

工业生态效率对PM_{2.5}污染的影响及溢出效应

李在军¹, 胡美娟², 张爱平³, 周年兴²

(1. 扬州大学苏中发展研究院, 扬州 225009; 2. 南京师范大学地理科学学院, 南京 210023;

3. 扬州大学旅游烹饪学院, 扬州 225127)

摘要: 针对2004—2016年中国地级市工业生态效率与PM_{2.5}的时空关联特征和影响作用关系的研究表明:(1)工业生态效率与PM_{2.5}呈时空交错分布特征,PM_{2.5}高污染区连片分布于华北平原及长江中下游城市,工业生态效率高等级区集中分布于长三角、珠三角和环渤海经济区等沿海地市及中西部城市群内部分中心地市;(2)工业生态效率对PM_{2.5}的冲击表现出“U型”变化的负向累积效应,PM_{2.5}对工业生态效率的冲击则表现为“倒U型”变化的正向累积效应;(3)工业生态效率与PM_{2.5}呈稳定时空关联演化特征,高高关联类型区集中分布于京津冀城市群、山东半岛城市群和长三角城市群内大部分城市,低低关联类型区多分布于鄱阳湖城市群、关中城市群及西部地市;(4)工业生态效率对PM_{2.5}总体上具有显著且稳健的正向影响,但表现出明显的空间异质性,工业集聚水平、科技创新及城市绿化率起到显著负向影响,而城市规模、环保监督及产业结构系数影响并不显著。

关键词: PM_{2.5}污染;工业生态效率;面板向量自回归模型;空间杜宾模型

伴随工业化进程的加快,中国城市经济发展遭遇着雾霾污染等新的环境问题。在生态文明建设背景下,为减轻传统工业造成的负面环境影响,促进工业技术进步、经济增长及生态环境保护的一体化协调发展,亟需持续地提升工业生态效率。由于工业生态效率衔接工业生态系统的物质交换与能量转换,对工业经济、能源消耗及环境影响起到调节作用,集中体现了工业生态系统的可持续性。在绿色经济发展诉求下,提升工业生态效率,是引导工业文明迈向生态文明的重要路径。由于PM_{2.5}污染受工业生产的影响较大,那么,当前城市工业生态效率与PM_{2.5}污染存在怎样的空间关系?二者的时空关联及响应关系存在怎样的差异?工业生态效率改善是否会有助于减少PM_{2.5}污染,其影响作用机理如何,如何提升工业生态效率减少PM_{2.5}污染?这些问题值得深入研究。

国内外学者针对PM_{2.5}污染进行了大量研究,研究内容包括PM_{2.5}污染化学特征^[1]、PM_{2.5}污染成因来源^[2]、PM_{2.5}污染时空扩散与迁移特征^[3,4],PM_{2.5}污染对人类健康风险与出行活动的影响^[5,6],不同自然和社会经济因素对PM_{2.5}污染影响贡献^[7,8],PM_{2.5}污染扩散模型与模拟预测^[9],并据此提出一些具体防控对策^[10]。PM_{2.5}污染是自然外因与人为内因联合作用的后果,自然因素的影响往往难以改变,故学界广泛从社会经济方面分析PM_{2.5}污染的形成机制,发现雾霾污染与经济增长、城市化水平存在着非线性关系^[11,12]。由于中国正处

收稿日期: 2019-09-05; 修订日期: 2020-03-25

基金项目: 教育部人文社会科学基金项目(20YJCZH080, 17YJCZH236); 国家自然科学基金项目(41801123, 41671140)

作者简介: 李在军(1989-),男,山东临沂人,博士,助理研究员,研究方向为区域经济发展。

E-mail: junzailinyi@gmail.com

通讯作者: 周年兴(1976-),男,浙江江山人,博士,教授,研究方向为生态景观。E-mail: 09182@njnu.edu.cn

于工业化中期阶段,工业能源消费量高于其他部门,工业废气物是PM_{2.5}污染的重要来源,一些学者针对工业生产与PM_{2.5}污染的关系进行解析。如东童童等^[13,14]通过论证工业集聚、工业效率和雾霾污染间的交互作用关系,发现工业集聚加剧了PM_{2.5}污染,工业效率有助于降低PM_{2.5}污染程度。但鲜有从生态效率视角分析工业生产对PM_{2.5}的影响。

生态效率是经济产出增加值与投入环境影响的比值,其产出是人类需求的产品或服务,环境影响是生产过程中造成的能源、资源消耗及污染排放等环境压力^[15]。生态效率注重生态效益与经济效益同步增长,强调环境影响与资源利用强度适配于区域承载能力,是刻画区域发展过程中经济、资源、环境多维耦合协调度的重要指标^[16]。基于生态效率概念内涵,学者对不同产业、行业及企业等主体经济活动的生态效率展开评价。相似地,工业生态效率是指在一定社会经济产出和资源环境代价约束下,工业生产可持续发展的充分程度,既是以工业经济增长为外延的生态效率,又是基于环境约束的工业生产效率,能有效反映工业生产对资源消耗和生态环境破坏的影响^[17]。近年来,有关工业生态效率的研究快速兴起,研究尺度逐渐由省际向县域、地市及城市群等微观空间延伸^[18-20],研究方法由单一比值法趋向多要素集成的综合测度^[21],研究对象不断由静态描述转向时空动态刻画^[22],研究内容由现象解析转向内在机理揭示^[17]。虽然有关工业生态效率理论与实证研究取得了丰硕成果,而鲜有探讨工业生态效率对社会经济要素的作用关系,仅吴文洁等^[23]探讨了FDI与工业生态效率交互影响关系。

综上所述,学界已对工业生产与PM_{2.5}污染的关系达成一致性的结论,而针对工业生态效率对PM_{2.5}污染的发生与作用关系尚不明晰,尤其基于地市尺度工业生态效率对PM_{2.5}污染影响的研究还有待加强。基于此,本文主要探讨了工业生态效率是否会影响PM_{2.5}及其影响作用方向,首先从时空聚类视角比较两者空间格局的一致性,并借助脉冲响应函数诊断两者时空交互作用关系,进一步采用双变量空间自相关识别两者时空关联纹理,最后借助空间杜宾模型诊断工业生态效率对PM_{2.5}污染的影响方向与作用大小,以期为各区域有效提高工业生态效率并降低PM_{2.5}污染提供借鉴与参考。

1 研究方法 with 数据来源

1.1 指标选取与数据来源

根据实际工业生产投入与产出的评价指标,从自然环境与社会投入方面确定工业生产投入指标。其中,工业水资源与电力耗费属于自然的物质供给和初级能源,工业废水、SO₂及烟粉(尘)的排放使用了自然的沉降服务和排放池功能;工业从业人员和固定资产投资是社会经济方面的投入,工业从业人数是制造业、电力及采矿业就业人员的总和,工业固定资产投资为扣除了房地产投资的剩余额;而工业经济产出能力以工业增加值表征。在此基础上,根据文献[17]中的随机前沿模型来测算各地市工业生态效率。

相对于空气质量监测点数据,面源卫星数据能更好地刻画地区PM_{2.5}污染状况,具有多时段与多尺度可分优势。因此,采集哥伦比亚大学社会经济数据和应用中心PM_{2.5}浓度栅格数据,与中国地级市矢量图进行匹配,分区统计获得2004—2016年各地市平均PM_{2.5}浓度值。

由于PM_{2.5}污染受多种因素影响,基于扩展STIRPAT (Stochastic Impacts by Regression on Population, Affluence, and Technology)模型从城市规模效应、集聚效应、技术水平、产业结构及环境监督与保护等方面选取相关控制变量,以探测其对PM_{2.5}污染作用方向和影响程度。其中,(1)大规模人口的生活与生产集聚于城市,对能源和资源需求造

成巨大压力，加剧了雾霾污染^[24]，以地市人口密度反映城市规模效应；(2) 工业企业集聚显著改变了城市土地利用方式，以工业密度表征城市工业集聚水平，其与工业污染存在着非线性关系^[25]；(3) 科学技术通过升级节能减排工艺，改变生产和生活方式，能降低污染排放强度^[26]，以科研与教育支出占财政支出比例反映科技创新对雾霾污染的影响，预期其系数符号为负；(4) 产业结构高级化演进是提升环境质量的重要途径^[27]，以第三产业与第二产业产值之比反映产业结构对雾霾污染的影响，预期其系数为负；(5) 环保监督审查对落实环境法规、防止环境污染和生态破坏具有促进作用^[28]，以人均固定电话、移动电话及网络接入数反映信息化监督水平，预期其影响系数为负。此外，雾霾污染程度也受城市生态环境状况与生态环境禀赋的影响^[29]，以建成区绿化覆盖率反映生态环境禀赋对雾霾污染的影响，预期其系数为负。

为保证研究单元的连续性与数据的可获得性，最终确立283个地级及以上城市研究单元，相关指标数据来自于《中国城市统计年鉴》(2005—2017年)、《中国区域经济统计年鉴》(2005—2013年)及部分省(市)统计年鉴。各变量的具体统计描述如表1所示。

表1 各变量的描述性统计

Table 1 The statistical description of all variables

变量	指标	变量代码	均值	标准差	最大值	最小值	观测值
雾霾污染	PM _{2.5} 平均浓度	PM _{2.5}	36.85	16.39	90.86	4.52	3679
工业生态效率	随机前沿效率	<i>Iee</i>	0.67	0.11	0.99	0.31	3679
城市规模水平	人口密度/(人/km ²)	<i>Den</i>	424.79	327.69	2661.54	4.7	3679
工业集聚水平	工业密度/(万元/km ²)	<i>Aggl</i>	0.01	0.23	13.92	0.001	3679
环境保护监督	信息化水平/(数/万人)	<i>Lit</i>	1.09	1.09	13.09	0.03	3679
科学技术创新	科技与教育支出占财政支出占比/%	<i>Tec</i>	19.88	5.62	186.86	1.58	3679
产业结构系数	第三产业产值/第二产业产值	<i>Ind</i>	82.12	41.29	948.22	0.09	3679

1.2 研究方法

为检验工业生态效率与PM_{2.5}污染的时空作用关系，首先对两者间空间分布特征进行整体分析对比。其次，采用面板向量自回归方法对两者的交互响应关系进行诊断，并借助双变量空间分析方法，识别其时空结构关联特征；最后，运用空间计量模型探测工业生态效率对PM_{2.5}污染影响的时空动态性与时空异质性。

1.2.1 面板向量自回归模型

面板向量自回归模型内嵌时序与面板数据双重优势，通过正交脉冲响应函数分离其他变量与内生变量间冲击响应程度和方差贡献率，有利于识别面板数据中内生变量的动态关系，并可揭示变量间的双向因果作用关系^[30]。其表达式为：

$$y_{it} = \beta_{0i} + \sum_{j=1}^m \beta_{ij} y_{it-j} + f_i + d_{c,t} + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

式中： $i=1, \dots, N$ ，为样本数(个)； $t=1, \dots, T$ ，为研究时段(年)； y_{it} 为包含工业生态效率和PM_{2.5}污染的列向量； m 为滞后阶数； f_i 为不可观测的个体固定效应； β_{0i} 、 β_{ij} 表示待估的系数向量； $d_{c,t}$ 为时间固定效应变量； ε_{it} 为随机扰动项。

1.2.2 双变量空间自相关

双变量空间自相关用于探究多变量的空间关联模式，通过对高(低)工业生态效率

与高（低）PM_{2.5}污染局部关联类型识别，从而揭示工业生态效率与PM_{2.5}的时空耦合特征^[31]。全局双变量空间自相关表达式为：

$$I = \frac{\sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n w_{ij} (x_i - \bar{x})(y_j - \bar{y}) / s^2}{\sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n w_{ij}} \quad (2)$$

式中： I 为双变量全局空间自相关系数； x_i 、 y_j 为观测单元 i 、 j 的要素值； n 为研究样本数（个）； s^2 为样本方差； w_{ij} 表示基于经济距离标准构建的地理权重矩阵。在此基础上，分解得到四种局部空间关联类型。其中，高一高和低一低集聚表示本地工业生态效率与邻近城市PM_{2.5}污染程度呈空间正相关性，高一低和低一高集聚表示本地工业生态效率与邻近城市PM_{2.5}污染程度呈空间负相关性。

1.2.3 空间计量经济模型

针对不同空间关联模型依赖影响特征，常采用空间滞后模型（SLM）、空间误差模型（SEM）及空间杜宾模型（SDM）予以表达。由于空间交互效应或空间自相关性的不同来源，应根据Elhorst^[32]提出的空间面板计量模型的估计与检验框架，选择适合的空间面板模型与相应的固定效应^[33]。其中，空间面板杜宾模型的表达式为：

$$y_{it} = \rho \sum_{j=1}^n w_{ij} y_{jt} + \gamma x_{it} + \phi \sum_{j=1}^n w_{ij} x_{jt} + \mu_i + \nu_t + \varepsilon_{it} \quad (3)$$

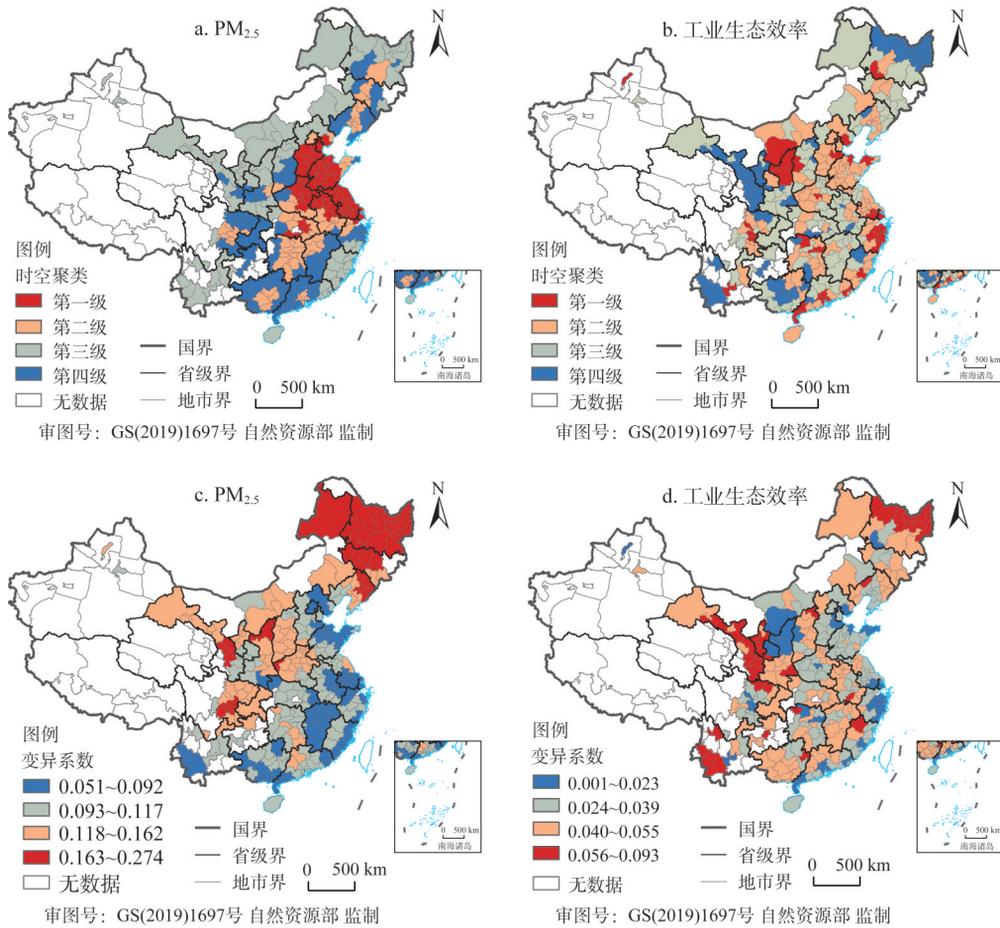
式中： y_{it} 和 x_{it} 分别表示第 i 城市的因变量和自变量； ρ 为因变量的空间滞后系数； γ 为自变量的估计系数； ϕ 为自变量的空间溢出系数； μ_i 和 ν_t 分别表示空间与时期效应； ε_{it} 表示服从独立分布的扰动项。当 $\rho=0$ ， $\rho \neq 0$ 时，式（3）简化为空间滞后模型；当 $\rho + \rho\gamma=0$ 时，式（3）简化为空间误差模型。

2 结果分析

2.1 工业生态效率与PM_{2.5}的时空变化

借助随机前沿模型测算2004—2016年地市工业生态效率，并分别采用K-means聚类法对2004—2016年地市工业生态效率和PM_{2.5}进行时空聚类，为便于分析比较，将聚类等级依次由高至低划分为四类，并采用变异系数分别计算各地市2004—2016年工业生态效率和PM_{2.5}的差异波动，借助ArcGIS 10.5软件进行可视化（图1）。

由图1可知，PM_{2.5}污染整体呈集中连片分布，第一等级地区集中分布于华北平原，第二等级地区主要分布于长江中下游城市，第三等级地区集中分布于东南沿海广大腹地城市、太行山以西少数城市及四川盆地和东北平原外围城市，第四等级地区则分布于东南沿海地区、东北地区、黄土高原地区及西南地区，这与地区产业结构、能源消费结构及经济发展集聚度等因素有关。工业生态效率第一和第二等级地区集中分布于长三角、珠三角与环渤海经济区等其他沿海地市及中西部城市群内少数中心地市，第三和第四等级地区位于东中边缘交界地带及东北地市，这是由于经济发达地市凭借先进的生产技术和产业集聚效应，有助于减少资源投入与环境损耗，改善工业生态效率。由PM_{2.5}污染年际变异系数可知，变异系数大小与其时空聚类等级的空间格局呈反向分布态势，即变异系数高值区分布于东北地市、四川盆地及黄土高原地区，低值区遍布于东部沿海地市。同样，地市工业生态效率变异系数大小与其时空聚类等级高低呈相反分布态势，变异系数高值区集中于中部省份地市、北部湾城市群及兰西城市群，这是由于工业生产技术相对落后，环保配套设施不健全及管理无效等因素，导致工业生态效率的年际波动变化较大。



注：本图基于自然资源部标准地图服务系统下载的标准地图制作，底图无修改，下同。

图1 工业生态效率和PM_{2.5}污染时空分布特征

Fig. 1 The spatio-temporal pattern of industrial eco-efficiency and PM_{2.5} pollution

2.2 工业生态效率与PM_{2.5}的冲击响应关系

由于工业生态效率与PM_{2.5}呈现出时空协同演化特征，故采用计量模型分析二者的时空交互关系。为保证数据的平稳性，对原始指标进行对数化处理并依次进行Levin-Lin-Chu (LLC)、ADF-Fisher和IPS单位根检验，结果表明变量数据均为平稳序列（表2）。进一步以面板GMM估计判断工业生态效率与PM_{2.5}污染的交互影响程度与作用方向。为避免模型中个体与时点效应造成的有偏估计，采用“截面均值差分法”与“前向均值差分”进行消除，在此基础上，以各变量的滞后1期作为工具变量，根据AIC、BIC及

表2 各变量的平稳性检验

Table 2 Test for stationariness of variables

检验方法	LLC 检验		ADF-Fisher 检验		IPS 检验	
	统计量	显著性	统计量	显著性	统计量	显著性
lnPM _{2.5}	-7.614	0.000	36.606	0.000	-15.087	0.000
lnIee	-43.7195	0.000	139.708	0.000	-29.615	0.000

注：LLC单位根检验对应的Adjusted *t*值，而ADF-Fisher检验对应修正后的inv. chi-squared值。

HBIC 信息准则综合确定模型估计最优滞后阶数为 1 阶, GMM 估计结果如表 3 所示。

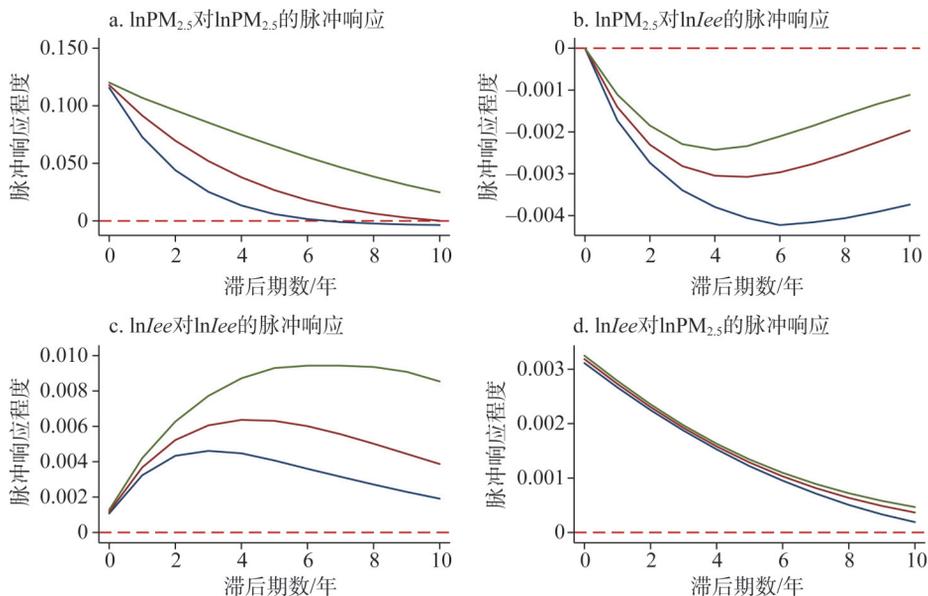
由表 3 可知, $PM_{2.5}$ 污染的滞后 1 期对当期的影响显著为正, 弹性系数为 0.780, 说明 $PM_{2.5}$ 污染存在时变累积效应, $PM_{2.5}$ 污染的治理应从长期角度出发, 坚持防治结合。而工业生态效率的滞后 1 期对当期的影响均显著为负, 弹性系数为 -0.442, 表明工业生态效率改善有助于缓解 $PM_{2.5}$ 污染。在 1000 次的 Monte-Carlo 模拟基础上, 绘制工业生态效率与 $PM_{2.5}$ 的脉冲响应曲线图 (图 2)。由图 2 可知, $PM_{2.5}$ 污染 ($\ln PM_{2.5}$) 对其自身的冲击在第 1 期便具有显著的正向反应并达到峰值, 但随着时间的持续, 正向影响渐趋弱化, 在第 10 期则收敛于 0, 这与前述 GMM 估计结果关于“ $PM_{2.5}$ 污染的路径依赖性”相吻合。对于 1 个标准差的工业生态效率 ($\ln Iee$) 冲击, $PM_{2.5}$ 污染在第 1 期便形成较为显著的负向脉冲反应, 在第 5 期负向影响程度到达峰值, 之后第 6~15 期负向影响程度渐趋弱化并收敛为 0。整体来看, 工业生态效率 ($\ln Iee$) 对 $PM_{2.5}$ 污染 ($\ln PM_{2.5}$) 的冲击表现为“U 型”变化的负向累积效应。

表 3 面板 VAR 模型估计结果

Table 3 Results of panel VAR model

$h_lnPM_{2.5}$		h_lnIee	
变量	系数	变量	系数
$h_lnPM_{2.5}(-1)$	0.780*** (9.22)	$h_lnPM_{2.5}(-1)$	0.023*** (9.15)
$h_lnIee(-1)$	-0.442*** (-7.3)	$h_lnIee(-1)$	0.856*** (415.76)

注: ***表示在 1% 水平上显著; 第一、第三列括号里的数字代表滞后 1 期; 第二、第四列括号中数值为 T 统计值。



注: 红色线为脉冲响应曲线, 绿色和蓝色线代表 5% 和 95% 分位点线。

图 2 工业生态效率和 $PM_{2.5}$ 污染的脉冲响应

Fig. 2 Impulse response of industrial eco-efficiency and $PM_{2.5}$ pollution

由工业生态效率对 $PM_{2.5}$ 污染冲击反应的预测方差分解可知, 在不同时期 $PM_{2.5}$ 污染的预测方差中, 自身的贡献率平均达 99.99%, 说明 $PM_{2.5}$ 污染受自身冲击结构影响最大。而工业生态效率对 $PM_{2.5}$ 污染的方差贡献率非常小, 但并不能忽视工业生态效率对 $PM_{2.5}$ 污染的

影响,尤其是前期产生的负向冲击。为此,进一步通过格兰杰因果检验判断两者是否存在因果关系,结果显示在1%显著性水平下,工业生态效率是PM_{2.5}的格兰杰因,同样,PM_{2.5}在1%显著性下是工业生态效率的格兰杰因,说明两者间存在双向格兰杰因果作用关系。

2.3 工业生态效率与PM_{2.5}的时空关联特征

采用双变量空间自相关进一步分析工业生态效率与PM_{2.5}污染是否存在时空关联性(表4)。由表4可知,两者Moran's *I*值均为正,且通过显著性检验,但空间关联度较低。由时序变化知,全局Moran's *I*值由2004年的0.0813波动下降至2016年的0.0793,说明工业生态效率与PM_{2.5}污染的空间关联性趋于减弱。这种空间关联特征表明工业生态效率与PM_{2.5}污染呈正向关联的城市在空间中存在集聚态势,但这一集聚态势趋于弱化。

表4 2004—2016年PM_{2.5}与工业生态效率空间相关系数

Table 4 Bivariate Moran's *I* index between PM_{2.5} and industrial eco-efficiency during 2004-2016

年份	2004	2005	2006	2007	2008	2009	2010	2011	2012	2013	2014	2015	2016
Moran's <i>I</i>	0.0813	0.0702	0.0729	0.0664	0.0873	0.0806	0.0715	0.0811	0.0714	0.0727	0.0782	0.0780	0.0793
<i>Z</i>	3.385	2.942	3.001	2.726	3.912	3.490	3.099	3.698	2.971	3.250	3.494	3.805	3.748
<i>P</i>	0.001	0.001	0.001	0.001	0.001	0.001	0.001	0.001	0.001	0.001	0.001	0.001	0.001

由于双变量全局空间自相关分析无法揭示工业生态效率与PM_{2.5}污染的局部时空关联特征,需采用双变量LISA时空聚类探测二者的关联模式,并选取2004年、2008年、2012年和2016年进行空间可视化,为更清晰地考察局部纹理特征,将全部集聚类型(包括显著与非显著)均进行显示(图3)。

由图3可知,工业生态效率与PM_{2.5}污染高高关联类型地区集中分布于京津冀城市群、山东半岛城市群和长三角城市群内大部分城市,而散落于中原城市群、辽中南城市群、长江中游城市群、珠三角城市群及成渝城市群等少数城市;工业生态效率与PM_{2.5}污染低低关联类型地区多分布于鄱阳湖城市群、关中城市群及西部地区地市,而少数散落于东北地区;工业生态效率与PM_{2.5}污染低高关联类型地区集聚于中原城市群;工业生态效率与PM_{2.5}污染高低关联类型地区则分布于东南沿海地带及宁夏城市群周边城市。

不同时段内工业生态效率与PM_{2.5}污染呈正相关的城市在数量上占据主导地位。其中,从属于高高集聚类型城市数量年均大于80个,而低高集聚区与低低集聚区波动变化较大,低低集聚区数量由2004的75个增至2016年的90个,低高集聚区数量则由2004年的75个减少为2016年的59个,高低集聚型城市由47个增加至2016年的53个。从类型转移来看,研究时段内各类时空关联类型变动皆具有较高的稳定性,维持同等级类型的概率至少为0.890,体现了工业生态效率与PM_{2.5}污染时空关联特征的路径依赖性。而低低类型城市很难实现向上跃迁,最多向低高类型方向演化,概率仅为0.072,高低类型跃迁的城市向上演变的概率最大,为0.110,说明受工业生态效率改善的影响,周围城市PM_{2.5}污染存在增加的可能性。

2.4 工业生态效率对PM_{2.5}的空间影响效应

由于工业生态效率与PM_{2.5}污染存在显著的时空关联性,应采用空间面板计量模型诊断这种空间影响效应。为选取最佳模型,首先对传统混合面板进行回归,依次纳入空间、时间和时空效应估计。其中,零假设为空间或时间固定效应联合显著的LR检验表明双向固定效应优于时间固定和空间固定效应,并且LMlag与LMerror均通过1%的显著性

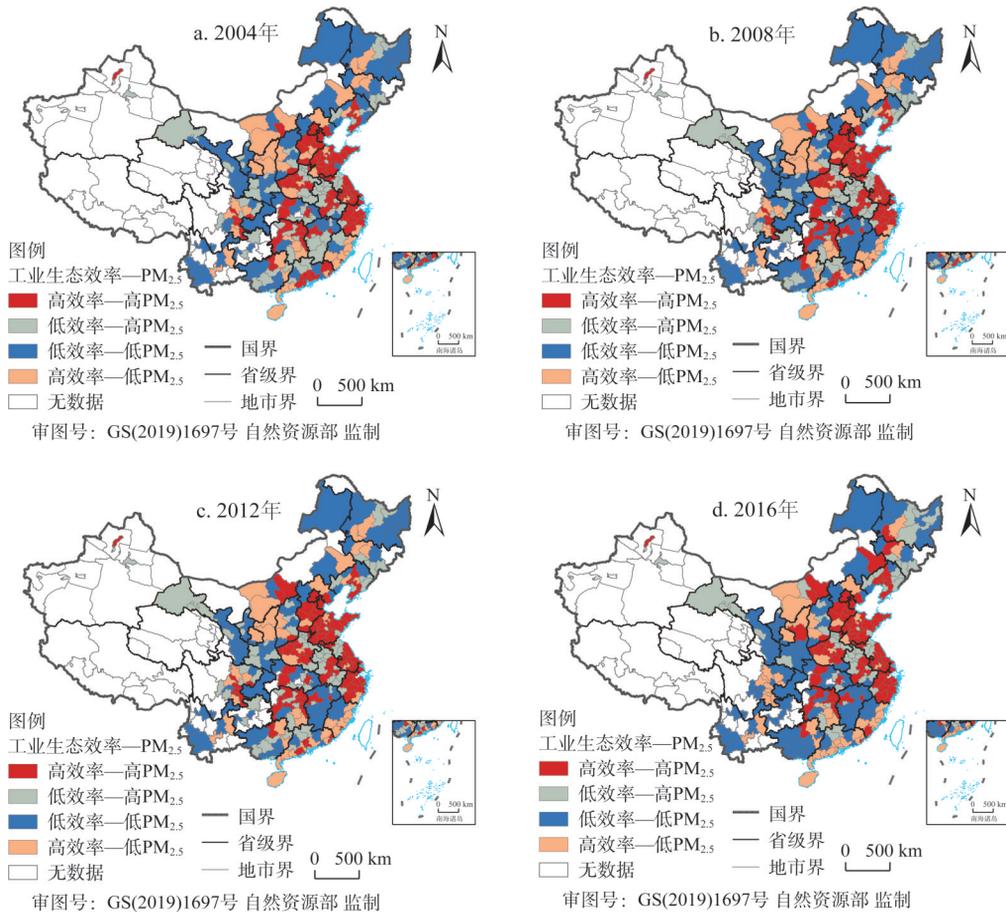


图3 工业生态效率和PM_{2.5}污染的时空关联特征

Fig. 3 The spatio-temporal association type between industrial eco-efficiency and PM_{2.5} pollution

检验, RLMlag 和 RLMerror 基本通过 5% 的显著性检验, 说明各模型估计的残差皆具有空间自相关性, SEM 和 SLM 均可拒绝未考虑空间交互效应的面板回归。但此检验结果并不能判断应该采用 SLM 或 SEM, 仍需考虑 SDM 估算和检验结果。由空间杜宾模型是否可简化为空间滞后或空间误差模型的 Wald 检验结果 (58.1098, $P < 0.01$; 77.1092, $P < 0.01$) 及 LR 检验结果 (57.4837, $P < 0.01$; 76.0806, $P < 0.01$) 可知, 空间杜宾模型不可简化为 SLM 或 SEM。此外, 由 Hausman 检验结果 (354.5330, $P < 0.01$) 可知, 应拒绝随机效应模型采用空间或时间固定效应模型。因此, 分别对空间固定、时间固定和时空双固定的空间杜宾模型进行估算, 最后以嵌套时空固定效应的 SDM 参数估计进行解释 (表 5)。

由表 5 可知, 在时间固定效应模型中, 工业生态效率对 PM_{2.5} 污染具有显著的负向影响, 这与 PM_{2.5} 污染受工业生态效率冲击响应的结果相一致。而时间固定效应模型的拟合度较低, 空间固定与时空固定效应模型的拟合度均大于 0.9, 且空间滞后变量的影响系数显著为正, 说明周围地区 PM_{2.5} 污染对本地区 PM_{2.5} 污染具有显著的正向影响, 且工业生态效率对 PM_{2.5} 污染呈显著的正向影响, 说明工业生态效率的改善反而加剧了 PM_{2.5} 污染。这是由于, 一方面研究时段内工业生态效率处于中等偏上水平, 年均在 0.63~0.71 间波动, 与最佳前沿边界效率值存在一定差距, 工业生态效率仍有较大提升空间; 另一方面工业

表5 SDM模型估计结果
Table 5 Estimation results of SDM

变量	空间固定效应	时间固定效应	时空固定效应
lnLee	0.1942(1.73)*	-0.1114(-2.46)**	0.2430(2.13)**
lnDen	-0.0032(-0.30)	0.2890(18.85)***	-0.0065(-0.60)
lnAggl	-0.0089(-1.27)	0.1134(7.81)***	-0.0151(-2.08)**
lnLit	-0.0037(-0.43)	-0.3112(-17.74)***	-0.0089(-0.99)
lnTec	-0.0366(-3.99)***	-0.0184(-0.86)	-0.0435(-4.63)***
lnInd	-0.0003(-0.05)	0.0635(4.22)***	0.0001(0.00)
lnGcba	-0.0092(-1.70)*	0.0704(4.92)**	-0.0124(-2.27)**
W×lnLee	-0.3316(-1.86)*	-0.3810(-2.82)	0.2148(0.77)
W×lnDen	-0.0622(-2.38)**	-0.0685(-1.77)	-0.0725(-2.74)***
W×lnAggl	0.0074(0.95)	0.067(2.06)	-0.0879(-3.52)***
W×lnLit	0.0239(1.99)**	-0.0636(-1.34)	-0.0224(-0.92)
W×lnTec	-0.0159(-0.86)	-0.3249(-5.62)	-0.0771(-3.11)***
W×lnInd	0.049(3.54)***	0.091(2.16)	0.0535(2.30)**
W×lnGcba	0.0254(1.77)*	0.0154(0.37)	-0.0032(-0.21)
Rho	0.852(59.89)***	0.362(13.38)	0.7190(36.04)***
σ^2	0.0071	0.0870	0.0072
R ²	0.9716	0.6540	0.9713
LMlag	3618.142***	310.805***	991.272***
R-LMlag	34.758***	83.192***	49.643***
LMerror	3591.523***	227.845***	968.440***
R-LMerror	8.138***	0.232	26.811***
LR检验	9039.461***	1300.739***	

注：*、**、***分别代表0.1、0.05和0.01的显著性水平，括号内为统计T值，下同。

生态效率的提升需要消耗大量资源与能源，若一味追求生态效率将导致不合理要素组合与利用，可能会加剧生态环境的压力，产生大量污染性气体。在时空固定效应模型中，相邻城市工业生态效率变化对本城市PM_{2.5}污染并没有影响，其空间滞后项弹性系数为0.2148，未通过显著性检验。

具体来看，城市规模对PM_{2.5}污染具有负向影响，但未通过显著性检验，说明城市人口密度提高并不是导致PM_{2.5}污染增加的直接原因；工业集聚水平对PM_{2.5}污染具有显著的负向影响。这是由于工业集聚带来基础设施共享、技术外溢、协作分工等正向环境外部性，有效降低对PM_{2.5}污染的负外部性；环境保护监督水平对PM_{2.5}污染起到负向影响，但并未通过显著性检验。环保监督对规范企业清洁生产，改造生产技术及加强污染治理具有一定倒逼效应，而当前并未形成针对PM_{2.5}污染的环境信息化监测与信息化管理有机融合的立体化监管体系，致使对PM_{2.5}污染的防治并未产生积极效果；科技创新对PM_{2.5}污染起到显著为负的影响。这是由于科技创新水平的提高，生产技术的进步，有利于淘汰落后设备工艺，提高能源利用效率，降低污染物排放强度，从源头控制了PM_{2.5}污染排放；产业结构系数对PM_{2.5}污染具有微弱的正向影响，且未通过显著性检验。这是由于当前城市产业结构演变尚存在层次单一、高级化水平低、同构性严重等问题，工业产业占比普遍较高，对经济发展造成较高的资源环境成本与压力挑战；生态环境禀赋对PM_{2.5}污染起

到显著为负的影响。这是由于城市绿地具有降尘、吸收有害气体、抗污染与保湿等生态环境效应,起到维持城市生态系统平衡的功效,从而有助于减轻PM_{2.5}污染影响。

上述参数估计结果中纳入了空间滞后解释变量和被解释变量,不能用来直接反映其边际效应,也难以准确地衡量工业生态效率对PM_{2.5}污染直接影响。因此,需要对时空固定杜宾模型求偏微分检验PM_{2.5}污染影响因素的直接效应和空间溢出效应(表6),直接效应为自变量对本地区因变量的平均影响,间接效应为自变量对周围其他地区因变量的平均影响,总效应反映自变量对本地区和相邻地区因变量的平均影响。由表6可知,工业生态效率对PM_{2.5}污染的直接影响效应为0.2919,其间接效应为1.3598,大于直接效应,但未通过显著性检验,说明临近城市工业生态效率的改善并不会对本地PM_{2.5}污染产生影响。

表6 SDM直接效应和间接效应估计

Table 6 Results of direct and indirect effects of SDM

变量	直接效应	间接效应	总效应
<i>lnLee</i>	0.2919(2.442)**	1.3598(1.446)	1.6517(1.682)*
<i>lnDen</i>	-0.0162(-1.350)	-0.2645(-2.815)***	-0.2807(-2.809)**
<i>lnAggl</i>	-0.0284(-3.427)***	-0.3462(-4.012)***	-0.3745(-4.122)***
<i>lnLit</i>	-0.0122(-1.213)	-0.0940(-1.072)	-0.1063(-1.143)
<i>lnTec</i>	-0.0576(-5.530)***	-0.3738(-4.367)***	-0.4315(-4.787)***
<i>lnInd</i>	0.0068(0.787)	0.1812(2.264)**	0.1879(2.223)**
<i>lnGcba</i>	-0.014(-2.285)**	-0.0409(-0.749)	-0.0549(-0.945)

此外,城市规模的直接效应为-0.0162,但并不显著,其间接影响效应显著为-0.2645,表明临近城市人口密度的提高有利于减少本地PM_{2.5}污染程度。因此,各城市应制定与人口承载力相适应的发展规模,最大限度地发挥人口集聚效应,提高经济运行效率,降低对资源环境的压力;工业集聚水平的直接与间接影响效应显著为负,说明合理规划工业园区,分工协作良好的工业生态有助于减轻PM_{2.5}污染的影响;环保监督的直接与间接影响效应为负,但并不显著。因此,应加强环保监管执法力度,注重环保非政府组织建设,形成自下而上的环保监督反馈机制;科技创新的直接与间接效应显著为负,且间接效应大于直接效应,今后应加大绿色技术创新投入,发挥治污减排功效;产业结构系数的直接影响效应为正,但不显著,而间接效应显著为正,说明周围城市产业结构升级会提高本地PM_{2.5}污染水平。因此,当引进外地产业时,应对其环境效应进行综合评估;生态环境禀赋的直接效应显著为负,但间接效应并不显著,说明城市绿化的影响存在地域限制,在生态文明建设背景下,为防控PM_{2.5}污染,应坚持“生态优先”原则,推进城乡绿化一体化建设。

2.5 稳健性检验

由于变量的空间依赖关系既表现为当期地区间的相关影响,且受到地区间之前行为锁定的影响。此外,地区环境决策存在相互竞争关系,使得相邻地区的环境决策倾向于对本地区未来环境行为形成显著影响^[1]。基于此,采用空间动态模型对工业生态效率影响PM_{2.5}污染的稳定性进行检验(表7)。由表7可知,滞后一期的PM_{2.5}污染对当前PM_{2.5}污染影响系数显著为0.3137,这体现了PM_{2.5}污染的路径依赖特征与“雪球效应”。PM_{2.5}污染的时空滞后系数显著为-0.0821,说明前期经济地理临近地市较高PM_{2.5}污染水平会导致本地区当期PM_{2.5}污染的降低,这可能受到邻近地区环境污染的“警示效应”影响。

表7 动态SDM模型估计结果

Table 7 Results of dynamic SDM

变量	空间固定效应	时间固定效应	时空固定效应
$\ln PM_{2.5(t-1)}$		1.0571(158.55)***	0.3137(17.68)***
$W \times \ln PM_{2.5(t-1)}$	0.2621(11.66)***		-0.0821(-2.05)**
$\ln Iee$	0.1395(2.19)**	0.0357(3.84)***	0.1308(2.08)**
$\ln Den$	0.0057(0.53)	-0.0080(-1.24)	0.0019(0.18)
$\ln Aggl$	-0.0083(-1.13)	-0.0271(-4.58)***	-0.0119(-1.62)
$\ln Lit$	-0.0126(-1.40)	0.0110(1.50)	-0.0124(-1.36)
$\ln Tec$	-0.0380(-4.00)***	0.0011(0.13)	-0.0473(-4.99)***
$\ln Ind$	-0.0031(-0.40)	-0.0006(-0.09)	0.0048(0.61)
$\ln Gcba$	-0.0132(-2.26)**	0.0008(0.14)	-0.0116(-2.00)**
$W \times \ln Iee$	0.1526(1.53)	0.2823(10.14)***	0.0440(0.29)
$W \times \ln Den$	-0.0331(-1.27)	-0.0608(-3.97)***	-0.0511(-1.99)**
$W \times \ln Aggl$	0.0064(0.78)	-0.1335(-9.77)***	-0.0398(-1.51)
$W \times \ln Lit$	-0.0453(-3.36)***	0.2367(11.60)***	-0.0247(-0.99)
$W \times \ln Tec$	0.0006(0.03)	0.1813(7.51)***	-0.0338(-1.32)
$W \times \ln Ind$	0.0204(1.44)	-0.0434(-2.49)**	0.0396(1.65)*
$W \times \ln Gcba$	0.0101(0.63)	0.0479(2.74)***	0.0003(0.02)
Rho	0.8598(46.29)***	0.3815(22.46)***	0.6910(28.92)***
σ^2	0.0074	0.0142	0.0073
R^2	0.1650	0.9910	0.7530

在三种时空动态固定模型中，工业生态效率对PM_{2.5}污染均具有显著的正向影响，说明上述分析结果的稳健性。此外，对比表5和表7中时空固定效应模型可知，环保监督、技术创新、产业结构及生态环境禀赋变量的符号与显著性变化不大。

动态空间杜宾面板模型可将直接效应和间接效应在时间维度上区分为长期效应与短期效应，从而揭示出各变量对PM_{2.5}污染的短期即时性影响与纳入时间滞后效应的长期性影响（表8）。由表8可知，不论间接效应或直接效应，短期效应的绝对影响值均小于长期效应，说明各变量对PM_{2.5}污染具有更深远的长期影响。可以看出，不论在短期还是长期条件下，工业生态效率对本地区PM_{2.5}污染直接效应均显著为正。

表8 动态空间杜宾模型效应分解

Table 8 Results of direct and indirect effects of dynamic SDM

变量	短期直接效应	短期间接效应	长期直接效应	长期间接效应
$\ln Iee$	0.3077(2.53)**	0.8701(0.96)	0.5108(2.45)**	6.1439(0.32)
$\ln Den$	-0.0043(-0.39)	-0.1607(-2.00)**	-0.0145(-0.63)	-0.9902(-0.25)
$\ln Aggl$	-0.0174(-2.12)**	-0.1467(-1.68)*	-0.0333(-2.13)**	-0.8240(-0.55)
$\ln Lit$	-0.0162(-1.60)	-0.1100(-1.37)	-0.0293(-1.55)	-0.4930(-0.29)
$\ln Tec$	-0.0551(-5.12)***	-0.2054(-2.58)***	-0.0940(-3.15)***	-1.4578(-0.22)
$\ln Ind$	0.0099(1.20)	0.1362(1.71)*	0.0223(0.75)	1.0015(0.15)
$\ln Gcba$	-0.0120(-1.84)*	-0.0226(-0.42)	-0.0193(-1.61)	-0.1552(-0.20)

2.6 分地区检验

工业生态效率总体上对PM_{2.5}污染起到直接为正的影晌效应，而这可能忽视不同地区

的异质性。以SDM模型对分区域估计存在偏差,为便于比较采用一致的SLM模型依次进行参数估计(表9)。由表9可知,工业生态效率对东部地区PM_{2.5}污染起到显著的负向影响,对中部、西部和东北地区的影响为正,但对中部地区的影响并不显著,体现了工业生态效率对PM_{2.5}污染影响的空间异质性。以东部地区来说,环保监督、科技进步及产业结构升级系数均大于中西部和东北地区,其通过作用于工业生产技艺、废弃物产出及污染排放与治理,改善工业生态效率,进而有利于降低PM_{2.5}污染。

表9 分地区空间滞后回归结果

Table 9 Results of sub-regional spatial lag regression

变量	东部	中部	西部	东北
<i>lnLee</i>	-0.5477(-4.68)***	0.0191(0.31)	0.1668(2.61)***	0.4361(4.60)***
<i>lnDen</i>	0.1853(8.39)***	0.4342(33.66)***	0.4111(27.27)***	0.2798(16.08)***
<i>lnAggl</i>	0.1284(10.41)***	0.0014(0.18)	-0.0362(-3.03)***	0.0985(8.77)***
<i>lnLit</i>	-0.2079(-8.28)***	-0.1071(-6.53)***	-0.0722(-3.04)***	-0.0802(-2.62)***
<i>lnTec</i>	-0.3653(-7.14)***	-0.0043(-0.17)	0.2415(7.5)***	-0.0516(-1.58)
<i>lnInd</i>	-0.3425(-9.46)***	-0.0037(-0.27)	-0.0276(-1.36)	0.1078(5.38)***
<i>lnGcba</i>	0.1541(3.22)**	0.0925(3.93)***	0.0099(0.56)	-0.078(-2.55)**
<i>Rho</i>	-0.087(-1.72)**	0.137(3.43)***	-0.04(-1.06)	0.008(0.19)
σ^2	0.1132	0.0260	0.0684	0.0241
R^2	0.4324	0.7335	0.7305	0.8328
LR	336.4115***	252.6049***	167.4672***	219.2451***
Hausman	-492.7477***	14.8111*	60.1267***	2695.1631***

3 结论与讨论

3.1 结论

粗放式的工业化发展模式与不合理的工业生产结构是加剧PM_{2.5}污染的重要影响因素。那么,工业生态效率改善能否会减轻PM_{2.5}污染,本文针对2004—2016年地级市工业生态效率与PM_{2.5}污染关系进行分析,得到以下结论:

(1) 工业生态效率与PM_{2.5}呈时空交错分布特征。PM_{2.5}高等级地区集中连片分布于华北平原及长江中下游城市,工业生态效率高等级地区分布于长三角、珠三角与环渤海经济区等沿海地市及中西部城市群内少数中心地市。

(2) 工业生态效率与PM_{2.5}存在交互响应关系。工业生态效率对PM_{2.5}的冲击表现为“U型”变化的负向累积效应,PM_{2.5}对工业生态效率的冲击则表现为“倒U型”变化的正向累积效应。

(3) 工业生态效率与PM_{2.5}呈稳定时空关联演化特征。高高关联类型地区集中分布于京津冀城市群、山东半岛城市群和长三角城市群内大部分城市,并散落于辽中南城市群、中原城市群、长江中游城市群、珠三角城市群及成渝城市群等少数城市;低低关联类型城市分布于鄱阳湖城市群、关中城市群及西部地市,少数散落于东北地区。

(4) 工业生态效率对PM_{2.5}呈显著且稳健的正向影响,但表现出明显的空间异质性。工业集聚水平、科技创新及城市绿化率对PM_{2.5}起到显著负向影响,而城市规模、环保监督及产业结构系数的影响并不显著。

3.2 讨论

中国地市工业生态效率总体处于中等偏上水平, 工业生态效率的改善并未对缓解PM_{2.5}污染起到积极促进作用, 相反, 在工业生产价值最大化诉求与环保监督无约束条件下, 不合理的工业生产组织方式、不科学的要素投入组合、不规范的污染防控举措, 将对环境污染破坏带来严重影响, 带来大量PM_{2.5}污染。此外, 中国地市工业经济存在着东高西低不平衡发展差距, 地市工业生态效率也表现出东高西低的分异格局, 导致对PM_{2.5}的影响表现出空间异质性, 影响作用大小自东向西逐渐增大。今后这种异质性影响可能会被进一步放大, 这是由于伴随生态文明建设与新型工业化运动的开展, 新一轮的产业结构转型升级取决于创新型资本、人才、技术等要素的汇聚, 地方环境品质无疑是科技创新人才考虑的重要因素, 地区环境质量的改善将成为各地区逐力竞争的焦点, 东部地区凭借发达的工业经济和较高的科技创新投入, 将有效发挥工业生态效率改善降低PM_{2.5}污染的积极作用。

本文的不足之处在于: 第一, 虽然验证了工业生态效率并不利于减轻PM_{2.5}污染, 但其内在的影响机理如何, 并未针对工业生产的规模效率、配置效率、技术进步效率及技术进步等方面深入探讨其对PM_{2.5}污染的影响; 第二, 未考察不同规模城市工业生态效率对PM_{2.5}污染的异质性影响, 及不同时段内工业生态效率对PM_{2.5}污染的差异化影响, 如工业生态效率对PM_{2.5}污染影响是否呈“倒U型”关系; 第三, 对工业生态效率的测度并未纳入社会政策等因素, 且并未考虑自然因素对PM_{2.5}的影响。这些问题有待进一步的深入完善。

参考文献(References):

- [1] SUN Y L, ZHUANG G S, TANG A H, et al. Chemical characteristics of PM_{2.5} and PM₁₀ in haze-fog episodes in Beijing. *Environmental Science and Technology*, 2006, 40(10): 3148-3155.
- [2] LU H Y, WU Y L, MUTUKU J K, et al. Various sources of PM_{2.5} and their impact on the air quality in Tainan city, Taiwan. *Aerosol and Air Quality Research*, 2019, 19(3): 601-619.
- [3] GEHRIG R, BUCHMANN B. Characterising seasonal variations and spatial distribution of ambient PM₁₀ and PM_{2.5} concentrations based on long-term Swiss monitoring data. *Atmospheric Environment*, 2003, 37(19): 2571-2580.
- [4] 王振波, 方创琳, 许光, 等. 2014年中国城市PM_{2.5}浓度的时空变化规律. *地理学报*, 2015, 70(11): 1720-1734. [WANG Z B, FANG C L, XU G, et al. Spatial-temporal characteristics of the PM_{2.5} in China in 2014. *Acta Geographica Sinica*, 2015, 70(11): 1720-1734.]
- [5] YORIFUJI T, BAE S, KASHIMA S, et al. Health impact assessment of PM₁₀ and PM_{2.5} in 27 Southeast and East Asian cities. *Journal of Occupational and Environmental Medicine*, 2015, 57(7): 751-756.
- [6] 徐冬, 黄震方, 黄睿. 基于空间面板计量模型的雾霾对中国城市旅游流影响的空间效应. *地理学报*, 2019, 74(4): 814-830. [XU D, HUANG Z F, HUANG R. The spatial effects of haze on tourism flows of Chinese cities: Empirical research based on the spatial panel econometric model. *Acta Geographica Sinica*, 2019, 74(4): 814-830.]
- [7] HAO Y, LIU Y M. The influential factors of urban PM_{2.5} concentrations in China: A spatial econometric analysis. *Journal of Cleaner Production*, 2016, 112: 1443-1453.
- [8] 刘海猛, 方创琳, 黄解军, 等. 京津冀城市群大气污染的时空特征与影响因素解析. *地理学报*, 2018, 73(1): 177-191. [LIU H M, FANG C L, HUANG J J, et al. The spatial-temporal characteristics and influencing factors of air pollution in Beijing-Tianjin-Hebei Urban Agglomeration. *Acta Geographica Sinica*, 2018, 73(1): 177-191.]
- [9] FENG X, LI Q, ZHU Y J, et al. Artificial neural networks forecasting of PM_{2.5} pollution using air mass trajectory based geographic model and wavelet transformation. *Atmospheric Environment*, 2015, 107: 118-128.
- [10] PUI D Y H, CHEN S C, ZUO Z. PM_{2.5} in China: Measurements, sources, visibility and health effects, and mitigation. *Particuology*, 2014, 13: 1-26.
- [11] 邵帅, 李欣, 曹建华, 等. 中国雾霾污染治理的经济政策选择: 基于空间溢出效应的视角. *经济研究*, 2016, 51(9): 73-88. [SHAO S, LI X, CAO J H, et al. China's economic policy choices for governing smog pollution based on spatial spillover effects. *Economic Research Journal*, 2016, 51(9): 73-88.]
- [12] 邵帅, 李欣, 曹建华. 中国的城市化推进与雾霾治理. *经济研究*, 2019, 54(2): 148-165. [SHAO S, LI X, CAO J H. Ur-

- banization promotion and haze pollution governance in China. *Economic Research Journal*, 2019, 54(2): 148-165.]
- [13] 东童童, 李欣, 刘乃全. 空间视角下工业集聚对雾霾污染的影响: 理论与经验研究. *经济管理*, 2015, 37(9): 29-41. [DONG T T, LI X, LIU N Q. The effect of industrial agglomeration to haze pollution (PM_{2.5}) based on spatial perspective: Theoretical and empirical research. *Economic Management*, 2015, 37(9): 29-41.]
- [14] 东童童. 雾霾污染 (PM_{2.5})、工业集聚与工业效率的交互影响研究. *软科学*, 2016, 30(3): 26-30. [DONG T T. Research on the interactive influence among haze pollution (PM_{2.5}), industrial agglomeration and industrial efficiency. *Soft Science*, 2016, 30(3): 26-30.]
- [15] 胡熠娜, 彭建, 刘焱序, 等. 区域生态效率研究进展. *生态学报*, 2018, 38(23): 8277-8284. [HU Y N, PENG J, LIU Y X, et al. Review on regional eco-efficiency research. *Acta Ecologica Sinica*, 2018, 38(23): 8277-8284.]
- [16] 关伟, 许淑婷. 中国能源生态效率的空间格局与空间效应. *地理学报*, 2015, 70(6): 980-992. [GUAN W, XU S T. Study on spatial pattern and spatial effect of energy eco-efficiency in China. *Acta Geographica Sinica*, 2015, 70(6): 980-992.]
- [17] 李在军, 胡美娟, 周年兴. 中国地级市工业生态效率空间格局及影响因素. *经济地理*, 2018, 38(12): 126-134. [LI Z J, HU M J, ZHOU N X. The spatial pattern and influencing factors of industrial eco-efficiency in Chinese prefecture-level cities. *Economic Geography*, 2018, 38(12): 126-134.]
- [18] 卢燕群, 袁鹏. 中国省域工业生态效率及影响因素的空间计量分析. *资源科学*, 2017, 39(7): 1326-1337. [LU Y Q, YUAN P. Measurement and spatial econometrics analysis of provincial industrial ecological efficiency in China. *Resources Science*, 2017, 39(7): 1326-1337.]
- [19] 袁荷, 仇方道, 朱传耿, 等. 江苏省工业环境效率时空格局及影响因素. *地理与地理信息科学*, 2017, 33(5): 112-118. [YUAN H, QIU F D, ZHU C G, et al. Spatial-temporal changes and influencing factors of industrial environmental efficiency in Jiangsu province. *Geography and Geo-Information Science*, 2017, 33(5): 112-118.]
- [20] 张新林, 仇方道, 王长建, 等. 长三角城市群工业生态效率空间溢出效应及其影响因素. *长江流域资源与环境*, 2019, 28(8): 1791-1800. [ZHANG X L, QIU F D, WANG C J, et al. Spatial spillover effects and driving factors of industrial eco-efficiency in Yangtze River Delta Urban Agglomerations. *Resources and Environment in the Yangtze Basin*, 2019, 28(8): 1791-1800.]
- [21] 任胜钢, 张如波, 袁宝龙. 长江经济带工业生态效率评价及区域差异研究. *生态学报*, 2018, 38(15): 5485-5497. [REN S G, ZHANG R B, YUAN B L. Industrial eco-efficiency evaluation and regional differences of Yangtze River Economic Belt. *Acta Ecologica Sinica*, 2018, 38(15): 5485-5497.]
- [22] 李成宇, 张士强, 张伟. 中国省际工业生态效率空间分布及影响因素研究. *地理科学*, 2018, 38(12): 1970-1978. [LI C Y, ZHANG S Q, ZHANG W. Spatial distribution characteristics and influencing factors of China's inter provincial industrial eco-efficiency. *Scientia Geographica Sinica*, 2018, 38(12): 1970-1978.]
- [23] 吴文洁, 刘雪梦, 唐娟莉. FDI与中国工业生态效率: 基于面板联立方程模型的实证分析. *商业研究*, 2019, (6): 63-72. [WU W J, LIU X M, TANG J L. FDI and China's industrial ecological efficiency: An empirical analysis based on panel simultaneous equation model. *Commercial Research*, 2019, (6): 63-72.]
- [24] 童玉芬, 王莹莹. 中国城市人口与雾霾: 相互作用机制路径分析. *北京社会科学*, 2014, (5): 4-10. [TONG Y F, WANG Y Y. The interaction mechanism of urban population and haze in China. *Social Sciences of Beijing*, 2014, (5): 4-10.]
- [25] 胡志强, 苗健铭, 苗长虹. 中国地市工业集聚与污染排放的空间特征及计量检验. *地理科学*, 2018, 38(2): 168-176. [HU Z Q, MIAO J M, MIAO C H. Spatial characteristics and econometric test of industrial agglomeration and pollutant emissions in China. *Scientia Geographica Sinica*, 2018, 38(2): 168-176.]
- [26] LI H, FANG K N, YANG W, et al. Regional environmental efficiency evaluation in China: Analysis based on the Super-SBM model with undesirable outputs. *Mathematical and Computer Modelling*, 2013, 58(5-6): 1018-1031.
- [27] WANG Z H, FENG C. A performance evaluation of the energy, environmental, and economy efficiency and productivity in China: An application of global data envelopment analysis. *Applied Energy*, 2015, 147: 617-626.
- [28] DASGUPTA S, LAPLANTE B, MAMINGI N, et al. Inspections, pollution prices, and environmental performance: Evidence from China. *Ecological Economics*, 2001, 36(3): 487-498.
- [29] ZHAO Y B, WANG S J, GE Y J, et al. The spatial differentiation of the coupling relationship between urbanization and the eco-environment in countries globally: A comprehensive assessment. *Ecological Modelling*, 2017, 360(24): 313-327.
- [30] 刘帅宾, 杨山, 王钊. 基于人口流的中国省域城镇化空间关联特征及形成机制. *地理学报*, 2019, 74(4): 648-663. [LIU S B, YANG S, WANG Z. Characteristics and formation mechanism of China's provincial urbanization spatial correlation based on population flow. *Acta Geographica Sinica*, 2019, 74(4): 648-663.]
- [31] 徐冬, 黄震芳, 黄睿, 等. 中国中东部雾霾污染与入境旅游的时空动态关联分析. *自然资源学报*, 2019, 34(5): 1108-

1120. [XU D, HUANG Z F, HUANG R. et al. The spatiotemporal dynamic correlation analysis of haze pollution and inbound tourism in Central and Eastern China. *Journal of Natural Resources*, 2019, 34(5): 1108-1120.]
- [32] ELHORST J P. Matlab software for spatial panels. *International Regional Science Review*, 2014, 37(3), 389-405.
- [33] 张国俊, 邓毛颖, 姚洋洋, 等. 广东省产业绿色发展的空间格局及影响因素分析. *自然资源学报*, 2019, 34(8): 1593-1605. [ZHANG G J, DENG M Y, YAO Y Y, et al. Comprehensive level of the green development of industry in Guangdong province and spatial econometric analysis of the influencing factors. *Journal of Natural Resources*, 2019, 34(8): 1593-1605.]

Influence and spillover effect of industrial eco-efficiency on PM_{2.5} pollution

LI Zai-jun¹, HU Mei-juan², ZHANG Ai-ping³, ZHOU Nian-xing²

(1. Research Institute of Central Jiangsu Development, Yangzhou University, Yangzhou 225009, Jiangsu, China;

2. School of Geography Science, Nanjing Normal University, Nanjing 210023, China; 3. School of Tourism and Culinary Science, Yangzhou University, Yangzhou 225127, Jiangsu, China)

Abstract: By means of spatial analysis and econometric models, the spatio-temporal correlation characteristics and effects between PM_{2.5} pollution and industrial eco-efficiency of prefecture-level cities in China from 2004 to 2016. The results show that: (1) Industrial eco-efficiency and PM_{2.5} shows a pattern of spatio-temporal staggered distribution. Areas with high PM_{2.5} pollution are mainly concentrated in the North China Plain and the middle and lower reaches of the Yangtze River, while high industrial eco-efficiency areas are distributed in coastal cities such as the Yangtze River Delta, the Pearl River Delta and the Bohai Rim Economic Zone, and a few major cities in the urban agglomerations of central and western China. (2) There is reciprocal interaction relationship between industrial eco-efficiency and PM_{2.5} pollution. Industrial eco-efficiency has a negative cumulative effect on PM_{2.5} pollution, and shows a "U-shaped" pattern, while the influence of PM_{2.5} pollution on industrial eco-efficiency is manifested by the positive cumulative effect of "inverted U-shaped" change. (3) Industrial eco-efficiency and PM_{2.5} pollution have significant spatio-temporal association, and the evolution of different types of spatio-temporal correlation keeps higher stability. Thereinto, the high industrial eco-efficiency and the high PM_{2.5} pollution regions are mainly concentrated in the urban agglomerations of the Beijing-Tianjin-Hebei region, the Shandong Peninsula and the Yangtze River Delta; the low industrial eco-efficiency and the low PM_{2.5} pollution regions are mainly distributed in the urban agglomerations of the Poyang Lake, the Guanzhong and the western region, as well as in a few cities in the northeast region. (4) Overall, industrial eco-efficiency has a significant and robust positive effect on PM_{2.5} pollution, but shows significant spatial heterogeneity. Specifically, the industrial agglomeration level, technological innovation and urban greening rates have a significant negative impact on PM_{2.5} pollution, while the effect of other variables is not significant.

Keywords: PM_{2.5} pollution; industrial eco-efficiency; panel vector auto regression model; spatial Durbin model