

中国城镇化对环境污染的空间 溢出与门槛效应研究

李存贵¹

(河南科技大学 经济学院, 河南 洛阳 471023)

【摘要】: 基于 2000—2017 年中国 31 个省份的面板数据, 建立空间面板杜宾模型和面板门槛回归模型, 对城镇化与环境污染的关系进行实证分析和相应的政策讨论。结果表明: 中国环境污染存在明显的正向空间依赖性和空间异质性, 东部地区主要表现为高一高集聚类型, 西部地区主要表现为低—低集聚类型; 城镇化对环境污染的影响具有显著的空间外溢效应, 且区域间的溢出效应大于区域内的本地效应; 城镇化与环境污染呈倒“U”型曲线关系, 拐点发生在城镇化水平达到 86.16% 处; 城镇化对环境污染的影响存在门槛特征, 随着经济规模的扩大, 城镇化对环境污染的正向影响逐渐减弱, 随着第三产业与第二产业比值的增加, 城镇化对环境污染的正向影响先增强后减弱。基于此, 提出建立区域环境污染协同治理机制、制定差异化的产业结构调整策略、加强环保技术的研发与推广、积极倡导绿色生活方式等政策建议。

【关键词】: 城镇化 环境污染 空间面板杜宾模型 面板门槛回归

【中图分类号】: X502 **【文献标识码】:** A **【文章编号】:** 1671-4407(2021)03-197-10

1 引言与文献综述

城镇化是一个国家通向工业化和现代化的必经之路, 也是解决“三农”问题的重要途径。改革开放以来, 中国城镇化进程快速推进, 2019 年末常住人口城镇化率达到 60.60%, 比 1978 年末提高 42.68 个百分点, 年均提高 1.04 个百分点。城镇化过程是一把“双刃剑”, 一方面, 促进了经济社会繁荣发展; 另一方面, 粗放式的发展方式对生态环境造成了严重破坏。党的十九大报告提出要加快生态文明体制改革, 建设美丽中国, 持续实施大气污染防治行动, 打赢蓝天保卫战。城镇化进程的快速推进是否必然会加剧环境污染? 如何将生态文明建设融入城镇化进程, 揭示城镇化对环境污染的影响机制并测算其影响程度, 实现城镇化与生态环境协调发展, 对促进中国经济高质量发展具有重要意义。

目前, 学界关于城镇化与环境污染关系的研究主要形成了以下三种基本观点。

(1) 城镇化与环境污染呈正向线性关系, 城镇化进程加剧了环境污染。

Ala-Mantila 等^[1]认为, 城市化是导致环境质量恶化的主要原因。Al-Mulali 等^[2]提出城市化增加了二氧化碳排放量。刘伯龙等^[3]利用中国省级动态面板数据, 研究了城镇化推进对雾霾污染的影响, 结果表明, 在全国范围内, 城镇化提高 1 个百分点, 导致雾

¹作者简介: 李存贵, 博士, 讲师, 研究方向为区域可持续发展。E-mail: licungui0928@163.com

基金项目: 河南省教育厅人文社会科学研究一般项目“河南省城镇化对雾霾污染的空间溢出与门槛效应研究”(2021-ZZJH-111); 国家社会科学基金项目“我国粮食供给体系质量提升研究”(18BGL165)

霾污染的浓度平均增加 0.029 个百分点。冷艳丽和杜思正^[4]基于 2001—2010 年中国省际面板数据,考察了城市化对雾霾污染的影响,结果表明城市化进程的推进对雾霾污染具有正向影响。段博川和孙祥栋^[5]以 2001—2013 年 30 个省份的数据为样本,计量检验了城镇化进程对环境污染的影响机制,研究结论显示,人口城镇化与土地城镇化都显著促进了环境的污染。邓晓兰等^[6]采用动态面板模型,实证考察了省级层面城镇化与环境污染的关系,结果表明,现阶段城镇化与环境污染之间呈现明显的正向效应。李欣等^[7]采用空间杜宾模型,分析了城市化进程对雾霾污染的影响,结果表明,长三角区域雾霾污染存在显著的正向空间溢出效应,城市化是长三角地区雾霾污染加剧的重要原因。王江和刘莎莎^[8]基于 2003—2017 年西北 5 省区的面板数据,构建了城镇化对雾霾污染影响的空间计量模型,结果显示,城镇化显著加剧了区域雾霾污染程度。Dhiab&Dkhili^[9]的研究表明,城市化与二氧化碳排放呈显著正相关。

(2) 城镇化与环境污染呈负向线性关系,城镇化进程能够抑制环境污染。

Liddle^[10]发现,城市化与城市密度提升了公共交通等基础设施的使用效率,从而有利于降低能源消费和环境污染。程开明和李金昌^[11]认为,城镇化进程伴随着资本、劳动等要素的集中,有利于资源高效利用、污染治理,提高了经济运行和污染治理效率。赵红和陈雨蒙^[12]运用协整和格兰杰因果检验方法,验证了 1978—2010 年中国二氧化碳排放与城市化的关系,结果表明城市化对二氧化碳排放存在较强的负向作用。陆铭和冯皓^[13]的研究表明,城镇化率的提高有利于降低工业污染物的排放强度。张腾飞等^[14]发现,城镇化会提高居民的受教育水平,有利于城市清洁生产技术的提高,进而降低环境污染程度。梁伟等^[15]认为,城镇化水平的提升对雾霾污染有显著的负向影响。李静萍和周景博^[16]以 2014 年全国 113 个环境保护重点城市为样本,采用结构方程模型,实证研究了城市化对中国城市空气质量的影响,结果表明,城市化率的提高有助于空气质量的改善。Luo 等^[17]的研究表明,中国西北、东北地区的城市化有利于 $PM_{2.5}$ 浓度的降低。

(3) 城镇化与环境污染之间呈非线性的曲线关系。

Han 等^[18]利用全球范围内大城市 $PM_{2.5}$ 浓度分布和人口分布,研究发现,中国的 $PM_{2.5}$ 浓度与城市人口规模呈倒“U”型关系。Xu 等^[19]以 2001—2012 年省级面板数据为样本,对中国 $PM_{2.5}$ 排放的主要影响因素进行了检验,结果表明,由于城市房地产的快速发展和后期环保措施的加强,城市化与 $PM_{2.5}$ 排放呈倒“U”型格局。刘晓红和江可申^[20]通过建立动态空间面板计量模型研究城镇化进程中我国经济增长、贸易开放、第三产业与雾霾的关系,结果显示,城镇化系数为正,城镇化平方系数为负,表明中国城镇化与雾霾污染之间呈倒“U”型曲线关系。邓世成和郭凌寒^[21]基于空间面板模型实证分析了长江经济带城市化进程对雾霾污染的影响,结果显示,户籍人口城市化与雾霾污染存在倒“U”型曲线关系。以上文献与环境库茨涅茨曲线结论一致,但有些学者的研究发现城镇化与污染之间不一定是倒“U”型曲线关系。东童童和邓世成^[22]选取中国 31 个省份的相关数据,对中国城市化发展对雾霾污染的影响进行了验证,结果表明,户籍人口城市化与雾霾污染存在“U”型曲线关系。如王盈晓等^[23]利用武汉市 1997—2013 年各级指标数据,分析发现,城市化与大气污染呈倒“N”型曲线关系。杨明^[24]选取 2004—2015 年中国 30 个省份的面板数据进行了实证检验,结果表明,城镇化与环境污染之间呈先降后升再降的倒“N”型曲线关系。

综上所述,国内外学者对于城镇化与环境污染的关系进行了多方面的探讨,为本文的研究奠定了坚实基础。但是,既有研究需要进一步从以下几个方面进行深入:①关于城镇化对环境污染影响的理论分析与实证结果尚未达成一致意见。②忽略了空间溢出效应的作用,主要采用传统面板数据模型考察城镇化对环境污染的影响。城镇化和环境污染具有显著的空间异质性,忽略空间因素会造成传统计量模型的实证结果有偏。③需要关注城镇化对环境污染的非线性影响,采用简单的线性模型难以解释两者之间的非线性关系。基于此,本文尝试从以下三个方面进行深入研究:①剖析城镇化对环境污染的影响机制。②建立空间面板计量模型,考察城镇化进程对环境污染影响的空间溢出效应,揭示影响环境污染的关键因素。③建立面板门槛回归模型,检验城镇化对环境污染的影响是否存在门槛效应。

2 研究假设、变量选取与研究方法

2.1 研究假设

假设 1:城镇化对环境污染的影响存在空间溢出效应。

可能原因是:①城镇化发展初期,某地为推动经济增长,降低环境门槛引入污染密集型产业,邻近地区也会竞相效仿,致使区域环境污染加剧。②某地环境污染严重,排放的污染物通过空间扩散对邻近地区环境质量产生影响。③随着城镇化的发展,某地采用先进的环保技术改善了其环境质量,对周边地区起到示范带动作用,通过知识溢出效应使得邻近地区环境质量得以提高。④城镇化发展到一定水平,某地环保标准提高,淘汰的污染产业可能向邻近地区扩散,从而加剧邻近地区的环境污染。

假设 2:城镇化与环境污染呈倒“U”型曲线关系。

假设 3:城镇化对环境污染的影响存在门槛效应。

一方面,城镇化进程的快速推进可能会加剧环境污染。①城镇化最显著的特征是农村人口大量向城镇地区迁移,城镇人口密度不断增大,对城市基础设施、住房、家电、机动车等需求快速增加,为了满足这些需求需要增加能源消耗并排放大量污染物;另外,城镇人口剧增会产生大量生活污染物,给生态环境带来巨大压力。②城镇化伴随着工业化的快速推进,粗放式的工业发展方式产生了大量废水、废气以及固体废弃物等污染排放物,对生态环境造成严重危害。③城镇化快速发展促使城镇空间逐渐向周边地区辐射,大量农田、林地和湿地被城市用地侵占,城镇空间的无序扩张破坏了地区生态平衡。

另一方面,城镇化的进一步发展对环境污染起到抑制作用。①城镇化的发展可以提升城市的集聚效应。首先空间集聚有利于基础设施、医疗卫生、交通、教育等公共资源的共享,各经济主体的空间集聚便于专业化分工协作,提高资源配置效率;其次,空间集聚有利于污染物的集中处理,提高环境治理效率;最后,空间集聚有利于技术创新,产生知识外溢效应,先进的生产技术能够降低单位产品的能源消耗和环境污染物排放,环保技术的发展有利于环境污染治理水平的提高。②城镇化的发展会促进产业结构优化调整。首先,产业结构逐渐由第二产业向第三产业递进,第二产业比重的下降必然会降低污染物的排放水平。其次,第二产业逐渐向高技术、低能耗、低污染的产业进行升级和调整,逐渐淘汰高耗能和高污染性企业,环境污染物的排放水平随之下降,从而使得环境质量得到提升。③城镇化的发展可以提高全社会的环境保护意识。首先,随着经济持续发展,居民生活水平、文化水平和整体素质明显提高,人们对物质的追求逐渐上升为对环境质量的追求,自觉践行绿色的生活方式和消费理念,有利于缓解生态环境压力。其次,随着居民环保诉求的提高,政府环境规制逐渐加强,加大环境治理投入力度,环境质量得以改善。

城镇化对环境污染的影响同时存在正负两种效应,城镇化发展初期,正向效应大于负向效应,环境污染呈上升趋势;城镇化发展后期,负向效应大于正向效应,环境污染呈下降趋势。总体来看,随着城镇化进程的持续推进,城镇化与环境污染之间呈现的是一种倒“U”型的曲线关系,如图 1 所示。

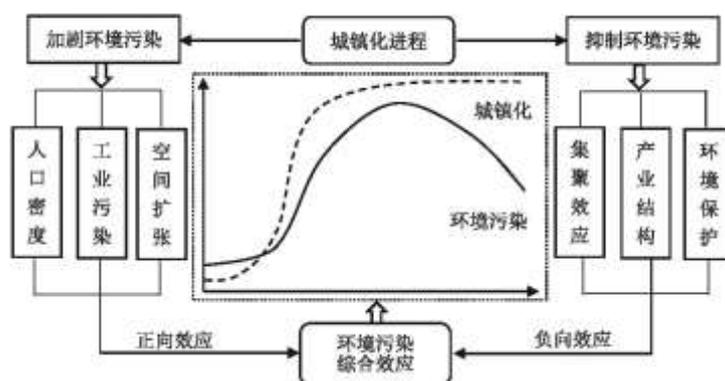


图 1 城镇化与环境污染关系图

2.2 变量选取与数据来源

2.2.1 变量选取

(1) 被解释变量:

环境污染(lnpol)。选取各省份废水排放总量、二氧化硫排放量以及工业固体废物产生量 3 个具有代表性的指标,然后利用熵权法确定各指标的权重,按截面将每年各省份上述三个指标乘以相应的权重得到环境污染综合指数。熵权法的基本思路是根据指标变异程度的大小来确定权重,某个指标的信息熵越小,表示指标离散程度越大,提供的信息量越多,其权重也就越大。熵权法的计算步骤如下:

①对数据进行归一化处理。

$$Y_{ij} = [X_{ij} - \min(X_{ij})] / [\max(X_{ij}) - \min(X_{ij})] \quad (1)$$

式中: Y_{ij} 为经过归一化处理的第 i ($i=1, 2, \dots, n$) 个省份的第 j ($j=1, 2, \dots, m$) 项指标值, X_{ij} 为第 i 个省份第 j 项指标的原始值。

②计算各指标的信息熵。

$$E_j = -K \sum_{i=1}^n p_{ij} \ln p_{ij} \quad (2)$$

其中: $p_{ij} = Y_{ij} / \sum_{i=1}^n Y_{ij}$, 如果 $p_{ij}=0$, 定义 $p_{ij} \ln p_{ij}=0$; $K=1/\ln(n)$ 为调节系数, 以保证 $0 \leq E_j \leq 1$ 。

③计算各指标的权重。

$$W_j = (1 - E_j) / \sum_{j=1}^m (1 - E_j) \quad (3)$$

(2) 核心解释变量:

城镇化水平(lnurb)。城镇化表现为人口由农村向城镇迁移的过程, 本文用城镇人口占总人口的比重来衡量城镇化对环境污染的影响。

(3) 控制变量:

①经济规模(lnpgdp), 用地区人均国内生产总值来衡量经济发展水平对环境污染的影响。一般来说, 在经济发展初期, 经济发展往往以牺牲环境为代价, 环境污染随着经济增长而加剧, 当经济发展水平达到某一临界值时, 人们对环境质量的要求不断提高, 环境质量将得到改善。②人口密度(lnpop), 用单位行政区域面积的常住人口数来衡量人口集聚程度对环境污染的影响。人口密度对环境质量存在两方面的影响, 一方面, 人口聚集会带来污染物排放的快速增长; 另一方面, 人口集聚可以产生规模效益, 有利

于环境治理。③产业结构(lnstr),用第三产业增加值与第二产业增加值的比值来衡量产业结构对环境污染的影响。不同的产业结构对环境污染的影响存在显著差异,以第二产业为主导的产业结构,能源消耗较高,环境污染比较严重;以第三产业为主导的产业结构,资源环境压力有所减缓,预期产业结构对环境污染的影响为负向效应。④技术水平(lntec),专利是衡量技术创新能力最为常用的指标,本文用各省份三种专利受理数来衡量技术水平对环境污染的影响。一个地区的技术水平越高,资源利用效率和环境污染治理水平就越高,预期技术水平对环境污染的影响为负向效应。⑤环境规制(lnreg),用环境污染治理投资占GDP比重来衡量环境规制对环境污染的影响。环境污染具有显著的外部性,需要通过政府的“有形之手”进行干预,环境规制是政府为了应对环境污染而采取的措施,预期环境规制对环境污染的影响为负向效应。⑥文化程度(lnedu),用各省份高中以上学历的人口数占6岁及以上人口数量的比重来衡量。居民受教育程度的提高能够提高劳动生产率、加强环保意识,从而有利于环境质量的改善。

(4) 空间权重矩阵。

托布勒地理学第一定律认为,现象之间都相互联系,但是邻近现象之间的联系会更强。为了揭示空间现象的空间依赖关系,本文选取基于“车”相邻的邻接空间权重矩阵,其定义如下:

$$W_1 = \begin{pmatrix} W_{11} & \cdots & W_{1n} \\ \cdots & & \cdots \\ W_{n1} & \cdots & W_{nn} \end{pmatrix} \quad (4)$$

W_{ij} 为邻接空间权重矩阵的元素,如区域*i*和区域*j*有共同的边,则称区域*i*和区域*j*“车”相邻,记 $W_{ij}=1$;否则记 $W_{ij}=0$,主对角线元素为0。采用GeoDa软件生成邻接空间权重矩阵,相邻规则采用Rook邻接。另外,由于海南没有边界相邻的邻居,为避免后续分析的麻烦,将海南的邻居人为设定为广东。

为了衡量空间溢出效应,本文构造基于各省份地理距离与经济属性的嵌套空间权重矩阵,计算方法如下:

$$W_2 = W_d \text{diag}\left(\frac{\bar{Y}_1}{\bar{Y}}, \frac{\bar{Y}_2}{\bar{Y}}, \dots, \frac{\bar{Y}_n}{\bar{Y}}\right) \quad (5)$$

式中: W_d 为地理距离空间权重矩阵,矩阵元素为两省份质心距离的倒数,主对角线元素为0; diag 为主对角线元素, \bar{Y}_i 为考察期内第*i*($i=1, 2, \dots, n$)个省份人均GDP的平均值; \bar{Y} 为考察期内所有省份人均GDP的平均值。

2.2.2 数据来源

本文选取2000—2017年中国31个省份的平衡面板数据作为研究样本。数据来源于历年《中国统计年鉴》《中国环境统计年鉴》《中国人口统计年鉴》《中国区域统计年鉴》以及《新中国六十年统计资料汇编》。各变量的描述统计结果如表1所示。

2.2.3 研究方法

(1) 探索性空间数据分析方法。

在引入空间计量模型之前,首先需要考察中国各省份环境污染在空间上是否存在空间依赖性。探索性空间数据分析是一种具

有识别功能的空间数据分析方法,主要用于探测空间分布的非随机性或空间自相关性,包含两类工具:第一类为全局空间自相关,常用全局 Moran' sI 指数进行测度,用来检验各个区域间整体上的空间关联程度,计算公式为:

$$I = \frac{n \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n w_{ij} (x_i - \bar{x})(x_j - \bar{x})}{\sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n w_{ij} \sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x})^2} \quad (6)$$

式中:n 是研究区内地区总数, w_{ij} 是空间权重矩阵元素, x_i 和 x_j 分别是区域 i 和区域 j 的属性。I 大于 0, 表示空间分布呈正相关性, 即高值与高值相邻或低值与低值相邻; I 小于 0, 表示空间分布呈现负相关性, 即高值与低值相邻或低值与高值相邻; I 接近 0, 则说明研究对象的空间分布是随机的。

表 1 变量的描述统计结果

变量名称	含义	样本数	均值	标准差	极小值	极大值
环境污染	环境污染综合指数/万吨	558	69246.81	56420.12	396.59	317014.06
城镇化水平	城镇人口占总人口的比重/%	558	49.20	15.73	18.93	89.60
经济规模	地区人均生产总值/元	558	30631.57	24189.49	2759.00	128994.11
人口密度	人口数与行政区域面积的比值/(人/平方千米)	558	415.39	604.91	2.15	3825.39
产业结构	第三产业增加值与第二产业增加值的比值	558	0.99	0.51	0.49	4.24
技术水平	三种专利受理数/件	558	21353.53	44089.14	4.00	332652.00
环境规制	环境污染治理投资占 GDP 的比重/%	558	1.29	0.71	0.01	4.66
受教育程度	高中以上学历的人口数占 6 岁及以上人口数的比重/%	558	23.72	10.14	3.01	66.89

第二类是局域空间自相关,通常采用局域 Moran' sI 指数来度量某个区域与其邻近区域在空间上的差异程度和它们的显著性,计算公式为:

$$I_i = \frac{(x_i - \bar{x})}{S^2} \sum_{j \neq i}^n w_{ij} (x_j - \bar{x}) \quad (7)$$

式中: S^2 为属性的方差。 I_i 大于 0, 表示该地区的高值被高值所包围或者是一个低值被低值所包围; I_i 小于 0, 表示一个低值被高值所包围或者是一个高值被低值所包围。莫兰散点图为用可视化的二维图示形式描述各空间单元标准化后的属性值与空间滞后向量之间的相互关系,散点图回归线的斜率即全局 Moran' sI 指数。莫兰散点图的四个象限分别对应于空间单元与其邻近单元之间四种类型的局部空间联系形式,分别是高一高、低一高、低一低以及高一低集聚。利用莫兰散点图可以清晰显示环境污染的空间异质性格局。

(2) 空间面板计量模型。

空间依赖特征打破了传统计量经济学中相互独立的基本假设。空间计量经济学能够弥补地理空间邻近带来的空间相关性和空间异质性,可以更准确地检验空间变量相互影响的关系、方向和强度。基于 STIRPAT 模型,建立城镇化与环境污染的空间面板杜宾模型为:

$$\begin{aligned} \ln pol_{it} = & \alpha + \rho W \ln pol_{it} + \beta_1 \ln urb_{it} + \beta_2 (\ln urb_{it})^2 + \\ & \beta_3 \ln pgdp_{it} + \beta_4 \ln pop_{it} + \beta_5 \ln str_{it} + \\ & \beta_6 \ln tec_{it} + \beta_7 \ln reg_{it} + \beta_8 \ln edu_{it} + \theta_1 W \ln urb_{it} + \\ & \theta_2 W (\ln urb_{it})^2 + \theta_3 W \ln pgdp_{it} + \theta_4 W \ln pop_{it} + \\ & \theta_5 W \ln str_{it} + \theta_6 W \ln tec_{it} + \theta_7 W \ln reg_{it} + \\ & \theta_8 W \ln edu_{it} + \mu_i + \xi_t + \varepsilon_{it} \end{aligned} \quad (8)$$

式中:下标 i 为省份, t 为年份; α 为常数项; ρ 为空间自回归系数,即本地环境污染与相邻地区环境污染空间相互作用的方向和程度; β_i 为解释变量的回归系数; θ_i 为解释变量空间滞后项的回归系数; W 为 31×31 阶的空间权重矩阵; μ_i 和 ξ_t 分别表示空间效应和时间效应,如果 μ_i 和 ξ_t 与解释变量相关,则为固定效应模型,如无关则为随机效应模型; ε_{it} 为满足正态独立同分布的随机扰动项。

最优空间面板计量模型的选择机制如下: (1) 利用 Hausman 检验固定效应与随机效应模型的选择。若拒绝原假设,表明个体效应与解释变量相关,应选择固定效应模型。在经济学领域,随机效应假设个体效应与所有自变量均不相关,在现实中很难满足,因此国内外学者普遍使用固定效应模型。(2) 对混合面板模型、空间固定效应模型、时间固定效应模型、时间和空间双固定效应模型的时间、空间固定效应的联合非显著性进行似然比(LR)检验。(3) 空间交互效应类型选择。首先估计无空间交互效应的面板数据模型,基于 LM-lag、LM-Error、Robust LM-lag、RobustLM-Error 四个拉格朗日乘数检验是否拒绝非空间模型而接受空间滞后模型(SAR)、空间误差模型(SEM)或空间杜宾模型(SDM)。LeSage & Pace^[25] 建议,即使根据 LM 检验拒绝了非空间是支持采用 SAR 或 SEM 模型,但仍需采用 Wald 检验或 LR 检验,优先考虑使用空间杜宾模型(SDM),该模型同时包含被解释变量空间滞后项和解释变量空间滞后项,有助于防止遗漏变量偏误。

利用 Wald 检验或对数似然比检验(LR 检验)来检验假设 $H_0: \theta_i=0$ 和 $H_0: \theta_i + \rho \beta_i=0$,考察空间杜宾模型式(8)是否能退化为空间滞后模型和空间误差模型,如果两个假设均被拒绝,则选择空间杜宾模型。如果 $H_0: \theta_i=0$ 未被拒绝,并且稳健性检验 RobustLM-lag 也选择了 SAR,则应该选择 SAR,即这两个条件必须同时满足,否则应选择 SDM。类似地,如果 $H_0: \theta_i + \rho \beta_i=0$ 未被拒绝,并且稳健性检验 Robust LM-Error 也指向 SEM,则应该选择 SEM,即这两个条件必须同时满足,否则应选择 SDM。

(3) 面板门槛回归模型。

为验证城镇化与环境污染的非线性关系,常用的方法是加入解释变量的二次项,存在的问题是二次项与一次项之间往往存在高度共线性,从而影响回归结果的稳健性;另一种方法是加虚拟变量与解释变量的交互项,或者进行分组回归,存在的问题是确定分组界点具有主观性,而且错误的界点会导致严重的回归偏误。Hansen^[26]提出的非线性面板门槛回归模型通过在模型中引入门槛变量,将样本划分为不同的组,不仅能较为准确地估计门槛值,还能对内生的“门槛效应”以及相应门槛值进行显著性检验。借鉴 Hansen 提出的面板门槛模型理论,本文构建如下回归模型:

$$\begin{aligned} \ln pol_{it} = & \alpha + \beta_{11} \ln urb_{it} I(q_{it} \leq \gamma_1) + \beta_{12} \ln urb_{it} I(\gamma_1 < q_{it} \leq \gamma_2) + \\ & \beta_{13} \ln urb_{it} I(q_{it} > \gamma_2) + \beta_2 \ln pgdp_{it} + \beta_3 \ln pop_{it} + \\ & \beta_4 \ln str_{it} + \beta_5 \ln tec_{it} + \beta_6 \ln reg_{it} + \beta_7 \ln edu_{it} + \epsilon_{it} \quad (9) \end{aligned}$$

式中： $I(\cdot)$ 为指标函数，如果括号内的判别为真，则 $I(\cdot)$ 取 1，否则取 0； q 为门槛变量； γ 为待估计的门槛值。

3 实证结果与分析

3.1 探索性空间数据分析

基于标准化的邻接空间权重矩阵，利用全局 Moran' sI 指数及其检验对中国环境污染水平的空间相关性进行分析。使用 Stata 软件，计算出考察期内环境污染均值的全局 Moran' sI 指数为 0.246，P 值为 0.006，通过了显著性检验。从表 2 可以看出，2000—2017 年环境污染水平的全局 Moran' sI 指数均为正值，且在 5% 的显著性水平下均通过了空间自相关性检验，表明中国 31 个省份之间的环境污染水平存在显著的正向空间依赖性。

全局空间相关只能反映空间现象的整体空间相关状况，但可能会忽略局部地区的非典型性特征^[27]，因此还需要对中国各省份环境污染水平的空间异质性进行进一步分析。基于标准化的邻接空间权重矩阵，利用 Stata 软件绘制出 2000—2017 年间中国各地区环境污染水平均值的莫兰散点图(图 2)。从图 2 可以看出，除海南、天津、贵州、山西、黑龙江、辽宁、广东和四川外，其他省份大多位于第一和第三象限，说明中国环境污染存在正向空间依赖性。具体而言，重庆、江西、安徽、上海、福建、湖南、湖北、河南、浙江、山东和江苏位于第一象限，说明这些地区环境污染属于高一高集聚；北京、陕西、吉林、内蒙古、甘肃、宁夏、青海和西藏位于第三象限，说明这些地区环境污染表现为低—低集聚。

表 2 2000—2017 年中国环境污染水平 Moran' sI 指数及其检验结果

年份	2000	2001	2002	2003	2004	2005	2006	2007	2008
Moran' sI	0.261	0.259	0.266	0.244	0.280	0.271	0.274	0.274	0.260
Z 值	2.524	2.630	2.713	2.576	2.725	2.663	2.732	2.709	2.611
P 值	0.006	0.004	0.003	0.005	0.003	0.004	0.003	0.003	0.005
年份	2009	2010	2011	2012	2013	2014	2015	2016	2017
Moran' sI	0.261	0.260	0.225	0.213	0.201	0.200	0.200	0.190	0.178
Z 值	2.634	2.621	2.303	2.207	2.096	2.080	2.070	1.980	1.869
P 值	0.004	0.004	0.011	0.014	0.018	0.019	0.019	0.024	0.031

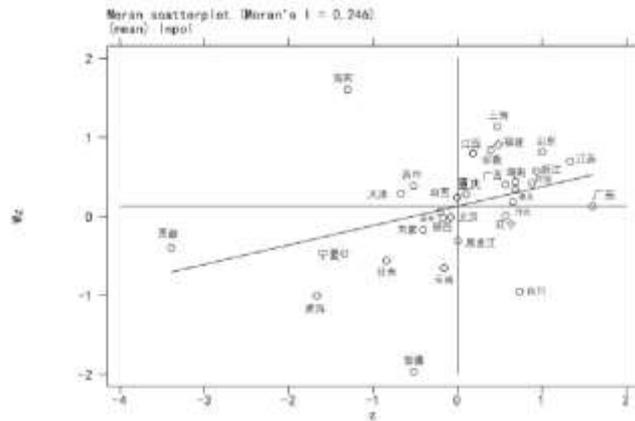


图 2 2000—2017 年中国各省份环境污染均值的莫兰散点图

莫兰散点图不能判断各区域局部空间相关类型以及是否在统计意义上显著,需要利用局域 Moran' sI 指数及其显著性检验对环境污染的局域集聚特征进行进一步分析,结果如图 3 所示,其中,江苏、浙江、山东、河南 4 个省份表现为显著的高—高集聚类型,组成了中国高环境污染圈;西藏、甘肃、青海、新疆 4 个省份表现为显著的低—低集聚类型,形成了中国低环境污染圈;四川相对周边地区来说,城镇化与经济发展水平较高,同时也产生了较高的污染排放,形成了环境污染高一低集聚类型;海南是国家生态文明试验区,与周边省份形成了环境污染低—高集聚类型。

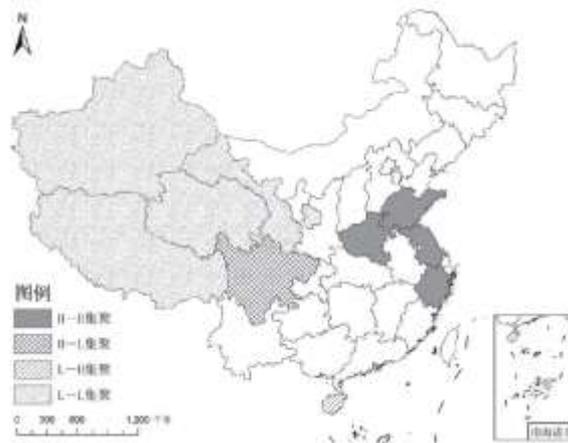


图 3 2017 年中国环境污染 LISA 聚集图

3.2 空间溢出效应

根据 Moran' sI 指数及其统计检验发现,中国环境污染具有显著的空间相关性,因此需要引入空间面板计量模型。LM(Robust) 检验在联合 OLS 和空间固定效应模型下,无法精确判断选择空间滞后模型还是空间误差模型,在考虑时间固定效应和时空双固定效应时,不能拒绝没有空间自相关误差项和空间滞后被解释变量的原假设。因此,需要进一步通过 Wald 检验和 LR 检验来确定空间面板模型的具体形式。参考 Elhost 的程序包,选择空间固定效应,利用 Matlab 软件对空间面板计量模型进行估计,结果如表 3 所示。可以发现,空间杜宾模型的 Wald 统计量和 LR 统计量都在 1%的置信水平下拒绝原假设,说明空间滞后模型和空间误差模型均被拒绝,应该选择空间杜宾模型,另外,Hausman 检验统计量在 1%的置信水平下拒绝了原假设,说明应该拒绝随机效应模型,因此最终选择空间固定效应下的空间杜宾模型。

空间杜宾模型的空间滞后项系数 ρ 的值为 0.3450,且在 1%的水平上显著不为 0,说明中国环境污染在空间上存在溢出效应,假设 1 得到验证。邻近地区的环境污染综合水平每提高 1%,会引起本地区环境污染综合水平升高 0.3450%,说明地区环境污染治理难以独善其身,需要采取区域联防联控的策略。

表 3 嵌套空间权重矩阵下 SDM、SAR、SEM 空间固定效应模型结果比较

变量	空间杜宾模型 (SDM)	空间滞后模型 (SAR)	空间误差模型 (SEM)
$W \cdot \ln\text{pol}(\rho)$	0.3450*** (3.9903)	0.3880*** (5.0590)	
spat. aut (λ)			0.5240*** (1.6281)
$\ln\text{urb}$	2.3725*** (2.5793)	1.6152* (1.8663)	1.3985* (-1.0646)
$(\ln\text{urb})^2$	-0.2662** (-2.0260)	-0.1641 (-1.3413)	-0.1295 (5.1490)
$\ln\text{pgdp}$	0.3896*** (4.7505)	0.0868** (2.1191)	0.2011*** (5.1971)
$\ln\text{pop}$	0.9124*** (5.1916)	0.6382*** (4.6641)	0.7392*** (-1.7117)
$\ln\text{str}$	0.0307 (0.6539)	-0.1034*** (-2.9326)	-0.0665* (-1.1455)
$\ln\text{tec}$	-0.0393* (-1.8636)	-0.0015 (-0.1488)	-0.0181 (2.9334)
$\ln\text{reg}$	0.0519*** (3.2948)	0.0465*** (2.8896)	0.0465*** (0.1053)
$\ln\text{edu}$	0.0607 (1.0760)	-0.0397 (-0.7316)	0.0059 (1.6281)
$W \cdot \ln\text{urb}$	11.2283** (2.1245)		
$W \cdot (\ln\text{urb})^2$	-1.5446** (-2.0525)		
$W \cdot \ln\text{pgdp}$	-0.3320* (-1.9045)		
$W \cdot \ln\text{pop}$	1.0805* (1.6909)		
$W \cdot \ln\text{str}$	0.0730 (0.5806)		
$W \cdot \ln\text{tec}$	0.0549** (2.2232)		
$W \cdot \ln\text{reg}$	0.1350 (1.5900)		
$W \cdot \ln\text{edu}$	-0.3194 (-1.3179)		
R^2	0.9842	0.9829	0.9816
log-likelihood	336.03497	313.2189	315.89969
Wald_spatial_lag	44.3443***		
LR_spatial_lag	45.6322***		
Wald_spatial_error	34.5110***		

LR_spatial_error	40.2706***		
Hausmantest	71.0503***		

城镇化水平的系数为正值,城镇化水平平方的系数为负值,且均通过了 5%水平的显著性检验,说明中国城镇化水平与环境污染之间存在着显著的倒“U”型曲线关系,即环境污染程度随着城镇化水平提升呈先上升后下降的趋势,假设 2 得到验证。根据表 3 空间杜宾面板模型(SDM)的估计结果,城镇化水平的一次项估计系数为 2.3725,二次项估计系数为-0.2662,拐点的计算方法为 $e^{[2.375/[2 \times (-0.2662)]]} = 86.16$,据此判断当其他因素固定不变时,城镇化对环境污染的拐点发生在城镇化水平达到 86.16%处,目前中国只有北京和上海两地的城镇化水平超过了这一拐点。

经济规模的弹性系数显著为正,表明区域经济发展中忽略了环境保护,经济规模对环境污染具有促进作用。人口密度的弹性系数显著为正,对环境污染具有显著的正影响,说明人口集聚产生的正外部性尚未得到充分发挥。技术水平的弹性系数显著为负,表明区域技术水平的提高有助于降低环境污染。产业结构在空间滞后模型和空间误差模型中的弹性系数显著为负,表明第三产业增加值与第二产业增加值比值的提高有助于降低环境污染。环境规制的弹性系数显著为正,表明政府环境污染治理力度相对于环境污染排放仍显不足。

为了进一步分析城镇化等影响因素对环境污染的空间影响,利用 LeSage & Pace^[25]提出的空间计量模型偏微分方法对总效应进行分解。一是直接效应,指本地区某个自变量对本地区环境污染综合水平的影响大小。直接效应中包含了空间反馈效应,即本地区某个自变量变动对邻近地区环境污染产生的影响,邻近地区环境污染反过来又对本地区环境污染产生影响。二是间接效应,也称空间溢出效应,用于度量邻近地区的某个自变量对本地区环境污染综合水平的影响,结果如表 4 所示。城镇化水平的直接效应与间接效应都为显著的正值,表明城镇化水平的提升不仅加剧了本地区的环境污染,同时也加剧了邻近地区的环境污染,可见城镇化对环境污染的影响具有显著的空间溢出效应,而且区域间的溢出明显大于区域内的溢出,再一次验证了假设 1。经济增长对本地环境污染的直接效应显著为正,间接效应为非显著的负值,说明本地区经济增长会加重本地环境污染程度,但对邻近地区的环境污染具有抑制作用。人口密度的本地效应、溢出效应以及总效应均显著为正,表明人口集聚是影响区域环境污染整体水平的关键因素。技术水平对本地环境污染的直接效应显著为负,对邻近区域环境污染的空间溢出效应显著为正,表明技术水平的提高能够显著抑制本地区的环境污染,但会加重邻近地区的环境污染程度。

3.3 门槛分析

表 4 空间杜宾模型直接效应和溢出效应分解

变量	直接效应			间接效应			总效应		
	系数	t 值	P 值	系数	t 值	P 值	系数	t 值	P 值
lnurb	2.7182	2.9999	0.0053	18.4947	2.2078	0.0348	21.2128	2.4393	0.0206
(lnurb) ²	-0.3144	-2.4197	0.0216	-2.5097	-2.0994	0.0440	-2.8242	-2.2703	0.0303
lnpgdp	0.3869	4.6640	0.0001	-0.3094	-1.1868	0.2443	0.0775	0.2935	0.7711
lnpop	0.9392	5.4856	0.0000	2.1701	2.2467	0.0319	3.1093	3.3209	0.0023
lnstr	0.0323	0.6792	0.5021	0.1317	0.6937	0.4930	0.1640	0.8402	0.4072

Intec	-0.0383	-1.8554	0.0731	0.0627	2.1139	0.0427	0.0245	1.1699	0.2509
lnreg	0.0552	3.5207	0.0014	0.2349	1.7716	0.0863	0.2901	2.1169	0.0424
lnedu	0.0559	0.9952	0.3274	-0.4424	-1.2247	0.2299	-0.3865	-1.0575	0.2984

表 5 门槛效果检验

门槛变量	单一门槛			双重门槛			三重门槛		
	门槛估计值	F 值	P 值	门槛估计值	F 值	P 值	门槛估计值	F 值	P 值
经济规模	81874	20.412**	0.037	38027	12.919**	0.047	7436.58350	5.370	0.167
产业结构	1.9935	19.149***	0.010	0.9574	7.422*	0.073	0.8667	4.461*	0.093

表 6 面板门槛模型回归估计结果

变量	普通 OLS(固定效应)	门槛变量(经济增长)	门槛变量(产业结构)
lnpgdp	0.1790*** (5.26)	0.2100*** (6.08)	0.1900*** (5.65)
lnpop	0.8050*** (5.82)	1.2220*** (7.77)	0.8960*** (6.55)
lnstr	-0.1250*** (-3.50)	-0.0670* (-1.81)	-0.1530*** (-3.13)
Intec	-0.0031 (-0.29)	-0.0001 (-0.01)	-0.0039 (-0.39)
lnreg	0.0590*** (3.75)	0.0459*** (2.94)	0.0566*** (3.66)
lnedu	-0.0846 (-1.50)	-0.0860 (-1.56)	-0.1370** (-2.44)
lnurb × I(q ≤ γ ₁)	—	0.0169*** (2.99) γ ≤ 38027	-0.0167*** (-2.66) γ ≤ 0.9574
lnurb	0.4660*** (3.73)	0.3580*** (2.86) 38027 < γ ≤ 81874	0.4690*** (3.80) 0.9574 < γ ≤ 1.9935
lnurb × I(q > γ ₂)	—	-0.0507*** (-4.90) γ > 81874	-0.0348*** (-3.08) γ > 1.9935
cons	3.1840*** (3.93)	1.0450 (1.18)	2.8000*** (3.52)
F	158.5***	132.6***	131.2***
R ² -within	0.681	0.697	0.695

所谓门槛效应是指在门槛变量的不同阶段,解释变量对被解释变量所产生的阶段性影响。采用 Hansen^[26]提出的面板门槛回归模型,分别以经济规模和产业结构作为门槛变量,分析城镇化水平对环境污染影响的门槛效应。以“自抽样法”(Bootstrap)重复抽取样本 300 次,对解释变量进行门槛效应检验。门槛效果显著性检验结果如表 5 所示,可以发现,经济规模的单一门槛和双重门

槛效果均在 5%的水平上显著,三重门槛效果并不显著,因此应选择双重门槛模型进行分析;产业结构的单一门槛效果在 5%的显著性水平上显著,双重门槛和三重门槛在 10%的水平上显著,由于三重门槛的置信区间 $[0.578, 1.608]$ 包含双重门槛值,因此选择双重门槛模型进行分析。图 4 的似然比函数图可以更为清晰地理解门槛值的估计和置信区间的构造过程,门槛参数的估计值是似然比检验统计量 LR 为 0 时 γ 的取值^[28]。从图 4 可以看出,选择双重门槛模型比较合适,面板门槛模型估计结果如表 6 所示。

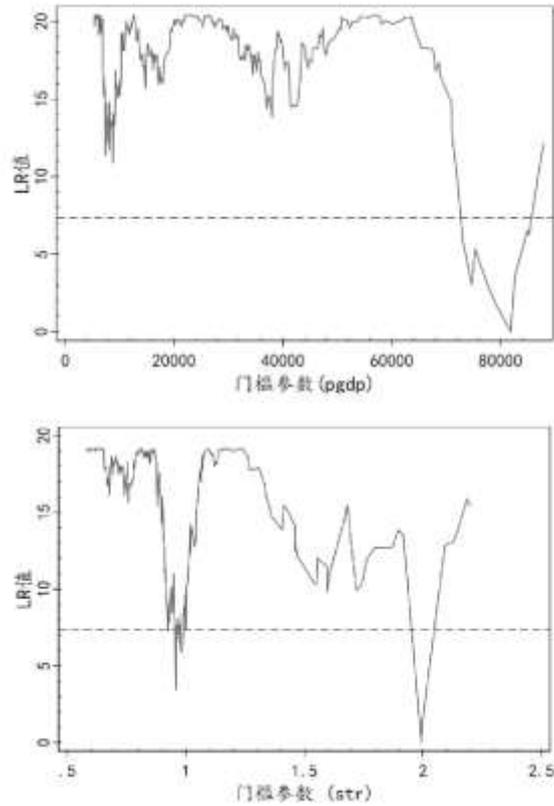


图 4 门槛估计值和置信区间

从表 6 可以看出,城镇化对环境污染存在正向非线性的影响,并具有显著的门槛特征,假设 3 得到验证。第一,以经济增长作为门槛变量,当人均 GDP 低于第一个门槛值 38027 元时,城镇化对环境污染的弹性系数为 0.3749 (0.3580+0.0169);当人均 GDP 处于 38027 元与 81874 元之间时,弹性系数降至 0.3580;当人均 GDP 越过第二个门槛值 81874 元后,弹性系数再次下降至 0.3073 (0.3580-0.0507),说明随着经济规模的不断增长,城镇化对环境污染的正向影响逐渐减弱。第二,以产业结构作为门槛变量,当第三产业与第二产业的比值小于 0.9574 时,城镇化对环境污染的弹性系数为 0.4523 (0.4690-0.0167);当第三产业与第二产业的比值处于 0.9574 至 1.9935 时,弹性系数增加到 0.4690;当第三产业与第二产业的比值越过第二个门槛值 1.9935 时,弹性系数下降至 0.4342 (0.4690-0.0348),说明随着第三产业与第二产业比值的增加,城镇化对环境污染的正向影响逐渐加强,当比值超过 1.9935 时,城镇化对环境污染的正向影响开始减小。

4 主要结论及政策建议

4.1 主要结论

(1) 环境污染存在空间依赖性和空间异质性。

2000—2017年,中国环境污染水平的 Moran' sI 指数均为显著的正值,表明中国各省份环境污染水平存在显著的正向空间依赖性。莫兰散点图清晰显示出中国环境污染的空间异质性格局,东部地区主要位于第一象限,表现为环境污染高一高集聚类型,西部地区主要位于第三象限,表现低—低集聚类型。

(2) 城镇化对环境污染的影响具有显著的空间外溢效应。

利用空间杜宾模型偏微分方法对总效应进行分解,城镇化水平的直接效应与间接效应都为显著的正值,且区域间的溢出效应大于区域内的本地效应,说明城镇化进程的推进不仅加剧了本地的环境污染,同时也加剧了邻近地区的环境污染,验证了假设 1。

(3) 城镇化与环境污染呈倒“U”型曲线关系。

空间杜宾模型估计结果显示,城镇化水平的系数为正值,城镇化水平平方的系数为负值,且均通过了 5%水平的显著性检验,说明城镇化水平与环境污染之间存在倒“U”型曲线关系,假设 2 得到验证。通过计算,城镇化对环境污染的拐点发生在城镇化水平达到 86.16%处,只有北京、上海两地的城镇化水平超过拐点,进入了城镇化发展环境污染下降的阶段。

(4) 城镇化对环境污染的影响存在门槛特征。

门槛面板回归模型估计结果表明,城镇化对环境污染存在正向非线性的影响,并具有显著的门槛特征,假设 3 得到验证。以人均 GDP 为门槛变量,随着经济规模的不断增长,城镇化对环境污染的正向影响逐渐减弱。以产业结构为门槛变量,随着第三产业与第二产业比值的增加,城镇化对环境污染的正向影响逐渐加强,当比值超过 1.9935 时,城镇化对环境污染的正向影响开始减小。

(5) 环境污染与其他控制变量存在明显的相关关系。

经济规模、人口密度、环境规制与环境污染存在正向相关关系,产业结构、技术水平、教育水平与环境污染存在负向相关关系。

4.2 政策建议

(1) 建立区域环境污染协同治理机制。

环境污染具有显著的空间依赖特征,任何地区单独制定的环境友好城镇化发展策略对其环境污染的抑制作用都是有限的,只有加强区域间的协调合作、实行联防联控才能更加有效地治理环境污染。要加强区域间生态保护补偿机制的设计和完美工作,加大对环境污染严重地区的财政转移支付力度。

(2) 制定差异化的产业结构调整策略。

各地区经济发展水平、要素禀赋、产业结构、城镇化程度存在巨大差异,环境污染表现出明显的空间异质性。因此,要采取差异化产业结构调整策略来达到降低环境污染的目的。东部地区城镇化水平相对较高,应该加快淘汰高污染、高能耗产业,促进资源密集型产业、劳动密集型产业向技术密集型产业转化,大力发展高新技术产业和金融、物流等现代服务业,加快提升第三产业在国民经济中的比重。中西部地区在大力发展第二、第三产业的同时,应提高环境准入门槛,限制引进高能耗、高污染产业,注重依靠科技创新推进传统产业转型升级。

(3) 加强环保技术的研发与推广。

技术进步是提高资源利用效率、改善生态环境的重要手段,在城镇化进程中要加快环保技术的研发、应用与推广,实现城镇化与环境治理协调发展。对于东部沿海地区,应加大对环保技术的研发投入,提高环保产业创新能力,中西部地区应积极引入东部沿海区域先进的环保技术,通过促进区域环保技术外溢降低区域环境污染水平。

(4) 积极倡导绿色生活方式。

随着城镇化进程快速推进,人们收入水平显著提高,对高质量环境的需求越来越强烈,更愿意接受绿色生活方式。因此,要加强宣传教育和引导,提高居民的生态环境保护意识,引导居民自觉践行绿色生活方式,逐渐养成绿色消费、低碳出行、垃圾分类等行为习惯。

参考文献:

- [1]Ala-Mantila S,Heinonen J,Junnila S.Relationship between urbanization,direct and indirect greenhouse gas emissions,and expenditures:A multivariate analysis[J].Ecological Economics,2014,104(3):129-139.
- [2]Al-Mulali U,Ozturk I,Lean H H.The Influence of economic growth,urbanization,trade openness,financial development,and renewable energy on pollution in Europe[J].Natural Hazards,2015,79(1):621-644.
- [3]刘伯龙,袁晓玲,张占军.城镇化推进对雾霾污染的影响——基于中国省级动态面板数据的经验分析[J].城市发展研究,2015(9):23-27,80.
- [4]冷艳丽,杜思正.产业结构、城市化与雾霾污染[J].中国科技论坛,2015(9):49-55.
- [5]段博川,孙祥栋.城镇化进程与环境污染关系的门槛面板分析[J].统计与决策,2016(22):102-105.
- [6]邓晓兰,车明好,陈宝东.我国城镇化的环境污染效应与影响因素分析[J].经济问题探索,2017(1):31-37.
- [7]李欣,曹建华,孙星.空间视角下城市化对雾霾污染的影响分析——以长三角区域为例[J].环境经济研究,2017(2):81-92.
- [8]王江,刘莎莎.金融发展、城镇化与雾霾污染——基于西北5省区的空间计量分析[J].工业技术经济,2019(2):77-86.
- [9]Dhiab L B,Dkhili H.Impact of income,trade,urbanization,and financial development on CO2 emissions in the GCC countries[J].International Journal of Advanced and Applied Sciences,2019,6(7):36-42.
- [10]Liddle B.Demographic dynamics and per capita environmental impact:Using panel regressions and household decompositions to examine population and transport[J].Population and Environment,2004,26(1):23-39.
- [11]程开明,李金昌.紧凑城市与可持续发展的中国实证[J].财经研究,2007(10):73-82,106.
- [12]赵红,陈雨蒙.我国城市化进程与减少碳排放的关系研究[J].中国软科学,2013(3):184-192.
- [13]陆铭,冯皓.集聚与减排:城市规模差距影响工业污染强度的经验研究[J].世界经济,2014(7):86-114.

-
- [14]张腾飞,杨俊,盛鹏飞.城镇化对中国碳排放的影响及作用渠道[J].中国人口·资源与环境,2016(2):47-57.
- [15]梁伟,杨明,张延伟.城镇化率的提升必然加剧雾霾污染吗——兼论城镇化与雾霾污染的空间溢出效应[J].地理研究,2017(10):1947-1958.
- [16]李静萍,周景博.工业化与城市化对中国城市空气质量影响路径差异的研究[J].统计研究,2017(4):50-58.
- [17]Luo K,Li G D,Fang C L,et al.PM2.5 mitigation in China:Socioeconomic determinants of concentrations and differential control policies[J].Journal of Environmental Management,2018,213:47-55.
- [18]Han L J,Zhou W Q,Pickett S T A,et al.An optimum city size?The scaling relationship for urban population and fine particulate (PM2.5) concentration[J].Environmental Pollution,2016,208:96-101.
- [19]Xu B,Luo L Q,Lin B Q.A dynamic analysis of air pollution emissions in China:Evidence from nonpara-metric additive regression models[J].Ecological Indicators,2016(1):346-358.
- [20]刘晓红,江可申.城镇化进程中我国经济增长、贸易开放、第三产业与雾霾——基于省际面板数据的实证[J].金融与经济,2017(3):20-25.
- [21]邓世成,郭凌寒.长江经济带城市化进程对雾霾污染的影响研究——基于空间面板模型的实证分析[J].调研世界,2019(7):36-44.
- [22]东童童,邓世成.中国城市化进程对雾霾污染的影响及趋势预测[J].城市问题,2019(4):12-21.
- [23]王盈晓,刘目兴,张永利,等.武汉市城市化进程与大气污染关系探究[J].环境保护科学,2016(1):77-82.
- [24]杨明.城镇化对环境污染影响的时空演变研究[D].济南:济南大学,2018.
- [25]LeSage J P,Pace R K.Introduction to spatial econometrics[M].Boca Raton:CRC Press,2009.
- [26]Hansen B E.Threshold effects in non-dynamic panels:Estimation,testing,and inference[J].Journal of Econometrics,1999,93(2):345-368.
- [27]Anselin L.Local indicators of spatial association-LISA[J].Journal of Geographical Analysis,1995,27(2):93-115.
- [28]连玉君,程建.不同成长机会下资本结构与经营绩效之关系研究[J].当代经济科学,2006(2):97-103.