

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

吴福象¹ 沈浩平²

[内容摘要] 长三角城市群通过各种优质要素的集聚提高城市群要素空间集聚的外部经济性,进而推动地区产业结构升级的作用机理。在新型城镇化和城市群体系构造中,发挥基础设施的空间“溢出效应”和“蒂伯特选择”机制的用脚投票功能,有助于形成合理的地域分工和专业化,促进人才和产业的区际互动,助推地区产业结构升级。

[关键词] 新型城镇化;城市群空间;溢出效应;地区专业化

一、引言

改革开放以来我国经济取得了举世瞩目的成就,但落后的产业结构已成为制约我国经济可持续发展的瓶颈。为此,国家“十二五”规划明确强调,要加快实现产业结构的战略转变。在实践中,产业结构转型升级有两个基本的路径可供选择:一是以工业化推动产业转型升级为主线,即按照高加工度化和技术知识密集化的要求,从劳动密集型产业升级到资本和技术密集型产业。二是以城市化推动产业转型升级为主线,即依托现代城市的建设和发展的要求,使传统制造业向以服务业为主的产业结构转变。刘志彪(2010)认为,在产业结构转型升级道路的选择中,受中国国情中最需要考虑的庞大就业人口和过剩产能这两个因素的约束,应选择以城市化推动产业转型升级的基本战略。^[1]显然,城市化的任务给了中国一个协调增长、消化过剩产能和安置剩余劳动力矛盾的巨大机遇,即中国既

※ 本文受到国家自然科学基金项目“基于动态 DCI 和 CGE 分析技术的区域一体化与福利补偿研究”(71173101)和教育部人文社科重点研究基地重大项目(11JJD790044)的资助。

作者简介: 吴福象(1966—),男,南京大学长三角研究中心(南京,210093),教授。研究方向:产业经济和区域经济。

沈浩平(1989—),女,南京大学商学院产业经济系(南京,210093),研究方向:产业经济和区域经济。

可以在这个过程中完成城市化任务、实现持续的高增长和安排就业人口，也可以顺势实现产业结构的转型升级。

长三角作为辐射全国并具有一定国际影响力的城市群，不仅是我国城市密集度最高的区域，也是知识外溢和技术创新的中心。将长三角城市群作为产业结构转型升级的引擎来进行研究，对于完善区域经济理论意义重大。长三角作为全国领先性的区域，城市群驱动产业结构转型升级的机制是什么？城市群体系的产业分工和专业化是如何实现的？这样的一种新型城镇化战略具有怎样的意义和作用？对于实现区域经济的统筹和协调发展有着怎样的示范效应？本文正是基于对这些问题的思考展开研究。本文第二部分是文献回顾和述评，第三部分进行指标选定与统计分析，第四部分设定模型并计量检验，最后是研究结论。

二、理论回顾与文献述评

首先，从理论上讲，配第一克拉克定理和库兹涅茨阐明的产业结构演变规律的背后，均有一个基本的理论前提：即在产业结构高级化的过程中，必须伴有相应的城市化进程。换句话说，任何产业都要有自己的空间载体——产业的空间实现方式。城市即是这个空间载体的主角，而城市化是产业空间实现方式的主要形式。在城市化的推进过程中，遵循城市产业结构高度化的规律：表现为第一产业向第二、三产业升级演进，由劳动密集型产业占优势的阶段向资本和技术密集型占优势的阶段演进。由于中国不少城镇的规模与国外小城市相当，所以中国的“Urbanization”则称为“城镇化”，这表明在城市化与城镇化之间没有本质上的区别。^[2]另外，很多研究者对城市化与产业结构转型升级的关系做了相关的研究。比如，曾芬钰（2002）研究认为，走出工业发展战略偏差阴影以及突破城乡二元经济结构的城市化推进，有利于带动和促进我国三次产业结构的调整、优化和提升。^[3]

接下来的重要问题是，城市化进程影响产业结构升级的微观机制是怎样的呢？简单地讲，产业结构转型升级是对生产要素的重新配置，生产要素既包括自然资源和物质资本，也包括劳动力和人力资本。而城市化作为一种人口持续不断地从农村向城市在地理空间上集聚的过程，该过程能为产业升级提供人力资本。一般来讲，人力资本水平越高，“干中学”和知识外溢的效果就越好，这会诱发技术创新并促进技术引进与吸收，^[4]从而推动产业结构转化。洪银兴（2003）的研究也认为，生产要素、市场、公司、现代服务业向城市聚集构成了城市化的新内容。其间，服务业作为城市化的载体和依托，与城市化有互动的关系。同时，城市化过程中进城的主体，主要不是过去意义上的农村人口进城，而是先进的生产要素特别是高科技与高科技人才进城，即服务业进城。^[5]吴福象、刘志彪（2008）的实证结果还支持了以下论断：即在长三角城市群中，城市化率与经济

增长之间具有显著的正相关关系。^[6]城市群正是通过要素在区间的自由流动,提高了要素集聚的外部经济性和研发创新效率;同时,政府通过加大固定资产投资,强化了需求关联的循环积累效应和投入产出联系。

此外,新经济地理学也特别强调集聚和分散两种作用力在城市产业分工体系当中的作用。比如, Krugman 与 Elizondo (1996) 认为,任何“有趣”的经济地理模型都必须考虑促进人口和生产集聚的向心力,以及与排斥这种集聚的离心力之间的紧张对立关系。^[7]这两种作用力不仅影响着城市化进程中的产业分工与协作,同时主导着城市群的空间体系。虽然基础设施是不可流动的,但一个地区的基础设施存在着空间“溢出效应”。对于本地区而言,当地基础设施是使经济活动发生集聚的“向心力”;而对于其他地区而言,则是打破其他地区集聚或限制其他地区集聚规模的“离心力”。一个地区的基础设施存量产出比越大,促使该地区经济活动集聚的“向心力”就越大,其对当地制造业和服务业产出活动的促进作用也就越大;同理,其他地区的基础设施存量越大,则限制该地区集聚规模的“离心力”越大,对该地区经济的限制作用就越大。其间,基础设施资本存量所提供的服务对于区域产业分工协调是至关重要的。比如, Bougheas, Demetriades 和 Mamuneas (BDM, 2000) 将基础设施作为降低成本的技术,引入到 Romer 的内生增长模型框架之中,认为基础设施积累可以通过降低最终产品的中间投入成本而增加中间投入的数目,提高地区产业专业化程度。^[8]

从以上众多研究中可以看到,城镇化对地区产业转型升级具有促进作用。这一过程表明,城市的发展带来就业的增加和人口的聚集,而人口的聚集会促进消费品工业以及服务业的发展,同时新工业也带动了与自身相关的其他配套产业的发展。同时,产业集聚有利于创新,促进产业转型升级。产业发展与市场扩大还会带来地方财富增加,为政府建设良好的基础设施奠定了基础,进一步推动城镇化,而城市良好的基础设施又会吸引更多的产业到此布局。这个过程循环往复,通过乘数效应和循环效应的不断累积,推动产业分工演化与城市群竞争合作。总之,新型城镇化驱动产业结构转型升级的实现机制可以归结为:通过城市群内基础设施建设的固定资产投资和城市群内企业的技术研发创新等路径来实现。

三、指标选择与统计分析

为突出研究的主题并考虑到数据的可得性,本文选取 1992—2011 年长三角城市群的 16 个有代表性的核心城市,试图从中找出一些规律性的结论。本文资料均取自各年份《长三角统计年鉴》、《中国统计年鉴》和各省市的统计年鉴。

(一) 指标选择

1. 城镇化水平 (Urban) 及其增长率 (Gurban): 用城市人口占总人口的比重来表示。

2. 第三产业比重 (Industry) 及其变化率 (Gindustry): 这里用第三产业的产值占 GDP 的比重来衡量产业结构的转型升级。

3. 基础设施存量 (Invest) 及其增长率 (Ginvest): 根据基础设施投资流量数据和永续盘存法构造基础设施存量。基础设施投资用基础设施部门的固定资产投资来衡量。这里研究的基础设施部门包括与生产活动直接相关的交通运输仓储和邮电通信业, 以及电力、煤气和水的生产和供应业。

4. 人力资本水平 (Labour) 及其增长率 (Glabour): 利用专业技术人员数量来反映人力资本水平。专业技术人员指从事专业技术工作和专业技术管理工作的人员, 共 17 个专业技术职务类别。

5. 专利权申请授权量 (Patent) 及其增长率 (Gpatent): 这里用专利权申请授权量代表研发水平。

(二) 统计分析

首先考察城镇化水平的变化。从静态的时点水平和平均水平来分析, 16 个核心城市中上海和南京等省会城市的城镇化率都明显高于其它非省会城市。增长率差异上, 城镇化率起点高的城市增长率相对缓慢, 城镇化率相对偏低的城市 2000 年以后城镇化增长率较高。属于前者的有上海, 其城镇化水平很高, 但增长速度相对缓慢; 属于后者的城市比较多, 有绍兴、扬州等城市, 而南京和苏州不仅城镇化水平较高而且增长率也较高。

再看第三产业比重方面的变化。无论是静态的时点水平还是平均水平, 16 个核心城市中, 上海的第三产业比重一直遥遥领先, 南京、杭州、苏州和无锡等城市的第三产业比重相对较高。长三角城市群中所有城市的第三产业比重增长率均高于全国的平均水平。另外, 16 个核心城市中, 第三产业比重水平较高的城市其比重的增长率不一定较高; 相反, 第三产业比重不高的城市其比重增长率大多比较低。

接下来对比 16 个核心城市基础设施及人力资本数量增长率差异。无论是基础设施增长率还是人力资本水平的增长率, 这些城市都有较大幅度的增长。虽然 2000 年之后的速度有所降低, 但仍保持了较高的平稳水平。

最后对比 16 个城市在研发上的差异。整体说来, 一个城市产业结构越是高级化, 其专利权申请授权数量和增长率也越高。

综合上述四个方面的情况可以看到, 16 个核心城市的上述指标不仅 2000 年以后的水平明显高于 1992 年以后的水平, 而且各项指标的差异正在逐渐缩小, 具有一定的时空收敛特征。这一现象正好反映了长三角城市群对产业转型升级的贡献。

(三) 长三角城市群的产业专业化情况

整体来看,长三角地区的资源条件和制度环境相近,发展机遇相仿,而且各地区的产业规划趋同,产业结构较为相似。那么,长三角地区的产业专业化情况又是如何呢?在区域经济学中,区位商^①通常被用来判断一个产业是否构成地区专业化部门。因此,本文利用区位商法对长三角16个核心城市制造业支柱行业规模以上工业企业的总产值进行定量分析。一般来讲,如果某产业的区位商大于1.5,则说明该产业在当地就具有明显的比较优势。

表1 长三角16个城市制造业重点行业的区位商

| | $LQ < 1$ | $1 < LQ < 1.5$ | $LQ > 1.5$ |
|------|--|-------------------------|-------------|
| 通信设备 | 杭州、嘉兴、湖州、宁波、绍兴、台州、舟山、无锡、常州、镇江、扬州、南通、泰州 | 无 | 上海、苏州、南京 |
| 交通运输 | 嘉兴、湖州、宁波、绍兴、苏州、无锡、常州、镇江、南通 | 杭州、南京、扬州、泰州 | 上海、台州、舟山 |
| 通用设备 | 嘉兴、湖州、舟山、苏州、无锡、南京、镇江、南通 | 杭州、宁波、绍兴、台州、上海、扬州、泰州 | 常州 |
| 纺织业 | 宁波、台州、舟山、上海、南京、镇江、扬州、泰州 | 杭州、苏州、无锡、常州 | 嘉兴、湖州、绍兴、南通 |
| 电气机械 | 嘉兴、绍兴、舟山、南通、南京 | 杭州、湖州、台州、上海、苏州、无锡、常州、镇江 | 宁波、扬州、泰州 |
| 化学制品 | 嘉兴、湖州、宁波、绍兴、台州、舟山、上海、苏州、扬州 | 杭州、无锡、南通、泰州 | 南京、常州、镇江 |
| 黑色金属 | 杭州、嘉兴、湖州、宁波、绍兴、台州、舟山、镇江、扬州、南通、泰州 | 上海、南京 | 苏州、无锡、常州 |
| 金属制品 | 嘉兴、湖州、绍兴、舟山、苏州、南京、扬州 | 杭州、宁波、台州、上海、无锡、常州、南通 | 镇江、泰州 |

注:根据江苏省、上海市和浙江省2011年《统计年鉴》的数据整理和计算而得。

根据表1所示结果,本文将16个核心城市的产业发展分为4种基本类型。

第一类是电子+汽车类,代表城市是上海。目前,上海以高新技术的电子信息产业以及高资本密集型的汽车、钢铁等行业为领头羊,其区位商都大于1。上海的服装、纺织工业等传统工业已经非常弱小。以上情况表明上海的工业发展正处于工业化后期的过渡时期。

第二类是电子+重化工类,代表城市有苏州和南京。自20世纪90年代以来,苏州的电子工业已成为第一大类工业行业,黑色金属冶炼业近些年也发展迅猛,纺织工业规模逐渐萎缩但仍占据重要地位。南京的电子信息技术设备和化学原料制造业位居前列。

第三类是轻纺类,代表城市有绍兴、南通、嘉兴和湖州。绍兴的纺织业位居该市其他制造业之首,具有绝对主导优势。南通、湖州和嘉兴的纺织业区位商也很高,具有同样的主导优势。嘉兴的工业以轻纺行业为主,纺织业、皮革业和服

装业等均具有相当规模。

第四类是均衡发展类，代表城市有杭州、无锡、宁波、常州、台州、镇江、扬州和泰州等。这几个城市的制造业发展比较均衡，但各自又表现出不同的特征。

由上述分析可知，长三角城市群内出现了明显的区域产业专业化格局和产业水平分工。资金、技术、人才等产业要素按照一定的利益原则在地区和产业间流动，长三角城市群由此可以形成合理配套的产业分工与协作网络，实现了资源的集约利用并产生最大效益，进而实现良好的产业空间布局以及产业结构间和产业结构内部的协调升级。

四、模型设定与计量检验

(一) 模型设定

下面构建新型城镇化中城市群驱动产业转型升级的计量模型。模型的建立主要基于两个视角：一是将各项经济指标的静态时点水平引入模型；二是将各项经济指标的相对变化率引入模型。首先以长三角城市群静态时点水平的数据为模型变量建立模型：

$$\text{Industry} = \beta_0 + \beta_1 \text{Urban} + \beta_i X_i + \mu_{it} \quad (1)$$

模型中， $i=1, 2, 3, \dots$ ，Industry 和 Urban 分别表示各城市第三产业比重和城镇化率的时点水平， X_i 为控制变量，分别为 Invest、Labour 和 Patent，代表基础设施建设、人力资本和研发水平等方面的静态时点水平。

由于对模型进行对数变换不改变模型的基本性质，并考虑到各项指标的具体特点，本文对模型 (1) 进行半对数变换，得：

$$\text{Industry} = \beta_0 + \beta_1 \text{Urban} + \beta_i \ln(X_i) + \mu_{it} \quad (2)$$

再将各项指标的相对变化率引入模型，则有：

$$G_{\text{industry}} = \beta_0 + \beta_1 G_{\text{urban}} + \beta_i X_i + \mu_{it} \quad (3)$$

与模型 (1) 相类似，在模型 (3) 中， G_{industry} 和 G_{urban} 分别表示各城市第三产业比重和城镇化率的相对增长率，仍为控制变量，分别为 G_{invest} 、 G_{labour} 和 G_{patent} ，代表基础设施建设增长率、人力资本增长率和专利权申请授权量增长率等。

(二) 城市群与产业结构转型升级的计量检验

下面对各模型分别进行计量检验。^②表 2 是长三角城市群 16 个核心城市城镇化率和第三产业比重的时点水平回归的结果。不难看出，长三角城市群各城市的城镇化率与第三产业比重之间具有高度的相关性，表明城市化是产业结构转型升级的重要推动力。

为进一步揭示新型城镇化是如何发挥对产业结构转型升级的推动作用的，下

面引入基础设施建设、研发、消费和贸易等变量对模型(2)进行检验。仍以1992年以后长三角16个核心城市的数据为研究样本。从表3的检验结果中可以看出,就平均水平,长三角城市群的城镇化率与产业结构转型升级之间均具有较高的相关性。在引入人力资本、研发和基础设施等变量以后,在5%水平上依旧显著。新引入的变量通过了检验,且城镇化率在产业转型升级中的相关性和贡献率并没有降低。

表2 长三角城市群城镇化率与第三产业比重相关性检验

| 解释变量 | Constant | Urban | R ² | Adj·R ² | D-W 值 | F 统计值 |
|--------------------|---------------------|---------------------|----------------|--------------------|-------|--------|
| 被解释变量: Industry | 4.06335 (5.1855) | 1.012*** (4.385) | 0.3945 | 0.3725 | 1.711 | 19.235 |

注:数据来源为各年份的《中国统计年鉴》和《长三角和珠三角统计年鉴》;***表示在1%的统计水平上显著,括号内为t检验值。

表3 城镇化驱动产业结构转型升级的多因素检验

| 解释变量 | Constant | Urban | ln(Patent) | Ln(Invest) | Ln(Labour) | R ² | Adj·R ² | D-W 值 | F 统计值 |
|--------------------|--------------------|---------------------|--------------------|--------------------|--------------------|----------------|--------------------|--------|--------|
| 被解释变量: Industry | -0.831 (-0.241) | 0.2405 (2.251**) | 1.112 (1.967**) | 1.103 (1.891*) | 1.313 (1.941**) | 0.5781 | 0.4476 | 2.2017 | 5.1057 |
| | 1.824 (0.675) | 0.4635 (2.134**) | 1.167 (1.781*) | | 1.245 (2.073**) | 0.4328 | 0.4325 | 2.3016 | 4.7615 |
| | -0.138 (-0.079) | 0.4512 (2.116**) | | 1.515 (2.086**) | 1.267 (2.115**) | 0.4961 | 0.4512 | 2.3078 | 4.9344 |

注:数据来源同表1; **和*分别表示在5%和10%的统计水平上显著,括号内为t检验值。

以上模型,均是就静态水平对长三角城镇化率与产业结构转型升级之间的相关性进行的计量检验。事实上,长三角城市群中,城镇化对产业结构转型升级所发挥的引擎作用,主要是通过动态的变量调整来实现的。表4是对长三角城市群中16个核心城市的城镇化率和第三产业比重的相对变化率进行相关性检验的结果。在引入基础设施建设增长率变量之后,不仅新引入的变量通过了检验,而且城镇化率增长率与第三产业比重之间的显著性水平并没有明显降低。因此,在长三角城市群中,城镇化率还通过城市基础设施建设的更新改造投资促进产业转型升级。这些情况表明,在长三角城市群中,城镇化主要是通过基础设施建设的固定资产投资来促进产业转型升级的。

表4 城镇化率和经济增长率的变化率相关性的分段回归

| 解释变量 | Constant | Gurban | Ginvest | R ² | Adj·R ² | D-W 值 | F 统计值 |
|--------------------|--------------------|-------------------|----------------------|----------------|--------------------|-------|--------|
| 被解释变量: industry | 9.8555 (5.0038) | 0.819 (1.965*) | 0.528 (2.6185***) | 0.3543 | 0.2923 | 1.709 | 5.4485 |

注:数据来源同表1; ***和*分别表示在1%和10%的统计水平上显著,括号内为t检验值。

最后,本文对城镇化率与第三产业比重之间的关系进行Granger因果检验。结果表明1992—2011年的整个时段,第三产业增长是长三角城市群形成的原因;分段检验则出现了两种相反的情况。1992—2001年间第三产业增长是城镇化的原

因；2002—2011年间城镇化是第三产业增长的原因。对此，本文的理解是：长期以来在我国区域经济发展过程中，城镇化落后于工业化，而在2001年前后随着我国加入世贸组织，使得贸易成为了拉动长三角经济和产业增长的重要引擎。而贸易拉动产业发展的过程，又主要是依靠城市等级的提升来实现的。具体的路径主要有两个：(1) 地方政府之间的竞争吸引了大量外资的参与，推动了城镇化进程，成为地区产业发展的外部推动力量；(2) 政府采取扩张性的财政政策，加大了区域内包括港口、铁路、公路、桥梁等在内的大型基础设施建设，使得城镇化成为拉动产业发展的内部推动力量。

以上检验结果表明，城镇化与产业发展之间是一种相互促进、互为因果的关系。但两种关系在不同时期的侧重点有所不同，早期主要表现为工业化要求人口向城市集聚，后期则主要表现为较高的城镇化水平通过研发水平的提高，生产效率的增进和更新改造投资对城市功能的提升，以及生产要素集聚经济的增强等促进产业的发展。城镇化作为产业增长的新引擎主要是通过研发创新和投资所产生的循环积累作用来实现产业转型升级的拉动作用。

(三) 基础设施与城市群的产业专业化

计量时主要是从经济地理学的角度出发，既考虑将基础设施和生产过程联系起来的微观机制，又考虑地区之间的相互影响。利用2000—2011年的面板数据，建立计量模型：

$$\text{units}_{i,t} = \beta_0 k_{i,t} + \beta_1 n_{i,t} + \beta_2 \text{dum}1_{i,t} + \beta_3 \text{dum}2_{i,t} + \beta_4 \text{dum}3_{i,t} + \beta_5 \text{dum}4_{i,t} + a_i + u_{i,t} \quad (4)$$

式中， $\text{units}_{i,t}$ 代表城市*i*在*t*期的全部国有及规模以上非国有工业企业数的对数值， $k_{i,t}$ 是城市*i*在*t*期的基础设施存量水平占该城市GDP的比例（基础设施存量产出比）的对数值， $n_{i,t}$ 为其他城市的基础设施存量水平 $N_{i,t}$ 的对数值。 $\text{dum}1_{i,t}$ 代表对表1中长三角16个城市按照重点行业区位商进行分类的四类城市的虚拟变量。比如，以上海为代表的电子+汽车类， $\text{dum}1_{i,t} = 1$ ，其他城市 $\text{dum}1_{i,t} = 0$ ；以苏州和南京为代表的第二类电子+重化工类， $\text{dum}2_{i,t} = 1$ ，其他城市 $\text{dum}2_{i,t} = 0$ ；以绍兴、南通、嘉兴和湖州为代表的轻纺类城市， $\text{dum}3_{i,t} = 1$ ，其他城市 $\text{dum}3_{i,t} = 0$ 。

这里采用了随机效应模型， a_i 是未观测到的效应， $u_{i,t}$ 是误差项。为了反映考虑“溢出”效应所带来的变化，本文还估计了不包括 $n_{i,t}$ 项的计量模型：

$$\text{units}_{i,t} = \beta'_0 k_{i,t} + \beta'_1 \text{dum}1_{i,t} + \beta'_2 \text{dum}2_{i,t} + \beta'_3 \text{dum}3_{i,t} + \beta'_4 \text{dum}4_{i,t} + a'_i + u'_{i,t} \quad (5)$$

从表5估计结果可以看出，除了 $n_{i,t}$ 的系数在5%水平上显著之外，其他系数都在1%水平上显著，并且符号与预期基本一致。可见，在不考虑“溢出”效应时，地区专业化水平与该地区的基础设施存量产出比正相关；在考虑“溢出”效应时，地区专业化程度与该地区的基础设施存量产出比正相关，与其他地区的基

基础设施存量产出比负相关。

表5 基础设施与地区专业化相关性检验

| 基础设施存量产出比与地区专业化 | | |
|-----------------|----------------|------------------|
| 解释变量 | (1) 无溢出 | (2) 有溢出 |
| $k_{i,t}$ | 0.11*** (7.47) | 0.17*** (6.51) |
| $n_{i,t}$ | | -0.07*** (-2.42) |
| $dum1_{i,t}$ | 1.28*** (5.30) | 1.30*** (5.21) |
| $dum2_{i,t}$ | 2.21*** (3.37) | 2.27*** (3.40) |
| $dum3_{i,t}$ | 1.89*** (6.10) | 1.91*** (6.11) |
| $dum4_{i,t}$ | 0.91*** (3.78) | 0.88*** (4.05) |
| a_i | 7.03*** (21.6) | 6.89*** (20.21) |
| R^2 | 0.37 | 0.37 |
| Adj· R^2 | 0.36 | 0.35 |

注：***、**分别表示在1%和5%的统计水平上显著，括号内为异方差稳健的t检验值。

本文还采用了对数线性模型，模型中 $k_{i,t}$ 的系数代表地区专业化程度的当地基础设施存量产出比弹性， $n_{i,t}$ 的系数代表地区专业化程度的其他地区基础设施存量产出比弹性。表5左侧(1)计量的结果显示，在不考虑基础设施的“溢出”效应时，长三角城市群产业专业化程度的基础设施存量产出比弹性为0.11，表示当地基础设施存量产出比每提高1%将使当地专业化程度上升0.11%。右侧(2)则显示，在考虑“溢出”效应时长三角城市群产业专业化程度的基础设施存量产出比弹性提高到0.17，表示在考虑“溢出”效应时，当地基础设施拥挤程度的改善将在很大程度上提高当地产业专业化程度。(2)还显示，考虑“溢出”时当地专业化程度的其他地区基础设施存量产出比弹性为-0.07，意味着当其他地区基础设施拥挤状况得到改善时当地专业化程度会下降。该模型从微观层面证实了基础设施“溢出”效应的存在。

五、结论

本文通过对长三角城市群16个核心城市城镇化过程中的相关数据的统计分析和计量检验，得出的主要结论是：长三角城市群城镇化过程主要是通过各种优质要素的空间集聚，提高了要素空间流动和集聚的外部经济性和研发创新的效率，进而推动了地区产业结构转型升级。突出的表现在：(1)人力资本通过促进其他要素在产业间的自由流动，进而提高地区专业化速度；(2)城市群对基础设施较大比例的投资，有利于实现产业集聚并实现地区产业结构转型升级；(3)基础设施的一个长期效应是能够把企业从基础设施相对匮乏的地区吸引到基础设施相对富裕的地区，在要素能在区域间自由流动的情况下，由于较高禀赋的人力资源倾向于选择向大城市集聚，而普通劳动力则被动选择向中小城市集中，由此实现产业资源在城市群中的动态配置。为此，大城市可致力于发展以金融服务和研发咨询服务为主的总部经济，中小城市发展以制造业为主的工厂经济。

总之，长三角城市群的新型城镇化为地区产业结构的转型升级提供了各种优质要素及产业空间支撑。也就是说，城镇化推动地区产业结构转型升级，实际上就是通过人口与产业不断聚集并相互作用的。而在未来的新型城镇化和城市群体系塑造中，基础设施的空间“溢出效应”和“蒂伯特选择”机制的用脚投票功能，有助于城市群体系形成合理的产业分工和专业化，促进人才和产业的聚集与互动，助推地区产业结构转型升级。☆

注 释：

①区位商的具体计算公式为 $LQ_{ij} = (L_{ij} / \sum_i L_{ij}) / (\sum_j L_{ij} / \sum_j \sum_i L_{ij})$ ，其中 i 表示第 i 个地区， j 表示第 j 个行业， L_{ij} 表示第 i 个地区第 j 个行业的产出指标， LQ_{ij} 表示第 i 个地区第 j 个行业的区位商。

②计量之前，本文对各解释变量进行了多重共线性检验，发现多重共线性不明显，不会影响计量结果的可靠性。另外，各模型中的 D-W 检验值也基本上落在以 2 为均值的合理区间。

主要参考文献：

- [1] 刘志彪. 以城市化推动产业转型升级：兼论土地财政在转型时期的历史作用 [J]. 经济学前沿, 2010 (10).
- [2] 张占斌. 新型城镇化的战略意义和改革难题 [J]. 国家行政学院学报, 2013 (1).
- [3] 曾芬钰. 论城市化与产业结构的互动关系 [J]. 经济纵横, 2002 (10).
- [4] P. M. ROMER, 1990, "Capital Labor and Productivity", *Brooking Papers on Economic Activity Microeconomics*, pp: 337—367.
- [5] 洪银兴. 城市功能意义的城市化及其产业支持 [J]. 经济学家, 2003 (2).
- [6] 吴福象, 刘志彪. 城市化群落驱动经济增长的机制研究 [J]. 经济研究, 2008 (11).
- [7] Krugman, Paul and Elizondo, R., 1996, "Trade Policy and the Third World metropolis", *Journal of Development Economics*, Vol. 1, pp: 137—150.
- [8] Bougheas, S., Demetriades, P. O. and Mamuneas, T. P., 2000, "Infrastructure, Specialization, and Economic Growth", *Canadian Journal of Economics*, Vol. 33, pp: 506—522.

New Urbanization, Infrastructure Spatial Spillover and Upgrading of Regional Industrial Structure: Based on Empirical Analysis of 16 core cities of the Yangtze River Delta Urban Agglomeration

Wu Fuxiang¹ Shen Haoping²

Abstract: The article takes 16 core cities in the Yangtze River Delta urban agglomeration as an example, to resolve the mechanism of the Yangtze River Delta urban agglomeration improves external economies of elements spatial concentration in the urban agglomeration, thus promoting the upgrading of industrial structure through accumulation of a variety of high-quality elements. In the process of the new urbanization and construction of urban agglomeration system, the functions of infrastructure space's mechanism of "spillover effect" and voting with their feet of "Tiebout Select" mechanism can contribute to the formation of reasonable regional industry division and specialization, and promote inter-district interaction of talent and industries, thus boosting upgrading of regional industrial structure.

Key words: New Urbanization; Urban Agglomerations; Spillover Effect; Regional Specialization

[收稿日期: 2013.5.12 责任编辑: 陈健生]

[中图分类号] F291 [文献标识码] A [文章编号] 1000-8306 (2013) 07-0089-10