新质生产力对城市韧性的空间效应

——基于长三角地区的空间杜宾模型实证分析

吴 涛[1]，陈晓萍[1]，崔雨佳[2]，郭宇宁[3]

（1. 浙江广厦建设职业技术大学创业学院，金华 322100；2. 嘉兴南洋职业技术学院财经与商贸学院，嘉兴 314031；3. 上海大学经济学院，上海 200444）

摘要：基于长三角地区 41 市 2010—2022 年长周期面板数据，从经济地理与邻接空间矩阵双重视角出发，运用空间杜宾模型，实证分析新质生产力对城市韧性的空间溢出效应。研究发现：长三角地区城市韧性呈现核心-边缘分化格局，经济关联的空间依赖性持续上升，而地理邻近性作用逐步减弱；新质生产力对城市韧性具有显著的正向直接效应和空间溢出效应，经济地理矩阵的间接效应约为空间邻接的 1.6 倍；经济集聚、能源效率和金融发展对城市韧性提升的直接效应显著，人力资本存在负向溢出风险。由此提出因地制宜发展新质生产力、加强区域协调发展、差异化精准施策推动城市韧性水平提升等建议。

关键词：新质生产力；城市韧性；空间溢出效应；空间杜宾模型；长三角地区

中图分类号：F299.27 **文献标志码**：A **文章编号**：1671－1807(2026)15－0203－10

当前，全球风险冲击常态化、区域竞争格局深刻调整，城市作为要素集聚与经济运行的核心载体，其抵御风险、快速恢复与可持续发展能力成为衡量高质量发展水平的重要标志。以创新为核心驱动力的新质生产力，不仅是驱动经济增长的新动能，更是重塑区域韧性格局、提升城市系统稳定性的关键力量。然而在现实中仍面临三重核心问题：①新质生产力通过何种路径作用于城市经济、社会、生态、基础设施等多维韧性？②新质生产力对城市韧性是否存在空间溢出效应，地理邻近与经济关联两种空间逻辑的驱动效果存在何种差异？③如何依托新质生产力破解城市韧性核心-边缘分化、实现区域协同提升？

长三角城市群是中国经济发展最活跃、开放程度最高、创新能力最强的区域之一，也是新质生产力布局最为密集的战略高地。该区域内部城市间经济发展水平梯度显著，为检验新质生产力空间溢出效应提供了天然的异质性样本。同时，长三角一体化上升为国家战略以来，区域内要素流动、政策协同与经济联系持续深化，使得经济关联与地理邻近两种空间逻辑的比较研究具有独特价值。因此，以长三角为研究对象，既能揭示新质生产力驱动城市韧性提升的一般规律，又能为全国其他城市群的韧性协同治理提供可复制的示范经验。

1 文献综述

与传统生产力相比，新质生产力在劳动者方面强调数字技能与创新能力，在劳动资料方面突出数字化装备和智能工具，在劳动对象方面则扩展到数据要素和虚拟产品[1-3]。在测量方法上，韩文龙等[4]构建了包含研发人员占比、数字基础设施、专利创新成果等指标的综合评价体系；马丹等[5]采用投影寻踪模型测度了地级市层面的新质生产力发展水平，为量化研究提供了方法论基础。

城市韧性是指城市系统在面对外部冲击时，能够维持自身功能、快速恢复并实现可持续发展的能力，通常包括经济韧性、社会韧性、生态韧性和基础设施韧性 4 个维度[6-11]。顾燃等[6]从耦合协调视角评估了城市韧性与科技服务业的关联；赵瑞东等[9]

收稿日期：2026-03-24

基金项目：嘉兴市软科学项目(2025CRW010)；2025 年浙江省哲学社会科学规划省市合作项目(25SSHZ111YB)；大学生职业发展与就业指导项目(2024BKJP-18)

作者简介：吴涛(1987—)，男，安徽六安人，硕士，经济师，研究方向为产业经济学；通信作者陈晓萍(1975—)，女，浙江东阳人，硕士，教授，研究方向为创新管理；崔雨佳(1995—)，女，浙江嘉兴人，硕士，助教，研究方向为金融学；郭宇宁(1998—)，女，河南新乡人，博士，研究方向为区域经济学。

系统梳理了城市韧性研究进展，指出多维综合评估是当前主流方向。

韩文龙等[4]研究发现，新质生产力具有显著的空间溢出效应。马丹等[5]指出新质生产力的空间溢出效应表现出显著的区域不平衡性，且这种空间溢出效应随地理距离的增加呈现指数衰减特征。新质生产力对城市韧性的空间溢出效应的研究已成为区域经济学研究的前沿领域。现有研究丰富了对新质生产力与城市韧性关系的理解，但仍存在以下不足：①测度方法上多依赖静态分析，对新质生产力与城市韧性动态演化关系的长周期考察不足；②理论框架上多聚焦新质生产力对城市经济韧性的影响，忽视对社会韧性、生态韧性等维度的综合性探讨；③空间溢出维度上多注意地理邻近，对经济关联带来的跨区域扩散研究不足。

基于上述研究背景，采用长周期面板数据，运用熵权 TOPSIS（逼近理想解排序）法构建综合评价体系，结合空间杜宾模型等空间计量技术，采用经济地理与空间邻接双重视角系统分析长三角地区新质生产力对城市韧性的影响及空间溢出效应，量化评估新质生产力对城市韧性的直接效应、间接效应及总效应。通过两种权重矩阵分析对比，研究还揭示了经济关联与地理邻近对城市韧性空间溢出的差异化强度，捕捉到长三角地区城市韧性从地理邻近主导向经济协同驱动的空间转型动态规律，为区域韧性协同提升提供了精准理论支持。

新质生产力对城市韧性的影响机制可以从以下 3 个维度加以阐述：①复杂适应系统理论将城市视为多元主体相互作用形成的复杂系统，新质生产力通过增强系统内要素的多样性和连接性，从而提升系统应对扰动的适应能力[7]；②创新扩散理论认为，新质生产力通过技术溢出、人才流动等渠道形成空间扩散，产生区域韧性提升的协同效应[12]；③新经济地理学强调，数字基础设施能够有效降低地理距离的阻隔效应，在更大范围内优化配置创新要素，重塑区域韧性格局[13]。

如图 1 所示，在上述理论框架下，新质生产力对城市韧性的作用路径表现为：通过推动传统产业数字化改造和新兴产业培育，增强经济结构的多样性和高级化程度，产生产业结构升级效应[14-15]；通过吸引高素质创新人才形成空间集聚，提升城市人力资本水平[16-17]，产生人才集聚效应；通过促进知识创造与成果转化，提高全要素生产率，产生技术创新效应[4]。这些机制与效应不仅作用于本地城市韧性水平，还通过空间溢出影响周边地区，形成区域联动的韧性提升路径。

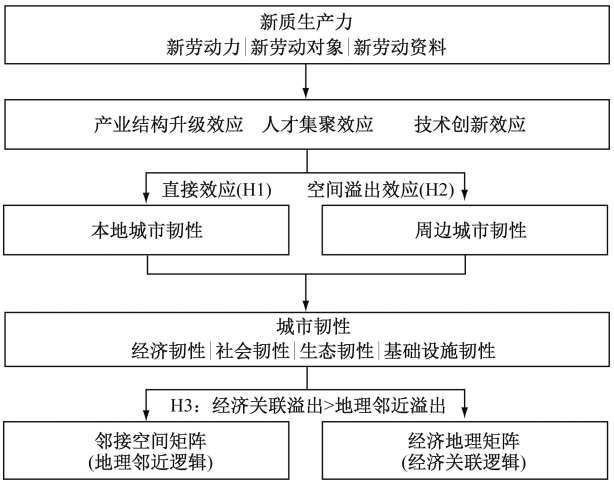


图 1　新质生产力影响城市韧性的理论框架

据此，提出如下研究假说。

H1：新质生产力对本地城市韧性具有显著正向的直接效应；

H2：新质生产力对周边城市韧性具有显著正向的空间溢出效应；

H3：经济关联驱动的空间溢出效应强于地理邻近驱动的空间溢出效应。

2　研究设计

2.1　变量选取与测度

2.1.1　被解释变量：城市韧性（res）

参考国内外学者关于城市韧性指标体系的构建经验，根据系统性、可得性、代表性原则，构建四维度综合评价体系[18-22]，见表 1。

为尽量减少主观因素对结果的影响，采用熵权 TOPSIS 方法进行指标体系评估，以提高各项指标的

表 1　城市韧性指标体系及指标权重

一级指标	二级指标	单位	属性	权重
经济韧性	人均地区生产总值	元	正向	0.072
	人均财政支出	元	正向	0.072
	第三产业占 GDP 比重	%	正向	0.068
	城镇人均可支配收入	元	正向	0.071
社会韧性	每万人医院、卫生院床位数	个	正向	0.068
	互联网普及率	千户/万人	正向	0.073
	社会消费品零售总额	亿元	正向	0.084
	财政教育支出	亿元	正向	0.082
生态韧性	建成区绿化覆盖率	%	正向	0.066
	污水处理率	%	正向	0.066
	生活垃圾无害化处理率	%	正向	0.066
基础设施韧性	燃气普及率	%	正向	0.066
	建成区排水管道密度	km/km^2	正向	0.069
	固定资产投资总额	亿元	正向	0.076

客观性。熵权 TOPSIS 法将信息熵理论与理想解相似性排序法相结合,用于客观评估多指标系统的整体性能,具体步骤如下。

(1)数据标准化(消除量纲)。

$$\text{正向指标:}x'_{ij}=\frac{x_{ij}-\min x_j}{\max x_j-\min x_j} \tag{1}$$

$$\text{负向指标:}x'_{ij}=\frac{\max x_j-x_{ij}}{\max x_j-\min x_j} \tag{2}$$

式中:i 为年份;j 为具体指标;x_{ij} 为第 i 年第 j 个指标的原始值;x'_{ij} 为第 i 年第 j 个指标的标准化值;$\max x_j$、$\min x_j$ 分别为第 j 个指标在研究时段内的最大值和最小值。

(2)计算指标比重 P_{ij}、信息熵 e_j 和权重 ω_j。

$$P_{ij}=\frac{x'_{ij}}{\sum_{\alpha}\sum_{i}x'_{ij}} \tag{3}$$

$$e_j=-k\sum_i P_{ij}\ln P_{ij},\ k=\frac{1}{\ln(mn)} \tag{4}$$

$$\omega_j=\frac{1-e_j}{\sum_j(1-e_j)} \tag{5}$$

(3)构建加权标准化矩阵元素 Z_{ij}。

$$Z_{ij}=x'_{ij}\omega_j \tag{6}$$

(4)确定正负理想解 Z_j^+、Z_j^-。

$$Z_j^+=\max(z_{1j},z_{2j},\cdots,z_{mj}) \tag{7}$$

$$Z_j^-=\min(z_{1j},z_{2j},\cdots,z_{mj}) \tag{8}$$

(5)计算欧氏距离 D_i^+、D_i^-。

$$D_i^+=\sqrt{\sum(Z_{ij}-Z_j^+)^2} \tag{9}$$

$$D_i^-=\sqrt{\sum(Z_{ij}-Z_j^-)^2} \tag{10}$$

(6)计算相对接近度 C_i。

$$C_i=\frac{D_i^-}{D_i^++D_i^-},\quad 0\leqslant C_i\leqslant 1 \tag{11}$$

2.1.2　核心解释变量:新质生产力(nqp)

参照韩文龙等[4]、张哲等[23]的研究,从新劳动力、新劳动对象、新劳动资料 3 个维度构建新质生产力指标体系,以全面衡量城市新质生产力发展水平,见表 2。

2.1.3　控制变量

基于变量选取的可操作性、科学性及导向性原则,选取以下与城市韧性高度相关的影响因素:经济集聚水平(ea)、能源效率水平(ene)、人力资本水平(edu)、金融发展水平(fina)作为控制变量。分别以地区生产总值与行政区域土地面积的比值、地区生产总值与能源消费总量的比值、普通高校在校生数与总人口的比值、年末金融机构存贷款余额与地区生产总值的比值来衡量[25-27]。

表 2　新质生产力指标体系及指标权重

维度	构成要素	指标解释	单位	方向	权重
新劳动力	新兴产业员工数量	战略性新兴产业从业人数	人	正向	0.084
	员工个人能力	在岗职工平均工资	元	正向	0.069
	员工高素质水平	普通高等学校数	所	正向	0.076
新劳动对象	基础设施	互联网宽带接入用户	千户	正向	0.069
		电信业务总量	亿元	正向	0.073
	未来发展	机器人安装密度[24]	台/万人	正向	0.066
	生态环境	环境污染治理投资	亿元	正向	0.101
新劳动资料	技术研发	科学技术支出占地方财政支出的比重	%	正向	0.062
	创新产出	当年申请的发明数量	个	正向	0.079
	绿色化	当年绿色专利申请总量	个	正向	0.084
	智能化	人工智能企业数量	个	正向	0.100
	数据要素	有无数据交易平台(有取值为 1,没有取值为 0)	—	正向	0.138

2.2　模型设定

已有研究表明,城市韧性在地理空间上存在着显著的相关性[28]。为检验城市韧性的空间自相关特性,选择空间计量模型来分析其内在关系。常用的空间计量模型包括空间滞后模型(spatial lag model,SLM)、空间误差模型(spatial error model,SEM)和空间杜宾模型(spatial Durbin model,SDM),模型设定如下:

$$\text{res}_{it}=\alpha+\rho\sum_{j=1}^{n}W_{ij}\,\text{res}_{jt}+\beta_1\,\text{nqp}_{it}+\sum_{k=1}^{K}\beta_k X_{it}+\mu_i+\lambda_t+\varepsilon_{it} \tag{12}$$

$$\text{res}_{it}=\alpha+\beta_1\,\text{nqp}_{it}+\sum_{k=1}^{K}\beta_k X_{it}+\mu_i+\lambda_t+u_{it} \tag{13}$$

$$\text{res}_{it}=\alpha+\rho\sum_{j=1}^{n}W_{ij}\,\text{res}_{jt}+\beta_1\,\text{nqp}_{it}+\sum_{k=1}^{m}\beta_k X_{it}+\theta_1\sum_{j=1}^{n}W_{ij}\,\text{nqp}_{jt}+\sum_{k=1}^{m}\theta_k\sum_{j=1}^{n}W_{ij}X_{kjt}+\mu_i+\lambda_t+\varepsilon_{it} \tag{14}$$

式中:res_{it} 为 i 城市 t 年的韧性指数;nqp_{it} 为核心解释变量;X_{it} 为控制变量;W_{ij} 为空间权重矩阵元素;ρ 为空间自回归系数,反映被解释变量的空间溢出;θ_1 和 θ_k 分别为核心解释变量和控制变量的空间溢出系数;μ_i、λ_t 分别为个体固定效应和时间固定效应;u_{it} 为具有空间依赖性的误差项;ε_{it} 为随机扰动项;α 为

常数项；β_1、β_k 为系数。

2.3　空间权重矩阵构建

为全面揭示长三角城市间的空间互动关系，分别构建了邻接空间权重矩阵和经济地理矩阵。

2.3.1　邻接空间权重矩阵

根据空间相邻关系，选择 Queen 连接，即共顶点连接或公共边连接构建邻接权重矩阵。其设定规则为：若两个城市在地理上相邻，则空间权重 $w_{ij}=1$；若两个城市不相邻，则 $w_{ij}=0$，矩阵形式如下：

$$w_{ij}=\begin{cases}1, & \text{城市 } i \text{ 与城市 } j \text{ 相邻}\\ 0, & \text{城市 } i \text{ 与城市 } j \text{ 不相邻或 } i=j\end{cases} \tag{15}$$

长三角地区城市的地理邻近性是影响要素流动、政策传导和经济互动的基础，邻接关系能直观反映地理空间上的“近邻效应”；且该矩阵计算简便，符合新古典地理学距离衰减理论，运用邻接空间权重矩阵可有效捕捉城市间因空间距离产生的溢出效应。

2.3.2　经济距离矩阵

经济距离矩阵是衡量地理位置之间经济接近度或联系程度的矩阵。鉴于长三角内部各城市存在的显著经济梯度差异，为修正邻接矩阵可能存在低估核心城市跨区域辐射方面的不足，构建经济距离矩阵。设定规则为：w_{ij} 表示地理空间上第 i 个单元和第 j 个单元之间的经济距离空间权重，y_i 和 y_j 分别表示第 i 个地区和第 j 个地区的经济变量值，矩阵形式如下：

$$w_{ij}=\begin{cases}\dfrac{1}{|y_i-y_j|}, & i\neq j\\ 0, & i=j\end{cases} \tag{16}$$

为平衡时效性与模型稳定性，采用各城市 2010—2022 年人均 GDP 均值作为经济变量值构建矩阵，设定对角线元素 $w_{ii}=0$，以排除自身影响。

为消除量纲影响，对邻接空间权重矩阵及经济地理矩阵均进行行标准化处理，使得每行元素之和为 1。邻接矩阵突出地理第一性，经济地理矩阵则揭示经济差异驱动的复杂互动，二者共同验证新质生产力对城市韧性的本地促进与空间溢出双重影响机制。

2.4　研究范围与数据来源

长三角区域内城市间经济联系紧密，空间溢出效应显著，其城市韧性建设与新质生产力发展具有典型性和代表性。选取长三角地区 41 市为研究样本，主要数据来源于《中国城市统计年鉴》、长三角各省市统计年鉴与 CSMAR 国泰安数据库，数据涵盖 2010—2022 年。针对缺失数据，采用插值法对空白区域进行填补。相关变量描述性统计见表 3。

表 3　变量描述性统计

变量类型	变量符号	变量含义	样本数	均值	标准差	最小值	最大值
被解释变量	res	城市韧性	533	0.442	0.081	0.250	0.810
核心解释变量	nqp	新质生产力	533	0.111	0.109	0.010	0.660
控制变量	ea	经济集聚水平	533	8.208	1.062	5.750	11.160
	ene	能源效率水平	533	1.869	1.063	0.630	11.760
	edu	人力资本水平	533	0.022	0.022	0.000	0.130
	fina	金融发展水平	533	1.241	0.518	0.470	6.070

3　实证结果与分析

3.1　城市韧性的时空格局演变

在熵权 TOPSIS 法计算得出长三角各城市韧性指数的基础上，借助 GeoDa 1.10 软件，运用自然断裂点分解法将 2010 年和 2022 年的城市韧性值分为 5 种类型（高、较高、中、较低、低），划分结果见表 4；同时计算 2010—2022 年长三角地区 41 市韧性指数年度均值，绘制折线图，如图 2 所示。

由表 4 和图 2 可以看出，长三角地区城市韧性呈现以下时空格局演变特征：①时间维度上呈现明显上升趋势。由图 2 可知，长三角 41 市韧性均值从 2010 年的 0.35 稳步上升至 2022 年的 0.52，整体呈

表 4　2010 年、2022 年长三角地区城市韧性空间分布分类

年份	韧性等级	区间范围	数量	典型城市代表
2010	高韧性区	[0.420，0.470]	4	上海、南京、杭州、苏州
	较高韧性区	[0.380，0.400]	8	无锡、宁波、常州、合肥
	中韧性区	[0.350，0.370]	10	南通、嘉兴、芜湖、绍兴
	较低韧性区	[0.310，0.340]	14	泰州、湖州、马鞍山、滁州
	低韧性区	[0.290，0.290]	5	阜阳、淮南、六安、亳州、宿州
2022	高韧性区	[0.810，0.810]	1	上海
	较高韧性区	[0.650，0.670]	3	南京、杭州、苏州
	中韧性区	[0.580，0.610]	4	无锡、宁波、常州、合肥
	较低韧性区	[0.500，0.540]	17	南通、嘉兴、芜湖、绍兴
	低韧性区	[0.430，0.480]	16	阜阳、淮南、六安、亳州、宿州

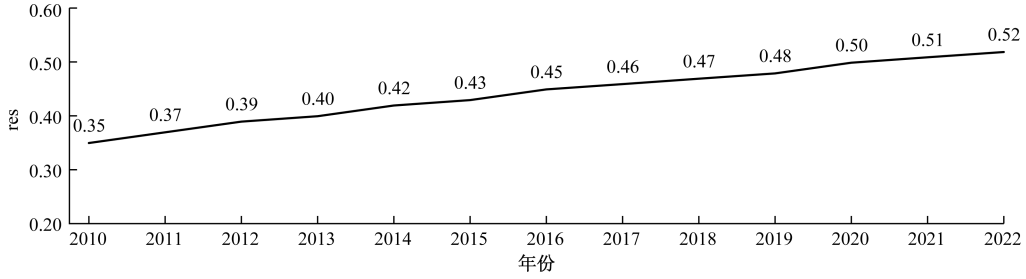


图 2　2010—2022 年长三角地区各市城市韧性平均水平变动趋势

现平稳上升态势。②空间维度上呈现不均衡分布。高值韧性区主要分布在中东部地区,如上海、杭州、苏州、南京等城市,低值韧性区主要分布在长三角的西北部地区,如安徽的阜阳、淮南、六安等城市。值得注意的是,2022 年高韧性区城市数量收缩,而较低韧性区城市数量扩张,说明核心城市韧性水平大幅跃升的同时,中间层城市出现了分化,整体呈现顶端拉升、底部扩张的两极化趋势。③城市韧性水平呈现出一定的空间集聚特征。高韧性区周围城市韧性值较高,低韧性区周围城市韧性值也较低。对比 2010 年与 2022 年的分布结构可见,皖北低韧性城市群的韧性区间虽整体上移,但与核心城市的绝对差距却逐步扩大,韧性洼地效应日益突出。以上特征为后续的空间相关性研究提供了研究基础。

3.2　空间自相关检验

3.2.1　全域莫兰指数

根据 2010—2022 年长三角地区城市韧性数据,运用 Stata18.0 软件计算得出各年份的全域 Moran's I 指数,以检验数据变量的空间依赖性。

Global Moran's I 的计算公式为

$$I=\frac{n}{\sum_{i=1}^{n}\sum_{j=1}^{n}w_{ij}}\frac{\sum_{i=1}^{n}\sum_{j=1}^{n}w_{ij}(x_i-\bar{x})(x_j-\bar{x})}{\sum_{i=1}^{n}(x_i-\bar{x})^2} \tag{17}$$

式中:$n=41$;x_i 和 x_j 分别为第 i 个和第 j 个空间单元的观测值;$\bar{x}$ 为所有观测值的均值;w_{ij} 为空间权重。邻接空间矩阵和经济地理矩阵相应年份全域 Moran's I 指数见表 5。

由表 5 可知,2010—2022 年长三角地区城市韧性的 Moran's I 指数均为正且在 1%水平上显著,说明长三角地区城市韧性存在显著的空间相关,验证了选择空间计量分析新质生产力对城市韧性的影响的合理性。对比发现,经济地理矩阵的 Moran's I 整体持续上升,而邻接矩阵波动下降,说明经济关联驱动的空间依赖性高于单纯的地理邻近。另外,在 2020 年,邻接矩阵的 Moran's I 显著下降,经济地理矩阵相对保持稳定,说明长三角地区经济联系的抗干扰性更强。

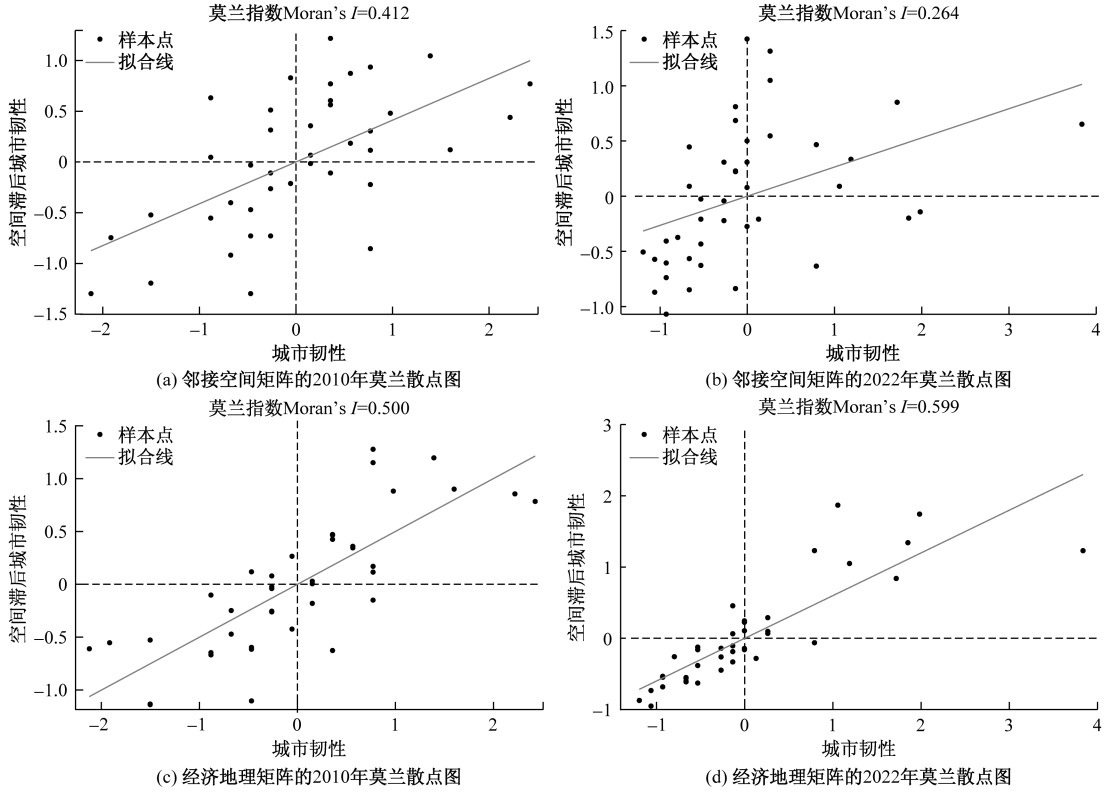
由此可知,地理邻近是空间关联的基础框架,但经济联系才是驱动区域一体化的核心引擎。长三角城市群经济地理矩阵的高 Moran's I 值也揭示了"地理非邻近-经济高关联"的新空间逻辑。

3.2.2　莫兰散点图

全域莫兰指数在整体上说明了城市韧性在长三角各城市的空间关联性。为更直观地展现不同城市间城市韧性的空间关联特征,精确识别局部空间集聚类型,绘制了城市韧性的莫兰散点图,如图 3 所示。图 3(a)、图 3(b)分别为基于邻接空间矩阵的 2010 年和 2022 年莫兰散点图,图 3(c)、图 3(d)分别为基于经济地理矩阵的 2010 年和 2022 年莫兰散点图。

表 5　2010—2022 年长三角地区城市韧性的 Moran's I

邻接空间矩阵						经济地理矩阵					
年份	Moran's I	P	年份	Moran's I	P	年份	Moran's I	P	年份	Moran's I	P
2010	0.412	0.000	2017	0.353	0.000	2010	0.500	0.000	2017	0.600	0.000
2011	0.344	0.000	2018	0.379	0.000	2011	0.543	0.000	2018	0.617	0.000
2012	0.358	0.000	2019	0.313	0.000	2012	0.542	0.000	2019	0.600	0.000
2013	0.353	0.000	2020	0.286	0.001	2013	0.580	0.000	2020	0.599	0.000
2014	0.359	0.000	2021	0.290	0.001	2014	0.566	0.000	2021	0.591	0.000
2015	0.381	0.000	2022	0.264	0.002	2015	0.569	0.000	2022	0.599	0.000
2016	0.361	0.000	—	—	—	2016	0.586	0.000	—	—	—



(a) 邻接空间矩阵的2010年莫兰散点图　(b) 邻接空间矩阵的2022年莫兰散点图

(c) 经济地理矩阵的2010年莫兰散点图　(d) 经济地理矩阵的2022年莫兰散点图

图 3　莫兰散点图

莫兰散点图共有 4 种空间联系类型。第Ⅰ象限(HH)是高水平城市与高水平城市的集聚;第Ⅱ象限(LH)是低水平城市与高水平城市的集聚;第Ⅲ象限(LL)是低水平城市与低水平城市的集聚;第Ⅳ象限(HL)是高水平城市与低水平城市的集聚。

在邻接矩阵下,Moran's I 值从 2010 年的 0.412 下降至 2022 年的 0.264,降幅约 35%;在经济地理矩阵下,Moran's I 从 0.500 升至 0.599,升幅约 20%。说明单纯地理邻近对城市韧性的影响减弱,而经济关联的驱动作用增强,印证长三角从地理邻近向经济协同的转型趋势。

2010 年第Ⅰ象限 HH 区散点密集,表明高韧性城市被其他高韧性城市包围,形成连片高韧性核心区,第Ⅲ象限 LL 区,主要为皖北城市,形成冷点区,LH 和 HL 区存在少量异常点,显示局部空间异质性。2022 年,HH 区从密集转为分散,LL 区范围扩大,形成韧性洼地,HL 和 LH 区散点增多;对比反映出核心城市与外围城市的差距扩大。

3.3　模型识别与检验

空间自相关检验结果表明,长三角地区城市韧性指数具有显著的空间相关性,为确定合适的空间计量模型,运用 Stata18.0 进行空间计量模型的选择,相关检验结果见表 6。LM 检验和 Robust LM 检验均在 1%显著性水平拒绝原假设,说明新质生产力对城市韧性的影响模型同时存在 SEM 和 SLM 形式。进一步检验 SDM 模型是否能退化为 SEM 或 SLM 模型,进行 Wald-spatial lag、Wald-spatial error、LR-spatial lag、LR-spatial error 检验,检验统计量均通过了 1%显著性水平检验,拒绝原假设,即新质生产力对城市韧性的 SDM 模型不能退化为 SEM 或 SLM。因此选择空间杜宾模型。

表 6　模型检验结果

邻接矩阵			经济地理矩阵		
检验方法	统计量	P	检验方法	统计量	P
LM error	166.250	0.005	LM error	85.486	0.000
Robust LM error	142.426	0.000	Robust LM error	71.570	0.000
LM lag	59.249	0.000	LM lag	62.480	0.000
Robust LM lag	35.424	0.000	Robust LM lag	48.564	0.000
Wald-spatial lag	48.820	0.000	Wald-spatial lag	22.900	0.000
Wald-spatial error	46.650	0.000	Wald-spatial error	34.300	0.000
LR-spatial lag	43.700	0.000	LR-spatial lag	22.740	0.000
LR-spatial error	42.480	0.000	LR-spatial error	33.950	0.000

3.4　空间计量回归结果分析

表 7 为两种权重矩阵分别在空间固定、时间固定、时空双固定条件下的空间杜宾模型回归结果,分析结果如下。

(1)新质生产力对城市韧性存在显著正向的直

表 7　空间杜宾模型回归结果

变量		经济地理矩阵			邻接距离矩阵		
		(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
		ind	time	both	ind	time	both
Main	nqp	0.093***	0.143***	0.100***	0.117***	0.125***	0.112***
		(5.921)	(9.030)	(6.303)	(7.225)	(8.271)	(7.043)
	ea	0.018***	0.016***	0.016***	0.035***	0.013***	0.015***
		(3.667)	(7.342)	(3.219)	(7.748)	(7.625)	(3.060)
	ene	0.008***	0.020***	0.008***	0.015***	0.024***	0.014***
		(4.482)	(11.040)	(4.736)	(9.571)	(15.388)	(9.552)
	edu	−0.133	−0.175***	−0.193	−0.460***	0.275***	−0.293**
		(−0.987)	(−2.916)	(−1.447)	(−3.334)	(4.301)	(−2.171)
	fina	0.012***	0.023***	0.011***	0.012***	0.016***	0.010***
		(4.958)	(9.094)	(4.938)	(4.798)	(5.636)	(4.359)
Wx	nqp	0.079**	0.118***	0.140***	0.032	0.016	0.095***
		(2.485)	(2.603)	(3.464)	(1.073)	(0.448)	(2.671)
	ea	0.038***	−0.003	0.015	0.031***	0.014***	−0.040***
		(4.860)	(−0.819)	(1.425)	(4.005)	(4.583)	(−3.440)
	ene	−0.003	−0.014***	−0.004	−0.016***	−0.018***	−0.014***
		(−0.989)	(−3.963)	(−1.295)	(−6.324)	(−5.059)	(−5.104)
	edu	−0.770***	0.242*	−0.924***	−0.233	−0.407***	0.104
		(−2.785)	(1.729)	(−3.041)	(−0.848)	(−3.553)	(0.339)
	fina	−0.001	−0.015*	−0.013	0.015***	0.012***	0.010*
		(−0.121)	(−1.725)	(−1.281)	(3.274)	(2.766)	(1.700)
Spatial	rho	0.471***	0.397***	0.262***	0.422***	0.294***	0.087
		(9.130)	(6.295)	(3.978)	(8.357)	(5.018)	(1.313)
Variance	sigma2_e	0.000***	0.000***	0.000***	0.000***	0.000***	0.000***
		(16.054)	(16.064)	(16.220)	(16.059)	(16.180)	(16.311)
Direct	nqp	0.107***	0.159***	0.110***	0.127***	0.129***	0.114***
		(6.640)	(9.003)	(6.904)	(7.494)	(8.216)	(7.163)
Indirect	nqp	0.222***	0.281***	0.221***	0.136***	0.073*	0.115***
		(5.291)	(4.252)	(4.617)	(3.476)	(1.870)	(3.330)
Total	nqp	0.329***	0.440***	0.330***	0.263***	0.203***	0.230***
		(6.844)	(5.705)	(6.243)	(5.588)	(4.376)	(5.777)
样本数		533	533	533	533	533	533
R^2		0.785	0.851	0.818	0.777	0.874	0.254

注:*、**、***分别表示 $P<0.1$、$P<0.05$、$P<0.01$;ind 为空间固定;time 为时间固定;both 为时空双固定;括号内为 t 值;Main 为原始系数;Wx 为空间滞后系数;Spatial 为空间自回归系数;Variance 为误差项方差;Direct 为总直接效应;Indirect 为间接效应;Total 为总效应。

接效应和空间溢出效应。在直接效应方面,经济地理矩阵和邻接矩阵下,新质生产力的直接效应系数分别为 0.107～0.159 和 0.114～0.129,均在 1%水平下显著,说明新质生产力对城市韧性具有显著的本地促进作用,假设 H1 得到验证。在间接效应方面,新质生产力对城市韧性存在显著的空间溢出作用,经济地理矩阵下,新质生产力的间接效应高达 0.222～0.281(1%显著),邻接矩阵下,邻接矩阵下的间接效应仅为 0.073～0.136(部分不显著)。对比发现,经济关联的溢出强度是地理邻近的 1.6 倍,说明单纯地理接壤不能充分支撑创新要素跨域流动,一定程度上验证了经济距离大于地理距离的现代区域协同逻辑,假设 H2 和 H3 均得到验证。在总效应方面,经济地理矩阵下新质生产力对城市韧性的总效应达到 0.329～0.440(1%显著),显著高于邻接矩阵的 0.203～0.263(1%显著),验证了经济网络协同是长三角区域城市韧性提升的主渠道。

(2)经济集聚、能源效率和金融发展是提升城市韧性的重要因素。两类矩阵中经济集聚的直接效应均显著为正,反映产业集聚通过规模经济可以提升本地城市韧性水平。邻接矩阵下双固定模型的产业集聚间接效应为负,说明存在高集聚区虹吸周边资源的风险。能源效率的直接效应显著为正,但间接效应不显著或为负,说明能源效率提升对本地城市韧性具有积极影响,但可能由于资源禀赋、产业结构、技术水平等因素的限制,存在抑制因素。金融发展直接效应稳定为正,但间接效应微弱,说明金融服务更多依赖本地化场景促进城市韧性水

平提升。

(3)人力资本对城市韧性的影响存在不确定性。人力资本的直接效应在两类矩阵中波动较大,且经济地理矩阵中间接效应负向显著,说明高教资源城市的人力资本对周边城市人才产生了负向的空间溢出效应。

(4)经济关联比地理邻近更能解释空间溢出。综合对比可见,经济地理矩阵的 R^2 整体高于邻接矩阵,其 Moran's I 值也显著高于邻接矩阵,说明经济地理矩阵更适合主导长期韧性构建。虽然邻接矩阵可能低估核心城市的辐射能力,但在应对短期冲击或政策干预评估方面仍具有不可替代性。

3.5　稳健性检验

剔除 2020—2022 年数据,再次进行空间杜宾模型回归分析。表 8 列(1)～列(6)结果显示,新质生产力的回归系数在 1%水平显著为正,表明排除特殊干扰,新质生产力对城市韧性的正向作用依然稳健。采用熵权法替换原熵权 TOPSIS 法测量核心解释变量新质生产力水平,再次进行回归分析。表 8 列(7)～列(12)结果显示,新质生产力的回归系数在 1%水平上显著为正,表明新质生产力对城市韧性的促进作用不受指标合成方法影响,空间杜宾模型回归的稳健性再得以体现。由表 8 可见,经济地理矩阵的空间自相关系数与 R^2 值显著高于邻接矩阵,再次验证经济协同比地理邻近更能解释城市韧性提升的长期机制。

4　结论与建议

4.1　结论

(1)长三角地区城市韧性呈现核心-边缘分化加剧、驱动机制转型的动态演化格局。Moran 散点图显示,2010—2022 年高韧性区与低韧性区差距扩大,呈现高-高集聚分散化、LL(低-低)集聚范围扩展,韧性洼地日益突出。全域 Moran's I 指数显示,经济关联的空间依赖性持续上升,而地理邻近性作用逐渐减弱,长三角地区城市韧性从地理邻近向经济协同驱动转型。

(2)新质生产力对城市韧性具有显著正向的直接效应和空间溢出效应。

(3)经济集聚、能源效率和金融发展对城市韧性的直接效应显著,是提升城市韧性的重要因素;而人力资本对城市韧性的影响存在较大的不确定性。

(4)在应对长期城市韧性构建时,经济地理矩阵比邻接矩阵更能反映空间关联。

4.2　建议

(1)加大新质生产力培育力度,充分发挥新质生产力的本地促进与空间溢出效应。地方政府应因地制宜推动创新驱动发展战略,加强科技创新平台建设,培育战略性新兴产业,促进创新要素跨区域流动,有效提升新质生产力对城市韧性的贡献度。

(2)强化经济关联主导的协同机制,创新人才共享模式,构建"经济-地理"双网络。鉴于经济地理矩阵的高溢出效应,优先布局 G60 科创走廊-杭州湾数字走廊双轴带;针对皖北 LL(低-低)韧性洼地,由沪苏浙共建"飞地园区",破解"低韧性陷阱"。在上海、南京、合肥等高教资源密集区设立"长三角人才共享平台",共享实验室资源与科研项目收益,弱化人力资本负向溢出效应;联合头部企业共建定向培养基地与职业教育联盟,缓解 LL 型城市技能缺口,提升劳动力资源的适配性。

表 8　稳健性检验结果

变量	缩减时间范围						替换核心变量					
	经济地理矩阵			邻接距离矩阵			经济地理矩阵			邻接距离矩阵		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)	(11)	(12)
	ind	time	both	ind	time	both	ind	time	both	ind	time	both
nqp	0.091***	0.159***	0.116***	0.138***	0.132***	0.146***	0.105***	0.127***	0.113***	0.125***	0.115***	0.116***
	(4.418)	(7.435)	(5.524)	(6.448)	(6.497)	(7.043)	(8.117)	(8.773)	(8.854)	(9.182)	(8.289)	(8.757)
Spatial:rho	0.407***	0.313***	0.128	0.484***	0.250***	0.111	0.494***	0.435***	0.200***	0.464***	0.345***	0.144**
	(6.672)	(3.967)	(1.577)	(8.851)	(3.615)	(1.444)	(9.869)	(6.963)	(2.875)	(9.646)	(6.167)	(2.240)
Variance: sigma2_e	0.000***	0.000***	0.000***	0.000***	0.000***	0.000***	0.000***	0.000***	0.000***	0.000***	0.000***	0.000***
	(14.144)	(14.188)	(14.294)	(14.010)	(14.224)	(14.297)	(16.034)	(16.035)	(16.261)	(16.014)	(16.130)	(16.288)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
样本数	410	410	410	410	410	410	533	533	533	533	533	533
R^2	0.767	0.870	0.812	0.762	0.866	0.118	0.769	0.825	0.771	0.748	0.868	0.188

注:*、**、***分别表示 $P<0.1$、$P<0.05$、$P<0.01$;ind 为空间固定;time 为时间固定;both 为时空双固定;括号内为 t 值。

(3)推动绿色转型,加强金融赋能。加强能源节约和高效利用,推动绿色低碳发展,提高能源效率水平对城市韧性的支撑作用。核心城市积极推动智慧城市与绿色能源融合发展,皖北等边缘城市加快发展绿色循环经济,规避能源效率负向溢出。创新金融产品和服务模式,增强金融发展对城市韧性的促进作用,提高金融服务实体经济能力。可设立新质生产力专项基金,对绿色专利转化提供贴息贷款,破解金融服务的本地化局限。

(4)加强长三角区域协调发展,差异化精准施策,优化空间治理。持续推动长三角一体化,围绕长三角高质量一体化发展,强化资源互补、产业对接、市场共享,重视经济地理因素在区域协调发展中的作用,以经济关联度划定协同示范区,优先布局跨域基础设施建设,推进基础研究、市场一体化、区域物流、生态环保、政务服务等重点合作事项,建立地理接壤城市的灾害联防联控机制,提升短期冲击响应力。加强空间规划和管理,优化城市空间结构,提升城市系统的韧性和可持续发展能力。

参考文献

[1] 胡莹,刘锫. 新质生产力推动经济高质量发展的内在机制研究:基于马克思生产力理论的视角[J]. 经济学家,2024,5(5):5-14.

[2] 张林忆,黄志高. 技术,空间与生态:数字经济赋能新质生产力的逻辑探析[J]. 经济学家,2024(8):35-44.

[3] 葛世龙,涂振宇. 政府数据治理,数字生态与企业新质生产力[J]. 工业技术经济,2025,44(6):57-67.

[4] 韩文龙,张瑞生,赵峰. 新质生产力水平测算与中国经济增长新动能[J]. 数量经济技术经济研究,2024,41(6):5-25.

[5] 马丹,陈思年,雷乐瑶. 新质生产力对城市产业链韧性的影响研究[J]. 统计与信息论坛,2025,40(2):19-35.

[6] 顾燃,户艳领,陈一洋. 城市韧性与科技服务业发展水平的耦合协调度及障碍因子分析[J]. 统计与决策,2025,41(11):85-89.

[7] 隋建利,李悦欣,刘金全. 中国经济韧性的时空敛散与异质分化特征:基于马尔可夫区制转移混频动态因子模型的识别[J]. 管理世界,2024,40(3):16-36.

[8] 陈安平. 集聚与中国城市经济韧性[J]. 世界经济,2022,45(1):158-181.

[9] 赵瑞东,方创琳,刘海猛. 城市韧性研究进展与展望[J]. 地理科学进展,2020,39(10):1717-1731.

[10] WANG J, SHAO Z, ZHUANG Q, et al. Multi-scale coupling quantitative assessment of ecological-urban resilience in the Yangtze River Economic Belt[J]. Geospatial Information Science, 2025, 28(5): 2142.

[11] 吴澎,郑娅楠. 城市韧性与经济发展水平的协调度时空演化分析:以安徽省为例[J]. 科技和产业,2026,26(4):240-248.

[12] 冯永琦,林凰锋. 数据要素赋能新质生产力:理论逻辑与实践路径[J]. 经济学家,2024(5):15-24.

[13] 陈思盈,谭穆韩. 新质生产力推动全球价值链攀升:理论逻辑与现实路径[J]. 重庆大学学报(社会科学版),2024,30(4):49-61.

[14] 田雪岐,田雪岐. 数字经济赋能黄河流域新质生产力及低碳转型的路径研究[J]. 人民黄河,2025,47(2):8-14,41.

[15] 董志良,姜书强,赵燕娜. 新质生产力对京津冀区域碳排放的影响机制[J]. 环境科学,2025,46(10):6119-6132.

[16] 刘江涛. 要素,空间,系统:新质生产力作用于城市演进的机理[J]. 学习与实践,2024(9):109-120.

[17] 阳杨,郭佳钦,高媛. 新质生产力赋能经济高质量发展的机制与效应研究[J]. 统计与决策,2025,41(4):109-113.

[18] 何康,李世祥,宋玉娥. 多维视角下长江经济带城市韧性时空特征及其障碍诊断[J]. 长江流域资源与环境,2026,35(1):29-42.

[19] 李志远,冯学钢,夏赞才. 长三角城市群城市韧性空间关联网络及其对旅游经济的影响[J]. 地理研究,2025,44(9):2391-2409.

[20] 吴涛,崔雨佳. 新质生产力、产业结构升级与城市韧性:基于长三角地区的实证分析[J]. 时代经贸,2026,23(2):153-158.

[21] TSENG T H, SONG S, RAUBA L M, et al. Investigating relationships between built environment and urban resilience: a case study of Singapore[J]. Cities, 2026, 173: 107016.

[22] LI L, LI B, YAO T, et al. Building urban resilience through national forest city: evidence from China's sustainable urban transformation [J]. Applied Spatial Analysis and Policy, 2026, 19(2): 73-73.

[23] 张哲,李季刚,汤努尔·哈力克. 中国新质生产力发展水平测度与时空演进[J]. 统计与决策,2024,40(9):18-23.

[24] 魏下海,张沛康,杜宇洪. 机器人如何重塑城市劳动力市场:移民工作任务的视角[J]. 经济学动态,2020(10):92-109.

[25] 谢东江,胡士华. 绿色金融,产业结构与城市工业绿色全要素生产率[J]. 国际金融研究,2023(5):46-56.

[26] 王海兵,杨蕙馨. 创新驱动与现代产业发展体系:基于我国省际面板数据的实证分析[J]. 经济学(季刊),2016,15(4):1351-1386.

[27] 潘敏,秦力宸. 金融结构对宏观经济韧性的影响:来自跨国比较的经验证据[J]. 金融研究,2023(11):39-58.

[28] 皮亚彬,陈耀. 大国内部经济空间布局:区位、禀赋与一体化[J]. 经济学(季刊),2019,18(4):1289-1310.

Spatial Effects of New Quality Productive Forces on Urban Resilience: An Empirical Analysis Based on Spatial Durbin Model in Yangtze River Delta

WU Tao[1], CHEN Xiaoping[1], CUI Yujia[2], GUO Yuning[3]

(1. School of Entrepreneurship, Zhejiang Guangsha Vocational and Technical University of Construction, Jinhua 322100, China;
2. School of Finance and Commerce, Jiaxing Nanyang Polytechnic Institute, Jiaxing 314031, China;
3. School of Economics, Shanghai University, Shanghai 200444, China)

Abstract: Long-term panel data spanning 41 cities in the Yangtze River Delta region from 2010 to 2022 were utilized. A spatial Durbin model was adopted from the dual perspectives of economic geography and spatial adjacency matrix to empirically examine the spatial spillover effects of new quality productive forces on urban resilience. It is found that the Yangtze River Delta exhibits a core-periphery differentiation pattern in urban resilience, with increasing spatial dependence of economic linkages and diminishing influence of geographical proximity. New quality productive forces exert significant direct positive effects and spatial spillover effects on urban resilience. The indirect effect through economic geography matrices is approximately 1.6 times stronger than that through spatial adjacency. Economic agglomeration, energy efficiency, and financial development generate significant direct effects for enhancing urban resilience, while human capital poses negative spillover risks. Based on the above findings, it is recommended to develop new quality productive forces in accordance with local conditions, strengthen coordinated regional development, and improve the level of urban resilience through differentiated and targeted policy measures.

Keywords: new quality productive forces; urban resilience; spatial spillover effect; spatial Durbin model; the Yangtze River Delta