

城市空间发展模式与雾霾污染^{*}

——基于人口密度分布的视角

梁昌一 刘修岩 李松林

摘要:本文采用 LandScan 全球人口空间分布栅格数据,计算出表征城市空间发展模式的变异系数项指标,结合 2000—2016 年 PM_{2.5} 空间分布栅格数据,以及中国城市层面的经济统计面板数据,采用 OLS 以及工具变量法识别了城市空间发展模式对雾霾污染的影响,并就紧凑型城市空间发展模式对雾霾污染影响的异质性及作用机制进行了分析和检验。研究发现,更紧凑的城市空间发展模式可以显著降低 PM_{2.5} 浓度,稳健性检验进一步支持了该结论。进一步的研究表明,规模越小的城市,紧凑型城市空间发展模式降低雾霾污染的效果越明显。这意味着大城市可以适当向城市外延发展,以缓解其他方面的“城市病”。缓解交通拥堵、增加公共交通出行以及节约能源消耗是紧凑型城市空间发展模式降低雾霾污染的重要机制。

关键词:经济密度 人口密度分布 变异系数项 城市空间发展模式 雾霾污染

一、引言

改革开放以来,伴随着城市化和工业化的不断推进,中国实现了经济的持续高速增长。但是,与此同时,中国的城市普遍面临以雾霾污染为代表的空气污染问题,这受到政府部门和国内外学者的广泛关注。2017 年政府工作报告针对一些地区严重雾霾污染频发的问题,将“要坚决打好蓝天保卫战”作为一项重要的任务,并提出了一系列加强雾霾治理的政策措施。相关研究表明,雾霾污染对身体健康和经济发展都造成了明显的负面影响(Mukherjee & Agrawal, 2017; Zhu et al, 2019)。因此,面对雾霾污染的威胁和困扰,厘清雾霾的形成规律并及时采取有效的治理手段已经刻不容缓。

2015 年 12 月召开的中央城市工作会议强调了“必须认识、尊重、顺应城市发展规律”,且 2019 年 8 月举行的中央财经委员会第五次会议扭转了抑制大城市发展的政策方向,未来的中国城市会遵循发展的客观规律不断吸纳新人口、增加城市规模。在城市经济学领域,有研究认为城市化进程加快、城市规模扩张等与雾霾污染的形成密切相关。但是,伴随着人口增长的城市化进程是公认的城市发展规律,城市发展过程中出现的以空气污染为代表的“城市病”不能简单地通过城市化的减缓甚至倒退来解决,体现城市人口密度分布差异的城市空间发展模式同样需要重视。

在上述背景下,从城市空间发展模式的视域进一步深入对雾霾污染的研究,并有的放矢地提出有关治理途径,有助于改善城市生态环境,实现经济社会可持续发展。那么,究竟哪种城市空间发展模式可以有效降低雾霾污染?在幅员辽阔的中国,哪些城市更适合采取紧凑型空间发展模式?城市空间发展模式影响雾霾污染的机制是什么?对于以上问题,现有研究仍未给出充分的解释和经验证

^{*} 梁昌一、刘修岩,东南大学经济管理学院,邮政编码:211189,电子邮箱:liang_cy@foxmail.com, lxiuyan320@seu.edu.cn;李松林,南京财经大学江苏产业发展研究院,邮政编码:210023,电子邮箱:lslseu@163.com。本文受国家自然科学基金重点项目“中国经济转型中城镇体系规模分析的形成机制与经济影响研究”(18AJL011)资助。感谢匿名审稿专家的宝贵建议,文责自负。

据,关于城市空间发展模式对雾霾污染影响的强度及机制的研究还非常鲜见。

有鉴于此,本文以2000—2016年中国城市^①层面的年度面板数据为研究样本,首先基于Henderson et al(2019)提出的“经济密度”概念,构造变异系数项作为衡量城市空间发展模式的指标,同时使用中国城市PM_{2.5}地表年均浓度表征雾霾污染水平^②。然后,考察城市空间发展模式与雾霾污染之间的关系,并就城市空间发展模式影响雾霾污染的异质性和作用机制进行了系统的实证研究。本文的主要贡献有以下几方面:第一,利用LandScan人口栅格数据避免了可能存在的统计性误差,并结合中国城市行政区域划分矢量图,基于30弧秒分辨率的栅格计算得到变异系数项,用来表征城市空间发展模式;第二,基于城市内部人口密度分布的视角,探讨城市空间发展模式与雾霾污染之间的关系,并选取地表崎岖度作为变异系数项的工具变量,在一定程度上解决了可能存在的内生性问题,进而对两者之间的因果关系进行了较为准确的识别;第三,就城市规模对城市空间发展模式影响雾霾污染的异质性进行了分析和检验,便于因城施政;第四,对城市空间发展模式影响雾霾污染的主要机制进行了识别和检验。

二、文献回顾与研究假说

(一)文献回顾

目前,城市雾霾污染问题的成因备受关注,其中,有大量文献从集聚经济的视角进行了相关的探讨。简而言之,就是关注人口生活和经济活动的集聚是否有利于各种空气污染物的减排。Henderson et al(2019)构造了“经济密度”这一指标用来衡量城市集聚效应,“经济密度”包含两方面含义,即城市层面平均人口密度和城市内部人口密度的差异化分布。国内外对城市平均人口密度与雾霾污染的关系已经开展了大量的研究,取得了丰硕的成果。一类文献认为,城市高密度发展一方面能够促进思想的交流与传播,带来商品和服务流通的便利性,另一方面也会产生污染、拥挤和犯罪等负外部性,因此,在城市整体层面,人口生活和经济活动的集聚通常会加剧雾霾污染(Gaigné et al,2012;邵帅等,2016)。然而,另一类文献认为,中国当前通过行政手段阻碍人口和经济活动向区域中心城市集聚的政策并不利于实现既定的环保目标,其理由在于人口稠密的大城市有利于提高人们的环保意识和能源利用效率,故而大城市比小城市更环保(陆铭、冯皓,2014)。另外,Glaeser & Kahn(2010)基于美国数据的研究也发现,城市人口密度的提升通常带来更低而非更高的碳排放。由此可见,城市层面的平均人口密度到底是促进了雾霾污染的改善,还是加剧了雾霾污染,现有的研究依然无法给出一致的结论。可能的原因是,伴随着城市人口规模的增加,城市平均人口密度的提高虽然使得城市单位面积内的建筑物以及人口更加密集,城市居民的生活和生产活动在更高的城市密度下开展,但是城市层面的平均人口密度仍然无法体现城市内部的人口密度分布,不能准确反映城市空间发展模式。也就是说,拥有相同平均人口密度的城市在现实中采取的空间发展模式可能完全不同,只关注城市层面的平均人口密度难以解释人口生活和经济活动的集聚是否具有减排效应。

城市空间发展模式涉及城市疏散有度的人口单元分布、土地混合开发以及公共交通和其他公共设施的使用等方面。如果将城市划分为若干个固定面积的栅格,本文所关注的城市空间发展模式是指城市内部每个栅格的人口密度的分布。具体而言,紧凑型城市空间发展模式强调将城市单元聚集到一起,形成一个高密度、集约化的城市空间,即城市内部人口密度的分布越集中,说明城市空间发展模式越紧凑。而蔓延型城市空间发展模式则强调人口密度在城市内部的分散化分布。相比国内外学者对城市平均人口密度与雾霾污染之间关系的研究,从城市内部人口密度分布的视角探讨城市空间发展模式与雾霾污染之间关系的研究还较少。相关研究多是从城市土地规划和城市空间布局

^①文中“城市”统一指根据行政区域界限划分的地级及以上城市的市辖区。数据所限,本文数据未包含中国港澳台地区。

^②需要强调的是,雾霾和PM_{2.5}不是对等关系。PM_{2.5}只是雾霾的一种组成部分,但是由于其对人体的伤害最大,因此文中采取PM_{2.5}地表年均浓度表征雾霾污染水平。

的视角,认为紧凑集约式城市形态有利于降低汽车尾气排放和空气污染水平(宋彦等,2014;Mouratidis,2019;Tao et al,2020)。

通过归纳和总结,本文发现现有研究仍然存在以下不足:第一,大多数文献中仍然使用城市层面的统计数据测算城市人口密度等指标,利用 LandScan 人口栅格数据提取并计算相关指标的研究还很少,而统计数据不可避免会存在很多人为因素导致的测量偏误或者统计误差(孙伟增等,2019)。第二,虽然目前已经有部分学者利用更加客观和准确的卫星观测数据获取 PM2.5 浓度数据(陈诗一、陈登科,2018;孙伟增等,2019;邵帅等,2019),但根据作者所掌握的关于中国雾霾污染的文献来看,很少有文献将 PM2.5 浓度数据更新至 2016 年及以后。第三,国内外大多数相关研究仅关注了城市集聚经济的一个方面,即通过城市平均人口密度的视角分析集聚经济的环境外部性,而忽略了城市内部人口密度差异化分布的事实,极少有研究探索城市空间发展模式的降霾效果。第四,探讨城市空间发展模式对雾霾污染影响的异质性以及作用机制的相关研究也非常少,难以从城市空间发展模式的视角针对雾霾污染问题提供可信的政策建议。

(二)研究假说

大量研究表明城市层面的高密度发展会对雾霾污染产生不确定影响。本文认为仅关注城市层面平均人口密度无法揭示城市集聚经济是否具有减排效应。因此,本文试图厘清城市空间发展模式与雾霾污染之间的关系,从城市内部人口密度分布的角度探讨集聚经济的减排效应。首先,在紧凑型城市空间发展模式下,伴随着人口密度和经济活动的紧凑化分布,通勤距离和时间的缩短会影响城市居民的出行方式选择。具体而言,居住地与就业地之间较高的空间匹配程度,有利于减少人们选择私家车出行的需求,即通勤距离和时间的下降会使人们更不依赖私家车出行,城市交通拥堵将得到缓解。而且,相关研究已经证实交通拥堵会增加机动车的运行时间,从而提高耗油量,加剧城市雾霾污染(王卉彤等,2018)。其次,有研究表明城市公共交通与私家车出行存在一定的替代关系(林伯强、杜之利,2018),因此,更加紧凑化的人口密度分布也会鼓励人们选择城市公共交通方式出行。而相比私家车,城市公共交通工具无疑更加绿色环保。再次,由于居民生活使用的化石燃料燃烧产生的污染物排放也是雾霾污染的最主要来源之一(Mukherjee & Agrawal,2017)。在紧凑型城市空间发展模式下,城市居民生产和生活的能源消耗也会由于规模经济的作用得到节约。具体来说,更紧凑的人口密度分布便于能源的集中化供应和使用,不论是以煤气和液化石油气为代表的直接消耗能源,还是城市居民最主要的二次能源—电力的消耗,都能够相应降低。以碳排放为代表的污染性气体的下降,会使雾霾污染也进一步得到缓解。根据上述分析,提出第一个研究假说:

假说 1:紧凑型城市空间发展模式能够通过缓解交通拥堵、增加公共交通出行、节约能源消耗,降低雾霾污染。

假说 1 推测紧凑型城市空间发展模式能够产生降低雾霾污染水平的效果,那么考虑到中国城市规模的异质性,紧凑型城市空间发展模式对雾霾污染的影响是否会因城市规模的不同而存在不确定性?首先,随着城市化的不断推进,我国既有上海、重庆、北京、天津、广州、深圳和成都等人口规模超过一千万的城市,也有嘉峪关、金昌、鹰潭、丽江、海东、黑河和咸宁等人口规模少于三十万的城市^①。可见,我国的城市人口规模差异很大。相关研究发现,大城市的职住分离现象严重,且人们生活和生产活动会产生污染性气体,故城市人口规模的增长会加剧雾霾污染。此外,小城市本身欠缺规模上的集聚优势,而大城市更加容易产生集聚过度的拥挤效应(秦蒙等,2019),雾霾污染等环境负外部性相对更大。因此,城市规模的下降,有利于紧凑型城市空间发展模式进一步缓解雾霾污染。由此,提出第二个研究假说:

假说 2:城市规模越小,紧凑型城市空间发展模式降低雾霾污染的效果越明显。

^①数据来源于 2016 年《中国城市统计年鉴》。

三、研究设计与变量介绍

(一) 基准模型

基于前文的分析,本文的基准模型设定如下:

$$PM2.5_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 Cvterm_{it} + \alpha_x Controls_{it} + \beta_x D_i + \gamma_t + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

其中, i 为城市的截面单位, t 代表年份。 $PM2.5$ 用来代表雾霾污染水平,采用 $PM2.5$ 地表年均浓度衡量,是本文的被解释变量; $Cvterm$ 代表变异系数项,用来衡量城市空间发展模式,是本文的核心解释变量; $Controls$ 代表一系列随时间变化的控制变量,包括第二产业比重($Second$)、经济开放度($Pfdi$)、物质资本投入($Pinvest$)、人均道路面积($Proad$)、人均GDP($Pgdp$)和人均GDP的二次项($Pgdp^2$); D_i 代表一系列不随时间变化的城市特征变量,包括名胜古迹数量($Historicalsite$)、是否为旅游城市($Travelcity$)、是否为省会城市($Capital$)、地理纬度($Latitude$)和夏季均温($Summertemp$),这些变量不仅能够捕捉城市之间在发展特点、行政等级以及地理气候等方面的差异,还与城市空间发展模式以及雾霾污染水平都存在相关性,因此,加入基准模型后可以提高估计结果的准确性。此外, γ_t 为年份固定效应; $\alpha_0, \alpha_1, \alpha_x, \beta_x$ 是待估系数; ε 是随机干扰项。回归中,分别对雾霾污染水平、变异系数项、人均GDP、名胜古迹数量、地理纬度以及夏季均温取对数形式。

本文借鉴 Faberman & Freedman(2016)、Duranton & Turner(2018)的处理方法,在基准模型中不再控制城市固定效应,而是通过加入一组不随时间变化的城市特征变量解决可能存在的遗漏变量偏误。采用该做法主要有两方面原因:第一,文中的工具变量是不随时间变化的截面数据,采用工具变量法进行识别时不可以控制城市固定效应(邵帅等,2019),因此,本文在基准模型中控制了年份固定效应和一系列不随时间变化的城市特征之后,也不再需要对工具变量进行时间维度上的处理。而且这种处理方法也方便将OLS与工具变量法的回归结果进行对比。第二,从理论的角度来说,面板数据固定效应模型识别的主要来源是核心解释变量在组内有较大的变异,即控制城市固定效应之后,本文识别被解释变量的变异来源是每个城市内部核心解释变量的变异。通过简单的描述性统计,本文发现核心解释变量的总体标准误为23.34,组内和组间标准误分别为6.45和22.46,可见,核心解释变量的组内标准误较小,而组间标准误与总体标准误非常接近,说明核心解释变量在时间维度上的变异很小,样本的变异主要来源于城市之间。这一发现与Harari(2020)对城市空间结构的研究相一致,此时如果控制城市固定效应会影响估计结果的准确性。

(二) 变量介绍

1. 变异系数项。本文参照Henderson et al(2019)的研究,基于“经济密度”的概念,构造了变异系数项($Cvterm$)作为衡量城市空间发展模式的指标。“经济密度”从城市平均人口密度与城市内部人口密度的分布两个方面反映城市的集聚效应。“经济密度”的测算公式如下:

$$PPD_j = \sum_i^{N_j} P_{ij} \frac{P_{ij}}{P_j} = PD_j \left[1 + \frac{Var(P_j)}{PD_j^2} \right] = PD_j [1 + CV(P_j)^2] \quad (2)$$

其中, i 代表栅格, j 代表城市。 N_j 是城市 j 的栅格数量, P_j 是城市 j 的总人口, P_{ij} 是城市 j 第 i 个栅格的人口, $Var(P_j)$ 是城市 j 人口的方差。 PPD_j 是城市 j 的经济密度, PD_j 是城市 j 的平均人口密度。公式(2)左边的 PPD_j 可以分解为右边的 PD_j 与 $[1+CV(P_j)^2]$ 两者之积,其中, $CV(P_j)$ 是城市 j 的人口变异系数, $[1+CV(P_j)^2]$ 称为变异系数项,文中简称为 $Cvterm$ 。由于城市 j 由 N_j 个面积相同的栅格组成,因此,变异系数项($Cvterm$)可以体现城市内部人口密度的差异化分布,并通过以下公式计算:

$$Cvterm_j = \frac{PPD_j}{PD_j} \quad (3)$$

为了进一步理解变异系数项($Cvterm$)与城市空间发展模式之间的关系,假设有两个不同的城

市,分别为城市1和城市2。通过图1能够看出城市1和城市2分别属于蔓延型和紧凑型空间发展模式。两个城市有相同的总人口(180)、城市面积(36)和平均人口密度(5),大方格代表整个城市区域,共由36个栅格单元组成,每一个栅格单元中的数字代表该栅格内的人口密度。城市1中人口密度在空间上呈现分散化分布,且各栅格单元的人口密度都为5。城市2中人口密度在空间上集中分布于城市右半边区域内,人口密度分布相比城市1更加集中,其中,右半边区域内栅格单元的人口密度为10,左半边区域内栅格单元的人口密度为0。利用公式(2)(3),计算城市1和2的经济密度分别为5和10。由于平均人口密度均为5,故变异系数项分别为1和2。可见,在城市面积以及平均人口密度相同的情况下,城市人口密度分布更加集中化导致变异系数项的提高。因此,变异系数项能够合理表征城市空间发展模式。

变异系数项的具体计算方法如下:首先,结合中国城市行政区域划分矢量图,运用 ArcGIS 软件分别提取 2000—2016 年的栅格单元人口数据;其次,计算每个栅格单元中人口与城市总人口之比,之后将得到的人口占比再与该栅格单元的人口相乘;再次,将每个栅格单元计算的结果加总求和,得到经济密度的值;最后,变异系数项通过计算经济密度与平均人口密度的比值得到。本文使用 LandScan 人口栅格数据提取并计算城市平均人口密度与变异系数项,有两个主要的优势:第一,该数据克服了城市人口统计数据的测量误差,且只能精确到区县级行政单位的缺陷;第二, LandScan 人口栅格数据将城市分为若干个 30 弧秒分辨率的栅格,能够精确地反映城市内部人口密度分布状况。

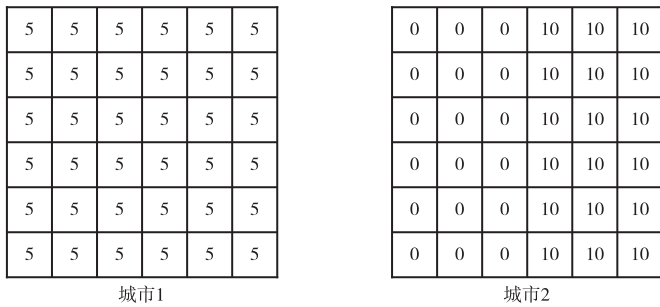


图1 不同空间发展模式下的城市人口密度分布

2. PM2.5 地表年均浓度。本文采用 PM2.5 地表年均浓度表征雾霾污染水平。2000—2016 年中国 300 个城市的 PM2.5 地表年均浓度通过 ArcGIS 软件,结合中国城市行政区域划分矢量图提取得到,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 PM2.5 地表年均浓度数据(1998—2016 年)^①。通过观察中国城市 PM2.5 地表年均浓度分布情况,发现样本期内中国各地区雾霾污染的分布存在一些变化。其中,华北地区、华中地区以及华东地区的雾霾污染一直处于较高的水平,东北地区的雾霾污染逐年加剧,西北地区雾霾污染逐渐缓解,西南和华南地区的雾霾污染经历了先加剧再缓解的过程。

3. 控制变量。本文选取了一系列控制变量,具体介绍如下:(1)第二产业比重(*Second*)用城市的第二产业产值占 GDP 的比重衡量,由于工业生产是污染气体的主要来源,故预期影响系数为正。(2)经济开放水平(*Pfdi*)用外商直接投资(FDI)与 GDP 之比衡量,代表城市经济发展对外商投资的依存程度。发达国家的企业会把发展中国家当作“污染避难所”(Acharyya, 2009; 秦蒙等, 2016),且外商投资的高污染产业会增加污染性气体的排放,恶化空气质量,预期影响的系数为正。(3)物质资本投入(*Pinvest*)用城市固定资产投资与 GDP 之比衡量,更高的物质资本投入会消耗更多的能源燃料,增加污染性气体的排放以及大量的扬尘,并提高雾霾污染水平,预期影响的系数为正。(4)人均

① 下载网址: <http://sedac.ciesin.columbia.edu/>。

道路面积(*Proad*)用城市总道路面积与城市总人口的比重来计算,能够代表城市道路交通的承载力。人均道路面积较高的城市拥有更宽阔的道路,可以缓解城市的机动车拥堵,减少机动车尾气排放,故预期影响的系数为负。(5)人均 GDP(*Pgdp*)用城市的地区生产总值(GDP)与总人口之比衡量,代表城市的经济发展水平,较高的经济发展水平往往伴随着更加严重的雾霾污染,预期影响系数为正。(6)人均 GDP 自然对数的二次项($\ln(Pgdp)^2$)用以考察人均 GDP 与雾霾污染之间的“倒 U”型关系,预期影响系数为负。(7)名胜古迹数量(*Historicalsite*)指由国务院核定并公布的全国重点文物保护单位数量。国务院于 1961、1982、1988、1996、2001、2006 和 2013 年分别公布第一批至第七批全国重点文物保护单位,文物保护单位分落于全国各城市市辖区与县域等地区。本文采用前七批文化古迹数为名胜古迹数量,以最大程度反映当地实际存有的名胜古迹数目,代表城市的历史文化特征。(8)是否为旅游城市(*Travelcity*)。本文基于搜狐旅游网收集了优秀旅游城市名单,并以此设定旅游城市虚拟变量,用来代表城市的发展特点。(9)是否为省会城市(*Capital*)。设定省会城市虚拟变量,用来反映城市行政等级。(10)地理纬度(*Latitude*)通过 ArcGIS 软件从国家基础地理信息中心提供的全国电子地图中提取得到,代表城市的地理位置特征。(11)夏季均温(*Summertemp*)。该指标根据 1970—2010 年间国家气候中心提供的 743 个常规站点的气候数据计算而得。其中,如果某个气象站正好处于一个城市中,本文就直接以该气象站的数据作为该城市的气候标准;对于没有这些气象站的城市,参考 Hanson(2005)的方法,用距离其最近的气象站的数据作为该城市的气候数据。数据来源于《中国城市统计年鉴》(2001—2017 年)、国家基础地理信息中心以及国家气候中心等网站数据库。

表 1 主要变量的描述性统计量

变量名称	变量说明	观测值	平均值	标准差
$\ln PM2.5$	PM2.5 地表年均浓度自然对数	5100	3.476	0.542
$\ln C\text{vterm}$	变异系数项自然对数	5100	2.693	0.793
<i>Second</i>	第二产业比重	4718	49.848	12.471
<i>Pfdi</i>	经济开放水平	4327	2.777	4.161
<i>Pinvest</i>	物质资本投入	4743	0.904	2.463
<i>Proad</i>	人均道路面积	4709	9.776	11.343
$\ln Pgdp$	人均 GDP 自然对数	4745	10.064	0.827
$\ln Historicalsite$	名胜古迹数量自然对数	4966	1.292	0.866
<i>Travelcity</i>	是否为旅游城市	4966	0.446	0.497
<i>Capital</i>	是否为省会城市	3692	0.109	0.312
$\ln Latitude$	地理纬度自然对数	3976	3.472	0.207
$\ln Summertemp$	夏季均温自然对数	3976	3.197	0.132

四、实证分析

(一) 基准回归

本部分就变异系数项对雾霾污染的影响进行 OLS 回归。表 2 报告了变异系数项对雾霾污染影响的估计结果,各列中均控制了年份固定效应,且将稳健标准误差聚类到城市层面。表 2 中第(1)列的结果显示,在没有加入控制变量的情况下,变异系数项的系数为 -0.443 ,且在 1%的水平上显著,表明城市空间发展模式的紧凑化程度每提高 1 个单位,雾霾污染水平会下降 44.3%。依次在第(2)(3)列中加入一系列随时间变化的控制变量以及不随时间变化的城市特征变量之后,变异系数项的系数分别为 -0.405 和 -0.318 ,且均在 1%的水平上显著为负,表明城市空间发展模式的紧凑化程度每提高 1 个单位,雾霾污染水平分别会下降 40.5%和 31.8%。

接着分析控制变量对雾霾污染水平的影响。(1)表 2 中第(2)(3)列中第二产业比重的估计系数都为正,且第(3)列的结果表明第二产业比重对雾霾污染水平有显著的正向影响,第二产业比重每提

高1个单位,雾霾污染水平约上升0.3%,说明工业生产造成的污染气体排放是空气质量恶化的原因之一。(2)经济开放度的估计系数在第(2)列中为正,在第(3)列中为负,且均不显著,可能是由于变量本身存在较强的内生性,还无法判断其与雾霾污染之间的关系。(3)第(2)(3)列的结果显示物质资本投入的系数均显著为正,说明固定资产投资的确会造成扬尘以及污染性气体的排放,进而加剧雾霾污染,结果符合本文的预期。(4)第(2)(3)列中人均道路面积的估计系数都为负,但是系数并不显著,还无法说明更加宽阔的道路更有利于缓解雾霾污染。(5)第(2)(3)列中人均GDP以及人均GDP二次项的系数均不显著,表明现阶段经济发展水平与雾霾污染之间还不存在显著的非线性关系,现有研究也在一定程度上支持了这一结论(邵帅等,2019)。(6)第(3)列中名胜古迹数量的系数显著为正,说明历史名胜古迹数量与城市的雾霾污染水平呈正相关。(7)第(3)列中旅游城市虚拟变量和省会城市虚拟变量的系数都为正且不显著,说明还无法验证是否为旅游城市和省会城市与雾霾污染之间存在相关关系。(8)第(3)列中地理纬度和夏季均温的系数都显著为正,表明地理纬度和夏季均温与雾霾污染之间存在显著的正向关系。

表2 基准回归结果

解释变量	被解释变量:lnPM2.5		
	(1)	(2)	(3)
lnCvterm	-0.443*** (0.029)	-0.405*** (0.026)	-0.318*** (0.031)
Second		0.002 (0.002)	0.003* (0.002)
Pfdi		0.005 (0.004)	-0.002 (0.003)
Pinvest		0.0001* (0.0001)	0.122** (0.055)
Proad		-0.001 (0.001)	-0.001 (0.001)
lnPgdp		0.053 (0.165)	-0.040 (0.198)
(lnPgdp) ²		-0.001 (0.009)	-0.001 (0.011)
lnHistoricalsite			0.050** (0.021)
Travelcity			0.029 (0.039)
Capital			0.066 (0.063)
lnLatitude			0.535*** (0.138)
lnSummertemp			1.858*** (0.258)
观测值	5100	4223	3554
R ²	0.471	0.492	0.640
年份固定效应	控制	控制	控制

注:*、**和***分别表示在1%、5%和10%的水平上显著;括号中数值为城市层面聚类稳健标准误;限于篇幅,常数项的系数未报告。下同。

因此,以上结果均说明,紧凑型城市空间发展模式能够明显降低雾霾污染水平,对缓解雾霾污染发挥了正向的环境外部性。为了更加直观地反映基准回归中变异系数项与雾霾污染的关系,本文绘制了散点图^①,如图 2 所示。

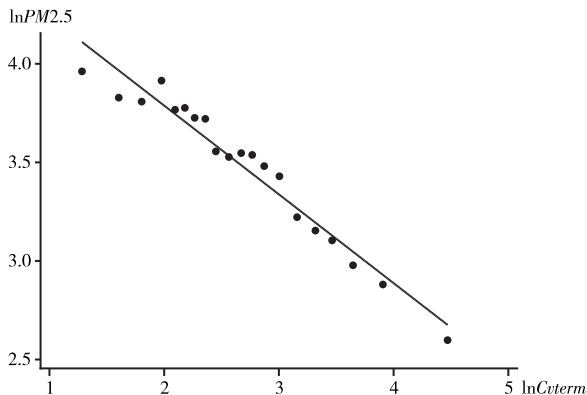


图 2 变异系数项与雾霾污染关系的散点图

(二) 稳健性检验

1. 替换解释变量。在紧凑城市理论诞生后,城市空间紧凑度指数便被广泛应用在城市空间形态的量化研究之中(吕斌、孙婷,2013),通常从宏观和定性的角度出发衡量紧凑型城市形态,常用的指标有 Richardson 指数、Cole 指数、Gibbs 指数等。城市空间紧凑度越高,表明城市人口分布越集聚,而紧凑集约的城市形态能够减少机动车平均出行需求和机动车平均出行距离,降低机动车尾气排放,城市的能源消耗也会更加节约(Newman & Kenworthy,1989)。参考 Li & Liu(2018)的研究,本文采用一个城市主中心和次中心居住人口的比例来作为空间紧凑度的衡量指标^②。首先采用空间紧凑度指数替换变异系数项的策略,就城市空间发展模式对雾霾污染的影响进行稳健性检验。表 3 的第(1)列控制了年份固定效应并加入了一系列控制变量和城市特征变量,结果显示紧凑度指数的系数为-0.238,且在 1%的水平上显著,表明城市紧凑度指数每提高 1 个单位,雾霾污染水平将下降 23.8%。可见,紧凑度指数与雾霾污染之间存在显著的负向关系,说明紧凑集约的城市形态有利于降低雾霾污染,进一步支持了前文的结论。

2. 剔除冬季集中供暖城市。冬季集中供暖对雾霾污染的影响已经受到了相关研究的关注(秦蒙等,2016)。本文基准回归中选取全国 300 个城市作为研究样本,同时包括南方、北方地区的城市。为了排除北方冬季集中供暖可能对变异系数项影响雾霾污染造成的干扰,接下来在样本中剔除北方的冬季集中供暖城市,以捕捉更加准确的估计结果。表 3 的第(2)列是剔除样本后的估计结果,回归中控制了年份固定效应并加入了一系列控制变量和城市特征变量。其中,变异系数项的系数为-0.159,且在 1%的水平上显著,也有力地支持了紧凑型城市空间发展模式会降低雾霾污染的结论。相比于基准回归中的结果,虽然变异系数项的估计系数有所下降,但是系数的方向和显著性依然不变,由此说明基准回归的结果是较为稳健的。

3. 调整聚类标准误。基准回归中本文将稳健标准误聚类到城市层面,但是对于空间自相关性的处理还不够。借鉴 Cameron et al(2011)更加严格的方法,本文对稳健标准误进行双向调整,聚类到城市以及省份×年份两个维度。表 3 第(3)列控制了年份固定效应并加入了一系列控制变量和城市

^①由于本文的样本量较大,为了使散点图看起来更加直观、简洁,本文使用分箱散点图(binned scatterplot)描述变异系数项与雾霾污染的关系。

^②Li & Liu(2018)基于美国橡树岭国家实验室提供的全球人口空间分布数据库,采用探索性数据分析方法对中国 286 个城市的主中心和次中心进行识别,进而构造了城市空间紧凑度指数。感谢东南大学建筑学院李迎成教授慷慨分享该数据。

特征变量。可以看出,变异系数项的系数为-0.318,且在1%的水平上显著,系数方向以及显著性相比基准回归没有发生改变,进一步说明了原结论具有很强的稳健性。

4. 考虑空间溢出效应。前文在考察城市空间发展模式对雾霾污染的影响时,并未关注雾霾污染的空间溢出效应。然而,现有关于雾霾污染成因的文献中,雾霾污染的空间溢出效应通常是关注的焦点。例如,邵帅等(2016)指出,雾霾污染是全局的环境问题而不是局部的环境问题,其在很大程度上会通过大气环流、大气化学作用等自然因素,以及产业转移、污染泄漏、工业集聚、交通流动等经济机制扩散到邻近地区。因此,在解释雾霾污染的成因时,忽略雾霾污染的空间溢出效应,往往会对估计的结果造成偏误。基于此,本文遵循邵帅等(2016)的研究,用空间动态面板数据的方法,在控制空间溢出效应后,考察城市空间发展模式对雾霾污染的影响。

进行空间计量分析的首要任务是构建合适的空间权重矩阵。本文采用以下两种常用的空间权重矩阵:空间地理距离权重矩阵 W_{geo} 以及空间邻近权重矩阵 W_{adj} 。空间地理距离权重矩阵 W_{geo} 是依据相邻城市的距离来设定权重, W_{geo} 中元素的计算公式如下:

$$\omega_{ij}^{geo} = \frac{I(d_{ij} \leq d^*)}{d_{ij}^2} \tag{4}$$

其中, d_{ij} 代表 i 城市和 j 城市的欧氏距离,依据两个城市的经纬度计算而得, d_{ij} 越大,元素值越小, i 和 j 之间的相互影响就弱。 $I(d_{ij} \leq d^*)$ 中的 $I(\cdot)$ 代表示性函数, $d_{ij} \leq d^*$ 的含义是当两个地区的距离小于距离阈值 d^* 时,示性函数取值 1,否则为 0。这里加入示性函数的原因如下:(1)依据地理学第一定律,相隔距离大到一定程度的地区,其相互的影响可以忽略不计;(2)出于空间计量理论中参数空间稳定性的考虑。

空间邻近权重矩阵 W_{adj} 则依据两个城市是否有公共边界来设定权重, W_{adj} 元素的计算公式如下:

$$\omega_{ij}^{adj} = \begin{cases} 1, & \text{如果 } i \text{ 与 } j \text{ 相邻} \\ 0, & \text{如果 } i \text{ 与 } j \text{ 不相邻} \end{cases} \tag{5}$$

其中, i 与 j 相邻是指有共同边界相接壤。该矩阵依据 ArcGIS 软件计算得出。

在计算出以上两种空间权重矩阵后,表 3 的第(4)(5)列展示了分别以空间地理距离权重矩阵 W_{geo} 和空间邻近权重矩阵 W_{adj} 进行回归得到的结果。可以看出,变异系数项的系数均在 10%的水平上显著为负,说明紧凑型城市空间发展模式有利于缓解雾霾污染。由此可见,在考虑空间溢出的情况下,依然没有改变本文所发现的基准结果。

表 3 稳健性检验

解释变量	被解释变量:lnPM2.5				
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
lnCvterm		-0.159*** (0.032)	-0.318*** (0.032)	-0.055* (-1.713)	-0.054* (-1.714)
lnCompact	-0.238*** (0.040)				
lnPM2.5 _{t-1}				0.153*** (10.346)	0.195*** (13.553)
W · lnPM2.5 _{t-1}				-0.103*** (-6.297)	-0.155*** (-9.574)
W · lnPM2.5				0.889*** (158.889)	0.910*** (162.587)
Second	0.004* (0.002)	0.002 (0.002)	0.003* (0.002)	0.001 (0.810)	0.001 (0.567)

解释变量	被解释变量:lnPM2.5				
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
<i>Pfdi</i>	0.007 (0.005)	0.001 (0.002)	-0.002 (0.003)	-0.000** (-2.008)	-0.000 (-1.636)
<i>Pinvest</i>	0.001 (0.064)	0.035 (0.074)	0.123** (0.057)	-0.001 (-1.000)	0.001 (0.913)
<i>Proad</i>	-0.001 (0.004)	0.001 (0.001)	-0.001 (0.001)	0.001 (0.369)	0.001 (0.696)
<i>lnPgdp</i>	-0.056 (0.198)	0.011 (0.102)	-0.042 (0.203)	0.003* (1.740)	0.003* (1.691)
$(\ln Pgdp)^2$	0.004 (0.011)	-0.001 (0.007)	-0.001 (0.011)	0.013** (2.389)	0.011** (2.070)
<i>lnHistoricalsite</i>	0.090*** (0.026)	0.004 (0.026)	0.050** (0.022)	0.114** (2.219)	0.174 (1.536)
<i>Travelcity</i>	0.033 (0.050)	0.087** (0.043)	0.030 (0.038)	0.001 (1.235)	0.001 (1.173)
<i>Capital</i>	0.175** (0.083)	0.058 (0.071)	0.065 (0.063)	0.225 (1.561)	0.396 (1.104)
<i>lnLatitude</i>	0.788*** (0.158)	1.560*** (0.149)	0.533*** (0.147)	1.697*** (4.526)	1.871*** (5.559)
<i>lnSummertemp</i>	2.363*** (0.330)	1.614*** (0.291)	1.853*** (0.264)	5.910*** (8.560)	6.482*** (10.395)
观测值	3166	1928	3543	4208	4208
R ²	0.497	0.683	0.639	0.986	0.985
年份固定效应	控制	控制	控制	控制	控制

(三)内生性的处理

考察变异系数项对雾霾污染的影响时,会不可避免存在一些不可观测的混杂因素,同时影响自变量和因变量,从而造成内生性问题。由于通常的 OLS 方法可能无法识别因果效应参数,因此,会导致 OLS 估计量出现偏差。工具变量法是解决内生性问题的经典方法,可以通过选择合适的工具变量来识别变异系数项与雾霾污染之间的因果关系。

本文选取地表崎岖度(*RD*)作为变异系数项的工具变量。根据 Nunn & Puga(2012)的研究,运用 ArcGIS 软件,结合中国城市行政区域划分矢量图提取得到全国 300 个城市的地表崎岖度数据。地表崎岖度满足作为工具变量的两个条件:首先,崎岖不平的地形难以耕种,而且城市基础设施建设和维护成本较高,通常不适合居住,因此,人口往往在少数地形较为平坦的地区集聚发展(李琬等,2018)。可见,更崎岖的地形会使人口密度分布更加集中,即地表崎岖度越大,变异系数项也越高,两者之间满足相关性条件。其次,工具变量有时被称为“自然的礼物”,而城市地形是特有的地理变量,独立于本文的经济系统,也不通过未观测因素影响雾霾污染,即满足外生性条件。因此,地表崎岖度可以作为变异系数项合适的工具变量。

表 4 报告了地表崎岖度作为工具变量的 2SLS 回归结果,识别了变异系数项与雾霾污染之间存在的因果关系。第一阶段和第二阶段的回归中均控制了年份固定效应并加入了一系列控制变量。其中,表 4 的第(1)列展示了第一阶段的回归结果,可以看出地表崎岖度的系数在 1%的水平上显著为正,且第一阶段 F 统计量为 59.86,明显高于经验值 10,表明地表崎岖度与变异系数项高度正相关,可以排除“弱工具变量”问题(陈诗一、陈登科,2018;孙传旺等,2019)。第(2)列中变异系数项的系数为-0.463,且在 1%的水平上显著,表明城市空间发展模式的紧凑化程度每提高 1 个单位,雾霾

污染水平会下降 46.3%。通过对比可以发现,使用工具变量法进行回归得到的系数绝对值相比基准回归更大,意味着 OLS 回归中紧凑型城市空间发展模式降低雾霾污染的效应被低估。总体来说,工具变量法的回归结果也进一步支持了原结论。

表 4 工具变量法回归结果

解释变量	被解释变量:lnCvterm	被解释变量:lnPM2.5
	(1)	(2)
	第一阶段回归	第二阶段回归
lnRD	0.300*** (0.039)	
lnCvterm		-0.463*** (0.058)
Second	-0.001 (0.004)	0.003* (0.002)
Pfdi	-0.011 (0.007)	-0.003 (0.003)
Pinvest	0.244** (0.115)	0.153** (0.061)
Proad	0.001 (0.002)	-0.001 (0.001)
lnPgdp	-0.073 (0.323)	-0.035 (0.200)
(lnPgdp) ²	0.008 (0.183)	-0.001 (0.011)
lnHistoricalsite	-0.141** (0.057)	0.031 (0.024)
Travelcity	0.079 (0.099)	0.044 (0.042)
Capital	0.050 (0.152)	0.073 (0.062)
lnLatitude	-0.191 (0.315)	0.371*** (0.142)
lnSummertemp	-1.496*** (0.508)	1.438*** (0.285)
第一阶段 F 统计量	59.86	—
观测值	3554	3554
年份固定效应	控制	控制

五、进一步分析

(一)城市规模异质性

未考虑城市规模异质性的结果发现紧凑型城市空间发展模式有利于改善雾霾污染状况,而由于不同城市在人口规模上存在的明显差异,引发了本文对以下问题的思考:城市规模差异是否会导致紧凑型城市空间发展模式对雾霾污染产生不同的影响?表 6 的第(1)列加入了城市规模以及城市规模与变异系数项的交互项,在控制了一系列控制变量以及年份固定效应后,变异系数项的系数在 1% 的水平上显著为负;交互项的系数为 0.048,且在 10% 的水平上显著。以上结果表明紧凑型城市空间发展模式依然有利于降低雾霾污染,且城市规模越大,降低雾霾污染的效果越弱。这一结论验证了研究假说 2,表明紧凑型城市空间发展模式对雾霾污染的影响确实存在城市规模异质性。对于小

城市而言,人口在空间上的集聚程度还比较低,集聚效应会通过人口的紧凑化分布得到发挥。而大城市已经产生了过度集聚带来的拥挤效应,相比小城市,人口在城市内部进一步集聚产生的环境效益更小。因此,小城市更应该采取紧凑型城市空间发展模式,而大城市则可以适当减缓紧凑型空间发展的步伐,以达到更加有效的雾霾污染治理效果。

(二)影响机制检验

由前文可知,紧凑型城市空间发展模式会通过缓解交通拥堵、增加公共交通出行以及节约能源消耗等途径缓解雾霾污染。本部分将分别对以上三种影响机制进行检验,构建的机制检验模型为:

$$M_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 C_{vterm}_{it} + \alpha_x Z_{it} + \gamma_t + \epsilon_{it} \quad (6)$$

其中, M 代表三个被解释变量,包括城市交通拥堵(CDI)、城市公共交通客运量(P_{bus})以及城市居民能源消耗(P_c);变异系数项(C_{vterm})是核心解释变量; Z 为一系列控制变量组成的向量集;此外,控制了年份固定效应 γ_t ; α_0 、 α_1 、 α_x 是待估系数; ϵ 是随机干扰项。回归中,分别对城市交通拥堵、城市公共交通客运量、城市居民能源消耗、变异系数项以及部分控制变量取对数形式。

首先,本文使用高德拥堵延时指数衡量城市交通拥堵(CDI)。高德拥堵延时指数由高德地图(Amap)提供,是基于高德积累的海量交通出行数据,通过大数据挖掘计算所得,通用算法与理论保证了数据的合理性与科学性。高德拥堵延时指数的年度数据从2015年开始公布,但是由于每年公布的城市较少,导致样本量缺乏,因此,本文采取解释变量滞后一期的实证策略,既在一定程度上增加了本文的研究样本量,也可以缓解可能存在的内生性问题。其次,由于数据的可得性,且城市公共交通主要包括城市轨道交通和公共汽(电)车,因此,本文使用全市人均公共汽(电)车客运量衡量城市公共交通客运量(P_{bus}),数据来源于《中国城市统计年鉴》。再次,由于城市居民消耗的能源主要有电力、煤气和液化石油气,而能源消耗的碳排放指居民日常生活中所有由一次能源和二次能源消耗产生的 CO_2 排放量,因此,本文使用城市居民碳排放衡量城市居民能源消耗(P_c)。关于碳排放的测度,目前最常用且接受度最高的方法是依据IPCC指南的碳排放系数法。本文城市居民生活单元 CO_2 排放量的计算方法为:

$$E = C_i \cdot EF_i \quad (7)$$

其中, E 为 CO_2 排放量(吨); C 为能源消耗量; EF 为碳排放因子; i 为能源类型,主要包括电力、煤气、液化石油气等。中国不同区域的电网单位供电平均 CO_2 排放系数存在差异,具体如下:华北(北京、天津、河北、山西、山东、内蒙古西部地区)为1.264kg/kWh,东北(辽宁、吉林、黑龙江、内蒙古东部地区)为1.096kg/kWh,华东(上海、江苏、浙江、安徽、福建)为0.928kg/kWh,华中(河南、湖北、湖南、江西、四川、重庆)为0.801kg/kWh,西北(陕西、甘肃、青海、宁夏、新疆)为0.977kg/kWh,南方(广东、广西、云南、贵州)为0.714kg/kWh,其他(海南)为0.917kg/kWh。表5重点展示了焦炉煤气和液化石油气的 CO_2 排放因子,通过2000—2016年各个区域不同城市的能源消耗量以及碳排放因子,计算得出中国城市的 CO_2 排放量(吨)。

表5 不同能源类型的 CO_2 排放因子

能源类型	缺省碳含量(kg/GJ)	缺省氧化碳率(%)	有效 CO_2 排放因子(kg/TJ)	净发热值(TJ/Gg)(kJ/m^3)	排放因子(以 CO_2 计)
焦炉煤气	12.1	100	44367	16726	$7.42t/(10^4 m^3)$
液化石油气	17.2	100	63067	47.3	2.98t/t

注:1GJ(吉焦)=1000MJ(兆焦)=1000000000J(焦耳)。

表6的第(2)~(4)列分别报告了三种影响机制的检验结果。其中,第(2)列展示的是紧凑型城市空间发展模式影响城市交通拥堵的估计结果,可以看出变异系数项的系数为-1.086,且在5%的水平上显著,表明紧凑型城市空间发展模式减少了机动车出行需求,使交通拥堵得到了明显的缓解。由于相关研究已经证实,交通拥堵会加剧城市雾霾污染(王卉彤等,2018)。因此,紧凑型城市空间发

展模式会通过缓解交通拥堵的途径降低雾霾污染水平。第(3)列展示的是紧凑型城市空间发展模式对城市公共交通客运量影响的估计结果。其中,变异系数项的系数为0.255,且在1%的水平上显著。可见,随着人口密度分布的集中化,紧凑型城市空间发展模式导致了更多的城市居民采取公共交通方式出行。由于乘坐公共交通工具出行已经被证实是一种更加节能环保的出行方式(林伯强、杜之利,2018),因此,紧凑型城市空间发展模式会通过增加公共交通出行降低雾霾污染水平。第(4)列是紧凑型城市空间发展模式对城市居民能源消耗影响的估计结果。其中,变异系数项的系数为-0.105,且在10%的水平上显著,说明人口密度的紧凑化分布通过资源共享和要素匹配等途径产生了规模经济以及减排效应,紧凑型城市空间发展模式可以显著减少城市居民能源消耗。相关研究已经证实,居民生活使用的化石燃料燃烧产生的污染物排放是导致雾霾污染的最主要因素之一(Mukherjee & Agrawal,2017)。因此,紧凑型城市空间发展模式会通过节约城市居民能源消耗缓解雾霾污染。

表6 进一步分析回归结果

解释变量	被解释变量:lnPM2.5	被解释变量:lnCDI	被解释变量:lnPbus	被解释变量:lnPc
	(1)	(2)	(3)	(4)
lnCvterm	-0.571*** (0.123)	-1.086** (0.530)	0.255*** (0.080)	-0.105* (0.060)
lnCvterm · lnPop	0.048* (0.029)			
lnPop	-0.009 (0.086)			
Second	0.004** (0.002)	0.005 (0.005)	-0.014** (0.007)	0.039*** (0.004)
Pfdi	0.005 (0.004)	0.035* (0.020)	0.000 (0.004)	0.003 (0.006)
Pinvest	0.000*** (0.000)	-0.011 (0.121)	0.334 (0.225)	-0.184 (0.143)
Proad	0.001 (0.003)	0.001 (0.003)	0.013 (0.008)	0.002 (0.006)
lnPgdp	-0.050 (0.032)	-0.198 (0.126)	-0.967 (3.185)	1.015 (1.285)
(lnPgdp) ²	0.013 (0.060)	0.118 (0.121)	0.064 (0.152)	-0.023 (0.064)
lnHistoricalsite	0.026 (0.022)	-0.033** (0.013)	-0.139* (0.072)	-0.009 (0.046)
Travelcity	0.006 (0.038)	0.090*** (0.026)	0.566** (0.253)	0.141* (0.083)
Capital	-0.046 (0.070)	-0.064 (0.134)	0.830*** (0.194)	0.506*** (0.120)
lnLatitude	0.525*** (0.133)	-0.396** (0.172)	1.509 (1.796)	1.460*** (0.232)
lnSummertemp	1.761*** (0.248)	-0.181 (0.126)	0.039 (0.041)	0.956* (0.534)
R ²	0.520	0.953	0.544	0.302
观测值	3961	122	480	3341
年份固定效应	控制	控制	控制	控制

注:括号内数值为城市层面聚类文件标准误。

六、结论与政策建议

本文以 2000—2016 年中国城市层面的面板数据为研究样本,采用 OLS 以及工具变量法,考察了城市空间发展模式与雾霾污染之间的关系,并就紧凑型城市空间发展模式对雾霾污染影响的异质性及作用机制进行了分析和检验,得到了如下主要结论:第一,用变异系数项表征的城市空间发展模式越紧凑,雾霾污染水平越低;第二,分析城市规模异质性时发现,规模越小的城市,紧凑型城市空间发展模式降低雾霾污染的效果越好;第三,影响机制检验的结果表明,缓解交通拥堵、增加公共交通出行以及节约能源消耗是紧凑型城市空间发展模式降低雾霾污染的重要途径。

本文得到的结论从城市空间发展模式的视域为治理雾霾提供了依据,并可以引申出以下几方面政策建议:第一,城市人口的无序蔓延发展会推动雾霾污染的加剧,需要防止城市发展过程中人口的过度分散,进一步加强城市人口围绕中心区域集聚分布;第二,小城市应不遗余力地采取紧凑型空间发展模式,大城市依据自身密集的公共交通网络优势可采取适度紧凑的发展模式,适当向城市公共交通能够触及的区域外延发展,尽可能避免人口过度集聚带来的拥挤效应,以缓解其他方面的“城市病”;第三,伴随着紧凑型城市空间发展模式的实施,城市人口集聚所需的配套设施应随之建立,如更加高效的城市路网以及能源运输管道的建设等,以实现更加环保高效的减排目标。

参考文献:

- 陈诗一 陈登科,2018:《雾霾污染、政府治理与经济高质量发展》,《经济研究》第 2 期。
- 李琬 孙斌栋 刘倩倩,2018:《中国市域空间结构的特征及其影响因素》,《地理科学》第 5 期。
- 林伯强 杜之利,2018:《中国城市车辆耗能与公共交通效率研究》,《经济研究》第 6 期。
- 陆铭 冯皓,2014:《集聚与减排:城市规模差距影响工业污染强度的经验研究》,《世界经济》第 7 期。
- 吕斌 孙婷,2013:《低碳视角下城市空间形态紧凑度研究》,《地理研究》第 6 期。
- 秦蒙 刘修岩 李松林,2019:《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》,《经济学(季刊)》第 2 期。
- 秦蒙 刘修岩 仝怡婷,2016:《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》,《财贸经济》第 11 期。
- 邵帅 等,2016:《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》,《经济研究》第 9 期。
- 邵帅 李欣 曹建华,2019:《中国的城市化推进与雾霾治理》,《经济研究》第 2 期。
- 宋彦 等,2014:《城市空间结构对 PM_{2.5} 的影响——美国夏洛特汽车排放评估项目的借鉴和启示》,《城市规划》第 5 期。
- 孙传旺 罗源 姚昕,2019:《交通基础设施与城市空气污染——来自中国的经验证据》,《经济研究》第 8 期。
- 孙伟增 张晓楠 郑思齐,2019:《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》,《经济研究》第 11 期。
- 王卉彤 刘传明 赵浚竹,2018:《交通拥堵与雾霾污染:基于职住平衡的新视角》,《财贸经济》第 1 期。
- Acharyya, J. (2009), “FDI, growth and the environment: Evidence from India on CO₂ emission during the last two decades”, *Journal of Economic Development* 34(1):43–58.
- Cameron, A. C. et al(2011), “Robust inference with multiway clustering”, *Journal of Business & Economic Statistics* 29(2):238–249.
- Duranton, G. & M. A. Turner(2018), “Urban form and driving: Evidence from US cities”, *Journal of Urban Economics* 108:170–191.
- Faberman, R. J. & M. Freedman(2016), “The urban density premium across establishments”, *Journal of Urban Economics* 93(4):71–84.
- Gaigné, C. et al(2012), “Are compact cities environmentally friendly?”, *Journal of Urban Economics* 72(2–3):123–136.
- Glaeser, E. L. & M. E. Kahn(2010), “The greenness of cities: Carbon dioxide emissions and urban development”, *Journal of Urban Economics* 67(3):404–418.
- Hanson, G. H. (2005), “Market potential, increasing returns and geographic concentration”, *Journal of International Economics* 67:1–24.

- Harari, M. (2020), "Cities in bad shape: Urban geometry in India", *American Economic Review* 110(8):2377—2421.
- Henderson, J. V. et al(2019), "Measuring urban economic density", *Journal of Urban Economics*, [https://doi:10.1016/j.jue.2019.103188](https://doi.org/10.1016/j.jue.2019.103188).
- Li, Y. & X. Liu(2018), "How did urban polycentricity and dispersion affect economic productivity? A case study of 306 Chinese cities", *Landscape and Urban Planning* 173:51—59.
- Mouratidis, K. (2019), "Compact city, urban sprawl, and subjective well-being", *Cities* 92:261—272.
- Mukherjee, A. & M. Agrawal(2017), "A global perspective of fine particulate matter pollution and its health effects", *Reviews of Environmental Contamination and Toxicology* 244:5—51.
- Newman, P. W. G. & J. R. Kenworthy(1989), "Gasoline consumption and cities: A comparison of US cities with a global survey", *Journal of the American Planning Association* 55(1):24—37.
- Nunn, N. & D. Puga(2012), "Ruggedness: The blessing of bad geography in Africa", *Review of Economics and Statistics* 94(1):20—36.
- Tao, Y. et al(2020), "How does urban form influence PM2.5 concentrations: Insights from 350 different-sized cities in the rapidly urbanizing Yangtze River Delta Region of China, 1998—2015", *Cities* 98, <https://doi.org/10.1016/j.cities.2019.102581>.
- Zhu, B. et al(2019), "Including intangible costs into the cost-of-illness approach: A method refinement illustrated based on the PM2.5 economic burden in China", *European Journal of Health Economics* 20(4):501—511.

Urban Spatial Development Mode and Smog Pollution

—Based on the Perspective of Population Density Distribution

LIANG Changyi¹ LIU Xiuyan¹ LI Songlin²

(1. Southeast University, Nanjing, China;

2. Nanjing University of Finance and Economics, Nanjing, China)

Abstract: Using the grid data on the spatial distribution of global population from LandScan, this paper calculates the coefficient of variation to characterize the urban spatial development mode. Coupled with the grid data on the spatial distribution PM2.5 and the panel data of China's urban economic statistics from 2000 to 2016, we use OLS and instrumental variable method to identify the impact of urban spatial development mode on smog pollution. We also analyze the heterogeneous impact of compact urban spatial development mode on smog pollution and examine the mechanism. It is found that a more compact urban spatial development mode can significantly reduce PM2.5 concentration, which is further supported by the robustness test. Further research shows that the smaller scale of the city is, the more obvious the compact urban spatial development mode tends to reduce smog pollution. This means that big cities can develop outward appropriately to alleviate other "urban diseases". Alleviating traffic congestion, increasing public transportation and saving energy consumption are important mechanisms to reduce smog pollution for compact urban spatial development modes.

Keywords: Economic Density; Population Density Distribution; Coefficient of Variation; Urban Spatial Development Mode; Smog Pollution

(责任编辑:何伟)

(校对:陈建青)