

长江三角洲经济增长空间溢出 效应的测度与分解

孙晓露¹ 闫东升²¹

(1. 南京大学 经济学院, 中国江苏 南京 210093;

2. 南京大学 长江产业经济研究院, 中国江苏 南京 210093)

【摘要】 基于长江三角洲 42 个城市 2000—2017 年面板数据, 在对城市群经济格局演变分析基础上, 采用空间杜宾模型对城市经济增长空间溢出效应进行测算与分解。研究发现: 尽管长江三角洲 GDP 空间分布呈现相对稳定的“核心—边缘”格局, 但 2000—2017 年不均衡指数的下降表明扩散效应的显现。经济增长呈现显著正向空间溢出效应且表现出较强稳健性, 但不同因素的效应存在差异, 特别是间接效应差异更为明显。基于空间计量的空间溢出效应分解发现, 核心区溢出效应显著大于边缘区, 且随着一体化进程推进, 溢出效应也出现明显增强; 空间溢出效应随距离增加呈现“倒 U”型趋势, 超过 400km 后溢出效应仍然较强的现象, 表明一定范围内城市数量增加, 有利于有效发挥空间溢出效应实现区域经济协同增长。

【关键词】 经济增长 测度与分解 区域一体化 “核心—边缘”格局

【中图分类号】 F061.2 **【文献标志码】** A **【文章编号】** 1000-8462 (2021) 01-0066-08

作为全球范围内普遍、长期存在的一种经济现象, 区域发展差距始终吸引着社会各界广泛关注^[1-2]。尽管一定范围的差距有利于要素流动、资源优化配置等, 但长期、悬殊的差距不仅削弱经济发展效率, 而且不利于社会和谐稳定^[2]。改革开放以来, 我国“沿海偏向性”发展战略带来多层次发展差距; 随着综合国力提升、区域差距负面效应的显现, 近年来发展战略越来越多体现“区域协调”理念, 如西部大开发、中部崛起、东北振兴和城市群战略等^[3-6]。当前, 面对依然显著区域差距、我国社会主要矛盾转变和发展阶段转型等, “十九大”报告提出“促进区域协调发展”战略目标, 这表明推动区域发展差距缩小, 成为实现我国高质量发展的重要基础和需要迫切解决难题, 对这一问题的研究具有较强理论与现实意义。

制定政策推动区域发展差距缩小, 前提在于准确把握区域发展差距演变及其驱动因素。城市群是我国参与全球竞争和推动区域协调发展的主阵地, 对这一空间主体区域发展格局演变研究, 对更大范围协同发展也具有较强示范效应^[2, 4-6]。作为我国发展水平最高的城市群之一, 长江三角洲区域发展差距相关问题也成为研究热点, 学者采用 GDP、人均 GDP 或综合指数等差异化指标, 基于重心、不均衡指数及空间自相关方法的研究发现, 发达地区以上海为核心向外围扩散同时, 区域发展“核心—边缘”格局始终存在, 且近年来区域发展差距呈现缩小趋势, 但与发达国家相比差距依然显著^[2, 7-9]。学者基于定性分析或定量研究方法, 对区域发展格局演变驱动因素研究发现, 这一过程是地理区位、历史基础、投资、出口、消费、制度、劳动力、技术和产业结构

作者简介: 孙晓露(1984-), 女, 江苏南京人, 博士研究生, 主要研究方向为产业经济学。E-mail:85945308@qq.com

闫东升(1990-), 男, 河南项城人, 助理研究员, 主要研究方向为区域发展与规划。E-mail:yds1223@163.com

基金项目: 国家自然科学基金项目(41871119); 南京大学长江三角洲经济社会发展研究中心重大项目(CYD-2020018)

等因素综合作用结果^[2-3,7-9]；与此同时，随着产业分工深化、交通设施完善和一体化深入，城市间“空间相互作用力”在区域发展格局演变中发挥着越来越重要作用，忽视这一因素成为相关研究的不足^[10-11]。随着研究深入，理论与实践都发现经济增长不仅受到“内生因素”驱动，也越来越受到其他区域发展影响，即要素跨区域流动、地方发展竞争效应和示范效应、地区间产业关联等带来的“空间溢出效应”，成为影响城市经济增长和相关政策制定重要力量^[5-6,10-11]。近年来，学者基于空间计量模型、空间MRW和广义脉冲响应函数等方法，对长江三角洲经济发展、创新、雾霾污染、区域差异、生产效率等的空间溢出效应进行测度，从实践上检验了空间溢出效应的存在^[2,4,6,12-15]。总体上，对“空间溢出效应”这一现象的关注相对欠缺，且多数研究聚焦于创新等经济增长要素“空间溢出效应”的测度，对区域经济增长溢出效应测度相对欠缺；部分对经济增长溢出效应研究中，往往忽视了区域、时间上的对比，难以从更深层次把握这一效应的演变^[6,16]。这些都成为当前研究的不足，也是本文研究重要的补充、创新方向。

在长江三角洲区域一体化发展上升为国家战略阶段，本文基于《长江三角洲区域一体化发展规划纲要》，以江浙沪皖三省一市作为研究区域，总体呈现以上海市为中心的“核心—边缘⁽¹⁾”格局。具体研究中，“空间溢出效应”对地理尺度具有较高敏感性，直接关乎研究结论^[5,17]。本文兼顾数据可行性与结论可信度，以地级市为基本单元，采用不均衡指数、集中度等方法，对长江三角洲经济格局演变进行研究，并基于空间计量模型，对经济增长空间溢出效应进行测度、分解，深入探讨城市之间相互作用关系，为一体化相关政策的制定提供科学依据。

1 研究方法 with 数据来源

1.1 空间溢出效应测度方法

常见的空间计量模型包括空间滞后模型（SLM）、空间误差模型（SEM）、空间杜宾模型（SDM）。借鉴相关研究^[17-19]，构建如下基本模型：

$$Y_{it} = \beta X_{it} + \phi \sum_{j=1}^N W_{ij} X_{jt} + \rho \sum_{j=1}^N W_{ij} Y_{jt} + \mu_i + v_t + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

式中： Y_{it} 、 X_{it} 为第 t 年区域 i 、 j 的因变量和自变量的观测值； W_{ij} 为空间权重矩阵； β 为自变量的待估参数； ρ 为因变量的空间滞后系数； ϕ 为自变量的空间回归系数； μ_i 、 v_t 分别代表空间效应和时间效应； ε_{it} 为服从独立同分布的随机误差项。当 $\phi=0$ 、 $\rho \neq 0$ 时，公式（1）蜕化为 SLM 模型；当 $\phi + \rho \beta = 0$ 时，公式（1）蜕化为 SEM 模型。

空间权重矩阵设定是空间计量的关键，参考相关研究^[2,20]，利用城市地理中心之间的距离构建空间权重矩阵。具体方法为：

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

式中： d_{ij} 代表 i 和 j 两个城市地理中心之间的欧氏距离。

利用空间计量模型估计之前，需先进行区域发展差距的空间相关性检验。本文采用全局自相关的 Moran' sI 指数，对城市群经济格局的空间相关性进行检验^[2,19]：

$$I = \frac{n \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n w_{ij} (x_i - \bar{x})(y_i - \bar{y})}{\sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n w_{ij} \sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x})^2} \quad (3)$$

式中： x_i 、 y_i 为地理单元 i 或 j 的 GDP； n 为区域个数； $\bar{x}$ 为区域 GDP 均值； w_{ij} 为地理单元 i 临近单元的空间权重。

本文采用 LM 等检验对模型进行选择^[21]。此外，考虑到空间相关性存在违反了 OLS 估计中观测值相互独立的假定，本文采用极大似然法估计空间计量模型中相关参数^[20-21]。

1.2 时空格局演变研究方法

(1) 不均衡指数。使用不均衡指数测度经济非均衡格局^[22]，计算公式如下：

$$E = \sqrt{\frac{\sum_{i=1}^n \left[\frac{\sqrt{2}}{2} (X_i - Y_i) \right]^2}{n}} \quad (4)$$

式中： n 为研究单元数； X_i 表示城市 i 的 GDP 占城市群比重； Y_i 表示城市 i 面积占城市群比重。不均衡指数反映城市群经济集聚度及演变趋势， E 越小表明分布越均衡，反之越不均衡。

(2) 地理集中度。基于地理集中度对比经济空间分布格局与演变^[22]，计算公式如下：

$$R_{GDP_i} = \frac{GDP_i / GDP_t}{LAND_i / LAND} \quad (5)$$

式中： R_{GDP_i} 分别表示 t 年地区 i 的经济地理集中度； GDP_{it} 、 $LAND_i$ 分别表示 t 年地区 i 的 GDP、国土面积； GDP_t 、 $LAND$ 分别表示 t 年区域 GDP、国土面积总量。

1.3 数据来源与说明

借鉴相关研究成果^[23]，本文认为经济产出 (Y) 主要来自于劳动力 (L)、资本 (K) 投入以及其他控制变量 (CV)。对此，构建如下经济核算模型：

$$\ln Y_{it} = \beta_0 + \beta_1 \ln L_{it} + \beta_2 \ln K_{it} + \lambda_j \sum_{j=1}^k CV(J)_{it} + \varepsilon_{it} \quad (6)$$

式中：i 表示第 i 个城市；t 表示年份；Y 表示经济总产出，用 GDP 进行表征；L 表示劳动投入，用就业人口进行表征；K 表示资本投入，用资本存量进行表征； $\sum_{j=1}^k CV(J)_{it}$ 表示 k 个控制变量。本文重点选择对外开放度、财政水平及交通可达性作为控制变量，并分别采用外贸依存度、人均财政支出和公路密度进行表征（表 1）。

本文数据主要来源于统计年鉴、统计公报等。同时，本文对相关数据进行以下处理：(1) 以 2010 年行政区划为基准 1，涉及区划调整的数据，以县级数据为参考进行估算，并参照增长率估算；(2) 经济数据以 2000 年为基准，结合价格指数对数据进行调整（缺失的城市指数以省级数据替代）；(3) 城市资本存量估算，首先参考张军等^[24]、单豪杰^[25]研究方法，对省域尺度资本存量进行计算，借鉴张学良^[11]研究方法对城市资本存量进行估算，具体为 2000 年城市资本存量以固定资产投资比重进行分配，2001—2017 年资本存量按照城市年度固定资产投资量对省级资本存量的增量进行分配，循环累加获得城市资本存量；(5) 行政区划数据来源于国家科技基础条件平台——国家地球系统科学数据共享平台（<http://www.geodata.cn/>）。

2 长江三角洲经济空间格局及其演变研究

2.1 宏观上经济集聚效应稳步增强

2000—2017 年，长江三角洲 GDP 占全国比重呈现稳步增长态势（图 1），表征了长江三角洲经济集聚效应的增强。近年来，伴随着沿海要素成本的上升、国家宏观战略的调控等，部分中西部地区吸引越来越多国内外投资，并推动我国经济格局的转变，但长江三角洲经济依然呈现较快增长态势，这一方面表明廉价要素成本并不是吸引要素的唯一因素，如近年来上海劳动力等成本上升与外资快速增长并存现象；另一方面也表明在地方政府的竞争过程中，省域或就近的产业转移依然占据主导地位，即城市群内经济格局演变，依然主导着我国经济格局宏观格局。

表 1 模型变量说明与描述性统计

变量	含义	单位	样本数	均值	最大值	标准差
产出（Y）	GDP 总量	亿元	756	1654.85	23727.24	2567.17
劳动（L）	就业总人口	万人	756	300.54	1372.65	189.34
资本（K）	资本存量	亿元	756	4145.50	52234.16	5869.61
开放水平（FT）	外贸依存度	%	756	0.34	2.83	0.44
财政水平（Fin）	人均财政支出	万元	756	0.42	2.70	0.37
交通状况（Road）	单位面积公路通行里程	km/km ²	756	1.06	2.44	0.47

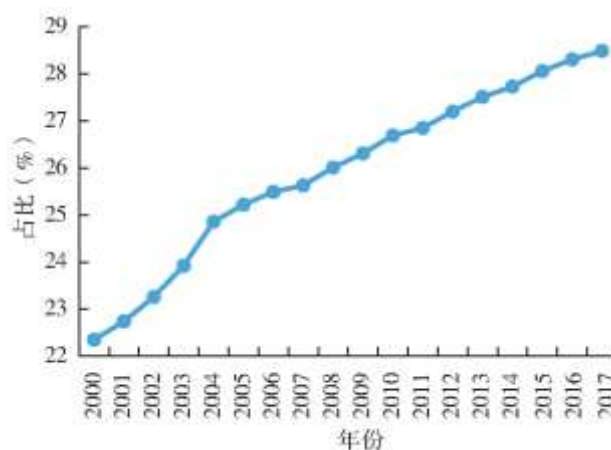


图 1 2000—2017 年长江三角洲 GDP 占全国比重演变

2.2 总体上 GDP “倒 U” 型集散演变态势

基于不均衡指数的 GDP 空间分布总体格局测度发现（表 2），2000—2017 年不均衡指数从 0.0251 下降到 0.0227，呈现扩散化态势。从时间趋势看，不均衡指数 2000—2004 年上涨、2004—2017 年下降的“倒 U”型演变趋势，即初期要素向部分城市快速集聚，带来不均衡指数的上涨；而后，随着改革开放深化、宏观格局上要素集散演变及政府对区域发展格局调控等，经济扩散效应开始显现，带来不均衡指数下降。

2.3 城市尺度上“核心—边缘”格局的稳态

采用经济集中度指标，以不均衡指数转变为时间节点，进一步对比研究城市尺度发展演变态势（图 2）。研究发现，2000—2017 年长江三角洲经济集中度空间格局呈现以下特征：

（1）城市群经济集中度呈现明显区域差异，“核心—边缘”格局较为明显，即经济较为发达的核心区城市经济集中度显著高于边缘区城市，且这一区域差异呈现较强的稳定性，特别是沪宁沿线始终是经济集中度高值区。

（2）对经济集中度演变具体分析发现，2000—2004 年主要表现为嘉兴、合肥、马鞍山、舟山等城市经济集中度的显著增加和阜阳、盐城、温州等城市经济集中度的显著下降，高值区为主的增加和低值区为主的下降带来不均衡指数的进一步上升。2004—2017 年主要表现为芜湖、淮北、扬州、泰州、盐城、淮安等城市的显著增长和嘉兴、宁波、温州、上海等城市的显著下降，部分发达城市集中度的下降、欠发达城市集中度的增长，带来不均衡指数的显著下降。总体上，部分欠发达城市依托园区共建、承接产业转移实现经济快速增长，带来经济格局转变，但区域经济集中度差异依然显著。

3 经济增长驱动因素与空间溢出效应的测度

3.1 计量模型的选择

全局自相关测度发现（表 3）：Moran's I 值显著为正，表明经济空间分布均存在较强空间集聚现象。此外，2000—2017 年 Moran's I 值呈现上升趋势，表明在 GDP 扩散同时，城市群经济空间集聚格局也有所增强，这也是后续对“空间溢出效应”测度的重要基础。但 2008 年以来 Moran's I 值增长的放缓，也进一步印证了金融危机冲击下长江三角洲经济格局转变。

表 2 2000—2017 年城市群经济不均衡指数演变

	2000	2001	2002	2003	2004	2005	2006	2007	2008	2009	2010	2011	2012	2013	2014	2015	2016	2017
不均衡	0.025	0.025	0.02	0.025	0.025	0.025	0.025	0.025	0.025	0.024	0.024	0.023	0.023	0.023	0.023	0.022	0.022	0.022
指数	1	2	53	3	4	2	1	2	0	6	3	9	5	3	1	9	8	7



图 2 2000—2017 年长江三角洲经济集中度演变格局

表 3 2000—2017 年长江三角洲 GDP 格局的全局自相关结果

	2000	2001	2002	2003	2004	2005	2006	2007	2008	2009	2010	2011	2012	2013	2014	2015	2016	2017
Moran's I	0.131	0.135	0.140	0.149	0.154	0.161	0.166	0.167	0.170	0.173	0.176	0.179	0.182	0.185	0.187	0.187	0.187	0.187
Z (I)	3.776	3.494	3.175	3.490	4.075	4.312	3.569	4.208	3.589	3.629	3.790	4.581	3.862	3.917	3.932	4.062	4.417	3.427

空间计量之前，有必要甄选最适合本文研究需要的模型（表 4）：首先，基于拉格朗日乘数（LM）、稳健拉格朗日乘数（RobustLM）的检验表明，SEM、SLM 的 LM、RobustLM 统计量均在 0.1 水平上显著，表明经济增长驱动因素的 SLM 模型优于 SEM，即存在显著的空间依赖性；其次，基于瓦尔德（Walds）、似然比（LR）判断 SDM 是否可以简化为 SEM、SLM，结果表明 SDM 不可简化为 SLM、SEM；此外，Haus - man 检验结果说明，面板模型选择固定效应较为合适^[18-19]。

表 4 空间面板模型的检验结果

检验方法	统计量	p 值
LM-lag	49.58	0.000
Robust LM-lag	27.19	0.001
LM-error	25.16	0.019
Robust LM-error	49.57	0.029
Wald-spatial lag	83.00	0.000
LR-spatial lag	64.73	0.000
Wald-spatial error	52.18	0.000

LR-spatial error	89.30	0.000
Hausman	6.30	0.039

3.2 经济增长驱动因素的估计

本文采用极大似然法对模型系数进行估计^[18-19]，具体估计结果见表 5。模型估计的拟合优度为 0.959，表明本文的模型设定具有一定的科学性。具体而言，就业人口、资本存量、外贸依存度、财政与道路密度等都对城市的经济增长具有正向的影响，且估计系数均通过 1%的显著性水平检验。此外，相关因素的空间滞后系数存在显著差异，表现为资本显著的正向溢出效应、财政显著的负向溢出效应、就业人口不显著的负向溢出效应及开放水平、交通状况的不显著正向溢出效应，这显示了城市之间对要素竞争的差异。总体上，经济增长空间溢出效应为 0.498，且通过 1%显著性水平检验，这表明城市群经济增长具有显著正向空间溢出效应，与多数研究结论相一致^[2]。

表 5 城市群经济溢出效应的估计结果

变量	估计结果	变量	估计结果
lnL	0.193*** (9.62)	W×lnL	-0.0455 (-0.31)
lnK	0.796*** (41.00)	W×lnK	1.996*** (7.39)
FT	0.117*** (4.23)	W×FT	0.0389 (0.16)
Fin	0.104** (2.27)	W×Fin	-1.127*** (-3.37)
Road	0.199*** (6.37)	W×Road	0.183 (0.86)
Adj. R ²	0.959	ρ	0.498*** (6.53)
Log L	642.298	观测值	756

注：*、**、***分别表示 1%、5%、10%显著性水平，括号内为 t 统计量，下同。

3.3 基于不同空间权重矩阵的稳健性检验

为检验估计结果的稳健性，构建距离邻接关系的矩阵与基于地理距离倒数平方的矩阵，对相关估计结果进行再估计，具体结果见表 6。综合对比表 5、表 6 发现：(1) ρ 的估计结果均显著为正、通过 1%显著性水平检验，表明基于距离矩阵的测度具有较强的稳健性。(2) 从就业人口、资本存量、对外依存度、财政与交通等相关因素的回归系数看，与表 5 中估计结果的系数、对比等基本一致，说明本文选择的相关因素对城市经济增长具有较为稳健的促进作用。(3) 对相关因素的空间滞后系数符号、对比发现，表 6 中的结果与表 5 对比，同样具有较强稳健性。

基于空间杜宾模型测度表明，长江三角洲经济增长存在显著空间溢出效应。基于不同权重矩阵的估计表明，本文估计结果具有较强稳健性，这也为本文进一步对空间溢出效应的分解、对比研究不同时空下的溢出效应演变等提供了基础。下文研究中，均以城市距离衰减的空间权重矩阵为基础展开。

4 经济增长驱动因素与空间溢出效应的分解与对比

4.1 经济增长驱动因素效应分解

空间杜宾模型既包含因变量的空间滞后项，也包含自变量的空间滞后项，进而导致表 5 中 SDM 估计系数可能存在一定的偏差；本文利用效应分解方法，将自变量影响因变量的总效应分解为直接效应、间接效应^[19]。采用 Lesage 等提出的“求偏微分法”^[26]，对空间溢出效应中的直接效应、间接效应进行测度，具体结果见表 7。

表 6 不同空间权重矩阵的估计结果

变量	邻接矩阵	距离平方	变量	邻接矩阵	距离平方
lnL	0.180*** (8.39)	0.196*** (9.48)	W×lnL	-0.0975** (-1.96)	-0.0795 (-1.22)
lnK	0.789*** (37.12)	0.783*** (38.80)	W×lnK	0.342*** (5.58)	0.636*** (5.57)
FT	0.157*** (5.32)	0.119*** (4.10)	W×FT	-0.0102 (-0.23)	0.0611 (0.61)
Fin	0.132*** (2.65)	0.132*** (2.75)	W×Fin	-0.526*** (-4.85)	-0.716*** (-4.27)
Road	0.224*** (6.29)	0.183*** (5.49)	W×Road	-0.0314 (-0.52)	0.0968 (1.03)
Adj. R ²	0.959	0.960		0.323***	0.494***
Log L	610.147	641.574	ρ	(7.54)	(19.33)

表 7 城市群空间杜宾模型的效应分解

变量	总效应	直接效应	间接效应
lnL	0.0591 (0.99)	0.202*** (9.46)	-0.143** (-2.18)
lnK	1.152*** (20.14)	0.773*** (34.89)	0.379*** (5.71)
FT	0.0573 (0.58)	0.122*** (4.19)	-0.0645 (-0.60)
Fin	-0.424 (-1.05)	0.136*** (2.78)	-0.560*** (-3.59)
Road	0.154* (1.87)	0.204*** (5.69)	-0.0498 (-0.47)

总体上，5 个自变量的直接效应系数均显著为正，这表明就业人口、资本存量、对外依存度、人均财政支出和道路密度等，都对经济增长产生明显促进作用。不同因素的间接效应存在差异：资本存量的间接效应显著为正，表明这一因素对城市群经济增长具有显著的空间溢出效应；就业人口的间接效应为负且通过 5%显著性水平检验，表明在城市群范围内城市间存在较强的劳动力竞争；外商直接投资的锁定战略等^[27]带来的对外开放集聚化趋势下，外贸依存度的间接效应为负，但并未通过显著性检验；人均财政支出的间接效应为负且通过 1%的显著性检验，表明地方政府主要表现为资源的“虹吸效应”，特别是跨省边界的存在使得间接效应显著为负；要素流动受到交通状况的影响，以道路密度为表征的交通可达性测度中，间接效应为负但不显著，表明交通可达性的提高在长江三角洲表现为一定的“虹吸效应”。

直接效应与间接效应的差异，带来城市群总效应的差异。直接效应与间接效应的综合作用，使得总效应中资本存量、道路密度的系数为正且均通过 10%的显著性水平检验，前者由于直接效应、间接效应均显著为正，后者表现为正的直接效应显著高于负的间接效应；正的直接效应与负的间接效应，且对本城市带动作用更强的现象，带来对外开放水平总效应不显著的正效应；直接效应与间接效应的差异，导致就业人口、财政支出总效应的差异，具体表现为就业人口直接效应较强、财政支出中间接效应更强的缘故，带来就业人口总效应为正而财政效应的总效应为负，但均不显著。不同因素效应的差异，表明要素的差异化流动、布局等，对城市群经济增长产生不同效应。

4.2 空间溢出效应的区域差异

将城市群进一步分为核心区、边缘区两个区域，对不同区域经济增长驱动因素进行对比研究。结果表明（表 8），核心区、边缘区经济增长空间溢出效应均显著为正，且都通过 1% 的显著性水平检验，说明所有区域经济增长均存在显著的空间溢出效应，核心区溢出效应要强于边缘区。从相关驱动因素的回归系数看，不同区域城市经济增长动力不同，如核心区较高的劳动力贡献率、较低的资本贡献率等；此外，从驱动因素的滞后系数看，如对外开放的正负对比等，也说明对于不同发展水平的区域而言，要素的溢出效应也存在一定差异，这些都表明在制定相关政策推动区域均衡发展过程中，应尽力做到政策的“因地制宜”。

4.3 空间溢出效应的时间对比

空间溢出效应表征了城市群总体的“集聚”或“扩散”效应，发展初期集聚作用主导并表现为集聚效应，而发展后期扩散效应开始显现，这表现为空间溢出效应的差异^[2, 5, 22]。对长江三角洲 2000—2008、2008—2017 年经济增长驱动因素的空间计量对比表明（表 9），不同阶段经济增长均表现为显著空间溢出效应，而伴随着时间演进而来的交通设施的完善、区域一体化的深化等，空间溢出效应也出现了明显的增强。此外，2000—2008 年与 2008—2017 年相比，不同因素对城市群经济增长的影响也出现了显著变化，如经济增长驱动因素滞后效应中就业人口由负转正、外贸的由正转负等，同样表明城市群不同时期发展特征的显著差异，说明相关政策制定要“因时制宜”。

4.4 空间溢出效应的地理距离变动分解

采用距离负指数衰减形式构造空间权重矩阵，并按照 25km 的距离进行递增，进而测算不同距离阈值下空间溢出效应（图 3），考察长江三角洲经济增长空间溢出效应随地理距离变化具体情况^[27]。结果表明，随着地理距离的增加，长江三角洲经济增长空间溢出效应呈先增强后下降的“倒 U”型特征，400km 后随着城市数量增加，空间溢出效应虽波动下降，但溢出效应仍然较强。随距离增加空间溢出效应的波动状态，与城市群内城市空间结构有关，即长江三角洲总体格局呈相对规则圆形，且沪宁杭合 4 个中心城市的均匀分布，这也说明空间溢出效应受到大城市较强影响^[5]。

表 8 不同区域的经济增长的空间杜宾模型估计结果

变量	核心区	边缘区
lnL	0.426*** (12.21)	0.216*** (7.89)
lnK	0.638*** (21.52)	0.713*** (29.03)
FT	0.155*** (5.88)	0.420*** (4.39)
Fin	0.253*** (5.21)	0.448*** (4.75)
Road	0.0611** (2.25)	0.324*** (7.43)
Adj. R ²	0.977	0.919
Log L	563.815	350.044
W×lnL	0.403 (1.08)	-0.740*** (-3.90)
W×lnK	0.911*** (266)	1.235*** (5.20)
W×FT	0.456** (2.31)	-2.709*** (-3.28)
W×Fin	-3.550*** (-7.26)	-3.501*** (-7.64)
W×Road	0.164 (0.78)	-1.037*** (-3.30)
ρ	0.785*** (19.34)	0.297*** (3.19)
观测值	288	468

表 9 不同时期的经济增长的空间杜宾模型估计结果

变量	2000—2008	2008—2017
lnL	0.210*** (8.52)	0.347*** (5.06)
lnK	0.748*** (33.16)	0.879*** (30.71)
FT	0.175*** (4.14)	0.164*** (3.69)
Fin	0.952*** (3.64)	0.512*** (5.94)
Road	0.133*** (3.17)	2.362*** (5.73)
Adj. R ²	0.969	0.942
Log L	496.238	666.558
W×lnL	-0.582*** (-3.16)	0.441* (1.78)
W×lnK	1.764*** (5.08)	2.567*** (6.23)
W×FT	1.262*** (2.65)	-1.078*** (-2.82)
W×Fin	-4.081** (-2.53)	-0.788 (-1.59)
W×Road	0.341 (1.33)	-0.371 (-1.16)
ρ	0.282* (1.93)	0.781*** (13.40)
观测值	378	420

根据不同距离下的空间溢出效应的演变特征,可分3个区间进行讨论:50~100km为第一区间,临近城市数量较少,且城市之间对资源设施、人力资本、外商投资等竞争较激烈,经济增长空间溢出效应明显较弱。100~400km为第二区间,城市之间能够有效地共享经济资源、基础设施等,形成良好合作与分工,空间溢出效应随距离增加逐渐增强,而400km也是上海覆盖合肥这一区域中心城市的直线地理范围。第三区间为400~800km,随着距离增加、城市数量增多,基于城市联系网络的区域关联变得更加复杂,城市发展梯度扩大为溢出效应的强化提供了可能,距离扩大也可能带来要素交流机会的减少,综合表现为空间溢出效应的波动下降,但空间溢出效应仍具有较高水平的现象,表明在一定范围内,随着距离扩大带来的城市数量增加,为通过发挥空间溢出效应,进而实现更大范围的区域经济协同增长提供了可能。

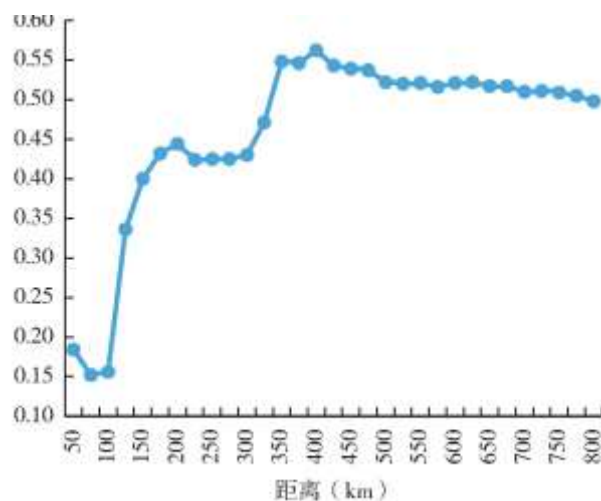


图3 随地理距离变动的经济增长空间溢出效应

注:空间溢出效应均通过1%显著性水平检验。

5 结论与讨论

以我国最为发达的长江三角洲为研究区域，在对城市群经济格局演变分析基础上，采用空间计量方法对城市群经济增长的驱动因素及空间溢出效应进行测度、分解。主要结论如下：

第一，伴随着长江三角洲 GDP 占我国比重稳步提升，区域发展的“核心—边缘”格局始终呈现较强稳定性。不均衡指数的“倒 U”型演变，表征了区域 GDP 先集聚后扩散的演变趋势，基于经济集中度的空间分析也印证了这一规律，即在要素成本上升、宏观政策调控等驱动下，边缘区城市经济集中度呈现一定程度的提升，进而带来区域发展的均衡转向。

第二，显著的全局自相关，进一步印证了区域经济的空间集聚特征。基于空间杜宾模型的经济增长驱动因素测度表明，长江三角洲经济增长具有显著的正向空间溢出效应，且就业人口、资本存量、外贸依存度、财政与道路密度等都是驱动经济增长的重要力量。基于不同空间权重矩阵的稳健性检验表明，本文的研究结论具有一定的科学性。

第三，经济增长驱动因素及空间溢出效应的分解发现：(1)不同因素对经济增长的拉动效应存在差异，特别是在溢出效应方面存在更为显著的差异。(2)核心与边缘的空间溢出效应存在差异，表明不同发展阶段城市间相互作用有所不同，要求政策制定应“因地制宜”。(3)尽管不同时期的空间溢出效应均显著为正，但随着交通设施完善、一体化进程深化等，这一效应也出现了明显的提升，表明相关政策的制定应“与时俱进”。(4)基于地理距离变化的测度发现，长江三角洲经济增长空间溢出效应与距离关系呈“倒 U”型趋势，超过 400km 后溢出效应仍然较强，表明一定范围内城市数量的增加，能够通过发挥空间溢出效应，有效带动欠发达城市经济增长与区域经济协调发展。

空间溢出效应表征城市之间相互作用关系，对这一效应的准确测度，能够为相关政策制定提供科学参考。长江三角洲经济增长中显著的空间溢出效应表明，未来制定相关政策推动区域均衡发展过程中，重点在于通过体制机制创新，破除一体化发展中存在的壁垒，充分利用城市间溢出效应与相互作用等，化城市间恶性竞争为良性竞合，实现区域均衡的更高质量一体化发展。在此过程中，面对不同区域、不同时期经济增长驱动因素与空间溢出效应的差异，相关政策的制定不应“一刀切”，更要基于发展实际制定“因地制宜”“与时俱进”的针对性政策，以提高政策精准性。此外，本文研究也存在一定不足：重点测度城市尺度下长江三角洲经济增长空间溢出效应，更细尺度的研究相对欠缺，忽视了城市内部、区县（市）之间的经济增长溢出效应；对具体城市间的相互作用方向以及空间溢出效应的作用机制与影响因素等，都缺乏深入的研究，这些都是未来深化研究的重要方向。

参考文献：

- [1]Giuliani E. The selective nature of knowledge networks in clusters:evidence from the wine industry[J]. Journal of Economic Geography, 2007 (7):139-168.
- [2]闫东升, 王晖, 孙伟. 长江三角洲区域发展差距时空演变驱动因素研究[J]. 长江流域资源与环境, 2019, 28(3):517-529.
- [3]Wei Y H D, Danlin Yu, Chen X J. Scale, agglomeration, and regional inequality in provincial China[J]. Tijdschrift Voor Economische En Sociale Geografie, 2011, 102(4):406-425.
- [4]毕秀晶, 宁越敏. 长三角大都市区空间溢出与城市群集聚扩散的空间计量分析[J]. 经济地理, 2013, 33(1):46-53.
- [5]孙斌栋, 丁嵩. 大城市有利于小城市的经济增长吗? ——来自长三角城市群的证据[J]. 地理研究, 2016, 35(9):1615-1625.

-
- [6]张可. 经济集聚与区域创新的交互影响及空间溢出[J]. 金融研究, 2019(5):96-114.
- [7]段学军, 虞孝感, 刘新. 长江三角洲地区 30 年来区域发展特征初析[J]. 经济地理, 2009, 29(2):185-192.
- [8]沈惊宏, 余兆旺, 石张宇, 等. 多尺度的泛长江三角洲经济空间格局演变[J]. 经济地理, 2016, 36(2):19-26.
- [9]秦贤宏, 段学军. 长三角极化区形成过程中的经济梯度演变特征及政策启示[J]. 长江流域资源与环境, 2018, 27(6):1179-1185.
- [10]Ter Wal ALJ, Boschma RA. Applying social network analysis in economic geography: Framing some key analytic issues[J]. The Annals of Regional Science, 2009, 43(3):739-756.
- [11]张学良. 长三角地区经济收敛及其作用机制: 1993~2006[J]. 世界经济, 2010(3):126-140.
- [12]任宏, 李振坤. 中国三大城市群经济增长的影响因素及其空间效应[J]. 城市问题, 2019(10):63-68.
- [13]王承云, 孙飞翔. 长三角城市创新空间的集聚与溢出效应[J]. 地理研究, 2017, 36(6):1042-1052.
- [14]汪聪聪, 王益澄, 马仁锋, 等. 经济集聚对雾霾污染影响的空间计量研究——以长江三角洲地区为例[J]. 长江流域资源与环境, 2019, 28(1):1-11.
- [15]张新林, 仇方道, 王长建, 等. 长三角城市群工业生态效率空间溢出效应及其影响因素[J]. 长江流域资源与环境, 2019, 28(8):1791-1800.
- [16]张安驰, 范从来. 空间自相关性与长三角区域一体化发展的整体推进[J]. 现代经济探讨, 2019(8):15-24.
- [17]王少剑, 王洋, 赵亚博. 1990 年来广东区域发展的空间溢出效应及驱动因素[J]. 地理学报, 2015, 70(6):965-979.
- [18]贾占华, 谷国锋. 东北地区经济结构失衡水平评价及其对经济增长的影响研究——基于空间计量模型分析[J]. 地理科学, 2019, 39(4):636-643.
- [19]徐冬, 黄震方, 黄睿. 基于空间面板计量模型的雾霾对中国城市旅游流影响的空间效应[J]. 地理学报, 2019, 74(4):814-830.
- [20]席强敏, 李国平. 京津冀生产性服务业空间分工特征及溢出效应[J]. 地理学报, 2015, 70(12):1926-1938.
- [21]Anselin L. Spatial econometrics: methods and models[M]. Kluwer Academic Publishers, 1988.
- [22]闫东升, 杨瑾, 高金龙. 长江三角洲人口与经济的非均衡格局及其影响因素研究[J]. 地理科学, 2018, 38(3):376-384.
- [23]汪浩瀚, 徐建军. 市场潜力、空间溢出与制造业集聚[J]. 地理研究, 2018, 37(9):1736-1750.
- [24]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.

[25]单豪杰. 中国资本存量 K 的再估算: 1952-2006 年[J]. 数量经济技术经济研究, 2008(10):17-31.

[26]Le Sage J, Pace R. Introduction to spatial econometrics[M]. New York: CRC Press, 2009.

[27]程开明, 章雅婷. 中国城市创新空间溢出效应测度及分解[J]. 科研管理, 2018, 39(12):86-94.

注释:

1 核心区: 上海、南京、镇江、常州、无锡、苏州、扬州、泰州、南通及杭州、宁波、绍兴、嘉兴、湖州、舟山、台州等。

2 为保证时间序列可比性, 本文保留巢湖市, 共计 42 个研究单元。