

空间溢出视角下的城市水环境影响因素研究

——以太湖流域城市为例

曾恩钰¹ 陈永泰²¹

(1. 南京大学 工程管理学院, 江苏 南京 210093;

2. 南京审计大学 信息工程学院, 江苏 南京 210085)

【摘要】: 随着经济社会的发展, 人类对城市水环境系统的结构与功能改造能力强劲, 除自然因素外, 水环境状态为人类污染行为与治理行为共同作用下的集中体现。为分析城市水环境效应, 以太湖流域为例, 基于 PSR 模型对流域各市 2010~2018 年的水环境状态进行测度, 并检验其空间相关性, 采用杜宾模型重点分析了社会经济发展等因素对城市水环境状态的影响以及其空间溢出效应。结果表明: 2010~2018 年间太湖流域各市的水环境状态均有不同程度的提升, 相比而言, 位于流域下游区域的嘉兴和上海的水环境状态较差; 城市间的水环境状态存在着正向的空间溢出关系, 具有“一荣俱荣, 一损俱损”的现象; 人口集聚对所在城市的水环境状态有负向效应, 经济发展与外商投资为显著的正向效应; 对周边区域的影响作用来看, 人口集聚、科技创新和耕地面积的负向溢出显著, 建设用地面积和产业集聚为正向溢出; 太湖流域城市产业集聚发展趋于成熟, 能实现经济与环境的协调发展; 然而来自农业的面源污染是不可忽视的制约水环境改善的影响因素。最后, 根据研究结果为城市水环境改善提出加强跨区域协同治理、引导城市土地集约式发展、加强农村水环境治理等政策建议。

【关键词】: 水环境 空间溢出 空间杜宾模型 太湖流域

【中图分类号】: X824 **【文献标识码】:** A **【文章编号】:** 1004-8227(2022)06-1312-12

健康的水环境推动了文明的产生与发展, 然而随着工农业生产的快速发展和人口的急剧增长, 人类活动对水环境的影响力度加剧, 出现了水环境污染加剧、水资源短缺和生态系统失衡等危机, 使得人类的身体健康^[1]乃至整个生态系统的可持续发展^[2,3,4]受到严重挑战。特别的, 由于我国城镇化进程的不断推进, 特大型、大型城市的出现加剧了各种生产要素在地理空间上的集聚, 极易导致环境失调。城市水环境囊括了以城市自然和人工水体为中心, 流域尺度内与水体密切相关的诸多要素^[5], 是自然、社会、经济系统的集中体现, 其中人类在改变其生存环境与生活质量的过程中, 会直接或者间接地对水环境状态产生影响^[6]。在城市内部空间的不同发展模式下, 由自然或人类活动造成的水环境系统的结构和功能变化对水环境的胁迫程度也会不同^[7]。面对水环境污染, 管理者通常会采取一系列治理措施缓解水环境污染的负面影响, 努力阻断污染态势往恶劣方向发展, 不仅包括物理、化学、生物等工程技术方法, 还会实施相关环境政策来规范城市水环境的保护^[8]。为使水环境治理措施有效, 需要厘清各种因素对水环境状态的作用方式, 从而根据其影响效应实施精准治理。由于随着人类改造能力的加强, 在经济发达区域, 与人类相关的社会经济因素对环境的影响力度甚至比自然因素更大^[9]。在当前的环境背景下, 为推动流域城市水环境治理高质量发展, 重点从社

作者简介: 曾恩钰(1994~), 女, 博士研究生, 主要研究方向为环境治理、复杂系统. E-mail: zey1024@foxmail.com
基金项目: 国家自然科学基金重大研究计划重点支持项目(92046022)

会经济发展角度出发研究水环境的影响因素具有十分重要的现实意义。

目前,部分学者重点研究了除自然因素外的由于人类行为活动引起的社会经济因素对水环境的影响。工业化进程的加快推动着经济的快速增长,甚至出现资源的使用超过了资源的再生的现象,有害废物大量产生并排入水环境中,对环境改善具有胁迫作用^[7]。而环境库兹涅茨曲线(EKC)假说认为经济增长主要通过规模效应、技术效应与结构效应3种途径影响环境质量,当经济发展到一定水平后,环境污染会由高趋低,环境质量得到改善,呈倒U型曲线关系^[10,11]。产业集聚是经济发展过程中影响环境质量的主要因素之一,具有极强的外部性,学者关于产业集聚为正外部性还是负外部性的观点不一。有学者认为产业集聚会使高污染企业的资源消耗和污染物排放加剧,超过环境承载阈值,从而导致该区域范围内的环境恶化^[12,13]。然而部分研究表明,产业集聚可通过规模效应、知识溢出、资源共享等优势提高资源利用率、促进企业技术创新,从而达到污染减排、环境改善的效果^[14,15]。原毅军等^[16]指出规模效应和知识溢出效应会在集聚发展过程中不断衰弱而进入瓶颈,但技术创新会使高集聚水平下的产业集聚正外部性较强。地区间不同经济增长模式下的产业结构不同,对环境的影响程度也会不同,外商投资(FDI)是产业结构变化的一大驱动因素,针对FDI的环境效应,存在“污染天堂”与“污染光环”两大对立假说。支持“污染天堂”假说的研究表明,FDI主要集中于污染密集型的工业,导致污染物排放量增大,加剧了环境污染^[17];而验证另一假说的研究表明,FDI附带着新的知识与技术,淘汰了国内部分低效企业,通过知识溢出影响经济效率,有促进节能减排、改善环境的作用^[18,19]。人口空间集聚是城镇化过程中影响水环境的另一因素,区域内人口密度的增加会对该区域的水资源供需、生活污水处理和生态环境建设提出重大考验^[20]。刘永旺等^[21]基于我国省级数据,指出人口集聚与环境污染短期呈单向因果关系即人口的集聚会引起环境污染,从长期看,环境污染达到一定程度势必会抑制人口的迁入集聚。除此之外,土地利用反映了人类的对资源的改造过程,也是影响环境的重要因素^[22]。水环境变化受土地利用的类型、结构和空间布局间交互作用下的综合影响,各种土地活动的差异造成物质与能力流动的差异,进而引起对水环境影响的差异^[23]。田甲鸣等^[24]研究太湖流域1980~2010年土地利用方式及其对水体的影响,结果表明太湖流域耕地显著减少,建设用地显著增加,人类活动造成的土地利用变化使得氮排放对水域TN负荷的贡献呈上升趋势。

综上,已有针对各种社会经济因素对水环境影响的研究仍然存在部分不足:部分研究更侧重时间维度上各因素与水环境的关联^[25,26],而由于环境的外部性特征,不可忽视空间维度上存在的空间依赖性和空间异质性;水环境外溢对流域外区域的影响较小,现有研究大多基于省级层面数据^[21],鲜有关于流域内不同城市间水环境溢出效应的研究;另外,水环境的污染和治理均存在溢出^[27],现有研究对水环境污染和治理的衡量多采用排污量、水质状态和治理投资量等指标^[16,28],缺乏综合反映水环境复杂关系结构的指标体系。由于对城市水环境空间依赖性的考量,本文基于太湖流域城市的市级数据,通过PSR模型对水环境进行系统测度,采用杜宾模型研究各社会经济因素对城市水环境状态的影响并检验其空间溢出效应。

1 研究方法

1.1 水环境状态评价

1.1.1 水环境 PSR 模型

太湖流域是由水环境和以人为主体的流域社会、经济、技术系统高度耦合的社会型生态复杂巨系统,即太湖流域本质上是一个“人与水环境生命共同体”,水质状况只是水环境状态的一项外部表征,从更系统性的角度看,水环境状态不仅受到自然因素的影响,来自人为的城市产业集聚、环保技术扩散等因素,也会使水环境系统的结构和功能状况会发生变化。在进行水环境效应分析时,需要对太湖不同时刻的水环境状态进行测度,该水环境状态将作为空间计量模型的被解释变量进行后续的溢出效应分析。基于水环境的系统性,单以水质评价城市水环境状态无法反映系统中的复杂因果关系结构,因此,本文基于“压力-状态-响应”(PSR)评价模型构建评价指标体系测度城市水环境状态。PSR模型体现了人与环境间相互作用的关系,能较好评价“自然-经济-社会”复杂系统协调发展过程中的环境质量,该模型的分析框架如图1所示。在PSR模型中,压力指标表征人类的经济社会活动对环境的作用,在水环境中,主要为污染物排放造成环境破坏;状态指标表征特定时间阶段的环境系统变化,包括自然环境系统和社会环境系统;响应指标表征社会为预防、消除环境污染所作的举措。

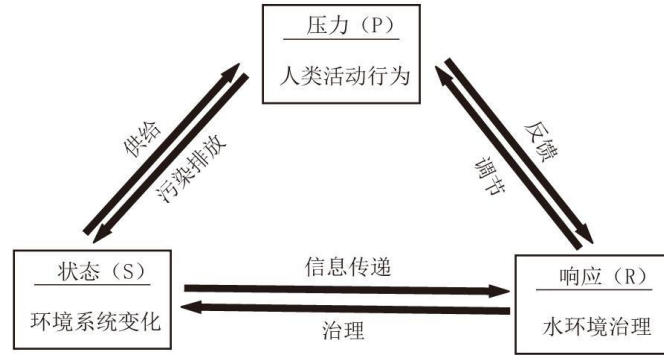


图 1 太湖流域城市水环境 PSR 分析框架

1.1.2 指标权重设定—CRITIC 法

评价指标体系建立后，计算水环境总体状态需赋予每个指标不同的权值。为了客观反映指标的相对重要性，克服主观因素的影响，本文采用客观赋权法中的 CRITIC 法计算各指标权重。CRITIC 权重法基于评价指标的对比强度和指标之间的冲突性来综合衡量指标的客观权重，计算步骤如下。

(1) 无量纲化处理。

为指标间具有可比性，消除量纲不同对结果的影响，需对各指标进行无量纲化处理。本文采用归一化的处理方式，将指标的取值至于 [0, 1] 之间，公式如下。

若为正效应指标：

$$x'_i = \frac{x_i - x_{\min}}{x_{\max} - x_{\min}} \quad (1)$$

若为负效应指标：

$$x'_i = \frac{x_{\max} - x_i}{x_{\max} - x_{\min}} \quad (2)$$

式中： x'_i 表示归一化处理后的值； x_i 为实际值； $x_{\max}$ 为该指标中的最大值； $x_{\min}$ 为该指标中的最小值。

(2) 指标信息量计算。

指标的信息量既考虑了指标变异性的大小，又兼顾了指标间的相关性。指标变异性用标准差衡量，标准差越大表示该指标的数值差异越大，越能反映出更多的信息；相关性则采用相关系数衡量，一指标与其他指标的相关性越强，则该指标就与其他指标的冲突性越小，反映出相同的信息越多，所能体现的评价内容就越有重复之处，一定程度上也就削弱了该指标的评价强度，应该减少对该指标分配的权重。指标 j 信息量 C_j 的计算公式如下：

$$C_j = S_j \times R_j = \sqrt{\frac{\sum_{i=1}^n (x_{ij} - \bar{x}_j)^2}{n-1}} \times \sum_{i=1}^p (1 - r_{ij}) \quad (3)$$

式中： S_j 和 R_j 分别为指标 j 的变异值和冲突值； $\bar{x}_j$ 为指标 j 的均值， r_{ij} 为指标 j 与指标 i 之间的相关系数， p 为指标总个数。

(3) 指标权重计算。

指标 j 的信息量越大，该指标所分配的权重越大，指标 j 的权重 W_j 计算公式为：

$$W_j = \frac{C_j}{\sum_{j=1}^p C_j} \quad (4)$$

1.2 空间相关性检验

构建空间计量模型前需要检验各城市间的水环境状态是否存在空间自相关，常采用的方法是用空间自相关系数 Moran' sI 指数进行衡量。Moran' sI 指数的取值在 $[-1, 1]$ 间，当取值大于 0 时，表明城市间水环境状态存在空间正相关，反之，则表明存在空间负相关，取值绝对值越大表示相关性越强；若 Moran' sI=0，则意味着不存在空间相关性。Moran' sI 指数的计算公式如下。

$$Moran's\ I = \frac{n \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n w_{ij} (Y_i - \bar{Y}) (Y_j - \bar{Y})}{\sum_{i=1}^n \sum_{i=1}^n w_{ij} \sum_{i=1}^n (Y_i - \bar{Y})^2} \quad (5)$$

式中： n 为城市个数； w_{ij} 为空间权重矩阵（距离函数为“相邻”）； Y_i 、 Y_j 分别为城市 i 、 j 的水环境状态得分； $\bar{Y} = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n Y_i$ ，表示当年所有城市水环境状态得分的均值。

1.3 空间计量模型

1.3.1 空间计量模型设定

鉴于本研究所关注的城市水环境效应的溢出效应分析，采用空间计量模型可以识别不同区域间的空间交互关系。空间计量模型更关注城市间存在的空间依赖性，能捕获到各城市在时间与空间上的特征变化，除了能获取到影响因素对本市的影响外，还能识别其对周边城市的间接影响。下面针对面板数据所采用的常用空间计量模型进行说明，一般形式可写成如下所示：

$$\begin{cases} y_{it} = \tau y_{i,t-1} + \rho w'_{it} y_t + x'_{it} \beta + d'_{it} X_t \delta + u_i + r_t + \varepsilon_{it} \\ \varepsilon_{it} = \lambda m'_{it} \varepsilon_t + v_{it} \end{cases} \quad (6)$$

其中 $y_{i,t-1}$ 为被解释变量 y_{it} 的一阶滞后 (当分析数据为静态面板数据时, $\tau=0$), w'_{it} 为空间权重矩阵 W 的第 i 行,

$w'_{it} y_t = \sum_{j=1}^n w_{ij} y_{jt}$, w_{ij} 为空间权重矩阵 W 的 i 行 j 列值, $d'_{it} X_t \delta$ 为解释变量的空间滞后, d'_{it} 为解释变量空间权重矩阵 D 的第 i 行, u_i 为区域 i 的个体效应, r_t 为时间效应, ε_{it} 为扰动项, m'_{it} 为扰动项空间权重矩阵 M 的第 i 行。

在 (6) 式中, 参数为不同取值时会得到不同的空间计量模型: 如果 $\lambda=0$ 且 $\delta=0$, 为“空间自回归模型” (Spatial Autoregression Model, SAR), 该模型不考虑解释变量的空间滞后与扰动项间存在的依赖性; 若仅 $\lambda=0$, 为“空间杜宾模型” (Spatial Durbin Model, SDM), 该模型进一步考虑了解释变量的空间滞后, 即被解释变量 y_{it} 还依赖于其邻居该时期的自变量; 若 $\tau=\rho=0$ 且 $\delta=0$, 为“空间误差模型” (Spatial Error Model, SEM), 该模型的空间依赖性仅体现于误差项中, 表明对被解释变量 y_{it} 有影响的不可观测的随机冲击存在空间相关性; 若 $\tau=0$ 且 $\delta=0$, 则为“空间自相关模型” (Spatial Autocorrelation Model, SAC), 该模型考虑了解释变量间和扰动项间存在的空间依赖性。

另外, 在 (6) 中, 空间计量模型的构建需要引入空间权重矩阵。空间权重矩阵度量了不同区域之间的空间距离, 是进行空间计量分析的前提。记空间权重矩阵上区域 i 和区域 j 之间的距离为 w_{ij} , 空间权重矩阵为对称矩阵, 其中矩阵中主对角线上元素 $w_{11}=w_{22}=\dots=w_{nn}=0$ 。本研究中间空间权重矩阵的构建采用的距离函数为“相邻”, 即若两城市 i, j 具有共同的边界, 则 $w_{ij}=1$; 反之, 则 $w_{ij}=0$ 。

1.3.2 空间溢出效应分解

在式 (6) 中, 解释变量 x_{it} 对 y_{it} 的边际效应并非 β , 由于内生交互性 $w'_{it} y_t$ 的存在, x_{it} 对 y_{it} 产生作用后, 不同区域的被解释变量间还会相互影响, 因此 β 的参数估计值是有偏的。这种现象解释为某个变量的变化不仅会影响到该区域的被解释变量值变化, 还可能会对周边区域产生影响, 因此需要通过对 (6) 式进行偏导分解, 得到解释变量对区域被解释变量的直接效应、间接效应和综合效应^[29]。

以杜宾模型的空间溢出效应分解为例, 杜宾模型简写为以下形式。

$$y = \rho W y + \beta X + W X \beta' + \alpha + \varepsilon \quad (7)$$

其中 α 为固定效应值, 对 (7) 式变形得到:

$$y = (I - \rho W)^{-1} X (I \beta + W \beta') + (I - \rho W)^{-1} (I \alpha + \varepsilon) \quad (8)$$

令 $S_r(W) = (I - \rho W)^{-1} (I \beta + W \beta')$, (8) 式改写为:

$$y = \sum_{r=1}^k S_r(W) X_r + (I - \rho W)^{-1} (I\alpha + \varepsilon) \quad (9)$$

式中：k 表示解释变量个数； X_r 表示第 r 个解释变量。对 (9) 式进行矩阵展开：

$$\begin{pmatrix} y_1 \\ y_2 \\ \vdots \\ y_n \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} S_r(W)_{11} & S_r(W)_{12} & \cdots & S_r(W)_{1n} \\ S_r(W)_{21} & S_r(W)_{22} & \cdots & S_r(W)_{2n} \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ S_r(W)_{n1} & S_r(W)_{n2} & \cdots & S_r(W)_{nn} \end{pmatrix} \begin{pmatrix} X_{1r} \\ X_{2r} \\ \vdots \\ X_{nr} \end{pmatrix} + (I - \rho W)^{-1} (I\alpha + \varepsilon) \quad (10)$$

在 (10) 式中：

$$\frac{\partial y_i}{\partial X_{jr}} = S_r(W)_{ij} \quad (11)$$

该式表明区域 j 的变量 X_{jr} 对任意区域 i 的被解释变量都可能产生影响， $S_r(W)_{ii}$ 为区域 i 的变量 X_{ir} 对本区域被解释变量 y_i 的直接效应。矩阵 $S_r(W)$ 主对角线上所有元素的平均值为变量 X_r 的平均直接效应，非对角线元素之和的平均值为平均间接效应，直接效应和间接效应之和为总效应。

2 研究区域与变量选取

2.1 研究区域

不同发展水平的城市，存在不同程度的规模效应和拥挤效应，城市水环境对影响因素的响应程度不同^[30,31]。中国东部地区多属于沿海发达城市，相比较中西部地区而言，城市发展过程中会产生较强的规模经济和环境溢出效应^[26]。流域是跨区域协同治理的主要单位，其中太湖流域位于长三角城市群核心区，是我国大中城市最密集、经济最发达和最具活力的地区之一。经过十多年的高强度环境治理，太湖流域水环境问题总体上得到了较大缓解与改善，但是由于治理动能不充分、不均衡、作用边界不到位等问题，反复性、不稳定的环境问题依然存在。太湖流域产业、人口集聚，水网密集，受人为因素影响程度高，水环境中存在的污染效应与治理效应均具有明显的外部性特征。因此，本文选取太湖流域的城市作为研究对象，针对太湖流域城市水环境影响因素以及其空间溢出效应的分析对其他相似流域的城市水环境治理具有重要的借鉴意义。最终，根据太湖流域的行政区域划分，分析对象确定为江苏省的无锡、苏州、常州、镇江，浙江省的湖州、杭州、嘉兴，以及上海市，共 8 所城市（安徽省部分和南京高淳区域占比小不纳入分析），如图 2 所示。

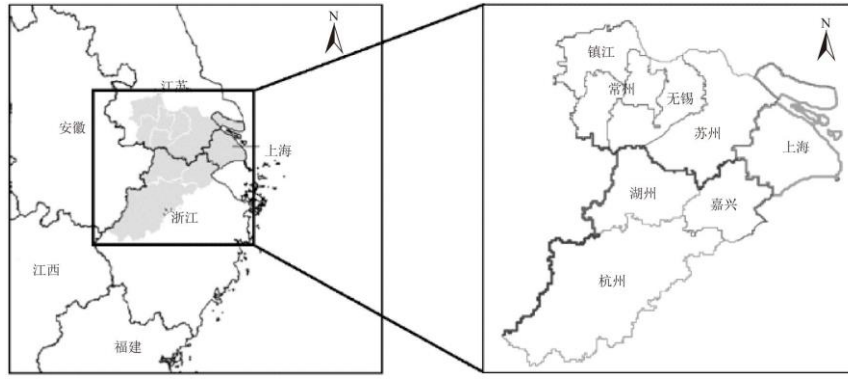


图 2 研究区域地理位置及行政区划图

2.2 变量选取

根据前人研究以及数据的可获得性，本研究采用的影响水环境质量的解释变量如下：

- (1) 人口密度 (PopuDen), 人口密度反映了人口在一定空间上的集聚程度，通常人口的增加会导致生活用水和生活污水的排放量增加，加重水环境自然调节的压力。本文采用常住人口与行政区域面积的比值衡量，即每平方公里的常住人口数。
- (2) 经济发展 (PerGdp), 经济发展的过程中会伴随着产业结构的不断调整，EKC 假说认为经济发展与环境污染间存在着倒“U”关系。本文采用人均 GDP 衡量经济发展水平，并以 2010 年为基年，依据 GDP 平减指数消除了通货膨胀或紧缩的影响。
- (3) 外商投资 (FDI), FDI 流入不同的产业会产生不同的环境效果，可能加剧环境污染或促进环境改善。本文采用当年直接利用的外商投资金额与生产总值的比值衡量，投资金额根据当年美元汇率换算成人民币金额。
- (4) 技术创新 (TechInno), 技术创新能力的提升有利于改进生产方式和清洁环保技术，从而提升资源使用效率和污染治理水平。本文采用每万人拥有专利授权数反映该地区技术创新水平。
- (5) 产业集聚 (LocaQuo), 通常高耗能、高污染、高排放的工业是水环境污染的主要来源，产业集聚对水环境的影响具有多重性，有正向、负向和交互耦合作用。本文采用地区工业产业的区位熵衡量该地区的产业集聚程度，区位熵测度地域要素的空间分布格局，用来比较各地区产业集聚程度的差异，区位熵指数越大，产业集聚水平越高，计算公式如下：

$$LQ_{it} = \frac{q_{it}/Q_{it}}{\sum_{i=1}^s q_{it} / \sum_{i=1}^s Q_{it}} \quad (12)$$

式中： LQ_{it} 为 i 地区在 t 年的区位熵； q_{it} 为 i 地区在 t 年的工业生产总产值； Q_{it} 为 i 地区在 t 年的所有产业的生产总值。

- (6) 土地利用, 在流域尺度上，不同的土地利用类型会产生不同的排污量、影响着径流的流动以及污染物在该区域的吸收、沉淀过程，进而引发不同的环境效应。本文主要考虑两种土地利用类型：耕地和建设用地，采用该区域耕地面积与总行政区域面积的占比 (Land_plow)、建设用地面积与总行政区域面积的占比 (Land_cons) 两个指标衡量。

2.3 数据来源

本研究采用的数据涉及到社会经济数据主要来自《中国统计年鉴》《中国环境统计年鉴》《浙江自然资源与环境统计年鉴》《浙江统计年鉴》《江苏统计年鉴》《上海统计年鉴》《镇江统计年鉴》《常州统计年鉴》《无锡统计年鉴》《苏州统计年鉴》《嘉兴统计年鉴》《湖州统计年鉴》和《杭州统计年鉴》,各市公布的《水资源公报》《生态环境质量公报》,住建部公布的《中国城市建设统计年鉴》,土地利用类型采用 2010、2015、2020 年卫星遥感影像数据进行提取(缺失年份采取线性插值计算),部分缺失数据通过向各政府部门提交《依申请公开》获得。鉴于数据的可获得性与全面性,本研究的时间分析跨度定为 2010~2018 年,共 9a 数据。解释变量的统计性描述如表 1 所示。

3 城市水环境状态测度

根据水环境 PSR 分析框架中各指标内涵,首先查阅相关文献建立反映水环境状态的相关指标,然后查找相关数据资料,秉着可获取原则,删除无法测度指标,建立最终的具体评价指标体系,采用 CRITIC 法计算各指标权重,指标体系及计算结果如下表 2 所示。

表 1 2010~2018 年解释变量的统计性描述

变量	单位	均值	标准差	最小值	最大值	样本量
PopuDen	人/km ²	1310.383	986.1088	493.488	3825.692	72
PerGdp	元	100754.600	30119.810	45321.000	169960.600	72
FDI	%	3.793	1.160	1.421	6.444	72
TechInno	件/万人	39.992	16.638	9.162	93.161	72
locaQuo	-	1.087	0.154	0.734	1.352	72
Land_plow	%	45.503	14.343	17.661	65.832	72
Land_cons	%	21.131	8.839	5.436	34.774	72

表 2 城市水环境评价指标与权重

类型	指标	单位	属性	变异性	冲突性	信息量	权重	累和
压力	万元农业增加值化肥施用量	千克/万元	-	0.262	9.202	2.411	0.069	0.303
	万元农业增加值农药施用量	千克/万元	-	0.228	9.016	2.057	0.059	
	万元工业增加值工业废水排放量	t/万元	-	0.172	9.971	1.713	0.049	
	万元工业增加值工业废水 COD 排放量	kg/万元	-	0.163	9.873	1.611	0.046	
	监测断面水质劣 V 比例	%	-	0.280	10.059	2.813	0.080	

状态	万元农业增加值用水量	m ³ /万元	-	0.189	9.639	1.823	0.052	0.341
	万元工业增加值用水量	m ³ /万元	-	0.251	11.701	2.934	0.084	
	人均年生活用水量	m ³ /人	-	0.181	10.991	1.986	0.057	
	万元 GDP 用水量	m ³ /万元	-	0.218	9.723	2.116	0.061	
	水功能区水质达标比例	%	+	0.305	10.029	3.059	0.087	
响应	城区人均公园绿地面积	m ²	+	0.254	8.871	2.256	0.065	0.356
	建成区绿化覆盖率	%	+	0.259	10.570	2.740	0.078	
	城市污水处理率	%	+	0.239	9.760	2.331	0.067	
	建成区排水管道密度	km/km ²	+	0.266	10.585	2.820	0.081	
	工业用水重复用水率	%	+	0.210	10.878	2.288	0.065	

注：“+”表示该指标为正效应，其指标值越大水环境状态越好；“-”表示该指标为负效应。

从表 2 中各指标的权重值可知，水功能区水质达标比例对水环境状态的贡献最显著，其次是万元工业增加值用水量和建成区排水管道密度。将太湖流域 8 市 9a 的各项指标数据与相应指标权重乘积再求和后，最终得到各城市不同年份的水环境状态得分，如图 3 所示，该得分将作为后续水环境空间溢出分析中的被解释变量。图 3 显示，9a 间，太湖流域各市的水环境状态均有不同程度的提升，各城市相比较而言，嘉兴和上海的水环境状态较差。从指标体系中权重占比最大的指标角度看，由于嘉兴和上海位于流域的下游，相比较上游城市而言，水污染物到达该市时累计量达到最大，以至于水质达标比例相对较低。

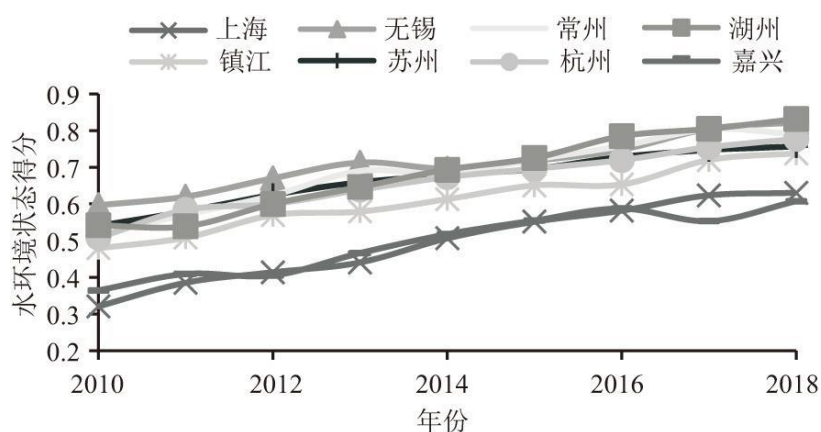


图 3 太湖流域各市 2010~2018 年水环境状态

4 空间溢出分析

4.1 空间相关性检验

根据公式(5)计算 2010~2018 年城市水环境状态的 Moran' sI 指数, 结果如表 3 所示。

结果表明, 2010~2018 年城市水环境状态的 Moran' sI 指数均大于 0, 且均通过了显著性检验, 表明各城市间的水环境状态存在着空间正相关性。Moran' sI 指数能从一个方面检验出水环境状态存在着空间溢出, 即水环境状态较好的地区也会促进周边地区的水环境改善, 后文将继续对解释变量影响城市与周边城市水环境状态的测度进行分析。

4.2 空间计量模型选取

由于各解释变量的量纲尺度范围不同, 为降低数据的整体差异性, 让数据取值范围更加平稳和更好表示弹性变化, 因此对所以解释变量做对数处理。在选择最适合的空间计量模型前, 需先建立空间自回归模型对其进行检验, 判断模型中是否存在空间效应以及存在哪种形式的空间效应。如若存在空间效应, 采用 OLS 进行估计是存在偏差, 本文采用的估计方法是 Lagrange multiplier 检验, 采用 LM 检验和稳健的 LM 检验判断空间滞后项和空间误差项的显著性, 结果如表 4 所示。

表 3 水环境状态 Moran' s I 指数值检验

年份	2010	2011	2012	2013	2014	2015	2016	2017	2018
MoranI	0.205*	0.107*	0.206*	0.211*	0.169*	0.206*	0.162*	0.219**	0.235**

注: “***”、“**”和 “*” 分别表示在 0.01、0.05 和 0.1 水平上显著, 下同。

表 4 空间效应检验

检验统计量	值	p 值
LM_error	0.384	0.536
Robust LM_error	21.979	0.000
LM_lag	15.261	0.000
Robust LM_lag	36.857	0.000

上表显示, 针对空间误差(spatial error)的检验中, LM-error 检验不拒绝“模型残差不存在空间相关”的原假设; 而针对空间滞后(spatial lag)的两个检验均拒绝了原假设, 表明空间滞后项存在相关性。因此, 包含空间滞后项的空间自回归模型(SAR)更适合用于建立本研究的空间计量模型^[32]。另外, 空间杜宾模型(SDM)除能弹性的表达 SAR 外, 还可以同时比较解释变量与被解释变量的空间相关性, 具有更好的优势。因此, 本研究的空间计量模型选定包含解释变量和被解释变量的空间滞后项的空间杜宾模型。

对于空间计量模型应采取固定效应或随机效应, 采用 Hausman 检验进行甄别。检验结果的统计量值为 16.900, p 值为 0.018。结果表明 Hausman 检验的 P 值在 5%的显著性水平上显著, 拒绝随机效应模型, 表明使用固定效应模型更佳。另外, 对于采取何种固定效应形式, 进一步用空间杜宾模型回归了在时间固定和空间固定时的结果。回归结果显示空间固定模型与时间固定模型的 R² 均在 0.9 以上, 表明两模型的解释能力强。由于本研究的样本时间截面数(T=9)>个体截面数(N=8), 并且部分解释变量间存

在时间相关性，因此选择采用时间固定效应下的 SDM 模型。为了进一步说明选取模型的最佳适用性与复杂性，本文采用似然比率 (Likelihood ratio) 检验时间固定的 SDM 模型是否可以退化为时间固定的 SAR 或 SEM 模型，结果如表 5 所示。

表 5 空间计量模型的 Lratio 检验分析

检验统计量	SARvsSDM		SEMvsSDM	
	SAR	SDM	SEM	SDM
Likelihood-ratio test	124.69***		118.18***	
AIC	84.570	-26.116	78.067	-26.116
BIC	105.060	10.311	98.557	10.311

表中结果表明，依据赤池信息准则 (AIC) 和贝叶斯信息准则 (BIC)，SDM 模型的 AIC 和 BIC 值均比 SAR、SEM 模型小，且 Lratio 检验满足 0.01 的显著性水平，表明 SDM 模型拟合的优良性，所以时间固定效应下的 SDM 是解释样本最适合的空间模型^[32]。因此，后续分析主要针对时间固定效应下的 SDM 模型的回归参数进行解释。

4.3 溢出效应分解与估计

由于内生交互性，4.2 中直接固定效应回归中的参数估计是有偏的。依据 1.3.2 中所述，对不同变量的溢出效应进行分解，结果如表 6 所示。

表 6 时间固定杜宾模型系数的空间溢出效应分解

变量	直接效应		间接效应		综合效应	
	系数	p 值	系数	p 值	系数	p 值
lnPopuDen	-2.227	0.000	-5.154	0.000	-7.381	0.000
lnPerGdp	5.360	0.000	1.746	0.206	7.105	0.000
lnTechInno	0.019	0.855	-1.368	0.000	-1.349	0.000
Land_plow	-0.034	0.195	-0.251	0.000	-0.285	0.000
Land_cons	0.026	0.594	0.371	0.000	0.398	0.001
FDI	0.130	0.000	0.121	0.025	0.251	0.000
LocaQuo	1.687	0.157	6.028	0.001	7.716	0.007

表 6 结果显示，不同因素对本地区水环境状态的影响方式不同，以及对周边区域存在不同程度的空间溢出。从综合影响程度的大小来看，产业集聚、人口集聚和经济发展对水环境状态的影响程度较重。

(1)人口密度(PopuDen)的直接效应系数为-2.227,溢出效应(间接效应)系数为-5.154,都在1%的显著性水平上显著。表明经济社会的发展过程中,城市化进程加快,人口的空间集聚会显著降低当地的水环境状态,这与郭佳等^[20]的研究结论一致,并且人口集聚会进一步通过环境迁移降低周边地区的水环境状态。从水环境状态的度量指标体系出发,人口的空间集聚导致生活用水与污水排放增加,人均生态绿地面积的拥有量低,这会对该区域的水资源供需、生活污水处理和生态环境建设提出重大考验。

(2)经济发展水平(PerGdp)的直接效应系数为5.360,在1%的显著性水平上显著,而对周边城市的溢出效应不显著。结果与王飞成等^[33]的研究结论较为一致,表明在东部区域,经济与环境能实现协调发展,关系模型符合环境库兹涅茨曲线的右侧。可能原因是经济发展会促使管理者投资更多的资金用于环境治理、加强环境基础设施建设、提高污水处理效率,进而改善水环境状态。另外,溢出效应不显著,可能由于城市环境治理着重于本区域,对周边区域环境治理行为的带动能力不足。

(3)技术创新(TechInno)的直接效应为正向,但不显著,溢出效应系数为-1.368,在1%的显著性水平上显著。技术创新对当地的水环境状态改善效果不显著,可能由于该地区用于改善水环境、提高用水效率的创新技术占比低、授权到技术的实施存在一定的滞后或者技术的实施效果不显著造成。技术创新对周边城市的负向溢出可认为是存在人才的虹吸现象,另外罗勇根等^[34]的研究认为专利发明人更可能向环境质量较好的城市迁移,进而降低了周边城市的技术创新对水环境状态的改善。

(4)耕地面积(Land_plow)与建设用地面积(Land_cons)的直接效应都不显著,耕地面积的溢出效应系数为-0.251,建设用地面积的溢出效应系数为0.371,都在1%的显著性水平上显著,表明土地利用在对流域城市水环境的影响方面,主要表现为通过环境迁移对周边城市的影响。土地利用变化作为经济社会发展的表征,主要受人类活动对生态的改造过程影响,在2010~2018年间太湖流域各城市的耕地面积都有不同程度的减少,建设用地面积都有不同程度的增加。农业污染作为非点源污染的主要来源,对水环境有负向影响,结果与刘瑶等^[35]的观点一致。耕地面积的减少可降低农业用水量,农药的需求量的减少可降低土地的污染程度;另外,长期不耕种的耕地会转变为草地,可提高整个生态环境的涵养能力。太湖流域城市土地城市化率较高,建设用地对周边地区的水环境状态改善有正向影响,可能是由于污水处理设施建设的不断完善,经济发展以集约式发展模式为主,政府出台环境规制政策控制环境污染程度。结果符合王镭等^[36]的研究,表明在不断的城镇化过程中,生产过程对土地生态价值的影响程度有所降低。

(5)外商投资(FDI)的直接效应系数为0.130,通过1%显著性水平检验;溢出效应系数为0.121,通过5%显著性水平检验。“污染天堂”与“污染光环”两大假说对FDI的环境效应持不同态度,本研究中的FDI对水环境状态改善效果显著,与Huanget al.^[18]的观点一致。从FDI投资数据上看,本研究的时间跨度内太湖流域城市的外商投资额大致符合倒U型曲线,有先增长再不断降低的趋势,意味着目前外商投资的流入门槛不断提高,政府注重FDI往绿色创新型产业转型。FDI的正向溢出表明FDI对周边城市企业带来的主要影响也由资金、示范效应转为绿色创新技术和知识溢出效应。

(6)产业集聚(LocaQuo)的直接效应为正向,但不显著,溢出效应系数为6.028,在1%的显著性水平上显著。产业集聚对当地的水环境状态改善程度并没通过显著性检验,可能由于目前各城市的工业废水排放达标率与工业用水重复利用率都很高,所以产业集聚对该地区的水环境状态影响不显著。太湖流域城市的产业集聚发展趋于成熟,集聚规模和资源配置之间专业化程度高,具有污染治理的规模效应,这现象与原毅军等^[16]的观点基本一致。本研究中的区位商测量的是一座城市工业集聚程度在整个流域的相对水平,在一定空间范围内,通常一座城市的集聚度增加会造成其他城市的集聚度减少。另外,工业污染作为水环境的主要污染源之一,一座城市的工业集聚增加能缓解周边区域的工业污染源处理压力。

5 结论与建议

本文以城市水环境效应为切入点,选取太湖流域的8座城市为研究区域,实证分析了不同因素对城市水环境状态的影响以及存在的空间溢出效应。本研究首先基于PSR模型对各城市的水环境状态进行测度,并检验了水环境状态存在的空间相关性。在此基础上,辨识对水环境造成影响的关键因素,建立空间杜宾模型重点考察了人口集聚、经济发展、技术创新、土地利用、外商

投资和产业集聚因素对城市水环境状态以及周边区域水环境的作用。本文的主要研究结论如下：

(1)近年，太湖流域各城市的水环境状态均有不同程度的提升，各城市相比较而言，位于流域下游区域的嘉兴和上海的水环境状态较差。

(2)各城市间的水环境状态存在着空间正相关性，即正向的空间溢出，表明水环境状态较好的地区也会促进周边地区的水环境改善，呈现“一荣俱荣，一损俱损”的现象。

(3)各因素对本区域水环境的影响作用来看，人口集聚存在着负向效应，造成了水环境压力，而经济发展与外商投资为显著的正向效应。

(4)对周边区域的影响作用来看，人口集聚、科技创新和耕地面积的负向溢出显著，建设用地面积和产业集聚的正向溢出显著。

(5)太湖流域城市土地城市化率较高，经济发展以集约式发展模式为主，产业集聚发展趋于成熟，集聚规模和资源配置之间专业化程度高；来自农业的面源污染是不可忽视的制约水环境改善的影响因素。

太湖流域各城市不仅在地理空间上存在关联，并且各城市在环境规制上存在相互学习借鉴，因此，水环境的空间溢出效应不仅包含着水污染的空间溢出效应，还存在着污染治理的空间溢出效应。为改善城市的水环境状态，提出以下政策建议：

(1)重视水环境效应存在的空间溢出性，每个城市的水环境状态并不是孤立存在的，各城市在污染治理时，应加强交流与合作，将整个流域视为一个具有整体性、关联性、层次性的复杂系统，实现跨区域协同治理，不可仅专注于本地区利益。

(2)为实现经济与环境的可持续发展，在经济增长的同时，必须实施有效的环境政策。提高环境污染治理投资，加强环境基础设施建设，提高污水处理效率；制定科学合理的外商投资政策，严格限制高污染型企业进入，引导企业往绿色创新型企业转型；加强对绿色创新技术的成果转化与实施，对企业的绿色技术研发给予一定的补贴，各区域间应实现技术共享；为加大产业集聚产生的规模效应与知识溢出效应，促进产业集聚的同时要建立健全的集聚区污染处理机制，加大治理设施建设与统筹安排；为实现国家“碳中和”目标，产业结构往供给侧低碳转型、需求侧节能降耗方向引导。

(3)城市土地利用类型的变化主要受人类活动改造的影响，随着城市化进程的加快，建设用地应往高效集约式发展，将低效、分散、高污染的建设用地进行减量；限制城市建设用地无序扩张，确保生态保护区面积不减少，确保区域的污染容纳能力和碳吸收能力；为限制耕地面源污染对水环境的威胁，应引导农民减少对农药化肥的使用，发展高效节水灌溉模式，完善农村环境治理设施的建设，加快培育农业农村环境治理市场主体，环境规制与激励机制协调，以便社会资本参与到农村水环境治理中并且能长期有效的运营。

参考文献：

[1]LI P,WU J.Drinking water quality and public health[J].Exposure and Health,2019,11(2):73-79.

[2]TAO T,XIN K.A sustainable plan for China' s drinking water:tackling pollution and using different grades of water for different tasks is more efficient than making all water potable[J].Nature,2014,511(7511):527-528.

[3]SIVAPALAN M,KONAR M,SRINIVASAN V,et al.Socio-hydrology:Use-inspired water sustainability science for the

Anthropocene[J]. *Earth's Future*, 2014, 2(4):225-230.

[4]OSTROM E. A general framework for analyzing sustainability of social-ecological systems[J]. *Science*, 2009, 325(5939):419-422.

[5]FAGGI A, BREUSTE J, MADANES N, et al. Water as an appreciated feature in the landscape: A comparison of residents' and visitors' preferences in Buenos Aires[J]. *Journal of Cleaner Production*, 2013, 60:182-187.

[6]盛昭瀚, 金帅. 湖泊流域系统复杂性分析的计算实验方法[J]. *系统管理学报*, 2012, 21(6):771-780.

[7]杨清可, 段学军, 王磊, 等. 发达地区城市空间水环境效应与影响机理研究——以浙江省宁波市区为例[J]. *地理科学*, 2020, 40(5):776-785.

[8]步青云, 曹娜, 曹晓红, 等. 我国水资源开发利用中的环境管理问题及对策探讨[J]. *环境保护*, 2019, 47(9):61-63.

[9]WANG S, LIU Z, CHEN Y, et al. Factors influencing ecosystem services in the Pearl River Delta, China: Spatiotemporal differentiation and varying importance[J]. *Resources, Conservation & Recycling*, 2021(168).

[10]GROSSMAN G M, KRUEGER A B. Economic-growth and the environment[J]. *Quarterly Journal of Economics*, 1995, 110(2):353-377.

[11]PANAYOTOU T. Empirical tests and policy analysis of environmental degradation at different stages of economic development[R]. International Labour Organization, 1993.

[12]ANDERSSON M, LF H. Agglomeration and productivity: evidence from firm-level data[J]. *Annals of Regional Science*, 2011, 46(3):601-620.

[13]刘军, 程中华, 李廉水. 产业聚集与环境污染[J]. *科研管理*, 2016, 37(6):134-140.

[14]ZENG D, ZHAO L. Pollution havens and industrial agglomeration[J]. *Journal of Environmental Economics and Management*, 2009, 58(2):141-153.

[15]闫逢柱, 苏李, 乔娟. 产业集聚发展与环境污染关系的考察——来自中国制造业的证据[J]. *科学学研究*, 2011, 29(1):79-83, 120.

[16]原毅军, 谢荣辉. 产业集聚、技术创新与环境污染的内在联系[J]. *科学学研究*, 2015, 33(9):1340-1347.

[17]SHAHAZ M, NASREEN S, ABBAS F, et al. Does foreign direct investment impede environmental quality in high-, middle-, and low-income countries?[J]. *Energy Economics*, 2015(51):275-287.

[18]HUANG J, CHEN X, HUANG B, et al. Economic and environmental impacts of foreign direct investment in China: A spatial spillover analysis[J]. *China Economic Review*, 2017(45):289-309.

-
- [19]杨仁发.产业集聚能否改善中国环境污染[J]. 中国人口·资源与环境, 2015, 25(2):23-29.
- [20]郭佳, 何雄伟, 薛飞. 人口城镇化、经济增长对地区环境污染的影响[J]. 企业经济, 2018, 37(7):143-149.
- [21]刘永旺, 马晓钰, 杨瑞瑞. 人口集聚、经济集聚与环境污染交互影响关系——基于面板协整和 PECM 模型的分析[J]. 人口研究, 2019, 43(3):90-101.
- [22]LI Y F, ZHAN J Y, LIU Y, et al. Response of ecosystem services to land use and cover change: A case study in Chengdu City[J]. Resources Conservation and Recycling, 2018(132):291-300.
- [23]于术桐, 黄贤金, 程绪水. 土地利用变化的水环境效应研究进展[J]. 长江流域资源与环境, 2010, 19(S2):177-181.
- [24]田甲鸣, 王延华, 叶春, 等. 太湖流域土地利用方式演变及其对水体氮磷负荷的影响[J]. 南京师大学报(自然科学版), 2020, 43(2):63-69.
- [25]周芳丽. 城市规模与环境污染: 规模效应还是拥挤效应——基于地级城市面板数据的实证分析[J]. 大连理工大学学报(社会科学版), 2020, 41(2):34-41.
- [26]胡求光, 周宇飞. 开发区产业集聚的环境效应: 加剧污染还是促进治理?[J]. 中国人口·资源与环境, 2020, 30(10):64-72.
- [27]赵玉, 徐鸿, 邹晓明. 环境污染与治理的空间效应研究[J]. 干旱区资源与环境, 2015, 29(7):170-175.
- [28]刘宁宁, 孙玉环, 汤佳慧, 等. 空间溢出视角下中国污染密集型产业集聚的环境效应[J]. 环境科学学报, 2019, 39(7):2442-2454.
- [29]PACE R K, LESAGE J P. A sampling approach to estimate the log determinant used in spatial likelihood problems[J]. Journal of Geographical Systems, 2009, 11(3):209-225.
- [30]SATTERTHWAITE D. Environmental transformations in cities as they get larger, wealthier and better managed[J]. Geographical Journal, 1997, 163(2):216-224.
- [31]邓翔, 张卫. 大城市加重地区环境污染了吗?[J]. 北京理工大学学报(社会科学版), 2018, 20(1):36-44.
- [32]陶长琪, 杨海文. 空间计量模型选择及其模拟分析[J]. 统计研究, 2014, 31(8):88-96.
- [33]王飞成, 郭其友. 经济增长对环境污染的影响及区域性差异——基于省际动态面板数据模型的研究[J]. 山西财经大学学报, 2014, 36(4):14-26.
- [34]罗勇根, 杨金玉, 陈世强. 空气污染、人力资本流动与创新活力——基于个体专利发明的经验证据[J]. 中国工业经济, 2019(10):99-117.
- [35]刘瑶, 江辉, 方玉杰, 等. 基于 SWAT 模型的昌江流域土地利用变化对水环境的影响研究[J]. 长江流域资源与环境,

2015, 24(6) :937-942.

[36]王镒, 唐茂钢. 土地城市化如何影响生态环境质量?——基于动态最优化和空间自适应半参数模型的分析[J]. 经济研究, 2019, 54(3) :72-85.