

# 多中心空间结构是否有助于工业减排?

——来自中国省级数据的经验证据

陈旭 张硕

(安徽财经大学 国际经济贸易学院,安徽 蚌埠 233030)

**摘要:** 基于1998—2016年我国省级面板数据,将地理指标与外生政策变量相结合构建工具变量,进而运用工具变量估计和中介效应模型考察了多中心空间结构对我国工业排放的影响、作用机制以及约束条件。研究发现:首先,单位产值的工业排放随着省份空间结构多中心水平的提升呈现显著的下降趋势,在区分了省份所在区位的差异之后,此结论依然稳健;其次,在作用机制方面,市场一体化和要素流动是多中心空间结构降低工业排放的重要途径;最后,城市化和基础设施水平在多中心空间结构降低工业排放过程中发挥了显著的调节作用。据此,工业减排的实现既需要各区域加速形成多中心发展格局,提高要素流动速率和市场一体化程度,也需要提高城市化发展质量,推进高水平基础设施建设,进而提升多中心空间结构的正向外部效应。

**关键词:** 多中心空间结构;工业排放;市场一体化;要素流动

**中图分类号:** F424      **文献标志码:** A      **文章编号:** 1672-6049(2021)01-0011-11

## 一、引言与文献综述

随着中国城镇化战略的持续推进,城市规模在快速扩张的同时,资源过度集中而导致的空气污染等城市问题也日益凸显,并成为阻碍中国经济高质量发展的重要因素。最新公布的中国生态环境公报显示,2018年,我国338个地级市中超过64%的城市空气质量未能达标,在471个监测降水的城市(区、县)中,出现酸雨的城市比例高达37.6%。生产要素向大城市汇聚是中国当前经济发展不可逆转的趋势。如何在集聚过程中实现城市扩张与工业减排的协同发展已成为中国在城镇化过程中必须面对的问题。同时,大量关于经济集聚对环境污染的影响研究证明了区域空间结构与工业排放之间的紧密联系,党的十九大报告强调了构建“多核多圈层”的多中心空间发展模式,习近平总书记提出了“推动形成优势互补高质量发展的区域经济布局”的区域发展方向,这些为本文从多中心空间结构视角塑造工业减排的新型动力提供了契机。

随着城市承载力不足的问题逐步显现,多中心空间发展模式已成为我国城镇化建设过程中的重要选择。尽管较大的城市规模能够通过集聚经济促进资源利用效率的提升,但过高的经济密度反而容易导致集聚不经济效应占据主导地位并加剧工业排放<sup>[1]</sup>。王垚等<sup>[2]</sup>发现中国部分(特)大城市已

收稿日期:2020-07-29;修回日期:2020-11-20

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);安徽省哲学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);安徽财经大学研究生科研创新基金项目“多中心空间发展模式对中国工业减排影响”(ACYC2019024)

作者简介:陈旭(1988—),男,安徽蚌埠人,安徽财经大学国际经济贸易学院副教授,硕士生导师,研究方向为区域经济和国际贸易;张硕(1997—),男,安徽阜阳人,安徽财经大学国际经济贸易学院硕士研究生,研究方向为区域经济和国际贸易。

出现过度集聚而导致资源利用效率受到削弱的现象。因此,通过构建多中心空间结构实现区域多极化发展是兼顾效率与平衡的有效途径<sup>[3]</sup>。

目前关于多中心空间结构外部效应的相关研究主要聚焦于经济增长,但尚未形成统一的结论。一种观点认为,多中心空间结构显著提升了经济绩效。在多中心网络结构中,相对均衡的城市分布有助于加强城市间的分工协作,更有利于发挥比较优势和提升生产效率<sup>[4]</sup>。不仅如此,中小城市能够通过紧密的分工合作关系借用大城市的功能和规模,加之较小的城市规模同时可以避免集聚不经济的产生,多中心空间结构能够发挥更大范围的集聚经济<sup>[5]</sup>。相比之下,单中心城市更容易出现交通拥挤以及其他集聚不经济问题,而多中心空间结构则可以有效降低集聚不经济,进一步促进城市经济发展<sup>[6]</sup>。除此以外,刘修岩等<sup>[7]</sup>基于夜间灯光数据的研究同样验证了在省域乃至全国较大的地理尺度上,多中心的空间结构能够获取更高水平的经济绩效。

另一种观点则认为,多中心空间结构阻碍了经济发展。张浩然和衣保中<sup>[8]</sup>基于十大城市群面板数据的研究发现,多中心空间结构会稀释区域内原有中心城市的集聚效应,最终导致区域内的城市可能并未受到多中心空间结构外部性的积极影响。此外,Li and Liu<sup>[9]</sup>基于中国地级市数据分析表明,区域多中心空间结构的整合功能整合和城市经济互补作用并没有体现。同样,Brezzi and Veneri<sup>[10]</sup>对经合组织国家的城市数据研究发现,对于大多数地区而言,单中心城市的人均生产总值高于多中心城市。原因在于,多中心空间结构会提高交流成本并降低通勤效率,导致城市间面对面的交流与合作减少,进而降低了生产效率<sup>[11]</sup>。

多中心空间结构的本质是多中心集聚,而集聚对工业排放的影响已得到了较为充分的探索。一种研究表明集聚有利于工业减排。Otsuka *et al.*<sup>[12]</sup>的研究结果显示,区域内相关联的行业集聚能够通过专业化生产及技术溢出提升生产效率,进而降低能源消耗引致的工业污染物排放水平。胡志强等<sup>[13]</sup>从工业集聚和产业集聚的角度探讨了集聚对工业污染排放的影响,并发现工业集聚和产业集聚与污染排放呈现负相关关系。陆铭和冯皓<sup>[14]</sup>基于中国省级数据的经验研究表明,人口和经济活动集聚度的提高有利于降低单位产值的工业污染物排放强度。此外,张可和豆建明<sup>[15]</sup>研究发现,集聚水平相对较低的中西部地区集聚污染效应高于东部地区。

然而,集聚并不总是有利于工业减排。Ciccone and Hall<sup>[16]</sup>的研究表明,集聚会促进生产规模的扩大并提高经济发展水平,集聚密度较高的地区往往伴随着大量的工业污染排放。不仅如此,Verhoef and Nijkamp<sup>[17]</sup>认为工业集聚会加重交通拥挤并增加产品的运输成本,区域工业污染排放水平由此增加。随后,Chen *et al.*<sup>[18]</sup>发现,对于处于工业快速扩张阶段的中国而言,集聚水平较高的城市往往会伴随着更多的生产投入以及更高的工业排放水平。因此,工业排放可能会随着集聚程度的加深而加剧。

受到“环境 Kuznets 曲线”的启发,另有部分学者探讨了集聚与工业排放之间的非线性关系。赵璟等<sup>[19]</sup>探讨了集聚与中国三类污染物排放之间的关系,发现集聚与工业固废及二氧化硫的排放之间呈现“倒 N 型”关系,而集聚与工业废水的排放呈现“倒 U 型”关系。除此之外,Dinda<sup>[20]</sup>研究发现,在发展的早期阶段,经济集聚水平的提高往往伴随着产业结构向工业化转变,工业污染水平逐渐提高,而进入到经济发展后期时,能源密集型工业逐渐被清洁能源产业和知识密集型工业替代,环境污染得到改善。

以上研究为本文研究多中心空间结构和工业排放的关系提供了有益的见解。通过以上文献的介绍可以发现,既有文献均是区域作为一个整体来考察平均密度对工业排放的影响,忽视了区域的内部空间形态。随着多中心空间结构已成为我国城镇化过程中的一个重要特征,在多中心空间发展模式对经济活动的深刻影响已得到证实的背景下,本文有理由相信前者与工业排放之间同样存在紧密联系。基于此,本文将检验多中心空间结构对工业排放的影响、机制及约束条件。相比已有研究,本文的贡献主要体现在以下三个方面:第一,从多中心视角揭示了空间结构与工业排放之间的联系以及背后的传导机制,对集聚与环境领域的研究进行了一定程度的丰富和拓展;第二,考察了城市化和交通基础设施在多中心空间结构影响工业排放过程中发挥的调节效应,为本文思考多中心空间结构的

正向溢出面临的约束条件提供了一定的依据;第三,创新性地将地理指标(河流密度、地表坡度和地表粗糙度)与汇率相结合来构建工具变量,最大程度上克服区域空间结构与工业排放之间的内生关系。

## 二、影响机制分析

尽管多中心空间结构对工业排放的影响尚未得到直接探讨,但通过对现有文献的梳理,本文将二者之间的联系机制概括为市场一体化和要素流动。

首先,多中心空间结构能够通过市场一体化实现工业减排。中国市场分割的现状由来已久,并加剧了环境污染。其中,各地方政府为追求经济发展相继采取地方保护主义是市场分割形成的重要原因,这使得各地区难以建立统一的环境规制。此外,污染排放标准在经济增长机制的激励下被降低,由此提高了企业的污染排放水平<sup>[21]</sup>。Chen and Huang<sup>[22]</sup>研究指出,地区间形成以经济竞争为主的关系,带来资源利用效率低下、产业结构趋同以及能源消费结构不合理等问题,进一步加重了污染排放程度。在此背景下,有学者认为通过提高市场一体化水平能够有效降低工业排放水平和缓解环境污染。Goldman *et al.*<sup>[23]</sup>研究发现,市场一体化有利于加强地区间的合作交流,节能减排技术在地区间得到进一步推广和应用,环境污染问题得到缓解。此外,加快要素市场互联互通,实现资源的合理配置同样是市场一体化缓解工业排放的有效途径<sup>[24]</sup>。而多中心空间发展模式有助于市场一体化水平的提高。刘修岩等<sup>[25]</sup>指出,在多中心空间结构形成过程中,城市间通过各种生产资源、要素的交流使得各自的资源优势被共享,有助于降低市场分割。此外,在多极化发展趋势下,完善的基础设施优化了区域内的产业结构布局,为城市间的产业分工提供了条件<sup>[26]</sup>。通过以上所述,不难发现市场一体化水平的提高有利于工业减排,而区域多中心空间结构能够通过提高市场一体化水平实现工业减排。

其次,多中心空间结构加快了要素流动进而实现工业减排。充分的要素流动是促进节能减排的重要动力。在一城独大的单中心结构中,多数中小城市为了避免优质生产要素被“虹吸”到中心城市,更倾向于采取地方保护主义措施来阻碍要素的流出,由此带来的区域内能源利用效率下降严重减弱了工业减排绩效。因此,打破区域间要素的流动障碍,提高要素在地区间的流动速率是实现工业减排的有效路径。余东华和张昆<sup>[27]</sup>以我国28个省份为样本的实证研究发现,要素流动的加快可以打破区域贸易壁垒,优化产业结构并提高资源利用效率,进而促进工业减排。并且,区域间的技术交流提升了技术溢出的正向效应,实现创新主体间的技术合作和创新收益的共享,以此发挥技术创新的节能减排效应<sup>[28]</sup>。此外,要素的跨地区流动能够优化资源配置效率并推动产业结构升级,避免由于资源错配及产业结构不合理导致的污染排放加剧<sup>[29]</sup>。与此同时,多中心空间结构对要素流动加快的促进作用已得到部分学者的验证。陈旭<sup>[30]</sup>发现区域多中心空间结构的形成有助于构建区域内城市间互利共生的发展格局,并通过实证检验验证了多中心空间结构对要素流动加快的促进作用。在单中心空间结构中,由于邻近城市与中心城市之间存在较大的发展差距,知识技术在临近城市传播速度较慢, Lin *et al.*<sup>[31]</sup>提出多中心空间结构缩小了区域发展差异,进而加快了技术要素在邻近城市之间的流动速率。类似地,多中心空间结构为区域内企业的交流联系提供了便利,通过中心城市与邻近城市之间的资源交流缩短了资源配置半径,生产效率和要素流动速度得到显著提高<sup>[32]</sup>。由此可以发现,随着区域多中心空间布局的形成,要素的流动速度显著提高。根据以上分析,本文提出如下两个研究假说。

假说1:多中心空间结构的形成可能降低了区域工业排放水平。

假说2:市场一体化和加快要素流动是多中心空间结构减少工业排放的重要途径。

## 三、模型设定与多中心指数构建

### (一) 模型设定

根据前文分析,本文模型设定如下:

$$\begin{aligned} dust_{s,t} = & \varphi_0 + \varphi_1 poly_{s,t-1} + \varphi_2 integ_{s,t-1} + \varphi_3 pass_{s,t-1} + \varphi_4 pop_{s,t-1} + \varphi_5 fdi_{s,t-1} + \varphi_6 traffic_{s,t-1} + \varphi_7 seco_{s,t-1} \\ & + \varphi_8 rd_{s,t-1} + \varphi_9 pgdp_{s,t-1} + \varphi_{10} rpgdp_{s,t-1} + \varepsilon_{s,t-1} \end{aligned} \quad (1)$$

考虑到多中心空间结构的形成以及其他解释变量对于工业排放强度产生的影响往往存在时间滞

后性 本文主要考察所有解释变量的滞后一期对工业排放强度的影响。同时将各控制变量指标数据取对数以解决控制变量间可能存在的异方差性。在模型中  $poly$  是本文的核心解释变量,表示省份  $s$  在  $t$  年的多中心指数。 $dust$  表示单位产值的工业烟尘排放量。 $integ$  和  $pass$  作为本文设定的中介变量,分别表示市场一体化和要素流动,其中,市场一体化指数借鉴盛斌和毛其淋的研究<sup>[33]</sup>,基于价差离散的思想计算出各省份的市场分割指数,然后对其倒数开根号获得各省份的市场一体化指数。要素流动则运用各省份的货运量来体现<sup>①</sup>。

同时,本文设定了一些控制变量。 $pop$  表示省份的人口密度,用每平方公里的人口数表示。外商直接投资( $fdi$ ) 用外商实际利用金额占地区生产总值比重来表示。 $traffic$  反映交通基础设施情况,计算公式为:(铁路营运里程+公路营运里程)/土地面积。第二产业产值比重  $seco$  为反映产业结构的指标。 $rd$  表示地区技术发展水平,本文用科研人员的人均专利数来衡量。为了考察经济发展水平对工业排放可能存在的非线性影响,本文加入人均生产总值  $pgdp$  及其二次项  $rpdp$ 。考虑到相比于其他生产要素的流动,劳动力的流动不仅会影响区域的产业结构,而且人口在中心城市的过度聚集会加剧能源消耗,进而提高工业排放水平。因此,本文选择客运量作为要素流动的度量指标。随机误差项用  $\varepsilon$  表示。模型控制了样本所在年份的固定效应。

### (二) 多中心指数构建

本文参考 Meijers and Burger<sup>[34]</sup>的思路,通过位序规模分布特征来反映区域空间结构。位序规模分布法最早是由 Zipf<sup>[35]</sup>提出,即:

$$y = Ax^\alpha \tag{2}$$

其中,  $x$  表示城市规模,  $y$  表示城市规模在区域内的排名。 $\alpha$  则是衡量区域空间形态的关键指标,其值越大,表明区域空间形态更倾向于多中心;反之,则趋于单中心。在实际研究过程中,一般会对(2)式取对数:

$$\ln R_{i,t} = C - q \ln GDP_{i,t} \tag{3}$$

其中  $R$  为城市  $i$  第  $t$  年的地区生产总值 ( $GDP$ ) 在省内的排名,  $C$  为常数。将每个城市对应的地区生产总值及排名代入公式(3)进行回归估计即可得系数  $q$ 。根据系数  $q$  值大小可以判断该省份的空间分布格局是否呈现出多中心空间结构。 $q$  值越大,表明该省份的空间分布格局呈现出多中心空间结构的特点;反之,则表明该省份的空间分布格局呈现单中心空间结构的特点。同时,本文分别将根据省内经济规模排名前二至四位的城市计算所得的  $q$  值取均值,作为该省份的多中心指数。其中,样本期内部分年份多中心指数排名前十的省份见表1。

表1 中国多中心结构指数排名前十省份

	2000年	2006年	2012年	2016年
山东	6.768	内蒙古 5.816	山东 4.673	内蒙古 4.704
安徽	6.269	山东 4.876	内蒙古 4.022	山东 4.265
内蒙古	6.054	广西 4.269	广西 3.749	江苏 3.637
河北	4.883	河北 3.775	福建 3.371	广西 3.378
江苏	4.465	福建 3.361	河北 3.308	河北 3.281
广西	4.274	浙江 3.309	江苏 3.177	福建 3.175
浙江	4.135	江苏 3.254	山西 3.103	浙江 2.702
河南	3.705	河南 3.216	浙江 2.741	江西 2.566
江西	2.996	山西 3.116	江西 2.535	河南 2.108
湖南	2.966	广东 2.451	广东 2.356	山西 2.073

注:表格中的数字表示各省份的多中心指数。

本文所用样本数据来源于《中国统计年鉴》和《中国城市统计年鉴》。由于西藏、新疆、青海以及海南等地区的相关数据缺失较多且地级城市数量过少,以及北京、天津、上海、重庆是直辖市,难以构建多中心指数,本文将这8个地区剔除。最后,样本为1998年至2016年23个省份的平衡面板数据。

## 四、实证分析与检验

### (一) 全样本检验

本文首先运用最小二乘估计 OLS 对模型进行检验,结果展示于表2的第(1)和第(2)列。可以发

①为避免占用过多篇幅,市场一体化具体测算过程未列示,若感兴趣,可向作者索取。

现,多中心指数的估计系数显著为负,这意味着区域空间结构多中心水平的提高有助于降低工业排放。假说1得到了初步验证。本文对此现象理解为,区域多中心水平的提高,一方面缓解了集聚水平过高导致的集聚不经济;另一方面意味着区域内大城市数量的增加,使得中小城市更容易借助大城市的辐射和溢出降低生产成本和改善技术水平,进而实现区域的工业减排。

为了避免工业排放与区域空间结构之间可能存在的内生关系对OLS估计产生的影响,本文进一步运用工具变量估计进行再次检验。对于工具变量的选择,考虑到自然地理指标不受人为因素的干扰,并且对于工业生产和工业污染物排放不具有关联性。同时,现实经济活动的空间布局往往以自然地理环境为基础展开。Boske and Buringh<sup>[36]</sup>研究发现,水资源丰裕程度在一定程度上决定了城市规模。Burchfield *et al.*<sup>[37]</sup>从地表起伏程度层面证明了地理环境对人口密度的重要影响。因此,本文选用具有代表性的自然地理特征河流密度(*river*)、地表粗糙度(*cucao*)

和地表坡度(*podu*)作为工具变量构建指标<sup>①</sup>。由于本文所选取数据为面板数据,这些地理指标则不随时间而改变。为了使得工具变量成为面板数据格式,还需要我们寻找一个随时间变化而改变的外生变量与地理变量相结合。具有强外生性的人民币实际有效汇率随时间变化而改变,并且能够通过影响进出口贸易显著改变了区域的空间格局。原因在于,相比于中小城市,大城市具有明显的“向心力”。在人民币贬值带来出口扩张的过程中,大城市能够凭借自身突出的规模经济优势吸引更多的生产要素,引致城市规模差距的进一步扩大,区域空间结构由此发生变化<sup>[38]</sup>。因此,本文将汇率倒数与河流密度、地表粗糙度和地表坡度相乘作为工具变量。表2的第(3)和第(4)列展示了工具变量估计下的结果。可以看出,多中心指数估计系数依然显著为负,假说1再次得到了验证。

从控制变量的回归结果来看,市场一体化水平(*integ*)的提高以及要素流动(*pass*)的加快均能显著降低工业排放程度。人口密度(*pop*)的提高加剧了工业排放,其原因可能在于人口在空间的集中分布会加剧对能源和资源的消耗,特别是在我国目前仍存在明显的资源误置的背景下,人口密度的增加

表2 多中心空间结构影响工业排放的全样本检验

	OLS 估计		IV 估计	
	(1)	(2)	(3)	(4)
<i>poly</i> <sub><i>t</i>-1</sub>	-0.127** (0.059)	-0.213*** (0.066)	-0.948*** (0.190)	-0.182*** (0.047)
<i>integ</i> <sub><i>t</i>-1</sub>		-0.148* (0.095)		-0.242** (0.120)
<i>pass</i> <sub><i>t</i>-1</sub>		-0.666*** (0.177)		-0.643*** (0.241)
<i>pop</i> <sub><i>t</i>-1</sub>		0.891*** (0.246)		0.869*** (0.287)
<i>fdi</i> <sub><i>t</i>-1</sub>		-0.425*** (0.099)		-0.407** (0.163)
<i>traffic</i> <sub><i>t</i>-1</sub>		-0.961*** (0.227)		-1.004*** (0.389)
<i>seco</i> <sub><i>t</i>-1</sub>		3.386*** (0.615)		3.348*** (0.650)
<i>rd</i> <sub><i>t</i>-1</sub>		0.641*** (0.151)		0.624*** (0.195)
<i>pgdp</i> <sub><i>t</i>-1</sub>		0.251 (0.159)		0.237* (0.131)
<i>rpgdp</i> <sub><i>t</i>-1</sub>		-0.020* (0.011)		-0.027* (0.015)
常数项	-3.610*** (0.288)	-2.126 (1.885)	-1.346** (0.602)	-2.350 (2.456)
R-square	0.570	0.722	0.452	0.627
Hausman 检验			0.000	0.000
河流密度/汇率冗余检验			0.000	0.000
地表粗糙度/汇率冗余检验			0.000	0.000
地表坡度/汇率冗余检验			0.000	0.000
过度识别检验			0.197	0.176
年份固定效应	YES	YES	YES	YES
省份固定效应	YES	YES	YES	YES
观测值	414	414	414	414

注:\*、\*\*和\*\*\*分别表示在10%、5%和1%的显著性水平下显著,括号内为标准误。

①本文基于省份高程数据,利用ArcGIS软件计算出地表坡度,同时以坡度的标准差来表示地表粗糙度。高程数据来源于国际科学数据服务平台网站的分辨率为90m的DEM数据。关于河流数据,全国有五个等级的河流。由于四级和五级河流较多,河流规模较小,本文采用ArcGIS软件对我国一、二、三级河流数据进行提取,计算出河流密度。

产生的拥挤效应超过集聚经济效应,进而导致工业排放的加剧。外商投资(*fdi*)指标的估计系数显著为负,这表明外商投资降低了工业排放水平,原因可能在于外商投资带来了先进的生产技术和高效的生产方式,提高了我国工业企业的生产效率。交通基础设施(*traffic*)指标的估计系数显著为负,原因在于地区交通设施的完善促进了要素流动并提高能源利用效率。第二产业比重(*seco*)指标的估计结果表明,第二产业的发展可能会加剧地区的工业排放水平。技术发展水平指标(*rd*)的估计系数显著为正,出现此结果的原因可能在于,我国整体处于工业高速扩张阶段,当技术发展主要用于扩大生产规模而不是促进工业减排时,技术发展有可能表现出对工业排放的加剧。人均生产总值(*pgdp*)指标的估计结果表明,经济发展加速了工业污染排放,其二次项(*rpgdp*)的估计系数为负,这表明经济发展对工业排放的影响可能存在“倒U型”关系。

最后,Hausman检验结果拒绝了“模型不存在内生性”这一假设,这意味着运用工具变量估计更加合适。同时,工具变量冗余检验结果的*p*值表明,本文构建的工具变量不存在弱识别现象。过度识别检验结果表明,本文构建的工具变量是外生的,与扰动项不相关。因此可以判断,工具变量法下的估计结果更加合理。为了避免占用过多篇幅,后文仅展示基于工具变量法得到的估计结果。

(二) 分地区检验

通过全样本检验分析,我国区域空间结构多中心水平的提高有助于降低工业排放。考虑到不同地区工业发展阶段的明显差异,本文依据样本所在地区(东部、中部和西部)分类,并进行分地区检验,结果如表3所示。表3中的第(1)至(3)列展示了工具变量估计下的检验结果。可以发现,我国的东部、中部和西部地区的多中心指数的估计系数分别为-1.307、-1.570和-1.725,且均通过了显著性检验。这表明区域多中心空间结构对工业排放的影响不会因为地区差异而发生变化。

此外,人口密度、第二产业比重、地区技术发展水平及地区经济发展水平指标的估计系数在不同地区中均为正数,市场一体化、要素流动、外商投资、交通基础设施及地区经济发展水平的估计系数依然为负值,这与全样本估计结果基本一致,这里便不赘述。

(三) 稳健性检验

在前文进行全样本和分样本检验之后,本文使用单位产值的二氧化硫排放量作为单位产值的粉尘排放量的替代再次进行检验,相应估计结果见表4。在全样本检验中,多中心指数的估计系数为负,且在5%的水平上显著。

将样本划分为东部、中部和西部地区后,多中心指数的估计系数显著性及方向均未发生明显变化。这意味着假说1得到了进一步验证。

(四) 作用机制检验

在证明了多中心空间结构与工业排放之间的关系之后,二者之间的联系机制还有待揭示。为此,本文基于前文理论机制分析,运用中介效应模型对多中心空间结构影响工业排放的具体路径进行检验。中介效应的检验思路如下:若解释变量对被解释变量存在显著影响,并且当控制了包括被解释变

表3 多中心空间结构影响工业排放的分地区检验

	东部(1)	中部(2)	西部(3)
<i>poly</i> <sub><i>t</i>-1</sub>	-1.307** (0.571)	-1.570** (0.453)	-1.725*** (0.550)
<i>integ</i> <sub><i>t</i>-1</sub>	-0.622** (0.277)	-1.081*** (0.388)	-0.437* (0.285)
<i>pass</i> <sub><i>t</i>-1</sub>	-0.193*** (0.041)	-1.458*** (0.438)	-0.119* (0.084)
<i>pop</i> <sub><i>t</i>-1</sub>	1.021*** (0.268)	0.775* (0.433)	0.919* (0.505)
<i>fdi</i> <sub><i>t</i>-1</sub>	-0.684* (0.317)	-0.202* (0.151)	-0.937*** (0.213)
<i>traffic</i> <sub><i>t</i>-1</sub>	-0.337** (0.124)	-0.191 (0.691)	-1.504*** (0.513)
<i>seco</i> <sub><i>t</i>-1</sub>	6.178** (2.873)	1.666** (0.797)	1.880 (1.341)
<i>rd</i> <sub><i>t</i>-1</sub>	0.356 (0.295)	0.309* (0.177)	0.409** (0.175)
<i>pgdp</i> <sub><i>t</i>-1</sub>	0.261** (0.125)	0.511* (0.287)	1.368* (0.799)
<i>rpgdp</i> <sub><i>t</i>-1</sub>	-0.018** (0.009)	-0.049** (0.022)	-0.115 (0.830)
常数项	-7.093 (9.598)	9.435** (3.719)	6.099 (5.282)
R-square	0.470	0.624	0.895
年份固定效应	YES	YES	YES
省份固定效应	YES	YES	YES
观测值	126	144	144

注:\*、\*\*和\*\*\*分别表示在10%、5%和1%的显著性水平下显著,括号内为标准误。

量在内的变量后,因果链的任一变量会显著影响后续变量,则表明中介效应显著存在。若加入中介变量后解释变量的系数不显著,则表明解释变量仅通过中介变量影响被解释变量。反之,表明中介变量只是解释变量对被解释变量的影响因素之一。

根据理论假说2,本文首先将市场一体化指数(*integ*)和要素流动(*pass*)分别作为因变量,考察多中心空间结构是否显著提高了市场一体化水平以及加快要素流动速度,对应的模型设定如(4)式和(5)式所示。然后,本文进一步将工业粉尘排放(*dust*)作为被解释变量,通过构建如(6)式和(7)式所示的模型,以考察在加入市场一体化指数和要素流动指标后多中心指数是否会发生变化,从而检验多中心空间结构影响工业排放的作用机制。具体的中介效应检验模型如下:

$$integ_{s,t} = \partial_0 + \partial_1 poly_{s,t-1} + \partial_2 traffic_{s,t-1} + \varepsilon_{s,t-1} \quad (4)$$

$$pass_{s,t} = \theta_0 + \theta_1 poly_{s,t-1} + \theta_2 traffic_{s,t-1} + \varepsilon_{s,t-1} \quad (5)$$

$$dust_{s,t} = \alpha_0 + \alpha_1 poly_{s,t-1} + \alpha_2 CV_{s,t-1} + \varepsilon_{s,t-1} \quad (6)$$

$$dust_{s,t} = \omega_0 + \omega_1 integ_{s,t-1} + \omega_2 pass_{s,t-1} + \omega_3 poly_{s,t-1} + \omega_4 CV_{s,t-1} + \varepsilon_{s,t-1} \quad (7)$$

(4)至(7)式即为本部分中介效应检验的全部基础方程,同时也可以检验多中心空间结构对工业排放的影响是完全中介效应还是部分中介效应,具体结果如表5所示。如第(1)和第(2)列所示,多中心指数的估计系数分别为0.175和0.735,且均通过了显著性检验。这表明区域多中心水平的提高有助于促进市场一体化并提高要素流动速率,与前文多中心空间结构与工业排放之间的关系相一致,假说2初步得到了验证,即市场一体化和要素流动是多中心空间结构影响工业排放的重要路径。值得注意的是,在第(3)列中,多中心指数的估计系数显著为负,在加入市场一体化和要素流动后,如第(4)列所示,多中心指数的估计系数显著为负的同时,市场一体化指数与要素流动指标的估计系数也通过了显著性检验。这意味着市场一体化和要素流动是多中心空间结构

表4 基于更换工业排放指标的IV稳健性检验

	全样本(1)	东部(2)	中部(3)	西部(4)
<i>poly</i> <sub><i>t</i>-1</sub>	-0.469** (0.223)	-0.720* (0.406)	-0.179*** (0.068)	-1.311*** (0.348)
<i>integ</i> <sub><i>t</i>-1</sub>	-0.371* (0.190)	-0.205** (0.065)	-0.698*** (0.186)	-0.209 (0.180)
<i>pass</i> <sub><i>t</i>-1</sub>	-0.297** (0.078)	-0.840*** (0.270)	-0.798*** (0.176)	-0.212* (0.130)
<i>pop</i> <sub><i>t</i>-1</sub>	0.808*** (0.260)	3.430*** (1.135)	0.265** (0.093)	0.281 (0.536)
<i>fdi</i> <sub><i>t</i>-1</sub>	-0.397*** (0.147)	-0.971** (0.383)	-0.153** (0.077)	-0.544*** (0.134)
<i>traffic</i> <sub><i>t</i>-1</sub>	-0.454** (0.151)	-0.450** (0.141)	-0.850* (0.476)	-0.966*** (0.324)
<i>seco</i> <sub><i>t</i>-1</sub>	4.014*** (0.587)	4.687* (2.419)	1.950** (0.987)	-1.339 (0.847)
<i>rd</i> <sub><i>t</i>-1</sub>	0.485*** (0.176)	-0.019 (0.163)	0.307* (0.157)	0.123 (0.110)
<i>pgdp</i> <sub><i>t</i>-1</sub>	-0.216 (0.165)	0.250*** (0.092)	-0.144 (0.259)	1.027*** (0.252)
<i>rgdp</i> <sub><i>t</i>-1</sub>	0.015 (0.014)	-0.011 (0.011)	-0.016* (0.009)	-0.122*** (0.019)
常数项	-2.490 (2.218)	13.290* (7.181)	5.962*** (1.937)	-1.872 (3.335)
R-square	0.614	0.680	0.809	0.774
年份固定效应	YES	YES	YES	YES
省份固定效应	YES	YES	YES	YES
观测值	414	126	144	144

注:\*、\*\*和\*\*\*分别表示在10%、5%和1%的显著性水平下显著,括号内为标准误。

表5 基于工业粉尘排放的中介效应检验

	市场一体化 (1)	要素流动 (2)	工业粉尘排放 (3)	工业粉尘排放 (4)
<i>poly</i> <sub><i>t</i>-1</sub>	0.175*** (0.066)	0.735*** (0.242)	-0.729*** (0.261)	-0.182*** (0.047)
<i>integ</i> <sub><i>t</i>-1</sub>				-0.242** (0.120)
<i>pass</i> <sub><i>t</i>-1</sub>				-0.643*** (0.241)
R-square	0.573	0.835	0.627	0.796
其他变量	YES	YES	YES	YES
年份固定效应	YES	YES	YES	YES
省份固定效应	YES	YES	YES	YES
观测值	414	414	414	414

注:\*、\*\*和\*\*\*分别表示在10%、5%和1%的显著性水平下显著,括号内为标准误。基于更换工业排放指标的中介效应稳健性结果与表5的结果基本一致,限于篇幅,本文未展示。

影响工业排放的重要途径,但还有其他中介因素尚未被本文捕捉到。

### 五、城市化与基础设施水平的调节效应

多中心空间结构实质上是资源要素在城市化过程中的多中心式分布。毫无疑问,区域城市化水平极有可能会影响到多中心空间结构的溢出效应。不仅如此,完善的基础设施可以提高要素流动并加强地区间的功能联系,进而影响多中心空间结构的工业减排效果。因此,本文进一步探讨城市化和基础设施在多中心空间结构影响工业排放过程中产生的调节效应,模型构建如下:

$$dust_{s,t} = \beta_0 + \beta_1 poly_{s,t-1} + \beta_2 urban_{s,t-1} + \beta_3 poly \times urban_{s,t-1} + \beta_4 CV_{s,t-1} + \varepsilon_{s,t-1} \quad (8)$$

$$dust_{s,t} = \gamma_0 + \gamma_1 poly_{s,t-1} + \gamma_3 poly_{s,t-1} \times trans_{s,t-1} + \gamma_i CV_{s,t-1} + \varepsilon_{s,t-1} \quad (9)$$

$$dust_{s,t} = \delta_0 + \delta_1 poly_{s,t-1} + \delta_2 inform_{s,t-1} + \delta_3 poly_{s,t-1} \times inform_{s,t-1} + \delta CV_{s,t-1} + \varepsilon_{s,t-1} \quad (10)$$

其中,本文以各省城市人口占总人口的比重作为城市化(*urban*)的度量指标,以各省公路与铁路里程之和占土地面积的比重表示交通基础设施水平(*trans*),以各省人均邮电业务量表示信息基础设施水平(*inform*)。poly × *urban*、poly × *trans*、poly × *inform* 分别为多中心指数与城市化、交通基础设施水平以及信息基础设施水平的交互项。得到的结果见表6,由表6的第(1)列可知,多中心指数的系数显著为负,多中心指数与城市化的交互项系数同样在1%的水平下显著为负,表明城市化水平的提高有利于多中心空间结构的工业减排效果,换言之,城市化程度较高的地区,发展多中心空间结构更有助于促进工业减排。从第(2)和第(3)列的估计结果来看,交通基础设施以及信息基础设施与多中心指数的交互项的估计系数显著为负,这意味着较高的基础设施水平更有利于多中心空间结构降低工业排放水平。

不同地区由于其发展程度及条件不同,城市化与基础设施水平对于多中心空间结构影响工业排放的调节效应是否一致还有待探讨。为此,本文根据前文地区划分方法进行分地区调节效应检验,检验结果如表7所示。其中,由表7的第(1)至(3)列可以看出,无论在东部、中部还是西部地区,多中心指数与城市化的交互项系数均显著为负,这表明城市化在多中心空间结构降低工业排放过程中发挥协同促进作用的现象在不同区域中均显著存在。同样,其第(4)至(9)列的回归结果也表明,对于不同区域,基础设施水平的提高均有利于多中心空间结构发挥工业减排效应。

同时,本文将被解释变量替换为单位产值的二氧化硫排放量后再次进行全样本和分样本稳健性检验,相关核心变量的估计系数方向和显著性均未发生明显变化。

表6 城市化与基础设施水平的调节效应检验

变量	(1)	(2)	(3)
<i>poly</i> <sub><i>t</i>-1</sub>	-2.797*** (0.847)	-1.601*** (0.285)	-1.627*** (0.501)
<i>urban</i> <sub><i>t</i>-1</sub>	-9.334* (5.423)		
<i>poly</i> <sub><i>t</i>-1</sub> × <i>urban</i> <sub><i>t</i>-1</sub>	-5.831*** (1.937)		
<i>trans</i> <sub><i>t</i>-1</sub>		-3.442*** (0.815)	
<i>poly</i> <sub><i>t</i>-1</sub> × <i>trans</i> <sub><i>t</i>-1</sub>		-1.573*** (0.373)	
<i>inform</i> <sub><i>t</i>-1</sub>			-16.060** (6.263)
<i>poly</i> <sub><i>t</i>-1</sub> × <i>inform</i> <sub><i>t</i>-1</sub>			-8.004*** (2.869)
常数项	-2.200 (3.659)	2.636 (2.692)	0.093 (3.106)
R-square	0.368	0.401	0.264
年份固定效应	YES	YES	YES
省份固定效应	YES	YES	YES
观测值	414	414	414

注: \*、\*\*和\*\*\*分别表示在10%、5%和1%的显著性水平下显著,括号内为标准误。

表7 城市化与基础设施水平调节效应的分地区检验

变量	城市化			交通基础设施			信息基础设施		
	东部(1)	中部(2)	西部(3)	东部(4)	中部(5)	西部(6)	东部(7)	中部(8)	西部(9)
<i>poly</i> <sub><i>t</i>-1</sub>	-0.864*** (0.227)	-3.231*** (0.891)	-4.647* (2.403)	-0.814*** (0.210)	-0.687*** (0.181)	-2.174*** (0.658)	-0.958*** (0.288)	-0.599*** (0.169)	-2.718*** (1.008)

表7(续)

变量	城市化			交通基础设施			信息基础设施		
	东部(1)	中部(2)	西部(3)	东部(4)	中部(5)	西部(6)	东部(7)	中部(8)	西部(9)
$urban_{t-1}$	-5.036*** (1.796)	-4.234*** (1.171)	-12.980** (6.523)						
$poly \times urban_{t-1}$	-2.421*** (0.543)	-5.562*** (1.647)	-7.364* (4.149)						
$trans_{t-1}$				-4.097*** (1.236)	-0.718* (0.434)	-6.129*** (2.354)			
$poly \times trans_{t-1}$				-0.859*** (0.256)	-0.328* (0.199)	-3.010*** (0.992)			
$inform_{t-1}$							-7.666* (4.659)	-1.466* (0.895)	-12.270** (5.375)
$poly \times inform_{t-1}$							-3.597** (1.635)	-2.936** (1.205)	-5.546** (2.523)
常数项	15.050*** (2.914)	-2.443** (1.090)	10.310 (9.221)	-0.604 (2.627)	10.120*** (3.340)	-0.539 (3.820)	-4.092 (2.698)	10.100*** (2.367)	9.312 (6.962)
R-square	0.876	0.573	0.894	0.812	0.593	0.829	0.723	0.696	0.897
年份固定效应	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES
省份固定效应	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES
观测值	126	144	144	126	144	144	126	144	144

注: \*、\*\*和\*\*\*分别表示在10%、5%和1%的显著性水平下显著,括号内为标准误。更换工业排放指标的调节效应稳健性检验结果与调节效应检验结果一致,限于篇幅,本文未展示。

## 六、结论与政策启示

随着多中心空间结构成为我国区域发展选择的一个重要战略部署,能否借助区域协调发展实现工业减排越来越具有理论价值和现实意义。为此,本文围绕多中心空间结构对工业排放的影响、机理和约束条件进行理论讨论和实证分析,并得到了以下结论:(1)区域空间结构多中心水平的提高显著降低了工业排放程度,在将样本划分为东部、中部和西部以及更换被解释变量之后,此结论依然成立;(2)中介效应模型的检验结果表明,市场一体化和要素流动是多中心空间结构促进工业减排的重要途径;(3)城市化和基础设施水平在多中心空间结构降低工业排放的过程中发挥了显著的促进作用。

以上研究结论为我国区域空间布局的调整和优化以及对环境污染的有效治理路径提供了一定的参考价值。从多中心空间结构的工业排放绩效入手,对多中心空间结构促进区域发展的相关理论做出补充,并以此提出以下政策建议:首先,加强城市间合作,实现跨地区环境污染治理。各城市政府之间应该加强沟通交流,根据城市的自身优势进行合理的分工合作,形成以多个中心城市为主导、周边城市为重要推力的区域发展格局,并以此构建区域内较为成熟的多中心空间发展模式。其次,加强地区间的合作交流,促进市场一体化水平和要素流动速率的提高。构建区域化交流平台削弱市场分割,加快新技术的推广和应用,促进工业减排的发展。发挥政府的引导作用,加快要素自主有序流动,提升要素的配置效率,充分发挥多中心空间结构对工业减排的正向外部性。最后,提高城市化率,构建完善的基础设施水平。目前我国户籍制度阻碍劳动力要素的自由流动,而过高的城市住房价格进一步抑制人口向城市迁移,因此,城市化率的提高应该主要从削弱户籍制度阻碍和降低城市住房价格入手。在基础设施布局上,构建便捷顺畅的城市(群)交通网络,形成多层次、一体化的综合交通枢纽体系,发展高水平信息网络体系,同时加强传统基础设施和新型基础设施建设,提高区域基础设施发展水平。

## 参考文献:

- [1] SUN P, YUAN Y. Industrial agglomeration and environmental degradation: empirical evidence in Chinese cities[J]. Pacific economic review, 2015, 20(4): 544-568.
- [2] 王焱, 年猛, 王春华. 产业结构、最优规模与中国城市化路径选择[J]. 经济学(季刊), 2017(2): 441-462.

- [3]孙斌栋,郭睿,陈玉.中国城市群的空间结构与经济绩效——对城市群空间规划的政策启示[J].城市规划,2019(9):37-42+85.
- [4]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.
- [5]姚常成,宋冬林.借用规模、网络外部性与城市群集聚经济[J].产业经济研究,2019(2):76-87.
- [6]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.
- [7]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(1):51-64.
- [8]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.
- [9]LI Y, LIU X. 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.
- [10]BREZZI M, VENERI P. Assessing polycentric urban systems in the OECD: country, regional and metropolitan perspectives[J]. European planning studies, 2015, 23(6):1128-1145.
- [11]ENGELFRIET L, KOOMEN E. The impact of urban form on commuting in large Chinese cities[J]. Transportation, 2018, 45(5):1269-1295.
- [12]OTSUKA A, GOTO M, SUEYOSHI T. Energy efficiency and agglomeration economies: the case of Japanese manufacturing industries[J]. Regional science policy & practice, 2014, 6(2):195-212.
- [13]胡志强,苗健铭,苗长虹.中国地市工业集聚与污染排放的空间特征及计量检验[J].地理科学,2018(2):168-176.
- [14]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.
- [15]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.
- [16]CICCONE A, HALL R E. Productivity and the density of economic activity[J]. The American economic review, 1996, 86(1):54-70.
- [17]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.
- [18]CHEN D, CHEN S, JIN H. Industrial agglomeration and CO<sub>2</sub> emissions: evidence from 187 Chinese prefecture-level cities over 2005—2013[J]. Journal of cleaner production, 2018, 172:993-1003.
- [19]赵璟,李颖,党兴华.中国经济增长对环境污染的影响——基于三类污染物的省域数据空间面板分析[J].城市问题,2019(8):13-23.
- [20]DINDA S. Environmental Kuznets curve hypothesis: a survey[J]. Ecological economics, 2004, 49(4):431-455.
- [21]BAI J, LU J, LI S. Fiscal pressure, tax competition and environmental pollution[J]. Environmental and resource economics, 2019, 73(2):431-447.
- [22]CHEN X, HUANG B. Club membership and transboundary pollution: evidence from the European union enlargement[J]. Energy economics, 2016, 53:230-237.
- [23]GOLDMAN B, KLIER T H, WALSTRUM T. Evidence on the within-industry agglomeration of R&D, production, and administrative occupations[R]. FRB of Chicago working paper, No.20 2016.
- [24]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.
- [25]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.
- [26]孙斌栋,涂婷,石巍,等.特大城市多中心空间结构的交通绩效检验——上海案例研究[J].城市规划学刊,2013(2):63-69.
- [27]余东华,张昆.要素市场分割、产业结构趋同与制造业高级化[J].经济与管理研究,2020(1):36-47.

- [28]何雄浪. 城市空间成本、双技术溢出与环境污染[J]. 财贸研究, 2015( 1) : 35-46.
- [29]陈磊, 胡立君, 何芳. 要素流动、市场一体化与经济发展——基于中国省级面板数据的实证研究[J]. 经济问题探索, 2019( 12) : 56-69.
- [30]陈旭. 多中心空间结构是否有助于生产效率的提升[J]. 现代经济探讨, 2020( 2) : 83-92.
- [31]LIN J, YU Z, WEI Y D, et al. Internet access, spillover and regional development in China[J]. Sustainability, 2017, 9( 6) : 946.
- [32]黄先海, 金泽成, 余林徽. 要素流动与全要素生产率增长: 来自国有部门改革的经验证据[J]. 经济研究, 2017( 12) : 62-75.
- [33]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.
- [34]MEIJERS E J, BURGER M J. Spatial structure and productivity in us metropolitan areas[J]. Environment and planning a, 2010, 42( 6) : 1383-1402.
- [35]ZIPF G K. Human behavior and the principle of least effort: an introd. to human ecology[M]. Cambridge: Addison-Wesley, 1949.
- [36]BOSKER M, BURINGH E. City seeds: geography and the origins of the European city system[J]. Journal of urban economics, 2017, 98: 139-157.
- [37]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.
- [38]李威, 王珺, 陈昊. 国际贸易、运输成本与城市规模分布——基于中国省区数据的研究[J]. 南方经济, 2017( 11) : 85-102.

(责任编辑: 孔群喜; 英文校对: 葛秋颖)

## Whether Polycentric Spatial Structure Contributes to Industrial Emission Reduction? Empirical Evidence from China's Provincial Data

CHEN Xu, ZHANG Shuo

( School of International Economics and Trade, Anhui University of Finance and Economics, Bengbu 233030, China)

**Abstract:** Based on the provincial panel data of China from 1998 to 2016, this paper combines geographical indicators with exogenous policy variables to construct instrumental variables, and uses instrumental variable estimation and mediating effect model to investigate the impact, mechanism and constraint conditions of multi-center spatial structure on China's industrial emissions. The study has found that, first of all, the industrial emissions per unit of output value shows a significant downward trend with the improvement of multi-center level of the spatial structure of provinces. This conclusion remains stable after regional differences of provinces are distinguished. Secondly, in terms of mechanism of action, market integration and factor flow are important ways to reduce industrial emissions in multi-center spatial structure. Finally, urbanization and infrastructure levels play a significant regulatory role in the process of reducing industrial emissions from multicenter spatial structures. Therefore, the realization of industrial emission reduction not only requires accelerating the formation of multi-center development pattern in various regions and improving factor flow rate and degree of market integration, but also requires improvement the quality of urbanization development and promotion of high-level infrastructure construction, so as to enhance the positive external effect of multi-center spatial structure.

**Key words:** polycentric spatial structure; industrial emissions; market integration; elements flow