

Doi:10.11835/j.issn.1008-5831.jg.2020.11.003

欢迎按以下格式引用:陈旭,张亮,张硕.多中心空间发展模式与雾霾污染——基于中国城市数据的经验研究[J].重庆大学学报(社会科学版),2021(5):30-44. Doi:10.11835/j.issn.1008-5831.jg.2020.11.003.



Citation Format: CHEN Xu, ZHANG Liang, ZHANG Shuo. Polycentric spatial structure and haze pollution: An empirical study based on Chinese urban data[J]. Journal of Chongqing University (Social Science Edition), 2021(5):30-44. Doi:10.11835/j.issn.1008-5831.jg.2020.11.003.

多中心空间发展模式与雾霾污染 ——基于中国城市数据的经验研究

陈旭¹,张亮²,张硕¹

(1. 安徽财经大学 国际经济贸易学院,安徽 蚌埠 233030;2. 东南大学 经济管理学院,江苏 南京 211189)

摘要:随着中国城市化水平的快速提升,以城市网络为依托的多中心经济发展新模式日益凸显。为此,文章结合城市经济和环境经济理论,通过计算城市规模分布的位序指数以及变换的首位度指数来测度各省份的多中心空间结构,并运用工具变量估计探讨了区域多中心发展模式对中国城市雾霾污染的动态影响和作用机制。研究发现,多中心空间结构对中国城市雾霾污染的影响呈现显著的倒U型特征,在区分城市规模和冬季供暖情况之后,此结论依然稳健。同时,测算结果显示,目前我国仅有少数省份处于雾霾污染随着多中心水平的提升而下降的阶段,多数省份的雾霾污染则随着区域内多中心水平的提高而加剧。最后,中介效应分析表明,市场一体化和要素流动是多中心空间发展模式影响城市雾霾污染的重要途径,且前二者与多中心空间结构能够对降低雾霾污染产生显著的正向协同作用。文章的研究结论为从雾霾治理视角思考中国未来区域空间发展模式提供了一定的经验证据和政策启示。

关键词:多中心结构;雾霾污染;倒U型关系;中介效应;市场一体化;要素流动

中图分类号:F124;X513;TU984.113

文献标志码:A

文章编号:1008-5831(2021)05-0030-15

引言

作为世界第一能源消费发展中大国,中国过去较长一段时期的粗放式发展模式在取得较高水平的经济增长和城市规模快速扩张的同时,以雾霾污染为代表的空气质量问题也愈发严重。在中国经济逐步进入追求高质量发展的“新常态”背景下,如何降低雾霾污染、改善空气质量已成为中国发展绿色经

基金项目:国家自然科学基金青年项目“多中心空间发展模式促进我国全球价值链地位提升的机理、路径及对策研究”(71903001);安徽省社会科学基金一般项目“城市空间结构演变提升我国全球价值链地位的机制及对策研究”(AHSKF2018D19);国家自然科学基金青年项目“多目标约束下产城融合的耦合机理与优化路径研究”(71803086)

作者简介:陈旭,安徽财经大学国际经济贸易学院,Email:chenxu19881219@163.com。

济过程中亟需解决的问题。

从经济学角度出发,空气质量的恶化与产业结构失衡、环境规制力度不足以及煤炭消费过高等因素不无关系^[1]。但与此同时,随着中国城市化进程的不断推进以及城市经济密度的增加,一方面,经济活动的空间集聚所产生的规模经济、技术溢出等正向外部效应提高了能源利用效率,进而改善了空气质量^[2];另一方面,过度集聚引致的市场拥挤和能源利用效率下降则加剧了空气质量的恶化^[3]。经济活动的空间集聚作为中国当前城镇化发展过程中的必经之路,能否实现与空气质量治理之间的协同与共赢,是值得我们深入探讨的重要现实问题。特别是在中国近年来城镇化进程、基础设施水平突飞猛进以及第二、三产业协同并进的发展背景下,中国越来越多的地区已逐渐形成了服务业集聚于中心城市、制造业分布在周边次级城市的多中心城市网络^[4]。同时,党中央、国务院《关于建立更加有效的区域协调发展新机制的意见》也强调了“加强区域内部城市间的紧密合作,中心城市引领城市群进而带动区域发展”这一战略方针。这为中国从塑造多中心空间结构视角治理雾霾污染、改善空气质量提供了契机。因此,厘清多中心空间发展模式与雾霾污染之间的关系,对于中国制定适宜的空间发展政策和发展绿色经济具有重要的现实意义。

一、文献综述

随着中国城市化战略的快速推进,空气污染等“城市病”的出现使得人们开始重新审视城市与环境的关系。其中最具代表性的研究主要体现在经济集聚对环境质量的影响,但研究结论尚未形成一致。一种观点认为,经济活动的集中扩大了区域内生产要素的投入规模,环境质量随着能源消耗和工业排放的增加而恶化。比如,Verhoef 和 Nijkamp 研究结果显示,产业集聚显著加剧了当地空气污染^[5]。类似的,王兴杰等以中国实施新空气质量标准的 74 个城市作为样本的研究发现,工业产业的不断集聚和人口密度的持续增加是导致城市空气质量下降的关键诱因^[6]。另一种观点则指出,经济集聚能够通过资源配置效率提升、技术溢出等正外部性改善环境污染^[7]。正如王家庭等^[8]所强调,城市粗放式的无序蔓延吞噬了耕地和湿地等自然资源,造成资源利用效率低下和生态环境压力的增加。集中的空间结构则有效降低了居民通勤距离和燃油消耗,进而减少了生产和生活中的污染排放。陆铭和冯皓进一步指出,空间集聚有助于降低单位工业产出的污染排放^[9]。正因为如此,中国东部地区的环境效率要明显优于中西部地区^[10]。出现完全相反的结论的原因可能在于,由于经济集聚中所蕴含的正、负外部性,使得区域密度往往存在一个最优水平。为此,部分学者探讨了集聚与环境质量之间的非线性关系。杨仁发采用面板门槛回归的研究结果显示,产业集聚对空气污染的影响存在先加剧后缓解的倒 U 型特征^[11]。张可基于空间溢出视角证明了经济集聚对污染排放的倒 U 型影响^[12]。此外,邵帅等发现,经济集聚与工业排放之间存在倒 N 型关系^[13]。

在以集聚经济为代表的“向心力”和以市场拥挤为代表的“离心力”两种相反力量的博弈下,城市规模往往存在一个最优水平^[14]。尤其是近年来中国大量生产要素迅速向区域中心城市汇聚产生的空间挤出效应以及城际交通基础设施的不断完善,使得越来越多地区的空间形态由“一城独大”的单中心结构向多中心城市网络演变。区域内由众多城市构成的互联互通的多中心空间结构在本质上打破了城市之间的行政和市场藩篱,促进不同层级的城市实现产业分工和功能互补。因此,相比于单中心发展模式,多中心空间结构能够更大程度地发挥空间正外部性^[15]。此外,在多中心城市网络中,(次级)中心城市周边的中小城市的生产效率既能够受益于大城市带来的集聚经济,同时也能够避免自身

城市规模过大引致的拥挤效应^[16]。随后,Meijers 和 Burger 基于美国的城市数据证明了多中心空间结构对区域生产效率的提升作用^[17]。但另一种观点认为,在中心城市规模尚未达到最优水平的情况下,过早地塑造多中心空间结构反而会阻碍集聚经济的发挥并损害区域生产效率。比如,Parr 研究发现,多中心空间结构的地区在通勤效率方面明显落后于单中心结构的地区,这无疑会抑制知识、技术的交流和溢出^[18]。张浩然和衣保中基于中国十大城市群数据的实证研究同样发现,多中心空间发展模式阻碍了生产效率的增长^[19]。出现此结果的原因可能在于,目前中国多数地区的城市首位度水平不高,整体呈现“大城市发展不足、中小城市过度扩张”的扁平化城市规模体系^[20]。

不难发现,目前关于多中心空间结构外部效应的研究主要落脚于生产效率,前者对空气质量的影响尚未得到直接探讨。特别是在区域空间格局与环境污染之间的紧密联系已得到众多学者检验的背景下,我们有理由相信多中心空间结构可能会对空气质量产生不可忽视的影响。因此,本文运用城市规模分布的位序指数测度各省份的多中心空间结构水平,并探索多中心空间发展模式对区域内各城市雾霾污染的动态影响及背后的作用机制,进而能够为我们基于改善空气质量这一层面思考中国城镇化的发展模式提供一定的政策启示。

二、机制分析

一般而言,多中心空间结构是由大城市和周边中小城市共同在规模扩张和交通基础设施完善过程中逐步形成以规模最大的城市为核心、其他大中型城市为次级中心的多中心城市网络。成熟的多中心空间结构能够借助城市之间的产业合作实现生产要素配置效率的优化,减少污染排放和雾霾污染。具体而言,多中心空间结构主要通过市场一体化和要素流动加快这两大途径实现雾霾污染的改善。

其一,在市场一体化方面。目前来看,由地方保护引致的市场分割是阻碍中国进行绿色生产的重要原因,雾霾污染治理无疑由此受阻。一方面,在分割的市场中,城市之间的环境规制力度和体系难以达成一致。如此一来,部分城市可能为了追逐短期经济绩效而降低环境监督力度和放松环境规制,容易引起城市之间的“逐底竞争”,进而加剧环境污染^[21]。此外,市场分割和地方保护会阻碍新型节能生产技术的跨地区推广和应用,抑制了能源利用效率的提高,环境治理难度自然随之增加^[22]。另一方面,市场分割加剧了区域资源配置效率的扭曲和能源浪费,并对环境绩效产生了显著的抑制作用。正如林伯强和杜克锐^[23]所强调,中国要素市场的分割明显加剧了煤炭资源的低效使用,而这是导致中国工业污染过度排放的重要因素。因此,打破市场分割、提升市场一体化水平是区域多中心空间结构治理雾霾污染的重要途径之一。Meijers 也指出,多中心城市网络能够比单中心空间结构更加高效利用资源的原因之一便是城市之间的市场整合和协同发展^[24]。在多中心空间结构中,合理的城市规模体系会促进不同层级城市顺应市场力量开展产业协作和市场共享,城市之间的良性互动显著促进了区域内的市场一体化,并产生“1+1>2”的聚合效应。与之类似,原倩的研究结果显示,多中心城市网络能够发挥正向溢出的关键途径则是促进区域市场一体化进程^[25]。

其二,在要素流动加快方面。在单中心空间结构中,中心城市与周边城市之间过大的发展差距容易引发“虹吸效应”,区域中心城市往往成为优质生产要素的洼地^[26]。为了避免优质生产要素的流失,多数城市实施的地方保护严重阻碍了生产要素的自由流动,导致区域内出现重复投资、能源利用效率下降等现象^[27],绿色经济进展缓慢。为此,在集聚经济已成为普遍趋势的情况下,当前更重要的是消除不同发展水平的城市之间资源要素的流动障碍和提升资源配置效率。在多中心空间结构中,在中心城市的引领作用下,若干次级节点城市的经济辐射和带动作用能够覆盖更多的中小城市,要素的跨区

域流动水平显著提升。在商品层面,各城市能够根据自身要素禀赋和比较优势进行生产分工和产品交换,资源利用效率和颗粒污染排放得到明显改善^[28]。在劳动力层面,不同技能的劳动者能够更加自由地选择从业地区和行业,促进了知识、技术的学习和溢出。特别是在服务业日趋发达和成熟的大城市,劳动力的自由流动借助学习和模仿效应带动地区整体服务行业的发展,污染排放自然随之得到改善^[29]。此外,要素自由流动带来的另一种作用则是加剧市场竞争、倒逼企业进行技术创新,这将有助于工业污染减排^[30]。因此,多中心空间结构改善中国雾霾污染的另一重要途径是要素流动加快。

值得注意的是,在多中心空间结构形成初期,一方面,受“限制大城市、实现区域均衡发展”这一思想的影响,各次级中心城市以及中小城市加快新城区的土地供给和建设,以期实现对中心大城市的接近和赶超。这种情况下,城市之间的竞争大于合作,市场一体化与要素流动受到抑制,能源利用效率由此难以改进。不仅如此,多中心空间发展过程中必然伴随着城市规模的扩张,由于新建城区往往与城市中心距离较远,这便导致了明显的城市蔓延,蔓延的城市结构通过稀释集聚经济和降低资源利用效率加剧了环境污染。比如,秦蒙等研究指出,城市蔓延会显著提高当地的雾霾浓度^[31]。另一方面,在区域多中心结构的形成初期,城市之间的发展差距较大,周边节点城市的次级中心地位尚未成熟,区域内城市彼此之间合作和分工的合理层级关系尚未充分形成,中小城市难以有效承接来自大城市的产业转移,生产要素在城市之间的充分整合和自由流动因此难以提升^[19]。加之区域内原有中心城市的技术溢出由于集聚水平的下降而有所减少,最终导致区域内经济活动的污染排放可能并未受到多中心空间溢出效应的积极影响。

基于以上分析,本文提出以下两个研究假说。

假说1:多中心空间结构对城市雾霾污染的影响可能存在倒U型特征,即在多中心模式发展初期,多中心水平的提升会加剧雾霾污染;直至多中心结构达到一定程度之后,雾霾污染随着多中心水平的提高而改善。

假说2:多中心空间结构能够通过市场一体化和要素流动这两大途径影响城市的雾霾污染水平。

三、模型设定与指标构建

(一) 模型设定

结合前文分析,本文计量模型设定如下:

$$\begin{aligned} \text{PM2.5}_{i,t} = & \alpha_0 + \alpha_1 \text{polycentric}_{i,t-1} + \alpha_2 \text{polycentric}_{i,t-1}^2 + \alpha_3 \text{integ}_{i,t-1} + \alpha_4 \text{goods}_{i,t-1} + \\ & \alpha_5 \text{pgdp}_{i,t-1} + \alpha_6 \text{pgdp}_{i,t-1}^2 + \alpha_7 \text{density}_{i,t-1} + \alpha_8 \text{tech}_{i,t-1} + \alpha_9 \text{structure}_{i,t-1} + \\ & \alpha_{10} \text{invest}_{i,t-1} + \alpha_{11} \text{FDI}_{i,t-1} + \mu_{\text{year,city}} \end{aligned} \quad (1)$$

其中,被解释变量 PM2.5 表示城市地表 PM2.5 全年平均浓度,作为雾霾污染的衡量指标。polycentric 表示城市所在省份的多中心空间结构水平。同时,为了考察多中心空间结构对雾霾污染的非线性影响,本文在模型中加入了多中心空间结构的平方项 polycentric²。

根据前文理论分析,本文构建了市场一体化与要素流动这两个中介变量。integ 表示城市所在省份的市场一体化水平,本文参照盛斌和毛其淋^[32]的方法,计算出各省份的市场分割水平并对其取倒数和开根号获得;goods 表示各省份的要素流动水平,本文用货运量来衡量。此外,本文设定了若干可能会影响雾霾污染的控制变量。pgdp 和 pgdp² 表示人均 GDP 及其平方项;density 代表人口密度;tech 表示城市的技术创新水平,本文以科学技术从业人员占总人口比重来体现;structure 表示产业结构,本文

以第三产业与第二产业的产值之比来衡量;invest 为城市固定资产投资占 GDP 比重;FDI 表示实际利用外资额占 GDP 比重; $\mu_{\text{year,city}}$ 表示时间固定效应和城市固定效应。考虑到各解释变量对雾霾浓度产生影响存在一定的时滞,本文将解释变量的滞后一期带入回归模型中。同时,为了减少变量之间可能存在的异方差,本文将市场一体化、要素流动、人均 GDP、人口密度变量取自然对数带入回归模型。值得说明的是,尽管解释变量是省级层面的多中心指数,但同一省份内不同城市的经济发展水平、雾霾浓度均存在较大差异,为了更加准确地控制城市层面的影响因素,本文采用了各地级市的 PM2.5 浓度数据。

(二) 指标构建

本文借鉴 Meijers 和 Burger^[17] 的方法,通过计算城市规模分布的位序指数来测度各地区的多中心空间结构指数,如式(2)所示。

$$\ln R_{m,t} = C - p \ln \text{Light}_{m,t} \quad (2)$$

其中, R 表示城市 m 的灯光亮度在全省范围内的排名, $\text{Light}_{m,t}$ 表示 t 年第 m 位的城市的夜间灯光亮度, C 是常数。在对每个省份各城市的夜间灯光亮度由高到低排序之后,运用式(2)进行回归并得到 $\text{Light}_{m,t}$ 的估计系数 p 。当 p 值较低时,表明省份内中心城市经济发展领先其他城市的幅度较大,全省呈现较为明显的“一城独大”的单中心模式;当 p 值较高时,表明省份内城市之间的人口和经济活动分布较为均匀,呈现较为明显的多中心空间结构。同时,为了使不同省份的多中心指数具有可比性,本文将中国各省份中排名前两位至前四位的城市分别进行回归估计,然后将所得系数 p 取平均值作为该省份的多中心指数。

本文运用夜间灯光数据来测算空间结构主要有以下两方面原因:一是对于正经历高速城镇化的中国而言,统计年鉴中的户籍人口数据往往难以精确反映出常住人口规模,进而会降低利用人口数据测算区域空间结构的准确性。二是中国在城镇化过程中时常出现撤县划区等行政区划变更的现象,这便导致同一城市的数据在前后年份不具有直接可比性。而作为衡量一个地区经济发展的有效替代指标,夜间灯光数据能够弥补上述缺陷^[33]。表 1 展示了中国近年来多中心指数排名前 10 位的省份。

表 1 近年来中国多中心指数排名前 10 位的省份(自治区)

1998 年		2003 年		2008 年		2013 年	
广东	4.104	广东	3.185	广东	2.527	山东	2.722
山东	2.932	山东	3.047	山东	2.472	广东	2.474
福建	1.993	福建	2.032	江苏	2.139	内蒙古	2.468
内蒙古	1.900	江苏	1.652	福建	1.852	江苏	2.087
河南	1.526	内蒙古	1.605	内蒙古	1.835	福建	1.982
安徽	1.458	安徽	1.473	安徽	1.488	安徽	1.861
山西	1.372	河南	1.358	河南	1.375	山西	1.504
湖南	1.339	山西	1.319	江西	1.347	江西	1.474
江苏	1.314	河北	1.231	山西	1.338	宁夏	1.469
河北	1.286	江西	1.214	宁夏	1.331	河南	1.410

注:表格中的数值表示多中心指数。

本研究的PM_{2.5}数据来源于美国哥伦比亚大学社会经济数据与应用中心提供的全球PM_{2.5}地表年均浓度数据,该数据是由气象卫星监测而来的栅格数据,本文运用ArcGIS软件将其提取为中国地级城市PM_{2.5}的具体数值^①。其他数据来源于《DSMP/OLS全球夜间灯光数据库》《中国城市统计年鉴》以及《中国统计年鉴》,年份跨度为1998至2013。在数据处理过程中,由于北京、上海、天津、重庆是直辖市,西藏、新疆、青海以及海南这些地区的地级城市数量太少,无法进行多中心空间结构的测算,本文在研究过程中剔除了这8个省市(自治区)。

四、实证检验与分析

(一) 全样本检验

本文首先对多中心空间结构对城市雾霾污染的影响进行全样本估计,结果如表2所示。其中,列(1)至列(4)展示了OLS估计结果。可以看出,在控制时间和城市固定效应前后,多中心空间结构一次项的估计系数均为正数,且在1%的水平上通过了显著性检验,相应的平方项估计系数则显著为负。这意味着多中心空间发展模式对区域内各城市雾霾浓度的影响呈现显著的先加剧后缓解的倒U型变化趋势。同时,考虑到雾霾污染与区域空间形态之间可能存在一定程度的内生关系,本文使用工具变量估计再次进行检验,结果如列(5)、列(6)所示。可以发现,多中心指标估计系数的方向和显著性未发生变化,基准回归结果体现出较好的稳健性,假说1得到了验证。

关于工具变量的选取,Burchfield等指出,地表粗糙度能够显著影响区域内的经济集聚^[34]。Bosker和Buringh则发现是否邻近水源同样是影响一个区域内人口分布的重要自然因素^[35]。为此,地表粗糙度和河流密度作为多中心空间结构的工具变量具有一定的理论基础。值得注意的是,本文研究样本是面板数据,而地理变量在较长时间内是固定值,这就需要我们同时选择一个宏观层面的时变变量。为此,本文选择了汇率。因为对外开放能够显著促进区域内经济活动的集聚^[36]。本文最终使用河流密度与汇率倒数的乘积、地表粗糙度与汇率倒数的乘积作为多中心空间结构的工具变量。同时,Hausman检验结果显示,本文工具变量估计结果是合理的。

此外,市场一体化和要素流动加快能够有效改善雾霾污染,原因在于,随着城市之间的互联互通,城市之间在环境规制、技术水平等方面的差异借助先进城市的正向溢出逐步缩小,进而实现雾霾污染的缓解。人均GDP及其平方项估计系数表明,雾霾浓度随着经济增长表现出先升后降的趋势,从雾霾污染视角验证了环境库兹涅茨曲线。人口密度的增加加剧了雾霾污染,原因在于人口密度增加意味着房地产建设、工业生产规模以及汽车尾气排放的增加,这些均会加剧雾霾污染。技术水平和产业结构的估计结果表明,城市技术创新能力的提升和第三产业的发展能够显著缓解雾霾污染。固定资产投资的增加显著加剧了雾霾污染,其原因可能在于各类建筑在施工过程中会带来大量尘土。最后,外商直接投资的估计系数尽管为负数,但并不显著。这意味着中国引进的外资企业的生产活动或多或少会加剧雾霾污染。

^①为避免占用过多篇幅,PM_{2.5}浓度的描述性统计未在文中展示,若感兴趣,可向作者索取。

表2 多中心空间结构影响城市雾霾污染的全样本估计结果

	OLS 估计				IV 估计	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
polycentric _{t-1}	0.603*** (0.041)	0.343*** (0.036)	0.567*** (0.040)	0.329*** (0.035)	2.610*** (0.142)	1.982*** (0.128)
polycentric ² _{t-1}	-0.129*** (0.010)	-0.083*** (0.009)	-0.119*** (0.010)	-0.079*** (0.009)	-0.614*** (0.034)	-0.476*** (0.031)
integ _{t-1}		-0.251*** (0.032)		-0.286*** (0.044)		-0.277*** (0.055)
goods _{t-1}		-0.053*** (0.011)		-0.046*** (0.011)		-0.098*** (0.014)
pgdp _{t-1}		0.300** (0.125)		0.133 (0.125)		0.352** (0.159)
pgdp ² _{t-1}		-0.015** (0.006)		-0.008 (0.006)		-0.020*** (0.008)
density _{t-1}		0.277*** (0.009)		0.276*** (0.009)		0.189*** (0.013)
tech _{t-1}		-14.823*** (2.182)		-14.098*** (2.175)		-5.573* (2.831)
structure _{t-1}		-0.077*** (0.023)		-0.094*** (0.023)		-0.088*** (0.029)
invest _{t-1}		0.358*** (0.036)		0.293*** (0.041)		0.308*** (0.052)
FDI _{t-1}		-0.257 (0.184)		-0.143 (0.187)		-0.768 (0.646)
常数项	2.887*** (0.036)	0.654 (0.620)	2.571*** (0.043)	0.058 (0.624)	-1.081*** (0.111)	-1.665** (0.801)
时间固定效应	未控制	未控制	控制	控制	控制	控制
城市固定效应	未控制	未控制	控制	控制	控制	控制
Hausman Test					0.000	0.000
R ²	0.075	0.359	0.190	0.416	0.112	0.258
样本量	3 802	3 575	3 802	3 575	3 802	3 575

注: *、**、*** 分别表示 10%、5%、1% 的显著性水平, 括号里的数字表示标准差, 下表同。

既然多中心空间发展模式对城市 PM_{2.5} 浓度的影响存在倒 U 型趋势, 那么目前中国是否存在超越拐点的地区? 为此, 本文根据基准估计结果计算出拐点并找出在样本期内城市雾霾污染随着多中心水平的提升而得到改善的地区, 如表 3 所示。可以看出, 近年来中国超过拐点的地区逐渐增多, 这意味着越来越多城市的 PM_{2.5} 浓度开始随着所在省份多中心水平的提升而下降, 多中心空间发展模式对城市空气质量的改善作用逐步显现。同时, 不可否认的是, 中国大部分省份尚处于倒 U 型曲线拐点的左侧, 在多中心城市网络塑造方面, 中国尚存在巨大的发展空间。

表3 样本期内超过拐点的省份(自治区)

2001 年	2005 年	2009 年	2013 年
山东(3.149 9)	山东(2.699 5)	江苏(2.141 1)	江苏(2.086 9)
广东(3.734 9)	广东(3.043 1)	山东(2.472 0)	内蒙古(2.467 9)
		广东(2.514 1)	广东(2.473 6)
			山东(2.721 9)

(二) 基于城市规模的稳健性检验

不同规模的城市由于自身集聚经济效应不同, 城市经济活动受到多中心空间结构的影响是否存在差异尚不明确。为此, 本文基于城市规模将样本划分为大城市、中等城市和小城市这三种类型, 分样本

估计结果如表 4 所示^②。以工具变量估计结果为例,多中心指标及其平方项的估计系数在大、中、小城市样本中均分别为正数和负数,且在 1% 的水平上显著,OLS 估计结果亦是如此。这表明多中心空间发展模式对中国雾霾污染的倒 U 型影响并不会由于城市规模的不同而存在明显差异。假说 1 从城市规模异质性层面得到了验证。本文对此现象理解为,对于大城市而言,多中心空间结构在较低水平时,大城市通过虹吸效应汇聚了来自周边城市的大量生产要素,过于集中的生产活动反而引致市场拥挤造成资源配置效率的降低,加剧了雾霾污染。同时对于中小城市而言,优质生产要素流失降低了本地生产技术水平并加剧了生产排放,导致雾霾污染随之加剧。随着多中心水平的逐步提高,次级中心城市与中心大城市之间的差距逐步缩小,能够有效承接大城市的产业转移,大城市的雾霾污染能够借助产业转移得到缓解,中小城市的产业结构以及绿色经济在与大城市的一体化发展过程中得到优化,实现空气质量的改善。

表 4 多中心空间结构影响城市雾霾污染的分样本估计结果(城市规模)

	OLS 估计			IV 估计		
	大城市(1)	中等城市(2)	小城市(3)	大城市(4)	中等城市(5)	小城市(6)
polycentric _{t-1}	0.621*** (0.060)	0.038*** (0.009)	0.340*** (0.087)	1.451*** (0.107)	1.505*** (0.189)	2.704*** (0.444)
polycentric _{t-1} ²	-0.146*** (0.015)	-0.030*** (0.011)	-0.048** (0.021)	-0.350*** (0.027)	-0.380*** (0.045)	-0.623*** (0.105)
integ _{t-1}	-0.250*** (0.067)	-0.113* (0.058)	-0.628*** (0.101)	-0.211*** (0.073)	-0.118* (0.065)	-0.638*** (0.147)
goods _{t-1}	-0.076*** (0.020)	-0.033** (0.014)	-0.052*** (0.014)	-0.119*** (0.022)	-0.067*** (0.018)	-0.115*** (0.044)
pgdp _{t-1}	0.131* (0.072)	0.420** (0.188)	-1.097*** (0.266)	0.546** (0.218)	0.227 (0.238)	-1.779*** (0.406)
pgdp _{t-1} ²	-0.006*** (0.002)	-0.019** (0.010)	-0.060*** (0.013)	-0.028*** (0.011)	-0.013 (0.012)	-0.093*** (0.020)
density _{t-1}	0.157*** (0.018)	0.269*** (0.011)	0.341*** (0.021)	0.129*** (0.020)	0.213*** (0.015)	0.147*** (0.046)
tech _{t-1}	-7.535*** (1.748)	-46.802*** (6.762)	-3.841 (2.440)	-14.394*** (3.770)	-30.618*** (8.708)	3.154 (3.767)
structure _{t-1}	-0.191** (0.045)	-0.095*** (0.031)	-0.077 (0.048)	-0.155*** (0.049)	-0.002 (0.041)	-0.044 (0.073)
invest _{t-1}	0.381*** (0.077)	0.385*** (0.056)	0.174** (0.078)	0.458*** (0.084)	0.438*** (0.071)	0.372*** (0.119)
FDI _{t-1}	-0.702* (0.392)	0.204*** (0.071)	0.453* (0.252)	-1.099** (0.518)	0.579** (0.284)	2.407*** (0.795)
常数项	0.623 (0.967)	1.059 (0.938)	-6.189*** (1.382)	-1.691 (1.078)	-0.586 (1.177)	-10.020*** (2.126)
时间固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
城市固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
R ²	0.443	0.399	0.526	0.387	0.219	0.300
样本量	1 076	1 824	675	1 076	1 824	675

②本文将人口大于等于 400 万的城市定义为大城市,介于 400 万和 200 万之间的为中等城市,小于等于 200 万人口的为小城市。

在控制变量方面,人均 GDP 与雾霾浓度的倒 U 型关系主要体现在大中型城市中,而在小城市样本中,人均 GDP 与雾霾浓度之间存在显著的正 U 型关系。这种现象可能是由不同规模城市所处发展阶段的差异所致。技术创新和产业结构对雾霾污染的改善作用主要体现在大中型城市,小城市可能由于技术从业人员和服务行业规模相对较小,导致雾霾污染并未受到技术创新和产业结构的明显影响。此外,外商直接投资对大城市的雾霾浓度产生了显著的抑制作用,但中小城市雾霾污染随着外商直接投资的增加而加剧。出现这种现象的原因可能在于,中小城市环境规制力度相对不足,容易成为外资企业的污染避难所。其他控制变量估计结果与基准回归基本一致,这里便不赘述。

(三) 基于冬季供暖的稳健性检验

庞军等指出,冬季集中供暖也是影响中国城市空气质量的因素之一^[37]。为此,本文将样本划分为冬季供暖地区和非供暖地区再次进行检验,这样能够在一定程度上排除北方城市冬季气候等不易观测的因素的影响。根据表 5,以工具变量估计为例,多中心指数的估计系数在供暖地区和非供暖地区中均在 1% 的水平上显著为正,平方项的估计系数则均显著为负。这意味着多中心空间发展模式对城市雾霾浓度的倒 U 型影响并不会因为冬季集中供暖而存在明显差异。原因可能在于,多中心空间结构主要通过市场一体化以及加快要素流动等市场化因素影响中国绿色经济以及环境质量,背后的影响机理在南北方市场经济环境之间具有明显的共性。

表 5 多中心空间结构影响城市雾霾污染的分样本估计结果(冬季供暖)

	OLS 估计		IV 估计	
	供暖地区(1)	非供暖地区(2)	供暖地区(3)	非供暖地区(4)
polycentric _{t-1}	0.086*** (0.009)	0.259*** (0.037)	1.761*** (0.261)	1.613*** (0.081)
polycentric _{t-1} ²	-0.015*** (0.005)	-0.077*** (0.009)	-0.507*** (0.070)	-0.384*** (0.019)
integ _{t-1}	-0.348*** (0.080)	-0.121** (0.047)	-0.145*** (0.009)	-0.066** (0.031)
goods _{t-1}	-0.102*** (0.017)	-0.032** (0.013)	-0.014*** (0.003)	-0.032* (0.017)
其他变量	控制	控制	控制	控制
时间固定效应	控制	控制	控制	控制
城市固定效应	控制	控制	控制	控制
R ²	0.584	0.324	0.492	0.178
样本量	1 466	2 109	1 466	2 109

(四) 基于变换的首位度指数的稳健性检验

在前文已采用不同估计方法和不同样本验证了假说 1 的稳健性之后,本文进一步用变换的首位度作为多中心指数的替代变量进行稳健性检验。借鉴刘修岩等^[38]的方法,本文使用 1 减去区域内亮度最高的城市夜间灯光占全省灯光亮度总和的比例来计算变换的首位度指数 monopro。该指数越大,意味着区域内多中心程度越高,回归结果展示于表 6。不论是在全样本中还是分样本中,变换的首位度指数回归系数的方向和显著性与前文保持一致,一次项和平方项的估计系数分别显著为正和为负。假说 1 的稳健性再次得到验证。

表 6 变换的首位度影响城市雾霾污染的工具变量估计结果

	全样本	大城市	中等城市	小城市	供暖地区	非供暖地区
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
monopro _{t-1}	11.677*** (1.008)	9.213*** (1.567)	7.315*** (1.237)	51.397*** (3.993)	10.005** (4.262)	5.066*** (1.305)
monopro _{t-1} ²	-7.290*** (0.664)	-5.839*** (1.040)	-4.443*** (0.814)	-33.533*** (2.612)	-7.931*** (2.654)	-3.249*** (0.862)
其他变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制
时间固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
城市固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
R ²	0.368	0.356	0.368	0.409	0.634	0.305
样本量	3 575	1 076	1 824	675	1 466	2 109

五、作用机制检验

在证明了多中心空间结构对城市雾霾浓度的倒 U 型影响之后,我们需要进一步了解二者之间的联系机制。为此,接下来的思路是:首先检验核心解释变量是否能够显著地影响中介变量,其次运用中介效应模型分析多中心空间结构对雾霾污染的影响路径,最后再引入核心解释变量与中间变量的交互项,来检验二者之间的交互效应。

根据前文理论分析,本文以市场一体化和要素流动这两个中介变量作为被解释变量,考察多中心空间结构对二者的影响。计量模型如式(3)、式(4)所示。

$$\ln \text{integ}_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 \text{polycentric}_{i,t} + \beta_2 \text{polycentric}_{i,t}^2 + \beta_3 \text{infra}_{i,t} + \mu_{\text{year}, \text{city}} \quad (3)$$

$$\ln \text{goods}_{i,t} = \gamma_0 + \gamma_1 \text{polycentric}_{i,t} + \gamma_2 \text{polycentric}_{i,t}^2 + \gamma_3 \text{infra}_{i,t} + \mu_{\text{year}, \text{city}} \quad (4)$$

考虑到交通基础设施往往是影响区域一体化和要素流动的重要因素,本文将能够体现各省份交通基础设施水平的指标加入计量模型,计算公式为:(铁路运营里程+公路运营里程)/面积。回归结果展示于表 7。在(1)、(3)两列中,多中心指数一次项估计系数均显著为负,相应的平方项的系数则显著为正。这表明多中心空间结构对市场一体化和要素流动的影响呈现明显的正 U 型特征,结合基准回归中市场一体化、要素流动与雾霾浓度之间显著的负相关关系,可以在一定程度上解释多中心空间结构对雾霾浓度能够产生倒 U 型影响的原因。同时,我们由此初步确定,市场一体化和要素流动可能是多中心空间结构影响中国雾霾污染的重要中介变量。类似的,在(2)、(4)两列中,变换的首位度指数估计系数的显著性和方向与多中心指数完全一致,体现出强烈的稳健性。

接下来,本文使用中介效应模型进一步来检验多中心空间结构在影响雾霾污染的过程中,市场一体化和要素流动这两个变量是否发挥了中介作用,模型设定如下。

$$\ln \text{PM2.5}_{i,t} = \eta_0 + \eta_1 \text{N_integ}_{i,t} + \eta \text{CV}_{i,t-1} + \mu_{\text{year}, \text{city}} \quad (5)$$

$$\ln \text{PM2.5}_{i,t} = \lambda_0 + \lambda_1 \text{N_goods}_{i,t} + \lambda \text{CV}_{i,t-1} + \mu_{\text{year}, \text{city}} \quad (6)$$

表7 多中心空间结构对中介变量的影响结果

	市场一体化		要素流动	
	(1)	(2)	(3)	(4)
polycentric	-0.356*** (0.033)		-2.876*** (0.129)	
polycentric ²	0.085*** (0.008)		0.589*** (0.032)	
monopro		-3.659*** (0.366)		-2.863*** (0.137)
monopro ²		2.407*** (0.245)		1.725*** (0.092)
infra	0.002** (0.001)	0.004*** (0.001)	0.026*** (0.002)	0.043*** (0.003)
常数项	2.723*** (0.027)	1.616*** (0.136)	4.153*** (0.104)	5.160*** (0.509)
时间固定效应	控制	控制	控制	控制
省份固定效应	控制	控制	控制	控制
R ²	0.772	0.796	0.549	0.585
样本量	3 816	3 816	3 816	3 816

其中, N_{integ} 和 N_{goods} 分别表示市场一体化和要素流动的拟合值, CV 表示前文涉及的控制变量。如果多中心空间结构先影响市场一体化和要素流动, 进而影响雾霾污染, 那么我们预计 η_1 和 λ_1 显著。同时, 为了考察市场一体化和要素流动在多中心空间结构影响雾霾污染过程中是否为完全的中介效应, 本文进一步设定如下回归模型:

$$\ln PM2.5_{i,t} = \kappa_0 + \kappa_1 \text{polycentric}_{i,t-1} + \kappa_2 \text{polycentric}_{i,t-1}^2 + \kappa_3 N_{integ}_{i,t-1} + \kappa_4 N_{goods}_{i,t-1} + \kappa CV_{i,t-1} + \mu_{\text{year,city}} \quad (7)$$

如果多中心空间结构对雾霾污染的影响完全是通过市场一体化和要素流动这两种途径实现, 那么我们预计 κ_3 、 κ_4 的估计值将显著而 κ_1 、 κ_2 的估计值不会显著。

表8展示了式(5)至式(7)的估计结果。在(1)、(2)两列中, 市场一体化和要素流动的拟合值的估计系数显著为负。这说明市场一体化和要素流动是多中心空间结构影响城市雾霾污染的有效中介变量, 假说2得到了验证。根据(3)、(4)两列发现, 在加入多中心指数和变换的首位度指数之后, 市场一体化拟合值和要素流动拟合值在显著为负的同时, 多中心指数和变换的首位度指数的估计系数的方向和显著性与基准回归结果仍保持一致。这表明, 市场一体化和要素流动发挥的是部分中介效应, 尚存在其他中间因素未被本文捕捉到。

最后, 本文进一步从协同效应视角检验多中心空间结构对雾霾污染的影响机制。为此, 本文将多中心指数与市场一体化、要素流动的交互项加入基准回归模型中, 结果见表9。以多中心指数为例, 在(1)、(2)两列中, 多中心指数与市场一体化、要素流动的交互项的估计系数分别为-1.784和-0.329, 且在1%的显著性水平上显著。这意味着多中心空间结构与市场一体化、要素流动能够对PM2.5浓度产生显著的负向协同效应, 换言之, 区域内市场一体化水平的提升以及要素流动的加快有助于促进多中心空间发展模式发挥对雾霾污染的改善作用。在(3)、(4)两列中, 以变换的首位度

作为多中心指数的替代变量得到了类似的结果。假说 2 从协同效应层面再次得到了验证。

表 8 中介效应检验结果

	(1)	(2)	(3)	(4)
$N_{integ_{t-1}}$	-0.323 ^{***} (0.026)		-0.703 ^{**} (0.284)	-0.868 ^{***} (0.290)
$N_{goods_{t-1}}$		-0.037 ^{***} (0.003)	-0.559 ^{***} (0.079)	-0.120 ^{***} (0.035)
$polycentric_{t-1}$			1.652 ^{***} (0.178)	
$polycentric_{t-1}^2$			-0.356 ^{***} (0.038)	
$monopro_{t-1}$				12.153 ^{***} (1.144)
$monopro_{t-1}^2$				-7.563 ^{***} (0.744)
其他变量	控制	控制	控制	控制
时间固定效应	控制	控制	控制	控制
城市固定效应	控制	控制	控制	控制
R^2	0.332	0.328	0.416	0.358
样本量	3 575	3 575	3 575	3 575

表 9 协同效应检验

	(1)	(2)	(3)	(4)
$polycentric_{t-1}$	7.777 ^{***} (0.912)	2.758 ^{***} (0.192)		
$polycentric_{t-1}^2$	-0.505 ^{***} (0.053)	-0.462 ^{***} (0.031)		
$polycentric \times integ_{t-1}$	-1.784 ^{***} (0.219)			
$polycentric \times goods_{t-1}$		-0.329 ^{***} (0.029)		
$monopro_{t-1}$			19.414 ^{***} (1.645)	10.971 ^{***} (1.076)
$monopro_{t-1}^2$			-7.153 ^{***} (0.690)	-7.049 ^{***} (0.670)
$monopro \times integ_{t-1}$			-2.438 ^{***} (0.272)	
$monopro \times goods_{t-1}$				-0.138 [*] (0.080)
其他变量	控制	控制	控制	控制
时间固定效应	控制	控制	控制	控制
城市固定效应	控制	控制	控制	控制
R^2	0.162	0.224	0.338	0.373
样本量	3 575	3 575	3 575	3 575

六、研究结论与政策启示

本文以地级城市的PM_{2.5}浓度作为研究对象,运用工具变量估计和中介效应模型考察了区域多中心空间发展模式对雾霾污染的动态影响以及作用机制,研究表明:(1)多中心空间结构对中国雾霾浓度的影响呈现显著的先加剧后抑制的倒U型特征,在区分城市规模、冬季是否供暖以及运用变换的首位度作为多中心指数的替代变量之后,此结论依然稳健。(2)根据本文测算结果发现,目前中国的江苏、内蒙古、广东和山东这四个地区空间结构的多中心水平已超越拐点,区域内城市雾霾污染随着多中心水平的提高而改善,但多数地区的城市雾霾污染尚处于随着多中心结构的发展而加剧的阶段。(3)在作用机制方面,中介效应检验结果表明,多中心空间结构能够通过促进市场一体化和加快要素流动这两大途径改善雾霾污染;协同效应检验表明,较高水平的市场一体化和要素流动能够更加有效地释放多中心空间结构的正外部性。

本文从治理雾霾污染视角为中国新型城镇化发展模式提供了一定的经验证据和政策启示。本文的核心观点认为,中国各地区应当逐步加强多中心空间结构建设,避免城市之间过大的发展差距而阻碍市场整合和资源利用效率,造成雾霾污染的加剧。具体而言,各地区可将以下三方面作为着力点:第一,通过建立城市之间的合作机制破除行政边界和贸易壁垒,推动市场一体化水平的提升。多中心发展模式治理雾霾污染离不开要素充分流动和市场整合,这便需要弱化地方保护和市场分割,推动创新型人才、技术等绿色要素的跨地区流动,最大程度地发挥多中心空间溢出对工业减排和能源效率的积极影响。第二,制定区域范围内的整体规划和政策,为各城市的协调统一发展提供明确的制度支撑。在多中心空间发展过程中,在城市“锦标赛”仍普遍存在的背景下,城市之间的互动难免存在博弈。这便需要根据区域内不同层级城市的发展阶段和比较优势明确产业分工,并基于不同城市的诉求制定统一的环境规制标准和产业发展规划,推动城市污染排放逐步减缓^[39]。第三,加强城际基础设施建设,推动城市之间的功能联系。多中心空间结构能够发挥节能减排作用的原因不仅仅是缓解大城市的集聚不经济,还包括中小城市对大城市的“规模借用”,实现更大地理范围内的空间溢出。这便需要加强城市之间的交通和通讯设施建设^[40],降低城市之间的交流沟通成本。

参考文献:

- [1] 邵帅,李欣,曹建华,等.中国雾霾污染治理的经济政策选择:基于空间溢出效应的视角[J].经济研究,2016(9):73-88.
- [2] GLAESER E L,KAHN M E. The greenness of cities: Carbon dioxide emissions and urban development[J]. Journal of Urban Economics,2010,67(3):404-418.
- [3] 张可,汪东芳.经济集聚与环境污染的交互影响及空间溢出[J].中国工业经济,2014(6):70-82.
- [4] QI Y G,LIU Y J. Industrial spatial structure and evolution of producer services and manufacturing[J]. Metallurgical and Mining Industry,2015,7(3):127-135.
- [5] VERHOEF E T,NIJKAMP P. Externalities in urban sustainability: Environmental versus localization-type agglomeration externalities in a general spatial equilibrium model of a single-sector monocentric industrial city[J]. Ecological Economics,2002,40(2):157-179.
- [6] 王兴杰,谢高地,岳书平.经济增长和人口集聚对城市环境空气质量的影响及区域分异:以第一阶段实施新空气质量标准的74个城市为例[J].经济地理,2015(2):71-76,91.

- [7] 钟娟,魏彦杰.产业集聚与开放经济影响污染减排的空间效应分析[J].中国人口·资源与环境,2019(5):98-107.
- [8] 王家庭,赵丽,冯树,等.城市蔓延的表现及其对生态环境的影响[J].城市问题,2014(5):22-27.
- [9] 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.
- [10] 张可,豆建民.集聚对环境污染的作用机制研究[J].中国人口科学,2013(5):105-116,128.
- [11] 杨仁发.产业集聚能否改善中国环境污染[J].中国人口·资源与环境,2015(2):23-29.
- [12] 张可.经济集聚的减排效应:基于空间经济学视角的解释[J].产业经济研究,2018(3):64-76.
- [13] 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.
- [14] ARNOTT R. Congestion tolling with agglomeration externalities[J]. Journal of Urban Economics,2007,62(2):187-203.
- [15] MEIJERS E J, BURGER M J, HOOGERBRUGGE M M. Borrowing size in networks of cities: City size, network connectivity and metropolitan functions in Europe[J]. Papers in Regional Science,2016,95(1):181-198.
- [16] PHELPS N A, OZAWA T. Contrasts in agglomeration: Proto-industrial, industrial and post-industrial forms compared[J]. Progress in Human Geography,2003,27(5):583-604.
- [17] MEIJERS E J, BURGER M J. Spatial structure and productivity in US metropolitan areas[J]. Environment and Planning A: Economy and Space,2010,42(6):1383-1402.
- [18] PARR J B. Agglomeration economies: Ambiguities and confusions[J]. Environment and Planning A: Economy and Space, 2002,34(4):717-731.
- [19] 张浩然,衣保中.城市群空间结构特征与经济绩效:来自中国的经验证据[J].经济评论,2012(1):42-47,115.
- [20] 潘士远,朱丹丹,徐恺.中国城市过大抑或过小:基于劳动力配置效率的视角[J].经济研究,2018(9):68-82.
- [21] 林伯强,杜克锐.要素市场扭曲对能源效率的影响[J].经济研究,2013(9):125-136.
- [22] BAI J H, LU J Y, LI S J. Fiscal pressure, tax competition and environmental pollution[J]. Environmental and Resource Economics,2019,73(2):431-447.
- [23] DUANMU J L, BU M L, PITTMAN R. Does market competition dampen environmental performance? Evidence from China [J]. Strategic Management Journal,2018,39(11):3006-3030.
- [24] MEIJERS E. Summing small cities does not make a large city: Polycentric urban regions and the provision of cultural, leisure and sports amenities[J]. Urban Studies,2008,45(11):2323-2342.
- [25] 原倩.城市群是否能够促进城市发展[J].世界经济,2016(9):99-123.
- [26] 吴福象,刘志彪.城市化群落驱动经济增长的机制研究:来自长三角16个城市的经验证据[J].经济研究,2008(11):126-136.
- [27] CHEN X D, HUANG B H. Club membership and transboundary pollution: Evidence from the European Union enlargement [J]. Energy Economics,2016,53:230-237.
- [28] 张翠菊,张宗益.能源禀赋与技术进步对中国碳排放强度的空间效应[J].中国人口·资源与环境,2015(9):37-43.
- [29] 刘安国,张克森,聂蓓,等.江苏省第二产业演进与工业三废排放关系研究[J].中国环境科学,2017(4):1579-1588.
- [30] 邓玉萍,许和连.外商直接投资、地方政府竞争与环境污染:基于财政分权视角的经验研究[J].中国人口·资源与环境,2013(7):155-163.
- [31] 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PM2.5数据的经验分析[J].财贸经济,2016(11):146-160.
- [32] 盛斌,毛其淋.贸易开放、国内市场一体化与中国省际经济增长:1985—2008年[J].世界经济,2011(11):44-66.
- [33] CLARK H, PINKOVSKIY M, SALA-I-MARTIN X. China's GDP growth may be understated[R]. National Bureau of Economic Research,2017, No. 23323.
- [34] BURCHFIELD M, OVERMAN H G, PUGA D, et al. Causes of sprawl: A portrait from space[J]. The Quarterly Journal of Economics,2006,121(2):587-633.

- [35] BOSKER M, BURINGH E. City seeds: Geography and the origins of the European city system [J]. *Journal of Urban Economics*, 2017, 98: 139–157.
- [36] DAVIS D R, WEINSTEIN D E. Bones, bombs, and break points: The geography of economic activity [J]. *American Economic Review*, 2002, 92(5): 1269–1289.
- [37] 庞军, 吴健, 马中, 等. 我国城市天然气替代燃煤集中供暖的大气污染减排效果 [J]. *中国环境科学*, 2015(1): 55–61.
- [38] 刘修岩, 李松林, 陈子扬. 多中心空间发展模式与地区收入差距 [J]. *中国工业经济*, 2017(10): 25–43.
- [39] 周付军, 胡春艳. 大气污染治理的政策工具变迁研究: 基于长三角地区 2001—2018 年政策文本的分析 [J]. *江淮论坛*, 2019(6): 134–141.
- [40] 庞雨蒙, 刘震, 潘雨晨. 财政科教支出与雾霾污染治理的空间关联效应 [J]. *经济经纬*, 2020(6): 128–138.

Polycentric spatial structure and haze pollution: An empirical study based on Chinese urban data

CHEN Xu¹, ZHANG Liang², ZHANG Shuo¹

(1. School of International Trade and Economics, Anhui University of Finance and Economics, Bengbu 233000, P. R. China;

2. School of Economics and Management, Southeast University, Nanjing 211189, P. R. China)

Abstract: With the rapid improvement of China's urbanization, the new patterns of economic development based on urban network and dominated by industrial agglomeration is increasingly prominent. To this end, combining the theory of urban and environmental economics, this paper measures the polycentric spatial structure of each province by calculating the order index of city size distribution and the adjusted primacy index, and discusses the dynamic influence and mechanism of regional polycentric development mode on urban haze pollution in China by using instrumental variable estimation. The results show that the effect of polycentric space structure on urban haze pollution in China presents a significant inverted U-shaped feature, which is still stable after distinguishing city size and winter heating conditions. Meanwhile, the calculation results show that only a few provinces are in the stage where haze pollution decreases with the improvement of polycentric structure, but the haze pollution in most provinces aggravate with the increase of polycentric level. Finally, the mediating effect analysis shows that market integration and the flow of factors are important ways to improve China's haze pollution through polycentric spatial development model. Meanwhile, market integration, factor flow and polycentric spatial structure could have a significant positive synergistic effect on reducing haze pollution. The findings of this paper provide some empirical evidence and policy inspiration to consider China's future regional spatial development patterns from the perspective of haze control.

Key words: polycentric structure; haze pollution; inverted-U relationship; mediation effect; market integration; factor flow

(责任编辑 傅旭东)