
长三角城市群经济增长和产业集聚的关联效应研究^{*1}

吴亚菲¹ 孙 淼²

(1. 上海社会科学院应用经济研究所 200020;

2. 同济大学建筑与城市规划学院 200092)

【内容摘要】: 该文采用长三角城市群 26 个地级市 2004–2013 年的空间面板数据模型, 对区域经济增长和产业集聚之间的关系进行了实证检验。结果表明: 在样本期内, 长三角城市群经济增长和产业集聚存在空间相关性; 制造业的集聚程度对长三角城市群经济增长有正向影响, 而生产性服务业的集聚程度则呈现负向影响。

【关键词】: 经济增长 长三角 产业集聚

【中图分类号】: F114.46 **【文献标识码】**: A **【文章编号】**: 1005-1309(2017)05-0044-007

一、引言和文献综述

在推行新型城镇化的过程中, 大力培植产业集群是一条行之有效的路径(王冠伦等, 2016)。产业集群通过多种途径提升整个区域的市场竞争能力(魏后凯, 2003)。从要素集聚的角度看, 集聚经济是城市化的基本动力, 产业集聚有利于提升城市竞争力(苏雪串, 2004), 而打造若干规模和水平居国际前列的先进制造业集群是长三角建设世界级城市群的重要突破口^②。

关于产业集聚与地区经济增长的大量实证研究文献认为, 产业集聚有利于地区经济增长, 例如, Crozet & Koenig(2007)对欧盟 1980–2000 年的相关数据研究显示, 产业的空间集聚促进了地区经济增长, 且在生产活动内部空间分布不均区域的这种作用更加明显。梁琦(2009)根据我国 1985–2005 年的数据所进行的研究结果表明“集聚促进增长”, 并得出中国经济增长对工业集聚的弹性为 1.682。吴福象等(2013)对 16 个长三角城市群中的核心城市进行的研究结果显示: 优势要素在长三角的地区集聚推动了长三角区域经济增长并进一步带动了产业结构的升级。魏守华等(2015)综合 Combes 的本地经济结构理论和 Anselin 的空间自相关模型比较长三角不同产业的溢出路径, 得出了城市经济结构显著影响着产业增长, 空间溢出效应对城市制造业发展有重要作用的结论。周慧(2016)以 2009–2013 年我国中部地区 80 个地级市面板数据为基础, 研究得出城镇化对经济增长具有显著的区域内溢出效应; 谢雄军等(2014)对 1985–2011 年我国省域产业集聚和经济发展面板数据进行的空间分析, 得出产业集聚对区域经济增长具有显著的促进作用。

此外, 徐盈之等(2011)通过建立门槛回归模型, 利用 1978–2008 年中国省际的数据考察了产业空间集聚与区域经济增长的关系, 验证了威廉姆森假说在中国的存在。周小柯等(2015)采用中国 30 个省份 2001–2011 的面板数据所进行的研究, 结果表明: 制造业集聚与经济增长的关系在东部地区呈“倒 U”型关系, 西部地区则呈现显著正相关关系。

¹ 收稿日期: 2016-11-02

² ①国家发改委《长三角城市群发展规划》发改规划[2016]1176 号。

在既有研究的基础之上,本文利用 2004-2013 年长三角城市群 26 个地级市的统计数据,分析产业集聚与地区经济增长的关系。

二、变量、数据与模型设定

(一)数据来源及变量说明

本文数据来源于《中国城市统计年鉴》(2005-2014 年),《上海市统计年鉴》、《江苏省统计年鉴》、《浙江省统计年鉴》、《安徽省统计年鉴》(2005-2014 年)。运用 geoda1.6.7 以及 matlab2010.b 软件进行计量分析。

我们用人均地区生产总值的对数(lnPGDP)代表区域经济增长水平,具体采用生产总值指数进行折算,以消除价格影响。本文核心解释变量是:制造业集聚度、生产性服务业集聚度。其他解释变量是:人口自然增长率、城市集中度、投资、信息化水平,选取这些影响长三角城市群经济发展的因素作为解释变量。

核心解释变量:

1. 制造业集聚度(Magg):以制造业区位熵 LQ_m 衡量该指标。
2. 生产性服务业集聚度(Sagg):以生产性服务业^③ LQ_s 衡量该指标。

$$LQ_{ij} = \frac{G_{ij}/G_i}{G_j/G} \quad (1)$$

G_{ij} 为 i 城市 j 产业的增加值或从业人员数(本文采用从业人员数为计算指标), G_i 为 i 城市所有产业的从业人员数, G_j 为城市群内 j 产业的从业人员数, G 为城市群内所有产业的从业人数。一般认为,地区某个产业的区位熵大于 1,则该产业在当地具有明显的比较优势;区位熵等于 1 意味着该产业在当地的发展水平与全国该产业平均发展水平持平;区位熵小于 1 则表明该产业在当地处于劣势地位。

其他解释变量:

1. 人口自然增长率(RZ):以各地级市的人口自然增长率(‰)来衡量。
2. 城市集中度(JZD):以市辖区人口占全市总人口的比重来反映。
3. 人均固定资产投资(lnFAI):对城市固定资产额以固定资产投资价格指数进行折算,消除价格影响后,除以城市总人口并取对数得出。
4. 人均外商直接投资(lnFDI):根据当年汇率将外商直接投资额外币转化为人民币,以固定资产投资价格指数进行折算,消

³ ① 根据国家统计局对生产性服务业的分类, http://www.stats.gov.cn/tjsj/tjbz/201506/t20150604_1115421.html, 本文界定的生产性服务业包括:交通运输、仓储及邮政业;信息传输、计算机服务和软件业;批发和零售业;金融业;租赁和商业服务业;科研、技术服务和地址勘察业;水利、环境和公共设施管理业。

除价格影响后，除以城市总人口并取对数得出。

5. 信息化指数 (xxh): 以每万户家庭的固定电话年末用户数、移动电话年末用户数、互联网宽带接入用户数，分别以 0.3、0.3、0.4 的权重进行衡量。

(二) 空间相关性检验

1. 分位图描述

首先，我们对 2004 年、2009 年、2013 年长三角城市群的人均地区生产总值 (rjGDP) 进行空间格局的四分位图描述 (图略)，发现：长三角城市群人均地区生产总值 (rjGDP) 在地理空间上呈现出非均衡分布状态。长三角各地级市的经济增长之间存在正向相关性，上海及邻近城市以及浙北和苏南处于经济水平的高位区，而安徽的大部分城市经济水平较低。

长三角城市群制造业区位熵 (Magg) 在地理空间上呈现非均衡分布状态。长三角各地级市的制造业集聚相互之间存在正向的相关性，邻近上海的城市，如江苏的苏州、无锡，浙江的嘉兴、湖州等城市为制造业的高集聚区。

长三角城市群生产性服务业的区位熵 (Sagg) 在地理空间上呈现非均衡分布的状态。长三角各地级市的生产性服务业的集聚之间存在负向的相关性，例如上海、杭州、南京等城市具有生产性服务业的高集聚度，这三个城市周边地级市的生产性服务业集聚度较低。

2. 全局空间相关性分析

我们以空间邻接权重矩阵为代表，计算了 2004 年至 2013 年长三角城市群人均地区生产总值 (rjGDP)、制造业区位熵 (Magg) 以及生产性服务业区位熵 (Sagg) 的 Moran's I 指数 (见表 1)。

表 1 长三角城市群人均 GDP、制造业区位熵、生产性服务业区位熵的 Moran's I 指数

年份	Moran's I		
	rjGDP	Magg	Sagg
2004 年	0.3885***	0.2287**	-0.1904*
2005 年	0.3101***	0.2141**	-0.2386**
2006 年	0.2904***	0.2665***	-0.2313**
2007 年	0.2875***	0.3214***	-0.2150**
2008 年	0.2918***	0.3301***	-0.2202**
2009 年	0.2706***	0.3417***	-0.2080*
2010 年	0.2507***	0.3339***	-0.1986*
2011 年	0.3112***	0.2627**	-0.0413
2012 年	0.3121***	0.2818***	-0.0011
2013 年	0.3161***	0.1418*	0.0722

数据来源：《中国城市统计年鉴》整理后通过 GeoDa1.6.7 软件处理得到。

注：***、**、* 分别表示在 1%、5%、10% 显著水平下通过检验；

结果表明，rjGDP 和 Magg 的 Moran's I 为正，表明这两个指标在空间上呈现正向的相关性，且 20 个 Moran's I 的 Z 统计量高

度通过显著性检验；Sagg 的 Moran' I 除 2013 年为正，其他年份均为负，表明生产性服务业的集聚度在空间上总体呈现负向的相关性。

3. 局部空间相关性分析

为进一步观察长三角城市群经济发展水平和产业集聚的局部空间特征，我们对长三角城市群 2004 年、2009 年、2013 年的人均 GDP、制造业区位熵(Magg)和生产性服务业区位熵(Sagg)的 Moran 散点图进行了分析(图略)，结果见表 2。

表 2 长三角城市群人均 GDP Moran's I 散点图的象限分布及变动情况

年份	空间集聚		空间离散		跨象限
	第一象限	第三象限	第二象限	第四象限	
2004 年	镇江、常州、无锡、苏州、杭州、嘉兴、湖州、绍兴、宁波、台州、金华、上海	盐城、扬州、芜湖、铜陵、安庆、池州、滁州、合肥	泰州、宣城	南京、马鞍山	舟山(I、IV)、南通(II、III)
2009 年	镇江、常州、无锡、苏州、嘉兴、湖州、绍兴、宁波、上海	盐城、合肥、扬州、芜湖、安庆、池州、铜陵	泰州、宣城、台州、金华、滁州	南京、马鞍山、杭州	舟山(I、IV)、南通(II、III)
2013 年	镇江、常州、无锡、苏州、嘉兴、湖州、绍兴、宁波、上海	盐城、扬州、马鞍山、芜湖、安庆、池州、合肥	南通、泰州、台州、宣城、滁州、	南京、杭州、铜陵	舟山(I、IV)、金华(II、III)

由表 2 可见 2004 年、2009 年、2013 年长三角城市群经济增长状况，多数城市位于第一、三象限，呈现出正的空间相关性。2013 年，南京、杭州、铜陵处于第四象限，表明这些城市本身经济水平较高，但周边城市的经济水平相对较低；南通、泰州、台州、宣城、滁州位于第二象限，表明其自身经济水平较低，但周边城市经济水平较高。

表 3 长三角城市群制造业区位熵(Magg)散点图的象限分布及变动情况

年份	空间集聚		空间离散		跨象限
	第一象限	第三象限	第二象限	第四象限	
2004 年	镇江、泰州、常州、无锡、苏州、嘉兴、南通、上海	安庆、池州、绍兴、杭州、宁波、台州、金华、滁州、合肥	盐城、南京、宣城、湖州	扬州、马鞍山、芜湖、铜陵	舟山(II、III)
2009 年	镇江、泰州、常州、无锡、苏州、嘉兴、湖州、南通	扬州、南京、安庆、池州、台州、金华、滁州、合肥	盐城、宣城、杭州、上海	马鞍山、芜湖、铜陵、绍兴、宁波	舟山(II、III)
2013 年	常州、无锡、苏州、嘉兴、湖州、上海	盐城、扬州、南京、马鞍山、安庆、池州、绍兴、杭州、金华、滁州、合肥	泰州、宣城、南通	镇江、芜湖、铜陵、宁波、台州	舟山(II、III)

表 3 为 2004 年、2009 年、2013 年长三角城市群制造业区位熵的空间分布情况，呈现出明显的空间正相关性。由表 3 可见，2013 年，镇江、芜湖、铜陵、宁波、台州处于第四象限，表明这些城市本身的制造业集聚水平较高，但周边城市的制造业集聚水平相对较低；泰州、宣城、南通位于第二象限，表明这些城市自身制造业集聚水平较低，但周边城市制造业集聚水平较高。

表 4 长三角城市群生产性服务业(Sagg)区位熵散点图的象限分布及变动情况

年份	空间集聚		空间离散		跨象限
	第一象限	第三象限	第二象限	第四象限	
2004 年	镇江、滁州、 合肥	泰州、马鞍山、 芜湖、铜陵、 湖州、台州、 南通	扬州、常州、 苏州、宣城、 嘉兴、绍兴、 金华	盐城、南京、 无锡、安庆、 池州、杭州、 上海、宁波	舟山(I、IV)
2009 年	常州、滁州、 合肥	无锡、芜湖、 湖州、宁波、 台州、南通	扬州、镇江、 马鞍山、苏州、 宣城、铜陵、 嘉兴、绍兴	盐城、泰州、 南京、池州、 杭州、金华、 上海	安庆(III、IV)、 舟山(I、IV)
2013 年	南京、宣城、 池州、舟山、 滁州、合肥	盐城、扬州、镇江、 泰州、苏州、安庆、 绍兴、宁波、台州、 金华、南通	马鞍山、常州、 无锡、芜湖、 铜陵、嘉兴、 湖州	杭州、 上海	

由表 4 可见 2004 年、2009 年、2013 年长三角城市群生产性服务业区位熵的空间分布，呈现出相对显著的负的空间相关性。2013 年，杭州、上海处于第四象限，表明这两个城市本身生产性服务业集聚水平较高，但周边城市的生产性服务业集聚水平相对较低；马鞍山、常州、无锡、铜陵、嘉兴、湖州位于第二象限，表明这些城市自身生产性服务业集聚水平较低，但周边城市的生产型服务业集聚水平较高。

三、实证分析

(一) 模型设定

我们前面对长三角城市群 26 个地级市人均地区生产总值(rjGDP)、制造业区位熵(Magg)以及生产性服务业区位熵(Sagg)的空间相关性分析，结果表明，各空间单元之间存在集群现象，各城市经济活动之间存在溢出效应。基于此，本文构建空间面板数据模型，并采取适当的计量方法对模型进行估计。

为探寻长三角城市群经济发展水平和制造业产业集聚的深层次关系，结合前面对于解释变量和被解释变量的分析，我们构建如下基础计量模型：

$$\ln PGDP = \beta_0 + \beta_1 Magg + \beta_2 Sagg + \beta_3 RZ + \beta_4 JZD + \beta_5 \ln FAI + \beta_6 \ln FDI + \beta_7 xxh + \epsilon \quad (2)$$

其中，被解释变量 lnPGDP 代表城市群的经济增长水平；核心解释变量 Magg 代表制造业的区位熵，Sagg 代表生产性服务业的区位熵；RZ 代表人口的自然增长率(%)；JZD 代表城市集中度；lnFAI 代表人均固定资产投资；lnFDI 代表人均外商直接投资；xxh 代表信息化发展水平。

(二) 实证结果

首先，对基础计量模型进行不考虑空间相关性的 OLS 估计，结果显示，在反映长三角城市群 26 个城市经济发展水平的七个解释变量系数中，仅生产性服务业区位熵系数为负，其余六个变量的系数均为正，说明制造业集聚、人口自然增长率的提高、

城市集中度的提升、投资量的增加、信息化的普及等均能促进区域经济增长，而生产性服务业的集聚程度与区域增长的关联是反向的。制造业区位熵、生产性服务业区位熵、城市集中度、人均固定资产投资、人均外商直接投资、信息化指数均通过了显著性检验，人口自然增长率未通过显著性检验。考虑到前文描述的空间统计的 Moran's I 指数检验证明区域经济增长水平之间具有明显的空间自相关性，即空间效应的存在，利用传统的 OLS 方法对参数进行估计将是有偏或无效的。

我们借鉴 Anselin 的做法，通过比较两个 Lagrange 乘数及其稳健性来判断面板数据模型应当是采取 SLM 模型还是 SEM 模型，对混合效应模型、空间固定效应模型、时间固定效应模型以及双固定效应模型的 LM 检验，结果显示，采取 SEM 模型更为合理，并且经过 Hausman 检验，本文选择固定效应模型。考虑到 LM 检验的可靠性，本文给出了 SAR、SEM 两种模型的估计结果，以保证模型的准确性(见表 5)。

表 5 长三角城市群经济增长和制造业及生产性服务业集聚的空间计量模型回归结果

	OLS	SAR	SEM
$W_{-\mu}$			0.6900*** (15.85)
$W_{\ln PGDP}$		-0.0539*** (-5.61)	
<i>constant</i>	6.0620*** (20.25)	6.5654*** (22.47)	
<i>Magg</i>	0.4475*** (5.45)	0.4843*** (6.30)	0.4378*** (6.81)
<i>Sagg</i>	-0.3021*** (-3.37)	-0.3745*** (-4.45)	-0.1091* (-1.83)
<i>RZ</i>	0.0041 (0.51)	0.0168** (2.16)	-0.0057 (-1.06)
<i>JZD</i>	0.7079*** (6.47)	0.4976*** (4.60)	0.6229*** (6.83)
<i>lnFAI</i>	0.2619*** (7.69)	0.2490*** (7.83)	0.4608*** (9.32)
<i>lnFDI</i>	0.1041*** (4.51)	0.1289*** (5.88)	0.0497*** (2.39)
<i>xxh</i>	4.1869*** (8.87)	5.3180*** (11.09)	2.7414*** (6.84)
<i>logL</i>	-15.8224	-1.5004	66.1786
<i>R-squared</i>	0.8312	0.8489	0.8416

数据来源:《中国城市统计年鉴》整理后通过 Matlab2010.b 软件处理得到。

注:(1)括号内数值为系数的 t 统计量或 z 统计量;

(2)* * *、* *、* 分别表示在 1%、5%、10% 显著水平下通过检验。

由表 5 可见，在 SAR 和 SEM 模型下，空间滞后变量 $W_{\ln PGDP}$ 、 $W_{-\mu}$ 的空间自回归系数在 1%的水平上显著，表明城市的人均 GDP 在地理空间的邻接上表现出了较强的溢出效应，城市经济的空间相互作用或影响的途径可以通过邻接地区而相互传递。

同时，自然对数似然函数值(Log likelihood)显示，SAR 和 SEM 的 logL 值大于 OLS 的 logL 值，说明考虑空间相关性的空间计量模型要优于传统的 OLS 估计。并且，SEM 的 logL 值明显大于 SAR 的 logL 值，说明 SEM 模型的拟合优度优于 SAR 模型，与我们之前的预期一致。

最后，SEM 模型的回归结果显示， $W_{-\mu}$ 的系数为正且具有高度显著性，说明城市经济水平具有空间正自相关性，即邻近城市的经济增长对本城市的经济增长具有正向的溢出效应。在影响城市经济水平的各变量中，生产性服务业区位熵对区域经济增长

长的影响系数为负，且通过了 10% 的显著性检验，表明生产性服务业的集聚程度对区域经济增长的影响是反向的；人口增长率为负，表明过快的人口增长对城市经济有一定的制约作用。制造业区位熵对区域经济增长的影响为正，且高度显著，表明制造业集聚程度显著促进了长三角区域经济增长；城市集中度、投资额、信息化程度等都是促进城市经济发展的重要因素，是促进长三角区域经济增长的强大动力。

四、结论与政策建议

（一）结论

本文对 2004-2013 年期间长三角城市群 26 个地级市相关数据的空间计量分析，结果表明：

（1）长三角城市群各城市的经济增长水平有显著的空间相关性，即各城市经济增长水平受到邻近城市经济发展状况的影响，区域经济增长之间存在“示范效应”；

（2）长三角城市群的制造业集聚水平呈现正的空间自相关，而生产性服务业的集聚水平则呈现负的空间自相关；

（3）制造业企业的集聚程度显著正向影响长三角区域的经济增长，而生产性服务业的集聚程度则对长三角区域经济增长有负向影响；

（4）人口的自然增长率对长三角区域经济增长水平没有显著的影响，信息化程度、投资规模以及城市集中度显著正向影响长三角城市群的区域经济增长。

（二）政策建议

1. 充分发挥制造业企业集聚对长三角城市群区域经济增长的推动作用。大力发展制造业的长三角区域内价值链，形成有利于长三角城市群一体化的产业组织形态。从制造业微笑曲线的研发、制造、销售三个环节出发，逐步构建覆盖长三角的制造业集群网络。根据节点城市的制造业在研发、制造、销售三个环节的竞争力构造不同层次的制造业中心，并通过中心城市的技术外溢作用实现制造业集群在长三角的网络化布局，进而使长三角制造业向中高端跨越。

2. 长三角城市群各级地方政府要引导生产性服务业的合理分布。由于生产性服务业与本地区或相邻地区的制造业集聚密切相关，因此生产性服务业应当点状分散化分布而制造业应当块状或带状集聚分布。同时，由于各产业细分行业以及城市经济状况的差异性，在产业布局上要避免陷入盲目降低（提高）集聚度的误区，根据不同行业及城市的要素资源禀赋采取差异化的产业集聚政策。

3. 建立资源共享的长效机制。由于存在区域行政壁垒及既有利益格局，导致人才、科技等创新资源的流动困难，因此，当务之急是建立和规范长三角城市群资源共享的长效机制，如设立长三角城市群一体化发展投资基金、建立地区间的生态保护补偿机制、建立合理的税收共享和征管协调机制等来协调各方的利益关系，实现产业链及价值链的上下游联动及产学研的深度推进。

4. 加快新型城镇化建设进程，同时，制定积极的产业政策来吸引高质量的投资，通过信息网络和交通网络的互联互通推动长三角城市群的一体化经济发展。此外还要积极推动长三角人才开发的一体化进程，促进区域内人才的交流合作与共享。通过统筹公路、铁路、机场、港口等交通基础设施的建设完善城市群的物理空间网络体系；通过推广大数据、云计算和物联网应用，完善城市群的虚拟空间网络体系，实现城市群建设的“智慧化”，为制造业集群和配套生产性服务业的协同布局提供平台和基

础。

参考文献:

1. 王冠伦, 高旭, 王征. 产业集群: 新型城镇化发展的有效助推器[J]. 发展研究, 2016(6): 65-68.
2. 魏后凯. 对产业集群与竞争力关系的考察[J]. 经济管理, 2003(3): 4-12.
3. 苏雪串. 城市化进程中的要素集聚、产业集群和城市群发展[J]. 中央财经大学学报, 2004(1): 49-53.
4. Crozet, Matthieu, Pamina Koenig. The Cohesion VS. Growth Tradeoff: Evidence from EU Regions[Z]. Mimeo, University of Paris, 2007.
5. 梁琦. 分工、集聚与增长[M]. 北京: 商务印书馆, 2009.
6. 吴福象等. 新型城镇化、基础设施空间溢出与地区产业结构升级—基于长三角城市群 16 个核心城市的实证分析[J]. 财经科学, 2013, (7): 89-99.
7. 魏守华, 汤丹宁, 孙修远. 本地经济结构、外部空间溢出与制造业增长: 以长三角为例[J]. 产业经济研究, 2015(1): 71-83.
8. 周慧. 城镇化、空间溢出与经济增长—基于我国中部地区地级市面板数据的经验证据[J]. 上海经济研究, 2016(2): 93-102.
9. 谢雄军, 何红渠. 基于空间面板计量的产业集聚与省域经济增长关系研究[J]. 财经理论与实践, 2014(3): 116-122.
10. 徐盈之, 彭欢欢, 刘修岩. 威廉姆森假说: 空间集聚与区域经济增长[J]. 经济理论与经济管理, 2011(4): 95-102.