

# 土地资源错配如何影响雾霾污染?\*

## ——基于土地市场交易价格和PM 2.5数据的空间计量分析

韩 峰<sup>1</sup> 余泳泽<sup>2</sup> 谢 锐<sup>3</sup>

(1. 南京审计大学经济学院 江苏南京 211815)

(2. 南京财经大学国际经贸学院 江苏南京 210023)

(3. 湖南大学经济与贸易学院 湖南长沙 411079)

**摘 要:** 本文基于中国土地市场网土地交易数据和城市层面PM 2.5数据,采用空间杜宾模型探讨了土地资源错配对雾霾污染的影响。结果显示,城市建设用地在工业领域偏向性配置导致的土地资源错配通过阻碍制造业结构高度化、延缓产业结构服务化、抑制城市绿色技术创新和弱化集聚效应等机制显著加剧了城市自身及周边城市的雾霾污染。进一步研究发现,地方政府的竞争和财政最大化进一步强化了土地资源错配的雾霾污染效应,且除中等城市土地资源错配显著促进了I型及以上大城市雾霾污染外,其他各类城市土地资源错配均对同级以及下级城市雾霾污染产生了明显的空间外溢效应。

**关键词:** 土地资源错配 雾霾污染 空间杜宾模型 PM 2.5

**中图分类号:** F424.1 **JEL 分类号:** P23 P25 P28

### 一、引 言

由于工业对GDP贡献具有“立竿见影”的效果,在财政最大化和政治晋升激励下,地方政府往往利用其在土地一级市场的控制权和垄断权,将更多的建设用地指标配置于工业领域。这种政府主导的土地资源配置模式尽管在短期内有效促进了城市经济的快速增长和城镇化的快速推进,但会导致资源环境压力不断加剧,不利于经济的持续、稳定和高质量发展。尤其是2013年以来,以PM 2.5为主要构成的雾霾污染笼罩我国多数城市。《2019中国生态环境状况公报》指出,全国337个地级及以上城市中,依然有180个城市环境空气污染超标,占53.4%;以PM 2.5为首要污染物的天数占重度及以上污染天数的78.8%。为控制雾霾污染、提高空气环境质量,中国政府在十八届五中全会中明确提出了绿色发展理念。习近平总书记在十九大报告中也明确指出,要“坚持全民共治、源头防治,持续实施大气污染防治行动,打赢蓝天保卫战”。这昭示着政府深化供给侧结构性改革,从源头防治雾霾污染的强烈决心和愿景。而土地资源作为城市经济活动的载体和经济增长中必不可少的资源要素投入,是中国地方政府推进经济快速增长的重要动力来源和保障,其配置方式及配置效果势必对城市经济发展方式和空气环境质量产生重要影响。探讨土地资源配置对雾霾污染的影响机制,对于深化供给侧结构性改革、实现

\* 本文为国家自然科学基金面上项目“空间集聚优势与制造业高质量发展研究:理论机制、效应识别与政策优化”(项目编号:72073071)的阶段性成果。作者感谢匿名审稿人提出的宝贵意见。文责自负。

土地资源优化配置,进而从经济增长的源头防治雾霾污染具有重要的现实意义。

现有文献围绕产业结构(李云燕和殷晨曦,2017)、城镇化(邵帅等,2019)、交通拥堵(Xie等,2019)、财政分权(黄寿峰,2017)等因素对雾霾污染的影响效应、空间特征及作用机制展开了深入探讨。然而,这些研究并未从影响经济运行的要素配置视角深入探讨雾霾污染产生的机制和决定因素。改革开放以来,市场和政府在经济发展中的关系问题一直备受关注。中国政府采取了一系列市场化改革措施以期推动市场在资源配置中发挥决定性作用。然而,这些市场化改革举措产生的成效主要集中于最终产品市场,要素市场的市场化改革依然相对滞后,由此造成要素市场的价格扭曲和资源错配(谭洪波,2015)。尤其在土地要素市场中,政府作为土地一级市场的唯一供给者,完全垄断了土地开发权和供给权,对土地资源分配的方式、结构及数量起着决定性作用。这就使得土地配置效果在很大程度上受到地方政府自身利益而非市场力量的左右,造成较为严重的土地要素价格扭曲和资源错配。而土地资源错配必然会进一步作用于其承载的经济活动的发展方式,进而对环境质量产生影响。可是目前直接从土地资源分配视角研究雾霾污染影响机制的文献尚为鲜见。本文拟在分析和归纳土地资源错配影响雾霾污染机制的基础上进一步引入空间交互效应构建空间计量模型,以我国2006—2016年277个地级城市面板数据为样本,探讨土地资源错配影响雾霾污染的作用机制,以期为实现土地资源优化配置和雾霾的有效治理提供有益借鉴。

与现有文献相比,本文贡献在于以下几个方面。第一,本文聚焦城市经济快速发展背后的土地资源分配因素,探讨雾霾污染的影响机制,为从要素市场资源配置视角理解雾霾污染产生的深层次原因提供了一个崭新的视角。第二,本文在Grossman和Krueger(1993)的基础上,从结构效应、技术效应和规模效应三个方面分析土地资源错配影响雾霾污染的理论机制,并将土地资源错配的空间外溢效应纳入Copeland和Taylor(1994)的污染排放决定模型,从理论机制和模型演化过程本身来构建土地资源错配影响雾霾污染的空间分析框架、确定空间杜宾模型的具体形式。第三,本文采用网络爬虫技术从中国土地市场网收集了2006—2016年全国277个地级城市商服用地、住宅用地和工业用地的实际交易数据,并结合生产函数,利用边际产出法测算工业用地错配指标,对城市建设用地的错配程度进行直接度量。第四,增长竞争和财政最大化是地方政府干预土地市场,导致土地资源错配的重要原因,本文进一步对这两类深层次体制性原因进行探讨。第五,本文从不同等级城市的异质性视角分析了各等级城市之间土地资源错配影响雾霾污染的空间外溢效应及其差异,有助于有针对性地把握土地资源分配对城市雾霾污染的深层次作用机理。

## 二、理论机制与研究假设

本文溯源于环境经济学经典的环境库兹涅茨曲线理论,在Grossman和Krueger(1993)的基础上,从结构效应、技术效应和规模效应三个方面来构建土地资源错配影响雾霾污染的理论机制和逻辑分析框架。<sup>①</sup>

首先,在结构效应方面,土地资源错配可通过抑制制造业结构高度化和阻碍产业结

---

<sup>①</sup> 尽管Grossman和Krueger(1993)探讨的是经济增长对环境污染的作用机制,但土地资源分配作为经济活动的重要组成部分,必然会通过规模效应、结构效应和技术效应对雾霾污染产生影响。

构服务化加剧雾霾污染。分税制改革以来,中央政府将财权上收,但中央政府与地方政府事权划分基本不变,地方政府财力日趋紧张。在财税最大化和以经济增长为标尺的政绩考核体系下,地方政府有动机引进投资规模巨大的企业,优先发展资本密集型行业或重工业(陆铭和欧海军,2011)。而土地作为地方发展中最根本也是最重要的经济资源,成为地方政府在招商引资中获得竞争优势的重要保障。地方政府借助其在土地一级市场中的垄断权和控制权,争相通过建立新城区、各类工业园区及开发区等形式,加大土地征用和供给规模,以低地价或零地价吸引工业投资,展开激烈的招商引资竞争。城市建设用地主要流入了与工业相匹配的生产性基础设施建设及工业领域,导致各地区资本密集型行业和重工业重复建设以及结构的低水平雷同,不仅固化了各地区以资本密集型制造业或工业为主的产业结构(蔡昉等,2009),造成资源浪费和要素配置扭曲(张莉等,2019),而且增加了烟尘、二氧化硫、氮氧化物等污染物的排放,加剧了雾霾污染。

地方政府将大量建设用地以低价偏向性地配置于工业领域,还挤占了现代服务业发展空间,导致现代服务业发展不足,阻碍了产业结构服务化进程。现代服务业具有技术含量高、规模经济显著、生产率提高快、低能耗低污染等特点(段文斌等,2016),促进现代服务业发展、提升现代服务业在经济结构中的比重对于降低雾霾污染、提高空气质量至关重要。然而,伴随着城市空间的不断扩张和土地供给规模的不断增加,大量建设用地被配置于工业及其相关领域,留给现代服务业,尤其是生产性服务业的相当有限且价格昂贵(国务院发展研究中心和世界银行联合课题组,2014)。地方政府通常将征收来的40%—50%的建设用地以低价或零地价用于工业发展,仅将20%—30%的建设用地以高价进行出让,用于商服发展和住房建设(Zhang等,2017)。这不仅直接导致了现代服务业发展不足,而且提高了现代服务业生产和经营成本,不利于现代服务业充分发展和集聚。谭洪波(2015)指出土地要素市场扭曲的工业偏向是造成中国产业结构中服务业发展相对滞后的重要原因。而产业结构服务化进程延缓,势必不利于城市雾霾污染水平的降低。基于此,本文提出如下研究假设。

假设1:城市建设用地在工业领域低价偏向性配置所导致的土地资源错配,可通过阻碍制造业结构高度化、延缓产业结构服务化加剧城市雾霾污染。

其次,在技术效应方面,土地资源错配通过抑制城市绿色技术创新,进而弱化城市的雾霾污染治理能力。一方面,地方政府竞相降低工业用地价格和扩大工业用地出让规模进行招商引资的做法,将导致大量低效率企业因低地价而进入辖区投资,降低城市整体的工业企业全要素生产率和创新能力(李力行等,2016;张莉等,2019),不利于清洁生产技术的研发、推广、应用及雾霾污染的有效治理。杨其静等(2014)认为,在经济增长竞争和政治晋升激励下,地方政府在土地引资竞争中不仅存在竞相扩大土地出让规模和降低地价的底线竞争行为,而且存在竞相降低引资质量的底线竞争行为。以GDP为主的考核机制会导致地方政府利用其行政力量努力将土地等各类资源向有利于短期经济增长的资本密集型行业倾斜(陆铭和欧海军,2011),而这些行业也多被开发区和工业园列为其重点招商对象。由于地方政府在出让工业用地时较多关注短期引资规模,而非长期引资质量,大量低效率企业在稀缺工业用地上投资势必形成工艺落后、技术含量低和发展前景黯淡的中低端产能,不利于城市研发能力的整体提升和绿色技术水平的不断提高,无法通过绿色清洁技术的研发和创新来有效控制和改善雾霾污染。此外,政府对工业用地价格的负向扭曲还会使选择效应失灵,高生产率企业可能会因非市场因素无法进

入城市，而创新能力低下、生产率低的企业可能因此有机会占用高价值土地（张莉等，2019）。当低效率企业以较低价格占用工业用地时，即使企业生产率水平低、创新能力低下也可以获得较多利润，从而降低企业增加研发投入、从事技术创新的积极性，不利于绿色生产技术的研发和推广。基于此，本文提出如下研究假设。

假设 2：土地资源错配通过抑制城市绿色技术创新加重了城市雾霾污染程度。

最后，在规模效应方面，土地资源错配可通过弱化集聚效应加剧雾霾污染。一般而言，在没有行政力量过度干预的条件下，企业会在市场力量作用下、依据效率原则选择最优的区位集聚。市场效率主导下的产业集聚较注重企业间的内在关联性及企业行为与当地比较优势的匹配性，因而能够在长期内有效激发集聚的规模经济效应和技术外溢效应，进而提升生产和节能减排技术水平，降低环境污染（陆铭和冯皓，2014；Han 等，2018）。然而，地方政府围绕招商引资而竞相降低工业用地价格和扩大工业用地出让规模的底线竞争行为，实际上是通过过度干预土地要素市场对投资企业实行地租优惠和变相补贴，进而大大降低辖区内企业的生产成本和投资风险，使大量外来企业为获得“土地优惠”而不断向辖区集聚。由于并未遵循市场规律，地方政府通过土地政策优惠诱导形成的企业“扎堆式”集聚虽然能够在短期内推进经济的快速增长和税收收入的快速提高，但难以有效发挥技术外溢效应和规模经济效应，不仅使产业集聚应有的污染减排效应随之降低，而且造成产业的低水平重复建设和资源浪费，进一步加剧雾霾污染。黄忠华和杜雪君（2014）认为政府主导土地资源分配模式下的土地稀缺性和生产率最佳原则并未在土地配置中得到体现，工业用地成本的严重低估导致产业投资的低水平重复和结构同质，阻碍要素流动和资源有效集聚。李晓萍等（2015）进一步指出地方政府通过降低土地价格等形式对引资企业展开的“竞次式”补贴行为会使企业在选址时更多考虑获取“政策租”，从而降低集聚区内企业间的关联性，弱化集聚效应。由此可见，在增长竞争和财政最大化激励下，地方政府偏向性配置工业用地产生的土地资源错配削弱了产业集聚效应，加剧了雾霾污染。基于此，本文提出如下研究假设。

假设 3：土地资源错配通过弱化产业集聚效应而对雾霾污染治理产生不利影响。

### 三、模型设计

#### （一）空间计量模型设定

土地资源错配除对城市自身雾霾污染产生影响外，还可能会通过雾霾污染的外部性特征和地方政府之间土地资源配置的策略性互动行为对周边城市产生明显的空间外溢效应。首先，雾霾污染具有跨区域扩散效应，一个地区生产中排放的污染物在导致自身雾霾污染程度加重的同时，还可能加剧周边地区的雾霾污染。其次，地方政府为获得更多增长绩效和创造更多就业机会，纷纷利用低地价或零地价来吸引投资，使工业用地出让陷入竞次式竞争。这种策略性互动行为导致各地区竞相发展资本密集型产业和重工业，造成地区间产业结构同质和资源配置扭曲，使雾霾污染在地区间竞相恶化，雾霾污染的外溢效应越发明显。本文在 Copeland 和 Taylor（1994）的污染排放决定模型中纳入土地资源错配的空间外溢效应，构建土地资源错配影响城市雾霾污染空间分析框架。假设经济系统中包含  $N$  个城市，生产要素为劳动力、资本和土地，代表性城市  $i$  的生产函数可设定为  $Q_i = \alpha L_i^\alpha K_i^\beta S_i^\gamma$ ，其中  $Q_i$  为城市  $i$  的产品产量， $L$  为劳动力数量， $K$  为资本存量， $S$  为生产制造业产品所需的土地投入； $\alpha$ 、 $\beta$  和  $\gamma$  为产出弹性系数，且  $0 < \alpha < 1$ 、 $0 < \beta < 1$ 、

$0 < \gamma < 1$ ,  $a$  为常数。若城市  $i$  在生产资本密集型产品  $Z$  的同时, 还产生了雾霾污染  $P$ , 则需投入比例为  $\lambda$  的资源用于治理雾霾污染。 $\lambda$  的大小实际上反映了城市的环境规制力度, 当  $\lambda = 0$  时, 表示城市未对雾霾污染进行治理, 此时  $Z = Q$ ; 当  $0 < \lambda < 1$  时, 表示城市投入比例  $\lambda$  的资源来控制雾霾污染。代表性城市产品产量和雾霾污染排放量可表示为:

$$Z = (1 - \lambda_i)Q = (1 - \lambda_i)aL_i^\alpha K_i^\beta S_i^\gamma \quad (1)$$

$$P = \psi(\lambda_i)aL_i^\alpha K_i^\beta S_i^\gamma \quad (2)$$

其中,  $\psi(\lambda)$  为污染排放函数, 且  $\psi'(\lambda) < 0$ 。根据 Copeland 和 Taylor (1994), 雾霾排污函数可设定为  $\psi(\lambda) = (1 - \lambda_i)^{1/\sigma}/A_i$ , 其中  $0 < \sigma < 1$ ,  $A$  为生产技术或全要素生产率。结合式 (1)、式 (2) 得到:

$$P = aA_i^{-1}L_i^\alpha K_i^\beta S_i^\gamma (1 - \lambda_i)^{\frac{1}{\sigma}} \quad (3)$$

若城市  $i$  建成区面积为  $U_i$ , 工业用地占城市建成区面积份额为  $\pi_i$ , 则有  $S_i = \pi_i U_i$ 。城市中各类土地的使用结构作为一个城市土地配置结果的反映, 工业用地份额大小必然与工业用地配置方式密切相关, 因而工业用地份额可看作工业用地偏向性配置程度 ( $G$ ) 的增函数, 即  $\pi_i = G_i^\varphi$ ,  $\varphi > 0$ 。则式 (3) 可进一步写为:

$$P = aA_i^{-1}L_i^\alpha K_i^\beta G_i^{\varphi\gamma} U_i^\gamma (1 - \lambda_i)^{\frac{1}{\sigma}} \quad (4)$$

式 (4) 意味着土地资源错配通过影响土地利用结构来改变其承载经济活动的产业结构, 进而对雾霾污染产生影响。令  $\kappa = 1 - \lambda$  代表城市未用于治理雾霾污染的资源投入比例。对式 (4) 两边取对数, 并重写为矩阵形式, 得到:

$$P = \Phi - A + \alpha L + \beta K + \phi\gamma G + \gamma U + \frac{1}{\sigma}\kappa \quad (5)$$

其中,  $\Phi$  为常数项对数的  $N \times 1$  向量,  $A$  为生产技术或全要素生产率对数的  $N \times 1$  向量,  $L$ 、 $K$ 、 $G$ 、 $U$ 、 $\kappa$  则分别为劳动力、资本、土地资源错配程度、城市建成区面积以及非治污资源投入比例对数的  $N \times 1$  向量。

根据本文的理论机制分析, 过度偏向工业的土地资源配置方式不仅会通过抑制城市技术创新、阻碍制造业结构高度化和产业结构服务化影响雾霾污染, 还能在雾霾污染的外部性和地方政府间的策略性互动作用下, 对周边城市雾霾污染产生空间外溢效应。由于结构调整和技术创新均是决定地区全要素生产率提升和生产技术水平的重要因素, 因而土地资源错配也必然对生产技术和全要素生产率产生影响并具有空间外溢效应。生产技术水平  $A$  可看作本市和周边城市土地资源错配的减函数。此外, 根据 Ertur 和 Koch (2007), 生产技术不仅依赖于本城市的特征变量和生产要素, 而且受到其他城市技术进步的影响。生产的技术水平 ( $A_i$ ) 可设定为:

$$A_i = A_0 G_i^{-\eta} \prod_{j \neq i}^N G_j^{-\vartheta w_{ij}} A_j^{\delta w_{ij}} \quad (6)$$

其中,  $A_0$  为所有城市共有的外生技术冲击;  $G_i$  为土地资源错配, 且  $\eta > 0$ ;  $G_j^{-\vartheta w_{ij}}$  和  $A_j^{\delta w_{ij}}$  分别为周边城市土地资源错配及生产技术的地理加权平均, 且  $\vartheta > 0$ ,  $\delta > 0$ 。 $w_{ij}$  ( $j = 1, \dots, N$  且  $j \neq i$ ) 为城市  $i$  与周边城市  $j$  的关联程度;  $w_{ij}$  越大, 则城市间关联程度越高。

城市间的相互依赖性意味着必须将所有城市看作一个整体的系统来分析。对式 (6) 取对数后做适当变形, 并将其代入式 (5) 可进一步得到:



$$P = \Omega + \delta WP + (\eta + \phi\gamma)G + \alpha L + \beta K + \gamma U + \theta\kappa + (\vartheta - \vartheta_3)WG - \vartheta_1 WL - \vartheta_2 WK - \vartheta_4 WU - \vartheta_5 W\kappa \quad (7)$$

其中,  $G$  为土地资源错配的  $N \times 1$  矩阵,  $W$  为包含空间摩擦项  $w_{ij}$  的  $N \times N$  维矩阵,  $\Omega = (I - \delta W) \Phi - A_0$ ,  $\theta = \frac{1}{\sigma}$ ,  $\vartheta_1 = \alpha\delta$ ,  $\vartheta_2 = \beta\delta$ ,  $\vartheta_3 = \phi\gamma\delta$ ,  $\vartheta_4 = \gamma\delta$ ,  $\vartheta_5 = \frac{\delta}{\sigma}$ 。将式 (7) 由矩阵形式写为一般形式, 进一步引入外商直接投资 ( $FDI$ )、城市化水平 ( $URB$ )、能源消耗量 ( $Energy$ )、交通状况 ( $TRF$ ) 和人均 GDP 水平 ( $AGDP$ ) 及人均 GDP 二次项等控制变量及其空间交互项<sup>①</sup>, 并加入时间  $t$  和误差项  $\varepsilon$  得到城市  $i$  雾霾污染的决定方程:

$$\begin{aligned} \ln P_{it} = & \theta_0 + \delta \sum_{j \neq i}^N w_{ij} P_{jt} + (\eta + \phi\gamma) \ln G_{it} + \alpha \ln L_{it} + \beta \ln K_{it} + \gamma \ln U_{it} + \theta \ln(1 - \lambda_{it}) \\ & + \varphi_1 \ln FDI_{it} + \varphi_2 \ln URB_{it} + \varphi_3 \ln AGDP_{it} + \varphi_4 (\ln AGDP_{it})^2 + \varphi_5 \ln Energy_{it} \\ & + \varphi_6 \ln TRF_{it} + (\vartheta - \vartheta_3) \sum_{j \neq i}^N w_{ij} \ln G_{jt} - \vartheta_1 \sum_{j \neq i}^N w_{ij} \ln L_{jt} - \vartheta_2 \sum_{j \neq i}^N w_{ij} \ln K_{jt} - \vartheta_4 \sum_{j \neq i}^N w_{ij} \ln U_{jt} \\ & - \vartheta_5 \sum_{j \neq i}^N w_{ij} \ln(1 - \lambda_{jt}) + \vartheta_6 \sum_{j \neq i}^N w_{ij} \ln FDI_{jt} + \vartheta_7 \sum_{j \neq i}^N w_{ij} \ln URB_{jt} + \vartheta_8 \sum_{j \neq i}^N w_{ij} \ln AGDP_{jt} \\ & + \vartheta_9 \sum_{j \neq i}^N w_{ij} (\ln AGDP_{jt})^2 + \vartheta_{10} \sum_{j \neq i}^N w_{ij} \ln Energy_{jt} + \vartheta_{11} \sum_{j \neq i}^N w_{ij} \ln TRF_{jt} + \varepsilon_{it} \end{aligned} \quad (8)$$

其中,  $\theta_0 = \ln \Phi - \delta \sum_{j \neq i}^N w_{ij} \ln \Phi - \ln A_0$ ;  $\varphi_1$ — $\varphi_6$  分别为外商直接投资、城市化、人均 GDP、人均 GDP 二次项、能源消耗和交通状况等控制变量对城市雾霾污染的影响弹性;  $\vartheta_6$ — $\vartheta_{11}$  则分别为其空间滞后项的弹性系数。

## (二) 变量说明、指标测度与数据来源

本文样本为 2006—2016 年全国 277 个地级城市的面板数据。为保证面板数据的完整性和可得性, 本文删除了北京市、天津市、上海市、重庆市、常德市、常州市、拉萨市、三沙市、海东市、巢湖市、陇南市和中卫市等土地数据样本缺失较为严重的城市。城市数据主要来自 2007—2017 年《中国城市统计年鉴》、《中国国土资源统计年鉴》及《中国城市建设统计年鉴》。本文采用省级层面的价格指数对城市数据进行调整, 价格指数来自《中国统计年鉴》。以下具体说明有关变量和指标的测度方法。

(1) 城市雾霾污染 ( $P$ )。目前城市雾霾污染的主要污染物为 PM 2.5, 但是我国直到 2015 年才在所有地级以上城市开展 PM 2.5 监测。为解决 PM 2.5 浓度历史数据缺失的问题, 我们根据陈诗一和陈登科 (2018), 利用 ArcGis 软件解析哥伦比亚大学社会经济数据和应用中心公布的、基于卫星监测的全球 PM 2.5 浓度年均值的栅格数据, 得到 2006—2016 年中国 277 个地级城市年均 PM 2.5 浓度具体数值, 用以衡量城市雾霾污染程度。

(2) 土地资源错配 ( $G$ )。本文借鉴王宁和史晋川 (2015) 的做法, 采用柯布—道格拉斯生产函数和边际产出法来测算土地资源错配指标。在生产函数估计上, 由于劳动力、

① 引入人均 GDP 二次项的目的在于检验雾霾污染是否与人均 GDP 存在倒 U 形的非线性关系。因篇幅所限, 本文省略了方程中引入这些控制变量的原因, 感兴趣的读者可在《经济科学》官网论文页面“附录与扩展”栏目下载。

资本和土地等要素回归系数反映的经济变量间关系很有可能是随时间变化的,因而本文采用可变系数模型进行估计。可变系数生产函数可表示为:

$$\ln \bar{Y}_{it} = \sum_k \rho_{i,k} R_{it}^k + \eta_{i,1} \ln \bar{L}_{it} + \eta_{i,2} \ln \bar{K}_{it} + \eta_{i,3} \ln S_{it} + \xi_{it} \quad (9)$$

其中,  $R_{it}$  为城市层面的科学研发指标,用于控制技术进步引起的生产效率差异对城市产出的影响,以城市层面信息传输、计算机服务和软件业以及科学研究和技术服务业从业人员占总从业人员的比重表示;  $\bar{Y}_{it}$  为城市工业增加值,以第二产业地区生产总值表示;  $\bar{L}_{it}$  为工业部门劳动力数量,以市辖区第二产业城镇单位从业人员数表示。  $\bar{K}_{it}$  为城市工业部门资本存量,用市辖区每年固定资产投资和公式  $\bar{K}_{it} = (1 - \phi) \bar{K}_{i,t-1} + I_t / \omega_{i,t}$  计算。其中,  $\phi$  是年折旧率,设为 5%;  $I_t$  是固定资产投资;  $\omega_{i,t}$  是各城市的累计资本价格指数。  $S$  为城市工业用地面积。  $\eta_1 - \eta_3$  为弹性系数,  $\xi_{it}$  为随机扰动项。假设要素规模报酬不变,即  $\eta_{i,1} + \eta_{i,2} + \eta_{i,3} = 1$ 。对式 (9) 做适当变形并利用可变系数模型中的随机系数模型和 FGLS 方法进行估计<sup>①</sup>,可得到参数  $\eta_{i,1}$ 、 $\eta_{i,2}$ 、 $\eta_{i,3}$  的分组(城市)估计值  $\hat{\eta}_{i,1}$ 、 $\hat{\eta}_{i,2}$ 、 $\hat{\eta}_{i,3}$ ,进而可测算每个城市工业用地的边际产出  $MP_s = \hat{\eta}_{i,3} \bar{Y}_{it} / S$ 。若  $r$  表示城市工业用地价格,则土地资源错配可表示为工业用地边际产出与其实际价格的比值,即:

$$G = \frac{MP_s}{r} = 1 + \mu_s \quad (10)$$

其中,  $G=1$  表示工业用地不存在错配现象;  $G>1$  表示工业用地应有价值大于实际价格(即实际价格被低估),土地资源呈现反向错配;  $G<1$  表示工业用地应有价值小于其实际价格(实际价格被高估),土地资源呈现正向错配。  $\mu_s$  为土地资源错配的程度,  $\mu_s$  等于 0,说明工业用地不存在错配,若不等于 0,则工业用地存在错配。在空间计量模型中对式 (10) 取对数,  $\ln G = \ln(1 + \mu_s) \approx \mu_s$ ,因而  $\ln G$  的参数估计反映了土地资源错配程度的影响效果。工业用地价格  $r$  的计算较为繁复。本文利用网络爬虫技术从中国土地市场网搜集了 2006 年 8 月 1 日—2016 年 12 月 31 日全国 277 个地级城市每一笔商服用地、住宅用地和工业用地的交易数据。这些数据详细报告了每项土地交易的供地对象、地块位置、供地面积、成交价款、供地方式、土地用途等信息。本文按照土地用途将每年各城市供地方式为招标、拍卖和挂牌的各项目土地出让面积和价款按照土地用途进行加总,并通过计算成交价款和土地出让面积的比值得到每年地级城市商服用地、住宅用地和工业用地的平均地价(万元/平方公里)。②最后,本文利用城市年均工业用地价格代入式 (10) 中测算得到 277 个地级城市土地资源错配指标。③

(3) 其他变量。FDI 存量(FDI)采用永续盘存法来计算,折旧率设定为 5%。城市

① 随机系数模型假定参数估计随时间而变,并将变量系数看作受随机因素影响。本文使用 FGLS 方法来估计该模型,即利用 OLS 残差来估计协方差矩阵中的参数,然后使用 GLS 方法进行估计。随机系数模型的 Stata 命令为“xtreg y x, betas”,其中“betas”表示显示对每组(每个城市)系数的估计结果。

② 用于测算工业用地价格  $r$  的土地交易面积与式 (9) 中的城市工业用地面积  $S$  并非同一概念。其中,城市工业用地面积  $S$  为存量,其在生产函数中的作用和资本存量一致,用于测算工业用地边际产出;而使用爬虫技术获得的每宗土地的交易面积是流量,用于测算每年各城市的土地实际交易价格。

③ 全国及不同等级城市土地资源错配程度( $\mu_s$ )的均值请见《经济科学》官网“附录与扩展”。

化水平 ( $URB$ ) 以城市市辖区人口与总人口比重表示。城市市辖区建成区面积 ( $U$ ) 直接取自《中国城市统计年鉴》。工业部门劳动力数量和工业资本存量指标的测算方法与式(9)一致,用于衡量城市工业发展状况。环境规制( $\lambda$ )以城市市辖区三废综合利用产品产值(万元)来表示。为便于计量估计,我们以  $-\theta \ln \lambda_{it}$  代替式(8)中的  $+\theta \ln(1 - \lambda_{it})$ 。工业能源消耗量 ( $Energy$ ) 以城市市辖区工业天然气、液化石油气和电力的标准煤使用量之和表示(吨标准煤)。<sup>①</sup> 人均 GDP ( $Agdp$ ) 以城市市辖区地区增加值与总人口比重表示(元/人)。交通状况 ( $TRF$ ) 用城市道路交通密度来衡量,以城市民用汽车拥有量与道路面积比值(辆/万平方米)来表示。所有货币价值的数值以 2006 年为基期进行价格调整。<sup>②</sup>

## 四、空间计量检验与结果分析

### (一) 空间权重矩阵与空间计量估计结果

本文构造了地理距离矩阵 ( $W_d$ )、经济距离矩阵 ( $W_e$ ) 和地理与经济嵌套矩阵 ( $W_{de}$ ) 进行空间计量分析。首先,地理距离矩阵为  $W_d = 1/d_{ij}$ , 其中  $d_{ij}$  是城市间距离,且  $i \neq j$ 。其次,本文采用人均 GDP 构建经济距离空间权重矩阵  $W_e = 1/|\bar{Q}_i - \bar{Q}_j|$ , 其中  $\bar{Q}_i$  和  $\bar{Q}_j$  分别为城市  $i$  和城市  $j$  在 2006—2016 年间的人均 GDP 均值,且  $i \neq j$ 。最后,本文通过构建地理和经济距离嵌套矩阵来反映空间个体在地理和经济上的双重空间邻近性,即  $W_{de} = \mu W_d + (1 - \mu) W_e$ , 其中  $0 < \mu < 1$  为地理距离矩阵的权重。在进行空间计量分析前,本文对各矩阵进行标准化,使各行元素之和等于 1。

本文参考 Elhorst (2014) 的检验思路,采用拉格朗日乘数 (LM)、似然比 (LR) 和沃尔德统计量 (Wald statistics) 对空间计量模型进行检验和比较,确定空间计量模型的具体形式。<sup>③</sup> 检验结果显示,时空双重固定效应的 SDM 模型是适合本文空间面板数据的最佳模型。本文使用偏误修正的最大似然法估计模型,以获得一致性的参数估计。为准确判断地理和经济嵌套矩阵中  $\mu$  的取值,也便于比较和检验各变量参数估计的稳健性,本文分别测算了  $\mu$  取 0、0.1、...、0.9 和 1 时的空间权重矩阵,并采用 SDM 模型进行估计。<sup>④</sup> 综合拟合优度、自然对数函数值等检验结果发现,  $\mu = 0.4$  是地理与经济嵌套矩阵中地理距离矩阵的最佳权重,其所对应的空间杜宾模型则为本文实证研究中的最优模型。由于在包含全局效应设定的 SDM 模型中,变量的参数估计并不代表其边际影响,本文进一步根据  $\mu = 0.4$  时 SDM 模型的参数估计结果估算土地资源错配及其他控制变量对城市雾霾污染的直接效应和间接效应(空间外溢效应),结果如表 1 所示。<sup>⑤</sup>

① 城市层面环境规制指标和工业能源消耗量的测算方法和过程请见《经济科学》官网“附录与扩展”。

② 各变量样本统计值请见《经济科学》官网“附录与扩展”。

③ 详细的空间自相关系数测度和计量检验过程及结果请见《经济科学》官网“附录与扩展”。

④ 使用偏误修正的最大似然法进行估计可得到稳健标准差估计,详细的 SDM 估计结果请见《经济科学》官网“附录与扩展”。

⑤ 对控制变量的解释说明请见《经济科学》官网“附录与扩展”。



表1 土地资源错配对城市雾霾污染的直接效应和间接效应

变 量	直接效应		间接效应		总效应	
	系 数	t 值	系 数	t 值	系 数	t 值
lnL	0.0273 **	2.29	0.3172 ***	4.24	0.3445 ***	4.52
lnK	0.2700 ***	12.64	-0.1559 **	-2.04	0.1141	1.49
lnU	0.1023 ***	4.73	0.1150	0.82	0.2173 **	2.11
lnG	0.0365 ***	4.96	0.1471 ***	3.27	0.1836 ***	3.96
lnλ	-0.0553 ***	-9.79	-0.3588 ***	-8.32	-0.4141 ***	-9.43
lnFDI	-0.0189 ***	-6.30	-0.1735 ***	-4.53	-0.1924 ***	-4.97
lnURB	-0.1671 ***	-13.25	-0.2460 **	-2.50	-0.4131 ***	-4.13
lnEnergy	0.0566 ***	3.57	0.0758 ***	3.29	0.1324 ***	3.31
lnTRF	0.0306 ***	3.16	0.0125 *	1.95	0.0431 **	2.03
lnAgdp	-0.9568 ***	-2.89	1.6552 ***	4.44	0.6984 ***	5.61
(lnAgdp) <sup>2</sup>	0.0371 **	2.36	-0.0960 ***	-5.58	-0.0589 ***	-9.81

注：\*\*\*、\*\*和\*分别表示在1%、5%和10%水平上显著。

表1显示,土地资源错配(lnG)不仅显著加剧了本市雾霾污染程度,而且对周边城市雾霾污染产生了显著促进作用。长期以来,中国地方政府推行“以地谋发展”的经济发展模式,使各地区城市建设用地以大大低于市场应有价值的价格或零地价配置于工业领域,造成大量低效率工业企业为获取“地租优惠”而非纯粹市场效率纷纷进入辖区,不仅抑制了城市技术创新能力的提升,而且使产业结构长期锁定于中低端水平,加剧了城市雾霾污染;而雾霾污染本身的扩散特征以及地方政府间在增长竞争中的策略性互动行为使得土地资源错配对雾霾污染的促进作用在空间不断传导,在更大范围内产生了显著的空间外溢效应。进一步地,土地资源错配的间接效应弹性系数明显大于直接效应,意味着与城市自身相比,土地资源偏向性配置对周边城市雾霾污染的负外部性更为严重。这就要求各地区在优化土地资源配置、促进雾霾治理过程中,要统筹兼顾、协同推进,通过完善地方政府间的考核和竞争机制、纠正地方政府土地资源配置偏向,实现雾霾治理在区域间的联防联控。

## (二) 稳健性检验

本文从更换变量指标、考虑内生性和考虑其他外生冲击等方面对基本回归结果进行稳健性检验。<sup>①</sup>其一,本文进一步构建了工业用地价格偏离度<sup>②</sup>、协议出让土地面积占总出让面积比重、工矿仓储用地供应面积占建设用地总出让面积比重三个指标来衡量土地资源错配程度进行稳健性检验。其二,本文使用工业二氧化硫排放量以及工业烟尘排放量来代替城市雾霾污染指标进行稳健性检验。其三,本文使用历年各城市政府工作报告中环境词汇

① 详细的稳健性检验结果请见《经济科学》官网“附录与扩展”。

② 本文通过测算工业用地价格偏离度来衡量城市土地资源错配程度,以此进行稳健性检验,即: $G = (r_B - r_M)/r_B$ 。其中, $G$ 为土地资源错配程度; $r_B$ 为城市商服用地价格; $r_M$ 为城市工业用地价格。

频数(*GZ*)来反映地方政府的环境规制情况,考察环境规制指标变化是否会影响土地资源错配对雾霾污染的作用效果。其四,为控制模型内生性,本文使用空间滞后解释变量模型(*SLX*),通过采用城市地形坡度和平均海拔等外生地理变量以及市委书记任职年数和市委书记年龄作为土地资源错配的工具变量进行2SLS估计。其五,本文进一步考虑样本区间内金融危机、创建生态文明城市及创新型城市等外生冲击对地方政府供地行为进而对雾霾污染产生的影响。以上检验均发现,土地资源错配的直接效应和间接效应与表1基本一致,其对雾霾污染的影响及其空间外溢效应具有较强的稳健性。

## 五、机制检验

本文理论机制显示,土地资源错配可通过阻碍制造业结构高度化、延缓产业结构服务化、抑制绿色技术创新和弱化集聚效应等机制加剧雾霾污染。为检验这些机制,本文选择地级及以上城市制造业高度化(*GDH*)、第三产业占地区生产总值比重(*TIR*)、城市绿色全要素生产率(*GTFP*)以及用区位熵表征的制造业集聚(*Agg*)作为土地资源错配的中介变量,并借鉴Baron和Kenny(1986)的中介效应检验方法,通过构建递归模型来检验土地资源错配影响雾霾污染的传导机制。首先,本文在周茂等(2016)的基础上,采用城市制造业技术复杂度来衡量城市层面制造业结构高度化。具体而言,本文将基期制造业内HS6位产品层面技术复杂度简单平均得到制造业的技术复杂度,然后以城市内每一产业占该市制造业总产出的比例为权重,加权平均计算得到城市的技术复杂度<sup>①</sup>。由于制造业技术复杂度测算中需要用到中国工业企业数据,因而利用该指标进行中介效应检验的样本区间为2006—2013年。其次,本文使用城市第三产业产值占地区生产总值比重来表示产业结构服务化水平。再次,本文使用城市层面绿色全要素生产率来衡量城市的绿色技术创新水平。本文借鉴Huang和Hua(2019)的方法,采用方向性SBM-Bootstrap模型,并利用MaxDEA软件测算城市绿色全要素生产率<sup>②</sup>。其中,合意产出为各城市非农产业总产值,非合意产出采用碳排放与SO<sub>2</sub>排放量表示,生产投入为城市资本存量、劳动力及能源消耗量。劳动力投入采用各城市单位从业人员数与城镇个体就业人员数之和表示;城市资本存量用城市固定资产投资和永续盘存法(折旧率为5%)来计算;城市碳排放水平借鉴韩峰和谢锐(2017)的方法进行测算。最后,制造业集聚以城市层面制造业单位从业人员数测算的制造业区位熵表示。机制检验结果如表2和表3所示。

① 城市层面制造业技术复杂度表示为:

$$GDH_{it} = \ln \left( \sum_m \frac{Output_{mit}}{\sum_m Output_{mit}} \times prody_{mt} \right)$$

其中, $prody_{mt}$ 是行业 $m$ 在 $t$ 年的技术复杂度,等于行业 $m$ 在 $t$ 年的HS6位的产品技术复杂度的简单平均数; $Output_{mit}$ 为城市 $i$ 在第 $t$ 年制造业行业 $m$ 的工业总产值。第 $t$ 年HS6位产品 $k$ 的技术复杂度为 $prody_{k,t} = \sum_n \frac{(Export_{n,k,t}/Export_{n,t}) \times Y_{n,t}}{\sum_n (Export_{n,k,t}/Export_{n,t})}$ 。其中, $Export_{n,k,t}/Export_{n,t}$ 是第 $t$ 年国家 $n$ 对于产品 $k$ 的

出口占该国总出口额的比重, $Y_{n,t}$ 表示该国第 $t$ 年的GDP。

② 城市绿色全要素生产率的具体测算公式和方法请见《经济科学》官网“附录与扩展”。

表2 土地资源错配对雾霾污染影响的中介机制检验(一)

	制造业结构高度化				产业结构服务化			
	中介效应方程		总效应方程		中介效应方程		总效应方程	
	直接效应	间接效应	直接效应	间接效应	直接效应	间接效应	直接效应	间接效应
$\ln G$	-0.0708*** (5.82)	-0.0581*** (-6.06)	0.0078 (1.42)	0.0302 (0.63)	-0.0203*** (-5.13)	-0.0331** (-2.27)	0.0139* (1.83)	0.0692 (1.61)
$\ln GDH$			-0.0981*** (3.99)	-0.3491*** (7.03)				
$\ln TIR$							-0.1380*** (-9.62)	-0.1698*** (8.22)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制

表3 土地资源错配对雾霾污染影响的中介机制检验(二)

	城市绿色全要素生产率				制造业集聚			
	中介效应方程		总效应方程		中介效应方程		总效应方程	
	直接效应	间接效应	直接效应	间接效应	直接效应	间接效应	直接效应	间接效应
$\ln G$	-0.0398*** (-2.83)	-0.0528** (-2.05)	0.0160 (0.65)	0.0559* (1.69)	-0.0647*** (-5.48)	0.0741 (1.38)	0.0080** (1.97)	0.0747** (2.16)
$\ln GTFP$			-0.0425*** (-5.75)	-0.0302** (-2.42)				
$\ln Agg$							-0.0883*** (7.46)	-0.3563*** (-3.47)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制

当中介变量为制造业高度化( $\ln GDH$ )时,中介效应方程中土地资源错配的直接效应和间接效应均在1%水平上显著为负,说明土地资源错配对城市自身及周边城市制造业高度化均具有显著抑制作用。将土地资源错配和制造业高度化同时纳入总效应方程中,制造业高度化的直接效应和间接效应参数估计为正,且在1%水平上通过显著性检验,因而制造业高度化不仅有助于降低城市自身的雾霾污染,而且对周边城市也产生了负向空间外溢效应;然而此时,土地资源错配对雾霾污染的直接效应和间接效应均未通过显著性检验,且其参数估计值与表1基本回归结果相比明显降低。这意味着制造业高度化在土地资源错配影响雾霾污染过程中几乎起到了完全中介效应的作用。这充分验证了土地资源在工业领域的偏向性配置通过抑制制造业高度化这一传导路径,显著提升了城市自身及周边城市雾霾污染排放水平的作用机制。当中介变量为第三产业产值比重时,中介效应方程中土地资源错配显著为负的直接效应和间接效应意味着城市建设用地在工业中的偏向性配置同时阻碍了本市和周边城市的产业结构服务化进程。将土地资源错配和第三产业产值比重同时纳入总效应方程后,第三产业产值比重的直接效应和间接效应均高度显著为负,因此产业结构服务化显著降低了本市和周边城市雾霾污染程度;土地资源错配的直接效应和间接效应仅在10%水平上通过显著性检验,且其参数估计值均明显低于基本估计结果。由此可

见,第三产业比重在土地资源错配影响雾霾污染中起到了部分中介的作用。进一步将中介变量替换为城市绿色全要素生产率( $\ln GTFP$ ),总效应方程中城市绿色全要素生产率在至少5%显著性水平上对本市及周边城市雾霾污染均具有显著削减作用,而土地资源错配的直接效应和间接效应参数估计值与基本回归结果相比则明显降低,仅间接效应在10%显著性水平上通过检验。城市绿色全要素生产率在土地资源错配影响雾霾污染中的中介作用机制也得到了验证。将中介变量替换为制造业集聚,中介效应方程的结果显示土地资源错配显著降低了本市制造业集聚水平,而对周边城市制造业集聚未产生明显影响;总效应方程中制造业集聚通过发挥规模经济效应对本市及周边城市雾霾污染均具有显著降低作用,而土地资源错配的直接效应和间接效应的参数估计和显著性与基本回归结果相比也有较大幅度降低。这印证了土地资源错配通过弱化制造业集聚效应,进而加剧雾霾污染的机制。

## 六、进一步分析

### (一) 基于地方政府增长竞争和财政最大化视角的进一步考察

由于地方政府增长竞争及财政最大化是促使土地资源错配,进而导致雾霾污染的重要原因,本文进一步通过在式(8)基础上引入地方政府增长竞争、财政最大化与土地资源错配的交互项,探讨二者对雾霾污染的协同影响。我们通过手工搜集2006—2016年各城市政府工作报告中经济增长目标数据,用每个城市年初制定的经济增长目标与该城市所在省份增长目标的比值( $Targ$ )来衡量地方政府的成长竞争程度。一般而言,城市间增长竞争程度越高,市级地方政府就越倾向于在期初设定比省级政府更高的增长目标以获得更大的政治晋升优势;而地方政府期初设定的增长目标越高,就越有动机通过提供土地政策优惠、扩大工业用地供给规模的方式来吸引工业投资,以期达到既定的经济增长目标。因而政府工作报告中的市级经济增长目标与省级增长目标之比可以作为地方政府增长竞争的可靠度量。除在历年政府工作报告中直接获得的增长目标数据外,我们还通过查找各城市“五年发展规划”以及采用插值法、增长趋势法等方式来补齐缺失年份的数据。中国各省级单位经济增长目标数据来自中山大学岭南学院产业与区域经济研究中心的特色数据库(徐现祥和梁剑雄,2014)。本文通过在计量方程中引入财政压力与土地资源错配的交互项来探讨财政激励与土地资源错配对雾霾污染的协同影响。财政压力( $Czyl$ )使用城市市辖区预算内收支缺口与预算内财政收入的比值来表示。<sup>①</sup>

结果显示,在模型(1)中引入土地资源错配和增长竞争交互项后,增长竞争对雾霾污染的直接效应和间接效应均显著为正,说明城市间增长竞争程度越高,城市越倾向以牺牲环境的方式来提高经济发展水平进而获得增长优势,从而对本市和周边城市雾霾污染均产生显著促进作用。增长竞争和土地资源错配交互项的直接效应和间接效应参数估计均在1%水平上显著为正,意味着城市间增长竞争程度的提高明显强化了土地资源错配对本市及周边城市雾霾污染的提升效应,二者在城市雾霾污染加剧过程中存在协同效应。这就印证了增长竞争压力下,地方政府拥有强烈动机依靠低价和大规模出让工业用地来推进工业快速发展,并以此获得增长优势,进而加剧雾霾污染的理论预期。在模型(2)中引入财政压力与土地资源错配交互项后发现,财政压力对雾霾污染的直接效应和间接效应均显著为

---

① 基于增长竞争和财政最大化的土地资源错配对雾霾污染的空间影响请见《经济科学》官网“附录与扩展”。



正,说明地方政府在财政压力下追逐财政最大化的动机不仅提升了本市雾霾污染水平,而且加剧了周边城市雾霾污染;交互项的直接效应和间接效应均显著为正,意味着地方政府的财政最大化激励明显强化了土地资源错配对本市及周边城市的雾霾污染效应,财政最大化激励和土地资源偏向性配置在城市雾霾污染中存在协同效应和相互强化效应。这印证了财政最大化激励下,地方政府通过在工业领域偏向性配置建设用地以引资生税的做法加剧了城市雾霾污染的理论预期。

## (二) 不同等级城市间土地资源错配对雾霾污染的空间外溢效应

本文进一步运用 SLX 模型考察不同规模等级城市间土地资源错配对雾霾污染的空间外溢效应。本文按照潜力模型(Potential Model)的测算思路构建 I 型及以上大城市、II 型大城市、中等城市和小城市土地资源错配空间交互指标<sup>①</sup>,进而基于  $\mu$  为 0.4 时的地理和经济嵌套矩阵,借助空间滞后解释变量模型和两阶段最小二乘法估计各等级城市间土地资源错配对雾霾污染的空间外溢效应。<sup>②</sup> 各级城市土地资源错配空间交互指标分别为:

$$HG_i = \sum_H W_{iH}^{de} G_H; \quad BG_i = \sum_B W_{iB}^{de} G_B; \quad MG_i = \sum_M W_{iM}^{de} G_M; \quad SG_i = \sum_S W_{iS}^{de} G_S \quad (11)$$

其中, $H$ 、 $B$ 、 $M$ 、 $S$  分别代表 I 型及以上大城市、II 型大城市、中等城市和小城市; $HG_i$ 、 $BG_i$ 、 $MG_i$ 、 $SG_i$  分别表示任意城市  $i$  受到的空间中 I 型及以上大城市、II 型大城市、中等城市及小城市土地资源错配的空间影响。

结果显示, $F$  统计量的伴随概率均小于 1%,说明本文所选的工具变量对内生变量均有较好的解释力;Sargan 检验的伴随概率均大于 10%,接受所有工具变量均外生的原假设,说明本文选取的工具变量是合理的。从估计结果来看,不同城市间土地资源错配对雾霾污染产生的空间外溢效应效果各异,使得每一城市的雾霾污染都受到不同类型城市土地资源配置的影响。I 型及以上大城市土地资源错配显著加剧自身雾霾污染的同时,还对其他各类城市雾霾污染产生极为显著且程度最大的空间外溢效应;II 型大城市土地资源错配对自身及周边 II 型大城市和中等城市的雾霾污染均具有显著促进作用,但对小城市雾霾污染产生负向空间外溢效应;中等城市土地资源错配对自身雾霾污染并未产生显著影响,但对周边的 I 型及以上大城市、中等城市和小城市雾霾污染水平提升具有明显的空间外溢效应;小城市土地资源错配对自身及周边各类城市的雾霾污染均未产生明显影响。由此可见,除中等城市土地资源错配显著促进了 I 型及以上大城市雾霾污染外,其他各类城市的土地资源错配均是对同级及下级城市雾霾污染产生影响。这可能意味着不同城市间土地资源配置方式存在着由低等级城市向高等级城市逐级模仿和同级竞争的机制。一方面,在同一城市体系中高等级城市通过制定土地优惠政策吸引企业投资、促进产业发展和经济增长的策略可能成为相对较低等级城市谋求发展的重要参照,是导致更低等级城市土地资源错配和雾霾污染加剧的重要原因。另一方面,与其他等级城市相比,同等级城市在政治晋升和财政最大化驱动下更易在彼此间展开激烈的增长竞争,使得各城市竞相采用更加优惠的土地政策以吸引企业投资、获得增长优势,最终导致土地资源错配程度在同等级城市间不断加深和雾霾污染不断加剧。

① 本文城市规模等级划分标准参照 2014 年 11 月 21 日国务院颁布的《关于调整城市规模划分标准的通知》,将中国城市划分为 I 型及以上大城市(人口 300 万以上)、II 型大城市(人口 100 万至 300 万)、中等城市(人口 50 万至 100 万)和小城市(人口 50 万以下)四类。

② 城市间土地资源错配对雾霾污染的空间外溢效应估计请见《经济科学》官网“附录与扩展”。



## 七、结论与政策启示

本文利用爬虫技术搜集的中国土地市场网土地交易数据和 ArcGIS 解析的地级及以上城市 PM<sub>2.5</sub> 数据,结合地级城市面板数据,探讨了土地资源错配对雾霾污染的影响。结果显示,城市建设用地在工业领域的偏向性配置使工业用地价格被低估,进而使城市建设用地呈现应得收益大于实际价格的反向错配;土地资源错配通过抑制制造业结构高度化、阻碍产业结构服务化、抑制城市绿色创新能力提升、降低经济集聚效应等机制,不仅显著加剧了城市自身雾霾污染,而且对周边城市具有明显的空间外溢效应。进一步研究发现,地方政府的竞争和财政最大化强化了城市自身及周边城市土地资源错配对雾霾污染的促进作用,且除中等城市土地资源错配显著促进了 I 型及以上大城市雾霾污染外,其他各类城市土地资源错配均对同级以及下级城市雾霾污染产生了明显的空间外溢效应。

本文结论的政策含义在于以下几个方面。第一,政治晋升和财政压力是地方政府在经济增长过程中低价偏向性配置工业用地的主要动机,一方面应优化地方政府绩效考核体系,由单纯或主要考核经济增长目标向综合考核环境质量、动能转换、结构调整和经济发展质量的多元化目标转变,扭转地方政府为促进短期经济增长而竞相在工业领域过度配置土地资源的倾向;另一方面则要进一步推进分税制改革,使地方政府获得与其事权相匹配的财政收入水平,通过适当缓解地方政府财政压力,降低地方政府以引资生税为目的的工业用地供给冲动。第二,各地区在控制和治理雾霾污染、提升空气环境质量过程中,一方面要努力构建良性的区间互动和合作机制,加强雾霾治理的联防联控;另一方面则要摒弃土地引资中的盲目性和低水平同质竞争倾向,遵循产业发展规律和市场原则,科学识别和充分挖掘当地比较优势,通过打造良好的营商环境,因地制宜地引进适宜当地优势条件和发展阶段的产业类型,促使各地区形成特色鲜明、联系密切、规模经济明显的异质性结构竞争格局,从而阻断各地区土地资源错配通过模仿竞争和示范效应在空间中的传导机制,降低雾霾污染的空间扩散尺度和力度。第三,要进一步推进土地要素市场化改革,使市场在土地资源配置中起主导作用;通过综合发挥市场主导和政府引导的协同作用,使城市建设用地在不同产业类型和用途中依据效率原则优化配置,真正使各类土地在经济发展过程中获得应有收益,土地价格回归合理区间,有效降低由土地资源反向错配而导致的雾霾污染。第四,应针对不同类型城市采取差别化的土地资源优化配置和雾霾治理策略。对于 I 型及以上大城市而言,应着力推进土地要素的市场化改革进程,依据市场原则推进建设用地有效、合理配置,同时加强政府对建设用地使用的引导和监督力度,及时纠偏各类不符合市场效率原则的土地配置行为,使建设用地在市场主导和政府引导的协同作用下得到有效充分利用。对于 II 型大城市,应进一步强化其与周边 II 型大城市、中等城市及小城市的经济联系,提升城市集聚效应及其对周边城市的辐射带动作用,使土地市场化配置带来的结构升级、技术创新及集聚经济等效应能够有效扩散至周边城市,并带动周边城市转变经济发展方式、强化雾霾治理。对于中小城市,应着力扭转其过分倚重土地优惠政策来发展制造业的倾向,在提高土地市场化供给比重的同时,深入挖掘城市自身的比较优势和集聚优势,因地制宜地吸引、承接和发展适宜当地优势条件的制造业,实现结构调整、集聚效应培育和雾霾治理的协同推进。

## 参考文献:

1. 蔡昉、王美艳、曲玥:《中国工业重新配置与劳动力流动趋势》[J],《中国工业经济》2009年第8期,第5—16页。
2. 陈诗一、陈登科:《雾霾污染、政府治理与经济高质量发展》[J],《经济研究》2018年第2期,第20—34页。
3. 段文斌、刘大勇、皮亚彬:《现代服务业集聚的形成机制:空间视角下的理论与经验分析》[J],《世界经济》2016年第3期,第144—165页。
4. 国务院发展研究中心、世界银行:《中国:推进高效、包容、可持续的城镇化》[J],《管理世界》2014年第4期,第5—41页。
5. 韩峰、谢锐:《生产性服务业集聚降低碳排放了吗?——对我国地级及以上城市面板数据的空间计量分析》[J],《数量经济技术经济研究》2017年第3期,第22—38页。
6. 黄寿峰:《财政分权对中国雾霾影响的研究》[J],《世界经济》2017年第2期,第127—152页。
7. 黄忠华、杜雪君:《土地资源错配研究综述》[J],《中国土地科学》2014年第8期,第80—87页。
8. 李力行、黄佩媛、马光荣:《土地资源错配与中国工业企业生产率差异》[J],《管理世界》2016年第8期,第86—96页。
9. 李晓萍、李平、吕大国、江飞涛:《经济集聚、选择效应与企业生产率》[J],《管理世界》2015年第4期,第25—37页。
10. 李云燕、殷晨曦:《京津冀地区 PM 2.5 减排实效与影响因素的门限效应》[J],《中国环境科学》2017年第4期,第1223—1230页。
11. 陆铭、冯皓:《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年第7期,86—114页。
12. 陆铭、欧海军:《高增长与低就业:政府干预与就业弹性的经验研究》[J],《世界经济》2011年第12期,第3—31页。
13. 邵帅、李欣、曹建华:《中国的城市化推进与雾霾治理》[J],《经济研究》2019年第2期,第148—165页。
14. 谭洪波:《中国要素市场扭曲存在工业偏向吗?——基于中国省级面板数据的实证研究》[J],《管理世界》2015年第12期,第96—105页。
15. 王宁、史晋川:《中国要素价格扭曲程度的测度》[J],《数量经济技术经济研究》2015年第9期,第149—161页。
16. 徐现祥、梁剑雄:《经济增长目标的策略性调整》[J],《经济研究》2014年第1期,第27—40页。
17. 杨其静、卓品、杨继东:《工业用地出让与引资质量底线竞争——基于2007~2011年中国地级市面板数据的经验研究》[J],《管理世界》2014年第11期,第24—34页。
18. 张莉、程可为、赵敬陶:《土地资源配和经济展质量——工业用地成本与全要素生产率》[J],《外贸经济》2019年第10期,第126—141页。
19. 周茂、陆毅、符大海:《贸易自由化与中国产业升级:事实与机制》[J],《世界经济》2016年第10期,第78—102页。
20. Baron, R. M., Kenny, D. A., 1986, "The Moderator Variable Distinction in Social Psychological Research: Conceptual, Strategic and Statistical Considerations" [J], *Journal of Personality and Social Psychology*, Vol. 51, No. 6: 1173-1182.
21. Copeland, B. A., Taylor, M., 1994, "North-South Trade and the Environment" [J], *Quarterly Journal of Economics*, Vol. 109, No. 3: 755-787.
22. Elhorst, J. P., 2014, "Matlab Software for Spatial Panels" [J], *International Regional Science Review*, Vol. 37, No. 3: 389-405.
23. Ertur, C., Koch, W., 2007, "Growth, Technological Interdependence and Spatial Externalities: Theory

- and Evidence” [J], *Journal of Applied Econometrics*, Vol. 22, No. 6: 1033-1062.
24. Grossman, G. M. , Krueger, A. B. , 1993, *Environmental Impacts of A North American Free Trade Agreement* [A], in Garber, P. (ed), *The U. S. -Mexico Free Trade Agreement*, MIT Press.
  25. Han, F. , Xie, R. , Lu, Y. , Fang, J. , Liu, Y. , 2018, “The Effects of Urban Agglomeration Economies on Carbon Emissions: Evidence from Chinese Cities” [J], *Journal of Cleaner Production*, Vol. 172: 1096-1110.
  26. Huang, J. H. , Hua, Y. , 2019, “Eco-efficiency Convergence and Green Urban Growth in China” [J], *International Regional Science Review*, Vol. 42, No. 3-4: 307-334.
  27. Xie, R. , Wei, D. , Han, F. , Lu, Y. , Fang, J. , Liu, Y. , Wang, J. , 2019, “The Effect of Traffic Density on Smog Pollution: Evidence from Chinese Cities” [J], *Technological Forecasting & Social Change*, Vol. 144: 421-427.
  28. Zhang, J. P. , Fan, J. Y. , Mo, J. W. , 2017, “Government Intervention, Land Market, and Urban Development: Evidence from Chinese Cities” [J], *Economic Inquiry*, Vol. 55, No. 1: 115-136.

## How Does Misallocation of Land Resources Affect Smog Pollution? Spatial Econometric Analysis of Land Market Transaction Price and PM 2.5 Data

Han Feng<sup>1</sup>, Yu Yongze<sup>2</sup>, Xie Rui<sup>3</sup>

(1. School of Economics, Nanjing Audit University)

(2. School of International Economics and Trade,  
Nanjing University of Finance & Economics)

(3. School of Economics & Trade, Hunan University)

**Abstract:** Based on the data of urban land transaction and urban PM 2.5 on landchina. com, this paper explores the impact of misallocation of land resources on haze pollution by using spatial Durbin model. The results show that the land resource misallocation caused by the biased allocation of urban construction land in the industrial field has significantly exacerbated the haze pollution of the local and surrounding cities by hindering the upgrading of manufacturing structure, delaying the service-oriented development of industrial structure, inhibiting urban green technology innovation and weakening the agglomeration effect. Further studies find that the growth competition and financial maximization of local governments further strengthened the haze pollution effect of land resource misallocation. And except for that the misallocation of land resources in medium-sized cities has significantly promoted haze pollution in large and above cities of type I, the misallocation of land resources in other cities has a significant spatial spillover effect on haze pollution in the same-level and lower-level cities.

**Keywords:** misallocation of land resources; smog pollution; spatial Durbin model; PM 2.5

**JEL Classification:** P23; P25; P28