

空间自相关性与长三角区域一体化发展的整体推进[※]

内容提要:运用 Moran I 指数法对长三角城市经济发展的空间自相关性进行检验,结果显示,样本期内长三角全局空间自相关性呈现 2002—2008 年上升、2009—2013 年下降、2014—2017 年再上升的规律。长三角地区经济发展东强西弱特征明显,上海大都市圈内城市基本为“高一高”类型,南京为唯一属于“高一低”类型的城市,安徽、苏北城市多数属于“低—低”类型,苏中地区逐渐从“低—高”转变为“高一高”类型,浙南地区整体从“高一高”转变为“低—高”类型。进一步通过条件收敛动态空间计量模型考察了 2002—2017 年间长三角 41 个城市一体化发展的整体推进情况。实证分析表明,长三角城市的经济联系存在强、弱、强三个阶段。上海大都市圈内部一体化发展程度明显好于以南京为首的长三角西部都市圈。要将上海的经济能量通过南京等中心城市辐射至长三角西部地区,应依托长江以南路径与通泰扬构成的长江以北新路径,打造长三角西部增长极,实现长三角区域一体化发展的整体推进。

关键词:长三角一体化 城市群 经济路径 空间自相关性

中图分类号:F120.4 文献标识码:A 文章编号:1009—2382(2019)08—0015—10

DOI:10.13891/j.cnki.mer.2019.08.004

一、研究背景

长三角作为我国开放程度高、经济实力强、要素流动活跃的地区,区域一体化发展于 2018 年正式上升为国家战略。孟庆民(2001)将“经济一体化”定义为不同空间经济主体之间为了生产、消费、贸易等利益的获取,在商品流动中产生市场一体化的过程。部分学者认为区域间的贸易流量、价格水平差(物价、汇率、利率)、劳动力流动、交通设施、语言多样性是影响区域经济一体化的因素(Kumar,1994;Naughton,1999;Poncet,2003;刘生龙和胡鞍钢,2011;石林等,2018;丁从明等,2018)。蔡进丁(1995)在研究了区域经济统合的模式和特性后认为,随着区域经济一体化程度不断加深,要素流动的形式会逐渐从商品流动转变为资本流动,故而把握资本流动的方向与规模是认识区域经济一体化的关键。Feldstein 和 Horioka(1980)通过构建“跨期—储蓄模型”(F-H 检验法),研究表明一国的储蓄率与投资率之间的相关度越高,则国家间资本流动性越小,与周边地区的经济联系越弱。当储蓄率与投资率的相关度越低时,资本流动性越高,与周边地区的经济一体化程度越高。

根据上述分析,经济一体化的一个特征是通过要素充分自由流动,使地区间经济联系逐步增强。但要

素流动的结果不应是使中心城市产生“极化效应”,而应产生“涓流效应”,即中心城市的经济能量能够向外扩散,使整个地区经济收敛增长。如潘文卿(2012)认为消除不同省区间的市场壁垒,加速一体化进程有利于扩大地区经济增长的空间溢出效应。宣昌勇、张纪凤(2017)的研究表明经济一体化的重点在于促进区域经济的共同发展以实现区域经济的收敛增长。近年来,内外环境的变化使长三角城市经济合作模式发生改变,但区域内城市经济发展水平仍呈现“东强西弱”的特征。要实现长三角一体化发展的整体推进,应在理清长三角一体化进程及影响因素的基础上,加快打造以南京为首的长三角西部增长极,通过合适的经济路径将上海的经济能量向西传导,以更好辐射安徽苏北地区。

本文第二部分运用 Moran 检验测定长三角整体区域经济发展水平空间自相关性的变化规律,结合经济周期分析原因。进而详细测算长三角各城市经济发展水平的局域空间自相关性;第三部分将构建一个条件收敛的动态空间计量模型,按经济发展水平空间自相关性变化的时间节点检验长三角城市经济发展的联系程度与经济增长是否收敛。进一步通过城市群分析与路径检验,寻找打造长三角西部增长极的合适路径;第四部分为结论与政策建议。

※ 基金项目:教育部人文社会科学重点研究基地重大项目“长江三角洲全面建设小康社会中的共享发展研究”(编号:16JJD790024)。

二、城市经济的空间自相关性

通常在空间经济学中,可以通过莫兰指数法(Moran I)、吉尔里指数法(Geary)以及Getis-Ord指数法等方法检验城市经济的空间自相关性。考虑到莫兰检验运用最广泛,本文首先采用莫兰指数验证长三角内部经济发展水平的空间自相关性。

莫兰指数分为“全局莫兰指数 I ”与“局部莫兰指数 I_i ”。前者考察的是整个区域的空间自相关性,后者考察的是某一个体与周边区域的空间自相关性,计算方式如下:

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

$$I_i = \frac{x_i - \bar{x}}{S^2} \sum_{j=1}^n W_{ij} (x_j - \bar{x}) \quad (2)$$

其中, x_i 和 x_j 分别表示第 i 和第 j 空间单元的经济水平,刘夏明(2004)在比较生产总值、国民可支配收入、物质产品和消费支出等指标后认为,较长一段时期的人均 GDP 是验证地区间经济差距演变趋势的较好指标。本文沿用其思想采用各城市人均 GDP 进行检验; $S^2 = \frac{\sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x})^2}{n}$ 为样本方差, W_{ij} 为空间权重矩阵,用来度量区域之间的空间关系,一般而言,有空间邻接矩阵和空间逆距离矩阵两种设

置方式:

$$W_{ij}(\text{邻接}) = \begin{cases} 1, & \text{城市 } i \text{ 与城市 } j \text{ 邻接} \\ 0, & i = j \text{ 或城市 } i \text{ 与城市 } j \text{ 不邻接} \end{cases} \quad (3)$$

$$W_{ij}(\text{距离}) = \begin{cases} \frac{1}{D_{ij}}, & i \neq j \\ 0, & i = j \end{cases} \quad (4)$$

如(3)、(4)式,在空间邻接矩阵中,若城市 i 与城市 j 相邻,则取 1;若不相邻,则取 0,在空间距离矩阵中, D_{ij} 表示城市 i 与城市 j 几何中心间的球面距离,一种通常的处理方式为取距离之倒数作为空间权重(陈强,2014)。对于二者的区别,陈彦光(2009)的研究指出,选择合适空间矩阵的前提是明确空间相互作用的特征。邻接矩阵为典型的局域性关联,即一个地理区域仅仅与相邻的区域发生作用,而对间隔的区域没有直接影响。距离矩阵更多表示长程关联,即任意距离的两点都发生相互作用,距离越近,相互作用的程度越强。显然长三角城市经济发展水平的空间自相关性更符合长程关联的特征,故本文使用空间逆距离矩阵进行研究。

本研究首先使用 Stata14.0 软件,对长三角地区经济发展水平的空间自相关性进行检验,再描绘 Moran 散点图对长三角城市进行局部检验,长三角全局 Moran I 指数如表 1 所示。

表 1 2002—2017 年长三角全局 Moran I 指数

指标	2002	2003	2004	2005	2006	2007	2008	2009
Moran I	0.217***	0.219***	0.216***	0.223***	0.226***	0.230***	0.232***	0.220***
GDP 实际增速	9.1%	10.0%	10.1%	11.4%	12.7%	14.2%	9.7%	9.4%
指标	2010	2011	2012	2013	2014	2015	2016	2017
Moran I	0.208***	0.199***	0.195***	0.190***	0.204***	0.208***	0.229***	0.225***
GDP 实际增速	10.6%	9.5%	7.9%	7.8%	7.3%	6.9%	6.7%	6.8%

注:***、**、* 分别表示在 1%、5% 与 10% 的统计水平上显著。表 5、表 6 同。

如表 1 所示,长三角经济全局 Moran I 指数均为正且在 1% 的水平显著。结合经济周期来看,2002—2008 年为经济的高速增长期,同时也是长三角全局空间自相关性逐步增强的阶段,自 2001 年中国加入 WTO 以来,长三角一体化发展迎来了新的机遇。制造业的生产部分逐渐向中国沿海地区转移,外资大量进入长三角地区,并形成中国总部、研发中心在上海,生产基地在长三角其他城市的“前店后厂”格局,旧模式下长三角各城市分工明确,空间自相关性逐步加强。2009—2013 年,我国逐渐进入经济换挡期,经济

增速下降,长三角其他城市依靠“工厂经济”已无法实现高质量增长。原来在经济高速发展中被掩盖的行政壁垒与产业同质化等问题开始凸显,长三角全局空间自相关性在此时期下降明显,由 2008 年 0.232 的高点跌落至 2013 年的 0.190。2014—2017 年,经济进入新常态时期,Moran I 指数又逐渐回升。长三角政府间以联席会议办公室、重点合作专题组、城市经济合作组为执行层的“三级运作”协调机制逐步形成,旅游合作、科技资源共享等市场合作机制不断完善,园区平台合作、专利转让平台建设等合作机制也在稳步推

进(张学良等,2019)。长三角地区逐渐从旧时期依靠外资“前店后厂”式的一体化,走向新时代创新驱动更高质量的一体化。

为了更加细致地考察长三角城市之间的局部空间自相关性,本文选择描绘 Moran 散点图进行说明,这么做的原因在于 Moran I 值对应着多种可能性,其中 Moran I 值为正代表观测城市的经济发展水平高,且周边城市经济发展水平也高(“高一高”类型),或观测城市的经济发展水平低,且周边城市经济发展水平也低(“低—低”类型),是经济发展水平空间正自相关的两种不同可能。Moran I 值为负代表观测

城市的经济发展水平高,但周边城市经济发展水平低(“高一低”类型),或观测城市的经济发展水平低,但周边城市经济发展水平高(“低—高”类型),是经济发展水平空间负自相关的两种不同可能。Moran 散点图以 z 为横坐标,表示标准化后空间单元本身的观测值; Wz 为纵坐标,表示该空间单元的空间滞后因子,即相邻单元标准化后观测值的平均值。横—纵坐标将空间分解成 4 个象限,其中观测值落入第 1、2、3、4 象限分别对应区域为“高一高”、“低—高”、“低—低”、“高一低”四种类型,Moran 散点图如图 1 所示。

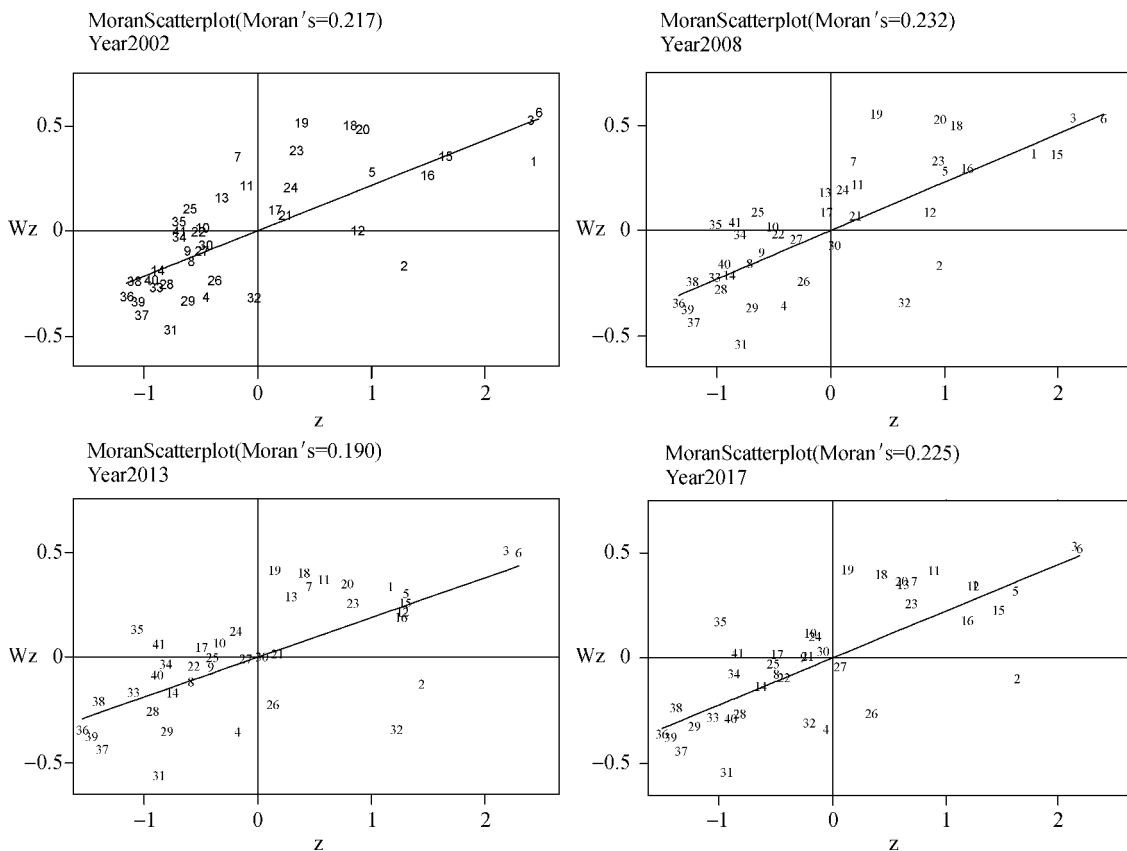


图 1 长三角城市 Moran 散点图

本研究选择样本期初期末(2002年、2017年)以及上文研究所得的两个极值所在年份(2008年、2013年)为四个时间节点,分别作出长三角城市的 Moran 散点图,其中 1 表示上海,2—14 表示江苏城市,分别为南京(2)、无锡(3)、徐州(4)、常州(5)、苏州(6)、南通(7)、连云港(8)、淮安(9)、盐城(10)、扬州(11)、镇江(12)、泰州(13)、宿迁(14);15—25 表示浙江城市,分别为杭州(15)、宁波(16)、温州(17)、嘉兴(18)、湖州(19)、绍兴(20)、金华(21)、衢州(22)、舟山(23)、台州(24)、丽水(25);26—41 表示安徽城市,分别为合肥

(26)、芜湖(27)、蚌埠(28)、淮南(29)、马鞍山(30)、淮北(31)、铜陵(32)、安庆(33)、黄山(34)、滁州(35)、阜阳(36)、宿州(37)、六安(38)、亳州(39)、池州(40)、宣城(41),将图 1 进行整理,得到表 2。

可以发现,上海、无锡、常州、苏州、镇江、杭州、宁波、嘉兴、湖州、绍兴、舟山在样本期内属于第一象限,即自身与周边地区经济发展水平都较高。这些城市基本位于以上海为核心的长三角东部地区,与“上海 2035”规划中的上海大都市圈成员高度重合,是长三角一体化的直接得益者。盐城、丽水、滁州、宣城在样

表2 样本期内各城市象限分布及变动情况

样本期内象限变化	城市
第一象限(高一高)	上海、无锡、常州、苏州、镇江、杭州、宁波、嘉兴、湖州、绍兴、舟山
第二象限(低一高)	盐城、丽水、滁州、宣城
第三象限(低一低)	徐州、连云港、宿迁、芜湖、蚌埠、淮南、淮北、安庆、阜阳、宿州、六安、亳州、池州
第四象限(高一低)	南京
第一象限→第二象限	温州(2008)、金华(2009)、台州(2010)
第二象限→第一象限	南通(2006)、扬州(2005)、泰州(2009)
第二象限→第三象限	衢州(2016)、黄山(2016)
第三象限→第二象限	淮安(2012)、马鞍山(2014)
第三象限→第四象限	合肥(2011)
第三→第四→第三象限	铜陵(2004、2016)

注:括号内年份为该城市象限变动的年份。

本期始终位于第二象限,自身经济发展水平较低但周边地区发展势头良好,这些城市受周边城市经济发展带动的可能性较大,具有一定的后发优势。安徽、苏北的大部分城市位于第三象限,即自身经济发展水平较低,且周边城市发展水平也不高,属于短期内无法直接带动区域。笔者认为应加快打造长三角西部增长极,将上海的经济能力通过南京等长三角西部地区核心城市辐射出去,让后进城市完成第三象限→第二象限→第一象限的转变,实现长三角一体化的整体推进。

南京是长三角所有城市中唯一在样本期内始终处于第四象限的城市,为“高一低”类型,即自身经济发展水平较高,但周围地区经济发展水平较低,与周边地区存在空间负自相关,说明南京明显存在“中心城市功能不足”的问题。关注南京的横坐标可以发现,南京的经济发展经历了先回落再上升的阶段,特别是在2008—2017年进入了属于南京的高速增长期,期间淮安与马鞍山分别在2012、2014年由第三象限跨入第二象限,说明南京展现出愈发强大的经济活力,虽然暂时还未能带动淮安、马鞍山进入第一象限,但南京在长三角区域一体化中逐渐起到了愈发积极的作用。同时,南京腹地东部的经济发展水平明显优于腹地西部,东部镇江、扬州很早便进入第一象限,但是西部芜湖、宣城等城市自身经济发展水平仍然较

低。参差不齐的发展现状既不利于南京的发展,也不利于上海经济能量的向西辐射。南京处于苏皖交界处,为长三角一市三省的地理中心,是东长三角地区经济能量向西传导的关键节点。要实现长三角的经济一体化发展,就绝不能忽视南京的重要作用。

长三角南部地区经济呈现相对衰退态势,温州、金华、台州分别与2008、2009、2010年由第一象限退回至第二象限,与我国经济“换挡”的时间高度吻合。体现了浙江南部城市从劳动密集型的轻工业向技术密集型产业转型升级的迫切性,在此过程中,浙江南部城市应进一步对接北面大上海都市圈,依靠第一象限地区的经济能量融合发展。同时,由于温州、金华、台州等城市的相对衰退,邻近后进城市也受到了影响,衢州、黄山于2016年同时从第二象限转移至第三象限,呈现出自身与周边经济发展水平都较低的特征。

合肥于2011年从第三象限逐渐进入第四象限,由“低一低”类型转变为“高一低”类型,体现了合肥21世纪以来经济实力的迅速提升,但自身发展并没有带动周边地区的发展,周边地区经济发展水平仍较低。

总体而言,长三角经济发展“东强西弱”的特点较为明显,就经济路径而言,长江以南的沪宁合经济带、G60科创走廊经过城市发展较好。同时,苏中地区呈现明显的崛起态势,苏中地区扬州、南通、泰州三市从期初的第二象限(低一高),分别于2005、2006、2009年跨入第一象限(高一高),与周边城市的经济发展水平呈现空间正自相关。在良好的发展势头下,苏中地区与上海、南京等中心城市的联系日益紧密,随着交通设施与产业结构等因素的变化,未来区域内可能孕育出长三角承东启西发展的新路径。

综上所述,本节通过Moran I指数检验了长三角整体以及各城市经济发展水平的空间自相关性。本文将进一步构建空间计量模型,检验长三角经济一体化的推进情况,并对区域内主要城市群以及可能存在的经济传导路径进行检验分析。

三、长三角区域一体化的进程及影响因素分析

1. 模型设定

当区域内城市经济联系不断增强时,区域内部可以通过上海等中心城市的溢出效应,实现区域经济发展的收敛,此谓一体化发展的整体推进。增长理论中经济收敛指落后地区经济体在人均产出增长率等项目上比发达地区经济体以更快的速度增长,整个区域内经济呈现收敛发展趋势。一般形式的 β 收敛检验方程为:

$$\ln y_{i,t+T} = \theta + \beta \ln y_{i,t} + v_{it} \quad (5)$$

式中, v_{it} 为扰动项, 反映系统所受暂时性的冲击。一般假定 v_{it} 在不同经济个体之间是独立分布的, 均值为零。 β 为收敛系数, $\beta < 0$, 则系统内经济体间呈现 β 收敛。 β 值越小, 收敛性越强。考虑到使用空间计量模型比普通计量模型更能说明区域一体化的空间特征, 本文参考王钺、白俊红 (2016) 的模型构建方式, 构建一般形式的条件 β 收敛空间计量模型进行分析。

$$\begin{cases} Y_{it} = \tau Y_{i,t-1} + \rho WY_{it} + \beta \ln \text{PerGDP}_{i,t-T} + \\ \delta WX_{it} + X_{it}\theta + \epsilon_{it} \\ \text{其中 } Y_{it} = \frac{\ln(\text{perGDP}_{it} - \text{perGDP}_{i,t-T})}{T} \\ \epsilon_{it} = \lambda W\epsilon_{it} + v_{it} \end{cases} \quad (6)$$

其中, ρ 与 λ 分别为被解释变量与误差项的空间相关系数, 表示区域内相邻地区经济发展的互相影响程度, 其中 ρ 又称为空间滞后系数或空间溢出系数, 作为衡量城市间经济联系程度的参数, 为本文的重点关注对象, 其数学含义如下:

$$Y_i^* = Y_i + \rho \sum_{n=1}^N w_n Y_n^* \quad (7)$$

式 (7) 中 Y_i^* 为第 i 地区的有效经济增长, 其变动来源于自身经济增长 Y_i 与周边地区经济增长对 i 地区的带动作用。 ρ 值越大, 说明区域内城市经济发展的相互联系越紧密, 经济关联性越强。

Y_{it} 表示经济的期内增长率, 本文参照 Solow (1956) 的设定取 $T=1$, 以经济的当期增长率作为被解释变量进行研究。 δ 为邻近地区自变量对本地区的影响系数; β 为空间收敛系数, 若 $\beta < 0$, 表示收敛, 说明区域内部经济一体化程度升高, $\beta > 0$ 表示发散, 说明区域内部经济差距呈扩大趋势; W 为空间距离权重矩阵; ϵ_{it} 与 v_{it} 均表示随机误差项。

通常而言, 城市的经济发展水平, 可能受区域内整体经济环境的影响, 还可能与周边地区经济活动所带来的某些不可观测的随机冲击相关。鉴于此, 多数文献会使用静态空间自回归模型 (SAR 模型, $\tau = \lambda = \delta = 0$) 或空间误差模型 (SEM 模型, $\tau = \rho = \delta = 0$) 两种静态空间计量模型进行研究, 考虑到相较于静态分析, 动态分析更能系统刻画出经济运动的全过程, 从而揭示经济运动的规律性, 本文最终选择动态 SAR 模型 ($\lambda = \delta = 0$) 进行分析。

2. 变量说明与数据来源

影响区域一体化的关键变量一般可以分为资本流动、城市特征、政府力量三大类, 考虑到数据的可得性。本文以物质资本流动 (K) 与实际利用外资 (fdi) 代

表资本流动情况; 以交通设施建设 ($road$) 与产业结构 (sec , thi) 代表城市特征; 以政府财力 (fin) 与政府权力 ($power$) 代表政府力量, 各变量具体含义如下:

物质资本流动 (K) 要获得城市资本流动数据, 首先需要理清各城市资本存量。一直以来, 由于数据可得性问题, 地级市层面的研究无法像省级层面一样采用资本形成总额作为代理变量, 导致分析地级市层面资本流动情况非常困难。在早期文献中, 王小鲁 (2000) 曾利用“全社会固定资产投资”代表地区投资水平。单豪杰等 (2008) 认为相比全社会固定资产投资额与固定资本形成总额, 新增固定资产投资额可以较好地代表地区投资水平。基于此, 本文参照刘常青等 (2017) 的计算方法, 利用永续盘存法构建如下方程测算各城市的资本存量。

$$K_t = K_{t-1} (1 - \delta) + I_t^* p_t^* \quad (8)$$

$$I_t^* = (I_t + I_{t-1} + I_{t-2}) \beta \quad (9)$$

$$K_0 = I_0 \left(\frac{1 - \delta}{1 + g} \right) \quad (10)$$

其中, I_t^* 为城市新增固定资产投资, 取前三年平均值得到。价格指数 p_t^* 使用省级层面建筑安装工程、设备工器具购置和其他费用进行加权平均获得。建设周期设定为三年, 与新增固定资产投资中的时间设定一致。计算折旧率 δ 时将其他费用摊入前两类资本品, 然后根据计算固定资产投资价格指数时所用的建筑安装工程 (折旧年限设定为 38 年) 和机器设备 (折旧年限设定为 16 年) 的历年比重对两种折旧率进行加权, 得到分地区历年折旧率。其中残值率设定为 5%^①。 K_0 为基期资本存量, 由 Reinsdorf 与 Cover (2005) 推算的基期资本存量公式进行计算, g 是不变投资的年平均增长率。

估算出各城市资本存量后, 本文依照王钺、白俊红 (2016) 的方式, 计算出 2002—2017 年间长三角各城市的资本存量占地区比重的变动, 并以此为依据来衡量各省区的年度资本流动情况。

实际利用外资 (fdi), 长三角作为沿海开放地区, 不能忽视外资对地方经济发展的促进作用。本文采用各城市外商直接投资占国内生产总值比重作为控制变量, 对外直接投资数据按当年期末美元对人民币汇率调整成人民币计价。

交通设施 ($road$), 刘生龙、胡鞍钢 (2011) 的研究表明交通基础设施的改善对区域经济一体化有促进作用。本文参照丁博等 (2019) 的变量构建方法, 采用各城市每平方公里内公路公里数来衡量地区交通基础

① 折旧年限与残值率设定方法与刘常青 (2017) 一致。

设施水平。

产业结构 (sec, thi), 产业结构的升迁对缩小地区间差距有重要的作用。王士香 (2019) 的研究认为不同产业结构会影响地区的投资能力。同时, 落后地区有更强的意愿调整产业结构, 但是发达地区更容易吸引高端产业落户。由于先进设备集中投资在第二和第三产业, 因此本研究选用各城市第二产业增加值占国内生产总值的比重 (sec) 与第三产业增加值占国内生产总值的比重 (thi) 作为衡量各城市产业结构的指标。

政府力量变量包括政府财力 (fin) 与政府权力 (power), 其中, 政府财力为城市当年一般公共预算收入与国内生产总值的比值, 表示城市单位产出的财力支撑。政府权力用城市一把手主官的级别表示, 一般而言, 如果城市主官拥有更高级别或党内地位, 他将能够调动更多资源, 为城市谋求更大发展空间。故本文设置虚拟变量 power, 其中 power 取 1 表示城市主官在当年由省委常委兼任, 且时间在 6 个月以上。power

取 0 表示该城市主官在当年不由省委常委兼任。

在 2016 年《长江三角洲城市群发展规划》中, 长江三角洲范围为江浙沪皖 26 个城市。其余城市被划入“泛长三角”区域。但据国家相关规划, 长江三角洲区域将进一步扩展至一市三省 41 个城市, 故而本文选取 2002—2017 年长三角全部 41 个城市的面板数据作为样本进行研究分析^①。数据主要来源于一市三省统计年鉴、地级市和县级市相关年份统计公报、CEIC 数据库、Wind 数据库、中经网统计数据库以及中国统计信息网。并对以上相关数据做了相应处理: 一是行政区划调整问题, 由于 2011 年撤销地级巢湖市, 新设立县级巢湖市, 原地级巢湖市所辖的一区四县分别划归合肥、芜湖、马鞍山三市管辖。本文将巢湖 2010 年以前有关数据在县级市层面分别与三个地级市进行合并处理。二是在数据处理时, 对于少数缺失数据, 本文使用线性插值法进行补充。对于非比例的指标数据均进行了对数化处理, 变量的描述性统计如表 3 所示。

表 3 变量描述性统计 (N=41)

变 量	单 位	平均值	标准差	最小值	最大值
经济增长情况 (Y)	/	1.1363	0.0852	0.6152	1.5054
经济发展水平 (perGDP)	亿元	41865.13	32419.52	2348	162388
资本流动率 (K)	/	0.0244	0.0302	0.0023	0.3367
利用外资比例 (fdi)	/	0.0306	0.0244	0.0001	0.2010
交通设施 (road)	/	1.1337	0.4450	0.2531	2.2491
第二产业比重 (sec)	/	0.4912	0.0857	0.2185	0.7473
第三产业比重 (thi)	/	0.3955	0.0709	0.2337	0.6978
政府财力 (fin)	/	0.0786	0.0284	0.0223	0.2273
政府权力 (power)	/	0.1540	0.3612	0	1

3. 实证结果与分析

由于动态 SAR 为联立方程系统, 如果进行 OLS 估计容易产生联立方程偏误 (Simultaneity bias), 故本文使用极大似然法 (MLE) 进行估计。经 Hausman 检验后选择固定效应, 为了减少潜在不随时间和个体变化的非观测因素所产生的内生性问题, 本文采取时间个体双固定的形式进行回归。

(1) 分时段长三角空间回归。本文选择分时段回归, 按 Moran 检验中得到的时间节点, 将样本期分为

2002—2008 年的城市经济发展水平相关性上升期; 2009—2013 年的相关性下降期以及 2014—2017 年的相关性回升期。其整体回归结果如表 4 所示。

由表 4 可知, 样本期内长三角区域 β 收敛系数在 1% 的水平显著为负, 区域呈现经济收敛发展态势, 空间溢出系数显著为正, 说明观测城市经济发展水平的提升可以显著地促进周围城市经济发展, 长三角城市的经济联系紧密。分时段来看, 2002—2008 年空间溢出系数显著为正。同时, 城市权力增大在该时期可以

^① 安徽省发展与改革委员会官网: http://fzggw.ah.gov.cn/gzcy/gzcy_yjzj_content.jsp?newsId=6433C2F8-28A6-40BC-9C23-C86F5D179F2E

表4 分时段长三角空间回归结果

变量	2002— 2017	2002— 2008	2009— 2013	2014— 2017
ρ	3.440*** (0.000)	3.309*** (0.000)	-0.561 (0.350)	3.208*** (0.000)
β	-0.057*** (0.000)	-0.084** (0.012)	-0.341*** (0.000)	-0.971*** (0.000)
L1, Y	0.072*** (0.000)	0.135** (0.042)	0.223*** (0.121)	0.380*** (0.000)
K	-0.145 (0.499)	-0.077 (0.870)	-0.042 (0.962)	-6.617** (0.048)
fdi	-0.131 (0.585)	0.630 (0.171)	-1.017* (0.084)	-2.068 (0.291)
road	0.029* (0.087)	0.045 (0.110)	0.120* (0.079)	-0.083 (0.694)
sec	0.264 (0.116)	0.234 (0.322)	-0.820*** (0.000)	0.347 (0.803)
thi	0.236 (0.146)	0.129 (0.567)	-1.345*** (0.000)	2.912*** (0.003)
fin	0.412 (0.069)	0.343 (0.614)	0.815 (0.270)	-2.900*** (0.001)
power	-0.010 (0.670)	0.043*** (0.000)	—	-0.036 (0.192)

注:***、**、* 分别表示在 1%、5% 与 10% 的统计水平上显著;括号内数值为 p 值。

显著地促进经济增长,原因可能在于早年更高级别的城市主官往往可以在招商引资的竞争中胜出,从而为本地拉来更多的优质企业,促进城市的经济增长。值得关注的是,2009—2013年,空间溢出系数的显著性消失了,长三角城市间的经济联系不再紧密,核心城市对周边城市的带动作用减弱,发展“各自为政”,这与 Moran 检验此时期城市经济发展水平空间自相关性逐渐下降的结论保持高度一致。笔者认为这是由于在加入 WTO 的市场红利逐渐消失后,原有低技术、低附加值、无创新的产业已不再能够支撑城市的经济发展。中国在全球价值链中的提升也使长三角城市对外资的要求在不断提高。内外环境的变化打破了传统“前店后厂”的格局,然而一市三省间原本就存在的行政壁垒与诸侯经济问题没有得到改善,对高附加值产业的追逐造成的同质化发展加剧了城市间竞争,甚至出现“以邻为壑”的局面。控制变量组的系数也验证了这个猜想,2009—2013年的回归结果表明外商投资与产业结构对经济发展甚至都呈现负效应,原有外资与产业结构已不能很好地促进本地区经济发展,

长三角一体化进程进入转型期。2014—2017年的空间溢出系数为 3.208,且在 1% 的水平显著,说明长三角城市间的经济联系重新变得紧密。经济收敛程度逐步提升,且在该时期到达峰值 -0.971,长三角区域的整体收敛发展程度不断加强表明长三角一体化上升为国家战略是一种必然。同时,该时期第三产业规模的提升能够显著促进经济发展,一般公共预算收入占比对经济发展呈现负效应,说明长三角地区减税降费,减少土地财政依赖的重要性。城市权力对经济发展的促进作用消失,显示出近年来行政力量不再是影响长三角地区城市发展的重要因素。长三角地区正逐步从“前店后厂”的协同发展旧模式,走向长三角地区一体化高质量发展的新时代。

(2) 长三角东西两大都市圈发展情况分析。要真正实现长三角一体化发展的整体推进,不能忽视中心城市的重要作用,中心城市与其经济腹地的一体化发展,不能被行政区划粗暴割裂,应站在长三角一体化的大背景下通盘考虑。在 2016 年发布的《长江三角洲城市群发展规划》中,“一核五圈”的概念被首次提出。一核为长三角的龙头上海,五圈分别为包含宁镇扬三市的南京都市圈;包含杭嘉湖绍四市的杭州都市圈;包含合芜马三市的合肥都市圈;包括苏锡常三市的苏锡常都市圈以及包括甬舟台三市的宁波都市圈。“一核五圈”分为两个“阵营”,上海 2035 规划中的上海大都市圈,囊括了杭州、宁波与苏锡常都市圈中的全部核心城市。可以说,这三个都市圈在各自发展的同时,也构成了上海的经济腹地。另一方面,南京、合肥相对远离上海,有条件构成相对独立的城市群。宁合地理相近、地缘相亲,在马芜一带的经济腹地高度重合,“规划”中也明确要求南京都市圈与合肥都市圈进行融合发展。与合肥相比,南京对周边地区有着更强的辐射带动作用,南京应以国家中心城市的担当,在省内实现宁镇扬同城化发展,省外与合芜马深度融合,二元推进打造长三角西部增长极。本文利用 Arcgis10.5 软件作出都市圈图像,具体如图 2 所示。

2018 年上海大都市圈常住人口为 8554.2 万人、生产总值达 116772.8 亿元、一般公共预算公共收入达 16064.8 亿元,分别是以南京为首的长三角西部都市圈的 2.8、4.9 和 3.3 倍。长三角东强西弱的发展现状,一个重要成因在于中心城市与其经济腹地的发展。本文进一步通过实证检验了两大都市圈经济发展的空间格局,结果如表 5 所示。

样本期内上海大都市圈 β 收敛系数在 1% 的水平上显著为负,表明区域内部收敛性在不断增强,上海与都市圈内其他城市的经济发展差距呈缩小态势。

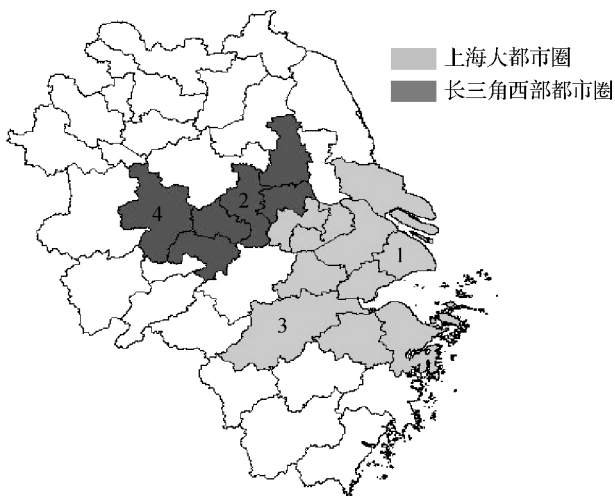


图2 长三角主要都市圈示意图

注:浅灰色区域表示上海大都市圈部分,深灰色区域表示长三角都市圈。其中1为上海、2为南京、3为杭州、4为合肥,下图同。

表5 长三角城市群空间回归结果

变量	上海大都市圈		长三角西部都市圈	
	系数	p 值	系数	p 值
ρ	6.254***	0.000	1.098	0.218
β	-0.123***	0.001	-0.049	0.151
L1. Y	0.073*	0.064	0.130	0.122
K	-0.021	0.961	1.010	0.590
fdi	0.055	0.911	-0.388	0.241
road	0.071***	0.000	0.011	0.805
sec	0.434*	0.059	-0.436*	0.073
thi	1.032***	0.000	-0.520*	0.058
fin	-0.328	0.657	0.018	0.982
power	—	—	0.012	0.527

长三角西部都市圈的 β 收敛系数在样本期内不显著,表明南京等核心城市与周边地区经济发展没有收敛关系。上海大都市圈的空间溢出系数显著为正,说明上海大都市圈城市的经济联系较强,一体化发展态势明显。长三角西部都市圈空间溢出系数在样本期内不显著,体现出南京等核心城市的经济发展没有显著的溢出效应,不能很好地带动其他地区的经济发展。种种迹象表明,长三角西部都市圈与上海大都市圈相比,无论是经济发展水平还是一体化程度,都有明显差距。

(3) 长三角经济能量向西传导的路径。故要打破

长三角“东强西弱”的格局,改变上海对安徽、苏北地区“鞭长莫及”的现状,应充分利用可能存在的经济路径,联通起上海大都市圈与长三角西部都市圈,打造以南京为首的长三角西部增长极。通过长三角西部核心城市的“涓流效应”,辐射带动长三角西部后进地区的发展,实现长三角一体化发展的整体推进。其中,可能的经济路径如图3所示。

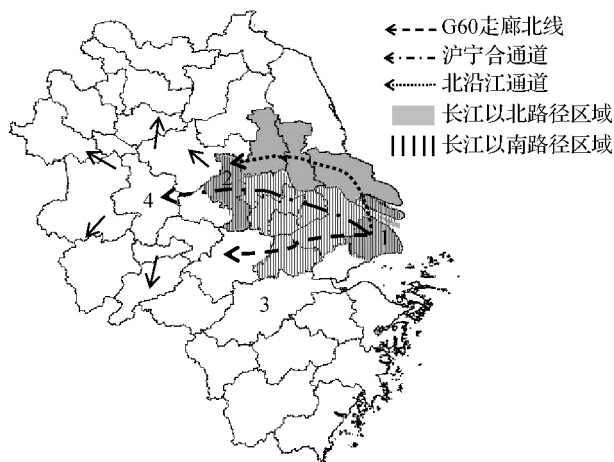


图3 长三角东西向经济路径示意图

如图,长期以来上海的经济能量向西入徽的路径主要存在于长江以南区域,包括沪宁合通道与2018年提出的G60科创走廊(北线)。由上文Moran检验可以发现,苏中地区南通、泰州、扬州等城市展现出了越来越活跃的经济动能,北沿江通道作为沿江经济带的重要组成部分,不能忽视其连接上海与南京两大中心城市的重要作用。故本文进一步将长三角经济能量向西传导路径的两片主要区域进行回归,探究长江以南以北路径区域的经济发展空间格局,回归结果如表6所示。

由表6可知,样本期内长江以南路径区域发展较为成熟,其 β 收敛系数为负,区域整体呈现收敛发展。空间溢出系数为8.261,且在1%的水平显著,说明城市间经济发展相互依赖,受邻近城市经济发展水平的影响较大,经济能量传导的路径是通畅的,长江以南地区沪宁通道与G60通道构成上海经济能量向安徽传递的重要路径,在长三角区域经济一体化中的作用不容忽视。同时,道路建设、利用外资能显著促进该区的经济发展水平。长三角以南路径区域需进一步扩大开放,加大交通基础设施建设,打通省界断头路,加快产业升级转型,获得经济增长的新动能。

另一方面,苏中地区与上海、南京等中心城市的

表6 长三角东西向经济路径区域的回归结果

变量	长江以南路径区域		长江以北路径区域	
	系数	p 值	系数	p 值
ρ	8.261***	0.000	9.265***	0.004
β	-0.081**	0.016	-0.015	0.599
L1, Y	0.104**	0.044	0.154***	0.000
K	0.208	0.398	0.170	0.636
fdi	0.690**	0.041	0.811***	0.000
road	0.078***	0.005	0.012	0.673
sec	-0.546	0.207	-0.263	0.179
thi	0.040	0.904	-0.025	0.937
fin	-0.581	0.347	-0.207	0.605
power	-	-	-	-

经济联系愈发紧密。样本期内空间溢出系数为 9.265,且在 1%的水平显著,上海溢出的经济能量能够显著地带动苏中地区地发展,带动作用甚至强于长江以南区域,该结果验证了 Moran 检验中对苏中地区的预测。随着南通、泰州、扬州等地区逐步崛起,跨江公铁大桥等铁路设施不断完善,长江以北地区从需要被帮扶照顾的经济“塌陷”区,逐渐转变为与上海、南京等中心城市共同发展的经济“协同”区。上海向西长三角传递经济能量的方式,如今不仅可以向西南利用长江以南路径,向西北通过北沿江通道辐射长三角西部地区,也是一个较好的选择。

四、结论与政策建议

本文运用 Moran I 指数法对于长三角城市经济发展的相关性进行检验,进一步构建条件收敛动态空间计量模型,分时段分区域实证检验了 2002—2017 年间长三角一体化发展的整体推进情况,研究结果表明:

长三角城市经济发展水平存在显著的空间正自相关性,且呈现 2002—2008 年上升、2009—2013 年下降、2014—2017 年再上升的规律。具体而言,上海大都市圈内城市是长三角一体化的直接得益者,区域内基本为发达地区被发达地区包围的“高一高”类型;南京与周边地区存在显著的空间负自相关,为发达地区被后进地区包围的“高一低”类型;合肥经历快速发展期,从“低—低”格局步入“高一低”类型,但自身发展并未带动周边地区。分区域来看,长三角区域发展存在明显东强西弱的特征,苏中地区逐渐从“低—高”转变为“高一高”类型,从“后进”区域逐渐步入“发达”区

域,体现出自身快速的成长性。浙南地区整体从“高一高”变为“低—高”类型,经济发展相对滞后。安徽、苏北城市多数属于“低—低”类型,自身经济发展与周边地区发展都较弱,短期想要带动发展较为困难,要将上海的经济能力传导到长三角西部地区,应首先建设好以南京为首的长三角西部增长极,利用南京等长三角西部地区中心城市的能力,辐射带动安徽、苏北等地区发展,实现长三角一体化整体推进的目标。

在样本期内,整体上长三角城市间经济联系较强,且为发达地区经济溢出的收敛型发展,说明长三角经济一体化整体推进的态势良好。分阶段来看长三角城市间的经济联系经历了强—弱—强的三个阶段,原因在于长三角城市经济合作的模式发生了改变。中国正经历从“世界工厂”到“创新中心”的身份转变,长三角内部的城市关系,也将逐步从“前店后厂”模式,走向“协作创新”新模式。长三角需要通过体制机制创新,克服行政壁垒所产生的诸侯经济等问题,避免产业的同质化竞争;需要通过产业协作,实现重点产业的升级转型与合理分工;需要通过扩大开放,引入高质量外资带动区域内相关产业,并进一步带动内陆地区的发展。长三角各城市应进一步深化合作,实现更高质量的一体化发展。

长三角东强西弱的问题,本质是由于东西两大城市群存在发展差距,上海大都市圈内城市经济联系愈发紧密,且经济发展呈收敛态势。但南京的中心城市功能稍显不足,长三角西部都市圈的城市经济联系较弱,未能很好地带动周边城市的发展,更无法带动西部长三角地区的其他城市。要使上海的经济能量不仅限于辐射上海大都市圈,需进一步加强长三角内部两大都市圈的联系,使上海的经济能量能够通过长三角西部都市圈,真正辐射到西长三角地区。

本文在整理沟通两大城市圈的路径后发现,包含沪宁合发展带、G60 科创走廊的长江以南路径所在区域,内部城市间经济联系较强,是上海经济向西传导的优良路径。但更值得关注的是,长江以北的苏中地区与上海、南京等中心城市的经济联系愈发紧密,其构成的北沿江通道连接长三角东西两大都市圈,正逐渐形成长三角经济一体化发展的经济新路径,使上海经济能量向西通过南京传导至安徽区域有了新的选择,为长三角经济一体化发展的整体推进提供了有力支撑。

鉴于此,地方政府应树立“一体化”意识和“一盘棋”思想,利用沪宁合发展带、G60 科创走廊等已有政策通道,充分发挥沪宁杭核心区基础设施发达,资本流动活跃的优势,将上海的经济动能向长三角西部地

区引导。同时,不能忽视江苏长江以北地区所展现出愈发强大的经济活力。充分利用北沿江通道,加快交通基础设施的互联互通,承接中心城市的产业转移与要素流动,与上海、南京等城市共享发展。江苏长江以北地区作为长三角内部承东启西的新动脉,应更加积极主动地参与到长三角经济一体化建设中来。

参考文献:

1. Feldstein, M., and C. Horioka. Domestic Saving and International Capital Flows. *Economic Journal*, 1980, 90 (358): 314—329.

2. Kumur, A. Economic Reform and the Internal Division of Labor in China: Production, Trade and Marketing. in Goodman, D. and Segal (eds) *China Deconstructs: Politics, Trade and Regionalism*. London: Routledge, 1994: 99—130.

3. Naughton, B. How Much Can Regional Integration Dotounify China's Markets. *Conference for Research on Economic Development and Policy Research*. Stanford: The Stanford University, 1999.

4. Poncet, S. Measuring Chinese Domestic and International Integration. *China Economic Review*, 2003, 14 (1): 1—22.

5. Reinsdorf, M., and M. Cover. Measurement of Capitalstocks, Consumption of Fixed Capital, and Capital Services. Santo Domingo: *The Central American AdHoc Group on National Accounts*, 2005: 1—6.

6. Solow, R. M. A Contribution to the Theory of Economic Growth. *Quarterly Journal of Economics*, 1956, 70: 65—94.

7. 蔡进丁著:《全球经济未来》,台北书华出版公司 1995 年版。

8. 陈强著:《高级计量经济学及 Stata 应用》,高等教育出版社 2014 年版。

9. 陈彦光:《基于 Moran 统计量的空间自相关理论发展和方法改进》,《地理研究》2009 年第 6 期。

10. 丁博、曹希广、邓敏、奚君羊:《生产性服务业对制造业生产效率提升效应的实证分析——基于中国城市面板数据的空间计量分析》,《审计与经济研究》2019 年第 2 期。

11. 丁从明、吉振霖、雷雨、梁甄桥:《方言多样性与市场一体化:基于城市圈的视角》,《经济研究》2018 年第 11 期。

12. 刘常青、李磊、卫平:《中国地级及以上城市资本存量测度》,《城市问题》2017 年第 10 期。

13. 刘生龙、胡鞍钢:《交通基础设施与中国区域经济一体化》,《经济研究》2011 年第 3 期。

14. 刘夏明、魏英琪、李国平:《收敛还是发散?——中国区域经济发展争论的文献综述》,《经济研究》2004 年第 7 期。

15. 孟庆民:《区域经济一体化的概念与机制》,《开发研究》2001 年第 2 期。

16. 潘文卿:《中国的区域关联与经济增长的空间溢出效应》,《经济研究》2012 年第 1 期。

17. 单豪杰:《中国资本存量 K 的再估算:1952~2006 年》,《数量经济技术经济研究》2008 年第 10 期。

18. 石林、傅鹏、李柳勇:《高铁促进区域经济一体化效应研究》,《上海经济研究》2018 年第 1 期。

19. 王士香、董直庆:《高质量投资的区域异质性:经验证据与政策建议》,《学习与实践》2019 年第 2 期。

20. 王小鲁:《中国经济增长的可持续性与制度改革》,《经济研究》2000 年第 7 期。

21. 王钺、白俊红:《资本流动与区域创新的动态空间收敛》,《管理学报》2016 年第 9 期。

22. 宣昌勇、张纪凤:《区域经济一体化与东亚经济增长——基于经济收敛效应的解析》,《江海学刊》2017 年第 4 期。

23. 张学良、林永然、孟美侠:《长三角区域一体化发展机制演进:经验总结与发展趋向》,《安徽大学学报(哲学社会科学版)》2019 年第 1 期。

作者简介:张安驰,南京大学经济学院博士生;范从来,南京大学长江三角洲经济社会发展研究中心主任、博士生导师,教育部长江学者特聘教授(南京 210093)。

[责任编辑:张震]