

城市更新作用下生态韧性时空分异及其影响效应 ——以环长株潭城市群为例¹

彭文斌^{1, 2, 3}, 曹笑天※³

(1.湖南财政经济学院 经济地理学院, 中国湖南 长沙 410205; 2.湖南财政经济学院 湖南省经济地理研究所, 中国湖南 长沙 410205; 3.湖南科技大学 商学院, 中国湖南 湘潭 411201)

【摘要】: 生态风险的持续累积使得城市越来越脆弱, 城市更新所带来生态系统抵抗力、适应力和恢复力的变化, 成为生态韧性的重要影响因素。在梳理城市更新对生态韧性影响机理的基础上, 基于2006—2020年环长株潭城市群8个地级市的样本数据, 运用基于博弈论的组合赋权、TOPSIS模型、因子分析等方法, 探究政府主导型与社会参与型城市更新对生态韧性的影响效应。研究结果表明: ①2006—2020年环长株潭城市群生态韧性区域差异整体减小, 空间分布呈现聚集态势。②政府主导型城市更新对环长株潭城市群生态韧性有抑制作用, 加强环境规制、增大科教投入、调整产业结构有助于生态韧性的提升。③城市更新社会关注、城市更新社会行动和城市更新社会认可可是社会参与型城市更新的主要因子, 高密度、高强度的城市更新社会关注将抑制环长株潭城市群生态韧性的提升, 而城市更新社会行动则有助于提高生态韧性, 城市更新对生态系统恢复力的影响作用尚不明确。

【关键词】: 城市更新; 生态韧性; 环长株潭城市群; TOPSIS模型; 因子分析

【中图分类号】: F832.5; X321 **【文献标志码】**: A **【文章编号】**: 1000-8462(2023)10-0044-09

DOI: 10.15957/j.cnki.jjdl.2023.10.005

党的二十大报告强调, “加快转变超大特大城市发展方式, 实施城市更新行动, 加强城市基础设施建设, 打造宜居、韧性、智慧城市”。城市作为最复杂的社会生态系统, 自形成以来便不断地遭受着外界与自身的各种扰动和破坏, 人类活动干扰与自然灾害冲击的双重影响, 使得累积型风险不断增加, 城市脆弱性问题日益凸显。面对生态风险, 提升城市生态韧性应对生态系统不确定性、非线性外来冲击的应变能力, 以及提高应变的组织能力, 从而实现人与环境系统的协调发展, 成为城市生态系统可持续发展的基本要求, 是对生态文明理念的具体践行, 也是实现人地关系和谐、人和环境协调发展的必然选择。此外, 城市更新促使人地关系及国土空间格局发生重大转变, 同时也引发了空间资源失配、生态系统失衡和社会发展失稳等“空间冲突”, 生态风险的持续累积使得城市越来越脆弱。因此, 消解生态压力的负面效应, 提高城市的风险抵抗、适应与恢复能力, 成为当前理论研究和政策实践的关注焦点。随着国家新型城镇化战略的深入推进, 城市更新也为提升城市生态韧性带来了新方案[1]。

1 文献综述与理论分析

¹ 收稿时间: 2023-08-13; 修回时间: 2023-10-10

基金项目: 国家自然科学基金项目(42071161、42371192); 湖南省教育厅科学研究项目(22A0666); 湖南省自然科学基金项目(203JJ0100、2023JJ60173); 湖南省研究生科研创新项目(CX20221046)

作者简介: 彭文斌(1976—), 男, 博士, 教授, 博士生导师, 研究方向为经济地理与绿色发展。E-mail: vpengwenbin@163.com

※通讯作者: 曹笑天(1994—), 女, 博士研究生, 研究方向为经济地理与绿色发展。E-mail: 21301502003@mail.hnust.edu.cn

1.1 文献综述

中国的城镇化发展已经逐步从增量建设转向存量治理，城市更新是城市可持续发展的关键。在此背景下，城市更新对经济发展与生态环境的影响关系已成为学术界研究的重点话题。城市更新的相关研究主要集中在城市更新的概念界定与模式选择。在概念界定方面，Keith认为城市更新是在居民生活的社会、经济、文化和环境标准等领域中进行的系统努力，通过规划建设使得城市范围内的建成区得到保存、修复、改善、重建或清除[2]。Roberts认为城市更新是一项强调综合性和整体性的城市开发计划与行动，旨在解决复杂的城市问题，并寻求地区的经济、社会和物质环境等条件的持续性的改善[3]。陶希东认为城市更新是指从城市转型发展的阶段特征出发，以促进城市居民发展、改善生活质量、储存城市文化为导向，依靠多元化的开发机制，实现城市局部或整体物质环境改善和功能转型升级的一种综合性城市复兴与重建策略[4]。梁晨等认为城市更新是一个试图在城市再开发中，保证社会公平，追求经济再生，不断修正城市发展途径的过程[5]。刘筱舒等认为城市更新以综合性、整体性的观念和行为来解决各类城市问题，并致力于在经济、社会、物质和环境等各方面对城市做出长远的、持续性的改善和提高[6]。在模式选择方面，Leary等认为以尊重现状为主的城市更新是解决困境的主要模式，当英国政府意识到拆除贫民窟及老旧住宅的成本越来越高时，开始摒弃大规模拆除老旧住宅的做法，进而以既有房屋改造进行有机更新[7]。戚冬瑾等以广州新中轴南段城市更新方案为例，指出城市更新更多的任务在于建成环境的更新以及空间环境品质的提升，实现由增量规划模式向存量规划模式过渡[8]。姚之浩等分析了澳门城市治理逻辑演化，在“旧区重整”向“都市更新”的迭代过程中，澳门特区政府试图通过更新实施权力的下放来鼓励市场力量投资更新活动[9]。

生态韧性的相关研究则聚焦于概念界定和测算评价。在概念界定方面，Alberti等认为生态韧性是城市生态系统在遭受扰动后，在系统结构进行重组之前所能够最大程度化解危机的能力[10]；Manyena认为生态韧性是灾害爆发后联系、调适和生存的能力，同时是暴露于风险中的社会系统有效抵御、承受危害冲击并从中复原的能力[11]；张明斗等认为生态韧性是城市生态系统在面对自身或外界威胁和压迫时，能及时进行防御、响应及优化的动态能力[12]。陶洁怡等认为生态韧性是指城市生态系统在遭遇外界干扰时抵抗外力干扰、维持系统稳定以及遭受危害后返回干扰前状态的能力[13]。在测算评价方面，已有文献主要基于城市规划和城市风险抵抗的视角展开研究，王少剑等对城市层面的生态韧性展开了分析，从规模、密度和形态三方面构建了城市生态韧性的指标体系，探讨新型城镇化引领的城市发展路径[14]；吕添贵等从抵抗力、适应力和恢复力3个方面构建了城市生态韧性评估模型，分析其时空变化格局[15]；李雪铭等将韧性引入人居环境，基于DPSIR（驱动力、压力、状态、影响、响应）模型构建长三角城市人居环境韧性的评价指标体系[16]。

从城市更新对生态韧性的影响来看，现有对于城市更新的实证研究较多关注城市更新的政策效应，现有研究主要分析了城市更新对高质量发展[17]、房价[18]、城市代谢效率[19]以及城镇贫困[20]等方面的影响效应，学者们多选用某一城市更新政策，采用双重差分模型分析其政策效应，但将城市更新与生态韧性置于同一分析框架暂未有研究涉及。基于此，本文将城市更新划分为政府主导型城市更新与社会参与型城市更新，采用2006—2020年环株潭城市群8个地级市的样本数据，运用基于博弈论的组合赋权对生态韧性进行科学合理的测度，实证检验政府主导型和社会参与型城市更新对生态韧性的影响，以期为推动城市实现人地关系和谐、生态系统可持续发展提供参考。

1.2 理论分析

随着政府、市场与公众环保意识不断增强，生活价值观念不断发生转变，城市更新行动已成为贯彻生态文明理念、推动生态系统可持续发展的重要方式。生态韧性提升作为生态系统可持续发展的基石，能够对系统外部冲击带来的不良影响进行吸收和消化调整，这为政府、市场和公众多主体参与城市更新影响生态韧性提供了理论依据。

根据城市更新参与主体的不同，可以将城市更新对生态韧性的影响分为以政府、社区为中心的政府主导型和以开发商、公众为中心的社会参与型。在政府主导型城市更新方面，Carmon认为英国、德国等欧洲国家在工业化带动城市化的背景下通过政府层面的全域改造、社区层面的局域重建来调控城市内部功能平衡[21]；王婷婷发现英国政府针对内城日趋恶化的局面采取干预

与鼓励政策，制定强制性的法律和条例，予以控制和支持重建及再开发行动，调控城市问题[22]；刘琳指出美国联邦政府在二战结束后通过制定全国统一的城市更新规划、标准、政策，拆除贫民区、建设商办建筑以调控城市综合治理问题[23]。然而政府主导型调控路径在实施过程中也存在“政策失灵”问题，甚至可能偏离最初目的[24,25,26]。在社会参与型城市更新方面，Florio等指出，在以公众为主导的CDE模式中城市更新通过“涓滴效应”令公众分享到经济及物质环境改善的成果，从而调控城市的社会问题[27]；易成栋等以北京市西城区真武庙五里3号楼老旧小区“租赁置换”项目为例，说明城市开发商通过微利可持续的“租赁置换”，探索出一条老城更新的调控路径[28]；钟晓华发现非营利性环保组织通过社区花园运动，调控社会资源，美化了城市空置和废弃的空地[29]。但在社会参与型调控路径中，各个主体基于自身的利益考量，很难主动或持续采取有利于集体效益的行为[30,31]。综上所述，本文基于多阶段契约模型和合谋寻租模型分析政府主导型及社会参与型城市更新对生态韧性的影响机理（图1）。

在不同信息结构（信息对称和信息不对称）与关系契约（关系契约是基于未来合作价值的非正式契约，根据“事后”可观测但不可正式契约化的标准状态来决定对彼此的“奖惩”）下政府、开发商的博弈过程为：在博弈的第一阶段，政府提前设定一个对于生态系统的目标，即维持生态韧性水平为R，如果事后政府“感觉到”开发商的城市更新水平不低于预期，并且生态韧性水平一直保持在R，将与开发商缔结关系契约，此时开发商收益为P；如果政府发现开发商的城市更新水平低于预期，且生态韧性无法维持在R，则在之后的博弈中政府将参与实施更加严格的更新监管，此时开发商成本增加，收益将为 $P'(P' < P)$ ；开发商收益的变动也会引发政府补贴变动，经过反复博弈，政府与开发商之间最终达到一个均衡状态。而博弈双方决策的不断调整过程，也体现了政府通过参与开发商的城市更新行为，从而实现生态韧性水平提高以及生态系统的可持续发展。

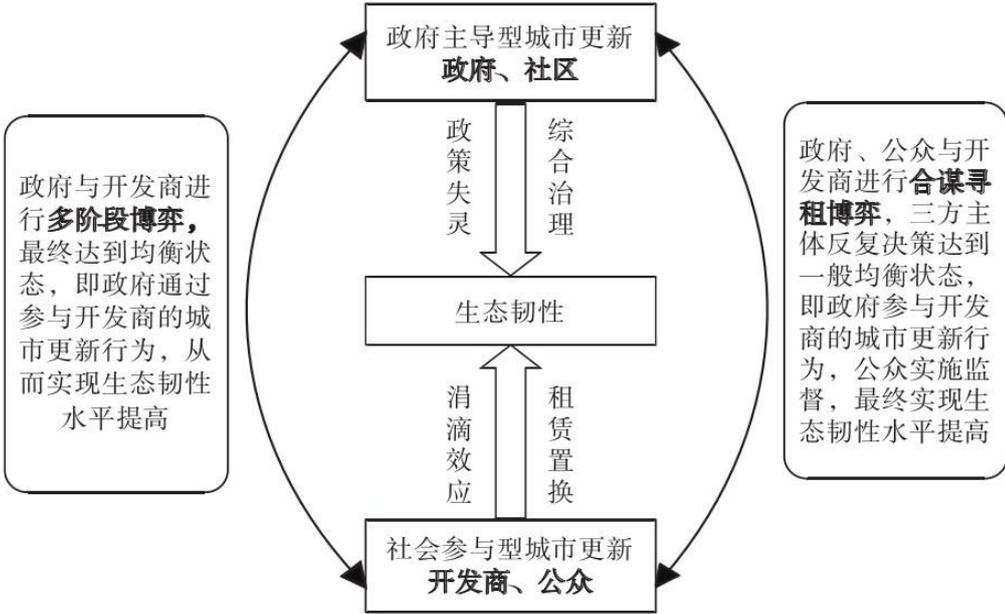


图1 理论分析框架

在以开发商、政府和公众为主体的合谋寻租模型中，开发商可供选择的策略为寻租与不寻租，政府可供选择的策略为合谋与不合谋，公众可供选择的策略为监督与不监督，而合谋寻租产生的概率与公众的监督概率有着直接关系，并且三者都是为了追求自身效用或利益的最大化。三者合谋寻租过程为：首先假设公众不进行监督，开发商和政府未形成合谋寻租，则公众获得最大收益W，开发商和政府收益分别为P和Q；若发生合谋寻租，则城市更新成本降低，公众生活质量受损F，开发商和政府收益增加至 P' 和 Q' 。其次，当公众进行监督，其成本费用为A，若合谋寻租被公众发现，公众获得额外收益 $B(B > A)$ ，开发商和政府则面临行政处罚M和N。最后，经过开发商、政府、公众三方主体反复决策达到一般均衡状态。

2 研究方法 with 指标选择

2.1 研究方法

2.1.1 基于博弈论的组合赋权

博弈论是研究具有斗争或者竞争性质现象的理论和方法，博弈论组合赋权以优化多因素影响目标为目的，寻求最佳权重值。采用变异系数法秩和比法进行组合赋权，能够结合数据的离散程度及分布特征，得到更为准确的评价结果[32]，具体步骤如下：

首先，为消除不同指标之间的量纲差异影响，进行归一化处理。

其次，通过变异系数法和秩和比法进行赋权（变异系数法权重为 $w_j^1 = \delta_j / \sum_{j=1}^n \delta_j$ ，秩和比法权重为 $w_j^2 = R_j' / \sum_{j=1}^n R_j'$ ），进而得到一组基本权重向量集 $W_k = \{W_1^k, W_2^k, \dots, W_n^k\} (k = 1, 2, \dots, n)$ ，其中 n 为评价指标数量， l 为使用赋权方法数量，本文使用变异系数法及秩和比法两种方法赋权取 2。

假设线性组合的系数为 $\lambda_k = \{\lambda_1, \lambda_2, \dots, \lambda_l\}$ ，可以得出向量线性组合权重：

$$W_i = \sum_{k=1}^l \lambda_k W_k^T \quad (\lambda_k > 0; k = 1, 2, \dots, l) \quad (1)$$

依照博弈论的基本原理，为寻求 W_i 和 W_k 的离差最小和最优线性组合系数，可以得出相应的目标函数：

$$\min \sum_{k=1}^l \lambda_k W_k^T - W_k \quad (k = 1, 2, \dots, l) \quad (2)$$

根据矩阵微分性质，推导得出最优化一阶导数条件的线性微分方程组：

$$\begin{bmatrix} \omega_1 \omega_1^T & \omega_1 \omega_2^T & \cdots & \omega_1 \omega_l^T \\ \omega_2 \omega_1^T & \omega_2 \omega_2^T & \cdots & \omega_2 \omega_l^T \\ \vdots & \vdots & \cdots & \vdots \\ \omega_l \omega_1^T & \omega_l \omega_2^T & \cdots & \omega_l \omega_l^T \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \lambda_1 \\ \lambda_2 \\ \vdots \\ \lambda_l \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \omega_1 \omega_1^T \\ \omega_2 \omega_2^T \\ \vdots \\ \omega_l \omega_l^T \end{bmatrix} \quad (3)$$

最后，将组合系数 λ_k 归一化处理，得到 $\lambda_k^* = \lambda_k / \sum_{k=1}^l \lambda_k$ ，进而可以得出组合权重：

$$W_i^* = \sum_{k=1}^l \lambda_k^* \omega_k^T \quad (k = 1, 2, \dots, l) \quad (4)$$

2.1.2 TOPSIS 模型

1981 年, Hwang 和 Yoon 通过与理想解相似的顺序偏好技术(TOPSIS)提出了多属性决策中最著名方法之一的 TOPSIS 法[33], 常被用来对复合系统进行综合评价, 本文将变异系数法和秩和比法组合赋权引入 TOPSIS 模型。

2.1.3 因子分析法

因子分析的核心是用较少的相互独立的因子反映原有变量的绝大部分信息[34], 假定原有 p 个变量 $x_1, x_2, x_3, \dots, x_p$, 且每个变量(或经过标准化处理后)的均值为 0, 方差均为 1, 将每个原有变量用 $k(k < p)$ 个因子 $f_1, f_2, f_3, \dots, f_k$ 的线性组合用矩阵形式表示为:

$$X = AF + \varepsilon \quad (5)$$

式中: F 为公共因子; A 为载荷矩阵, 对因子模型 $x_i = a_{i1}f_1 + a_{i2}f_2 + a_{i3}f_3 + \dots + a_{ik}f_k + \varepsilon_i$ ($i=1, 2, \dots, p$) 做标准化处理, 则 x_i 的标准差为 1, 且 f_j 的标准差为 1, 可以得到:

$$r_{x_i f_j} = \frac{\text{cov}(x_i, f_j)}{\sqrt{D(x_i)} \sqrt{D(f_j)}} = \text{cov}(x_i, f_j) = a_{ij} \quad (6)$$

基于上述分析可知, 对标准化后 x_i 的而言, a_{ij} 是 x_i 与 f_j 的相关系数, 反映变量 x_i 与 f_j 的相关程度, 因子载荷越大, 说明第 i 个原有变量与第 j 个因子的关系越密切。

2.2 研究数据与说明

参考 Zhang 等的研究, 构建城市生态韧性评价指标体系, 从生态系统的抵抗力、适应力与恢复力 3 个方面衡量生态韧性[35]。为克服单一方法计算权重的局限性, 本文采用基于博弈论的组合赋权方法, 使得评价结果更为稳健可靠, 各指标权重值见表 1。

表 1 城市生态韧性评价指标体系

指标层	维度	变量说明	方向	组合 权重	
生态韧性	抵抗力	工业废水排放量	-	0.002	
		工业 SO ₂ 排放量	-	0.001	
		工业烟粉尘排放量	-	0.002	
		CO ₂ 排放量	-	0.003	
	恢复力	建成区绿化覆盖率	+	0.008	
		人均公园绿地面积	+	0.018	
		园林绿地面积	+	0.358	
		人口密度	+	0.041	
		第二产业占第三产业增加值比重	-	0.324	
		生活垃圾无害化处理率	+	0.013	
		适应力	一般工业固体废物综合利用率	+	0.007
			城镇生活污水处理率	+	0.002

注：方向“+”和“-”分别代表该项指标为正向指标或负向指标。

有关政府主导型城市更新主要从基础设施建设、改造等方面构建评价指标体系，同时考虑社会参与型城市更新的差异性，选择全国资源节约型和环境友好型社会建设的示范区——环长株潭城市群为案例地，进行问卷调查予以衡量。具体调研对象为政府、开发商和公众，问卷设计分为 A、B、C 三大类，A 卷调研政府，B 卷调研开发商，C 卷调研公众。其中，每个调研区抽取 200 个样本，8 个调研区共抽取 1600 个样本，有效问卷为 1238 份，占发放问卷总数的 77.375%，受访者从各调研区随机抽取。除社会参与型城市更新采用调研数据以外，其他所有数据均来源于 2007—2021 年《中国城市建设统计年鉴》《中国城市统计年鉴》以及各地级市的统计年鉴、公报、官方网站信息等，各变量定义及描述性统计见表 2。

表 2 变量定义及描述性统计

	定义	变量	最小值	最大值	均值	标准差	
因变量	生态韧性	RES	0.052	0.144	0.072	0.030	
	抵抗力	R_1	0.049	0.139	0.068	0.029	
	适应力	R_2	0.048	0.123	0.068	0.024	
	恢复力	R_3	0.049	0.867	0.069	0.013	
政府主导型城市更新 (GUR)	新建公园数	X_1	2.000	6.000	4.945	0.091	
	危旧楼房改建数	X_2	12.000	92.000	42.067	0.153	
	建成区用地面积 (km^2)	X_3	41.000	616.000	120.767	0.568	
	城市更新政府补贴数 (万元)	X_4	128.541	4016.368	528.096	0.427	
	城市排水管道长度 (km)	X_5	4.900	44.890	15.275	0.517	
	人均城市道路面积 (m^2)	X_6	19.357	296.276	86.958	0.617	
自变量	公众对城市更新的关注程度	Z_1	1.000	5.000	3.173	0.271	
	公众对城市更新活动的支持程度	Z_2	1.000	5.000	3.793	0.184	
	公众对城市更新政策的了解情况	Z_3	1.000	5.000	2.993	0.216	
	社会参与型城市更新 (SUR)	公众对城市更新知识的掌握情况	Z_4	1.000	5.000	2.755	0.202
		公众对城市更新活动的满意程度	Z_5	1.000	5.000	2.489	0.116
		公众向城市更新有关机构上访或信访次数	Z_6	0.000	11.000	4.291	0.062
		公众参与城市更新有关活动次数	Z_7	0.000	33.000	1.657	0.693
	媒体和网络对城市更新宣传和披露情况	Z_8	1.000	5.000	2.873	0.547	

注：公众对城市更新的关注程度评分标准为“十分不关注=1，不关注=2，不确定=3，比较关注=4，十分关注=5”；公众对城市更新活动的支持程度评分标准为“十分不支持=1，不支持=2，不确定=3，比较支持=4，十分支持=5”；公众对城市更新政策的了解情况评分标准为“十分不了解=1，不了解=2，不确定=3，比较了解=4，十分了解=5”；公众对城市更新知识的掌握情况评分标准为“完全没掌握=1，掌握部分=2，不确定=3，部分没掌握=4，完全掌握=5”；公众对城市更新活动的满意程度评分标准为“非常不满意=1，比较不满意=2，不确定=3，比较满意=4，非常满意”；媒体和网络对城市更新宣传和披露情况为“没有宣传披露=1，较少宣传披露=2，正常宣传披露=3，较多宣传披露=4，经常宣传披露=5”；其他变量均为定量性指标。

3 时空分异特征

2006—2020 年环长株潭城市群生态韧性的变异系数与泰尔指数时间变化特征如图 2 所示，生态韧性的整体区域差异呈波动下降趋势，表现出较为明显的三段式特征。2006—2014 年环长株潭城市群生态韧性差异波动缩小，其中 2007 年区域差异增大，原因在于长株潭城市群获批为全国两型社会建设综合配套改革试验区，在资源节约和环境友好方面稳步前进[36]，长株潭三市与其他地区生态韧性拉开差距，2011 年环长株潭城市群 8 市联合启动湘江流域重金属污染治理，生态韧性区域差异持续减小；2015—2016 年生态韧性区域差异明显扩大，2015 年中共中央、国务院发布了关于加快推进生态文明建设的意见，要求到 2020 年两型社会建设取得重大进展，国家发改委公布了包含湖南衡阳市和宁乡县在内的第二批生态文明先行示范区建设名单，长沙、衡阳生态韧性显著提升；2017—2020 年环长株潭城市群生态韧性区域差异逐步缩小，党的十九大报告提出“坚定走生态优先、绿色发展的道路”，湖南省政府相继出台了《湖南省污染防治攻坚战三年行动计划》和划定的生态红线，环长株潭城市群不断加强环境治理，实施区域协调发展战略，缩小了生态韧性的区域差异。

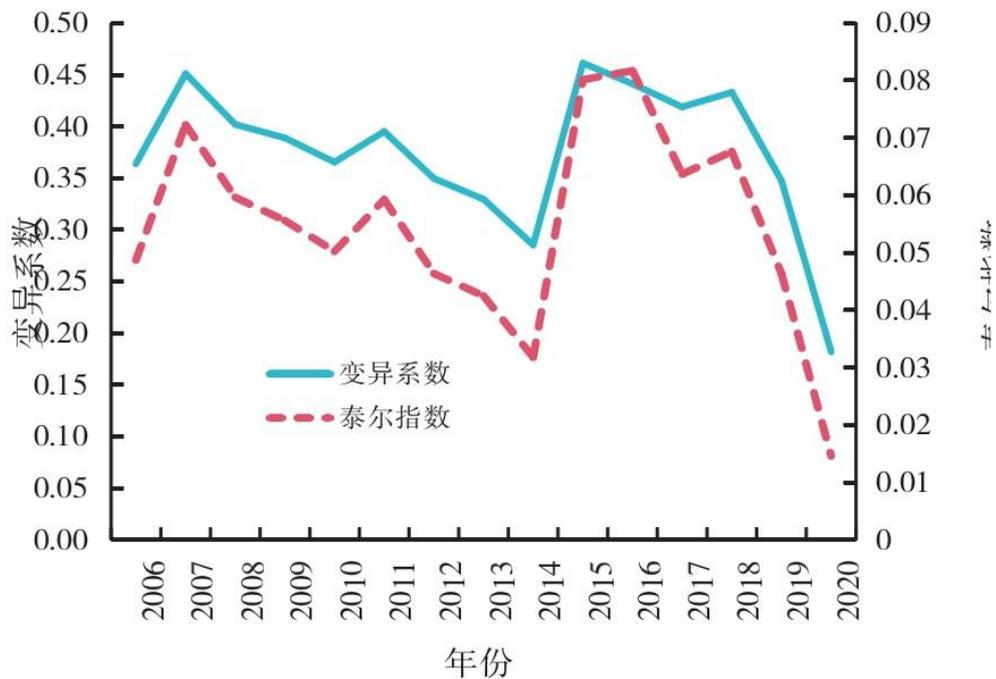


图2 环长株潭城市群生态韧性变异系数与泰尔指数

通过对比环长株潭城市群生态韧性的空间分布情况（图3）可知，环长株潭城市群生态韧性整体呈现“低—低”或“高—高”的空间聚集特征。2006—2016年，长沙生态韧性最高，株洲、衡阳和常德紧随其后，通常省会城市会处于生态韧性的高值区，且韧性将以省会为中心向周边其他城市逐渐递减[37]。其中，衡阳于2015年12月入选生态文明先行示范区，常德虽未与省会相邻，但地处长江中游洞庭湖水系，热量丰富，降水充足，是全球范围内认证的国际湿地城市，其生态系统具有良好的自我调节能力，从而生态韧性较高。2020年，除娄底以外整个环长株潭城市群生态韧性表现较为平均，其原因在于娄底矿产丰富，其探明储量占全省探明储量30%，早期冷水江、涟源等地区的粗放型开采造成了严重的生态破坏，导致娄底生态系统自我修复能力受损，生态韧性较低。

运用中心—标准差椭圆对环长株潭城市群生态韧性的空间格局演进特征进行分析，结果见表3。2006—2020年生态韧性中心在 $112.341^{\circ} E \sim 112.403^{\circ} E$ 、 $28.011^{\circ} N \sim 28.052^{\circ} N$ 之间分布，整体向西南移动2.132 km，表明长沙、株洲、湘潭、衡阳生态韧性提升高于其他地区；2006—2020年生态韧性空间分布以西北—东南方向为导向，长、短轴标准差都呈波动上升态势，椭圆面积波动增大，表明环长株潭城市群生态韧性的提升经历了从收敛到扩散的过程；2006—2020年标准差椭圆转角由2006年的 151.046° 顺时针旋转至2020年的 153.238° ，环长株潭城市群生态韧性整体呈现出西北—东南空间分布格局。

4 模型结果与分析

以测算的政府主导型城市更新综合指数作为自变量，生态韧性作为因变量，建立基准回归模型验证政府主导型城市更新对生态韧性的影响；以8个社会参与型城市更新影响因素作为自变量，生态韧性、抵抗力、适应力与恢复力作为因变量，分别建立4个实证模型验证社会参与型城市更新对生态韧性的影响。

4.1 政府主导型城市更新的影响效应估计

以政府主导型城市更新（GUR）作为自变量，生态韧性（RES）作为因变量，选取环境规制（IER）以环境污染质量投资占

GDP 比重衡量、科教投入 (SE) 以财政支出中科学和教育事业支出之和衡量、产业结构 (IND) 以第二产业增加值占 GDP 的比重衡量等控制变量, 建立基准回归模型进行检验。基准回归结果 (表 4) 显示, 政府主导型城市更新对生态韧性的影响因子为负, 并且通过了 1% 的显著性检验, 表明政府主导型城市更新对生态韧性具有显著的抑制作用, 城市更新建设活动可能存在盲目扩大城市规模, 大拆大建以及资源浪费等问题[38], 导致生态韧性降低。环境规制 (IER)、科教投入 (SE)、产业结构 (IND) 等控制变量的回归系数显著为正, 表明加强环境规制、增大科教投入、调整产业结构能够促进生态韧性的提升。

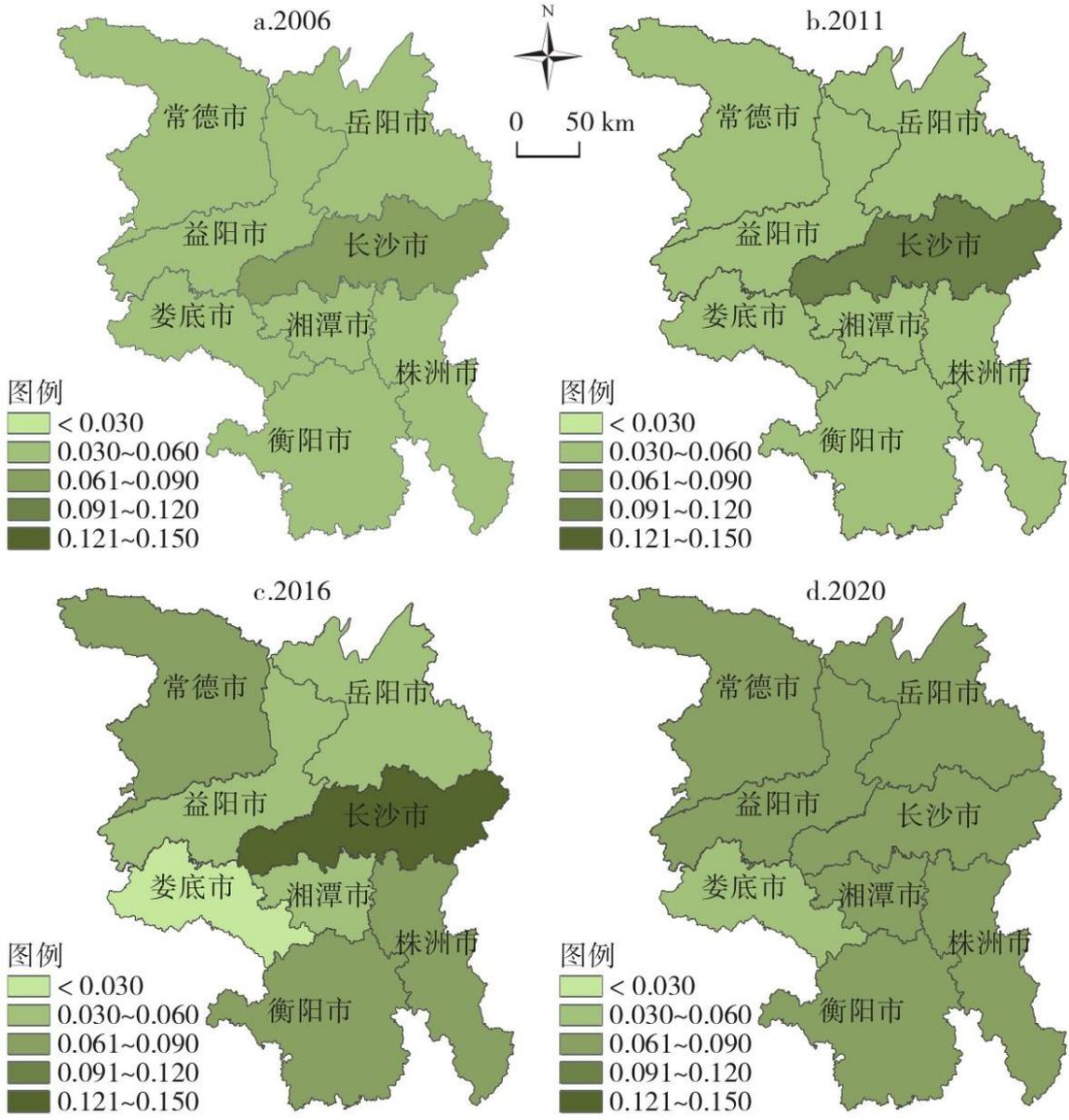


图 3 环长株潭城市群生态韧性空间分布

表 3 环长株潭城市群生态韧性分布格局中心及标准差椭圆参数

年份	X 轴标准差 (km)	Y 轴标准差 (km)	方向角(°)	中心坐标 X	中心坐标 Y	中心移动距离 (km)
2006	8.746	12.919	151.046	112.384°E	28.040°N	4.423
2011	8.779	13.102	155.585	112.341°E	28.052°N	7.599
2016	8.214	13.943	152.117	112.403°E	28.011°N	3.367
2020	8.812	13.888	153.238	112.372°E	28.024°N	2.132

为进一步验证回归结果的可靠性，本文通过剔除极端值、分组回归和更换回归估计方法对上文结果进行稳健性检验。第一，剔除极端值的影响。为避免在基准回归中，可能由于极端值导致政府主导型城市更新对生态韧性的影响效应存在偏误，现给出对所有变量进行上下 1%缩尾处理后的基准回归结果，见表 5 的列（1），在进行缩尾处理后，参数估计结果显示政府主导型城市更新对生态韧性的影响效果与前文一致，进一步检验了基准回归的稳健性。第二，将样本量进行分组回归。为检验回归结果的稳健性，将样本以时间为依据进行分组回归，分别以 2006—2012 年为一组，以 2013—2020 年为一组，结果见表 5 的列（2）~（3）。第三，更换回归估计方法。为基准回归中 OLS 估计的稳健性，现给出基于 Tobit 回归模型的估计结果，见表 5 的列（4），政府主导型城市更新对生态韧性的影响仍显著为负，即研究结果具有较好的稳健性。

表 4 政府主导型城市更新与生态韧性的基准回归结果

变量	RES (1)	RES (2)
GUR	-0.104*** (0.034)	-0.105*** (0.018)
IER	-	0.153* (0.061)
SE	-	0.011*** (0.000)
IND	-	0.001** (0.000)
常数项	0.323*** (0.028)	0.135*** (0.034)
固定效应	是	是
调整 R ²	0.961	0.980

注：括号内为聚类稳健标准误，***、**、*分别表示在 1%、5%、10%的显著性水平下显著。表 5 同。

表 5 政府主导型城市更新与生态韧性的稳健性检验

变量	RES (1)	RES (2)	RES (3)	RES (4)
UR	-0.146* (0.168)	-0.234*** (0.077)	-1.955* (1.456)	-0.146** (0.068)
IER	0.147 (0.035)	-0.197 (0.196)	1.443 (2.649)	0.147 (0.341)
SE	0.001* (0.001)	0.001* (0.001)	0.002*** (0.002)	0.002*** (0.002)

	(0.000)	(0.000)	(0.000)	(0.000)
	0 001	-0 001	0 002*	0 002
<i>IND</i>	(0.000)	(0.000)	(0.000)	(0.000)
常数项	0.095***	0.056*	0.274**	0.095***
	(0.034)	(0.032)	(0.030)	(0.024)
固定效应	是	是	是	是
调整 R^2	0.848	0.977	0.910	-

4.2 社会参与型城市更新的影响效应估计

由于社会参与型城市更新影响因素较多，直接进行全回归分析会导致多重共线性问题发生，而简单剔除变量则会造成重要信息遗漏。因此，本文拟采用因子分析法对社会参与型城市更新指标变量提取公共因子，将信息重叠且具有复杂关系的变量归结为少数几个相互独立的综合因子，作为新的社会参与型城市更新影响因素。首先，通过 STA-TA15.0 引入巴特利球形检验和 KMO 检验判断因子分析的可行性。社会参与型巴特利球形检验统计量为 736.597, P 值为 0, KMO 值为 0.666，表明观测量适宜做因子分析。其次，计算社会参与型城市更新影响因素的因子特征值以及累计贡献率。根据特征根大于 1，社会参与型城市更新的 8 个影响因素共提取主要因子 3 个，累计贡献率为 0.681。最后，为进一步明晰因子对原始变量的解释力度对初始因子载荷矩阵进行最大正交旋转，得到旋转后的社会参与型城市更新因子载荷矩阵（表 6）。

表 6 社会参与型城市更新因子载荷矩阵

变量	<i>Factor1</i>	<i>Factor2</i>	<i>Factor3</i>	<i>Uniqueness</i>
z_1	0.883	-0.034	0.084	0.212
z_2	0.815	0.002	0.054	0.333
z_3	0.784	-0.051	-0.036	0.381
z_4	0.707	-0.075	-0.137	0.476
z_5	0.071	0.205	0.824	0.274
z_6	0.271	-0.285	0.220	0.797
z_7	-0.086	0.847	0.164	0.248
z_8	-0.121	-0.523	0.566	0.392

表 6 结果表明，社会参与型城市更新的第一个因子在公众对城市更新的关注程度、公众对城市更新活动的支持程度、公众对城市更新政策的了解情况以及公众对城市更新知识的掌握情况等方面载荷较高，命名为城市更新社会关注因子（S1）；第二个因子在公众参与城市更新有关活动次数方面载荷较高，命名为城市更新社会行动因子（S2）；第三个因子在公众对城市更新活动的满意程度及媒体和网络对城市更新宣传和披露情况两方面载荷较高，命名为城市更新社会认可因子（S3）。

表7第(1)列展示了以生态韧性(RES)作为因变量的回归分析结果,城市更新社会关注因子在10%的水平上显著,且回归系数为负,表明城市更新社会关注因子对环长株潭城市群生态韧性有抑制作用。现阶段城市更新以存量空间改造为主,相对关注高密度及高强度的开发,而忽视了已有空间的生态价值增进[39],导致生态环境破坏从而降低生态韧性。城市更新社会行动因子与生态韧性在5%的水平上显著正相关,表明城市更新社会行动能够促进环长株潭城市群生态韧性的提升。随着城市社区治理重要性逐步增强,居民作为使用者将经济资本及社会、自然资源与绿色基础设施建设关联在一起,社会行动促进了城市更新新模式的产生,生态化治理进一步加强[40],城市生态韧性得到提高。城市更新保障因子及城市更新社会认可因子对生态韧性的影响并不显著,表明当前城市更新保障和社会认可的生态韧性提升效应尚未得到发挥。

抵抗力及适应力的回归分析结果见表7第(2)~(3)列所示,城市更新社会关注、城市更新社会行动等因子对环长株潭城市群生态系统抵抗力及适应力的影响与对总体生态韧性的影响类似。表7的第(4)列表明了恢复力的回归分析结果,所有社会参与型城市更新因子与恢复力的关系都不显著,表明城市更新对环长株潭城市群生态系统恢复力的影响不明确。恢复力包括自然恢复力和人本恢复力,人本恢复力涉及要素众多,难以明确量化[41]。正确处理自然恢复和人工修复的关系是习近平生态文明思想在生态保护与修复领域的具体体现,环长株潭城市群生态系统目前状态良好,应当最大限度地维持保留其自然恢复力。

表7 社会参与型城市更新与生态韧性回归分析结果

变量	SUM (1)	R1 (2)	R2 (3)	R3 (4)
S ₁	-0.141* (-3.98)	-0.011** (-6.95)	-0.008** (-3.36)	-0.007 (-1.67)
S ₂	0.013** (5.14)	0.012** (10.53)	0.010** (5.25)	0.002 (0.50)
S ₃	-0.003 (-1.13)	-0.002 (-1.46)	0.001 (0.71)	-0.001 (-0.31)
常数项	0.085** (10.21)	0.075** (20.13)	0.085** (15.62)	0.092** (9.95)
F	29.76	142.31	43.73	3.86
调整 R ²	0.954	0.990	0.968	0.671

注: 括号内为 t 值, **、*、*分别表示 1%、5%、10%的显著性水平下显著。

5 结论与启示

5.1 结论

本文基于2006—2020年环长株潭城市群的样本数据,将城市更新划分为政府主导型与社会参与型,从抵抗力、适应力和恢复力3个维度构建城市生态韧性评价指标体系,运用基于博弈论的组合赋权法测算了环长株潭城市群生态韧性及政府主导型城市更新综合指数,采用变异系数与泰尔指数、中心—标准差椭圆等方法分析了生态韧性的时空分异格局,并分别实证检验了政府主导型、社会参与型城市更新对生态韧性的影响,得出如下主要结论:(1)2006—2020年环长株潭城市群生态韧性变异系数与泰尔指数呈波动下降趋势,生态韧性区域差异整体减小;生态韧性整体空间分布呈现聚集态势,长沙最高,娄底作为资源枯竭型城市需合理借助人工修复措施,为自然恢复创造条件;生态韧性中心整体向西南方向移动,长沙生态韧性提升较为显著;标准差椭圆面积波动增大,环长株潭城市群生态韧性的提升经历了从收敛到扩散的过程。(2)政府主导型城市更新可能存在盲目扩大城市规模,大拆大建以及资源浪费等问题,导致环长株潭城市群生态韧性降低;加强环境规制,增大科教投入,调整产业结构有助于生态韧性的提升。(3)社会参与型城市更新的8个指标变量共提取城市更新社会关注、城市更新社会行动和城市更新社会认可3个主要因子,累计贡献率为0.681。高密度、高强度的城市更新社会关注将抑制环长株潭城市群生态韧性的提升,而城市更新社会行动促进了城市更新新模式的产生,有助于提高生态韧性;社会参与型城市更新对生态系统恢复力的影响作用尚不明确,应最大限度维持保留环长株潭城市群的天然恢复力。

5.2 启示

基于上述分析,本文提出如下政策建议:(1)充分认识城市生态韧性的区域差异,因地制宜开展城市更新活动。发挥长沙生态韧性高值区的辐射作用,带动周边城市生态韧性提升,以复合功能为导向制定符合环长株潭城市群各地区本底条件的城市更新方案,共享绿色技术及设施,增强整体生态承载力。优先加强娄底资源枯竭地区生态保护,缓解现存植被破坏、地表石漠化及采空区塌陷等问题,避免生态风险扩散,综合运用自然恢复和人工修复两种手段,系统提升生态韧性。(2)构建多主体参与调控路径,优化城市更新方案实施。以提高环长株潭城市群生态韧性水平为原则,构建“政府引导—市场运作—社会参与”的多主体参与调控路径,在衡阳、益阳、株洲等有县(区、市)纳入国家重点生态功能区的城市设立区域间监测点,建立环保部门信息共享机制,协调政府主导型、社会参与型城市更新方案实施,统一各主体城市更新行动,避免盲目扩大城市规模及大拆大建带来的资源浪费与生态环境破坏。同时,从环境规制、科教投入、要素流动及产业结构等方面完善政策,为城市更新多主体参与调控路径实施提供保障。(3)探索城市更新绿色模式,建设绿色基础设施网络。以绿色低碳为导向,对长沙现有市、区、街道三级协同城市更新模式进行绿色升级试点推广,积极对已有基础设施进行绿色化改造,建设一体化蓝绿生态网络体系。此外,发展低碳交通体系,降低环长株潭城市群的能源依赖,引导居民养成绿色低碳的生活消费方式,为绿色城市更新提供新动能,推动实现城市生态韧性提升的良性循环。

参考文献:

- [1] 方创琳,王振波,马海涛.中国城市群形成发育规律的理论认知与地理学贡献[J].地理学报,2018,73(4):651-665.
- [2] Keith N S. Rebuilding American cities: The challenge of urban redevelopment [J]. The American Scholar, 1954, 23(3): 341 - 352.
- [3] Roberts P, Sykes H. Urban Regeneration: A Hand Book [M]. London: SAGE Publications, 2000.
- [4] 陶希东.中国城市旧区改造模式转型策略研究——从“经济型旧区改造”走向“社会型城市更新”[J].城市发展研究,2015,22(4):111-116,124.
- [5] 梁晨,卓健.聚焦公共要素的上海城市更新问题、难点及政策探讨[J].城市规划学刊,2019(S1):142-149.
- [6] 刘筱舒,周迪.文化主导下英国城市更新的实践探索与启示[J].经济地理,2022,42(6):64-71.
- [7] Leary M E, McCarthy J. The Routledge Companion to Urban Regeneration [M]. London and New York: Routledge, 2010.
- [8] 戚冬瑾,周剑云,赵睿.横断面规划思想在城市更新中的应用——以广州新中轴南段城市更新方案为例[J].城市规划,2019,43(10):67-79.
- [9] 姚之浩,黄梓卫.夹缝中前行——澳门特区城市更新的治理演进与实施困境[J].国际城市规划,2023:1-17.
- [10] Alberti M, Marzluff J M, Shulenberg E, et al. Integrating humans into ecology: Opportunities and challenges for studying urban ecosystems [J]. Bio Science, 2003, 53(12): 1169 - 1179.

-
- [11] Manyena S B. The concept of resilience revisited [J]. *Disasters*, 2006, 30(4): 434 - 450.
- [12] 张明斗, 任衍婷, 周亮. 黄河流域城市生态韧性时空演变特征及影响因素分析 [J/OL]. *干旱区地理*, 1-12. <http://kns.cnki.net/kcms/detail/65.1103.X.20231020.1808.002.html>, 2023 - 10 - 20.
- [13] 陶洁怡, 董平, 陆玉麒. 长三角地区生态韧性时空变化及影响因素分析 [J]. *长江流域资源与环境*, 2022, 31(9): 1975 - 1987.
- [14] 王少剑, 崔子恬, 林靖杰, 等. 珠三角地区城镇化与生态韧性的耦合协调研究 [J]. *地理学报*, 2021, 76(4): 973 - 991.
- [15] 吕添贵, 胡晗, 付舒斐, 等. 长三角地区城市生态韧性时空分异特征及影响因素 [J]. *地域研究与开发*, 2023, 42(1): 54 - 60.
- [16] 李雪铭, 刘凯强, 田深圳, 等. 基于 DPSIR 模型的城市人居环境韧性评价——以长三角城市群为例 [J]. *人文地理*, 2022, 37(1): 54 - 62.
- [17] 王蔚然, 梁明俏, 苏敏, 等. 城市更新驱动经济高质量发展效应研究 [J]. *统计与信息论坛*, 2022, 37(12): 112 - 125.
- [18] 黄忠华, 徐卫丽, 杜雪君. 城市更新对房地产市场的时空影响效应: 基于杭州市的实证研究 [J]. *地理科学*, 2019, 39(11): 1757 - 1762.
- [19] 王伟龙, 王健龙, 李中锋. 城市更新提升城市代谢效率了吗? ——来自双重差分法与空间杜宾模型的检验证据 [J/OL]. *软科学*: 1-13. <http://kns.cnki.net/kcms/detail/51.1268.g3.20230529.1759.016.html>, 2023 - 07 - 07.
- [20] 何春, 刘荣增. 城市更新的减贫效应研究——基于空间面板模型的实证检验 [J]. *经济经纬*, 2019, 36(6): 40 - 46.
- [21] Carmon N. Three generations of urban renewal policies: Analysis and policy implications [J]. *Geoforum*, 1999, 30(2): 145 - 158.
- [22] 王婷婷. “二战”后英国城市更新“管理向治理”、“区域向地方”的转变 [J]. *城市发展研究*, 2018, 25(10): 75 - 79.
- [23] 刘琳. 美国城市更新发展历程及启示 [J]. *宏观经济管理*, 2022(9): 83 - 90.
- [24] Matthews T, Gadaloff S. Public art for placemaking and urban renewal: Insights from three regional Australian cities [J]. *Cities*, 2022, <https://doi.org/10.1016/j.cities.2022.103747>.
- [25] Nachmany H, Hananel R. The fourth generation: Urban renewal policies in the service of private developers [J]. *Habitat International*, 2022, <https://doi.org/10.1016/j.habitatint.2022.102580>.
- [26] 韩文超, 吕传廷, 周春山. 从政府主导到多元合作——1973年以来台北市城市更新机制演变 [J]. *城市规划*,

2020, 44 (5): 97 - 103, 110.

[27] Florio S, Edwards M. Urban regeneration in Stratford, London [J]. *Planning Practice and Research*, 2001, 16(2): 101 - 120.

[28] 易成栋, 樊正德, 陈敬安, 等. 首都都市圈住房发展和城市更新联动研究——基于空间置换的视角 [J]. *城市发展研究*, 2022, 29(8): 61 - 68.

[29] 钟晓华. 城市更新中的新型伙伴关系: 纽约实践及其对中国的启示 [J]. *城市发展研究*, 2020, 27(3): 1 - 5.

[30] Hatz G. Can public subsidized urban renewal solve the gentrification issue? Dissecting the Viennese example [J]. *Cities*, 2021, <https://doi.org/10.1016/j.cities.2021.103218>.

[31] 田莉, 陶然, 梁印龙. 城市更新困局下的实施模式转型: 基于空间治理的视角 [J]. *城市规划学刊*, 2020(3): 41 - 47.

[32] 任楠波, 刘宏权, 潘增辉, 等. 基于 DPSIR-博弈论组合赋权 TOPSIS 模型的河北省水资源保障度演进评价 [J]. *南水北调与水利科技(中英文)*, 2023: 1 - 13.

[33] Hwang C L, Yoon K P. *Multiple Attribute Decision Making: Methods and Applications, A state-of-the-art Survey* [M]. New York: Springer-Verlag, 1981.

[34] 刘秋华, 徐莞, 陈洁. 基于因子分析法和熵值法的我国可再生能源配额分配研究 [J]. *科技管理研究*, 2020, 40(9): 222 - 227.

[35] Zhang C, Li Y F, Zhu X D. A social-ecological resilience assessment and governance guide for urbanization processes in East China [J]. *Sustainability*, 2016, <https://doi.org/10.3390/su8111101>.

[36] 彭文斌, 曹笑天, 苏昌贵, 等. 长江中游城市群碳效率时空演化特征 ——基于三阶段 SBM-DEA 模型 [J]. *生态学报*, 2023, 43(9): 3532 - 3545.

[37] 郭力, 李欣焯. 数字经济发展对黄河流域生态韧性的影响效应研究 [J]. *决策与信息*, 2023(5): 86 - 96.

[38] 王振坡, 张安琪. 我国包容性城市更新发展的实现机制研究 [J]. *学习与实践*, 2018(9): 22 - 30.

[39] 马骏, 沈坤荣. “十四五”时期我国城市更新研究——基于产业升级与城市可持续发展的视角 [J]. *学习与探索*, 2021(7): 126 - 132.

[40] 宋秋明, 冯维波. 绿色基础设施建设驱动城市更新 [J]. *现代城市研究*, 2021(10): 58 - 62.

[41] 薛飞, 张念慈, 夏楚瑜, 等. 城市生态韧性水平空间评估及其驱动力——以北京市通州区为例 [J]. *生态学报*, 2023, 43 (16): 6810 - 6823.