-0.0574** (0.0223)	-0.0358*** (0.0136)
$\ln altit \times \ln temp$					-0.0083* (0.0042)	-0.0072*** (0.0024)		0.0375** (0.0148)	0.0204** (0.0088)

					(0.0043)	(0.0026)		(0.0156)	(0.0095)
控制变量	是	是	是	是	是	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是	是	是	是	是	是
城市固定效应	是	是	是	是	是	是	是	是	是
样本量	2529	2529	2529	2529	2529	2529	2529	2529	2529
R ²	0.0227	0.0015	0.0063	0.0224	0.0012	0.0055	0.0238	0.0013	0.0030
门槛值		0.3591			0.3597			0.3553	
95%置信区间		[0.3060, 0.5073]			[0.3034, 0.5589]			[0.1562, 0.5232]	
Utest 曲线检验		2.60***			2.37***			2.40***	
样本区间					[0, 0.7952]				

注：* 代表 $P < 0.10$ ，**代表 $P < 0.05$ ，***代表 $P < 0.01$ ；小括号内数字为估计系数的标准误。

表 2 中，模型(1)、模型(2)和模型(3)展示了使用 $\ln undul \times \ln temp$ 和 $\ln rough \times \ln temp$ 作为两个工具变量进行两阶段最小二乘法估计的结果，其中，模型(1)为第二阶段估计，模型(2)和模型(3)为第一阶段估计。首先，观察模型(2)和模型(3)的结果，两个交叉项($\ln undul \times \ln temp$ 和 $\ln rough \times \ln temp$)与核心解释变量($\ln Mult$)及其二次项($\ln^2 Mult$)之间均存在显著的负向相关性，因为城市地形起伏程度越大，地表粗糙程度越强，平均气温越高，越不利于次中心建设的开展，人口多中心指数也就越低，其与预期相符，且 Shea's partial R^2 对应的 F 统计量分别为 14.7150 和 13.2937，均大于经验值(10)，因此，有理由认为估计中不存在弱工具变量问题。接着，再观察模型(1)的结果，在剥离潜在内生性后，人口多中心指数的一次项仍显著为正，二次项仍显著为负，估计结果能通过 Utest 曲线检验，综合来看，“倒 U 型”关系依然成立，且门槛估计值(0.3591)与表 1 中各模型的门槛估计值也非常接近。表 2 中模型(4)一模型(6)、模型(7)一模型(9)分别展示了使用其余两组工具变量组合进行估计的结果，其与使用第一种工具变量组合的估计结果基本一致，均支持城市人口多中心程度与空气污染之间的“倒 U 型”关系成立，假设 1 仍得证。

4.2 稳健性检验

4.2.1 替换被解释变量估计结果

本文选择两种最为常用的反映城市空气质量优劣的综合性指数，以替代基准回归中的被解释变量来进行稳健性检验。它们分别是以二氧化硫(SO_2)、二氧化氮(NO_2)和可吸入颗粒物(PM_{10})三种空气污染物的浓度来构造的城市空气污染指数(Air Pollution Index, API)，以及在此基础上再加入 $PM_{2.5}$ 、臭氧(O_3)和一氧化碳(CO)浓度监测来综合反映城市空气质量的空气质量指数(Air Quality Index, AQI)。考虑到城市空气质量指数是随 2013 年《环境空气质量标准》(GB3095—2012)颁布而诞生的“升级版”城市空气污染指数，两者在指标定义方面无法满足一贯性(胡艺等, 2019)，以及它们各自的指标年份与本文数据的匹配情况，最终选择 2010—2013 年城市空气污染指数对数($\ln API$)以及 2014—2018 年城市空气质量指数对数($\ln AQI$)作为新的被解释变量，用以估计固定效应模型。此外，还将 2010—2018 年城市 PM_{10} 年均浓度对数($\ln PM_{10}$)、工业二氧化硫排放量对数($\ln SO_2$)、工业烟(粉)尘排放量对数($\ln DUST$)和工业氮氧化物排放量对数($\ln NO_x$)作为城市空气污染水平的测度变量，用以验证城市人口多中心程度与空气污染之间的“倒 U 型”关系，上述估计结果见表 4。

表 4 替换被解释变量估计结果

解释变量	被解释变量					
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	$\ln API$	$\ln AQI$	$\ln PM_{10}$	$\ln SO_2$	$\ln DUST$	$\ln NO_x$
$\ln Mult$	0.6715** (0.2972)	1.4451*** (0.4796)	1.7629*** (0.3856)	5.6034*** (1.9836)	3.8575*** (1.0555)	3.7381** (1.5875)
$\ln^2 Mult$	-1.3682*** (0.4343)	-2.3449*** (0.7419)	-2.9071*** (0.5540)	-8.4404*** (2.6998)	-5.9517*** (1.6057)	-6.4676*** (2.2937)
控制变量	是	是	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是	是	是
城市固定效应	是	是	是	是	是	是
样本量	1076	1405	1076	2529	2529	1521
R ²	0.2870	0.1979	0.3067	0.6539	0.3644	0.5688
门槛值	0.2781	0.3609	0.3542	0.3937	0.3827	0.3351
95%置信区间	[0.0743, 0.3936]	[0.2432, 0.5045]	[0.2767, 0.4286]	[0.2823, 0.4590]	[0.2849, 0.5132]	[0.1500, 0.4204]
Utest 曲线检验	2.26**	2.84***	4.57***	2.82***	3.12***	2.35***
样本区间				[0, 0.7952]		

注：*代表 $P<0.10$ ，**代表 $P<0.05$ ，***代表 $P<0.01$ ；小括号内数字为估计系数的稳健标准误。

在表 4 的第(1)列—第(6)列中，人口多中心指数对城市相应的空气污染严重程度的影响效应都满足“倒 U 型”特征，对应的门槛估计值也与基准回归的所得值非常接近，位于 0.35 附近，且后续的 Utest 曲线检验均显示各“倒 U 型”关系真实成立。可见，城市人口多中心程度与空气污染之间的“倒 U 型”关系是稳健的。

4.2.2 替换核心解释变量估计结果

在基准回归中，用次中心人口数占所有人口中心总人口数的比重对数($\ln Mult$)来测度城市人口多中心程度。此处，将之前的所有人口中心总人口数替换为通过其他渠道获得的人口指标，计算次中心人口数占这些人口指标的比重，作为新的人口多中心指数用于稳健性检验。首先，参照秦蒙等(2019)、程开明和洪真奕(2022)的研究，利用 DMSP 夜间灯光影像数据、Flint 夜间灯光影像数据和 Landscan 全球人口分布栅格数据，提取出同时满足“夜间灯光亮度大于相应阈值(对 DMSP 和 Flint 数据，像元阈值分别取 10 和 60)”且“人口密度大于 1000 人/km²”的栅格，这些栅格所构成的区域是具有强经济集聚意义的“真实城市化区域”，其所容纳的人口也是对城市化而言最为重要的“真实城市化人口”，计算次中心人口与真实城市化人口的比值，将相对规模取对数后作为新的城市人口多中心程度测度指标，记为 $\ln Mult_1$ ；再利用 Landscan 数据提取出各城市的实际总人口，计算次中心人口占实际总人口的比重，取对数后记为 $\ln Mult_2$ ；最后，通过查阅《中国城市统计年鉴》和《中国城市建设统计年鉴》，得到次中心人口数与各城市市辖区年末人口数、年平均人口数以及城区总人口数(包含城区人口和城区暂住人口)的相对规模，取对数后分别记为 $\ln Mult_3$ 、 $\ln Mult_4$ 和 $\ln Mult_5$ 。表 5 的第(1)列—第(5)列依次展示了将 $\ln Mult_k$ ($k=1,2,3,4,5$)作为新的城市人口多中心程度测度指标，对基准回归中的固定效应模型进行重新估计的结果。

表 5 替换核心解释变量估计结果

解释变量	被解释变量 $\ln PM_{2.5}$				
	(1) $k=1$	(2) $k=2$	(3) $k=3$	(4) $k=4$	(5) $k=5$
$\ln Mult_k$	0.4744*** (0.1082)	1.4784*** (0.3758)	0.3105*** (0.0897)	0.4742*** (0.1524)	0.3258*** (0.0788)
$\ln^2 Mult_k$	-0.3743*** (0.0816)	-4.0087*** (1.2246)	-0.2764*** (0.0691)	-0.4913*** (0.1809)	-0.2621*** (0.0485)
控制变量	是	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是	是
城市固定效应	是	是	是	是	是
样本量	2529	2529	2529	2529	2529
R^2	0.6795	0.6792	0.6783	0.6830	0.6801
门槛值	0.8848	0.2025	0.7536	0.6202	0.8617
95%置信区间	[0.6302, 1.2352]	[0.1529, 0.3239]	[0.4274, 1.2064]	[0.4413, 1.2373]	[0.5528, 1.1872]
Utest 曲线检验	3.88***	2.05**	3.46***	2.45***	4.14***
样本区间	[0, 2.7247]	[0, 0.3364]	[0, 3.2393]	[0, 3.2557]	[0, 3.9133]

注：*代表 $P<0.10$ ，**代表 $P<0.05$ ，***代表 $P<0.01$ ；小括号内数字为估计系数的稳健标准误。

由表 5 可见，新的城市人口多中心指数与空气污染水平之间均满足显著的“倒 U 型”关系，其门槛估计值也因所采用的作为人口多中心指数计算分母的人口指标不同而有所差异，比如将 $\ln Mult_2$ 及其二次项 $\ln^2 Mult_2$ 作为核心解释变量时，门槛估计值仅为 0.2025，显著低于其他各列的估计结果，但其 95%置信区间([0.1529, 0.3239])依然位于其样本取值范围([0, 0.3364])内，能通过 Utest 曲线检验。总体来看，假设 1 的结论依然稳健。

4.2.3 处理异常样本后估计结果

考虑到部分城市的人口多中心指数存在零值，即该城市部分年份或所有年份其全部人口均集聚在主中心区域，这意味着其次中心时而可识别时而不可识别，相对于主中心而言重要性很小，或该城市根本未分化出次中心，次中心始终不存在。因此，本文将这些城市从全样本中剔除，重新估计基准回归中的固定效应模型，结果见表 6 中第(1)列所示。估计结果仍显示城市人口多中心程度与空气污染之间的“倒 U 型”关系显著成立，且估计所得门槛值为 0.3968，相较于全样本下的估计值(0.3471)有所上升，这表明：若在估计中考虑那些主次中心分化尚不明朗的城市则会在一定程度上导致“倒 U 型”门槛值的低估，城市空气污染水平得以下降所需达到的人口中心度门槛实际上要更高一些。

表 6 处理异常样本后估计结果

解释变量	被解释变量 $\ln PM_{2.5}$				
	(1) 剔除人口多中心 指数存在零值城市	(2) 剔除人口多中心 指数变动过大城市	(3) 对人口多中心指数 做缩尾处理	(4) 对空气污染水平 做缩尾处理	(5) 对两者 均做缩尾处理
$\ln Mult$	0.8297*** (0.2195)	0.9204*** (0.2886)	0.5229*** (0.1867)	0.5017*** (0.1740)	0.5064*** (0.1749)
$\ln^2 Mult$	-1.2414*** (0.3281)	-1.3754*** (0.4112)	-0.8761*** (0.2866)	-0.7804*** (0.2575)	-0.7854*** (0.2600)
控制变量	是	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是	是
城市固定效应	是	是	是	是	是
样本量	2223	2115	2504	2478	2453
R^2	0.6955	0.6943	0.6806	0.7033	0.7062
门槛值	0.3968	0.3974	0.3477	0.3791	0.3804
95%置信区间	[0.3143, 0.5043]	[0.2954, 0.5062]	[0.2118, 0.4932]	[0.2390, 0.5610]	[0.2426, 0.5644]
Utest 曲线检验	3.27***	3.10***	2.80***	2.61***	2.56***
样本区间	[0.0075, 0.7952]	[0.0226, 0.7952]	[0, 0.7752]	[0, 0.7952]	[0, 0.7752]

注：* 代表 $P<0.10$ ，**代表 $P<0.05$ ，***代表 $P<0.01$ ；小括号内数字为估计系数的稳健标准误。

考虑到部分城市次中心的快速形成与地方政府官员盲目推行的新城建设有关(彭冲和陆铭, 2019)，受特殊行政力量的影响，而本文考虑的主要是由经济地理因素自然主导产生的人口多中心化发展过程，因此，需要对这一额外的行政干预因素造成的影响加以处理。因此，在表 6 第(1)列剔除人口多中心指数存在零值城市的基础上，进一步计算出剩余城市在 2009—2017 年间其人口多中心指数的变动程度，以其指数最大值与最小值之间的极差除以指数最小值的结果加以表示，将变动程度超过其他 95%样本的前 5%城市筛选出来，从样本中剔除，并重新估计固定效应模型，结果见表 6 中第(2)列所示。

此外，还参照蔡庆丰等(2023)的做法，对核心解释变量($\ln Mult$)以及被解释变量($\ln PM_{2.5}$)的样本数据均进行缩尾处理，剔除两端各 1%的样本，以重新估计模型来检验结论的稳健性。表 6 中第(3)列—第(5)列依次报告了对核心解释变量和被解释变量分别进行缩尾，以及同时对两者进行缩尾的估计结果，其均支持“倒 U 型”关系成立，假设 1 结论稳健。

5 进一步讨论

5.1 机制检验

上文针对城市人口多中心程度对城市空气污染的影响机制做了理论解析，此处通过数据对理论机制做进一步验证。首先，验证城市人口多中心程度的提升通过“地理隔阂”消解局部集聚经济对城市创新产生的不利影响。本文将专利作为反映城市创新水平的代表性指标，常见的专利指标主要包括专利申请数和授权数，考虑到一项专利在真正授权与提交申请之间存在时滞，专利申请数相较于授权数更能反映城市当期创新水平。而申请专利又包括外观设计、实用新型和发明专利三类，其中发明专利的创新难度及质量最高，需同时满足实用、新颖和创造三个特质。因此，参考纪玉俊和李超(2015)、孙瑜康等(2021)的研究，将城市当期专利申请总数对数($\ln patent_1$)以及发明专利申请数对数($\ln patent_2$)作为机制变量城市创新水平的代理变量，并借鉴豆建民等(2020)的研究，以市辖区政府科技支出占市辖区地区生产总值比重的对数($\ln tech$)作为另一城市创新水平的测度变量进行机制检验。表 7 的第(1)列—第(3)列汇报了检验结果，可见城市人口多中心程度的上升会对城市创新产生显著的负向影响，这与王峤等(2021)的研究中得到的城市多中心空间结构会削弱城市内部知识外溢效应的结论相吻合。

其次，验证城市人口多中心程度对城市能源消耗的影响。参照史丹和李少林(2020)的方法，运用夜间灯光数据进行模拟测度，得到中国地级及以上各城市的能源消费量，取对数后($\ln energy_1$)作为城市能源消耗的代理变量；再采用李卫兵和涂蕾(2017)、程开明和洪真奕(2022)的做法，用各省能源消费总量乘以各城市地区生产总值在其所在省地区生产总值中的占比来估算各城市能源消费量，取对数后($\ln energy_2$)作为城市能源消耗的另一代理变量，用以检验城市人口多中心程度的提升是否会对城市能源消耗产生先增后减的“倒 U 型”影响；最后，以城市私家车拥有量的对数($\ln car$)作为机制变量，用以检验城市人口多中心化是否会导致职住失衡的先加剧后减轻，从而带来人们对私人化出行的依赖与去依赖，因而对交通能耗产生“倒 U 型”影响。表 7 第(4)列—第(6)列的检验结果显示，城市人口多中心指数对城

市能源消耗代理变量的影响效应均符合“倒U型”特征，一次项显著为正，二次项显著为负，且均能通过相应的Utest曲线检验，所得的门槛估计值也与基准回归中得到的城市人口多中心指数与空气污染之间“倒U型”关系的拐点值非常接近。总体来看，机制检验的结果能够证明假设2成立。

表7 机制检验结果

解释变量	被解释变量					
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	$\ln patent_1$	$\ln patent_2$	$\ln tech$	$\ln energy_1$	$\ln energy_2$	$\ln car$
$\ln Mult$	-1.5671*** (0.4028)	-1.9926*** (0.4381)	-1.1160** (0.4318)	0.5056*** (0.1280)	2.0134*** (0.4693)	2.4683*** (0.8231)
$\ln^2 Mult$				-0.7877*** (0.2152)	-3.5319*** (0.8009)	-4.5525*** (1.4502)
控制变量	是	是	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是	是	是
城市固定效应	是	是	是	是	是	是
样本量	2529	2529	2529	2529	2248	2171
R^2	0.6807	0.6611	0.1238	0.2279	0.1622	0.8190
门槛值				0.3785	0.3298	0.3114
95%置信区间				[0.2805, 0.5540]	[0.2570, 0.4193]	[0.2039, 0.4498]
Utest 曲线检验				2.77***	3.89***	2.86***
样本区间				[0, 0.7952]	[0, 0.7952]	[0, 0.7952]

注：*代表 $P < 0.10$ ，**代表 $P < 0.05$ ，***代表 $P < 0.01$ ；小括号内数字为估计系数的稳健标准误。

5.2 异质性分析

在证实上述理论机制的基础上，进一步探讨城市人口多中心程度对空气污染影响效应的异质性。首先，考察其是否受城市规模影响，在不同人口规模的城市间存在差异。参考程开明和洪真奕(2023)的做法，依据国务院于2014年发布的《关于调整城市规模划分标准的通知》，将所有城市按城区人口数划分为小型城市、中型城市、大型城市、特大型城市和超大型城市共五类，其对应人口规模依次为50万人以下、50万~100万人、100万~500万人、500万人~1000万人、1000万人以上。按2009—2017年城市年均人口规模水平将全部城市归类，生成人口多中心指数对数与城市规模多分类变量的交叉项($\ln Mult \times poptype$)，其中城市规模多分类变量($poptype$)的取值取决于城市所在规模组，由大组到小组，对各成员城市依次赋值为{5,4,3,2,1}。从表8中第(2)列的结果来看，该交叉项的系数显著为负，通过5%水平下的显著性检验，可见城市规模对人口多中心程度影响空气污染的“倒U型”效应存在调节作用，城市规模扩大有助于降低多中心门槛，这与王峤等(2021)、雷玉桃等(2023)的研究结论相吻合，规模更大的城市存在着更强的激励，来通过人口多中心发展策略以消解由主中心的大人口基数所产生的负外部性，使城市整体空间结构对生态环境的正外部性得以最大程度地发挥，推动“倒U型”左移。

再考察城市人口多中心程度与其他相关的城市空间结构指标的交互关系，参考程开明和洪真奕(2022)的研究，利用DMSP夜间灯光影像数据、Flint夜间灯光影像数据和Landscan全球人口分布栅格数据，计算“城市人口聚集度指数”，该指标相较城市规模，能更准确地反映城市人口真实空间聚集的疏密情况。与规模异质性中的处理方法类似，参照程开明和洪真奕(2022)的标准，依据各城市2009—2017年城市人口聚集度指数年均水平的高低，将全部城市划分为五类，分别为聚合型城市、高度聚集型城市、中度聚集型城市、低度聚集型城市和松散型城市，各类型城市对其聚集度多分类变量($aggtype$)依次赋值为{5,4,3,2,1}。表8中第(3)列的估计结果显示，人口多中心指数对数与城市人口聚集度多分类变量的交叉项($\ln Mult \times aggtype$)显著为负，与规模异质性的分析结果相似，城市人口聚集度偏高的城市，相较于聚集度偏低甚至松散的城市，其对人口多中心与空气污染之间“倒U型”关系的调节效应更强，在更低的人口多中心水平上就能够实现空气污染减轻。这是因为中国城市人口多中心化的发展规律大都是从主中心分化出次中心，进而在次中心与主中心之间形成某种辐射与吸收关系，而那些具有真实经济集聚意义的城市人口分布松散的城市，各个局部集聚之间各自为政，缺乏一个足够坚实的主中心加以配合，因而无法实现由整体集聚到局部集聚的自然演变，使得其“倒U型”拐点延后出现。

进一步参考秦蒙等(2019)的方法，计算“城市蔓延指数”，其能够准确揭示各城市的真实蔓延情况。城市人口聚集度偏低的的城市，其人口分布松散，因而人口低密度区域的占比也

往往更高,更有可能发生土地扩张速度超过人口的城市蔓延问题,从而导致城市蔓延指数偏高。依据各城市年均蔓延指数水平的高低,将全部城市划分为离散型城市、高度蔓延型城市、中度蔓延型城市、低度蔓延型城市和紧凑型城市,各类型城市对其蔓延度多分类变量(*sprtype*)依次赋值为{5,4,3,2,1}。表8中第(4)列,城市蔓延指数与人口多中心指数对数的交叉项($\ln Mult \times sprtype$)显著为正,对“倒U型”关系存在正向调节作用,即蔓延程度更高的城市,其人口多中心化使空气污染水平下降的拐点出现得更晚,这与第(2)列的估计结果相互印证,表明城市蔓延不利于人口的经济性聚集,阻碍城市化进程的同时,也构成人口多中心化发挥生态正外部性的不利因素。

表8 异质性分析结果

解释变量	被解释变量 $\ln PM_{2.5}$			
	(1) 基准回归模型	(2) 城市规模 与多中心的交互影响	(3) 城市人口真实聚集度 与多中心的交互影响	(4) 城市蔓延度 与多中心的交互影响
$\ln Mult$	0.5148*** (0.1857)	1.2201*** (0.2604)	1.3838*** (0.3126)	0.6171*** (0.2038)
$\ln^2 Mult$	-0.8638*** (0.2834)	-1.3313*** (0.2918)	-1.4720*** (0.3179)	-1.4025*** (0.3030)
$\ln Mult \times poptype$		-0.1557** (0.0701)		
$\ln Mult \times aggttype$			-0.2802** (0.1278)	
$\ln Mult \times sprtype$				0.0999** (0.0461)
控制变量	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是
城市固定效应	是	是	是	是
样本量	2529	2529	2529	2529
R^2	0.6785	0.6810	0.6820	0.6807

注: *代表 $P < 0.10$, **代表 $P < 0.05$, ***代表 $P < 0.01$; 小括号内数字为估计系数的稳健标准误。

5 主要结论与政策启示

本文在豆建民等(2020)的基础上,构建一个用以阐释城市人口多中心程度对城市空气污染水平影响效应的理论模型,发现城市人口多中心程度可能对城市空气污染水平产生“倒U型”影响,这与人口多中心化发展对城市创新的负面影响以及对城市能耗的“倒U型”影响有关。进一步利用2009—2018年中国281个地级及以上城市的面板数据,以及Landscan全球人口密度栅格数据、 $PM_{2.5}$ 全球浓度栅格数据、DMSP与Flint夜间灯光影像数据,对该“倒U型”关系及其背后机理进行实证考察,同时处理潜在的内生性问题,对实证结果进行稳健性检验和异质性分析。主要结论如下:

(1)中国城市人口多中心程度与空气污染水平之间呈稳健的“倒U型”关系,随着人口多中心程度上升,空气污染水平表现为先上升后下降。(2)城市创新水平和能源消耗是城市人口多中心化影响空气污染的两大渠道,两者的叠加作用是整体“倒U型”的成因。一方面,城市人口多中心程度提升不利于知识外溢效应的形成,阻碍城市创新活动,对减轻城市空气污染产生负面作用;另一方面,城市人口多中心化又通过影响能源消耗作用于空气污染。城市多中心化初期,次中心的形成会加剧城市整体的“职住分离”,增加能耗并使空气污染加重;而当城市多中心化程度越过一定门槛后,此时城市整体职住趋于平衡,次中心对主中心的分流效果得以充分发挥,能耗水平下降,空气污染得以减轻。(3)城市人口多中心化与人口的城市聚集度、城市蔓延度等城市空间结构变量之间存在显著的交互效应,人口聚集度更高的城市以及蔓延程度更轻的城市,其人口多中心化使空气污染水平下降的“倒U型”拐点出现得更早,即人口的城市聚集对多中心与空气污染之间的“倒U型”关系产生方向向左的调节作用,而城市蔓延对其产生方向向右的调节作用。

基于上述研究结论,提出以下政策建议:

(1)将实现职住平衡作为城市多中心建设的关键目标。研究结果表明城市人口多中心化对能源消耗产生的“倒U型”效应与不同阶段下城市职住平衡的实现程度密切相关。因此,城市在追求多中心化发展时应采取渐进谨慎的态度,对一定时期内由于职住失衡加剧导致的负面效应加以积极控制。在次中心建设中,充分调动其他各方面建设的能动性,与住房开发

并举,包括出台相应产业政策,优化产业资源配置,打造特色新城;加强公共基础设施建设,提升公共交通系统运行效率;保障公共物品供给,帮助居民实现生活便利化;构建城市生态网络,推动绿地建设和污染协同治理等。这些举措都有助于城市实现职住平衡目标,为城市人口多中心化对大气环境产生生态正外部性提供前提条件。

(2)将促进技术创新作为城市多中心建设的辅助任务。研究结果表明城市多中心建设会在一定程度上对城市创新活动产生抑制作用,多中心格局会通过制造隐性地理隔阂、消解局部集聚经济的方式阻碍知识外溢效应的形成,不利于节能减排。因此,城市应特别注意加强主中心与次中心之间以及各次中心之间的创新网络型关联,通过构建区域创新资源公平分配体系、优化区域创新协同协作机制、打造数字化电子化共享平台推动新知识新技术传播等方式,避免“孤岛式”、“区隔化”发展,努力减轻人口多中心化发展对创新活动产生的负面效应,为其尽早改善空气污染提供有力支持。

(3)将提升人口的城市集聚度、避免城市蔓延作为城市多中心建设的两大抓手。人口的城市集聚有助于促进多中心化发展实现减轻空气污染的效果,而城市蔓延则不利于这一积极作用的发挥。因此,城市在多中心发展的同时,应努力做好户籍制度改革、推进公共服务均等化、加快产业升级等工作,促进人口的城市集聚,以实现其对人口多中心程度与空气污染水平之间“倒U型”门槛的负向调节效应;此外,还应避免城市过度蔓延,提升城市土地利用效率,通过保持紧密的人地结合来规避城市蔓延对“倒U型”门槛的正向调节效应。

参考文献

- [1]程开明,洪真奕.城市人口聚集度对空气污染的影响效应——基于双边随机前沿模型[J].中国人口·资源与环境,2022,32(02):51-62.
- [2]程开明,洪真奕.城市人口规模、就业密度与生产性空气污染排放——双重倒“U”型关系的解析与检验[J].中国人口·资源与环境,2023,33(07):117-132.
- [3]蔡庆丰,王仕捷,刘昊,舒少文.城市群人口集聚促进域内企业创新吗[J].中国工业经济,2023(03):152-170.
- [4]豆建民,陶志鹏,汪维.城市紧凑度对空气污染的影响机制[J].经济管理,2020,42(09):5-26.
- [5]豆建民,王光丽.多中心经济空间结构对城市土地价格的影响机制研究[J].经济问题探索,2022(08):119-134.
- [6]丁亮,钮心毅,施澄.多中心空间结构的通勤效率——上海和杭州的实证研究[J].地理科学,2021,41(09):1578-1586.
- [7]邓毛颖,谢理,林小华.基于居民出行特征分析的广州市交通发展对策探讨[J].经济地理,2000(02):109-114.
- [8]高明,陈丽强,郭施宏.轨道交通、BRT与空气质量——一个城市异质性的视角[J].中国人口·资源与环境,2018,28(06):73-79.
- [9]胡杰,黄经南,黄瑾,刘沛.多中心城市空间结构与家庭碳排放关系研究[J].规划师,2014,30(11):87-92.
- [10]韩帅帅,苗长虹,李奕灿.黄河流域城市多中心空间结构对碳排放的影响研究[J].地理研究,2023,42(04):936-954.
- [11]胡艺,张晓卫,李静.出口贸易、地理特征与空气污染[J].中国工业经济,2019(09):98-116.
- [12]纪玉俊,李超.创新驱动与产业升级——基于我国省际面板数据的空间计量检验[J].科学学研究,2015,33(11):1651-1659.
- [13]林伯强,谭睿鹏.中国经济集聚与绿色经济效率[J].经济研究,2019,54(02):119-132.
- [14]刘传明,马青山.网络基础设施建设对全要素生产率增长的影响研究——基于“宽带中国”试点政策的准自然实验[J].中国人口科学,2020(03):75-88.
- [15]李刚.功能分工、经济集聚空间溢出视角下城市群多中心性研究[J].城市问题,2022(10):45-54.
- [16]李青原,肖泽华.异质性环境规制工具与企业绿色创新激励——来自上市企业绿色专利的证据[J].经济研究,2020,55(09):192-208.
- [17]李琬,孙斌栋,刘倩倩,张婷麟.中国市域空间结构的特征及其影响因素[J].地理科学,2018,38(05):672-680.
- [18]李卫兵,涂蕾.中国城市绿色全要素生产率的空间差异与收敛性分析[J].城市问题,2017(09):55-63.
- [19]刘修岩.空间效率与区域平衡:对中国省级层面集聚效应的检验[J].世界经济,2014,37(01):55-80.
- [20]刘修岩,梁昌一,李松林.城市群多中心一体化发展有利于降低雾霾污染吗?[J].经济经纬,2022,39(04):3-12.

- [21]刘修岩,李松林,秦蒙.城市空间结构与地区经济效率——兼论中国城镇化发展道路的模式选择[J].管理世界,2017(01):51-64.
- [22]刘修岩,秦蒙,李松林.城市空间结构与劳动者工资收入[J].世界经济,2019,42(04):123-148.
- [23]刘晓阳,魏铭,曾坚,张森.闽三角城市群生态网络分析与构建[J].资源科学,2021,43(02):357-367.
- [24]陆旸.从开放宏观的视角看环境污染问题:一个综述[J].经济研究,2012,47(02):146-158.
- [25]雷玉桃,朱鹤政,彭文祥.多中心空间结构对城市碳减排的影响研究——基于中国超大城市的实证分析[J].城市问题,2023(02):4-12.
- [26]马清裕,张文尝,王先文.大城市内部空间结构对城市交通作用研究[J].经济地理,2004(02):215-220.
- [27]彭冲,陆铭.从新城看治理:增长目标短期化下的建城热潮及后果[J].管理世界,2019,35(08):44-57.
- [28]彭彦彦,万思齐,秦波,阮芳芳.城市空间结构多中心度与集聚度对PM_{2.5}浓度的影响——基于企业空间分布的视角[J].城市问题,2023(01):40-48.
- [29]秦蒙,刘修岩,李松林.城市蔓延如何影响地区经济增长?——基于夜间灯光数据的研究[J].经济学(季刊),2019,18(02):527-550.
- [30]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.
- [31]孙斌栋,潘鑫.城市空间结构对交通出行影响研究的进展——单中心与多中心的论争[J].城市问题,2008(01):19-22.
- [32]孙传旺,罗源,姚昕.交通基础设施与城市空气污染——来自中国的经验证据[J].经济研究,2019,54(08):136-151.
- [33]史丹,李少林.排污权交易制度与能源利用效率——对地级及以上城市的测度与实证[J].中国工业经济,2020(09):5-23.
- [34]沈国兵,张鑫.开放程度和经济增长对中国省级工业污染排放的影响[J].世界经济,2015,38(04):99-125.
- [35]单豪杰.中国资本存量K的再估算:1952~2006年[J].数量经济技术经济研究,2008,25(10):17-31.
- [36]苏红键,魏后凯.密度效应、最优城市人口密度与集约型城镇化[J].中国工业经济,2013(10):5-17.
- [37]石敏俊,张瑜,郑丹.城市群空间结构对地区间收入差距的影响研究[J].经济纵横,2023(02):90-101.
- [38]宋马林,王舒鸿.环境库兹涅茨曲线的中国“拐点”:基于分省数据的实证分析[J].管理世界,2011(10):168-169.
- [39]孙伟增,张晓楠,郑思齐.空气污染与劳动力的空间流动——基于流动人口就业选址行为的研究[J].经济研究,2019,54(11):102-117.
- [40]孙瑜康,李国平,席强敏.知识结构、城市异质性与创新水平提升[J].经济管理,2021,43(05):60-74.
- [41]商玉萍,潘洲,孟美侠.中国城市多中心空间战略的创新绩效研究——基于集聚经济与舒适度的视角[J].经济学(季刊),2023,23(03):965-982.
- [42]王彩艳,刘修岩.城市群多中心空间结构对乡村振兴的影响——基于中国19个城市群的实证分析[J].经济地理,2023,43(01):55-63.
- [43]王金哲,温雪.单中心还是多中心——城市群空间结构与创新能力研究[J].宏观经济研究,2022(09):87-96.
- [44]王岍,刘修岩,李迎成.空间结构、城市规模与中国城市的创新绩效[J].中国工业经济,2021(05):114-132.
- [45]魏守华,黄和,吴海峰.地铁和多中心结构如何影响中国大城市的人口增长?[J].财贸研究,2022,33(07):1-15.
- [46]王晓红,李宣廷,张少鹏.多中心空间结构是否促进城市高质量发展?——来自中国地级城市层面的经验证据[J].中国人口·资源与环境,2022,32(05):57-67.
- [47]王学渊,李婧薇,赵连阁.地铁开通对城市空气质量的影响[J].中国人口科学,2020(03):89-103.
- [48]席强敏,李国平.超大城市规模与空间结构效应研究评述与展望[J].经济地理,2018,38(01):61-68.
- [49]阎宏,孙斌栋.多中心城市空间结构的能耗绩效——基于我国地级及以上城市的实证研究[J].城市发展研究,2015,22(12):13-19.
- [50]杨艳,刘子菁.空气污染对劳动供给与人力资本效能发挥的影响及路径[J].中国人口·资源与环

境,2021,31(11):68-77.

[51]杨子江,张剑锋,冯长春.区域城市空间结构与交通污染理论探讨[J].城市发展研究,2015,22(05):71-76.

[52]甄峰,李哲睿,谢智敏.基于人口流动的城市内部空间结构特征及其影响因素分析——以南京市为例[J].地理研究,2022,41(06):1525-1539.

[53]周宏浩,谷国锋.东北地区城市空间结构演进对环境影响的空间效应及门槛特征[J].经济地理,2021,41(02):62-71.

[54]张杰,范雨婷.创新型城市绿色发展:效率测算、外部性与提升路径[J].中国人口·资源与环境,2023,33(02):102-112.

[55]张可云,张江.城市群多中心性与绿色发展效率——基于异质性的城镇化空间布局分析[J].中国人口·资源与环境,2022,32(02):107-117.

[56]赵渺希.多中心城市就业—居住的非完全结构匹配模型[J].地理研究,2017,36(08):1531-1542.

[57]赵鹏军,万婕.城市交通与土地利用一体化模型的理论基础与发展趋势[J].地理科学,2020,40(01):12-21.

[58]庄汝龙,宓科娜.能源消费、结构变化与空气质量——基于省际面板数据的实证检验[J].地理研究,2022,41(01):210-228.

[59]赵曜.集聚密度、集聚规模与城市生产率——对中国地级及以上城市最优集聚密度的实证研究[J].中南财经政法大学学报,2015(05):12-20.

[60]Ambec S,Barla P.A Theoretical Foundation of the Porter Hypothesis[J].Economics Letters,2002,75(03):355-360.

[61]Bailey N,Turok I.Central Scotland as a Polycentric Urban Region:Useful Planning Concept or Chimera?[J].Urban Studies,2001,38(04):697-715.

[62]Barone G,Narciso G.Organized Crime and Business Subsidies:Where Does the Money Go[J].Journal of Urban Economics,2015,86:98-110.

[63]Berrone P,Fosfuri A,Gelabert L,Gomez-Mejia L R.Necessity as the Mother of Green Inventions:Institutional Pressures and Environmental Innovations[J].Strategic Management Journal,2013,34(08):891-909.

[64]Brandt L,Biesebroeck J V,Zhang Y F.Creative Accounting or Creative Destruction?Firm-Level Productivity Growth in Chinese Manufacturing[J].Journal of Development Economics,2012,97(02):339-351.

[65]Brezzi M,Veneri P.Assessing Polycentric Urban Systems in the OECD:Country,Regional and Metropolitan Perspectives[J].European Planning Studies,2015,23(06):1128-1145.

[66]Cervero R,Wu K L.Sub-centering and Commuting:Evidence from the San Francisco Bay Area[J].Urban Studies,1998,35(07):1059-1076.

[67]Chen J,Zhou C,Wang S,Li S.Impacts of Energy Consumption Structure,Energy Intensity,Economic Growth,Urbanization on PM_{2.5} Concentrations in Countries Globally[J].Applied Energy,2018,230:94-105.

[68]Chen S,Oliva P,Zhang P.The Effect of Air Pollution on Migration:Evidence from China[J].Journal of Development Economics,2022,156(591):102833.

[69]Combes P,Gobillon L.The Empirics of Agglomeration Economics[A].Duranton G,Henderson J V,Strange W.Handbook of Regional and Urban Economics[C].Amsterdam:Elsevier,2015.

[70]Dou J M,Han X.How Does the Industry Mobility Affect Pollution Industry Transfer in China:Empirical Test on Pollution Haven Hypothesis and Porter Hypothesis[J].Journal of Cleaner Production,2019,217:105-115.

[71]Fujita M,Ogawa H.Multiple Equilibria and Structural Transition of Non-monocentric Urban Configurations[J].Regional Science and Urban Economics,1982,12(02):161-196.

[72]Giuliano G,Small K A.Is the Journey to Work Explained by Urban Structure?[J].Urban Studies,1993,30(09):1450-1500.

[73]Glaeser E L,Ponzetto G A,Zou Y M.Urban Networks:Connecting Markets,people,and ideas[J].Regional Science,2016,95(01):17-59.

- [74]Gordon P,Wong H L.The Cost of Urban Sprawl:Some New Evidence[J].Environment and Planning,1985,17(05):661-666.
- [75]Gordon P,Richardson H W.Are Compact Cities a Desirable Planning Goal?[J].Journal of the American Planning Association,1997,63(01):95-106.
- [76]Grossman G E,Helpman E.Growth,Trade,and Inequality[J].Econometrica,2018,86(01):37-83.
- [77]Grossman G M,Krueger A B.Economic Growth and the Environment[J].The Quarterly Journal of Economics,1995,110(02):353-377.
- [78]Hamidi S,Zandiatashbar A.Does Urban Form Matter for Innovation Productivity?A National Multi-Level Study of the Association Between Neighbourhood Innovation Capacity and Urban Sprawl[J].Urban Studies,2019,56(08):1576-1594.
- [79]Han S S,Sun B D,Zhang T L.Mono-and Polycentric Urban Spatial Structure and PM_{2.5} Concentrations:Regarding the Dependence on Population Density[J].Habitat International,2020,104:102257.
- [80]Hanssen J U.Transportation Impacts of Office Relocation:A Case Study from Oslo[J].Journal of Transport Geography,1995,3(04):247-256.
- [81]Hart O.Corporate Governance:Some Theory and Implications[J].Economic Journal,1995,105(430):678-689.
- [82]Henderson J V.The Urbanization Process and Economic Growth:The So-What Question[J].Journal of Economic Growth,2003,8(01):47-71.
- [83]Jaffe A B,Trajtenberg M,Henderson R.Geographic Localization of Knowledge Spillovers as Evidenced by Patent Citations[J].Quarterly Journal of Economics,1993,108(03):577-598.
- [84]Jun M J,Hur J W.Commuting Costs of “Leap-Frog” Newtown Development in Seoul[J].Cities,2001,18(03):151-158.
- [85]Kain J F.Housing Segregation,Negro Employment,and Metropolitan Decentralization[J].The Quarterly Journal of Economics,1968,82(02):175-197.
- [86]Kang J E,Yoon D K,Bae H.Evaluating the Effect of Compact Urban Form on Air Quality in Korea[J].Environment and Planning B:Urban Analytics and City Science,2019,46(01):179-200.
- [87]Li W,Sun B,Zhang T.Spatial Structure and Labor Productivity:Evidence from Prefectures in China[J].Urban Studies,2019,56(08):1516-1532.
- [88]Li Y C,Liu X J.How Did Urban Polycentricity and Dispersion Affect Economic Productivity?A Case Study of 306 Chinese Cities[J].Landscape and Urban Planning,2018,173:51-59.
- [89]Lind J T,Mehlum H.With or Without U?The Appropriate Test for a U-shaped Relationship[J].Oxford Bulletin of Economics and Statistics,2010,72(01):109-118.
- [90]Naess P,Sandberg S L.Workplace Location,Modal Split and Energy Use for Commuting Trips[J].Urban Studies,1996,33(03):557-580.
- [91]Nick G.Functional Polycentricity:A Formal Definition in Terms of Social Network Analysis[J].Urban Studies,2007,44(11):2077-2103.
- [92]Nunn N,Puga D.Ruggedness:The Blessing of Bad Geography in Africa[J].The Review of Economics and Statistics,2012,94(01):20-36.
- [93]Nunn N,Qian N.US Food Aid and Civil Conflict[J].American Economic Review,2014,104(06):1630-1666.
- [94]Parr J B.Cities and Regions:Problems and Potentials[J].Environment and Planning A,2008,40(12):3009-3026.
- [95]Qin Y,Zhu H.Run Away?Air Pollution and Emigration Interests in China[J].Journal of Population Economics,2018,31(01):235-266.
- [96]Ramcharan R.Why an Economic Core:Domestic Transport Costs[J].Journal of Economic Geography,2009,9(04):559-582.
- [97]Robert C K.The Polycentric Urban Region:Towards a Research Agenda[J].Urban Studies,2001,38(04):623

-633.

- [98]Romer P M.Growth Based on Increasing Returns to Specialization[J].American Economic Review Papers and Proceedings,1987,77(02):56-62.
- [99]Romer P M.Endogenous Technological Change[J].Journal of Political Economy,1990,98(05):71-102.
- [100]Rosenthal S S,Strange W C.The Attenuation of Human Capital Spillovers[J].Journal of Urban Economics,2008,64(02):373-389.
- [101]Schwanen T,Dieleman F M,Dijst M.Travel Behavior in Dutch Monocentric and Policentric Urban Systems[J].Journey of Transport Geography,2001,9(03):173-186.
- [102]Stefan L,Alain T,Michael B.The Relational Geography of the Knowledge Economy in Germany:On Functional Urban Hierarchies and Localised Value Chain Systems[J].Urban Studies,2013,50(02):276-293.
- [103]Wang X,Zhang C,Zhang Z.Pollution Haven or Porter?The Impact of Environmental Regulation on Location Choices of Pollution-Intensive Firms in China[J].Journal of Environmental Management,2019,248:109-123.
- [104]Xiang X,Liu C,Yang M.Who is Financing Corporate Green Innovation[J].International Review of Economics & Finance,2022,78:321-337.
- [105]Xie Q C,Xu X,Liu X Q.Is There an EKC Between Economic Growth and Smog Pollution in China New Evidence from Semiparametric Spatial Autoregressive Models[J].Journal of Cleaner Production,2019,220:873-883.
- [106]Zhang T,Sun B,Li W.The Economic Performance of Urban Structure:From the Perspective of Polycentricity and Monocentricity[J].Cities,2017,68:18-24.

Urban Population Centralization and Air Pollution

— — Empirical Analysis based on 281 Chinese Cities at Prefecture Level
and Above

HONG Zhen-yi¹ CHENG Kai-ming^{1,2} GAO Dong-dong¹

(1.School of Statistics and Mathematics, Zhejiang Gongshang University, Zhejiang Hangzhou 310018, China;
2.Collaborative Innovation Center of Statistical Data Engineering, Technology & Application, Zhejiang
Gongshang University, Zhejiang Hangzhou 310018, China)

Abstract: With the rapid poly-centralization in Chinese cities, is multicentric development conducive to reducing air pollution levels? In this paper, a theoretical model is constructed from the perspectives of agglomeration externality and work-housing balance to analyze the theoretical mechanism of urban population polycentricity affecting air pollution. Based on the panel data of 281 Chinese cities at the prefecture level and above from 2010 to 2018, global PM_{2.5} concentration and Landsat global population distribution raster data, and other indicators such as the degree of topographic relief and surface roughness, and the average altitude of cities used to construct instrumental variables, this paper empirically-tests the effect of the degree of urban population polycentricity on urban air pollution level. It is found that the former has a steady “inverted U-shaped” effect on the latter, which means air pollution increases first and then decreases with the increase of population polycentric degree. This overall “inverted U-shaped” effect is caused by the superposition of two mechanisms. One is that the multi-centralization of the urban population harms air pollution by eliminating the local agglomeration economy and hindering the formation of the knowledge spillover effect, thus inhibiting urban technological innovation; The other is that urban population polycentricity has an “inverted U-shaped” effect on urban energy consumption. In the initial stage, population polycentricity aggravates the overall imbalance of employment and housing in the city, leading to an increase in overall energy consumption and aggravation of air pollution. After crossing the extreme point, when the overall balance of employment and housing is basically achieved, the polycentric distribution of population reduces the total energy

consumption of the city due to alleviating the agglomeration diseconomy of its main center, so has a positive effect on reducing urban air pollution. In addition, this paper also examines the moderating effect of urbanization population agglomeration and urban sprawl on this “inverted U-shaped” threshold, and finds that cities with higher urbanization population agglomeration and lower urban sprawl can achieve a decrease in air pollution level at a lower degree of population polycentricity. In the process of urban multi-center development, the key goal should be to achieve the balance of employment and housing, and some efforts should be made to vigorously promote urban innovation ability, and promote the urbanization agglomeration of population and avoid urban sprawl, to realize the ecological positive externality of the multi-center distribution of urban population.

Key words: population polycentricity; air pollution; work-housing balance; inverted U-shaped relationship; moderating effect

JEL: R11; R12; Q53

作者简介:

洪真奕(通讯作者), 浙江工商大学统计与数学学院博士生, 主要研究方向为城市与区域经济分析、城镇化特征测度。E-mail: hzy961218@163.com, 手机: 13588148186。

程开明, 浙江工商大学统计与数学学院教授, 博导, 主要研究方向为资源环境经济测算、城市与区域经济分析。E-mail: chengkaim@163.com。

高东东, 浙江工商大学统计与数学学院博士生, 主要研究方向为城市经济测度和空间统计。E-mail: 1115073672@qq.com。

基金项目: 国家社科基金重大招标项目“中国城镇化阶段性特征统计测度及驱动效应评估研究”(批准号: 20&ZD133); 浙江工商大学“数字+”学科建设项目(批准号: SZJ2022A008)。