doi:10.3969/j.issn.1003-5559.2022.12.007

长三角开放经济格局演变、溢出效应及空间异质性

■ 王 娟 任秋穗 梅 璎 江苏大学

摘 要：长江三角洲是我国经济开放程度最高的区域之一。运用熵权—Topsis法、泰尔指数及莫兰指数等方法，构建指标体系测度长三角开放经济发展水平，分析2011—2020年长三角开放经济演变格局，并采用空间杜宾模型研究其空间溢出效应及空间异质性。结果表明：长三角开放经济发展不平衡，各地级市的开放经济空间集聚特征明显；公路网密度、互联网普及率及城镇化有显著的正向空间溢出效应，R&D经费支出有显著的负向空间溢出效应。

关键词：开放经济；格局演变；空间自相关；空间杜宾模型；溢出效应

一、引言

长三角地区以不到4%的国土面积创造了接近中国25%的国内生产总值，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。2019年，《长江三角洲区域一体化发展规划纲要》正式印发，长三角城市群包括上海、浙江、江苏、安徽的全部城市，共41个地级市，整体呈现以上海为中心的“核心—边缘”格局。目前关于长三角经济方面的研究主要集中在经济产业结构、经济高质量发展及科技、生态等因素对经济发展的影响等领域，部分学者也在长三角开放经济高质量发展、长三角对外开放与经济增长等方面展开实证分析，而基于市域尺度研究长三角开放经济空间溢出效应的文献较少。

开放型经济通过构建更自由、更便利、更丰富的制度体系，推动国内外商品、生产要素和服务的双向自由流动，实现资源高效配置，促进市场深度融合。梳理国内外相关文献，关于开放型经济的研究主要集中在以下方面：一是构建不同的指标体系分析经济开放水平。二是从地理学角度出发，分别从国家、省域、市域测量开放经济发展水平，常采用的方法是因子分析法、熵权-Topsis法、探索性空间数据分析等方法。三是采用灰色关联模型、多元线性回归等进行实证分析，测度经济基础、经济潜力等因素对开放型经济发展的影响。

由此可见，学者大多从传统的回归模型展开分析，未考虑空间因素对开放经济的影响，忽视了开放经济的空间溢出效应。然而，早在20世纪90年代，Fujita就在传统经济学中加入“地理空间”因素，Lucas在新经济增长理论中引入“溢出”的概念，Keller指出距离在经济活动的溢出扩散中有重要作用。徐东波等研究得出结论，2000—2016年中国与东盟十国之间经济增长存在显著的正向空间相关性。焦敬娟等分析得出各省市区域创新能力的提升对经济发展产生正向溢出效应，且其溢出效应呈明显的东中西地带性。马明指出发展数字经济对珠三角城市群具有正向的空间溢出效应。王群勇等认为高铁开通后，对于东中部地区未开通的城市经济有正向溢出作用，对西部地区的城市尚未产生显著的外溢效应。不难发现，已有文献采用双重差分模型、马尔科夫链等方法分别从人才、技术、产业等方面研究区域经济的空间溢出效应，缺乏对区域内部溢出效应差异的深入研究。综上所述，提出下述疑问：长三角41个地级市开放经济发展水平如何？三省一市的空间溢出效应是否一致？若不一致，各地区之间存在什么差别？因此，本文在分析市域开放经济发展情况及空间自相关的基础上，通过构建空间计量模型研究分析长三角内部各省市的空间溢出效应。

比较以往文献，本文的创新点在于：第一，在研究范围上，大多文献对全国和省级的开放经济展开研究，从城市群视角对开放经济展开研究的文献较

[基金项目]本文系江苏省社科应用研究精品工程专项（编号：21SKC-17）。
[作者简介]王娟（1967—），女，江苏大学财经学院副教授；研究方向：经济管理。任秋穗（1997—），女，江苏大学财经学院硕士研究生；研究方向：区域经济。梅璎（1998—），女，江苏大学财经学院硕士研究生；研究方向：数字经济。

少，对地市级开放经济展开研究的文献更少，本文研究长三角城市群41个地级市的开放经济，一定程度上弥补了城市群及地级市这方面研究的不足。第二，在研究方法上，本文引入空间面板模型，打破传统模型的局限，能够较为准确地得出相关结论。此外，为避免单一权重矩阵设定产生的误差，分别构建地理距离、经济距离和空间邻接权重矩阵的空间计量模型分析空间溢出效应。

二、长三角开放经济测度及格局演化

（一）长三角开放经济发展水平的测度

考虑到市域的实际发展水平以及数据的可获取性，本研究从开放规模、开放基础、开放实力和开放潜力四个方面构建经济开放评价指标体系，具体见表1。所有数据均来自各地级市的统计年鉴和统计公报。

表1　开放经济评价指标体系

目标层	一级指标	二级指标	单位
经济开放发展水平	开放规模	进出口总额	亿美元
		外商直接投资额	亿美元
		对外经济合同	亿美元
		入境旅游收入	亿美元
	开放基础	国内旅游收入	亿元
		社会消费品零售总额	亿元
		工业生产总值	亿元
		第三产业总值	亿元
	开放实力	经济产出密度	万元/平方公里
		财政收入	亿元
		全社会固定资产投资	亿元
	开放潜力	互联网普及率	%
		移动电话普及率	%
		科学研究技术服务业人员	人
		研究与试验发展经费	亿元

使用熵权—Topsis法对2011—2020年长三角地级市经济开放水平进行评价，由于篇幅有限，下文仅对2011年、2015年和2020年这3个时间段，节点地级市经济开放发展水平的结果进行分析，具体评价结果表2所示：

表2　开放经济发展水平评价结果

地区	2011		2015		2020	
	结果	排序	结果	排序	结果	排序
上海	0.943	1	0.925	1	0.962	1
南京	0.250	5	0.224	6	0.210	4
无锡	0.279	4	0.228	4	0.139	6
徐州	0.105	14	0.102	15	0.072	16
常州	0.151	7	0.126	8	0.094	10
苏州	0.476	2	0.367	2	0.299	2
南通	0.135	8	0.123	10	0.095	9
连云港	0.052	24	0.043	28	0.032	26
淮安	0.065	22	0.050	25	0.041	23
盐城	0.076	21	0.077	20	0.053	20
扬州	0.128	9	0.080	19	0.061	19
镇江	0.095	16	0.085	18	0.050	21
泰州	0.094	17	0.068	21	0.069	18
宿迁	0.031	30	0.034	30	0.026	29
杭州	0.332	3	0.320	3	0.255	3
宁波	0.239	6	0.227	5	0.196	5
温州	0.109	13	0.115	12	0.087	12
嘉兴	0.127	10	0.125	9	0.115	7
湖州	0.081	20	0.092	16	0.079	14
绍兴	0.116	12	0.108	14	0.089	11
金华	0.102	15	0.119	11	0.082	13
衢州	0.033	29	0.043	29	0.027	28
舟山	0.092	19	0.114	13	0.069	17
台州	0.093	18	0.089	17	0.074	15
丽水	0.046	26	0.063	24	0.031	27
合肥	0.125	11	0.141	7	0.114	8
淮北	0.020	37	0.024	35	0.019	37
亳州	0.007	41	0.012	41	0.011	41
宿州	0.011	39	0.018	38	0.016	38
蚌埠	0.023	34	0.033	31	0.021	33
阜阳	0.011	40	0.015	40	0.020	35
淮南	0.027	32	0.019	37	0.016	39
滁州	0.020	36	0.029	33	0.025	31
六安	0.013	38	0.017	39	0.012	40
马鞍山	0.048	25	0.046	26	0.039	24
芜湖	0.053	23	0.067	23	0.050	22
宣城	0.021	35	0.028	34	0.025	32
铜陵	0.039	27	0.019	36	0.019	36
池州	0.026	33	0.068	22	0.026	30
安庆	0.027	31	0.031	32	0.020	34
黄山	0.038	28	0.045	27	0.034	25

（二）基于泰尔指数的开放经济格局演变分析

总体时序看，2011—2020年长三角区域开放经济总体差异呈扩大趋势。2011—2014年开放经济差异总体缩小，在2014年T指数达到最小值0.219，而后开始呈现小幅上升趋势，到2020年增至最大值0.287。这表明长三角开放经济差异呈“先小幅下降，后突然上升”的趋势。

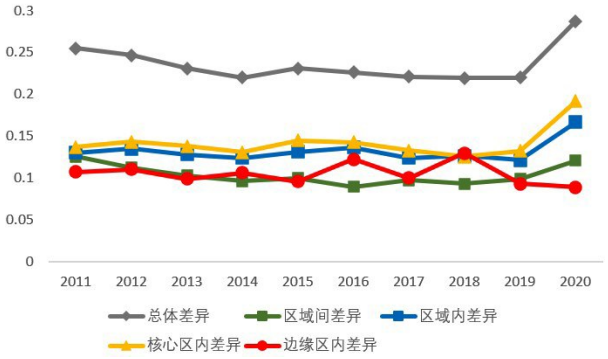


图1　长三角开放经济差异变化趋势

区域分解看，首先，长三角区域间T指数由2011年0.124降至2016年0.089，再上升为2020年0.120，变化幅度较小；长三角区域内T指数由2011年0.129增至2020年0.166，增幅仅为0.037。在2011—2019年中，长三角总体发展、区域间发展及区域内发展较为稳定，三者差异均呈逐年缩小的趋势，且区域间差异的缩小幅度略大于区域内差异缩小幅度，表明长三角在全面深化改革，实行高水平对外开放的政策下，区域经济得到发展，发展差异逐步缩小。其次，核心区内差异总体呈现出先下降后上升的变化特点，2020年差异达到峰值。这主要是因为核心区多为外向型经济，外向型经济更易受国际局势的影响，同时由于疫情，部分国家限制商贸活动，使得核心区内经济发展受到不同程度的冲击。边缘区内差异波动起伏明显，可能是因为边缘区各地级市在经济基础、开放规模、社会发展等各方面的差异较大。

三、长三角开放经济空间集聚格局研究

（一）全局空间自相关分析

运用Stata软件分别计算出地理距离矩阵、经济距离矩阵以及空间邻接矩阵下的经济开放全局莫兰指数，结果如下表所示。2011—2020年所有的全局莫兰指数均通过显著性水平检验，且数值均为正，表明长三角41个地级市的经济开放水平存在显著的空间依赖性。

比较3种不同空间权重矩阵下莫兰指数的显著性程度和统计量，经济距离的莫兰指数优于地理距离和空间邻接下的莫兰指数。同时，反映长三角地级市经济开放的空间相关性的Moran’s I值在这3种矩阵下的排序为：经济距离>空间邻接>地理距离，这表明相对于地理因素和空间邻接而言，长三角经济空间的相关性更强。通过全局莫兰指数可以得知，长三角地级市开放经济的发展在空间上存在相关性，且这种相关性会随着空间权重矩阵的不同发生相应的变化。

（二）局域空间自相关分析

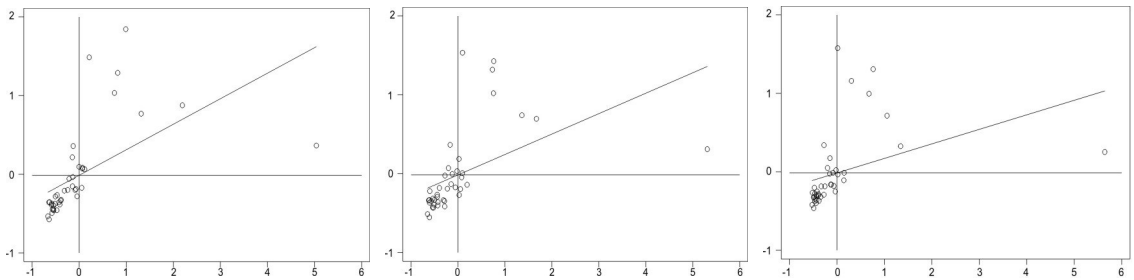
依据经济距离矩阵绘制2011年、2015年和2020年长三角开放经济水平的莫兰散点图及LISA集聚图。局部莫兰散点图可以分析空间对象的局部差

表3　长三角开放经济发展差异泰尔指数分解及贡献率

年份	总体差异(T)	区域间差异		区域内差异		两大地区差异	
		T_B	对T的贡献率(%)	T_W	对T的贡献率(%)	$T_{核心区}$	$T_{边缘区}$
2011	0.254	0.124	49.03	0.129	50.96	0.136	0.107
2012	0.246	0.112	45.45	0.134	54.54	0.142	0.110
2013	0.230	0.102	44.54	0.127	55.45	0.137	0.098
2014	0.219	0.096	43.73	0.123	56.26	0.130	0.106
2015	0.230	0.099	43.13	0.131	56.86	0.144	0.095
2016	0.225	0.089	39.60	0.136	60.39	0.142	0.121
2017	0.220	0.097	44.04	0.123	55.95	0.132	0.099
2018	0.219	0.092	42.38	0.126	57.61	0.125	0.129
2019	0.219	0.098	44.85	0.121	55.14	0.132	0.092
2020	0.287	0.120	41.99	0.166	58.00	0.191	0.088

表4　不同空间权重矩阵下长三角开放经济莫兰指数

年份	地理距离		经济距离		空间邻接	
	Moran's I	Z 统计量	Moran's I	Z 统计量	Moran's I	Z 统计量
2011	0.070	5.518	0.323	5.886	0.203	3.134
2012	0.064	5.418	0.285	5.515	0.188	3.066
2013	0.066	5.344	0.305	5.661	0.184	2.911
2014	0.068	5.452	0.291	5.383	0.170	2.697
2015	0.059	5.274	0.256	5.170	0.162	2.784
2016	0.049	4.667	0.246	4.952	0.136	2.391
2017	0.062	5.217	0.287	5.473	0.170	2.780
2018	0.077	6.281	0.237	4.733	0.222	3.616
2019	0.066	5.488	0.223	4.350	0.207	3.298
2020	0.037	4.637	0.184	4.556	0.137	2.838



(a) 2011 年　(b) 2015 年　(c) 2020 年

图2　基于经济距离矩阵的莫兰散点图

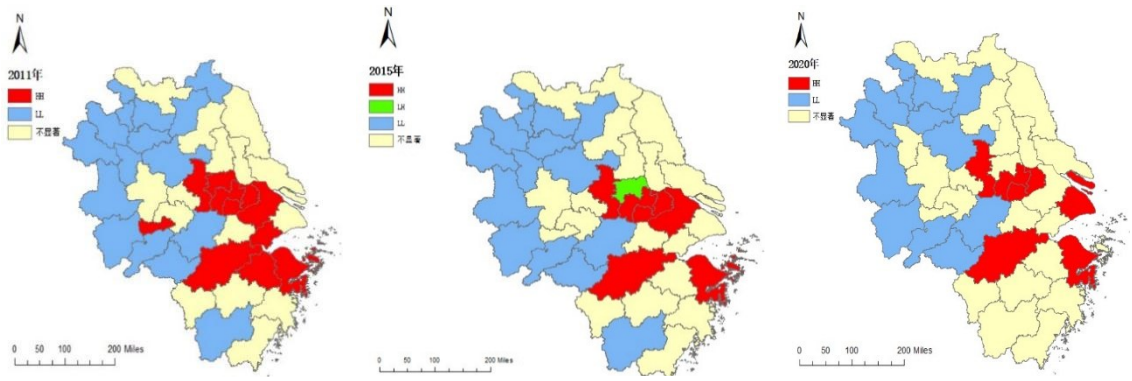


图3　基于经济距离矩阵的LISA集聚图

异、局部地区的聚类和空间异质性特征。第一象限是HH区，HH区城市较少，主要集中了上海、南京、苏州、无锡、杭州、嘉兴、宁波等省会城市和经济强市。处于第二象限LH区的有镇江、扬州、绍兴、舟山等市，其周边城市的经济开放水平较高，但其自身未受到溢出影响，经济开放水平不高。多数城市主要集中在第三象限，即LL区，说明长三角整体经济开放水平不高，各地级市间开放差异大，区域一体化及协调发展的能力较弱。处于第四象限HL区的地级市主要有合肥、嘉兴等，自身有较高的经济开放水平，而周边地级市的经济开放水平相对较低。由图2可知，长三角地级市主要集中在第一象限和第三象限，表明长三角地级市的经济开放水平存在空间正相关性。但第三象限的城市明显多于第一象限的城市，说明长三角地级市的经济开放水平多数呈现出低集聚状态的特点，长三角开放经济发展水平具有很大的提升空间。从图3中更能看出这种集聚特征，LL集聚的区域较多，且大多集中在安徽

省。

四、长三角开放经济空间溢出效应研究

（一）模型构建及实证分析

1.变量选取及数据来源。本研究所用的数据包括长三角区域41个地级市2011—2020年经济开放数据，主要来源于《中国科技统计年鉴》、各地级市统计年鉴及中国口岸协会。具体变量见表5。

表5　空间计量模型变量的选取

变量类型	变量名称	变量代码
被解释变量	经济开放水平值	open
解释变量	人均GDP	lngdp
	第三产业比重	ind
	公路网密度	hnd
	互联网普及率	ip
	城镇化率	czh
	R&D经费支出	lnrd
	城镇居民年均消费支出	lnac
	口岸数量占长三角口岸总量比重	por

2.空间溢出效应分解。基于2011—2020年长三角地级市开放经济数据，运用 SDM 模型，基于经济距离矩阵，就开放经济发展水平的空间效应进行分解。结果见表6。

人均GDP对开放经济的直接效应、总效应系数显著为负，安徽是内向型经济，与上海、江苏和浙江相比，安徽的经济发展水平较差。公路网密度对经济开放具有显著的正向溢出效应。完善公路等基础设施建设有助于降低生产要素的运输成本，加速要素的运输效率，促使贸易投资规模不断扩张，从而促进经济开放水平的发展。互联网普及率的直接效应系数显著为负。长期以来，安徽省互联网普及率低于长三角平均水准，信息流、资金流等要素无法高速运转，资源不能实现快速共享，抑制开放经济的发展。城镇化对经济开放具有显著的空间溢出效应。各市在城镇化发展过程中，不仅加强区域内部人口、信息等要素的流动，而且市域之间增加了沟通与交流，因此城镇化的提高会对经济开放起显著的促进作用。R&D经费支出对经济开放具有显著的空间溢出效应。随着R&D经费支出的增加，技术创新能力便会有所提升，生产要素的流动速度加快，资源配置更加合理均衡，从而促进开放经济的发展。

（二）空间溢出效应地区异质性分析

由于长三角内各区域经济发展和地理位置的差异，为了更准确地分析不同区域经济开放发展的空间溢出效应，将长三角分为江苏省、浙江省和安徽省进行运算。考虑到空间权重的构建，此处不考虑上海市的空间溢出效应。

表6　SDM模型空间效应分解

变量	直接效应		间接效应		总效应	
	系数	标准误差	系数	标准误差	系数	标准误差
lngdp	-0.278*** (-4.28)	0.065	0.026 (0.20)	0.132	-0.252** (-2.23)	0.113
ind	0.320*** (11.49)	0.027	0.054 (0.63)	0.086	0.375*** (4.40)	0.085
hnd	0.029 (1.21)	0.024	0.141** (2.10)	0.067	0.171*** (2.78)	0.061
ip	-0.072** (-1.97)	0.036	0.157* (1.78)	0.088	0.084 (0.99)	0.085
czh	0.248*** (4.43)	0.056	0.495*** (3.67)	0.135	0.744*** (5.42)	0.137
lnrd	0.180*** (5.51)	0.032	-0.473*** (-4.81)	0.098	-0.292*** (-3.05)	0.095
lnac	0.131*** (4.19)	0.031	0.026 (0.29)	0.091	0.157 (1.55)	0.101
por	0.100*** (4.74)	0.021	-0.029 (-0.50)	0.058	0.071 (1.08)	0.066

从回归结果可以看出，各个变量的空间溢出效应有明显的地区差异性。就人均GDP和城镇居民年均消费支出两个变量而言，江苏省的系数为负，浙江省和安徽省的系数则为正，均未通过显著性检验。第三产业比重的江苏省和安徽省回归系数为正，而浙江省为负，均通过不同程度的显著性检验，表明第三产业比重对江苏省和安徽省的经济开放有显著的促进作用，但对浙江省却有明显的抑制作用。公路网密度在江苏省和浙江省的系数显著为负，而安徽省的回归系数为正，但未通过显著性检验，表明公路网密度对安徽省经济开放水平的作用微乎其微。互联网密度和R&D经费支出在江苏省、浙江省和安徽省的回归系数均为正，都通过了显著性检验，表明提高互联网普及率、R&D经费支出对提高这三个省份的经济开放水平均有显著的促进作用。口岸数量占比的江苏省的系数为正，且具有显著性，表明口岸数量占比对江苏省的经济开放具有一定的促进作用，另外对于浙江省和安徽省的回归没有通过显著性检验，表明口岸数量占比对浙江省和安徽省没有显著的空间溢出效应。

表7　江苏、浙江、安徽的SDM模型估计结果

解释变量	江苏省	浙江省	安徽省
lngdp	-0.067 (-0.76)	0.145 (0.83)	0.123 (0.93)
ind	0.195** (2.58)	-0.190* (-1.88)	0.307*** (7.23)
hnd	-0.303*** (-8.48)	-0.206** (-2.13)	0.004 (0.08)
ip	0.176** (2.45)	0.182*** (3.43)	0.193* (1.78)
czh	-0.032 (-0.30)	0.207 (0.96)	0.232** (2.34)
lnrd	0.231*** (5.64)	0.425*** (4.17)	0.397*** (6.94)
lnac	-0.084 (-0.72)	0.060 (0.55)	0.022 (0.45)
por	0.210*** (3.81)	-0.021 (-0.26)	-0.009 (-0.22)
$Sigma^2$	0.004*** (7.89)	0.009*** (7.36)	0.012*** (9.03)
R^2	0.9730	0.9971	0.9161

（三）稳健性检验

为了验证上述结果的可靠性，采用不同的空间权重矩阵来进行稳健性检验。前文已验证了在地理距离和空间邻接矩阵下，长三角开放经济全局Moran指数均显著，因此构建地理距离矩阵以及空间邻接矩阵展开检验。结果显示，尽管在地理距离矩阵及空间邻接矩阵下，各解释变量和空间滞后项的回归系数有所变化，但其系数方向和显著性基本与上文结果保持一致，表明本文的研究结果具有较强的稳健性。

表8　基于不同矩阵的SDM估计结果

解释变量	地理距离	经济距离	空间邻接
lngdp	-0.213*** (-3.85)	-0.278*** (-4.38)	-0.214*** (-4.37)
ind	0.299*** (9.73)	0.324*** (10.03)	0.367*** (12.10)
hnd	0.042* (1.73)	0.031 (1.36)	-0.025 (-1.08)
ip	-0.050 (-1.37)	-0.072** (-2.05)	-0.068* (-1.93)
czh	0.211*** (3.75)	0.265*** (5.69)	0.229*** (5.07)
lnrd	0.186*** (5.97)	0.169*** (4.92)	0.109*** (3.32)
lnac	0.186*** (4.80)	0.129*** (3.86)	0.168*** (4.99)
por	0.120*** (5.08)	0.103*** (4.28)	0.051** (2.00)
$Sigma^2$	0.006*** (14.31)	0.006*** (14.30)	0.005*** (14.00)
R^2	0.8441	0.8440	0.8675

五、研究结论与对策建议

（一）研究结论

1. 从泰尔指数的结果来看，2011—2020年长三角开放经济发展水平存在较大差异。其中长三角总体差异最大，呈现先降后升的总体经济格局。区域间差异是长三角区域差异的主要来源。此外，核心区内差异比边缘区内差异更明显，边缘内差异逐年减少。

2. 从空间格局演化来看，长三角开放经济发展水平具有显著的空间自相关性，2011—2020年长三

角区域内空间集聚现象比较稳定，大部分城市呈现出低集聚特征，且城市的集聚性未发生较大的变化。

3. 从开放经济空间溢出效应来看，第三产业比重、城镇居民年均消费支出及口岸数量占长三角总量比对经济开放水平的提高具有显著的促进作用；公路网密度对相邻地区具有显著的正向空间溢出效应；互联网普及率及城镇化率对长三角开放经济具有显著的正向空间溢出效应；R&D经费支出对开放经济具有显著的负向空间溢出效应。

（二）对策建议

1. 目前，我国三次产业主要呈现“三二一”的格局，加快第三产业的发展是促进长三角开放经济发展的重要举措。为此，需要加强专业人才支撑，进行学历教育与培训资格教育相融合的教育发展模式，培养创新化、国际化人才。加快5G、大数据、云计算等新一代信息基础设施部署，推动产业数字化转型，优化结构。统筹协调产业数字化空间布局，发挥长三角区域集群优势打造数字化产业示范区。

2. 以高速铁路网络为主干，长江黄金水产为支点，守善长三角地区复合交通网络。以通道能力为重点，完善高速铁路环状布局，优化普速铁路网络。加大长三角立体交通建设力度，打造城际交通网，实现内联外通。完善长三角交通基础设施，加强中心城市与其他城市路线的对接，进一步实现长三角地区交通运输更高质量的一体化发展。

3. 城镇化水平提质增量，扩展基层乡镇的管理权限，不仅要聚集人口，还要提升质量。就业是城镇化基础，完善工作与社会保障制度，动态调整就业相关制度，提高社会整体保障水平，建立具有地方特色的社保制度框架。通过数字赋能助推新型城镇化发展，推进数字化建设，从要素资源的配置层面塑造城镇化新体系，补齐公共产品，释放要素优化空间配置的红利。▲

参考文献：

[1]冯晓华，邱思远.长三角城市经济高质量发展水平测度及收敛性研究[J].资源开发与市场,2022(8):955-963.

[2]闫东升，何甜，陈雯.人口集聚、经济扩散及其不一致情况——来自长三角的经验研究[J].经济地理,2017(09).

[3]郝园园，曹洪忠.长三角地区产业结构变迁与经济增长关系的统计检验[J].统计与决策,2022(14):95-100.

[4]黎文勇.中国区域经济高质量发展水平测度——以长三角地区为例[J].统计与决策,2022(13):21-25.

[5]杨洪伟，方叶兵，钱宏健.长三角科技创新效率与经济高质量发展耦合协调关系[J].资源开发与市场,2022(9):1101-1108+1144.

[6]顾欣，韦柳馨.RCEP视角下推进长三角地区开放型经济高质量发展的路径与对策研究[J].现代经济探讨,2022,(3):60-69.

[7]谢守红，甘晨.长三角城市群对外开放与经济增长的实证分析[J].浙江师范大学学报(社会科学版),2017(4):35-43.

[8]王春丽，宣凯.从外向型到开放型的经济体制跃迁与实践进路[J].江汉论坛,2021(10):34-40.

[9]孙敬水，林晓炜.开放型经济的评价体系研究进展[J].国际经贸探索,2016(2):34-47.

[10]钞小静，任保平.中国经济增长结构与经济增长质量的实证研究[J].当代经济科学,2011(6):50-56+123-124.

[11]肖俊夫，林勇.内陆开放型经济指标评价体系的构建[J].统计与决策,2009(9):46-48.

[12]岳兴程，汪五一，张云佳.中国开放型经济发展水平的空间分布与演化特征[J].统计与决策,2021(21):98-103.

[13]李光辉，黄华.“十四五”时期我国边疆开放型经济发展战略研究[J].国际贸易,2021(10):66-74.

[14]周志莹.开放型经济高质量发展指标测度及跨区域比较——以南京等八城市为例[J].江苏大学学报(社会科学版),2021(6):41-48.

[15]黄伟新，龚新蜀.我国沿边地区开放型经济发展水平评价及影响因素的实证分析[J].经济问题探索,2014(1):39-45.

[16]程艺，刘慧，宋涛，等.中国西南地区对外经济发展的时空格局及驱动因素[J].世界地理研究,2018(4):77-89.

[17]马卫,黄晓燕,曹小曙.“一带一路”沿线国家开放度时空格局机器影响因素[J].干旱区地理,2020,43(05).

[18]尹亮亮，刘晓俊，孙焕宇.区域经济开放度评价体系研究[J].合作经济与科技,2015(5):22-23.

[19]周春山，黄婉玲，刘扬.中国城市经济开放度时空演化及影响因素[J].地域研究与开发,2018(2):1-8.

[20]Masahisa Fujita, Paul R Krugan, Anthony J. Venables. The Spatial Economy: Cites, Regions and International Trade[M]. Cambridge: The MIT Press,1999.

[21]Lucas R E. On the mechanics of economic development [J]. Journal of Monetary Economics,1988(1):3-42.

[22]Keller W. Geographic localization of International Technology Diffusion[J].NBER Working paper.2000.

[23]徐东波，刘雅珍，孙若涵.中国与东盟国家经济增长的空间溢出——基于空间面板杜宾的实证分析[J].2019(1):119-126,138.

[24]焦敬娟，王娇娥，程珂.中国区域创新能力空间演化及其空间溢出效应[J].经济地理,2017(9):11-18.

[25]马明，唐乐.珠三角城市群数字经济对全要素生产率的影响及其空间溢出效应,商业经济研究,2022(14)：158-161.

[26]王群勇，王西贝.高铁对城市经济增长的差异性溢出效应研究,经济纵横,2022(3):47-58.