

物流产业集聚对区域经济增长的空间溢出效应研究 ——基于长三角城市群的实证分析

王钰, 疏爽

(首都经济贸易大学经济学院, 北京, 100070)

摘要: 以长三角城市群 27 个市 2010—2018 年的面板数据为样本, 探讨物流产业集聚对区域经济增长的影响机制, 运用区位熵测度其物流产业集聚水平; 通过 ESDA 方法测度和研究其经济增长空间相关性、空间集聚性和空间异质性, 并以空间计量模型检验物流产业集聚对经济增长的空间溢出效应。研究表明: 长三角城市群物流产业集聚具有明显的空间非均衡性, 区域经济增长的空间自相关性显著, 物流产业集聚对群内各市的经济增长起到显著促进作用, 同时对其邻市具有正向空间溢出作用。应从合理引导布局、深化开放和匹配效应等方面优化长三角城市群物流产业的空间布局, 进而提升其区域经济增长竞争力。

关键词: 长三角城市群; 区位熵; ESDA 方法; 物流产业集聚; 空间溢出; 空间杜宾模型

中图分类号: F259.2; F127

文献标识码: A

开放科学(资源服务)标识码(OSID)

文章编号: 1672-3104(2021)01-0076-14



一、文献综述

2020 年 5 月, 中共中央政治局常委会会议首次提出, 构建国内国际双循环相互促进的新发展格局。其中, 城市群一体化建设与国内大循环、一带一路倡议与国际大循环密不可分。长三角地区因其地理位置的特殊性, 成为一带一路倡议的海上起始点、城市群建设的重点区域。物流业作为助推城市群建设、影响区域经济发展的重要因素, 已成为我国经济发展的先导性、基础性和战略性产业。在长三角城市群一体化建设中, 物流产业存在规模小、效率低、地区过度竞争、区域发展非均衡等诸多问题。2014 年, 国务院在《物流业发展中长期规划(2014—2020 年)》中提出, 物流业规模化、集聚化和集约化发展将有利于促进经济增长, 推动区域一体化建设。因此, 探讨

长三角物流产业集聚对经济增长的影响, 对推进城市群一体化建设具有现实意义。

在研究物流产业集聚对经济增长的影响方面, 国内外学者做出了诸多贡献, 主要有两种研究方向: 第一, 利用物流产业的生产性服务业特性, 分析其对区域经济增长的影响^[1-3]; 第二, 分析物流产业集聚对经济增长的空间溢出效应^[4-6]。主流观点认为, 物流业作为生产性服务业, 物流业与一、二产业的配合和协同能够促进经济的良性发展^[7-8]。随着物流业与互联网、物联网、大数据等新技术的深度融合, 物流产业的规模也明显扩大^[9-10]。物流业从传统的一般物流方式转变成综合物流方式。新技术的应用使得交通运输、仓储和邮政行业的形势发生深刻变化, 物流产业对制造业等产业的影响更加迅速、直接, 对经济增长的空间溢出效应亦更为明显^[11-12]。

在近年的国外相关研究中, Mori T 认为物流

收稿日期: 2020-07-12; 修回日期: 2020-12-22

基金项目: 国家社会科学基金项目“对中国不同发展阶段减排目标的碳排放权分配机制研究”(14BJL101); 首都经济贸易大学研究生科技创新项目“长三角城市群物流产业集聚对区域经济增长的空间溢出效益”(CUEB2019104)

作者简介: 王钰, 山东文登人, 经济学博士, 首都经济贸易大学经济学院教授、博士生导师, 主要研究方向: 经济发展与经济结构; 疏爽, 安徽宣城人, 首都经济贸易大学经济学院硕士研究生, 主要研究方向: 经济增长, 联系邮箱: ssinahac@163.com

企业在集聚区构建基础设施, 通过共享降低企业的生产和货运成本来促进本地区的经济增长^[13]; Delgado 认为, 产业集聚内的企业可以通过人才空间溢出、技术空间溢出和资本空间溢出等促进区域经济增长^[14]; Yossi 认为物流产业集聚通过第三方物流有形和无形资产协同来影响区域经济增长^[15]; Kayikci 的研究证明了物流产业集群对经济的可持续性发展起重要作用^[16]; Baydar 等认为物流产业的协同合作会提高经济可持续发展水平^[17]。

国内方面, 王珍珍和陈功玉的研究表明, 物流产业集聚水平与制造业经济增长成正相关^[18]。王健和范月娇运用动态面板模型指出: 中国东、中、西部不同区域物流产业集聚水平对经济增长具有空间差异性, 物流产业的集聚水平将直接影响区域的经济增长^[19]。钟昌宝和钱康运用空间计量模型验证了长江经济带物流产业的集聚水平存在空间上的正相关性, 且对经济增长产生积极作用^[20]。徐秋艳和房胜飞认为, 我国物流产业集聚与我国经济增长水平之间存在空间相关性, 物流产业集聚在推动本地经济增长的同时, 通过空间溢出效应带动周边地区经济增长^[21]。钟昌宝和朱占会认为长江经济带省域物流产业的集聚水平与社会资本水平两者之间存在空间正相关性, 且物流产业的外溢效应对周边区域的物流业集聚水平也会产生正向影响^[22]。梁红艳认为物流产业集聚通过技术效率路径产生正向溢出效应^[23]。付秋芳等认为物流产业集聚对广东省经济增长存在显著正向影响^[24]。闵旭东等认为物流集群要加强与区域产业要素协同, 促进区域经济增长^[25]。

通过对上述相关文献的梳理发现: 目前的研究大多运用传统计量进行实证检验, 忽略物流业的空间关联效应, 未考虑空间地理因素的影响, 且往往着重于描述性分析、影响因素分析, 缺乏影响机制的研究。本文拟利用长三角城市群 27 个城市^①的相关数据, 探讨物流产业集聚对长三角城市群区域经济增长的空间溢出效应。主要贡献有: ①本文以长三角城市群 27 个城市的物流产业集聚和经济增长为研究对象, 从研究范围上丰富现有物流产业集聚对区域经济增长的研究。

②本文分析了物流产业集聚对区域经济增长的影响机制, 从研究内容上明确物流产业通过空间集聚效应、规模经济效应、空间溢出效应影响区域经济增长。③本文考虑了空间地理因素的影响, 研究手段上通过区位熵和 ESDA 方法研究物流产业集聚的空间异质性, 运用空间计量模型实证检验长三角城市群物流产业集聚对经济增长的空间溢出效应, 以期对长三角城市群的建设提供政策参考。

二、物流产业集聚对区域经济增长的影响机制: 空间溢出效应

本文将从宏观、微观两方面分析物流产业集聚对区域经济增长的影响机制, 图 1 为影响机制示意图。

(一) 物流产业集聚对区域经济增长的宏观空间溢出效应

1. 物流产业集聚的自循环与自我锁定

物流产业集聚通过自循环与自我锁定路径对区域经济增长产生直接影响。由于个体“理性人”和企业“利益最大化”的存在, 相关物流产业会因共享基础设施、原材料供应与生产、市场一体化、政府优惠政策等, 而降低企业的信息搜寻、生产、运输和交易成本, 进而促使更多物流企业进行区域集聚。这种因物流产业集聚而带来的“循环累积效应”, 会促使更多追求低成本的物流企业集聚, 从而在集聚区内形成“自我锁定效应”。由于这种“自我循环”的锁定效应会不断强化区域的集聚能力, 势必会增加区域内物流产业的产值, 进而形成愈加明显的经济效益。

2. 物流产业集聚的规模经济效应

物流产业集聚通过规模经济效应路径对区域经济增长产生直接与间接影响。由于物流产业集聚的“自循环与自我锁定效应”具有强大的吸附力, 与物流协同发展的相关产业(制造业等)形成集聚规模, 由此导致制造业等相关产业的集聚会对地方区域经济增长产生直接影响。由于集聚区内企业会在原材料供应、产品生产链、市场需求和交通运输之间产生空间上的关联性, 同时现代物流业会对该区域内产业协同提供便利, 使产

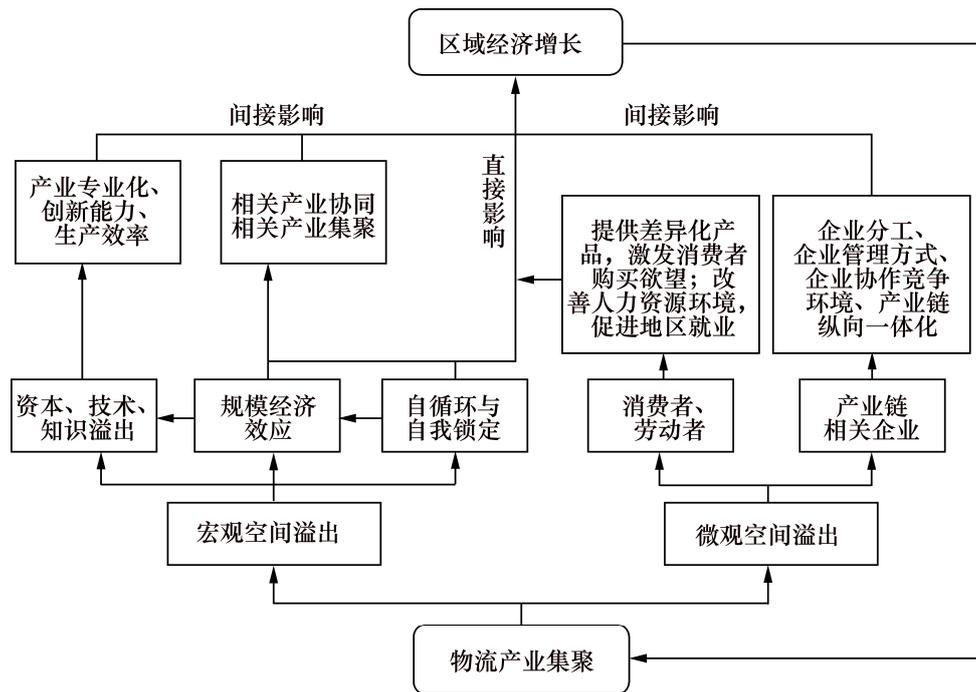


图1 物流产业集聚对区域经济增长的影响机制

业协同性加强。企业在该区域共享信息，促使生产、运输、交易和协同合作成本不断降低，生产效率不断提高，企业经济效益不断增长，由此会间接导致相关产业的集聚。综上，物流产业会通过降低成本、促进协同、提高生产效率等路径影响相关产业，进而间接地促进区域经济增长。

3. 物流产业集聚的资本、技术、知识溢出效应

物流产业集聚通过资本、技术、知识溢出路径对区域经济增长产生间接影响。现代物流业具有智能化、集聚化、专业化的特性，技术、资本和知识的溢出会加速区域的产业协同和产业配套，同时会影响区域产业的专业化、创新能力和生产效率，这会间接促进区域经济增长。技术、资本和知识等会通过物流产业的集聚溢出效应向周围区域进行扩散和传播，会间接带动周围区域的经济增长。要素的空间流动和辐射有利于地区产业结构的合理调整和升级，利于区域经济空间结构的优化，会产生积极的外部效应，进而间接推动经济增长。

(二) 物流产业集聚对区域经济增长的微观空间溢出效应

1. 企业路径

物流产业集聚通过企业路径对区域经济增长产生间接影响。首先，集聚经济是规模经济的深化与发展，物流企业在扩张规模时会形成集聚经济。物流集聚经济会通过专业化企业管理库存、运输、配送、信息处理等多种活动，建立特定的管理方式，这将强化物流企业之间的联系，深化企业分工，从而达到物流产业的纵向一体化。物流企业共享规模经济与协作效益，将加强自身与其他企业的协作，促进地区物流产业链上下游企业的发展。由此会形成地区企业相互竞争、相互制约和相互融合的网络架构，进而间接推动经济增长。

2. 消费者和劳动者路径

物流产业与各产业部门具有密切联系，会通过消费者和劳动者产生外溢效应，间接对区域经济增长产生影响。从消费者的角度看，物流产业集聚区内的企业为保持竞争优势，会提供差异化特征的产品与服务，满足消费者多元化偏好，激发消费者的购买意愿。从劳动力的角度看，集聚优势会加强产业对人才的需求，良好的人力资源环境会吸引专业人才；物流产业本质上是劳动密集型产业，会创造更多的就业岗位，利于区域就业问题的解决，推动区域经济增长。

三、变量选取、数据来源和模型设定

(一) 变量选取

1. 被解释变量

本文采用长三角城市群 27 市各市的人均实际生产总值(*PGDP*)作为被解释变量。考虑物价上涨导致通货膨胀等因素的影响, 以 2010 年为基期, 通过 *GDP* 平减指数得到各市的实际 *GDP*, 再除以各市的常住人口, 最后得到 27 市的人均实际 *GDP*。

2. 核心解释变量

根据对现有物流产业集聚水平测度方法的相关研究, 结合物流产业自身特点, 考虑需要消除各市物流产业的规模差异, 客观分析集聚水平, 笔者从行业集中度等产业集聚量化指标中选取区位熵作为核心解释变量, 以此对长三角城市群物流产业集聚水平进行测度。具体公式为:

$$LE_{it} = \left(e_{it} / \sum_{i=1}^n e_{it} \right) / \left(E_{it} / \sum_{i=1}^n E_{it} \right) \quad (1)$$

其中, LE_{it} 表示 i 市 t 时期物流产业集聚度, e_{it} 为 i 市 t 时期物流产业增加值, $\sum_{i=1}^n e_{it}$ 为长三角城市群 27 个城市 t 时期物流产业总增加值, E_{it} 为 i 市 t 时期生产总值增加值, $\sum_{i=1}^n E_{it}$ 为长三角城市群 27 个城市 t 时期生产总值增加值。如果特定区域内物流产业集聚度 $LE_i < 0.5$, 表示物流业相对分散; 若 $0.5 \leq LE_i < 1$, 表示该区域物流业相对集中; 若 $1 \leq LE_i < 1.25$, 表示物流业中度集中; 若 $LE_i \geq 1.25$, 表示区域物流业高度集中。经计算, 区位熵指数如表 1 所示。

3. 控制变量

本文研究的是长三角城市群物流产业集聚对区域经济增长的空间溢出效应。除了物流产业集聚外, 还有众多因素会影响经济增长, 考虑所设定模型的内生性因素会对结果造成偏差, 本文引入以下控制变量:

(1) 固定资产投资(*K*): 投资作为促进经济发展的重要变量, 固定资产投资无疑是推动经济增

长的重要动力。本文以 2010 年为基期, 运用 27 市固定资产投资价格平减指数得到各市实际人均固定资产投资。

(2) 劳动力投入(*L*): 由卢卡斯的人力资本模型可知, 劳动力因素是产出中重要的经济变量, 本文选取各市年末各产业平均从业人员数量表示。

(3) 产业结构水平(*IS*): 运用各市第二、第三产业产值占地区生产总值的比重表示。

(4) 政府行为(*Gov*): 当地政府的经济政策是影响经济增长的重要因素, 而政府支出是政府行为的重要表现之一。本文以在地区生产总值中, 各市政府财政支出占比表示。

(5) 开放程度(*Open*): 一个地区的经济发展状况不仅取决于本地区经济增长水平, 还取决于本地区的对外开放程度, 消费、投资、政府购买和对外贸易是促进经济产出的重要变量。本文以各市进出口总额占地区生产总值的比重表示对外开放程度。

(二) 数据来源与处理

为了探究长三角城市群物流产业集聚对经济增长的空间溢出效应, 鉴于部分市级单位因撤县立市和合并造成数据小部分缺失, 考虑整体数据的完整性, 本文采用长三角城市群 27 市 2010—2018 年的数据为样本。文中数据是从《中国统计年鉴》《EPS 中国区域经济数据》《中经网统计数据库》《长三角统计年鉴》以及各省各市历年统计年鉴和统计公报整理所得。鉴于目前对物流业的定义较为模糊, 没有统一的基本指标和界定, 本文采用大多数学者在研究物流业时所用的方法, 借用交通运输、仓储和邮政行业的相关数据来衡量物流业的发展情况。由于交通运输、仓储和邮政行业一直以来在我国物流产业的占比中占据最大和最重的部分, 因此基本可以反映我国物流业的发展状况。

(三) 模型设定

1. 研究方法

探索性空间数据分析(*ESDA*)可反应研究对象在空间上的集聚情况和空间上的相关性。*ESDA* 方法中全局 Moran's *I* 指数反应研究对象的空间相关性, 局部 Moran's *I* 指数反应其空间集聚

表1 长三角城市群27市物流产业区位熵指数表

	2010年	2011年	2012年	2013年	2014年	2015年	2016年	2017年	2018年	均值
上海	1.163 6	1.120 1	1.135 8	1.134 8	1.171 8	1.207 1	1.224 4	1.229 2	1.279 2	1.222 4
南京	1.218 1	1.397 4	1.263 0	1.208 6	0.903 6	0.853 2	0.800 9	0.828 3	0.771 3	0.831 5
无锡	0.656 8	0.606 0	0.614 2	0.633 6	0.644 2	0.584 9	0.579 8	0.565 9	0.547 2	0.584 4
常州	1.225 3	1.227 1	1.135 0	1.056 8	1.007 7	0.986 8	0.924 7	0.939 1	0.930 2	0.957 7
苏州	0.741 3	0.825 1	0.827 8	0.838 9	0.840 7	0.838 7	0.846 4	0.838 3	0.825 8	0.838 0
南通	1.165 7	1.099 9	1.061 1	1.027 7	0.989 9	0.961 8	0.927 9	0.913 3	0.884 1	0.935 4
盐城	1.153 9	1.085 9	1.061 6	1.052 0	1.021 8	1.028 4	0.997 7	1.012 1	1.000 4	1.012 1
扬州	1.010 0	0.979 3	0.976 7	0.992 9	1.006 4	0.959 2	0.920 9	0.910 7	0.976 0	0.954 6
镇江	1.435 1	1.344 2	1.234 7	1.178 0	1.085 3	1.068 8	1.018 7	1.053 2	1.085 4	1.062 3
泰州	1.608 0	1.505 7	1.454 3	1.400 6	1.420 3	1.342 5	1.273 7	1.199 4	1.165 4	1.280 3
杭州	0.657 3	0.680 6	0.713 7	0.720 4	0.813 0	0.809 8	0.802 2	0.759 1	0.774 0	0.791 6
宁波	1.100 7	1.111 1	1.177 3	1.191 5	1.221 7	1.192 8	1.201 0	1.161 2	1.185 2	1.192 4
温州	0.887 3	0.881 9	0.945 6	0.960 7	0.936 3	0.923 7	0.992 8	1.004 9	0.964 5	0.964 4
嘉兴	0.752 9	0.753 0	0.766 2	0.771 4	0.993 7	0.992 1	1.018 2	1.036 8	0.977 7	1.003 7
湖州	0.943 0	0.958 4	0.943 3	0.905 3	0.978 4	0.964 8	1.108 3	1.243 4	1.206 6	1.100 3
绍兴	0.909 6	0.897 7	0.929 0	0.935 5	1.001 9	1.034 0	1.084 3	1.124 2	1.141 0	1.077 1
金华	0.649 7	0.641 4	0.647 3	0.619 6	0.655 1	0.780 8	0.758 5	0.790 3	0.813 1	0.759 6
舟山	2.482 1	2.356 8	2.334 4	2.467 3	2.572 5	2.703 7	2.716 7	3.053 7	3.007 4	2.810 8
台州	0.917 6	0.909 9	0.974 2	0.992 5	1.010 1	1.091 4	1.112 5	1.105 3	1.051 2	1.074 1
合肥	1.004 2	1.031 1	1.034 1	1.057 7	1.040 3	1.070 4	1.105 7	1.145 7	1.163 1	1.105 0
芜湖	0.941 6	1.033 6	1.049 0	1.072 3	1.072 4	1.085 1	1.121 7	1.148 4	1.090 5	1.103 6
马鞍山	0.488 6	0.593 8	0.637 7	0.706 0	0.662 8	0.714 5	0.681 9	0.659 8	0.565 9	0.657 0
铜陵	0.721 1	0.833 9	0.887 0	0.927 0	0.967 6	0.938 1	0.948 5	0.926 6	0.835 2	0.923 2
安庆	0.708 3	0.657 0	0.665 6	0.703 4	0.711 3	0.711 8	0.711 7	0.730 0	0.820 4	0.737 0
滁州	1.059 1	1.015 3	1.028 5	1.030 5	1.037 6	1.042 9	1.099 7	1.128 2	1.226 7	1.107 0
池州	1.155 9	1.083 3	1.107 1	1.131 3	1.135 6	1.144 9	1.183 8	1.203 7	1.338 7	1.201 3
宣城	1.498 0	1.335 7	1.376 6	1.412 0	1.422 6	1.428 9	1.472 0	1.484 2	1.734 9	1.508 5

注:根据公式(1),利用2010—2018年《中国统计年鉴》、长三角统计年鉴以及各省市历年统计年鉴和统计公报整理计算,得到长三角城市群27市物流产业区位熵指数

性和空间离散性。本文利用全局 Moran's I 指数测算长三角城市群经济增长的全局空间自相关系数,绘制局部 Moran 散点图以及计算出 LISA 集聚结果,分析各市与邻近市的局部空间关联性。

全局 Moran's I 指数为:

$$I = \frac{\sum_{i=1}^n \sum_{j \neq i}^n \omega_{ij} (x_i - \bar{x})(x_j - \bar{x})}{S^2 \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n \omega_{ij}} \quad (2)$$

式中, n 是研究的地区总数, ω_{ij} 是空间权重矩阵; x_i 和 x_j 分别是区域 i 和区域 j 的属性值; $\bar{x} = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n x_i$

是属性值的平均值; $S^2 = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x})^2$ 是属性值的方差。Moran's I 指数的取值在 $[-1,1]$ 之间。若 $I > 0$, 表示正相关;若 $I < 0$, 表示负相关;若 Moran's I 指数接近 0, 则表示没有空间自相关性。

局部 Moran 指数为:

$$I_i = \frac{(x_i - \bar{x})}{S^2} \sum_{j \neq i} \omega_{ij} (x_j - \bar{x}) \quad (3)$$

若 I_i 为正,说明两个高值邻接,或两个低值邻接,表明该市与邻近市属性相似;若 I_i 为负,表示一个高值和一个低值邻接,表明该市与邻市

属性相异。

2. 基础模型设定

关于物流产业集聚的研究相对较少, 学者基本借鉴制造业集聚对经济增长影响的研究思路来探讨物流产业集聚的经济效益。C-D 函数是探究产业集聚对经济增长影响效应的成熟方法, 笔者以 C-D 函数为基础, 改进成适用本文的方程:

$$Y_{it} = A_{it} K_{it}^{\alpha} L_{it}^{\beta} E_{it}^{\psi} I_{it}^{\tau} G_{it}^{\phi} O_{it}^{\nu} \quad (4)$$

其中, Y_{it} 是被解释变量, 表示 t 时期 i 区的人均实际生产总值, 代表区域经济增长; A_{it} 为区域平均自然资源和技术水平; E_{it} 是核心解释变量区位熵; K_{it} 、 I_{it} 、 L_{it} 、 G_{it} 、 O_{it} 为控制变量, 分别表示 t 时期 i 区的固定资产投资、劳动力投入、产业结构水平、政府行为和开放程度; 参数 α 、 β 、 ψ 、 τ 、 ϕ 、 ν 分别为各变量对经济增长的边际贡献率, 且 $0 < \alpha$ 、 β 、 ψ 、 τ 、 ϕ 、 $\nu < 1$, $\alpha + \beta + \psi + \tau + \phi + \nu = 1$ 。

将(4)式两边取对数, 消除生产函数存在的异方差, 构建物流产业集聚对经济增长影响的普通面板模型, 即:

$$\ln PGDP = \ln A_{it} + \alpha \ln K_{it} + \beta \ln L_{it} + \psi \ln(LE)_{it} + \tau \ln(ISI)_{it} + \phi \ln(Gov)_{it} + \nu \ln(Open)_{it} \quad (5)$$

3. 空间计量模型构建

为有效地从实证层面研究物流产业的空间集聚水平及其空间溢出效应对区域经济增长的影响, 将空间地理因素逐步放入(5)式中, 构建合适的空间计量模型。不同空间效应下适用空间计量模型不同, 考虑到物流产业集聚对地区经济增长的影响存在一定的空间滞后性和空间误差性, 本文构建空间滞后模型(SLM)、空间误差模型(SEM)和空间杜宾模型(SDM)进行实证研究。

(1) 空间滞后模型(SLM)。

长江三角洲各市的经济增长会受到相邻市经济增长水平的影响, 而相邻市的经济增长会受到前一期经济增长水平的影响, 故在空间单元上形成滞后期。构建适用于本文的 SLM 模型, 取自然对数可得模型(6):

$$\ln(PGDP)_{it} = \beta_0 + \rho \sum_{j=1}^n \omega_{ij} (PGDP)_{it} + \alpha \ln K_{it} + \beta \ln L_{it} + \psi \ln(LE)_{it} + \tau \ln(ISI)_{it} + \phi \ln(Gov)_{it} + \nu \ln(Open)_{it} \quad (6)$$

其中 i 为截面样本, t 是时间, ρ 是空间自回归系数, ω_{ij} 是空间权重矩阵, 代表 i 、 j 区域的关系。模型(6)侧重揭示本区域因变量大小与相邻区域因变量大小的关系。

(2) 空间误差模型(SEM)。

由于影响长三角城市群经济增长的因素除固定资产投资、劳动力、产业结构、政府政策和对外开放程度外, 可能还受历史文化因素和地理气候等不可观测因素的影响。为研究市域物流产业集聚和不可观测因素对市域经济增长的影响, 构建空间误差模型如下:

$$\ln(PGDP)_{it} = \beta_0 + \alpha \ln K_{it} + \beta \ln L_{it} + \psi \ln(LE)_{it} + \tau \ln(ISI)_{it} + \phi \ln(Gov)_{it} + \nu \ln(Open)_{it} + \mu_i + \mu_{it} \quad (7)$$

$$\mu_{it} = \gamma \sum_{j=1}^n \omega_{ij} \mu_{it} + \varepsilon_{it}$$

(3) 空间杜宾模型(SDM)。

空间杜宾模型考虑到本市域的被解释变量不仅受本市域解释变量的影响, 还受相邻市域被解释变量和解释变量的影响。为研究长三角城市群内相邻市域经济增长的空间溢出效应, 以及相邻市域物流产业集聚对本区域经济增长的影响, 构建空间杜宾模型如下:

$$\ln(PGDP)_{it} = \beta_0 + \rho \sum_{j=1}^n \omega_{ij} (PGDP)_{it} + \alpha \ln K_{it} + \beta \ln L_{it} + \psi \ln(LE)_{it} + \tau \ln(ISI)_{it} + \phi \ln(Gov)_{it} + \nu \ln(Open)_{it} + \alpha' \sum_{j=1}^n \omega_{ij} \ln K_{it} + \beta' \sum_{j=1}^n \omega_{ij} \ln L_{it} + \psi' \sum_{j=1}^n \omega_{ij} \ln(LE)_{it} + \tau' \sum_{j=1}^n \omega_{ij} \ln(ISI)_{it} + \phi' \sum_{j=1}^n \omega_{ij} \ln(Gov)_{it} + \nu' \sum_{j=1}^n \omega_{ij} \ln(Open)_{it} + \mu_i + \varepsilon_{it} \quad (8)$$

四、实证分析与结果估计

首先运用探索性空间数据分析(ESDA)的方法考察长三角城市群 27 市经济增长水平的空间异质性。

(一) 区域经济增长的空间相关性分析

1. 全局空间自相关分析

依据 Rook 一阶邻接准则建立空间权重矩阵,

运用 Geoda 软件得出长三角城市群 27 市经济增长水平的全局 Moran's I 指数和显著性检验结果, 见表 2。

表 2 长三角城市群 27 市经济增长
全局 Moran's I 指数

年份	Moran's I 指数	Z 统计量	P 值
2010	0.133 4	1.901 0	0.046 0
2011	0.135 1	1.892 4	0.040 0
2012	0.135 9	2.019 5	0.035 0
2013	0.138 0	2.163 1	0.020 0
2014	0.137 8	1.872 9	0.035 0
2015	0.133 4	1.851 5	0.030 0
2016	0.130 5	1.922 9	0.040 0
2017	0.128 4	2.309 1	0.030 0
2018	0.126 8	2.057 9	0.025 0

由表 2 可知: 2010—2018 年长三角城市群 27 市的全局 Moran's I 指数均在 0.13 左右, 且相对应的 P 值均在 5% 的显著性水平下显著为正, 说明长三角城市群 27 市经济增长存在显著空间正相关性。考察期间 Moran's I 指数在 0.126 8~0.138 0 之间小幅波动, 表现出较稳定的空间关系。

2. 局部空间自相关分析

为进一步分析各市与邻市经济增长的局部空间自相关性, 分别以 2010 年和 2018 年为例, 绘制长三角城市群 27 市的局部 Moran 散点图, 见图 2、图 3。

如图 2、图 3 所示, 一、三象限分布的城市

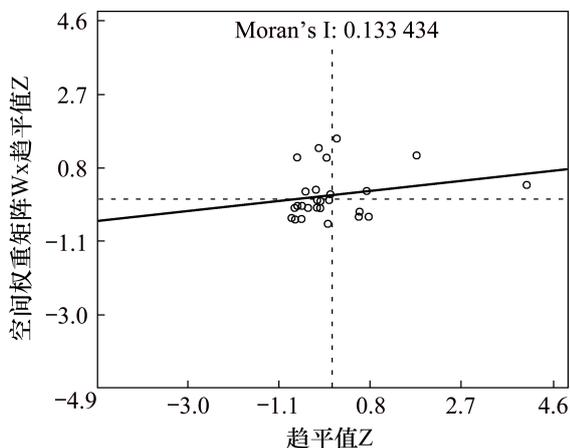


图 2 2010 年经济增长局部 Moran 散点图

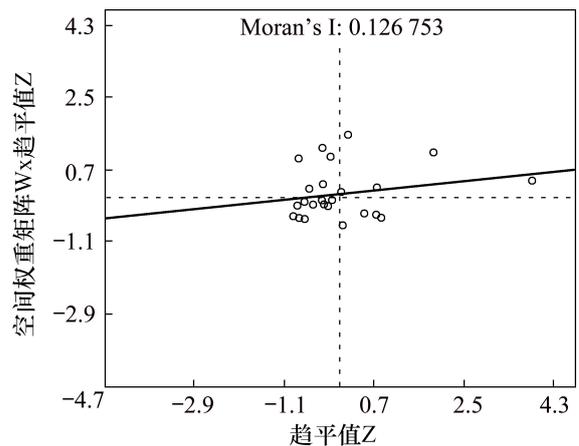


图 3 2018 年经济增长局部 Moran 散点图

总数多于二、四象限, 说明长三角城市群经济增长的空间集聚模式以“高值集聚”和“低值集聚”为主。2010 年和 2018 年分布在第一和第三象限的总点数各有 18 个, 占总量的 66.7%, 空间正相关关系显著。空间集聚的象限分布如表 3 所示。

由于所研究区域的空间集聚是否通过了显著性检验, 仅运用局部 Moran 散点图不能进行有效判断, 由此运用 ArcGIS 软件分别计算出了 2010 年和 2018 年长三角城市群经济增长的 Lisa 集聚结果。该结果可以显著识别集聚地区, 便于进一步判断本市经济增长对邻市经济增长的影响, 通过对比可知: 2010 年和 2018 年, 上海、南通和苏州 3 市始终位于“高一高”集聚区, 表明这些城市具有较高的增长水平并相互临近, 绍兴和嘉兴两市始终处于“低—低”集聚区, 说明经济增长水平较低并相互临近, 这些城市与邻市呈现空间同质性。合肥和杭州分别由 2010 年的“低—低”集聚和“经济增长空间关系不显著”发展到“高一低”集聚, 表明合肥和杭州近年经济增长水平有所提升, 由于其集聚形式转变, 进而对邻市的经济增长水平产生溢出效应。

综上, 可得出以下结论: 第一, 长三角城市群经济增长的空间集聚特征明显, 上海和苏州等发达城市尤为突出, 越靠近长三角口, 经济增长水平越高。表明发达地区对临近区域产生极化与扩散两种效应, 即吸引周边优质要素集聚并向周围区域产生正向的溢出。第二, 各城市的空间相关性和依赖性变化较小, 呈现一定的锁定特征和路径依赖, 低集聚范围主要覆盖西部和中部, 与

高集聚范围覆盖的东部区域, 形成了东高西低的空间格局。

稳健的空间正相关性。因此本文适合采用空间计量模型。

(二) 空间计量模型的选择

1. 普通面板 OLS 估计及 LR 检验

由探索性空间数据分析(ESDA)的结果, 我们得出长三角城市群 27 市的经济增长存在显著且

运用 MatlabR2019b 软件对模型进行普通面板 OLS 估计及 LR 检验, 结果见表 4。

表 3 空间集聚的象限分布

象限分布	2010 年	2018 年
第一象限	上海、无锡、苏州、南通	上海、无锡、常州、苏州、南通
第二象限	常州、镇江、嘉兴、湖州、绍兴、舟山	镇江、嘉兴、湖州、绍兴、舟山
第三象限	盐城、扬州、泰州、温州、金华、台州、合肥、芜湖、马鞍山、滁州、池州、宣城、安庆、铜陵	盐城、扬州、泰州、温州、金华、台州、芜湖、马鞍山、滁州、池州、宣城、安庆、铜陵
第四象限	南京、杭州、宁波	南京、杭州、宁波、合肥

表 4 普通面板模型 OLS 估计及 LR 检验

变量	混合 OLS 估计	时期固定效应	空间固定效应	时期空间双固定效应
lnLE	0.351 (1.43)	0.344* (1.79)	0.418* (1.84)	0.537*** (3.21)
lnK	0.153** (2.33)	0.176** (2.17)	0.191** (2.32)	0.137*** (3.56)
lnL	0.619*** (3.74)	0.587*** (3.61)	0.814** (2.24)	0.753*** (3.48)
lnISI	-0.215** (-2.24)	-0.334 (-0.51)	0.186 (1.34)	0.230** (2.17)
lnGov	-0.338** (-2.19)	-0.355 (1.28)	0.318*** (3.42)	-0.519*** (-3.51)
LnOpen	0.262*** (3.59)	0.357* (1.75)	0.719*** (3.99)	0.528*** (4.39)
Cons	0.852*** (3.13)			
R2	0.768	0.812	0.830	0.844
DW	2.531	2.375	2.614	2.947
Log L	87.125	83.157	357.296	387.518
LR 时期固定效应			357.294***	
LR 空间固定效应			583.193***	
LM_spatial_lag			18.214***	
Robust_spatial_lag			16.601***	
LM_spatial_error			25.311***	
Robust_spatial_error			21.518***	
Hausman			38.767***	

注: *、**、***分别代表 10%、5%和 1%的显著性水平, 括号中的数字为相应变量系数的 T 值

由表 4 可知：在 1% 的显著性水平下，Hausman 的值为 38.767，应选择固定效应模型。LR 时期固定和 LR 空间固定效应均通过 1% 的显著性水平，应将模型扩展为时空双固定模型。双固定模型结果表明：各变量的系数均通过显著性检验，物流产业集聚度、固定资产投资、劳动力投入、产业结构水平和开放程度的回归系数为正数，政府行为的回归系数为负。考虑长三角城市群 27 市经济增长存在显著的空间正相关性，因此，普通面板回归模型的系数可能存在一定的偏差，需进一步分析空间回归模型下的系数特征。

2. SLM、SEM 和 SDM 模型的选择

在 SLM 和 SEM 模型的选择中，LM 检验表明 LM-lag、RLM-lag、LM-error、RLM-error 均通过 1% 的显著性检验；同时，根据 Anselin 的拉格朗日乘子检验原则，本文应选择双固定效应下的 SEM 模型。

由于 LM 检验没有考虑 SDM 模型的适用性，需通过 Wald 统计量和 LR 统计量来进行假设检验，确定 SDM 模型是否可以转化为 SLM 模型或 SEM 模型。运用 MatlabR2019b 软件得到时空双固定效应下 SDM 模型中 Wald 和 LR 的检验值，见表 5。

表 5 时空双固定 SDM 模型的 Wald 和 LR 检验值

检验	时期空间双固定 SDM
Wald_spatial_lag	39.557***
LR_spatial_lag	27.319***
Wald_spatial_error	48.162***
LR_spatial_error	33.519***

注：*、**、***分别代表 10%、5%和 1%的显著性水平

由表 5 可知：SLM 模型和 SEM 模型的 Wald 值和 LR 值都在 1% 的显著性水平下通过检验，说明 SDM 模型不能简化为 SLM 模型和 SEM 模型，SDM 模型更适合物流产业集聚对区域经济增长的空间计量分析。

3. 模型的内生性检验

空间自回归的研究表明，大多数情况下空间滞后项与残差之间存在相关性，即模型存在内生性问题。Kelejian 通过数学推导证明 $W(I-\lambda W)^{-1}X\beta$

在理论上是 WY 较为理想的工具变量，但实践中 λ 不能提前获知^[26]。本文采用式(8)中空间相互作用项来构建 WY 的工具变量。最后检验空间相互作用变量是否具有内生性问题，对所选工具变量进行检验，结果如表 6 所示，工具变量(IV)在 1% 水平上高度拒绝原假设，说明空间相互作用项是内生的。

表 6 模型的内生性检验

检验	IV	
	统计量	P 值
Wu-Hausman F 检验	28.718	0.000
Durbin-Wu-Hausman 卡方检验	29.547	0.000

由于 GMM 估计相比 ML 估计更适用于研究社会经济活动的相互作用，本文采用 GMM 估计对不同时空效应下的 SDM 模型进行回归估计，结果见表 7。

在空间计量模型中，Log L 的值表示拟合数据的效果。由表 7 可知，时空双固定效应下的

表 7 不同时空效应下 SDM 模型的 GMM 估计值

变量	时期固定效应	空间固定效应	时期空间双固定效应
lnLE	0.418** (2.38)	0.432** (2.55)	0.507*** (3.91)
W · lnLE	1.051* (0.91)	1.251** (2.34)	1.364*** (4.31)
lnK	-0.109** (-2.31)	0.219** (2.26)	0.357** (2.48)
lnL	0.851** (2.29)	0.876 *** (3.67)	0.673*** (4.31)
lnISI	0.286** (2.31)	0.293*** (3.34)	0.253*** (4.53)
lnGov	0.338** (2.18)	-0.134*** (-5.23)	-0.369*** (-3.89)
lnOpen	0.217*** (3.87)	0.346*** (3.94)	0.495*** (4.51)
R ²	0.915	0.932	0.957
Log L	295.314	751.338	798.136

注：*、**、***分别代表 10%、5%和 1%的显著性水平，括号中的数字为相应变量系数的 T 值

SDM 的 Log L 值和 R^2 拟合优度值最高, 证明该模型的优越性。对比表 7 和表 4, 可以看出 SDM 模型的 GMM 估计值在双固定效应下显著提高, 说明普通面板的估计系数在纳入空间因素后得到优化, 精确度提高。

(三) 双固定效应下 SDM 模型空间效应的分解

运用偏微分的方法, 将时空双固定效应下 SDM 模型中的空间效应进行分解, 见表 8。

表 8 时空双固定效应下 SDM 模型空间效应分解结果表

变量	直接效应	间接效应	总效应
lnLE	0.351*** (3.61)	0.246*** (3.82)	0.597*** (4.53)
lnK	0.576** (2.39)	0.091*** (4.51)	0.667*** (4.19)
lnL	0.729*** (3.512)	0.518*** (4.02)	1.247*** (3.867)
lnISI	0.408*** (3.88)	0.179*** (4.76)	0.585*** (4.67)
lnGov	-0.634** (-4.07)	0.231*** (4.33)	-0.403*** (-5.03)
lnOpen	0.384*** (3.54)	0.215*** (3.85)	0.599*** (4.37)

注: *、**、***分别代表 10%、5%和 1%的显著性水平, 括号中的数字为相应变量系数的 T 值

表 8 为各解释变量对长三角城市群 27 市经济增长的分解结果, 可看出:

(1)长三角城市群物流产业集聚对区域经济增长的直接效应为 0.351, 说明物流产业的集聚对区域的经济增长具有显著的正向影响; 其间接效应显著为正, 说明物流产业的集聚存在明显的空间溢出效应, 即本市物流产业集聚在有效推动本市经济增长的同时, 也对邻近市域经济的增长产生正向影响。在开放市场和相关支持政策的环境中, 物流产业的集聚, 促进了区域产业要素的优化配置, 将区域内的经济活动联合成有机整体, 加速了产业间的联动, 优化了区域内的产业结构。在此动态过程中, 集聚使得资本市场、劳动力市场和技术市场实现共享, 使得基础设施共

建、运输成本节约、生产效率提高和生产成本降低, 从而对区域经济增长产生积极的促进作用。物流产业集聚带来关联产业的进入, 给周边相邻的落后区域带来正向空间溢出效应, 通过扩散作用和辐射效应影响邻近地区, 对长三角城市群经济的增长呈现正向促进作用。

(2)固定资产投资在 5%显著性水平下的直接效应为 0.576, 说明其对区域经济增长具有显著的正向影响。固定资产投资的间接效应为 0.091, 且通过 1%的显著性水平, 说明本市固定资产投资将会对邻市经济增长产生正向溢出效应。

(3)劳动力投入的直接效应和间接效应均显著为正, 且都通过了 1%的显著性检验, 说明其对促进本市和邻市经济增长的作用较为明显。同时, 劳动力投入的总效应比固定资产投资的总效应更高, 促进作用更强。

(4)产业结构水平的直接效应值和间接效应值均在 1%的显著性水平下通过检验, 由于其回归系数为正, 故其对经济增长呈现显著的正向影响。说明本市产业结构的优化和升级将对本市和邻市的经济增长产生正向作用。产业结构体现该市的政策偏向和经济发展动力, 产业结构的优化升级将促使要素在市场条件下更加合理地配置和流动, 成为经济增长的“润滑剂”。

(5)政府行为的直接效应值在 5%的水平下显著为负, 说明本市政府每干预 1%, 本市经济增长将下降 0.634%。本市政府的行为对邻市经济增长的影响显著为正, 说明各市经济增长会受到邻市政府行为的影响。政府行为的总效应为负, 说明市政府的财政支出未在物流产业实现资源的合理配置, 从而对长三角城市群总体经济增长产生负影响。

(6)开放程度的直接效应值和间接效应值在 1%的水平下显著为正, 说明各市的开发程度对本市和邻市的经济增长具有显著的促进作用。开放程度的总效应显著为正, 说明各市对外开放水平的提高将有效促进长三角城市群区域的经济增长。长三角区域经济增长与对外贸易紧密相关, 对外贸易的规模扩大与结构升级可通过发挥资源禀赋和比较优势, 成为该区域经济增长的重要

增长动力。

五、结论和建议

本文利用区位熵测算了长三角城市群 27 市 2010—2018 年物流产业集聚情况,运用 ESDA 分析方法检验了长三角城市群 27 市经济增长水平在空间上存在相关性,选择合适的空间计量模型探究物流产业集聚对长三角城市群 27 市经济增长的空间溢出效应,得到如下结论。

第一,长三角城市群 27 市的物流产业集聚具有空间差异特征。由区位熵测算出的 2010—2018 年集聚均值大于 0.5。江苏省 9 市的物流产业相对集中,区位熵均值多在 0.5—1 的范围内。浙江省 9 市和安徽省 8 市物流产业主要呈现中度集中和部分高度集中,区位熵均值多在 1—1.5 的范围内。总体而言,长三角口附近的市域的物流产业集聚度较高。

第二,长三角城市群区域经济增长存在显著的空间自相关特征,空间集聚特征明显,具备较强的空间依赖性。高集聚区分布在长三角口的东部区域,低集聚区覆盖在中部和西部区域,区域经济增长呈现明显的空间非均衡特征,形成东高西低的空间格局。

第三,长三角城市群 27 市的物流产业集聚对本市区域经济增长具有显著的正向影响,同时对邻市产生正向的空间溢出作用。由于物流产业优化资源配置及加速产业联动,并通过集聚效应对周围区域产生扩散和辐射效应,从一定程度上促进了本市及邻市的经济增长。从各控制变量的分解系数可知,除政府行为外,其他控制变量均对本市和邻市的经济增长起到正向空间溢出效应。

上述结论表明:目前长三角城市群 27 市的物流产业呈现空间非均衡特征,对区域经济增长呈现正向作用,同时具备空间溢出效应。因此,为进一步优化长三角城市群物流产业集聚的空间分布,最大范围内发挥物流业对经济增长“加速器”的作用,提升长三角城市群的整体经济竞争实力,本文提出如下政策建议。

第一,合理优化物流产业的空间布局,强化“空间溢出效应”。长三角城市群区域物流产业集聚呈现空间分布不均状态,因此,需要对物流产业的发展进行合理布局和规划,发挥其“空间溢出效应”。在长三角区域一体化的背景下,整合现有 27 市的物流产业,不断完善基础设施建设和配套设施建设,可将陆、水、空三者有效结合起来,提高流通运输效率。同时,立足长三角区域,面向国际,打造国际化的现代物流体系。

第二,进一步深化开放,形成“互联互通互通”的开放新格局。由时空双固定效应下 SDM 模型的分解结果可知,对外开放水平的提高不仅对本市经济增长具有显著促进作用,同时对邻市经济增长具有积极影响作用。因此,制定和完善对外开放政策,进一步扩大对外开放水平,提高对外开放格局显得尤为重要。首先,各市之间除了深化经济贸易往来,还可进一步优化本市招商引资环境,降低本市投资的门槛,打破各市因为经济竞争而造成的贸易壁垒。其次,各市之间可以增强文化层面的交流。长三角城市具备丰富的文化资源,各市可以依托当地各具特色的文化资源互相交流,共同设立特色旅游文化项目,从文化层面切入深化开放体系。最后,除了各市之间的深化开放,还应进一步深化国际开放,利用长三角独特的地理区位优势,以构建国际化的物流体系为核心对接国际开放,促进经济增长。

第三,促进要素自由合理流动,充分发挥“匹配效应”。由分解结果可知,除政府行为外,其他要素对本区域和邻近区域的直接效应和间接效应均显著为正。因此,各市政府需要在合理有效制定相关政策的前提下,不断提高资源的配置效率,最大限度地促进要素的自由流动和充分发挥要素的“匹配效应”,从而促进经济的增长。

注释:

- ① 2016 年 5 月 11 日,国务院常务会议通过《长江三角洲城市群发展规划》,规划中包含 26 个城市。2019 年 12 月 1 日,新增浙江省温州市,共 27 个市。上海市 1 个(上海),江苏省 9 个(南京、无锡、常州、苏州、南通、盐城、扬州、镇江、泰州),浙江省 9 个(杭州、宁波、温州、嘉兴、湖州、绍兴、金华、舟山、台州),

安徽省 8 个(合肥、芜湖、马鞍山、铜陵、安庆、滁州、池州、宣城)。

参考文献:

- [1] 彭本红, 冯良清. 现代物流业与先进制造业的共生机理研究[J]. 商业经济与管理, 2010(1): 18-25.
PENG Benhong, FENG Liangqing. Research on the symbiosis mechanism of modern logistics industry and advanced manufacturing[J]. Journal of Business Economics, 2010(1): 18-25.
- [2] 崔宏凯, 张林, 江志娟. 中国西部物流业与经济互动的互动分析——基于丝绸之路经济带的省域实证研究[J]. 技术经济与管理研究, 2015(2): 101-105.
CUI Hongkai, ZHANG Lin, JIANG Zhijuan. Analysis of the interaction between the logistics industry and economic development in western China —— An empirical study based on the provinces along the Silk Road Economic Belt[J]. Technoeconomics & Management Research, 2015(2): 101-105.
- [3] 史锦梅. 我国物流企业供给侧结构性改革的应对之策[J]. 中国流通经济, 2016, 30(8): 22-27.
SHI Jinmei. Countermeasures for the supply-side structural reform of logistics enterprises in China[J]. China Business and Market, 2016, 30(8): 22-27.
- [4] 李剑, 姜宝. 物流产业集聚对区域经济增长影响研究——基于省际数据的空间计量分析[J]. 中南大学学报(社会科学版), 2016, 22(4):103-110, 115.
LI Jian, JIANG Bao. Research on the impact of logistics industry agglomeration on regional economic growth: a spatial econometric analysis based on the provincial data[J]. Journal of Central South University (Social Science), 2016, 22(4): 103-110, 115.
- [5] 唐建荣, 张鑫和. 物流业发展的时空演化、驱动因素及溢出效应研究——基于中国省域面板数据的空间计量分析[J]. 财贸研究, 2017, 28(5): 11-21.
TANG Jianrong, ZHANG Xinhe. Research on the spatiotemporal evolution, driving factors and spillover effects of the logistics industry——Based on the spatial econometric analysis of China's provincial panel data[J]. Finance and Trade Research, 2017, 28(5): 11-21.
- [6] 刘明, 杨路明. 区域物流的产业效率、空间互动与协调发展——基于全国 277 个地市级城市的数据实证[J]. 中国流通经济, 2019, 33(8): 34-44.
LIU Ming, YANG Luming. Industrial efficiency, spatial interaction and coordinated development of regional logistics——Based on the data of 277 prefecture-level cities in China[J]. China Business and Market, 2019, 33(8): 34-44.
- [7] 邓良. 中国制造业与物流业联动发展实证分析——基于经济转型期行业面板数据分析的视角[J]. 中国流通经济, 2013, 27(7): 29-36.
DENG Liang. Empirical analysis of the linkage development of manufacturing and logistics industry in China——Based on the perspective of industry panel data analysis during economic transition period[J]. China Business and Market, 2013, 27(7): 29-36.
- [8] GUERRIERI PAOLO, MELICIANI VALENTINA. Technology and international competitiveness: The interdependence between manufacturing and producer services[J]. Structural Change and Economic Dynamics, 2005, 16(4): 21-23.
- [9] 吴桐雨, 王健. 中国物流业、经济增长与技术创新——基于 2002~2017 年向量自回归模型的实证研究[J]. 工业技术经济, 2019, 38(3): 116-122.
WU Tongyu, WANG Jian. China's logistics industry, economic growth and technological innovation: an empirical study based on the vector autoregressive model from 2002 to 2017[J]. Journal of Industrial Technological Economics, 2019, 38(3): 116-122.
- [10] 高嘉莉. “一带一路”战略下“互联网+”物流产业的发展模式与策略研究[J]. 商业经济研究, 2016(24): 91-93.
GAO Jiali. Research on the development model and strategy of "Internet +" logistics industry in the context of the "One Belt and One Road" strategy[J]. Journal of Commercial Economics, 2016(24): 91-93.
- [11] 韦映梅. 共享经济时代智慧物流产业发展研究[J]. 技术经济与管理研究, 2020(2): 108-112.
WEI Yingmei. Research on the development of smart logistics industry in the era of sharing economy[J]. Technoeconomics & Management Research, 2020(2): 108-112.
- [12] 李佳. 基于大数据云计算的智慧物流模式重构[J]. 中国流通经济, 2019, 33(2): 20-29.
LI Jia. Reconstruction of smart logistics model based on big data cloud computing[J]. China Business and Market, 2019, 33(2): 20-29.
- [13] MORI T, NISHIKIMI K. Economics of transport density and industrial agglomeration[J]. Regional Science & Urban Economics, 2001, 32(2): 167-200.

- [14] DELGADO M, PORTER M E, STERN S. Clusters, convergence, and economic performance[J]. *Research Policy*, 2014, 43(10): 1785–1799.
- [15] YOSSI SHEFFI. Logistics Clusters: Delivering value and driving growth[M]. Cambridge: The MIT Press: 2012–09–14.
- [16] KAYIKCI YASANUR. A conceptual model for intermodal freight logistics centre location decisions[J]. *Procedia - Social and Behavioral Sciences*, 2010, 2(3): 6297–6311.
- [17] BAYDAR A. METE, SÜRAL HALDUN, ÇELIK MELIH. Potential effects of logistics clusters: The case of turkish freight villages[J]. *Journal of Cleaner Production*, 2019(233): 399–411.
- [18] 王珍珍, 陈功玉. 我国物流产业集聚对制造业工业增加值影响的实证研究——基于省级面板数据的分析[J]. *上海财经大学学报*, 2009, 11(6): 49–56.
WANG Zhenzhen, CHEN Gongyu. An empirical study on the impact of logistics industry agglomeration on the manufacturing industrial added value in China—An analysis based on provincial panel data[J]. *Journal of Shanghai University of Finance and Economics*, 2009, 11(6): 49–56.
- [19] 王健, 范月娇. 我国物流服务业集聚对区域经济增长的动态效应检验与分析——基于动态面板数据模型的实证[J]. *中国流通经济*, 2014, 28(7): 39–46.
WANG Jian, FAN Yuejiao. Test and analysis of the dynamic effects of China's logistics service industry agglomeration on regional economic growth: An empirical evidence based on the dynamic panel data model[J]. *China Business and Market*, 2014, 28(7): 39–46.
- [20] 钟昌宝, 钱康. 长江经济带物流产业集聚及其影响因素研究——基于空间杜宾模型的实证分析[J]. *华东经济管理*, 2017, 31(5): 78–86.
ZHONG Changbao, QIAN Kang. Research on the agglomeration of logistics industry in the Yangtze River Economic Zone and its influencing factors — An empirical analysis based on the spatial dubin model[J]. *East China Economic Management*, 2017, 31(5): 78–86.
- [21] 徐秋艳, 房胜飞. 物流产业集聚的经济溢出效应及空间异质性研究——基于省际数据的空间计量分析[J]. *工业技术经济*, 2018, 37(2): 58–65.
XU Qiuyan, FANG Shengfei. Research on the economic spillover effect and spatial heterogeneity of logistics industry agglomeration—A spatial econometric analysis based on inter-provincial data[J]. *Journal of Industrial Technological Economics*, 2018, 37(2): 58–65.
- [22] 钟昌宝, 朱占会. 长江经济带省域社会资本对物流产业集聚的影响——基于空间杜宾模型的实证分析[J]. *常州大学学报(社会科学版)*, 2019, 20(1): 44–53.
ZHONG Changbao, ZHU Zhanhui. The influence of social capital in the Yangtze River Economic Zone on the agglomeration of logistics industry — An empirical analysis based on the spatial Dubin model[J]. *Journal of Changzhou University (Social Science)*, 2019, 20(1): 44–53.
- [23] 梁红艳. 物流业集聚、空间外溢效应与工业生产率提升[J]. *中国流通经济*, 2015(1): 32–42.
LIANG Hongyan. Logistics industry agglomeration, spatial spillover effects and industrial productivity improvement[J]. *China Business and Market*, 2015(1): 32–42.
- [24] 付秋芳, 付宇. 物流产业集聚对经济增长的影响——基于广东省 21 个地级市的空间计量分析[J]. *哈尔滨商业大学学报(社会科学版)*, 2019(5): 120–128.
FU Qiufang, FU Yu. The impact of logistics industry agglomeration on economic growth: Based on a spatial econometric analysis of 21 prefecture-level cities in Guangdong Province[J]. *Journal of Harbin University of Commerce (Social Science)*, 2019(5): 120–128.
- [25] 闵旭东, 黄有方, 刘乃增. 基于面板数据模型的物流集群对区域经济增长的影响[J]. *华侨大学学报(哲学社会科学版)*, 2019(5): 67–75.
MIN Xudong, HUANG Youfang, LIU Naizeng. The impact of logistics clusters on regional economic growth based on panel data models[J]. *Journal of Huaqiao University (Philosophy and Social Sciences)*, 2019(5): 67–75.
- [26] 赵放, 刘秉镰. 行业间生产率联动对中国工业生产率增长的影响——引入经济距离矩阵的空间 GMM 估计[J]. *数量经济技术经济研究*, 2012, 29(3): 34–48.
ZHAO Fang, LIU Binglian. The impact of inter-industry productivity linkages on China's industrial productivity growth — A spatial GMM estimation introducing economic distance matrix[J]. *Journal of Quantitative & Technical Economics*, 2012, 29(3): 34–48.

On the spatial spillover effect of logistics industry agglomeration on regional economic growth: Based on the empirical analysis of the Yangtze River Delta urban agglomeration

WANG Yu, SHU Shuang

(Capital University of Economics and Business School of Economics, Beijing 100070, China)

Abstract: This study, by taking the 27 cities from 2010 to 2018 in the Yangtze River Delta urban agglomeration as samples, first explores the mechanism of logistics industry agglomeration on regional economic growth, and exploits location entropy to measure the level of the industry agglomeration, and then, by employing the ESDA method, measures and studies the spatial correlation, agglomeration and heterogeneity of its economic growth, and tests the spatial spillover effect of the logistics industry agglomeration on economic growth through the spatial measurement model. The results show that the logistics industry agglomeration in the Yangtze River Delta has significantly spatial imbalance, and that the regional economic growth shows significant spatial autocorrelation. Besides, the logistics industry agglomeration plays a significant role in promoting the economic growth of the cities in the group, and exerts a positive spatial spillover effect on its neighboring cities. Finally, the spatial layout of the logistics industry in the Yangtze River Delta urban agglomeration should be optimized from the perspectives of reasonably guiding the layout, deepening the opening up, and promoting multiplier effect so as to enhance its the competitiveness of regional economic growth.

Key Words: Yangtze River Delta urban agglomeration; location entropy; ESDA methods; logistics industry agglomeration; spatial spillover; spatial Dubin model

[编辑: 何彩章]