

经济增长对环境污染的非线性效应研究

——基于半参数空间模型的再检验

叶阿忠 郑航¹

(福州大学 经济与管理学院, 福建 福州 350116)

【摘要】: 通过测算 31 个省域 2009—2019 年环境污染的空间自相关 Moran' sI 指数, 结合 Moran 散点图及 LISA 集聚图分析环境污染的空间相关性, 结果表明我国省域环境污染存在显著的正空间相关性, 表现出明显的“集群”特征。在此基础上, 进一步采用空间计量模型实证分析经济增长对我国环境污染的影响, 结果表明, 我国省域经济发展水平与环境污染之间并非完全符合 EKC 假说, 而是存在更为复杂的震荡关系。经济增长对于省域环境质量的影响随着经济发展水平的提高呈现“恶化—改善—恶化—改善”的“M”型曲线关系。同时, 我国第二产业比重的上升、人均资本存量的提高和环保投资力度的加大均有利于环境质量的改善。

【关键词】: 经济增长 环境污染 半参数空间模型

【中图分类号】: X5; X820.6 **【文献标识码】:** A **【文章编号】:** 1671-4407(2022)04-177-09

近几年, 中国经济高速发展, 然而, 粗放式的发展模式加之各地方政府“重经济发展, 轻环境保护”的发展观和政绩观, 导致中国整体环境质量的不断下降。经济增长与环境保护之间的协调问题愈发尖锐, 引起了国家的高度重视。理清经济增长与环境污染之间的内在联系, 识别出环境污染的影响因素, 对于我国制定和实施经济发展和环境保护政策、探索经济增长与环境保护协调发展的新型道路具有重要意义。

1 文献综述

在经济增长对环境污染的影响方面, 国内外学者多基于环境库兹涅兹曲线(EKC)假说展开研究^[1, 2, 3, 4, 5, 6]。其中, 部分学者的研究结论证实了 EKC 曲线的适用性。Lindmark^[7]、Giles & Mosk^[8]研究表明 CO₂ 和 CH₄ 排放量与收入之间呈现倒“U”型曲线关系。许士春和何正霞^[9]、杨万平和袁晓玲^[10]通过对中国省域面板数据的研究得出经济增长与环境污染之间遵循倒“U”型曲线关系。然而, 部分学者的研究结果表明 EKC 假说并非在任何情况下都成立。Kaufmann 等^[11]通过研究 SO₂ 排放量与收入之间的关系, 得出二者呈正“U”型曲线关系, 与 EKC 曲线相悖。肖彦等^[12]通过拟合广西工业污染和人均收入水平的 EKC, 结果表明二者同样呈现正“U”型曲线关系。许广月和宋德勇^[13]、周茜^[14]、李飞和庄宇^[15]基于区域异质性对 EKC 展开探讨, 结果表明我国东、中、西部地区 EKC 存在差异, 更多表现为正“U”型曲线关系。进一步地, Friedl & Getzner^[16]研究表明 CO₂ 排放量与收入之间呈现出“N”型曲线关系。苏伟和刘景双^[17]、李瑛珊^[18]分别建立吉林省和广东省工业三废排放量与人均 GDP 之间的 EKC 模型, 结果表明二者均呈现“N”型曲线关系。近年来, 越来越多的研究表明空间因素对环境污染具有重要影响。Rupasingha 等^[19]基于空间模型探究美国县级人均收入与空气污染之间的关系, 结果表明二者遵循 EKC 关系。马丽梅和张晓^[20]、邵帅等^[21]、Hao & Liu^[22]基于空间模

¹作者简介: 叶阿忠, 博士, 教授, 研究方向为经济计量分析与预测。E-mail: fzshujing@163.com

基金项目: 国家自然科学基金项目“半参数全局向量自回归模型的理论研究及其应用”(71571046); 国家自然科学基金项目“半参数门限空间滞后模型理论研究及其应用”(72073030)

型验证 EKC 假说在中国的适用性, 结果表明二者分别呈现线性、正“U”型和倒“U”型曲线关系。

综上所述, 国内外学者基于不同样本及估计方法, 对于 EKC 假说的研究结果不尽相同。现有关于 EKC 假说的研究多基于参数计量模型展开, 但参数模型设定具有较强的主观性, 大多学者通过引入经济增长的一次项、二次项和三次项来分析其与环境污染的线性、倒“U”型和“N”型曲线关系, 但这种处理方法存在较大局限性, 未能识别二者可能存在的更为复杂的非线性关系, 进而使估计结果不够稳健, 不足以准确反映经济增长与环境污染的真实关系。有极少数研究者采用非参数方法对经济增长与环境污染之间的非线性关系展开研究。符淼^[23]采用非参数方法拟合我国工业污染的 EKC。许发明等^[24]采用非参数模型验证中国碳排放量的 EKC 假说, 结果表明 EKC 呈现“N”型曲线形态。然而, 非参数模型虽不必对经济变量的关系做任何假定, 但其估计的收敛速度较参数模型低, 同样存在一定的缺陷。为此, 有必要引入半参数模型做进一步探讨。半参数模型综合了参数模型和非参数模型的优点, 将模型部分变量的关联性研究置于非线性框架中, 通过对变量间线性及非线性关系的准确刻画和描述, 揭示变量间的内在联系规律。

本文基于已有研究成果, 主要进行了如下改进: 考虑到环境污染的空间自相关性^[25, 26]和其与经济增长之间的非线性关系^[23, 24], 在空间计量模型的基础之上, 将经济发展水平设为模型非参数项, 采用半参数空间计量模型估计经济增长对环境污染的非线性影响, 丰富了环境库兹涅兹曲线假说的研究方法。

2 环境污染的空间相关性分析

2.1 环境污染的空间自相关检验

本节通过测算全国 31 个省域(港澳台地区除外) 2009—2019 年环境污染的空间自相关 Moran' sI 指数和对应的散点图来分析环境污染的空间依赖性。Moran' sI 指数常用于检验变量的空间自相关性, 其取值范围在-1 到 1 之间。若 Moran' sI 值为正, 表明变量具有空间正相关性, 且相关度随着 Moran' sI 值的增大而增大, 反之为负相关。为对省域环境污染的空间相关性进行系统考察, 本文构建了如下三种空间权重矩阵。

(1) 邻接矩阵(W_1):

$$W_{ij} = \begin{cases} 1, & \text{当 } i \text{ 省域与 } j \text{ 省域相邻且存在共同边界} \\ 0, & \text{当 } i \text{ 省域与 } j \text{ 省域无共同边界或者 } i = j \end{cases} \quad (1)$$

(2) 地理距离矩阵(W_2):

$$W_{ij} = \begin{cases} 1/d_{ij}^2, & i \neq j \\ 0, & i = j \end{cases} \quad (2)$$

其中, d_{ij} 为两省域地理中心位置之间的距离。

(3) 经济距离矩阵(W_3):

$$W_{ij} = \begin{cases} \frac{1}{|\bar{X}_i - \bar{X}_j|}, i \neq j \\ 0, i = j \end{cases} \quad (3)$$

式中： W_{ij} 为样本年间*i*省域人均GDP均值与*j*省域人均GDP均值绝对差值的倒数。

已有研究多运用工业污染指标衡量中国省域环境污染水平^[27, 28, 29, 30]。本文选取中国31个省域(港澳台地区除外)工业废水、废气、二氧化硫、烟尘、粉尘和固体废弃物排放量指标,运用熵权法^[31]构建环境污染指数以衡量省域环境污染水平。由表1可知,依据三种权重矩阵计算得出的2009—2019年环境污染的Moran's I指数均在10%或更低的显著性水平下显著为正,表明省域环境污染的空间相关性同时在地理空间关联以及经济空间关联特征上予以体现,表现出显著的空间正相关性。

表1 2009—2019年环境污染的Moran's I指数表

年份	W ₁		W ₂		W ₃	
	Moran's I 值	P 值	Moran's I 值	P 值	Moran's I 值	P 值
2009	0.182	0.033	0.099	0.076	0.128	0.027
2010	0.184	0.032	0.116	0.052	0.122	0.031
2011	0.171	0.040	0.122	0.045	0.129	0.026
2012	0.174	0.037	0.124	0.043	0.140	0.022
2013	0.159	0.049	0.123	0.044	0.136	0.023
2014	0.163	0.046	0.141	0.028	0.170	0.011
2015	0.156	0.051	0.133	0.035	0.198	0.009
2016	0.177	0.036	0.150	0.023	0.104	0.049
2017	0.142	0.065	0.141	0.027	0.079	0.086
2018	0.146	0.061	0.135	0.033	0.150	0.013
2019	0.121	0.091	0.130	0.037	0.128	0.027

Moran 散点图可以分析各省域环境污染的集群特征。其中,落在第一象限和第三象限的省域具有正空间相关性,即环境质量较好的省域被同是环境质量较好的省域包围,环境质量较差的省域被同是环境质量较差的省域包围;落在第二象限和第四象限的省域具有负空间相关性,即环境污染严重的省域被环境质量较好的省域包围,环境污染轻微的省域被环境质量较差的省域包围。

图1为以邻接矩阵作为权重矩阵求得的省域环境污染Moran散点图,可知31个省域中大部分省域位于Moran散点图的第一象限和第三象限。其中,2009年环境污染的Moran散点图中位于第一象限和第三象限的省域分别达到12个和9个,占比达到全

部 31 个省域的 67.7%；2019 年位于第一象限和第三象限的省域分别达到 14 个和 7 个，占比同样达到全部 31 个省域的 67.7%，表明我国省域环境污染存在显著的空间相关性，环境污染程度相近的省域相互邻近。

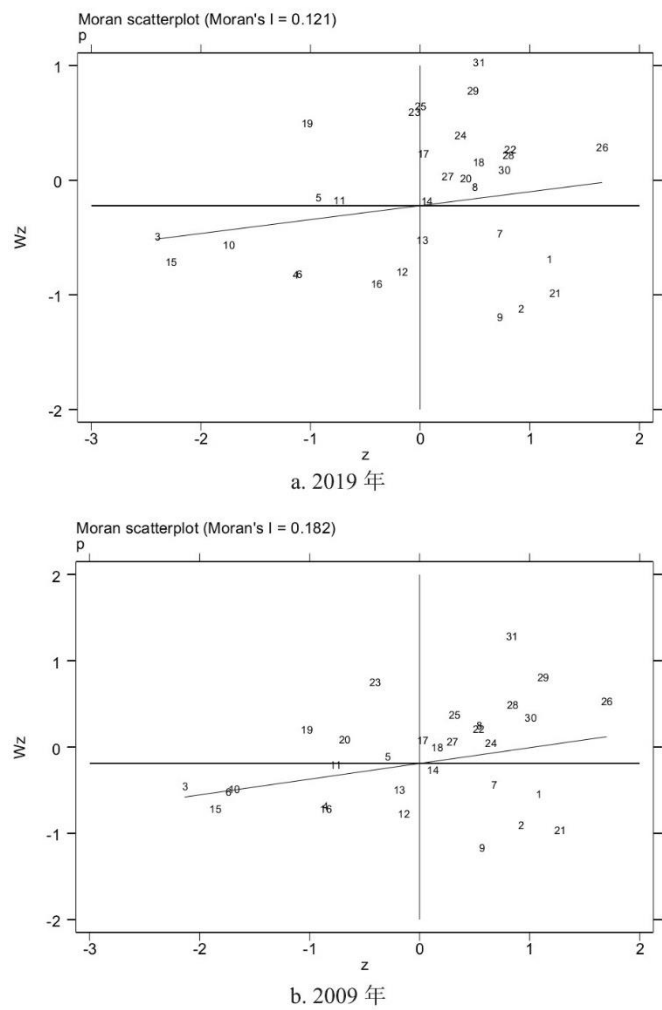


图 1 2009 年、2019 年环境污染的 Moran 散点图

2.2 环境污染的空间关联局域指标 LISA 分析

Moran’ sI 指数多用于刻画指标在整体水平的空间相关性，LISA 指标则能从局部水平进一步检验指标的集聚情况。由表 2 可知，我国省域环境污染在空间分布上形成了不同的集聚区域：第一个是以新疆、青海、四川为中心的低环境污染集聚区；第二个是以福建、山东、河南为中心的高环境污染集聚区；第三个是以北京、天津为中心，其自身污染程度较低，但周边省份污染程度较高的集聚区。山东和河南作为我国的工业大省，其工业集聚程度较高，工业污染物排放量较大，可能存在较为严重的环境污染转嫁问题；西部地区环境污染程度总体而言较低。由 2009 年和 2019 年环境污染的 LISA 集聚分布变化可知，低环境污染集聚区有由西部地区向中部地区扩展的趋势，同时，高环境污染集聚区有由东部地区向中部地区扩展的趋势，我国环境污染程度整体呈现东高西低的分布特点。

表 2 我国省域环境污染的 LISA 集聚分布

集聚类型	代表省域 (2009 年)	代表省域 (2019 年)
低—低	新疆、青海	新疆、青海、四川
高一高	福建、山东	山东、河南
低—高	北京、天津	北京、天津
不显著	其余省域	其余省域

3 经济增长对环境污染影响的空间计量检验

3.1 模型设定

我国 31 个省域的环境污染存在显著的“集群”特征^[32,33]，而同样具有空间集群性的经济发展水平则增加了环境污染的空间依赖性，因而应采用考虑空间因素的空间计量模型分析经济增长与环境污染的相关性。本文基于环境库兹涅茨曲线(EKC)假说，建立如下空间计量模型：

$$\begin{aligned}
 P_{it} &= \alpha_i + \rho W_{ij} P_{it} + \beta X_{it} + \theta W_{ij} X_{it} + \mu_{it} \\
 \mu_{it} &= \phi W_{ij} \mu_{it} + \varepsilon_{it} \\
 \varepsilon_{it} &\sim N(0, \sigma_{\varepsilon_{it}}^2)
 \end{aligned}
 \tag{4}$$

式(4)为包含了各种空间效应的一般嵌套模型。其中， P_{it} 表示第*i*个省份第*t*年的环境污染指数； X_{it} 为影响环境污染的相关变量，包括产出水平(GDP)、产业结构(S)、技术进步(K/L)和环保意识(INVEST)； W_{ij} 为空间权重矩阵； ρ 和 ϕ 分别为空间回归系数和空间误差系数； ε_{it} 为随机误差项向量。

省域环境污染空间依赖关系的产生源于三类不同的空间交互效应：若 $\rho=0$ 、 $\theta=0$ 、 $\phi \neq 0$ ，则式(4)为空间误差模型(SEM)，代表不同省域误差项间的交互效应；若 $\rho \neq 0$ 、 $\theta=0$ 、 $\phi=0$ ，则式(4)为空间自回归模型(SAR)，代表不同省域被解释变量间的内生交互效应；若 $\rho \neq 0$ 、 $\theta \neq 0$ 、 $\phi=0$ ，则式(4)为空间杜宾模型(SDM)，其综合考虑了不同省域解释变量和被解释变量的空间滞后因素。

3.2 指标选取及数据说明

本文选取 2009—2019 年 31 个省域作为样本，并选取如下指标作为研究变量，数据来源于 Wind 数据库和各省份历年统计年鉴。

环境污染指数(P)：选取中国 31 个省域工业六废指标，运用熵权法^[32]构建环境污染指数以衡量省域环境污染水平。环境污染指数越高，表明环境质量越差。

产出水平(GDP)：EKC 假说认为环境问题与经济发展息息相关^[34]。同时，已有研究表明对于不同国家或地区以及不同的污染物而言，环境污染与经济增长之间的关系并非完全符合倒“U”型曲线假说^[16,17,18]，而工业化程度较深的国家 EKC 会呈现较明显的三次曲线形式^[35]。因此，通过在空间模型中引入 GDP 的一次方项、二次方项和三次方项以考察环境污染与经济增长之间的关系。本文使用各省域地区生产总值反映经济发展水平并进行 GDP 平减修正。

除经济发展水平外，本文还增加以下控制变量以减少因为变量遗漏所引致的估计结果的偏差。

(1) 产业结构(S):

产业结构对于环境污染有着明显影响。一方面，中国目前处于工业驱动阶段，环境污染物的排放大都来自工业企业，工业化的提升往往意味着更多污染物的排放。另一方面，我国正逐步探索工业化与环境改善协调发展的新型工业化道路，工业经济发展逐渐由粗放型增长向集约型增长转变，产业结构不断优化升级，以期找到环境保护与经济增长的平衡点。本文采用第二产业 GDP 占比衡量产业结构水平。

(2) 技术进步(K/L):

技术水平的提高通过资本劳动比(人均资本存量)进行衡量。一方面，人均资本存量的提高通常对应着技术效率的提升，进而提高清洁能源的开发和利用效率，减少污染物的排放量^[36, 37]；另一方面，人均资本存量的提高也体现了产业高级化转型的趋势，即由劳动密集型产业逐渐向资本、技术密集型产业转型^[38, 39]，

产品也逐渐由高能耗产品向低能耗、低污染的清洁产品转型，进而减少对于环境的污染程度^[40, 41, 42]。本文采用资本劳动比(人均资本存量)来衡量技术进步，其中物质资本存量采用永续盘存法计算^[43]，以 2009 年为基期，经济折旧率为 9.6%，劳动力投入量用各地区年末就业人数来衡量。

(3) 环保意识(INVEST):

环保意识主要通过地方政府对于环境治理的投入资金体现。随着国家对于环保问题的愈加重视，各省域政府对于环境保护的投入也逐年增加，以期通过加大环境保护相关投资来改善环境质量。本文采用省域环保投资总额年度数据来衡量环保意识并进行 GDP 平减修正。

3.3 经济增长对省域环境污染影响的空间计量检验

表 3 为在三种空间权重矩阵下 SEM、SAR 和 SDM 模型的回归结果。其中，三种模型的 Hausman 检验结果均在 5% 的显著性水平下拒绝随机效应的原假设，故采用固定效应模型进行分析。

由表 3 可知，空间回归系数 ρ 和空间误差系数 λ 均显著为正，说明省域环境污染存在显著的空间正相关性，具有局部俱乐部集群现象，这也验证了采用空间计量模型的必要性。其中，经济增长一次项的回归系数显著为正，二次方项回归系数显著为负，三次方项回归系数显著为正，表明经济增长与环境污染之间并非符合环境库兹涅兹曲线假说中的倒“U”型曲线关系，而是呈现“N”型曲线关系，即环境污染状况随着经济发展水平的提高呈现出“恶化—改善—恶化”的发展趋势。

产业结构的估计系数为负，即我国第二产业占比提高有利于环境质量的改善。究其原因，近几年我国生产结构及生产方式积极调整转型，体现为生产企业由劳动密集型向资本、技术密集型转型，生产方式由粗放式向集约式转型，生产产品由污染产品向清洁产品转型，环境与经济协调发展的新型工业化道路已初见成效。技术进步的估计系数为负，表明技术水平的提高对于环境污染具有改善作用。环保意识的估计系数为负，即对于环境污染治理的资金投入对于环境质量的恶化起到了一定的遏制作用。究其原因，第一，近几年我国各省域对于污染治理的投资相较于往年有了较大的提升，环保资金的不断投入遏制了环境污染的加剧。第二，各省域吸取往年经验教训，保证了环保资金投入的持续性和稳定性，避免环境污染治理的投机行为。第三，各省域致力于清洁生产技术的研发与投入使用，减少了工业污染物的排放。

进一步考察解释变量的空间滞后因素对于环境污染的影响，可知经济增长的空间滞后项对于环境污染的影响只在权重矩阵为经济距离矩阵时显著，技术进步与环保意识的空间滞后项对于环境污染的影响只在权重矩阵为邻接矩阵和地理距离矩阵时显著，而产业结构的空间滞后项均不显著。表明邻近省域经济增长对于本省域环境污染的影响能通过经济空间关联特征予以体现，而邻近省域技术进步与环保意识对于本省域环境污染的影响则能通过地理空间关联特征予以体现。邻近省域产业结构对于本省域环境污染几乎没有影响。

3.4 经济增长对环境污染影响的非线性空间计量检验

3.4.1 模型建立

在上述参数模型中，经济增长与环境污染之间的“N”型曲线关系已经得到初步验证。然而，参数模型估计需要预先假设模型形式且满足较为严格的前提假设，可能导致模型设定的偏差，因此，有必要引入半参数模型进行进一步检验。由前文可知，空间滞后模型无论是单一变量的显著性程度还是整体拟合效果均优于其他两类模型，故本节结合空间滞后模型和半参数模型，构建半参数空间滞后模型分析经济增长与环境污染之间的非线性关系。

设半参数空间滞后模型的方程为：

$$\begin{aligned}
 P_{it} &= \alpha_i + \rho W_{ij} P_{it} + \beta_1 S_{it} + \beta_2 (K/L)_{it} + \beta_3 \ln INVEST_{it} + \\
 &\quad G(\ln GDP_{it}) + \varepsilon_{it} \\
 \varepsilon_{it} &\sim N(0, \sigma_{it}^2)
 \end{aligned}
 \tag{5}$$

式中：G(lnGDP_{it})为未知非参数函数，其余变量与式(4)相同。

3.4.2 模型估计

半参数空间滞后模型估计方法：

表 3 经济增长与环境污染的空间计量检验结果

参数	W ₁			W ₂			W ₃		
	SEM	SAR	SDM	SEM	SAR	SDM	SEM	SAR	SDM
lnGDP	7.320** (2.14)	9.560*** (2.79)	6.053* (1.77)	6.650** (1.99)	8.858*** (2.57)	7.290** (2.35)	10.507*** (3.03)	10.489*** (3.06)	14.066*** (3.77)
ln ² GDP	-0.367* (-1.95)	-0.491*** (-2.60)	-0.299 (-1.59)	-0.330* (-1.80)	-0.453** (-2.39)	-0.375** (-2.20)	-0.544*** (-2.85)	-0.544*** (-2.88)	-0.739*** (-3.59)
ln ³ GDP	0.006* (1.72)	0.008** (2.39)	0.005 (1.38)	0.005 (1.57)	0.008** (2.18)	0.006** (2.00)	0.009*** (2.64)	0.009*** (2.67)	0.013*** (3.39)
S	-0.306*** (-2.73)	-0.384*** (-3.41)	-0.241** (-2.10)	-0.240** (-2.19)	-0.347*** (-3.09)	-0.101 (-0.98)	-0.365*** (-3.22)	-0.362*** (-3.21)	-0.347*** (-3.06)

K/L	-0.011*** (-4.96)	-0.009*** (-4.44)	-0.013*** (-5.87)	-0.009*** (-4.52)	-0.009*** (-4.21)	-0.017*** (-8.09)	-0.008*** (-4.03)	-0.009*** (-4.22)	-0.010*** (-4.35)
lnINVEST	-0.042*** (-4.39)	-0.048*** (-5.14)	-0.039*** (-4.10)	-0.036*** (-3.77)	-0.047*** (-4.98)	-0.033*** (-3.80)	-0.050*** (-5.32)	-0.050*** (-5.37)	-0.052*** (-5.24)
W×lnGDP			9.301 (1.41)			13.764 (1.27)			36.994*** (2.72)
W×ln ² GDP			-0.513 (-1.42)			-0.816 (-1.37)			-2.013*** (-2.70)
W×ln ³ GDP			0.009 (1.44)			0.016 (1.49)			0.036*** (2.67)
W×S			-0.195 (-0.77)			-0.364 (-1.38)			-0.305 (-0.63)
W×K/L			-0.001 (-0.19)			-0.010*** (-2.78)			-0.004 (-0.49)
W×lnINVEST			-0.044** (-2.26)			-0.159*** (-5.85)			-0.018 (-0.46)
ρ		0.133** (2.53)	0.246*** (3.01)		0.195*** (2.66)	0.369*** (4.10)		0.170** (2.51)	0.232** (2.45)
λ	0.273*** (3.69)			0.459*** (4.83)			0.413*** (3.15)		
N	341	341	341	341	341	341	341	341	341
R ²	0.83	0.86	0.85	0.82	0.88	0.80	0.84	0.86	0.85

注：括号内为 t 值；上角标*、**、***分别表示在 10%、5%、1%水平上显著。表 4、表 6、表 7 同。

$$P_{it} = \alpha_i + \rho W_{it} P_{it} + \beta_1 S_{it} + \beta_2 (K/L)_{it} + \beta_3 \ln INVEST_{it} + G(\ln GDP_{it}) + \varepsilon_{it} \quad (6)$$

式中：G(lnGDP_{it})为非参数部分，GDP_{it}表示经济发展水平；P_{it}、S_{it}、(K/L)_{it}和lnINVEST_{it}分别表示环境污染指数、产业结构、技术进步和环保意识。若 E[G(lnGDP_{it})]≠0，则可将其归入 α_i，所以，不妨设 E[G(lnGDP_{it})] = 0。

模型(6)的参数分量 α_i、ρ、β₁、β₂、β₃和非参数分量 G(lnGDP_{it})的估计方法如下：

先假定参数 α_i、ρ、β₁、β₂、β₃已知，则由模型(6)可得：

$$G(\ln GDP_{it}) = E(P_{it} | \ln GDP_{it}) - \alpha_i - \rho E(W_{ijt} P_{it} | \ln GDP_{it}) - \beta_1 E(S_{it} | \ln GDP_{it}) - \beta_2 E((K/L)_{it} | \ln GDP_{it}) - \beta_3 E(\ln INVEST_{it} | \ln GDP_{it}) \quad (7)$$

于是，得到非参数分量 $G(\cdot)$ 的初步估计：

$$\hat{G}(\ln GDP_{it}; \alpha_i, \rho, \beta_1, \beta_2, \beta_3) = \hat{E}(P_{it} | \ln GDP_{it}) - \alpha_i - \rho \hat{E}(W_{ijt} P_{it} | \ln GDP_{it}) - \beta_1 \hat{E}(S_{it} | \ln GDP_{it}) - \beta_2 \hat{E}((K/L)_{it} | \ln GDP_{it}) - \beta_3 \hat{E}(\ln INVEST_{it} | \ln GDP_{it}) \quad (8)$$

其中， $\hat{E}(P_{it} | \ln GDP_{it})$ 、 $\hat{E}(W_{ijt} P_{it} | \ln GDP_{it})$ 、 $\hat{E}(S_{it} | \ln GDP_{it})$ 、 $\hat{E}((K/L)_{it} | \ln GDP_{it})$ 和 $\hat{E}(\ln INVEST_{it} | \ln GDP_{it})$

分别是 $E(P_{it} | \ln GDP_{it})$ 、 $E(W_{ijt} P_{it} | \ln GDP_{it})$ 、 $E(S_{it} | \ln GDP_{it})$ 、 $E((K/L)_{it} | \ln GDP_{it})$ 和 $E(\ln INVEST_{it} | \ln GDP_{it})$ 的局部线性估计。

将模型 (6) 中非参数分量用其初步估计替代，得到消除 α_i 的参数模型：

$$P_{it} - \hat{E}(P_{it} | \ln GDP_{it}) = \rho [W_{ijt} P_{it} - \hat{E}(W_{ijt} P_{it} | \ln GDP_{it})] + \beta_1 [S_{it} - \hat{E}(S_{it} | \ln GDP_{it})] + \beta_2 [(K/L)_{it} - \hat{E}((K/L)_{it} | \ln GDP_{it})] + \beta_3 [\ln INVEST_{it} - \hat{E}(\ln INVEST_{it} | \ln GDP_{it})] + \varepsilon_{it} \quad (9)$$

再利用最小二乘估计得到参数 ρ 、 β_1 、 β_2 、 β_3 的估计 $\hat{\rho}$ 、 $\hat{\beta}_1$ 、 $\hat{\beta}_2$ 、 $\hat{\beta}_3$ 。由 $E[G(\ln GDP_{it})] = 0$ 得到 α_i 的估计：

$$\hat{\alpha}_i = E(P_{it}) - \hat{\rho} E(W_{ijt} P_{it}) - \hat{\beta}_1 E(S_{it}) - \hat{\beta}_2 E((K/L)_{it}) - \hat{\beta}_3 E(\ln INVEST_{it}) \quad (10)$$

最后，可以获得 $\hat{G}(\ln GDP_{it})$ 及其一阶偏导数 $\frac{\partial \hat{G}(\ln GDP_{it})}{\partial \ln GDP_{it}}$ ：

$$\hat{G}(\ln GDP_{it}) = \hat{G}(\ln GDP_{it}; \hat{\alpha}_i, \hat{\rho}, \hat{\beta}_1, \hat{\beta}_2, \hat{\beta}_3) \quad (11)$$

$$\frac{\partial \hat{G}(\ln GDP_{it})}{\partial \ln GDP_{it}} = \frac{\partial \hat{G}(\ln GDP_{it}; \hat{\alpha}_i, \hat{\rho}, \hat{\beta}_1, \hat{\beta}_2, \hat{\beta}_3)}{\partial \ln GDP_{it}} \quad (12)$$

3.4.3 模型估计结果

表 4 为半参数空间滞后模型估计结果，其中， $\ln GDP$ 代表的是非参数项，其对环境污染的影响主要通过偏导数图体现。图 2 为环境污染对经济增长的偏导数估计结果，其中，横轴为经济增长，纵坐标为经济增长对环境污染的边际效应

$\partial \hat{G}(\ln GDP_{it}) / \partial \ln GDP_{it}$ ，即 GDP 每提高 1%引起环境质量恶化的增量。图 2 表明，经济增长与环境污染之间具有明显的非线性关系，且存在 3 个拐点，分别为 17.3、19.1 和 20.2，即 3260.6 亿元、19725.3 亿元和 59258.2 亿元。当产出水平低于 3260.6 亿元时，经济增长对环境质量具有负向影响，且负向影响随着产出水平的提高而逐渐减弱；当产出水平超过 3260.6 亿元时，经济增长对环境质量的影响由恶化转为改善；当产出水平达到 19725.3 亿元时，经济增长再次导致了环境质量的恶化；最后，当产出水平超过 59258.2 亿元时，经济的持续增长对于环境质量具有改善作用，且改善作用逐渐增强。由此可见，经济增长对环境质量的影响并非完全呈现“N”型曲线关系，而是表现出对环境质量由“恶化—改善—恶化—改善”的“M”型曲线关系，“N”型曲线包含在“M”型曲线当中，体现为“M”型曲线的一部分。究其原因，经济增长对于环境质量的影响主要体现为规模效应、结构效应和技术效应。其中，经济增长带来的产出规模增大、产出水平提高，导致能源消耗和环境污染排放量的急剧增加，恶化了整体环境质量；同时，随着经济发展水平的提高，我国积极促进生产结构及生产方式转型，逐步走上环境与经济协调发展的新型工业化道路；技术效应则体现在清洁生产及排放技术的普及和使用。经济增长对于环境质量的影响主要取决于不同发展阶段三种效应的相对影响程度，当结构效应和技术效应大于规模效应时，经济增长对于环境质量表现出改善作用，当规模效应占据主导地位时，经济增长对于环境质量表现出恶化作用。因而，经济增长对于环境污染的影响表现出“震荡”关系。其余控制变量中，产业占比、技术进步和环保投入的提高改善了省域环境质量，这与参数模型估计结果一致。

3.4.4 拐点分析

进一步地，以 2009 年和 2019 年省域 GDP 年度数据为例，按环境曲线拐点将 31 个省域划分为四类，分析省域经济发展水平对于环境质量影响的时空差异，具体分类情况如表 5 所示。其中，2009 年处于第一区间的省域达到 6 个，处于第二区间的省域达到 21 个，处于第三区间的省域达到 4 个，没有省域处于第四区间；2019 年处于第一至第四区间的省域分别有 3 个、13 个、12 个和 3 个。可见，2009 年我国 31 个省域中经济发展水平绝大部分位于第二区间内，表现出经济增长对环境质量的改善作用，也有部分省域位于第一和第三区间，表现出经济增长对环境质量的恶化作用；暂没有省域达到第四区间水平。2019 年，位于第一至第四区间的省域与 2009 年相比分别减少了 3 个、减少了 8 个、增加了 8 个、增加了 3 个。其中江苏、山东、广东 3 个省份达到了第四区间水平，表现出经济增长对环境质量的持续改善作用。总体而言，目前我国 31 个省域经济发展水平位于第二、第三区间居多，较少省域达到第四区间水平，经济增长对环境质量的影响表现出区域异质性。

4 稳健性分析

表 5 省域经济发展水平对环境质量影响的时空差异

拐点区间	影响效应	省份(2009 年)	省份(2019 年)
GDP<3260.6 亿元	恶化	海南、贵州、西藏、甘肃、青海、宁夏	西藏、青海、宁夏
3260.6 亿元<GDP<19725.3 亿元	改善	北京、天津、河北、山西、辽宁、吉林、上海、浙江、安徽、福建、江西、河南、湖北、湖南、重庆、四川、云南、陕西、新疆、内蒙古、黑龙江	天津、山西、吉林、广西、海南、重庆、贵州、云南、陕西、甘肃、新疆、内蒙古、黑龙江
19725.3 亿元<GDP<59258.2 亿元	恶化	江苏、山东、广东广西	北京、河北、辽宁、上海、浙江、安徽、福建、江西、河南、湖北、湖南、四川
GDP>59258.2 亿元	改善	—	江苏、山东、广东

为了进一步验证结果的稳健性，本文进行如下稳健性检验：(1)基于人均 GDP 指标的 EKC 曲线再检验。选取人均 GDP 指标衡量省域经济发展水平，运用半参数空间滞后模型进行估计。(2)基于不同环境污染类型的 EKC 曲线再检验。选取农业氨、氮和磷排放量指标以及城镇废水、废气和生活垃圾排放量指标，运用熵权法分别构建农业及生活污染指数，分析经济增长与农业和生活污染之间的非线性关系。由于篇幅所限，只展示三种空间权重矩阵下工业污染对人均 GDP 的偏导数估计结果。由表 6、表 7 及图 3 可知，不同类型的环境污染依然存在明显的正空间效应，经济增长与环境污染之间依然呈现震荡的“M”型曲线关系。其余控制变量估计结果与前文基本一致。

5 结论与政策建议

本文考虑省域环境污染的空间自相关性，结合空间计量模型和半参数模型，分析省域经济发展水平对环境污染的影响，具体结论和政策建议如下：

表 7 基于人均 GDP 指标的不同环境污染类型 EKC 曲线检验

参数	人均 GDP								
	工业污染			农业污染			生活污染		
	W ₁	W ₂	W ₃	W ₁	W ₂	W ₃	W ₁	W ₂	W ₃
lnGDP	偏导图			偏导图			偏导图		
S	-0.546***(-3.66)	-0.449***(-2.99)	-0.523***(-3.46)	-0.472***(-3.52)	-0.383***(-2.84)	-0.450***(-3.32)	-0.456***(-3.49)	-0.368***(-2.80)	-0.434***(-3.29)
K/L	-0.005(-1.56)	-0.007*(-2.00)	-0.007*(-1.86)	-0.005(-1.57)	-0.006*(-2.03)	-0.006*(-1.89)	-0.005(-1.58)	-0.006*(-2.04)	-0.006*(-1.89)
lnINVEST	-0.058***(-8.91)	-0.059***(-8.92)	-0.062***(-9.42)	-0.061***(-10.41)	-0.062***(-10.43)	-0.065***(-10.96)	-0.062***(-10.78)	-0.062***(-10.80)	-0.065***(-11.33)
ρ	0.223*** (3.46)	0.269*** (3.25)	0.237*** (2.85)	0.224*** (3.60)	0.263*** (3.21)	0.235*** (2.88)	0.223*** (3.62)	0.261*** (3.19)	0.233*** (2.88)
N	341	341	341	341	341	341	341	341	341
R ²	0.82	0.83	0.81	0.87	0.89	0.87	0.89	0.90	0.89

我国 31 个省域环境污染表现出显著的空间集聚性，环境污染程度相近的省域相互邻近。可见，各省域所处地理位置及其邻接省域均会对本省环境污染产生影响。基于此，各省政府应加强区域间的相互合作，建立区域环境保护联动机制，环境污染程度较低的省域应充分发挥环保政策的“溢出效应”，带动周边省域环保工作的开展。同时，各省域应合理运用“排污权交易”制度，达到减少排污量、保护环境的目的。

表 6 基于总量 GDP 指标的不同环境污染类型 EKC 曲线检验

参数	总量 GDP								
	工业污染			农业污染			生活污染		
	W ₁	W ₂	W ₃	W ₁	W ₂	W ₃	W ₁	W ₂	W ₃
lnGDP	偏导图			偏导图			偏导图		
S	-0.624***(-4.40)	-0.563***(-3.91)	-0.586***(-4.10)	-0.342***(-3.35)	-0.309***(-3.04)	-0.323***(-3.15)	-0.332***(-3.33)	-0.300***(-3.02)	-0.314***(-3.13)
K/L	-0.005**(-2.02)	-0.004(-1.54)	-0.006**(-2.29)	-0.009***(-4.47)	-0.008***(-4.26)	-0.008***(-4.23)	-0.008***(-4.48)	-0.008***(-4.27)	-0.008***(-4.23)
lnINVEST	-0.059***(-8.95)	-0.061***(-9.32)	-0.062***(-9.65)	-0.047***(-5.50)	-0.045***(-5.33)	-0.049***(-5.71)	-0.046***(-5.58)	-0.045***(-5.41)	-0.048***(-5.79)
ρ	0.227*** (3.72)	0.270*** (3.24)	0.285*** (3.76)	0.123** (2.43)	0.186*** (2.56)	0.069 (1.05)	0.121** (2.40)	0.184** (2.53)	0.067 (1.02)
N	341	341	341	341	341	341	341	341	341
R ²	0.80	0.81	0.80	0.75	0.75	0.75	0.75	0.74	0.76

我国省域经济发展水平与环境污染之间的关系并非完全符合 EKC 假说，而是存在更为复杂的震荡关系。经济增长对于省域环境质量的影响随着经济发展水平的提高呈现“恶化—改善—恶化—改善”的“M”型曲线关系，拐点分别为 3260.6 亿元、19725.3 亿元和 59258.2 亿元。目前我国 31 个省域经济发展水平位于第二、第三区间居多，较少省域达到第四区间水平，经济增长对环境质量的影响表现出区域异质性。因此，地方政府在制定经济发展和环境保护政策时应充分考虑自身的经济发展水平，结合地区发展和环境污染状况给予相应的资金投入和政策扶持，避免环保政策的千篇一律。

我国省域环境污染状况不仅受经济发展水平的影响，同时还与产业结构、技术进步和环保意识相关。总体而言，我国产业结构对环境污染具有负向影响，即随着第二产业比重的不断上升，环境质量将会得到改善。技术水平的提高对于环境污染的加剧具有一定的遏制作用。环保意识的提高对于环境质量具有改善作用，各省域对于环保的投入达到了一定的预期效果。因此，加速推进工业生产结构转型、加快实现清洁能源生产和使用技术的普及、保持并加大环保投资力度，将有利于改善我国的环境污染问题。

表 4 经济增长与环境污染的半参数空间计量检验结果

参数	W ₁	W ₂	W ₃
lnGDP	偏导图	偏导图	偏导图
S	-0.624***(-4.40)	-0.563***(-3.91)	-0.586***(-4.10)
K/L	-0.005**(-2.02)	-0.004(-1.54)	-0.006**(-2.29)
lnINVEST	-0.059***(-8.95)	-0.061***(-9.32)	-0.062***(-9.65)

ρ	0.227*** (3.72)	0.270*** (3.24)	0.285*** (3.76)
N	341	341	341
R^2	0.80	0.81	0.79

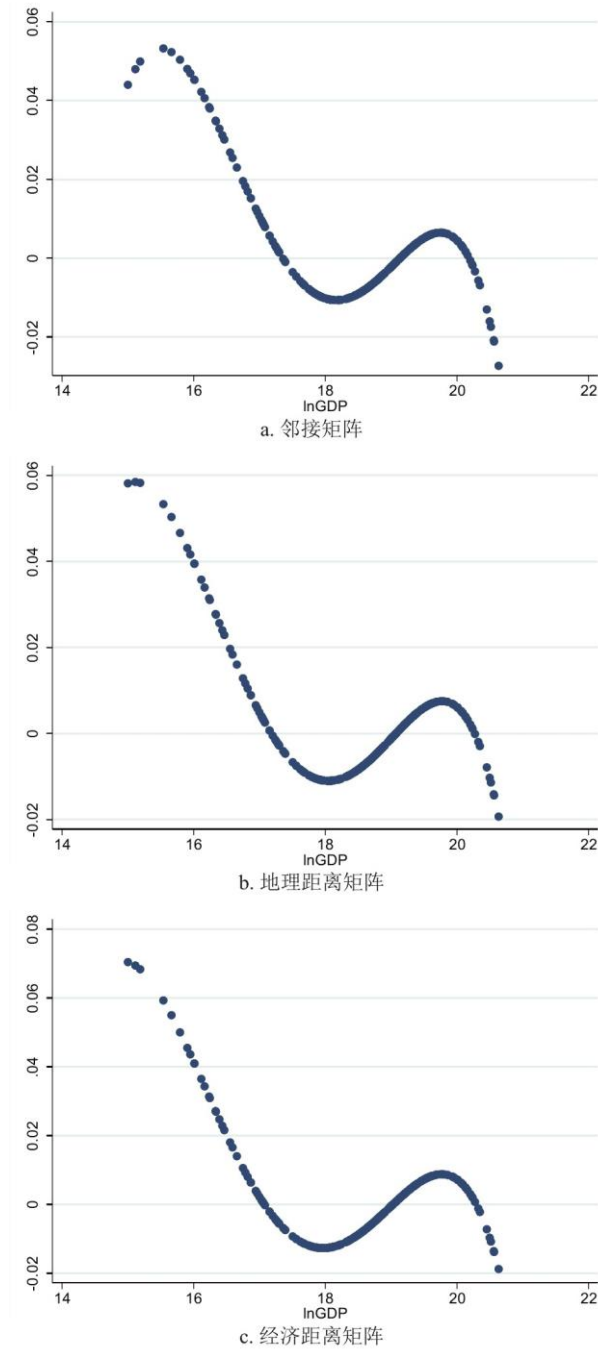


图 2 不同权重下环境污染对经济增长的偏导图

参考文献:

-
- [1]Shen J Y.A simultaneous estimation of environmental Kuznets curve:Evidence from China[J].China Economic Review,2006,17(4):383-394.
- [2]包群,彭水军.经济增长与环境污染:基于面板数据的联立方程估计[J].世界经济,2006(11):48-58.
- [3]蔡昉,都阳,王美艳.经济发展方式转变与节能减排内在动力[J].经济研究,2008(6):4-11,36.
- [4]李猛.财政分权与环境污染——对环境库兹涅茨假说的修正[J].经济评论,2009(5):54-59.
- [5]林伯强,蒋竺均.中国二氧化碳的环境库兹涅茨曲线预测及影响因素分析[J].管理世界,2009(4):27-36.
- [6]宋马林,王舒鸿.环境库兹涅茨曲线的中国“拐点”:基于分省数据的实证分析[J].管理世界,2011(10):168-169.
- [7]Lindmark M.An EKC-pattern in historical perspective:Carbon dioxide emissions,technology,fuel prices and growth in Sweden 1870-1997[J].Ecological Economics,2002,42(1):333-347.
- [8]Giles D E,Mosk C.Ruminant eructation and a long-run environmental Kuznets' curve for Enteric Methane in New Zealand conventional and fuzzy regression[R].Victoria:Department of Economics,University of Victoria,2003.
- [9]许士春,何正霞.中国经济增长与环境污染关系的实证分析:来自1990—2005年省级面板数据[J].经济体制改革,2007(4):22-26.
- [10]杨万平,袁晓玲.环境库兹涅茨曲线假说在中国的经验研究[J].长江流域资源与环境,2009(8):704-710.
- [11]Kaufmann R K,Davidssdottir B,Garnham S,et al.The determinants of atmospheric SO₂ concentrations:Reconsidering the environmental Kuznets curve[J].Ecological Economics,1998,25(2):209-220.
- [12]肖彦,王金叶,胡新添,等.广西环境库兹涅茨曲线研究[J].西北林学院学报,2006(4):9-12,35.
- [13]许广月,宋德勇.中国碳排放环境库兹涅茨曲线的实证研究:基于省域面板数据[J].中国工业经济,2010(5):37-47.
- [14]周茜.中国区域经济增长对环境质量的影响:基于东、中、西部地区环境库兹涅茨曲线的实证研究[J].统计与信息论坛,2011(10):45-51.
- [15]李飞,庄宇.西北地区环境库兹涅茨曲线实证研究[J].环境保护科学,2012(2):64-68.
- [16]Friedl B,Getzner M.Determinants of CO₂ emissions in a small open economy[J].Ecological Economics,2003,45(1):133-148.
- [17]苏伟,刘景双.吉林省经济增长与环境污染关系研究[J].干旱区资源与环境,2007(2):37-41.
- [18]李瑛珊.广东环境质量对经济增长的影响实证研究——基于库兹涅茨曲线[J].科技管理研究,2015(2):237-241.

-
- [19]Rupasingha A,Goetz S,Pagoulatos A,et al.The environmental Kuznets curve for US Counties:A spatial econometric analysis with extensions[J].Papers in Regional Science,2004,83(2):407-424.
- [20]马丽梅, 张晓. 中国雾霾污染的空间效应及经济、能源结构影响[J]. 中国工业经济, 2014(4): 19-31.
- [21]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[J]. 经济研究, 2016(9): 73-88.
- [22]Hao Y,Liu Y M.The influential factors of urban PM2.5 concentrations in China:A spatial econometric analysis[J]. Journal of Cleaner Production, 2015, 112:1443-1453.
- [23]符淼. 我国环境库兹涅茨曲线: 形态、拐点和影响因素[J]. 数量经济技术经济研究, 2008(11): 40-55.
- [24]许发明, 于子涵, 李文博. 中国经济发展与碳排放库兹涅茨曲线的验证研究——基于省域面板数据的非参数回归模型[C]//中国统计教育学会, 2019 年(第六届)全国大学生统计建模大赛优秀论文集. 北京: 中国统计教育学会, 2019: 1179-1209.
- [25]张可, 汪东芳. 经济集聚与环境污染的交互影响及空间溢出[J]. 中国工业经济, 2014(6): 70-82.
- [26]王宇澄. 基于空间面板模型的我国地方政府环境规制竞争研究[J]. 管理评论, 2015(8): 23-32.
- [27]刘燕, 潘杨, 陈刚. 经济开放条件下的经济增长与环境质量——基于中国省级面板数据的经验分析[J]. 上海财经大学学报, 2006(6): 48-55.
- [28]Rothman D S.Environmental Kuznets curves—Real progress or passing the buck?A case for consumption-based approaches[J]. Ecological Economics, 1998, 25(2):177-194.
- [29]张少华, 陈浪南. 经济全球化对我国环境污染影响的实证研究——基于行业面板数据[J]. 国际贸易问题, 2009(1): 68-73, 79.
- [30]朱平辉, 袁加军, 曾五一. 中国工业环境库兹涅茨曲线分析——基于空间面板模型的经验研究[J]. 中国工业经济, 2010(6): 65-74.
- [31]Ma J Q,Guo J J,Liu X J.Water quality evaluation model based on principal component analysis and information entropy:Application in Jinshui River[J]. Journal of Resources and Ecology, 2010(3):249-252.
- [32]Rey S J.Spatial empirics for economic growth and convergence[J]. Geographical Analysis, 2001, 33:195-214.
- [33]Maddison D.Environmental Kuznets curves:A spatial econometric approach[J]. Journal of Environmental Economics and Management, 2006, 51(2):218-230.
- [34]Grossman G M,Krueger A B.Environmental impacts of a North American free trade agreement[R]. Massachusetts: National Bureau of Economic Research, 1991.

-
- [35]Poon J P H,Casas I,He C F.The impact of energy,transport and trade on air pollution in China[J].Eurasian Geography and Economics,2006,47(5):568-584.
- [36]王德文,何宇鹏.城乡差距的本质、多面性与政策含义[J].中国农村观察,2005(3):25-37,80.
- [37]聂辉华,方明月,李涛.增值税转型对企业行为和绩效的影响——以东北地区为例[J].管理世界,2009(5):17-24,35.
- [38]Dinda S,Coondoo D,Pal M.Air quality and economic growth:An empirical study[J].Ecological Economics,2000,34(3):409-423.
- [39]张连众,朱坦,李慕菡,等.贸易自由化对我国环境污染的影响分析[J].南开经济研究,2003(3):3-5,30.
- [40]Nathan N.Relationship-specificity,incomplete contracts and the pattern of trade[J].The Quarterly Journal of Economics,2007,122(2):569-600.
- [41]黄先海,陈晓华,刘慧.产业出口复杂度的测度及其动态演进机理分析——基于52个经济体1993—2006年金属制品出口的实证研究[J].管理世界,2010(3):44-55.
- [42]李卫华.现代比较优势理论剖析[J].中南财经政法大学学报,2007(1):16-20.
- [43]张军,吴桂英,张吉鹏.中国省际物质资本存量估算:1952—2000[J].经济研究,2004(10):35-44.