

## 长三角城市创新产出与城镇化耦合协调的 时空分异及影响因素研究

郭方舟<sup>1</sup>, 杨丹萍<sup>1\*</sup>, 刘毅<sup>2</sup>

(1. 宁波大学 区域经济研究所, 浙江 宁波 315211; 2. 宁波城市职业技术学院, 浙江 宁波 315100)

**摘要:** 本文运用耦合协调模型、探索性空间分析法、空间面板分析等方法分析了 2007~2016 年长三角 26 个核心城市创新产出和城镇化耦合协调度的时空分异及影响因素, 结果显示: 创新产出与城镇化的耦合协调度在研究期内缓慢上升, 协调度的空间分异较为明显, 呈现出“东部高、西部低”的发展趋势; 整体地区的耦合协调度呈现空间集聚的态势, 以 Moran 指数  $I$  来衡量的集聚强度在时间上“V”型发展, 形成了以上海为中心的高高集聚区向南北扩散与西部低低集聚区缓慢缩小的空间态势; 经济发展水平、市场发展水平、对外开放和政府干预程度对于提高城市创新产出和城镇化互动水平具有显著推动作用, 信息化水平的推动不明显, 工业化对于互动的的作用仍需探讨。

**关键词:** 创新产出; 城镇化; 耦合协调度; 时空分异

**中图分类号:** F290

**文献标志码:** A

**文章编号:** 1001-5132 (2019) 03-0108-07

一直以来, 创新作为城市和区域经济发展的推动力, 对于提高城市和区域竞争力具有重要作用<sup>[1]</sup>. 区域创新与城镇化的互动发展作为当前城市重要的经济现象, 其对区域经济发展的作用不言而喻. 一方面, 城市由于要素相对集中且资源配置能力突出, 有利于为创新活动提供载体<sup>[2]</sup>; 另一方面, 具有创新能力的城市能够吸引要素的进一步集聚从而促进城市化水平的提升. 在国家创新驱动战略和新型城镇化战略的持续推动下, 区域创新与城镇化开始成为学者们关注的热点课题, 如何将两者置于同一框架下进行分析更是显得尤为重要.

近年来, 已有国内外学者对于城市创新与城镇化的互动关系进行了探讨. Simmie<sup>[3]</sup>认为创新能力强的城市会在经济集聚和全球化的过程中具有更强的竞争力, 从而有利于加快城市化的进程. Walcott<sup>[4]</sup>以高新技术开发区和创新产业园区为例, 论证了城镇化进程中产学研联盟和创新的必要性.

可以看出, 国外的学者大多注重创新对于城市发展的理论探讨和驱动机制研究. 在国内, 姜磊等<sup>[5]</sup>通过对城市化、创新和空间知识溢出的关系分析, 发现城市创新活动集中于长三角和环渤海等城市化水平较高的区域. 程开明<sup>[6]</sup>基于创新中介效应, 认为城市化可以在技术创新的中介作用下推动城市发展. 综上所述, 虽然对于创新与城镇化的关系研究在理论与机制分析上已经有所展开, 但是大多数文献停留在创新与城镇化关系的测度与评价上<sup>[7]</sup>, 鲜有文献涉及到市域尺度下区域创新产出与城镇化的互动关系研究, 更是缺乏对于两者耦合协调情况的深入探讨.

基于已有文献的研究进展与方法借鉴, 本文拟以长三角 26 个核心城市的市域数据为基础, 选取耦合协调度模型定量分析城市创新产出与城镇化的耦合协调情况, 并运用空间统计和空间计量分析工具进一步分析两者耦合协调的影响因素, 以期对城市经济创新发展提供理论借鉴和参考.

收稿日期: 2018-08-22.

宁波大学学报(理工版)网址: <http://journalg.nbu.edu.cn/>

基金项目: 浙江省自然科学基金(LY17G030010); 宁波市哲社规划项目(JD18QY-3).

第一作者: 郭方舟(1992-), 男, 浙江慈溪人, 在读硕士研究生, 主要研究方向: 区域经济. E-mail: 409389113@qq.com

\*通信作者: 杨丹萍(1968-), 女, 浙江宁海人, 教授, 主要研究方向: 区域经济、国际贸易. E-mail: yangdanping@nbu.edu.cn

## 1 研究方法与指标选取

### 1.1 研究区域

对于长三角的范围界定,本文根据2016年国务院发布的《长江三角洲城市群发展规划》选取上海、江苏、浙江、安徽三省一市的26个核心城市.该地区面积为 $2.117 \times 10^5 \text{ km}^2$ ,2016年地区生产总值14.87万亿元,约占全国地区生产总值的20%,经济高度发达且产业和城镇化水平居全国前列.

### 1.2 指标选取和数据来源

学术界常用专利数据、新产品产值、新产品开发项目数、技术市场成交额等指标来对城市创新产出进行测度<sup>[8]</sup>,而专利数据作为最常用的指标,具有通用性和可靠性.关于城镇化的水平,学术界分别采取单一指标和多指标体系作为衡量标准,但由于各指标体系间在指标选择上存在较大差异,学者们多采取单一指标来测度城镇化程度.本文结合现有研究,并基于数据的可获得性,采取专利授权量和常住人口城镇化率分别代表城市创新产出和城镇化水平<sup>[9]</sup>,数据来源于各地统计年鉴及部分市科学技术局网站,时间跨度从2007至2016年.

### 1.3 研究方法

#### 1.3.1 耦合协调度

耦合协调度是物理学中衡量2个单位匹配程度的指标,常被用于测度经济学2个变量间的相互关系.基于更正后的耦合协调度公式<sup>[10]</sup>,本文构建了城市创新产出和城镇化的耦合协调模型<sup>[11-12]</sup>,具体计算公式如下:

$$C = 2\sqrt{U_1 U_2} / (U_1 + U_2), \quad (1)$$

式中: $C$ 为耦合度; $U_1$ 和 $U_2$ 作为单一指标反映2个系统的整体水平.由于该模型常常出现2个低水平系统耦合度较高的情况,引入耦合协调度指标:

$$D = \sqrt{CT}, \quad T = \alpha U_1 + \gamma U_2, \quad (2)$$

式中: $D$ 为2个系统的耦合协调度; $T$ 为2个系统的协调指数,本文认为创新和城镇化水平具有相同的重要程度,故把权重 $\alpha$ 和 $\gamma$ 均设置为0.5.另需指出,本文在结合相关文献<sup>[9-10]</sup>和长三角实际情况的基础上把耦合协调度的区间划分为 $[0,0.2)$ 、 $[0.2,0.4)$ 、 $[0.4,0.5)$ 、 $[0.5,0.8)$ 和 $[0.8,1]$ ,分别代表低度耦合协调、较低耦合协调、中度耦合协调、较高耦合协调和高度耦合协调.

#### 1.3.2 空间自相关分析

探索性空间数据分析法(ESDA)能凭借空间权重矩阵评估邻近地区的空间关系,表明变量间的空间联系和集聚情况,一般可分为全局和局部空间自相关.全局空间自相关指数Moran指数 $I$ 相关公式为:

$$I = \frac{N}{S_0} \times \frac{\sum_{i=1}^N \sum_{j=1}^N W_{ij} (x_i - \bar{x})(x_j - \bar{x})}{\sum_{i=1}^N (x_i - \bar{x})^2},$$

$$S_0 = \sum_{i=1}^N \sum_{j=1}^N W_{ij}, \quad (3)$$

式中: $N$ 为地区数; $x_i$ 和 $x_j$ 表示地区 $i$ 、 $j$ 的产出水平, $\bar{x}$ 为平均值; $W_{ij}$ 为空间权重矩阵元.Moran指数 $I$ 的取值范围为 $-1 \sim 1$ ,指数越大表明某产出水平相似的地区呈集聚分布,空间自相关水平越高.

全局空间自相关指数主要用于测量长三角地区耦合协调度的整体关联程度,但是由于其忽视了空间异质性,故引入局部空间自相关指数,并以LISA图来体现耦合协调度的局部空间变化.

#### 1.3.3 空间回归分析模型

空间回归分析模型根据地区间的空间相关关系,研究耦合协调度的影响因素.主要的空间面板回归模型包括空间滞后模型(SLM)和空间误差模型(SEM).

空间滞后模型又被称为空间自回归模型(SAR),适用于变量间存在空间相关的情形,其表达式为:

$$Y = \lambda WY + X\beta + \varepsilon, \quad (4)$$

式中: $X$ 、 $Y$ 分别表示解释变量和被解释变量; $\lambda$ 为空间自回归系数,度量空间滞后 $WY$ 对 $Y$ 的影响; $W$ 为空间权重矩阵; $\beta$ 为解释变量相应系数; $\varepsilon$ 为随机误差项.

空间误差模型主要适用于扰动项存在空间相关的情形,其表达式为:

$$Y = X\beta + \mu, \quad \mu = \rho W\mu + \varepsilon, \quad (5)$$

式中: $\rho$ 为空间误差系数; $\mu$ 为扰动项.

## 2 长三角城市创新产出与城镇化耦合协调的时空格局分析

### 2.1 耦合协调度的时空格局分析

本文在对原始数据进行标准化处理的基础上,

根据公式计算得到城市创新产出和城镇化的耦合度和协调度,具体计算结果如图1所示。

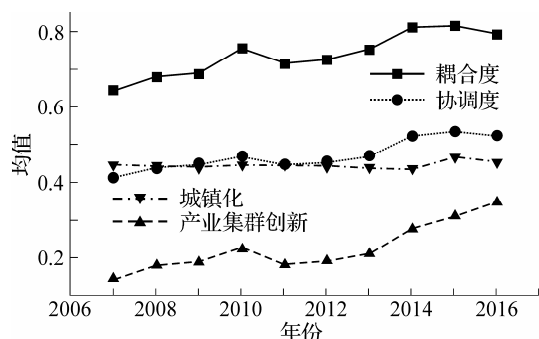


图1 城市创新产出、城镇化、耦合度、协调度的均值变化

由图1可知,除城镇化指标在10a间基本保持不变外,创新产出、耦合度以及协调度在研究期内均有不同程度的提升。其中2016年创新产出指标的标准化均值为0.35,是2007年的2.5倍,并且除2011年有所下降之外,其余时间均保持了强劲的增长势头,这体现了长三角区域创新能力的提升。城市创新产出与城镇化的耦合度及协调度均值大体上呈现出平稳上升的态势,但涨幅较为微

弱,这说明虽然长三角区域创新与城镇化的互动情况大体向好发展,但这种发展趋势仍显得不够迅速。

为了进一步说明创新和城镇化耦合协调度的时空变化情况,本文选取2007、2010、2013和2016年的耦合协调度数据,利用ArcGIS软件中的ArcMap 10.2模块做空间聚类分析,据此得到长三角核心城市4个年份耦合协调度的空间分布格局(图2)。

可以发现,从空间上来看:耦合协调度较高的区域以上海为中心向南北2个方向辐射,该区域经济产业发展基础好、创新能力强,且常住人口城镇化率普遍较高,故可以实现创新与城镇化的良性互动。与此同时,耦合协调度较低的区域集中在长三角西面的安徽省境内,该区域如铜陵、马鞍山以传统产业为主,综合产业基础较薄弱且创新能力差,与城镇化互动情况不明显。

从时间上看:2007至2010年,除安庆、滁州、池州、宣城4个城市处于低水平耦合协调状态未

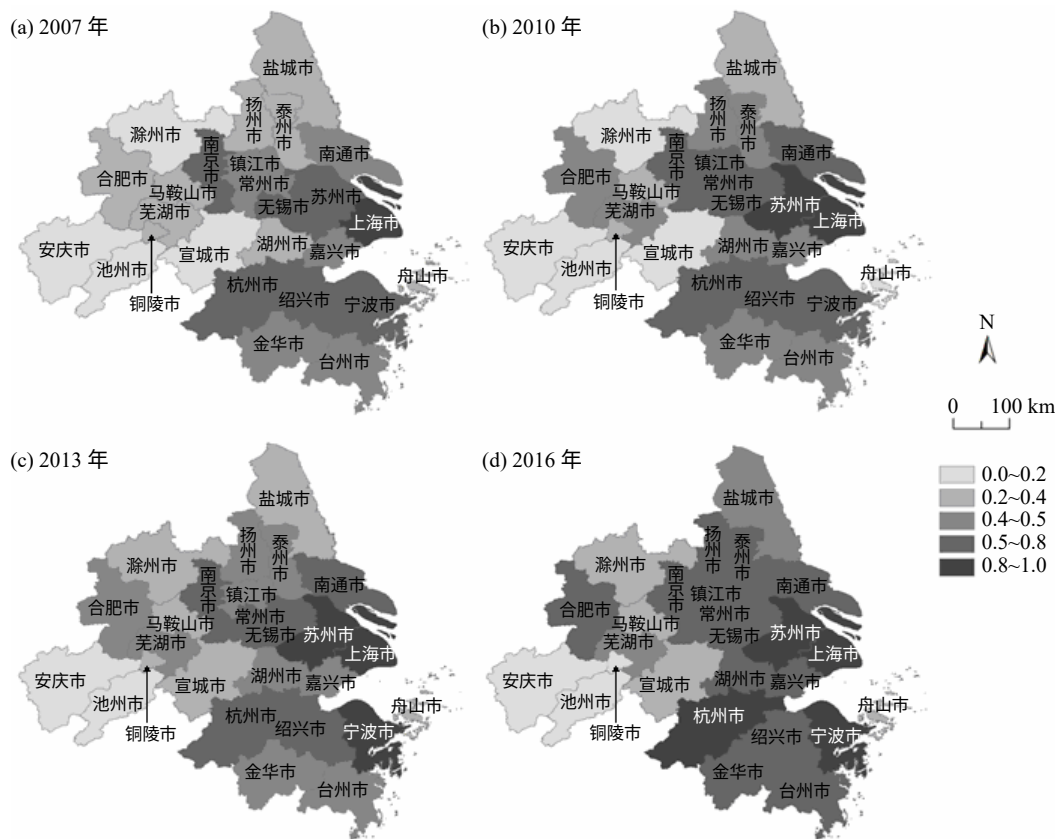


图2 长三角区域核心城市耦合协调度的时空格局及演变

变之外,有9个城市的耦合协调度有所提高,其中处于苏南、苏中地区的常州、苏州、镇江、南通、扬州和泰州表现出耦合协调度抱团集聚提高的趋势。尤其是靠近上海的苏州,其耦合协调度由0.69上升至0.89,迈向高度耦合协调阶段。2010~2013年,这种集聚提高的趋势继续向西扩散至安徽境内部分城市,除江苏省镇江市下降之外,安徽省大部分城市耦合协调度都得到提升,其中宣城和滁州耦合协调度提升了一个等级。另外,以上海市为中心的集聚趋势向南扩散至宁波和舟山,使得宁波、舟山分别向上跃迁一个等级,宁波更是达到高度耦合协调阶段。2013~2016年,耦合协调度的变化呈现出两极分化的态势。江苏、浙江和上海二省一市出现高水平的连绵集聚区,有17个城市处于较高或高度耦合协调度状态,占全部研究区域的65.38%;但安徽省除省会合肥外,大部分城市处于低水平状态且未有改变。杭州、宁波的耦合协调度分别增加至0.82和0.81,与上海和苏州一起成为仅有的4个创新产出和城镇化高度耦合协调的城市。

总的来看,长三角区域高协调度的地区向低值区域扩散。10a间处于较高或高度耦合协调状态的城市数量从7个增长至17个,占全部研究区域城市的比例分别为26.92%、38.46%、34.61%和65.38%,且在区域上呈现出以上海为中心向南北连绵辐射的态势,表明这些区域创新和城镇化之间的互动水平有了很大程度的提高。但是值得注意的是,耦合协调度呈现南北连绵辐射的区域基本集中于长三角东部的江苏、浙江和上海二省一市;与此相比安徽省8个城市耦合协调度整体处于偏低水平,城市创新产出和城镇化的互动没有明显提高,这也导致了长三角区域整体发展趋势不够迅速。

## 2.2 耦合协调度的空间相关特征及演化

利用2007至2016年长三角各市耦合协调度数据,并依据各城市重心距离构建空间权重矩阵,在此基础上分析各城市耦合协调度的空间集聚情况。全局空间自相关指数Moran指数 $I$ 的计算结果、期望值 $E(I)$ 、标准差 $sd(I)$ 见表1。由表1可得2007~2016年Moran指数 $I$ 的 $z$ 统计量均通过了0.05的显著性检验,这说明各年的耦合协调情况呈现出正的空

间相关性,具有空间集聚态势。这种集聚情况在10a间总体上呈正“V”的变化趋势。2009~2013年,全局Moran指数 $I$ 由0.289下降至0.170,但其降幅得到缩小,各年降幅分别为0.037、0.050、0.017和0.015,说明这5a内产业集群创新和城镇化耦合协调度的空间集聚情况有所减弱,但减弱的趋势有所缓解。2014~2016年全球Moran指数 $I$ 持续攀升,说明集聚态势得到强化。

表1 长三角区域核心城市耦合协调度的全局自相关情况

| 年份   | $I$   | $E(I)$ | $sd(I)$ | $z$   | $P$   |
|------|-------|--------|---------|-------|-------|
| 2007 | 0.281 | -0.04  | 0.116   | 2.767 | 0.003 |
| 2008 | 0.289 | -0.04  | 0.117   | 2.808 | 0.002 |
| 2009 | 0.289 | -0.04  | 0.117   | 2.802 | 0.003 |
| 2010 | 0.252 | -0.04  | 0.118   | 2.477 | 0.007 |
| 2011 | 0.202 | -0.04  | 0.118   | 2.056 | 0.020 |
| 2012 | 0.185 | -0.04  | 0.118   | 1.906 | 0.028 |
| 2013 | 0.170 | -0.04  | 0.118   | 1.784 | 0.037 |
| 2014 | 0.203 | -0.04  | 0.118   | 2.060 | 0.020 |
| 2015 | 0.242 | -0.04  | 0.118   | 2.390 | 0.008 |
| 2016 | 0.245 | -0.04  | 0.118   | 2.413 | 0.008 |

由于全局Moran指数 $I$ 只能说明整体区域的空间关联情况,并不能解释局部地区的空间差异和空间集聚关系,故本文利用Geoda软件绘制耦合协调度的局部空间相关LISA图。根据LISA集聚图将长三角地区划分为4种区域类型:高-高集聚区、低-低集聚区、低-高集聚区和高-低集聚区,如图3所示。

可以看出,4个截面总体上均表现出高高集聚和低低集聚明显分异的格局,高高集聚区基本分布在以上海为中心的东部区域,低低集聚区则位于长三角西北部的安徽省境内,且长三角中部城市始终表现不显著,这说明3个区域创新产出和城镇化的耦合协调度具有完全不同的发展情况。2007年,高值集聚区内一共有上海、苏州、宁波和绍兴4个城市,且湖州、嘉兴和舟山3市被高值集聚区包围,呈现出低高集聚的态势。至2016年,嘉兴、南通依次由低高集聚区过渡到高高集聚区,说明这2个城市在自身耦合协调水平不断提高和周边城市的辐射带动作用,创新和城镇化的互动水平得到良性发展。与此对应,安徽省境内大部分城市始终处于低低集聚状态,低值集聚区仅从2007

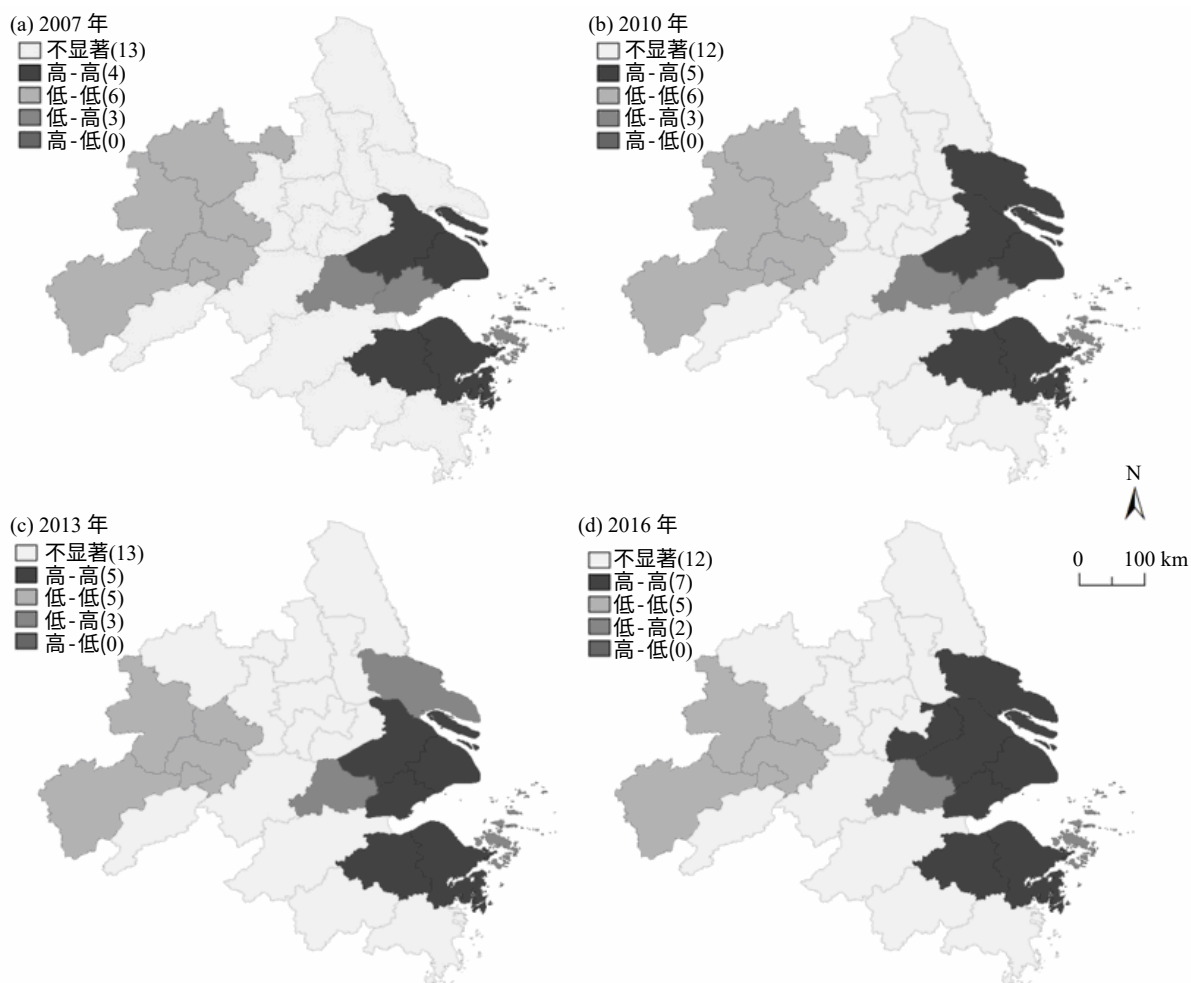


图3 长三角区域核心城市耦合协调度的集聚情况

年的6个减少为5个,其互动情况始终互相拖累。值得注意的是,虽然杭州市的耦合协调度基本处于较高水平,但其对周围城市的促进作用没有很好体现出来,因此始终处于集聚的不显著区域。

从整体的变化情况看,长三角区域东部表现出以上海市为中心的高高集聚区向南北扩散的趋势,带动了周围城市创新和城镇化互动水平的提高,具有较强的正向促进结果;安徽省的低水平集聚区域虽然有所缩小,但城市之间的辐射与促进效果始终不明显。

### 3 长三角城市创新产出与城镇化耦合协调的影响因素分析

#### 3.1 变量选取及变量说明

城市创新产出与城镇化耦合协调度的变化受到多种因素的共同影响,在前人研究成果的基础

上,综合长三角区域内的实际情况和数据的可得性,本文从经济水平、对外开放程度、市场发展水平、政府干预程度、信息化和工业化水平等方面选取了若干指标进行分析,具体见表2。

表2 耦合协调度影响因素变量说明

| 变量     | 变量名  | 单位                 | 说明             |
|--------|------|--------------------|----------------|
| 经济水平   | PGDP | 万元·人 <sup>-1</sup> | 人均GDP          |
| 工业化水平  | IND  | %                  | 第二产业增加值占GDP比重  |
| 政府干预程度 | GOV  | %                  | 一般公共预算支出占GDP比重 |
| 市场发展水平 | MAR  | 亿元                 | 社会消费品零售总额      |
| 对外开放程度 | OP   | %                  | 进出口总额占GDP比重    |
| 信息化水平  | INF  | 万户                 | 移动通信用户数        |

#### 3.2 模型构建与结果分析

利用2007至2016年长三角地区26个核心城

市的面板数据,使用 Stata 14.0 软件选择普通面板(OLS)、空间滞后模型(SLM)和空间误差模型(SEM)进行实证分析.首先运用 Hausman 检验判断选择固定效应模型还是随机效应模型.检验结果表明 3 种模型的 Hausman 统计量的  $P$  值均小于 0.05,因此全部选择固定效应模型进行回归分析,回归结果见表 3.可以看到,以上 3 种模型的各项系数基本接近,且空间自回归系数和空间误差系数均通过了显著性检验.

从各变量的系数和  $z$  统计量可以看出:

(1)经济发展水平、市场发展水平、对外开放程度和政府干预程度对于城市创新产出和城镇化耦合协调度的提高具有显著正向作用.长三角东部核心城市如上海、苏州、杭州、宁波等具有坚实的经济基础,市场的力量能够促进产业的自主创新活动.而政府的财政支出,通过建立产业园区、科技园区和财税倾斜等形式改善企业的创新环境,培育高科技企业集群,加之外资和技术支持,使得城市创新水平能够合理地与城镇化水平相匹配.安徽境内部分城市如铜陵、马鞍山经济基础薄弱,产业结构不合理且创新水平较低,不能为现有城镇化水平提供很好的基础支撑,甚至出现虚假城市化情形.

(2)移动通信用户指标反映的信息化水平系数虽然为正,但显著性水平稍显不够.创新与城镇化互动依靠的是创新人才的集聚,信息化水平提高带来的信息流通增加了创新人才的交流渠道,有利于集群企业和创新人才的空间集聚分布<sup>[13]</sup>.长三角地区的信息化发展水平参差不齐,从整体上来看信息化对于创新和城镇化互动的作用仍不明显,但可以预知,随着互联网技术和移动通信的普及,信息化将在互动过程中发挥向心力作用.

(3)工业化水平的系数出现负值且不显著,其对推动城市创新和城镇化的互动作用较小,这打

破了原先依靠大规模工业化促进产业发展和区域协调的看法.随着长三角多数区域二产占比逐年走低,走集约化、高端化,以技术创新带动产业发展的模式会比规模化发展的模式更加促进与城镇化的协调,这也为安徽省部分城市积极改变对原有传统产业的依赖,发展高技术产业提供了理论支持.

#### 4 结论及讨论

本文在计算长三角区域核心城市创新产出和城镇化耦合协调度的基础上,通过空间聚类分析、LISA 集聚分析研究耦合协调度的时空格局演变,并利用空间面板模型分析其影响因素,研究结论如下:

长三角区域城市创新与城镇化的耦合协调度在研究期内缓慢上升,但整体来看空间分异较为明显,呈现出“东部高、西部低”的发展趋势,东部地区以上海为中心向南北高水平连绵辐射,西部区域整体协调水平偏低;2007 至 2016 年整体地区的耦合协调度呈现空间集聚的态势,以 Moran 指数  $I$  来衡量的集聚强度在时间上“V”型发展,形成了以上海为中心的高高集聚区向南北扩散与西部低低集聚区缓慢缩小的空间态势;经济发展水平、市场发展水平、对外开放和政府干预程度对于提高创新和城镇化互动水平具有显著推动作用,信息化水平的推动不明显,工业化对于互动的的作用仍需探讨.

安徽省部分城市加入长三角城市群客观上拉低了区域创新和城镇化的整体互动水平.鉴于当前安徽省 8 个城市整体水平偏低的情形,必须强化各地各产业的创新集聚和城镇化规划的统筹,发挥合肥省会城市的极化作用以改变该区域低水平集聚的状态,并在此基础上合理进行来自高水平连绵区的要素和资源交流.

表 3 耦合协调度影响因素变量说明

| 模型  | PGDP                |       | IND    |        | GOV                 |       | MAR                 |       | OP                  |       | INF                 |       | $\rho$ 、 $\lambda$  |
|-----|---------------------|-------|--------|--------|---------------------|-------|---------------------|-------|---------------------|-------|---------------------|-------|---------------------|
|     | 数值                  | $z$ 值 | 数值     | $z$ 值  | 数值                  | $z$ 值 | 数值                  | $z$ 值 | 数值                  | $z$ 值 | 数值                  | $z$ 值 |                     |
| OLS | 0.041 <sup>1)</sup> | 1.712 | -0.006 | -0.293 | 0.232 <sup>2)</sup> | 2.471 | 0.030 <sup>1)</sup> | 1.667 | 0.099 <sup>2)</sup> | 2.519 | 0.013 <sup>1)</sup> | 1.705 | -                   |
| SLM | 0.063 <sup>2)</sup> | 2.115 | -0.003 | -0.198 | 0.422 <sup>3)</sup> | 4.101 | 0.064 <sup>3)</sup> | 2.681 | 0.213 <sup>3)</sup> | 3.112 | 0.029 <sup>2)</sup> | 2.035 | 0.212 <sup>3)</sup> |
| SEM | 0.047 <sup>2)</sup> | 2.036 | -0.002 | -0.176 | 0.317 <sup>3)</sup> | 3.744 | 0.059 <sup>2)</sup> | 2.492 | 0.192 <sup>3)</sup> | 2.994 | 0.023 <sup>1)</sup> | 1.922 | 0.199 <sup>3)</sup> |

注: 1)、2)和 3)分别表示在 10%、5%和 1%水平上显著.

## 参考文献:

- [1] Schumpeter J A. The theory of economic development: An inquiry into profits, capital, credit, interest, and the business cycle[M]. Piscataway, NJ: Transaction Publishers, 1934.
- [2] van Oort F G, Lambooy J G. Cities, Knowledge, and Innovation[M]//Fischer M M, Nijkamp P. Handbook of Regional Science. Berlin Heidelberg: Springer, 2014:475-488.
- [3] Simmie J. Innovative Cities[M]. London: Spon Press, 2001.
- [4] Walcott S. Analyzing an innovative environment: San Diego as a bioscience beachhead[J]. Economic Development Quarterly, 2002, 16(2):99-114.
- [5] 姜磊, 季民河. 城市化、区域创新集群与空间知识溢出——基于空间计量经济学模型的实证[J]. 软科学, 2011, 25(12):86-90.
- [6] 程开明. 城市化、技术创新与经济增长——基于创新中介效应的实证研究[J]. 统计研究, 2009, 26(5):40-46.
- [7] 胡振亚, 汪荣. 工业化、城镇化与科技创新协同研究[J]. 科学管理研究, 2012, 30(6):5-8.
- [8] 李志刚. 我国创新产出的空间分布特征研究[J]. 科学与科学技术管理, 2006(8):64-71.
- [9] 刘程军. 产业集群创新与新型城镇化耦合协调形成机制及其空间效应研究[D]. 杭州: 浙江工业大学, 2017.
- [10] 刘春林. 耦合度计算的常见错误分析[J]. 淮阴师范学院学报(自然科学版), 2017, 16(1):18-22.
- [11] Hui E C M, Wu Y, Deng L, et al. Analysis on coupling relationship of urban scale and intensive use of land in China[J]. Cities, 2015, 42:63-69.
- [12] 苏勇军, 邹智深. 旅游产业与城市经济耦合协调发展实证研究——以浙江省 11 市为例[J]. 宁波大学学报(理工版), 2017, 30(4):92-96.
- [13] 杨雪锋, 王成. 智慧城市的技术创新效应: 基于杭州数据[J]. 河北经贸大学学报, 2016, 37(2):116-122.

## Spatial-temporal differentiation and influencing factors of innovation output and urbanization coupled coordination in Yangtze River Delta

GUO Fang-zhou<sup>1</sup>, YANG Dan-ping<sup>1\*</sup>, LIU Yi<sup>2</sup>

( 1.Institute of Regional Economies, Ningbo University, Ningbo 315211, China;

2.Ningbo City College of Vocational Technology, Ningbo 315100, China )

**Abstract:** Using the coupled coordination model, ESDA and spatial panel regression model, this paper measures the coupling coordination degree of innovation output and urbanization, and analyzes the evolution of space distribution and its influencing factors. The conclusion can be made that the coordination rises slowly and presents the spatial trend about “east high, west low” and spatial agglomeration continuously. The degree of agglomeration changes with the “V” type based on Moran’s *I* index. Zone of H-H agglomeration taking Shanghai as the center is spreading and zone of L-L agglomeration is being reduced. Economy, power of market, opening to the outside world and strength of government exhibit the positive impact on coordination, while the impact of informatization has not been noticeable thus far and the effect of industrialization on coordination still needs to be investigated.

**Key words:** innovation output; urbanization; coupled coordination; spatial-temporal differentiation

(责任编辑 韩 超)