

城市紧凑度对空气污染的影响机制*

豆建民^{1,2} 陶志鹏¹ 汪 维¹



(1. 上海财经大学城市与区域科学学院, 上海 200433;

2. 上海财经大学长三角与长江经济带发展研究院, 上海 200433)

内容提要:紧凑城市作为我国现今重要的城市规划理念,其是否影响城市空气污染,将直接影响我国绿色城镇化发展进程。本文在一般均衡的框架下,通过将城市紧凑度和空气污染排放纳入内生增长模型,阐述了城市紧凑度对空气污染的影响及其作用机制。在理论研究的基础上,本文构造了城市紧凑度指标体系,采用2004—2016年105个城市市辖区的数据,借助广义空间嵌套模型检验城市紧凑度与空气污染之间的关系以及影响机制。研究发现:城市紧凑度与空气污染呈现“倒U型”关系,当紧凑度达到一定临界点后,提高城市紧凑度将有利于减少污染物排放。此外,邻近城市紧凑度提升也将有利于本地空气质量改善。城市技术水平、能源消费可以作为城市紧凑度影响空气污染的中介变量,其中,城市紧凑度通过提高城市技术水平和降低能源消费,从而减少城市空气污染排放;城市紧凑度对空气污染的影响存在异质性,东部和中部地区城市紧凑度与空气污染存在显著的“倒U型”关系,但西部地区则不显著,且只有具有高密度开发和交通紧凑特征的紧凑型城市才会抑制空气污染。

关键词:城市紧凑度 空气污染 广义空间嵌套模型 中介效应 异质性

中图分类号:F293 **文献标志码:**A **文章编号:**1002—5766(2020)09—0005—22

一、引言

改革开放40多年来,我国经济快速发展,城镇化率从1978年的17.92%提高到了2019年的60.60%。然而在城镇化率提高的背后,很多地方政府在粗放地扩大城市边界的同时,由于财政经费有限而无法展开配套的基础设施建设,因而由此带来“城中村”泛滥、交通拥堵、环境恶化、职住分离等现象(Artmann等,2019)^[1]。为此,党的“十八大”提出新型城镇化建设,改变城市开发方式和改善城市环境成为新型城镇化建设的两个关键所在。一方面,2015年中央城市工作会议首次提出了“紧凑城市”的理念,旨在改变原有的以土地无序扩张为特征的“摊大饼”式城市开发方式;另一方面,我国城市环境污染,特别是空气污染问题异常严峻(Zhu等,2019)^[2],空气污染不仅会给城市形象带来负面影响,甚至还会威胁城市居民健康(Ebenstein等,2017)^[3]。那么紧凑城市是否能够缓解空气污染,将是一个值得探究的理论和现实问题,这不仅有利于从理论上厘清城市紧凑度

收稿日期:2020-03-03

* 基金项目:国家自然科学基金面上项目“区域一体化视角下污染产业空间分布的边界效应与区域协调对策研究”(71974120);上海市哲学社会科学规划项目“长三角一体化对污染产业区域分布的影响研究”(2018BJL005);中央高校基本科研业务费专项资金项目“污染产业空间分布边界效应研究”(CXJJ-2019-426)。

作者简介:豆建民,男,研究员,博士生导师,研究领域是城市管理、区域经济,电子邮箱:jmdou@mail.shufe.edu.cn;陶志鹏,男,博士研究生,研究领域是区域经济管理、空间计量,电子邮箱:tzp1024@qq.com;汪维,女,硕士研究生,研究领域是区域经济管理,电子邮箱:15121072598@163.com。通讯作者:陶志鹏。

对空气污染的影响机制,还将为我国精准治理城市空气污染、制定城市发展战略提供决策参考。

Dantzig 和 Satty(1973)^[4]最早提出紧凑城市的概念,认为紧凑城市是一种有效实现城市可持续发展的空间策略,因而受到学术界的广泛讨论(Conticelli,2019)^[5]。早期的研究集中在城市形态(Burgess,2000)^[6]、土地利用(Breheny,1997)^[7]和公共交通(Lau和Chiu,2003)^[8]等方面。近年来,越来越多的学者开始关注紧凑城市的环境效应。例如,Chen等(2008)^[9]发现城市紧凑度和环境污染程度呈现“倒U型”关系。具体到空气污染,Stone(2008)^[10]利用美国45个大都市圈的数据,发现紧凑度越高的大都市圈其空气质量越好;Lu和Liu(2016)^[11]利用2008年中国287个城市的遥感数据,通过地理加权回归发现城市紧凑度的提升将会导致NO₂和SO₂的柱密度下降。另一方面,Liu等(2016)^[12]利用我国30个城市2000年、2007年和2010年三年的面板数据,发现随着城市紧凑度的提高,将会带来人口和工业的集聚,从而导致PM10浓度上升;Yuan等(2018)^[13]也认为城市紧凑度的提升并不一定能降低PM2.5浓度。

由此可以看出,虽然学者普遍认可城市紧凑度与空气污染密切相关,但二者之间的具体关系却存在争议。而且现有文献大多从城市规划、环境学范畴展开研究,也仅仅描述了二者之间的关系,大多没有对内在机制进行深入探讨。本文则在一般均衡框架下,将城市紧凑度和空气污染纳入内生增长模型,分析城市紧凑度对空气污染的影响,并进一步对城市紧凑度和空气污染之间的关系和作用机制进行实证检验。

与现有文献相比,本文可能的边际贡献包括两个方面:其一,本文将城市紧凑度和污染排放纳入内生增长模型,通过数理模型在一般均衡框架下阐述了城市紧凑与空气污染存在“倒U型”关系,并分析了二者之间的影响机制;其二,本文采用更加一般性形式的广义嵌套空间面板数据模型(GNS模型),在考察污染空间相关性的基础上,利用2004—2016年105个环保重点城市^①的面板数据检验了城市紧凑度与空气污染之间的关系和作用机制。

此外,在样本选择方面,我国环保统计数据的来源有两个:其一为工业企业自行上报的污染数据,统计口径包含整个城市行政区划;其二为环保重点城市检测站检测得到的数据,数据口径仅限市辖区(王敏和黄滢,2015)^[14]。从数据可信度的角度出发,显然后者的可信度更高。本文聚焦于城市紧凑度与空气污染之间的关系,由于我国存在城乡二元结构,将市辖区作为统计口径也更加准确,在实证中本文使用的其他变量统计口径也均为市辖区。因此,在综合考虑数据可得性和研究可靠性的基础上,本文选择105个环保重点城市作为研究样本。

二、理论模型与研究假设

1. 理论模型

本文在一般均衡的框架下,将城市紧凑度和城市污染排放纳入内生经济增长模型,分析城市紧凑度对空气污染的影响及其作用机制,具体模型如下:

(1)最终产品生成部门。最终产品生成部门的生成技术如下:

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

其中, $0 < \alpha < 1$; Y_t 表示最终产品产出,本文假设初始最终产品产值为1,即 $Y_0 = 1$; L_t 为生成最终产品所需要的劳动,假设 $L_t = L$, $x_t(i)$, $i \in [0, I_t]$ 为 t 期的中间产品,为了简化分析,本文假设每一种中间产品的使用数量相同,记为 X_t ,因而可以将中间产品视为模型经济中的资本品,从而

^① 2003年国家环境保护总局制定了113个环保重点城市,“十二”五规划调整了其中7个城市,又由于拉萨市的数据存在缺失,故本文采用的研究样本为105个城市。

社会中的总资本品为 $K_t = I_t X_t$ 。假设最终产品生产部门是完全竞争的,其行为选择为利润最大化,即:

$$\max \{ Y_t - \omega_t L_t - \int_0^1 x_t(i) q_t(i) di \} \tag{2}$$

其中, ω_t 为劳动报酬,求解上述利润最大化问题,可以得到中间产品的需求函数为:

$$q_t(i) = (1 - \alpha) A L^\alpha x_t(i)^{-\alpha} \tag{3}$$

(2) 中间产品生产部门。本文采用经典的中间产品生产部门分析框架,假设中间产品生产商具有垄断地位,且拥有完全信息,因而采用完全垄断的定价策略,从而其面临如下利润最大化问题:

$$\max \{ q_t(i) x_t(i) - \kappa [x_t(i)] \} \tag{4}$$

其中, $\kappa [x_t(i)]$ 为生产 1 单位中间产品的成本,为了进一步简化模型,假设其具有线性形式,即 $\kappa [x_t(i)] = x_t(i) = X_t$ 。利用式(3)所示的中间产品需求函数,得到中间产品定价策略:

$$q_t(i) = 1/1 - \alpha \tag{5}$$

进而可以得到中间产品生产商的利润函数:

$$\pi_t(i) = (\alpha/1 - \alpha) (1 - \alpha)^{2/\alpha} L A^{1/\alpha} \tag{6}$$

(3) R&D 部门。近年来,紧凑城市的创新效应逐渐被学术界关注,Hamidi 等(2019)^[15]认为紧凑型城市具有的便捷公共交通和其他公共设施将会吸引创新人才,而多样化的城市功能和组成也将提高城市的创新能力。不仅如此,随着城市紧凑度的提高,人口和企业 在空间上的集聚将会带来更强的知识溢出效应,也能提高紧凑城市的技术水平。本文通过城市创新成本将城市紧凑度对城市创新的影响引入模型,具体如下所示:

$$\varpi = 1/\eta(\varphi) \tag{7}$$

其中, ϖ 表示 R&D 部门的创新成本,假设其为城市技术水平的倒数, $\eta(\varphi)$ 表示技术水平, φ 表示城市紧凑度,根据上文的分析城市紧凑度将提升城市的技术水平,从而有 $\eta'(\varphi) > 0$ 。

而在经典的内生增长模型中,R&D 部门生产中间产品的技术,当经济处于均衡状态时,发明第 i 种中间产品生产技术在 t 期的价值应为该技术带来的总利润在 t 期的贴现值,即:

$$\begin{aligned} V_t(i) &= \sum_{k=0}^{\infty} \pi_{t+k}(i) / \prod_{k=1}^i (1 + r_{t+k}) \\ &= (\alpha/1 - \alpha) (1 - \alpha)^{2/\alpha} L A^{1/\alpha} \sum_{k=1}^i 1 / \prod_{k=1}^i (1 + r_{t+k}) \end{aligned} \tag{8}$$

其中, r_{t+k} 为 $t+k$ 期的利率, $V_t(i)$ 为技术在 t 期的价值。假设 R&D 部门可以自由进出,在均衡时,生产中间产品的技术在 t 期的成本将等于该技术在 t 期的收益,即:

$$\varpi = (\alpha/1 - \alpha) (1 - \alpha)^{2/\alpha} L A^{1/\alpha} \sum_{k=1}^i 1 / \prod_{k=1}^i (1 + r_{t+k}) \tag{9}$$

由于技术成本外生决定,在经济处于稳态时,利率应是不随时间变化的常数,即:

$$r_t = r = \left(\frac{\alpha}{1 - \alpha} \right) (1 - \alpha)^{\frac{2}{\alpha}} L A^{\frac{1}{\alpha}} \eta(\varphi) \tag{10}$$

(4) 消费者部门。对于代表性消费者,假设其只消费最终产品,效用函数 $u(c_t)$ 具有良好性状,在 t 期的消费为 c_t ,收入包括两部分:劳动报酬 ω_t 和上一期储蓄得到的收入 $(1 + r_t) k_t$,从而消费者行为可以用如下动态规划问题进行描述:

$$\begin{aligned} \max_{\{c_t, k_{t+1}\}_{t=0}^{\infty}} & \sum_{t=0}^{\infty} \gamma^t u(c_t) \\ \text{s. t.} & c_t + k_{t+1} = \omega_t + (1 + r_t) k_t \end{aligned} \tag{11}$$

其中, γ 为效应的贴现率,且 $0 < \gamma < 1$ 。

(5)城市空气污染。根据 Xie 等(2019)^[16]的研究,城市经济发展水平与空气污染存在显著“倒 U 型”的 Kuznets 曲线关系。宋弘等(2019)^[17]还指出城市创新水平的提高还将优化清洁生产技术,从而提高城市空气质量。此外,Chen 等(2018)^[18]、Wang 等(2019)^[19]均已验证城市能源消费是导致污染的重要因素之一,而城市紧凑度又与能源消费紧密相关(Ewing 和 Hamidi,2015)^[20]。因而基于上述分析,本文中城市空气污染函数的形式如下:

$$P_t = P[Y_t, \eta(\varphi), E(\varphi)] \quad (12)$$

其中, P_t 表示第 t 期城市空气污染程度, $E(\varphi)$ 表示城市能源消费,且满足如下关系:

$$\partial P_t / \partial \eta < 0, \quad \partial P_t / \partial E > 0 \quad (13)$$

(6)模型求解。通过求解上述模型,在经济处于稳态时,可以得到消费欧拉方程:

$$c_{t+1}/c_t = \gamma[1 + (\alpha/1 - \alpha)(1 - \alpha)^{2/\alpha} LA^{1/\alpha} \eta(\varphi)] \quad (14)$$

进而可以得到稳态时城市空气污染程度为:

$$P_t = P\{\gamma^t [1 + (\alpha/1 - \alpha)(1 - \alpha)^{2/\alpha} LA^{1/\alpha} \eta(\varphi)]^t, \eta(\varphi), E(\varphi)\} \quad (15)$$

将城市空气污染对城市紧凑度求导,可得:

$$\frac{\partial P_t}{\partial \varphi} = B \frac{\partial P_t}{\partial Y_t} \eta'(\varphi) + \frac{\partial P_t}{\partial \eta} \eta'(\varphi) + \frac{\partial P_t}{\partial E} E'(\varphi) \quad (16)$$

其中, $B = t\gamma^t [1 + (\alpha/1 - \alpha)(1 - \alpha)^{2/\alpha} LA^{1/\alpha}]^t \eta^{t-1}(\varphi) > 0$ 。

显然,城市紧凑度与空气污染之间的关系取决于 $\partial P_t / \partial Y_t$ 、 $\partial P_t / \partial \eta$ 和 $E'(\varphi)$ 的符号与大小,而这些变量又与城市的发展阶段密切相关。我国城市紧凑度经历了从低水平到高水平的过程,从而 $\partial P_t / \partial \varphi$ 的系数也将存在阶段性变化,而深究其作用机制,本文拟从城市技术水平和能源消费两个维度展开分析。

2. 中介效应分析

(1)城市技术水平的中介效应分析。城市紧凑度可以通过经济集聚、人口集聚、土地利用紧凑和交通紧凑促进城市技术水平的提升。企业和人口的集聚将通过共享、匹配和学习机制促进知识技术的溢出效应,有利于绿色生产和环保技术的创新、交流与推广。Hamid 等(2019)^[15]指出紧凑型城市所具备的多样化开发模式和便捷的城市交通将强化对创新人才和创新企业的吸引力,土地利用方式多样化产生的多样化集聚也将有助于知识技术的溢出效应。高效率的交通系统和良好的道路通达性会降低时空距离,提高资源配置效率,促进人员交流和企业间知识技术的溢出效应,进一步提升城市的整体科技创新能力。因此,城市紧凑度的提高会促进城市技术水平的提升,而城市技术水平的提升将会提高资源和能源的利用效率,尤其是治污与环保技术水平的提升会减少污染排放和改善治污效果,进而有利于降低城市空气污染物排放(Liobikiene 和 Butkus,2017)^[21]。

需要指出的是,城市技术水平提升所带来的环境改善效应可能存在滞后性。由于企业实际生产技术的改进需要大量资金投入,从而生产技术的更新换代往往存在滞后性(Agustin 等,2017)^[22]。尤其是,当环境规制较为宽松时,技术进步对环境的改善效应相对较弱(Liu 等,2020)^[23]。我国相对落后地区的城市紧凑度相对较低,该类城市更倾向于通过降低环境规制以促进经济增长,在短期内技术提升单纯地表现为生产规模的扩大,对城市空气质量的改善作用较小。随着经济增长和城市紧凑度的提升,政府和民众对环境规制的不断重视会倒逼企业推动技术革新。Dou 和 Han(2019)^[24]指出,除了流动性较强的企业会选择迁移外,大部分企业将会选择革新生产技术以提高能源利用效率,降低废气排放,技术水平提升所带来的环境改善效应也将日益显著。

由此可见,较低水平的城市紧凑度所促进的技术进步,对空气污染的抑制效应 $\partial P_t / \partial \eta$ 往往相

对较小,该阶段经济发展甚至会导致环境恶化,即 $\partial P_i/\partial Y_i > 0$;而随着城市紧凑度不断提升,其促进的技术进步对空气污染的抑制效应将日趋显著,从而使 $\partial P_i/\partial Y_i < 0, \partial P_i/\partial \eta < 0$,也就是说,城市紧凑度将会通过促进技术水平,进而显著减少城市污染排放。

(2)城市能源消费的中介效应分析。作为城市污染物的主要来源,城市能源消费量将直接影响城市空气污染排放水平。而紧凑城市的不同发展阶段对于城市能源消费存在异质性影响,从而也将导致城市紧凑度对空气污染的影响存在阶段性变化。

首先,早期的城镇化建设往往是粗犷的人口和工业集聚,将会大幅提升城市能源消费水平(Gaigné等,2012)^[25]。其主要表现为人口激增所带来的通勤交通、制冷取暖等生活能源消费,以及随工业企业数量和规模增加而产生的工业能源消费大幅上升,即在该阶段城市紧凑度的提升将增加城市能源消费,即 $E'(\varphi) > 0$ 。

其次,随着城市紧凑度的进一步提升,人口与企业的集聚规模和密度持续增加,将有效缩小人力资本隔离,提高能源集中利用效率,且集中生产有利于企业共建节能减排设施,也有利于政府进行统一的环境督导和治理,从而抑制城市总体能源消费(邵帅等,2019)^[26]。与此同时,在居民日常生活方面,紧凑型城市建设还存在以下几方面的节能效应:第一,能提高土地开发密度和土地混合利用率,降低取暖等生活能源消费,如Liu和Sweeney(2012)^[27]通过数值模拟发现若都柏林市采用紧凑型发展方式,居民取暖能耗将降低16.2%;第二,能提高城市开发密度,有效缓解职住分离现象,缩短居民日常和通勤出行的距离和时间(Ye等,2015)^[28];第三,能提高公共交通效率和道路通达性(Lau和Chiu,2003)^[8],导致公共交通对私家车出行的替代现象(Ewing和Hamidi,2015)^[20],提高城市整体交通效率,减少交通能源消费,降低城区汽车尾气排放量(Yuan等,2018)^[29]。也就是说,紧凑型城市建设发展到一定阶段后,城市紧凑度上升将会降低城市能源消费,进而降低空气污染物排放,即在该阶段 $E'(\varphi) < 0$ 。

由此可见,不同阶段的城市紧凑度还将通过城市能源消费影响城市污染排放,其中,在城市紧凑度较低时,紧凑型发展将会促使城市增加能源消费进而增加城市空气污染物排放。当城市紧凑度达到一定阈值,紧凑型发展则将通过抑制能源消费进而改善城市空气质量。

(3)研究假设。综上所述,本文提出以下两个研究假设:

H₁:城市紧凑度与城市空气污染呈“倒U型”关系,即随着城市紧凑度的上升,城市空气污染呈现先上升再下降的过程。

H₂:城市紧凑度将通过影响城市技术水平和城市能源消费这两条路径影响城市空气污染,城市紧凑度提高将会促进城市技术水平提升并最终降低空气污染,但其对于城市能源消费影响却呈现先上升再下降的过程。

三、变量说明与实证策略

1. 数据说明与指标构建

(1)城市紧凑度(*com*)。本文通过构造城市紧凑度指标体系对城市紧凑度进行测度。随着对紧凑城市研究的进一步深入,传统的通过简单城市形态进行测度的方法如城市周长与最小外接圆周长之比(Richardson,1973)^[30]等已很难反映紧凑城市日渐丰富的内涵,基于指标体系的测度目前已逐渐开始被广泛使用(Lee和Lim,2018)^[31]。城市紧凑程度的测度主要是从人口、经济、土地、交通等方面展开,包括高密度开发、土地利用紧凑、交通紧凑三个层面:

第一,以人口紧凑(集聚)和经济紧凑(集聚)为表征的高密度开发。Gordon和Richardson(1997)^[32]认为紧凑城市的本质就是高密度开发,而高密度开发会导致大量劳动力和企业集聚在城市。而人口紧凑程度可以用人口密度、居住密度、就业密度、人口增长弹性测度;经济紧凑程度可以

用人均产出、经济增长弹性、地均投入、地均产出测度。这些指标均为正向指标。

第二,以土地开发强度大和土地利用方式丰富为表征的土地利用紧凑。方创琳和祁巍锋(2007)^[33]认为用地功能多样性也是紧凑城市的特征之一,这意味着需要在现有城市用地范围内进行高强度开发。而土地开发强度可以用市辖区开发强度、土地利用测度;土地利用方式多样性可以用城市土地利用结构熵进行测度,其计算公式为 $-\sum_i (s_i/S) \times \log(s_i/S)$,其中, S 表示该城市市辖区总建设用地面积, s_i 表示第*i*种类型城市建设用地面积,城市建设用地类型按《城市用地分类与规划建设用地标准(GB50137-2011)》进行统一。这些指标均为正向指标。

第三,以公共交通系统效率高和道路通达性好为表征的交通紧凑。《OECD 紧凑型城市政策报告 2012》指出,紧凑城市应由公共交通系统连接城市功能区,Lau 和 Chiu(2003)^[8]也指出土地利用紧凑还将促使公共交通发展,Ewing 和 Hamidi(2015)^[20]还认为公共交通等大运量交通方式在紧凑城市中效率更高。而公共交通系统效率可以用万人拥有公交车辆、万人拥有出租车数、公交平均客运量测度;道路通达性可以用路网密度测度。这些指标均为正向指标。

表 1 城市紧凑度指标体系

层面	一级指标	二级指标	含义
高密度开发	人口紧凑程度	市辖区人口密度	市辖区人口/市辖区面积
		居住密度	市辖区人口/居住用地面积
		从业人员密度	市辖区从业人员/市辖区面积
		人口增长弹性	常住人口增长率/城市建设用地面积增长率
	经济紧凑程度	市区人均 GDP	市辖区 GDP/市辖区总人口
		经济增长弹性	市辖区 GDP 增长率/城市建设用地面积增长率
		单位面积投入强度	固定资产投资总额/市辖区面积
		单位面积产出强度	GDP/市辖区面积
土地利用紧凑	土地开发强度	市辖区开发强度	建成区面积/市辖区面积
		土地利用测度	城市建设用地面积/建成区面积
	土地利用方式	土地利用方式多样性	城市土地利用结构熵
交通紧凑	公交系统效率	万人拥有公交车辆	城市公交车数量/市区总人口
		万人拥有出租车数	城市出租车数量/市区总人口
		公交平均客运量	公共汽电车客运总数/年末实有公共营运汽车
	道路通达性	建成区路网密度	市辖区道路长度/市辖区面积

资料来源:本文整理

基于上述内容,本文从高密度开发、土地利用紧凑、交通紧凑三个层面出发,选择 15 个二级指标,构造城市紧凑度指标体系,具体如表 1 所示。需要指出的是,由于我国存在显著的城乡二元结构,因而对城市紧凑度的测度均采用市辖区数据。此外,为了避免主观权重的个人色彩,本文采用较为客观的熵权法,具体步骤如下:

①数据标准化。为了避免指标量纲的影响,先对指标进行去量纲化处理,公式如下:

$$x_{ik}^* = (x_{ik} - x_k^{\min}) / (x_k^{\max} - x_k^{\min}) \quad (17)$$

其中, x_{ik} 表示*i*城市的指标*k*, x_k^{\min} 表示该指标的样本最小值, x_k^{\max} 表示该指标的样本最大值。

②计算指标熵权。计算*i*城市的*k*指标的指标比重 $y_{ik} = x_{ik}^* / \sum_i x_{ik}^*$,进而得到其信息熵 $e_k = -(1/\ln 15) \sum_k y_{ik} \ln y_{ik}$ 和差异性系数 $d_k = 1 - e_k$,从而得到其熵权 $w_k = d_k / \sum_k d_k$ 。

③计算城市紧凑度。根据上文计算的熵权,城市 i 的紧凑度为 $com_i = \sum_k w_k x_{ik}^*$ 。

(2)城市空气污染(ap)。由于各城市的主导产业存在差异,因而城市的主要空气污染物也不尽相同,为了综合测度城市空气污染,本文参考豆建民和张可(2015)^[34]的研究,使用空气污染综合指数测度城市空气污染。具体而言,空气污染综合指数是基于 105 个城市市辖区 SO_2 、 NO_2 和 PM_{10} 的年平均浓度数据通过熵权法计算得到的。

(3)中介变量。根据理论部分的分析,城市技术水平(rd)和能源消费(ec)将作为城市紧凑度影响空气污染的中介变量。其中,城市技术水平采用市辖区科技支出占市辖区 GDP 的比例进行衡量;能源消费则参照 Dhakal(2009)^[35]的研究,采用如下公式进行测算:

$$ec_{it} = GDP_{it} \times EI_{it}^{P_{ov}} \tag{18}$$

其中, GDP_{it} 表示城市 i 第 t 年市辖区的生产总值, $EI_{it}^{P_{ov}}$ 表示该城市所在省份的能源消费强度。

(4)控制变量。考虑到影响城市空气污染的因素众多,本文引入了如下一组控制变量:

①对外开放度(fdi):采用市辖区 FDI 占市辖区 GDP 的比例进行衡量。扩大对外开放将有利于吸引国外高技术企业开展更清洁的生产活动,同时还会带来清洁生产技术的溢出,从而降低空气污染(Demena 和 Afesorghor,2020)^[36]。然而 FDI 进入还可以源于发展中国家更低的环境规制水平,从而导致“污染天堂”效应。因此,对外开放度的系数符号不确定。

②环境规制(ler):采用 SO_2 去除率的对数进行测度。随着地方政府环境规制力度的加强,企业环境遵从成本也将随之提高,而未迁移的企业只能通过采用清洁生产技术以减少排放降低成本,进而改善城市空气质量(Wang 等,2019)^[37]。因此,预期环境规制的符号为负。

③产业结构(is):采用市辖区第二产业占比进行测度。作为城市空气污染物排放的重要来源之一,城市第二产业占比与城市空气污染密切相关(Shi 等,2019)^[38],第二产业占比越大,越不利于城市改善空气质量,从而预期该系数为正。

④绿化水平($green$):采用绿化覆盖率测度。Yuan 等(2018)^[39]指出城市绿化率的提高将显著提高城市空气质量,同时绿化水平还影响了一个城市自然生态环境的自我调节能力,因而预测该系数为负。

(5)数据来源与描述性统计。本文的研究样本为 2004—2016 年 105 个城市,相关数据来自《中国环境统计年鉴》《中国城市统计年鉴》和《中国城市建设统计年鉴》。文中将价值型变量数据利用对应的价格指数,统一换算为 2010 年不变价格。变量描述性统计如表 2 所示。

表 2 数据描述性统计

变量名称	变量符号	样本量	均值	标准差	最小值	最大值
城市空气污染	ap	1365	0.4057	0.1612	0.0000	1.0000
城市紧凑度	com	1365	0.1983	0.1072	0.0430	0.8110
技术水平	rd	1365	0.0024	0.0027	0.0001	0.0298
能源消费	ec	1365	2.9275	0.4327	1.5704	4.0686
对外开放度	fdi	1365	0.0308	0.0282	0.0000	0.1878
环境规制	ler	1365	0.4718	0.2436	0.0003	0.9821
产业结构	is	1365	0.5091	0.1194	0.1589	0.9097
绿化水平	$green$	1365	0.3936	0.0676	0.0400	0.9287

资料来源:本文整理

2. 特征事实分析

本文绘制了 105 个环保重点城市空气污染综合指数与紧凑度的散点图和趋势线(如图 1 所示),可以看出城市紧凑度与空气污染之间存在直观的“倒 U 型”关系;大部分城市的紧凑度均处于较低水平,且位于拐点左侧,即随着我国城市紧凑度的提高,在未来一段时间内城市空气污染的治理压力依旧很大,但随着紧凑度的进一步提高,对空气污染的缓解作用将逐渐显现。

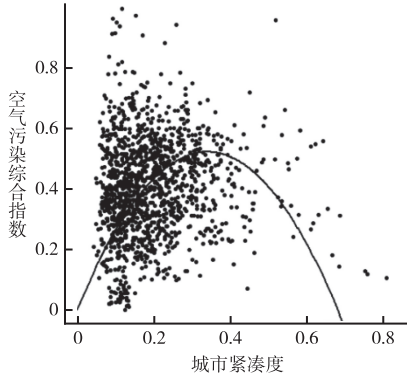


图 1 城市紧凑度与空气污染综合指数散点图

资料来源:本文绘制

此外,本文还绘制了城市紧凑度与城市技术水平和能源消费的散点图及趋势线(如图 2 所示)。可以看出,随着城市紧凑度提升,城市技术水平也得到提高,而城市紧凑度与能源消费则呈现“倒 U 型”关系。以上内容可直观验证本文提出的两个研究假设。

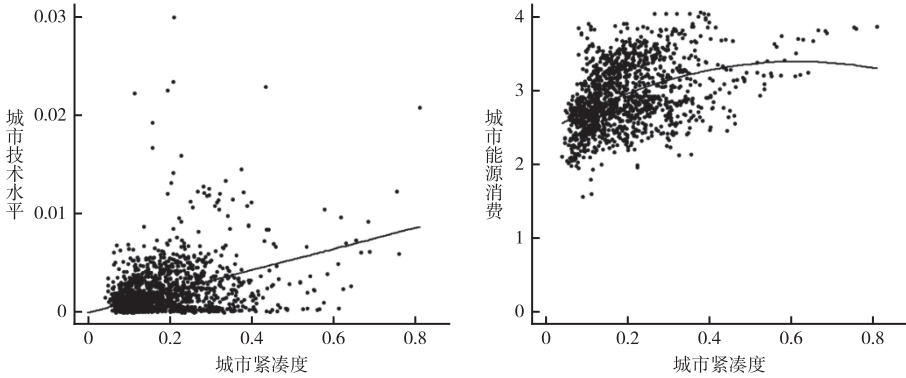


图 2 城市紧凑度与城市技术水平、能源消费散点图

资料来源:本文绘制

3. 实证策略

城市空气污染的空间相关性目前已被大量文献验证(Li 和 Zhou, 2019)^[40],忽略空气污染的空间溢出效应可能导致估计出现偏差;此外,随着我国城市间一体化进程不断推进,城市间经济、社会、文化联系均不断加强,若仅引入空气污染和城市紧凑度的空间滞后项进行回归,回归残差项中仍将很可能包含依旧存在空间相关性的因素。Elhorst (2014)^[41]进一步指出忽略这类空间相关性同样也将导致估计出现偏误。从而本文选择更加一般形式的广义空间嵌套模型(GNS 模型)对研究假设进行检验。作为一般形式的空间计量模型,GNS 模型能够捕捉各类空间溢出效应(张元庆和陶志鹏,2017)^[42],根据(15)式,基准回归模型如下:

$$\begin{aligned}
 ap_{it} &= \lambda \sum_j^N w_{ij} ap_{it} + \beta_1 com_{it} + \beta_2 com_{it}^2 + \alpha \sum_j^N w_{ij} com_{it} + \pi_1 rd_{it} + \pi_2 ec_{it} \\
 &\quad + x'_{it} \theta_1 + v_i + \xi_{it}, \\
 \xi_{it} &= \rho \sum_j^N w_{ij} \xi_{it} + \varepsilon_{it}
 \end{aligned} \tag{19}$$

其中, w_{ij} 表示空间权重矩阵的元素, λ 表示空气污染空间滞后项的回归系数, α 表示城市紧凑度空间滞后项的回归系数, ρ 表示残差空间滞后项回归系数。在不同系数设定下, 其将退化为其他空间计量模型, 若 $\rho = 0$ 则该模型退化为空间杜宾模型 (SDM 模型), 若 $\lambda = 0$ 则该模型退化为空间杜宾误差模型 (SDEM 模型)。

空间权重矩阵反映了城市间的空间相关性, 地理距离较近或经济相似的城市间则更容易产生溢出效应。然而受限于数据可得性, 本文的研究样本仅 105 个城市, 其中, 很多城市在地理上呈现“孤立状”, 且本文的研究范围也只限于市辖区, 从而地理邻接矩阵无法使用。故而本文采用城市间地理距离的倒数来反映其空间相关性, 具体形式如下:

$$w_{ij} = \begin{cases} 1/d_{ij}, & i \neq j \\ 0, & i = j \end{cases} \tag{20}$$

其中, d_{ij} 为两城市之间的地理距离。为了确保回归结果对空间权重选择的稳健性, 本文还将使用二值形式的地理空间权重, 以及经济地理空间权重矩阵作为稳健性检验, 这两个权重矩阵的形式分别如 (21) 式和 (22) 式所示:

$$w_{ij}^{(2)} = \begin{cases} 1, & d_{ij} < 300\text{km} \\ 0, & d_{ij} \geq 300\text{km} \end{cases} \tag{21}$$

$$ew_{ij} = \begin{cases} (1/d_{ij}) \times (1/| \bar{y}_i - \bar{y}_j |), & i \neq j \\ 0, & i = j \end{cases} \tag{22}$$

其中, \bar{y}_i 表示城市 i 市辖区的年均 GDP。

为了验证研究假设 H_1 , 本文引入了城市紧凑度的一次项和二次项。若其估计系数 β_1 显著为正, β_2 显著为负, 则表明城市紧凑度与空气污染之间存在“倒 U 型”关系; 估计系数 α 则反映了周边城市紧凑度对该城市空气污染的影响; 若城市技术水平的估计系数 π_1 显著为负, 则表明技术水平的提升将会改善城市空气质量。若能源消费的估计系数 π_2 显著为正, 则表明能源消费的提升将加重城市污染排放, 进而部分验证假设 H_2 ; x_{it} 为一系列控制变量, v_i 为城市固定效应, ξ_{it} 为可能存在空间相关性的残差项, ε_{it} 为随机扰动项。

此外, 对于本文基准回归潜在的内生性挑战有以下几点说明: 首先, 由于数据可得性问题, 本文基于 105 个城市市辖区数据进行研究, 样本选择中并未对城市紧凑度进行特殊的约束性选择条件, 因而并不存在严重的样本自选择问题。其次, 与多数现有研究采用横截面数据模型进行实证研究不同, 本文的实证研究是基于空间面板模型展开, 这能在很大程度上克服遗漏变量问题; 此外, 本文还将通过安慰剂检验进一步探讨遗漏变量问题。最后, 考虑到城市紧凑度和空气污染具有双向因果关系的问题, 本文虽然在理论部分对城市紧凑度对空气污染的影响进行了数理阐述, 但近年来的研究发现空气污染将会对城市居民的行为产生显著影响 (Chang 等, 2018)^[43], Qin 等 (2019)^[44] 也指出空气污染将影响城市间人口迁徙; 为了解决由此双向因果关系造成的内生性问题, 本文借鉴邵帅等 (2019)^[45] 的处理方法, 采用 GS2LS 估计同时控制空气污染的溢出效应以及上述双向因果关系的问题; 本文还将利用滞后一期的城市紧凑度替换 GS2LS 方法的工具变量进行稳健性检验。

基于假设 H_2 , 城市紧凑度将通过城市技术水平、能源消耗对空气污染产生影响。本文借鉴邵帅等 (2019)^[26] 的研究方法, 通过将中介变量模型和空间面板结合进行检验, 具体如下:

$$ap_{it} = \lambda \sum_j^N w_{ij} ap_{it} + \tilde{\beta}_1 com_{it} + \tilde{\beta}_2 com_{it}^2 + \alpha \sum_j^N w_{ij} com_{it} + x'_{it} \theta_1 + v_i + \xi_{it},$$

$$\xi_{it} = \rho \sum_j^N w_{ij} \xi_{it} + \varepsilon_{it} \tag{23}$$

$$rd_{it} = \lambda \sum_j^N w_{ij} rd_{it} + \hat{\beta}_1 com_{it} + \alpha \sum_j^N w_{ij} com_{it} + x'_{it} \theta_1 + v_i + \tau_t + \xi_{it},$$

$$\xi_{it} = \rho \sum_j^N w_{ij} \xi_{it} + \varepsilon_{it} \tag{24}$$

$$ec_{it} = \lambda \sum_j^N w_{ij} ec_{it} + \hat{\beta}_1 com_{it} + \hat{\beta}_2 com_{it}^2 + \alpha \sum_j^N w_{ij} com_{it} + x'_{it} \theta_1 + v_i + \tau_t + \xi_{it},$$

$$\xi_{it} = \rho \sum_j^N w_{ij} \xi_{it} + \varepsilon_{it} \tag{25}$$

其中,(19)式、(23)式、(24)式、(19)式、(23)式、(25)式分别构成城市技术水平和能源消费的中介效应模型检验过程;(24)式、(25)式还可以用来分别检验城市紧凑度对城市技术水平和能源消费的影响。中介效应检验的具体步骤如下:

①检验(23)式中核心解释变量的系数 $\tilde{\beta}_1$ 和 $\tilde{\beta}_2$,若其显著,则表明存在中介效应。

②检验(24)式和(25)式中核心解释变量的系数 $\hat{\beta}_1$ 、 $\tilde{\beta}_1$ 和 $\tilde{\beta}_2$,以及(19)式中介变量的系数 π_1 、 π_2 ,若其均显著则表明存在间接效应。

③检验(19)式核心解释变量的系数 β_1 和 β_2 ,若其显著则表明城市技术水平\能源消费存在部分中介效应,否则表明其存在完全中介效应。

4. 模型设定性检验

本文首先进行模型设定性检验。检验分为两个部分:其一,分别对各年份的城市空气污染、城市紧凑度进行 Moran's I 检验,结果如表 3 所示。其中,第(1)列和第(4)列,第(2)列和第(5)列,第(3)列和第(6)列分别采用地理距离空间权重、地理二值空间权重和经济地理空间权重进行检验。可以看出,无论采用何种空间权重,空气污染和城市紧凑度均存在显著的空间相关性。

表 3 全局 Moran'I 指数值

年份	ap			com		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
2004	0.100*** (0.000)	0.383*** (0.000)	0.130*** (0.000)	0.066*** (0.000)	0.270*** (0.000)	0.070*** (0.000)
2005	0.060*** (0.000)	0.268*** (0.000)	0.089*** (0.000)	0.081*** (0.000)	0.330*** (0.000)	0.082*** (0.000)
2006	0.040*** (0.001)	0.178*** (0.003)	0.068*** (0.000)	0.057*** (0.000)	0.188*** (0.002)	0.063*** (0.000)
2007	0.072*** (0.000)	0.246*** (0.000)	0.088*** (0.000)	0.067*** (0.000)	0.232*** (0.000)	0.070*** (0.000)
2008	0.035*** (0.004)	0.131** (0.020)	0.050*** (0.000)	0.059*** (0.000)	0.192*** (0.002)	0.063*** (0.000)
2009	0.053*** (0.000)	0.104* (0.050)	0.046*** (0.000)	0.059*** (0.000)	0.182*** (0.003)	0.062*** (0.000)
2010	0.045*** (0.001)	0.085* (0.083)	0.038*** (0.002)	0.046*** (0.000)	0.160*** (0.007)	0.046*** (0.000)

续表 3

年份	ap			com		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
2011	0.075*** (0.000)	0.185*** (0.002)	0.084*** (0.000)	0.044*** (0.001)	0.151** (0.010)	0.047*** (0.000)
2012	0.150*** (0.000)	0.388*** (0.000)	0.156*** (0.000)	0.032*** (0.007)	0.121** (0.029)	0.038*** (0.002)
2013	0.183*** (0.000)	0.452*** (0.000)	0.178*** (0.000)	0.028** (0.014)	0.116** (0.035)	0.032*** (0.005)
2014	0.235*** (0.000)	0.577*** (0.000)	0.234*** (0.000)	0.025** (0.020)	0.092* (0.071)	0.032*** (0.006)
2015	0.260*** (0.000)	0.669*** (0.000)	0.263*** (0.000)	0.029** (0.011)	0.073 (0.116)	0.036*** (0.003)
2016	0.267*** (0.000)	0.743*** (0.000)	0.277*** (0.000)	0.031*** (0.008)	0.086* (0.082)	0.039*** (0.001)

注：*、**、*** 分别表示在 10%、5% 和 1% 的水平上显著；括号内为 p 值

资料来源：通过 R3.5.1 估计并整理

其二，检验采用何种形式的空间面板模型。本文参照 Elhorst (2014)^[41] 的研究，首先，进行 LM 设定检验：通过 LM-lag 和 robust LM-lag 统计量判断是否需要将空气污染的空间滞后项引入模型，若显著则表明需要引入；通过 LM-error 和 robust LM-error 统计量检验回归残差项是否存在空间相关性，若显著则表明需要将残差的空间滞后项纳入模型。需要指出的是，由于 robust LM-lag 和 robust LM-error 统计量更加稳健，所以当检验结果发生冲突时，以这两个统计量为准。其次，利用空间 Hausman 统计量判断采用固定效应还是随机效应。表 4 列示了基准回归的检验结果，统计量均在 1% 的水平上显著，表明应当同时将空气污染和回归残差的空间滞后项引入回归模型，并采用固定效应。上述检验结果论证了本文回归模型的合理性。

表 4 基准回归的 LM 和空间 Hausman 检验结果

	LM-lag	robust LM-lag	LM-error	robust LM-error	空间 Hausman
统计量	1815.5***	13.3***	1895.1***	92.9***	458.2***
P 值	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000

注：*** 表示在 1% 的水平上显著

资料来源：通过 R3.5.1 估计并整理

四、实证结果分析

1. 基准回归结果分析

表 5 列示了基准回归的结果，其中，第(1)和(2)列为不引入回归误差项的 SDM 模型的估计结果，第(3)和(4)列为 GNS 模型的估计结果，可以看出 GNS 模型具有更为优良的统计性质。第(1)和(3)列为不加入控制变量的回归结果，而第(2)和(4)列则为加入控制变量的回归结果，可以看出，无论是否加入控制变量，城市紧凑度的一次项和二次项系数分别在 1% 水平上显著为正、为负，这表明城市紧凑度与空气污染之间确实存在稳健且显著的“倒 U 型”关系；而城市紧凑度空间

滞后项系数也均在 1% 水平上显著为负,这表明邻近城市的紧凑度提升将会抑制该城市的污染排放。在理论上,邻近城市紧凑度提高将对本地空气污染产生两种相反的效应:一方面,邻近城市紧凑度提高,特别是集聚效应提高和城市交通改善,将会增强邻近城市对本地工业企业的吸引力,从而产生能源消费的虹吸效应,进而降低该城市污染排放;另一方面,邻近城市紧凑度提升的吸引力还表现在对本地人才的吸引方面,这将可能导致该城市技术水平发展相对缓慢,进而可能导致该城市污染问题更加严重。但从回归结果看,能源消费的虹吸效应在此过程中占主导地位。此外,对于紧凑度较高的城市,若其能有效改善空气质量,由于空气污染的流动性,以及绿色生产技术的溢出效应,都导致邻近城市空气污染水平下降。

表 5 基准回归结果

变量	SDM		GNS	
	(1)	(2)	(3)	(4)
<i>com</i>	0.3978 *** (0.1233)	0.4742 *** (0.1250)	0.3908 *** (0.1356)	0.4682 *** (0.1378)
<i>com</i> ²	-0.6617 *** (0.1922)	-0.7536 *** (0.1932)	-0.6507 *** (0.2091)	-0.7550 *** (0.2110)
<i>rd</i>	-6.8549 *** (1.4937)	-4.1078 *** (1.5497)	-7.0802 *** (1.6150)	-3.7891 ** (1.6800)
<i>ec</i>	0.0550 *** (0.0108)	0.0735 *** (0.0113)	0.0604 *** (0.0128)	0.0794 *** (0.0134)
<i>fdi</i>		-0.6178 *** (0.1516)		-0.5866 *** (0.1615)
<i>ler</i>		-0.0271 (0.0172)		-0.0412 ** (0.0182)
<i>is</i>		0.0440 *** (0.0150)		0.0329 * (0.0169)
<i>green</i>		-0.2598 *** (0.0585)		-0.2555 *** (0.0614)
<i>W * com</i>	-0.4530 *** (0.1479)	-0.4607 *** (0.1480)	-0.5076 *** (0.1517)	-0.5371 *** (0.1517)
λ	0.8625 *** (0.0245)	0.8433 *** (0.0276)	0.6888 * (0.3828)	0.6790 ** (0.3138)
ρ			0.6930 * (0.3824)	0.6634 ** (0.3316)
样本量	1365	1365	1356	1356
结论	倒 U 型	倒 U 型	倒 U 型	倒 U 型

注:*、**、*** 分别表示 10%、5% 和 1% 的水平上显著;括号内为标准误

资料来源:通过 R3.5.1 估计并整理

空气污染空间滞后项的估计系数也均显著为正,说明空气污染存在显著的空间溢出效应。此外,基于 GNS 模型可以看出残差空间滞后项的估计系数显著,则表明回归残差中亦包含具

有空间溢出效应的因素。从而本文将重点关注 GNS 模型,即对第(4)列的回归结果展开讨论。

在该模型中,“倒U型”的拐点为0.310,即城市紧凑度超过该临界值将会抑制空气污染。根据本文的测算,在2016年仅有12个城市的紧凑度超过临界点,其中,位于东部区域的有北京市、上海市、无锡市、泉州市、广州市、深圳市等六个城市,位于中部区域的有合肥市、郑州市、洛阳市、武汉市、长沙市等五个中部城市;位于西部区域的城市为成都市。这些城市大多为全国或区域型中心城市,其整体经济发展水平较高,该地区原有重污染企业或是外迁或是改进技术,且城市交通体系也相对成熟,随着城市紧凑度的不断提高,其对空气污染的抑制效应将日趋显著。此外,可以看到仍有大量城市的紧凑度处于临界点左侧,这表明随着紧凑度的进一步提高,我国依旧面临较大的空气污染治理压力。而技术水平的估计系数显著为负,这说明技术水平进步将会提高环保治理技术,进而降低城市废气排放;能源消费的系数显著为正,则表明能源消费确实是导致城市空气污染的重要因素之一。至此,本文的研究假设 H_1 得到验证。

此外,本文参照豆建民和张可(2015)^[34]的研究,分别计算了包含控制变量的SDM模型和GNS模型中的城市紧凑度的直接效应和间接效应,结果在表6中列示,可以看出两种效应均在1%的水平下显著。以GNS模型为例,城市紧凑度的直接效应为0.3829,而GNS模型的估计系数为0.4682,其大于直接效应,这反映了本地城市紧凑度将会造成周边城市空气污染程度下降,而由于污染具有流动性,周边城市空气质量改善也将提高本地城市的空气质量,即存在负向的反馈效应,其为直接效应的22.3%。另一方面,本地城市紧凑度对周边城市空气污染的间接效应为-0.7582,符号与城市紧凑度空间滞后项的系数保持一致,这也证明了周边城市紧凑度提高有利于改善本地环境质量。

表6 空间效应分解

空间效应	SDM	GNS
直接效应	0.3894 *** (0.0013)	0.3829 *** (0.0017)
间接效应	-0.7912 *** (0.0039)	-0.7582 *** (0.0055)
总效应	-0.4018 *** (0.0049)	-0.3753 *** (0.0064)

注:***表示在1%的水平上显著;括号内为p值

资料来源:通过R3.5.1估计并整理

2. 机制检验

本节检验本文的研究假设 H_2 ,具体过程遵照上述中介效应检验步骤,检验结果如表7所示。其中,第(1)列为(23)式的估计结果,城市紧凑度的一次项和二次项系数分别在5%和1%的水平上显著为正、为负,这表明中介效应确实存在。本文进一步检验了城市紧凑度对城市技术水平的影响,在根据设定性检验选择最优模型的基础上,对(24)式进行估计,估计结果在第(2)列和第(3)列中列示。其中,城市技术水平的空间滞后项系数在1%的水平上显著为正,这表明我国城市间存在显著的知识溢出效应。且可以看出,无论是否加入控制变量,城市紧凑度的提高均会显著提升城市技术水平,这与Hamidi等(2019)^[15]的研究结论一致。同时根据基准回归的结果,可以得到城市技术水平具有部分中介效应。

表 7 影响机制检验结果

被解释变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	<i>ap</i>	<i>rd</i>	<i>rd</i>	<i>ec</i>	<i>ec</i>
<i>com</i>	0.7636 ^{***} (0.1358)	0.0072 ^{***} (0.0007)	0.0046 ^{***} (0.0007)	4.1165 ^{***} (0.2724)	3.4885 ^{***} (0.2577)
<i>com</i> ²	-1.0875 ^{***} (0.2131)	\	\	-4.2985 ^{***} (0.4313)	-3.6707 ^{***} (0.4041)
控制变量	控制	不控制	控制	不控制	控制
<i>W * com</i>	-0.7830 ^{***} (0.1485)	-0.0164 ^{***} (0.0024)	-0.0071 ^{***} (0.0022)	-4.4397 ^{***} (0.3003)	-3.1562 ^{***} (0.2848)
λ	0.6946 [*] (0.4048)		0.7438 ^{***} (0.1704)	0.8103 ^{***} (0.1285)	0.8166 ^{***} (0.0983)
ρ	0.6866 [*] (0.4174)	0.8788 ^{***} (0.0230)	0.8013 ^{***} (0.1400)	0.8342 ^{***} (0.1174)	0.8411 ^{***} (0.0909)
LM-lag	1734.0 ^{***}	3868.9 ^{***}	611.1 ^{***}	3819.8 ^{***}	1204.8 ^{***}
robust LM-lag	4.6 ^{**}	0.1	131.2 ^{***}	6.0 ^{**}	452.7 ^{***}
LM-error	1924.4 ^{***}	4073.6 ^{***}	593.0 ^{***}	3982.2 ^{***}	1037.3 ^{***}
robust LM-error	194.9 ^{***}	204.8 ^{***}	113.1 ^{***}	168.3 ^{***}	285.2 ^{***}
Hausman	68.6 ^{***}	11.8 ^{***}	224.5 ^{***}	9.2 ^{**}	1597.5 ^{***}
样本量	1365	1356	1365	1356	1365

注：*、**、*** 分别表示在 10%、5% 和 1% 的水平上显著；括号内为标准误

资料来源：通过 R3.5.1 估计并整理

而对于城市能源消费,表 5 第(4)列和第(5)列分别列示了不含控制变量和包含控制变量条件下(25)式的估计结果。其中,能源消费的空间滞后项系数在 1% 的水平上显著,则表明我国城市能源消费也存在显著的空间溢出效应。城市紧凑度的一次项和二次项系数均在 1% 的水平上显著为正、为负,这与理论部分的预期结果相同,即城市紧凑度与能源消耗存在“倒 U 型”关系,但对于能源消费,基于第(5)列可得到城市紧凑度的拐点为 0.475,值得注意的是,临界值大于城市紧凑度对空气污染影响的临界值,也就是说,随着城市紧凑度的进一步提高,首先刺激技术水平提升产生空气污染改善效应,而继续提升达到一定阈值后,才会产生能源消费的抑制效应。这一结果也在一定程度上预示了能源消费只具有部分中介效应,而基于基准回归的结果,亦可对此进行规范证明。至此,研究假设 H₂ 得到验证。

此外,无论是对城市技术水平还是对于能源消费,城市紧凑度的空间滞后项的估计系数均在 1% 的水平上显著为负,从而证明了邻近城市紧凑度的提升将会对技术人才和能源消费产生虹吸作用,且能源消费的虹吸作用相对较大,这也印证了基准回归的结果。

3. 安慰剂检验

虽然本文加入了很多影响城市空气污染排放的控制变量,然而这并不足以囊括所有的城市特征,且受限于数据,很多城市特征无法观测。为了排除遗漏变量的影响,本文设计了如下安慰剂检验,具体思路如下。

首先,根据(19)式可以得到紧凑度系数的估计值为:

$$\hat{\beta}_1 = \beta_1 + \delta_1 \times \frac{\text{cov}(com_{it}, \xi_{it} | \psi)}{\text{var}(com_{it} | \psi)} \quad \hat{\beta}_2 = \beta_2 + \delta_2 \times \frac{\text{cov}(com_{it}^2, \xi_{it} | \psi)}{\text{var}(com_{it}^2 | \psi)} \quad (26)$$

其中, ψ 表示所有的控制变量和固定效应, $\delta_k, k \in \{1, 2\}$ 表示不可观测因素对城市紧凑度的影响。若 $\delta_k = 0$ 则表明基准回归并不存在遗漏变量问题。由于无法直接证明, 本文借鉴宋弘等 (2019)^[17] 的研究, 通过间接的安慰剂检验进行论证。本文将不同城市的紧凑度进行随机分配, 得到虚拟的城市紧凑度 com_{it}^{False} , 由于其随机性, 不会对城市污染排放产生影响, 即 $\beta_k = 0$, 若得到估计系数 $\hat{\beta}_k^{False}$ 不为 0, 则表明基准回归将存在遗漏变量偏差, 否则, 则不存在。为了避免小概率事件的影响, 将上述步骤重复 500 次, 得到 $\hat{\beta}_k^{False}$ 的核密度图, 如图 3 所示。可以看出, $\hat{\beta}_1^{False}$ 和 $\hat{\beta}_2^{False}$ 的分布在 0 附近, 这表明基准回归并不存在遗漏变量偏误。

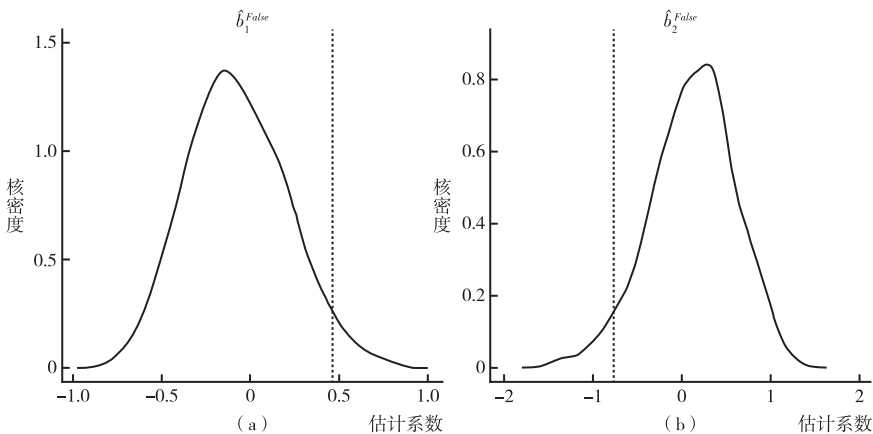


图 3 安慰剂检验结果

注: 图中虚线为基准回归中城市紧凑度一次项和二次项的估计系数

资料来源: 通过 R3. 5. 1 估计并整理

4. 稳健性检验

为了考察城市紧凑度对空气污染的影响及其作用机制的稳健性, 本文选择替换空间权重矩阵、替换工具变量两种方法进行稳健性分析。表 8 列示了更换空间权重的稳健性检验结果, 可以看出, 城市紧凑度与空气污染之间存在显著的“倒 U 型”关系; 且相较于之前的机制检验, 系数的显著性和符号也均未改变, 即城市技术水平和能源消费依旧存在显著的部分中介效应。

表 8 更换空间权重稳健性检验结果

变量	二值地理空间权重				经济地理空间权重			
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
	<i>ap</i>	<i>ap</i>	<i>rd</i>	<i>ec</i>	<i>ap</i>	<i>ap</i>	<i>rd</i>	<i>ec</i>
<i>com</i>	0.3701*** (0.1185)	0.7373*** (0.1201)	0.0046*** (0.0006)	3.4885*** (0.2577)	0.5300*** (0.1365)	0.8246*** (0.1340)	0.0044*** (0.0007)	3.4443*** (0.2541)
<i>com</i> ²	-0.5959*** (0.1831)	-1.0308*** (0.1921)		-3.6707*** (0.4041)	-0.8137*** (0.2081)	-1.1464*** (0.2091)		-3.5945*** (0.3969)
<i>rd</i>					-3.9607** (1.6564)			
<i>ec</i>					0.0781*** (0.0133)			

续表 8

变量	二值地理空间权重				经济地理空间权重			
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
	<i>ap</i>	<i>ap</i>	<i>rd</i>	<i>ec</i>	<i>ap</i>	<i>ap</i>	<i>rd</i>	<i>ec</i>
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
$W * com$	-0.4659*** (0.1400)	-0.6751*** (0.1453)	-0.0071*** (0.0022)	-3.1562*** (0.2848)	-0.6932*** (0.1488)	-0.9493*** (0.1449)	-0.0059*** (0.0021)	-3.2943*** (0.2784)
λ	0.5214*** (0.0234)	0.8640*** (0.0246)	0.7438*** (0.1704)	0.8166*** (0.0983)	0.7266** (0.3024)	0.7399** (0.3761)	0.7752*** (0.1704)	0.8428*** (0.0959)
ρ			0.8013*** (0.1400)	0.8411*** (0.0909)	0.7342** (0.2988)	0.7405* (0.3782)	0.8166*** (0.1450)	0.8531*** (0.0941)
LM-lag	473.4***	472.3***	248.6***	359.7***	1832.1***	1749.2***	671.0***	1214.3***
robust LM-lag	10.8***	6.5**	91.9***	257.5***	11.6***	3.8*	134.9***	456.2***
LM-error	462.5***	466.5***	171.1***	143.7***	1925.3***	1955.8***	682.6***	1061.1***
robust LM-error	0.1	0.7	14.3***	41.4***	104.8***	210.4***	146.5***	303.0***
Hausman	665.8***	99.0***	19.3***	1593.2***	93366.0***	114.7***	232.3***	1663.3***
样本量	1365	1356	1365	1356	1365	1356	1365	1356

注：*、**、*** 分别表示在 10%、5% 和 1% 的水平上显著；括号内为标准误

资料来源：通过 R3.5.1 估计并整理

另一方面,虽然本文使用 GS2LS 方法能够一定程度上处理内生性问题,但其选择的工具变量并不针对城市紧凑度和空气污染之间的双向因果关系。为了增强实证结论的可靠性和稳健性,本文还将选择滞后一期的城市紧凑度作为工具变量进行稳健性分析,回归结果如表 9 所示。可以看出,变量估计系数的符号与显著性也与基准回归及其机制检验基本相同,这再次论证了本文回归结果具有稳健性。

表 9 更换工具变量稳健性检验结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	<i>ap</i>	<i>ap</i>	<i>rd</i>	<i>ec</i>
<i>com</i>	0.5937*** (0.1072)	0.7669*** (0.1079)	0.0047*** (0.0007)	2.1481*** (0.2394)
com^2	-0.9468*** (0.1796)	-1.1060*** (0.1833)		-1.5961*** (0.4003)
<i>rd</i>	-5.5868*** (1.7045)			
<i>ec</i>	0.0875*** (0.0124)			
控制变量	控制	控制	控制	控制
$W * com$	-0.3131*** (0.1582)	-0.5401*** (0.1588)	-0.0070** (0.0029)	-3.1026*** (0.3771)

续表 9

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	<i>ap</i>	<i>ap</i>	<i>rd</i>	<i>ec</i>
λ	0.7119*** (0.2371)	0.7334** (0.2903)	0.6739*** (0.1828)	0.7992*** (0.1102)
ρ	0.7249*** (0.2335)	0.7179** (0.3096)	0.7510*** (0.1515)	0.8269*** (0.1016)
LM-lag	1315.4***	1306.3***	613.8***	874.8***
robust LM-lag	3.3*	3.6*	101.4***	380.2***
LM-error	1356.1***	1352.1***	650.3***	638.7***
robust LM-error	44.0***	49.3***	138.0***	144.1***
Hausman	621.0***	253.0***	48.1***	1019.0***
样本量	1260	1260	1260	1260

注：*、**、*** 分别表示在 10%、5% 和 1% 的水平上显著；括号内为标准误

资料来源：通过 R3.5.1 估计并整理

5. 异质性分析

(1) 区域异质性分析。考虑到我国幅员辽阔,各区域间存在显著差异,本文还将研究样本进一步分为东部、中部和西部三个子样本分别进行回归,表 10 为回归结果。可以看出,各个子区域间城市紧凑度对空气污染的影响存在异质性,具体如下:

首先,对于东部区域,城市紧凑度的一次项和二次项均在 1% 的水平上显著为正、为负。这表明在东部区域城市紧凑度与城市空气污染依旧存在“倒 U 型”关系,但拐点值低于基准回归的结果。这主要是由于东部区域经济发展水平较高,环境规制程度也相对较高,从而技术进步的环境改善效应更大,且也在更大程度上抑制城市能源消费。此外,城市紧凑度的空间滞后项估计系数的绝对值大于基准回归中的绝对值,这表明在东部区域,邻近城市紧凑度上升将更大幅度地改善邻近城市的空气质量。由于东部区域一体化程度较高,人口和企业在城市间迁移成本降低,从而一方面能够放大能源消费的虹吸效应;另一方面也将促进绿色生产技术的空间溢出。

表 10 分区域回归结果

变量	(1)	(2)	(3)
	东部区域	中部区域	西部区域
<i>Com</i>	0.5036*** (0.1610)	0.8736*** (0.2364)	-0.4178 (0.3803)
<i>com</i> ²	-0.8191*** (0.2195)	-1.3227*** (0.4099)	0.8629 (0.8902)
<i>Rd</i>	-4.2235* (2.3686)	-5.9480*** (2.0086)	-5.1521 (3.7236)
<i>Ec</i>	0.0973*** (0.0167)	0.0460** (0.0189)	0.0850*** (0.0172)
控制变量	控制	控制	控制

续表 10

变量	(1)	(2)	(3)
	东部区域	中部区域	西部区域
$W * com$	-0.7073 *** (0.1570)	-0.0444 (0.1945)	0.7155 ** (0.2890)
Λ	0.7658 *** (0.0360)	0.5709 *** (0.0625)	0.8388 *** (0.0285)
LM-lag	500.5 ***	224.9 ***	163.2 ***
robust LM-lag	32.4 ***	9.3 ***	33.0 ***
LM-error	468.2 ***	215.8 ***	130.4 ***
robust LM-error	0.1	0.2	0.2
Hausman	32.2 ***	228.2 ***	191.0 ***
样本量	598	429	338
结论	倒 U 型	倒 U 型	无显著关系

注：*、**、*** 分别表示在 10%、5% 和 1% 的水平上显著；括号内为标准误

资料来源：通过 R3.5.1 估计并整理

其次,对于中部区域,同样可以看出城市紧凑度和空气污染之间存在“倒 U 型”关系,但其拐点值则大于基准回归,这是因为中部区域整体经济发展逊于东部,且技术基础也相对薄弱,从而中部城市需要进一步的紧凑发展才能有效改善该城市空气质量。此外,对于中部区域,城市紧凑度空间滞后项的系数不显著,这很可能是中部区域一体化程度较低的结果。

最后,对于西部区域,城市紧凑度与空气污染之间并未形成显著的“倒 U 型”关系。这可能是由于在西部区域在经济发展中,其承接了大量来自中东部的污染密集型产业(Wu 等, 2017)^[46]。而能源消费的回归系数显著为正,也表明西部区域的严峻空气污染问题很可能是污染企业高能源消费所引发的。此外,在西部区域,城市紧凑度空间滞后项估计系数显著为正,这是因为西部区域经济发展水平最低,因而地方政府更倾向于以牺牲环境为代价发展经济。而随着邻近城市城镇化推进,经济发展水平也随之提高,本地经济增长压力将会相应增大,因而容易产生环境规制的“逐底竞争”,从而增加本地污染企业份额,提高城市能源消费,进而导致空气质量恶化。

(2)紧凑度特征异质性分析。从紧凑城市所具备的高密度开发($gmdcom$)、土地利用紧凑($tdcom$)以及交通紧凑($jtcom$)这三个特征出发,进一步研究不同特征对城市污染排放的异质性影响。表 11 列示了不同特征的回归结果,其中,第(1)~(3)列分别为高密度开发、土地利用紧凑和交通紧凑等特征对城市污染的影响。可以看出,高密度开发特征和交通紧凑特征的一次项和二次项系数均在 1% 的水平上显著为正、为负,而土地利用紧凑则不显著。这表明城市紧凑度对空气污染的抑制作用主要是由其高密度开发和交通紧凑特征导致的。造成这一现象的原因很可能是随着我国城镇化的高速推进,几乎所有城市发展均呈现土地开发强度高、土地利用方式多样的现象,而不同城市高密度开发和交通紧凑的差异则会对创新人才和工业企业产生差异化的吸引力,从而造成城市技术水平和城市能源消费的差异,进而导致城市间空气污染排放的异质性。此外,仅有高密度开发的空间滞后项系数在 1% 水平上显著,这主要是由于本文关注的是市辖区的交通紧凑问题,且相较于人口和经济集聚,城市交通改善的虹吸效应相对较弱。

表 11 不同城市紧凑度特征回归结果

变量	(1)	(2)	(3)
	<i>ap</i>	<i>ap</i>	<i>ap</i>
<i>gmdcom\tdcom\jicom</i>	0.4789*** (0.1313)	-0.0872 (0.0875)	0.3257*** (0.1056)
<i>gmdcom²\tdcom²\jicom²</i>	-0.7962*** (0.2086)	0.0755 (0.1128)	-0.4562*** (0.1356)
<i>rd</i>	-4.0156*** (1.6752)	-4.1376*** (1.4648)	-3.8068** (1.6769)
<i>ec</i>	0.0756*** (0.0136)	0.0783*** (0.0102)	0.0887*** (0.0128)
控制变量	控制	控制	控制
<i>W * gmdcom\W * tdcom\ W * jicom</i>	-0.5453*** (0.1371)	-0.0097 (0.0437)	0.1129 (0.1067)
λ	0.6814** (0.3006)	0.5211*** (0.0235)	0.6724*** (0.2544)
ρ	0.6688** (0.3159)		0.6409** (0.2812)
LM-lag	1776.8***	457.8***	2050.0***
robust LM-lag	15.7***	6.3**	47.8***
LM-error	1851.6***	451.7***	2012.7***
robust LM-error	90.5***	0.1	10.6***
Hausman	26.2***	134.6***	694.1***
样本量	1365	1365	1365

注：*、**、*** 分别表示在 10%、5% 和 1% 的水平上显著；括号内为标准误

资料来源：通过 R3.5.1 估计并整理

五、结论与政策启示

本文从空间视角出发,对紧凑城市发展模式是否能够有效解决我国城市发展中存在的空气污染问题进行了研究。本文首先构造了包含城市紧凑度和空气污染的内生经济增长模型,发现城市紧凑度和城市环境污染之间呈现“倒 U 型”关系。其次,本文借助更加一般性的 GNS 模型,在同时考察城市空气污染、城市紧凑度和回归误差项空间相关性的基础上,得到以下结论:(1)城市紧凑度和空气污染之间存在“倒 U 型”关系,且邻近城市紧凑度提升将有利本地空气质量改善;(2)城市技术水平、能源消费可以作为城市紧凑度对空气污染影响的中介变量,其中,紧凑型城市发展将通过提高城市技术水平从而改善城市污染排放,而能源消费则随着城市紧凑度的提升呈现“倒 U 型”关系,进而引起城市空气污染的同趋势变化;(3)城市紧凑度对空气污染的影响存在异质性,东部和中部地区城市紧凑度与空气污染存在显著的“倒 U 型”关系,但西部地区则不显著,且只有具有高密度开发和交通紧凑特征的紧凑型城市才会改善城市空气质量。

结合上述研究结论,本文提出相应的政策建议:

(1)以促进技术进步和节约能源消费为立足点进行紧凑城市规划。本文的研究表明,当前我国有少数城市的紧凑度已超过拐点值,因此可以预见,随着我国新型城镇化建设推进,其内在的空气污染抑制效应也将逐渐明显。而在具体的城市规划与贯彻落实中,尤其需要注意提高人口和经

济的集聚水平,以及改善城市交通设施,更有效地发挥技术进步对空气污染的抑制效应。与此同时,还要在城市规划中注重提高能源消费效率,优化能源结构,减少集聚效应对治理空气污染的不利影响。

(2)以推进区域一体化为切入点发挥城市紧凑度对空气污染的抑制效应。一方面要消除城市间商品流动和要素流动壁垒,提高要素配置效率,放大清洁生产技术的溢出效应,进而改善城市空气质量;另一方面,由于城市空气污染存在空间溢出效应,从而治理空气污染必须遵循联防联控的原则,构建统一的生态环境监管体系,完善区域间生态补偿机制,推动区域间环境规制一体化,避免出现“以邻为壑”的大气污染治理分割局面。

(3)根据不同区域的特征采用差异化政策。对于东部区域,要积极发挥其领头羊作用,大力推进紧凑城市建设,积极探索大气污染联防联控机制,并为其他区域积累经验。对于中部区域,要抓住中部崛起机遇,大力推进区域一体化进程,强化城市间产业关联,实现区域协同发展。对于西部区域,要持续加强环境规制力度,同时以优化产业结构,推动产业升级作为紧凑城市建设的着力点,有效降低污染产业份额。此外,除了城市的紧凑度会对空气污染产生影响以外,外商直接投资、环境规制、产业结构、绿化水平等也都会对空气污染产生显著的正向或者负向的影响。因此城市在进行环境治理时,需要综合考虑多方面的因素。

参考文献

- [1] Artmann, M., L. Inostroza, and P. Fan. Urban Sprawl, Compact Urban Development and Green Cities [J]. *Ecological Indicators*, 2019, 96: 3–9.
- [2] Zhu, G., W. Hu, Y. Liu, J. Cao, Z. Ma, Y. Deng, C. Sabel, and H. Wang. Health Burdens of Ambient PM_{2.5} Pollution across Chinese Cities During 2006–2015 [J]. *Journal of Environmental Management*, 2019, 243: 250–256.
- [3] Ebenstein, A., M. Fan, M. Greenstone, G. He, and M. Zhou. New Evidence on the Impact of Sustained Exposure to Air Pollution on Life Expectancy from China's Huai River Policy [J]. *Proceedings of the National Academy of Sciences*, 2017, 114, (39): 10384–10389.
- [4] Dantzig, G., and T. Satty. *Compact City: a Plan for a Livable Urban Environment* [M]. San Francisco: Freeman and Company, 1973.
- [5] Conticelli, E. *Compact City as a Model Achieving Sustainable Development* [M]. Cham: Springer International Publishing, 2019.
- [6] Burgess, R. *The Compact City Debate: a Global Perspective* [M]. London: Spon Press, 2000.
- [7] Breheny, M. Urban Compaction: Feasible and Acceptable [J]. *Cities*, 1997, 14, (4): 209–217.
- [8] Lau, J., and C. Chiu. Accessibility of Low-Income Workers in Hong Kong [J]. *Cities*, 2003, 20, (3): 197–204.
- [9] Chen, H., B. Jia, and S. Lau. Sustainable Urban form for Chinese Compact Cities: Challenges of a Rapid Urbanized Economy [J]. *Habitat International*, 2008, 32, (1): 28–40.
- [10] Stone, B. Urban Sprawl and Air Quality in Large US cities [J]. *Journal of Environmental Management*, 2008, 86, (4): 688–698.
- [11] Lu, C., and Y. Liu. Effects of China's Urban form on Urban Air Quality [J]. *Urban Studies*, 2016, 53, (12): 2607–2623.
- [12] Liu, Y., H. Arp, X. Song, and Y. Song. Research on the Relationship between Urban Form and Urban Smog in China [J]. *Environment and Planning B: Urban Analytics and City Science*, 2016, 44, (2): 328–342.
- [13] Yuan, M., Y. Huang, H. Shen, and T. Li. Effects of Urban Form on Haze Pollution in China: Spatial Regression Analysis based on PM_{2.5} Remote Sensing Data [J]. *Applied Geography*, 2018, 98: 215–223.
- [14] 王敏, 黄滢. 中国的环境污染与经济增长 [J]. *北京: 经济学 (季刊)*, 2015, (2): 557–578.
- [15] Hamidi, S., A. Zandiatashbar, and A. Bonakdar. The Relationship between Regional Compactness and Regional Innovation Capacity: Empirical Evidence from a National Study [J]. *Technological Forecasting and Social Change*, 2019, 142: 394–402.
- [16] Xie, Q., X. Xu, and X. Liu. 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.
- [17] 宋弘, 孙雅洁, 陈登科. 政府空气污染治理效应评估——来自中国“低碳城市”建设的经验研究 [J]. *北京: 管理世界*, 2019, (6): 95–108.
- [18] Chen, J., C. Zhou, S. Wang, and S. Li. 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.
- [19] Wang, Y., J. Wang, M. Zhang, and L. Shi. Spatial Correlation Analysis of Energy Consumption and Air Pollution in Beijing-Tianjin-

Hebei Region[J]. *Energy Procedia*,2019,158:4280 – 4285.

[20] Ewing, R. , and S. Hamidi. Compactness versus Sprawl; A Review of Recent Evidence from the United States [J]. *Journal of Planning Literature*,2015,30,(4):413 – 432.

[21] Liobikienė, G. , and M. Butkus. Environmental Kuznets Curve of Greenhouse Gas Emissions Including Technological Progress and Substitution Effects[J]. *Energy*,2017,135:237 – 248.

[22] Agustin, A. , B. Daniel, M. Shahbaz, and J. Cantos. Energy Innovation and Renewable Energy Consumption in the Correction of Air Pollution Levels[J]. *Energy Policy*,2017,105:386 – 397.

[23] Liu, X. , T. Sun, Q. Feng, and D. Zhang. Dynamic Environmental Regulation Threshold Effect of Technical Progress on China's Environmental Pollution[J]. *Journal of Cleaner Production*,2020,272:1 – 13.

[24] Dou, J. , and X. Han. 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.

[25] Gaigné, C. , S. Riou, and J. Thisse. Are Compact Cities Environmentally Friendly[J]. *Journal of Urban Economics*,2012,72,(2):123 – 136.

[26] 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]. *北京: 管理世界*,2019,(1):36 – 60.

[27] Liu, X. , and J. Sweeney. Modelling the Impact of Urban Form on Household Energy Demand and Related CO₂ Emissions in the Greater Dublin Region[J]. *Energy Policy*,2012,46:359 – 369.

[28] Ye, H. , X. He, Y. Song, X. Li, G. Zhang, T. Lin, and L. Xiao. A Sustainable Urban Form; The Challenges of Compactness from the Viewpoint of Energy Consumption and Carbon Emission[J]. *Energy and Buildings*,2015,93:90 – 98.

[29] Yuan, M. , Y. Song, Y. Huang, S. Hong, and L. Huang. Exploring the Association between Urban Form and Air Quality in China [J]. *Journal of Planning Education and Research*,2018,38,(4):413 – 426.

[30] Richardson, H. *The Economics of Urban Size*[M]. Westmead; Saxon House, 1973.

[31] Lee, J. , and S. Lim. The Selection of Compact City Policy Instruments and their Effects on Energy Consumption and Greenhouse Gas emissions in the Transportation Sector; The Case of South Korea[J]. *Sustainable Cities and Society*,2018,37:116 – 124.

[32] Gordon, P. , and H. Richardson. Are Compact Cities a Desirable Planning Goal[J]. *Journal of the American Planning Association*, 1997,63,(1):95 – 106.

[33] 方创琳, 郝祯锋. 紧凑城市理念与测度研究进展及思考[J]. *上海: 城市规划学刊*,2007,(4):65 – 73.

[34] 豆建民, 张可. 空间依赖性、经济集聚与城市环境污染[J]. *北京: 经济管理*,2015,(10):12 – 21.

[35] Dhakal, S. Urban Energy Use and Carbon Emissions from Cities in China and Policy Implications[J]. *Energy Policy*,2009,37,(11):4208 – 4219.

[36] Demena, B. , and S. Afesorghor. The Effect of FDI on Environmental Emissions; Evidence from a Meta-Analysis[J]. *Energy Policy*, 2020,138:111 – 128.

[37] Wang, X. , C. Zhang, and Z. Zhang. 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.

[38] Shi, K. , H. Wang, Q. Yang, X. Sun, and Y. Li. Exploring the Relationships between Urban Forms and Fine Particulate (PM_{2.5}) Concentration in China; A Multi-Perspective Study[J]. *Journal of Cleaner Production*,2019,231:990 – 1004.

[39] Yuan, L. , K. Shin, and S. Managi. Subjective Well-being and Environmental Quality; The Impact of Air Pollution and Green Coverage in China[J]. *Ecological Economics*,2018,153:124 – 138.

[40] Li, F. , and T. Zhou. Effects of Urban Form on Air Quality in China; An Analysis Based on the Spatial Autoregressive Model[J]. *Cities*,2019,89:130 – 140.

[41] Elhorst, J. *Spatial Econometrics; From Cross-Sectional Data to Spatial Panels*[M]. New York; Springer, 2014.

[42] 张元庆, 陶志鹏. 广义嵌套空间模型变量选择研究——基于广义空间信息准则[J]. *北京: 统计研究*,2017,(9):100 – 107.

[43] Chang, T. , W. Huang, and Y. Wang. Something in the Air; Pollution and the Demand for Health Insurance[J]. *The Review of Economic Studies*,2018,85,(3):1609 – 1634.

[44] Qin, Y. , J. Wu, and J. Yan. Negotiating Housing Deal on a Polluted Day; Consequences and Possible Explanations[J]. *Journal of Environmental Economics and Management*,2019,94:161 – 187.

[45] 邵帅, 李欣, 曹建华. 中国的城市化推进与雾霾治理[J]. *北京: 经济研究*,2019,(2):148 – 165.

[46] Wu, H. , H. Guo, B. Zhang, and M. Bu. Westward Movement of New Polluting Firms in China; Pollution Reduction Mandates and Location Choice[J]. *Journal of Comparative Economics*,2017,45,(1):119 – 138.

Research on the Impact Mechanism of Urban Compactness on Air Pollution

DOU Jian-min^{1,2}, TAO Zhi-peng¹, WANG Wei¹

(1. School of Urban and Regional Sciences, Shanghai University of Finance and Economics, Shanghai, 200433, China;

2. Institute for Yangtze River Delta and Yangtze River Economic Belt Development, Shanghai University of Finance and Economics, Shanghai, 200433, China)

Abstract: In today's China, compact cities are one of the core urban planning concepts. The existence of emission reduction effects in compact cities will directly affect the development process of green urbanization in China. However, most of the existing literatures describe the correlation between urban compactness and urban air pollution from the perspective of planning or environmental science, and pay less attention to its internal mechanism. From the perspective of economics, this article studies and analyzes the impact of urban compactness on urban air pollution and its internal mechanism from the theoretical and empirical levels.

In the theoretical research part, in the framework of a general equilibrium, this paper introduces the urban compactness and urban air pollution emissions into the endogenous growth model, and mathematically explains the reduction effect of urban compactness and its impact mechanism. With the help of this model, this article proves that the urban compactness has an "inverted U" relationship with urban air pollution, and points out that urban compactness will affect urban air pollution through two paths that affect urban technological level and urban energy consumption; urban compactness increase will lead to the improvement of urban technology and reduce air pollution, while its impact on urban energy consumption will show a process of rising and then decreasing.

Based on theoretical research, this paper first constructs an urban compactness index system. The structure of the system is based on the following three connotations of compact cities: high-density development characterized by a compact population (population concentration) and economic compactness (economic agglomeration), and compact land use characterized by high land development intensity and abundant land use methods, compact traffic characterized by high efficiency of the public transport system and good road accessibility. Secondly, based on a comprehensive consideration of data availability and research reliability, this paper uses data from 105 key environmental protection cities from 2004 to 2016, and uses the general nesting spatial panel data model to test the relationship and mechanism between urban compactness and air pollution. This model not only introduces the spatial spillover effects of inter-city air pollution and urban compactness, but also introduces the potential spatial correlation in regression residuals into the econometric model.

The empirical research in this paper finds that: (1) There is an "inverted U" relationship between urban compactness and air pollution, and the increase in the compactness of neighboring cities will be beneficial to the improvement of local air quality; (2) urban technological level and energy consumption can be used as mediating variables for the reduction effect of urban compactness, of which compact city development will reduce urban pollution emissions by improving urban technological levels, and finally reducing urban energy consumption. At the same time, there is also a significant spatial spillover effect between the technological level and energy consumption of cities in China; (3) The emission reduction effect of urban compactness is heterogeneous. There is a significant "inverted U" relationship between urban compactness and air pollution in the eastern and central regions, but not in the western region. Only compact cities with the feature of high-density development and traffic compactness have emission reduction effect.

Combining the above research conclusions, this article proposes corresponding policy recommendations as follows: (1) Compact city planning is based on promoting technological progress and saving energy consumption. (2) Take the promotion of regional integration as the breakthrough point to exert the city's compact emission reduction effect. (3) Adopt differentiated policies according to the characteristics of different regions.

Key Words: city compactness; air pollution; general nesting spatial model; mediation effect; heterogeneity

JEL Classification: P25, O18, Q53, R11

DOI: 10.19616/j.cnki.bmj.2020.09.001

(责任编辑: 闫 梅)