

# 城市功能专业化的测量和增长效应： 以长三角城市群为例

王 猛 高 波 樊学瑞

(南京大学 经济学院, 江苏 南京 210093)

**摘要:**中国城市群演进过程中,内部各城市的功能专业化现象日渐突出,有必要探究功能专业化的测量方法和增长效应问题。本文构建了基于 Duranton and Puga(2005)的 D-P 功能专业化指数以及自定义的相对功能专业化指数,进而估计城市功能专业化对经济增长的影响。基于长三角城市群 2003—2011 年数据的研究表明:长三角中心城市与外围城市间“服务—生产”功能分工存在增强趋势;控制了人均资本存量、人力资本、政府行为、外商直接投资等因素后,城市功能专业化显著促进了经济增长。本文据此认为,城市应明确自身功能定位并着重发展优势功能。

**关键词:**功能专业化;长三角城市群;生产者服务业;经济增长;分工

中图分类号: F292 文献标识码: A 文章编号: 1671-9301(2015)06-0042-10

DOI:10.13269/j.cnki.ier.2015.06.016

## 一、引言

随着中国城市化的快速推进,城市群已成为城市化的空间主体,也是实现中国区域总体发展战略的重要载体<sup>[1]</sup>。在城市群内部形成合理高效的分工,是在当前中国经济结构性减速背景下调整空间布局、发掘空间红利的重要突破口。从国际经验看,美国、日本等发达国家的城市群经历了从产品分工向功能分工的演变,群内各城市的功能专业化加强,即中心城市更多承担研发设计、管理、咨询等服务功能,外围城市则主要发挥生产功能。Duranton and Puga<sup>[2]</sup>指出,20世纪70年代以来,美国的大城市吸引了越来越多的管理活动,生产活动则持续集聚于中小城市。Kolko<sup>[3]</sup>发现,20世纪90年代美国中小城市制造业就业与生产者服务业就业的比值,是中心城市的5.5倍。Khan and Vives<sup>[4]</sup>对1996—2001年美国企业的分析也表明,企业存在将总部迁往中心城市的倾向。Fujita<sup>[5]</sup>也指出,日本东京自20世纪80年代以来集中了大量的生产者服务业和企业总部,主要承担研发和管理功能,而东京的制造业则逐渐向太平洋产业带转移。

近年来,中国城市群演进过程中,也出现了城市功能专业化的迹象,在长三角城市群中表现尤为明显。朱彦刚等<sup>[6]</sup>分析全球500强企业数据后发现,中国的城市体系和跨国公司的功能区选择存在对应关系,高等级城市承担价值链高端功能、低等级城市承担价值链低端功能的态势日益显著。

收稿日期:2015-05-29;修回日期:2015-09-02

**作者简介:**王猛(1985—),男,陕西咸阳人,南京大学经济学院博士研究生,研究方向为产业经济、区域和城市经济;高波(1962—),男,江苏泰兴人,南京大学经济学院教授,博士生导师,研究方向为中国经济发展、企业家精神、房地产经济与金融;樊学瑞(1985—),男,甘肃武威人,南京大学经济学院博士研究生,研究方向为区域和城市经济。

**基金项目:**国家社会科学基金重点项目(08AJY010);国家社会科学基金项目(13BJL045);教育部哲学社会科学研究重大课题攻关项目(10JZD0025)

张若雪<sup>[7]</sup>发现,从2003年开始,长三角的上海和江浙之间从产品分工走向功能分工,研发和专业服务逐渐向上海集中,这一判断也得到了大量文献的支持<sup>[8-10]</sup>。宣烨和余泳泽<sup>[11]</sup>进一步提出,长三角城市群内不仅存在服务功能和生产功能的分工,也存在服务功能的层级分工,即高等级城市集聚了高端生产者服务业,而低等级城市集聚了低端生产者服务业。

为探究城市功能专业化产生的原因,Duranton and Puga<sup>[2]</sup>从理论上分析了从产品分工到功能分工的演化机制,将其归因于企业组织形式的改变,并指出企业远程管理成本的下降导致了均衡的城市结构和产业结构发生变迁。张若雪<sup>[7]</sup>则为这一演化机制提供了动态版本,并强调城市之间不可能存在完全的功能分工,中小城市也存在管理和服务功能。Grossman and Hansberg<sup>[12]</sup>认为,通讯和交通技术的革命,使越来越多的工序可以在不同的地点完成,于是各个地区的功能专业化成为可能。Davis and Henderson<sup>[13]</sup>分析美国的数据后发现,当地是否有健全的生产者服务业是企业总部选址时最重要的考虑因素。Henderson and Ono<sup>[14]</sup>分析了企业将总部和工厂分离的动机,认为企业面临权衡取舍,如果总部选址在服务业为主的大都市区,有助于企业将服务功能外包给当地的市场,也便于为企业的产品搜集市场信息,但与此同时,管理异地工厂的协调成本也会上升。Venables<sup>[15]</sup>则解释了生产功能专业化的好处,他认为垄断竞争条件下新的制造业企业进入城市,既扩大了上游企业生产中间产品的当地需求,也减少了下游企业生产最终产品的投入运费。“前向关联”和“后向关联”这两种力量使上游企业可以在更高的规模水平上进行生产,也使下游企业的效益得以提高。陈建军<sup>[16]</sup>对长三角产业结构的研究表明,自20世纪80年代以来,传统制造业的发展重心从上海转移到了周边的浙江和江苏地区,这种制造业的转移和扩散可在一定程度上解释长三角城市的功能专业化现象。

城市功能专业化对经济增长的作用,现有文献也予以关注。张若雪<sup>[7]</sup>利用模型说明,制造业从中心城市到外围城市的转移成本下降,将促进城市功能专业化,进而提高区域的经济增长率。格莱泽<sup>[17]</sup>的案例研究表明,美国城市波士顿在20世纪70年代后恢复活力,主要因为充分利用了其人力资本和信息的比较优势,成为美国高新技术企业总部和生产者服务业集中的城市。苏红键和赵坚<sup>[18]</sup>利用2003—2008年中国城市面板数据考察功能专业化对城市经济增长的影响,结果表明城市功能专业化与经济增长间存在显著的倒U型关系。

梳理相关文献后发现,现有研究集中在描述城市功能专业化特征并解释其形成原因上,对城市功能专业化的增长效应的考察略显不足,国内代表性的经验文献则仅见苏红键和赵坚<sup>[18]</sup>的研究。而苏红键和赵坚<sup>[18]</sup>在计量分析中选择的功能专业化指标有不合理之处,其研究结论值得商榷(详见本文第二节)。

鉴于此,本文首先构建基于Duranton and Puga<sup>[2]</sup>的D-P功能专业化指数以及自定义的相对功能专业化指数,然后利用两个新指数测量长三角城市群内城市功能专业化水平,最后构建计量模型检验城市功能专业化的增长效应,以期得到可靠的研究结论。

## 二、城市功能专业化的测量

### (一) D-P功能专业化指数

为说明从1950年至1990年美国城市功能专业化的演变历程,Duranton and Puga<sup>[2]</sup>提出了一种测量城市功能专业化的指数。其计算公式可表示为:

$$DP_{2005} = \left( \frac{M_i}{W_i} - \frac{\sum_i^n M_i}{\sum_i^n W_i} \right) / \frac{\sum_i^n M_i}{\sum_i^n W_i} \times 100\% \quad (1)$$

式(1)中, $M_i$ 表示城市*i*中管理人员的数量, $W_i$ 表示城市*i*中从事精密制造、纺织和装配的工人数量, $\sum_i^n M_i$ 、 $\sum_i^n W_i$ 分别为管理人员和工人总数, $n$ 为城市个数。 $DP_{2005}$ 即表示城市*i*中管理人员数

与工人数的比值超出平均水平的百分比。城市*i*的功能专业化水平反映在 $DP_{2005}$ 的取值上: $DP_{2005} > 0$ 表示存在管理功能专业化, $DP_{2005} < 0$ 表示存在制造功能专业化, $DP_{2005} = 0$ 表示不存在功能专业化,且 $DP_{2005}$ 偏离0的程度越大,功能专业化水平越高。

本文在式(1)的基础上,提出D-P功能专业化指数(以下简称“D-P指数”),计算公式为:

$$DP = \frac{S_i}{P_i} - \frac{\sum_i^n S_i}{\sum_i^n P_i} \quad (2)$$

式(2)中, $S_i$ 表示城市*i*中研发设计、管理、咨询等服务部门就业数, $P_i$ 表示城市*i*中制造、采矿、建筑等生产部门就业数, $\sum_i^n S_i$ 、 $\sum_i^n P_i$ 分别为服务部门就业和生产部门就业总数, $n$ 为城市个数。 $DP$ 反映城市*i*的功能专业化: $DP > 0$ 表示存在服务功能专业化, $DP < 0$ 表示存在生产功能专业化, $DP = 0$ 表示不存在功能专业化,且 $DP$ 偏离0的程度越大,功能专业化水平越高。

相对式(1),式(2)有两点改进:一是拓宽了城市就业统计的产业口径,将城市功能划分为服务功能和生产功能两大类,更贴近现实情况;二是去掉不必要的百分比计算,使指数更加简洁。

D-P指数的正负仅说明城市偏向服务功能还是生产功能,功能专业化水平的高低则由该指数的绝对值表示。因此,提出D-P指数的绝对值形式:

$$DPA = \left| \frac{S_i}{P_i} - \frac{\sum_i^n S_i}{\sum_i^n P_i} \right| \quad (3)$$

式(3)称为D-P功能专业化修正指数(以下简称“D-P修正指数”),用以衡量城市*i*的功能专业化水平。 $DPA$ 非负,且取值越大,城市功能专业化水平越高,为零时则不存在功能专业化。

## (二) 相对功能专业化指数

在D-P功能专业化指数之外,本文提出另一种测量城市功能专业化的指数。该指数计算公式为:

$$RFI = \frac{S_i}{\sum_i^n S_i} - \frac{P_i}{\sum_i^n P_i} \quad (4)$$

式(4)中变量含义同式(2)。功能专业化水平,用城市*i*的服务部门就业占全体城市服务部门就业比重与生产部门就业占全体城市生产部门就业比重之差来衡量: $RFI = 0$ 说明城市*i*服务功能与生产功能持平,不存在功能专业化, $RFI > 0$ 表示存在服务功能专业化, $RFI < 0$ 表示存在生产功能专业化,且 $RFI$ 偏离0的程度越大,功能专业化水平越高。

参考Duranton and Puga<sup>[19]</sup>对城市相对专业化指数、城市相对多样化指数的命名方式,本文将式(4)称为相对功能专业化指数(以下简称“相对指数”)。该指数的正负仅说明城市偏向服务功能还是生产功能,功能专业化水平的高低则由指数的绝对值表示。因此,提出相对指数的绝对值形式:

$$RFIA = \left| \frac{S_i}{\sum_i^n S_i} - \frac{P_i}{\sum_i^n P_i} \right| \quad (5)$$

式(5)称为相对功能专业化修正指数(以下简称“相对修正指数”),用以衡量城市*i*的功能专业化水平。 $RFIA$ 非负,且取值越大,城市功能专业化水平越高,为零时则不存在功能专业化。

## (三) 简单的数值例子

与本文不同,苏红键和赵坚<sup>[18]</sup>对城市功能专业化的测量,采用了类似区位熵形式的指数(暂称为SZ功能专业化指数,以下简称“SZ指数”),其计算公式为:

$$SZ = \frac{M_i}{W_i} / \frac{\sum_i^n M_i}{\sum_i^n W_i} \quad (6)$$

式(6)中变量含义同式(1)。功能专业化水平,用城市*i*的“管理人员数与生产人员数之比”与“全体城市管理人员数与生产人员数之比”的比值来衡量:  $SZ = 1$  时不存在功能专业化,  $SZ > 1$  表示存在服务功能专业化,  $SZ < 1$  表示存在生产功能专业化,且偏离1的程度越大,功能专业化水平越高。

我们通过一个简单的数值例子,讨论D-P指数、相对指数、SZ指数的适用性。考虑一个3城市体系,在 $t_1$ 和 $t_2$ 期服务部门、生产部门就业有变动,导致城市功能专业化水平发生变化。表1报告了3类城市功能专业化指数的计算结果(假定3类指数就业统计口径相同)。表内第二、三列的就业向量中两个分量分别表示服务部门就业、生产部门就业。

比较计算结果不难发现,从 $t_1$ 到 $t_2$ 期3类指数对城市功能专业化性质及其变动的测量是一致的:城市a的服务功能专业化水平增强;城市b从服务功能专业

表1 3类城市功能专业化指数计算示例

城市	就业		DP		RFI		SZ	
	$t_1$	$t_2$	$t_1$	$t_2$	$t_1$	$t_2$	$t_1$	$t_2$
a	(4 2)	(8 2)	1	3	1/2	9/11	2	4
b	(3 2)	(2 3)	1/2	-1/3	1/8	-1/11	3/2	2/3
c	(1 4)	(1 6)	-3/4	-5/6	-3/8	-5/11	1/4	1/6

化转为生产功能专业化;城市c的生产功能专业化水平增强。这说明,在对城市功能专业化的特征描述上,3类指数都是可行的,且存在一定的可替代性。

在这个3城市体系中,各城市的功能专业化水平的时变特征迥然不同。那么可以断言,在大样本城市数据中,功能专业化的变动将更为复杂。此时,苏红键和赵坚<sup>[18]</sup>利用SZ指数的所有计量分析结论(例如:全样本回归结果表明,功能专业化与城市经济增长间存在倒U型关系;从现阶段看,提高功能专业化水平会促进经济增长)是不可靠的。这是因为,作为解释变量的SZ指数变大时,极有可能同时涵盖三类样本:服务功能专业化增强(例如SZ从2到4)、生产功能专业化减弱(例如SZ从1/8到1/2)、从生产功能专业化转为服务功能专业化(例如SZ从1/2到3/2),而后两种样本显然不能用所谓“提高功能专业化水平”来概括。

究其原因,SZ指数试图同时刻画城市功能专业化的“方向”和“水平”,所造成的复杂性和多义性使其不适用于计量分析。类似的问题也存在于D-P指数和相对指数中。

综上所述,D-P指数、相对指数、SZ指数可用于描述城市功能专业化特征,但不适用于计量分析。因此,本文第四、五节的计量部分,将选用D-P指数、相对指数的绝对值形式,即D-P修正指数、相对修正指数作为解释变量,仅考察功能专业化“水平”对城市经济增长的影响,以消除指标复杂性和多义性带来的问题。

### 三、长三角城市的功能专业化特征

本节利用D-P指数和相对指数,测量长三角城市群16个城市2003—2011年的功能专业化特征。参考宣烨和余泳泽<sup>[11]</sup>的研究,并结合已有研究对生产者服务业的界定,本文选取交通仓储邮电业、信息传输、计算机服务和软件业、金融业、租赁和商业服务业、科研、技术服务和地质勘查业等5个生产者服务业来代表服务部门。生产部门则包括采矿业、制造业、电力、燃气及水的生产和供应业、建筑业。16个城市的部门就业数据来自《中国城市统计年鉴》。表2报告了部分年份的测量结果。

观察表2,可将长三角城市按功能专业化分为三类:一是服务功能专业化城市,包括上海、南京、杭州和舟山4市。二是生产功能专业化城市,包括无锡、常州、苏州、南通、扬州、镇江、泰州、宁波、嘉兴、绍兴、台州11市。三是从服务功能专业化转向生产功能专业化的城市,即湖州。

上海、南京、杭州作为长三角的中心城市和次中心城市,以其雄厚的政治、经济、科技和教育实力,集聚了大量生产者服务业,同时将劳动密集型生产部门向外围城市转移,自身主要承担服务功能,其中上海作为国家级的经贸、金融和航运中心,其服务功能专业化水平最高。舟山的情况与此不

同,如苏红键和赵坚<sup>[18]</sup>所指出的,由于其工业基础薄弱,生产部门就业较少,只要统计数据中存在一定的服务部门就业,就表现出较高的服务功能专业化水平。

无锡、常州、苏州、南通、扬州、镇江、泰州、宁波、嘉兴、湖州、绍兴、台州等 12 个外围城市,是长三角参与全球制造业价值链的重要组成部分。在多年的发展过程中,充分利用自身的自然资源和劳动力比较优势,大力发展外向型经济,并与沪宁杭形成功能互补,主要承担生产功能。邻近上海的湖州在 2003 年是服务功能专业化城市,而自 2004 年起转变为生产功能专业化城市,这说明长三角制造业重心从上海向江浙转移,使得区域中心城市与外围城市的功能分工趋于强化<sup>[7,16]</sup>。

为直观展示各城市功能专业化水平的时变特征,图 1 绘制了 2003、2011 年的 D-P 指数。图中有 4 个变动趋势值得重视:一是上海、南京、舟山的服务功能专业化水平提高,其中上海的提高幅度最大,显示其对长三角生产者服务业的强大集聚能力。二是杭州的服务功能专业化水平有所下降,这可能因为上海与杭州地理距离较近,前者对后者的生产者服务业产生了“虹吸效应”。三是江苏的 7 个外围城市(无锡、常州、苏州、南通、扬州、镇江、泰州)生产功能专业化水平有所下降,我们猜测,是由于这些城市的制造业进一步向苏北和安徽地区转移所导致的。四是浙江的 5 个外围城市(宁波、嘉兴、湖州、绍兴、台州)生产功能专业化水平提高,说明这些城市仍在承接来自国外和长三角中心、次中心城市的生产部门转移。

相对指数 2003、2011 年的变动趋势与 D-P 指数类似。限于篇幅,不再赘述。

#### 四、研究设计

##### (一) 模型设定

为验证城市功能专业化对经济增长的影响,需进行计量经济学分析。本文构建的计量经济模型如下:

$$y_{it} = \beta_0 + \beta_1 k_{it} + \beta_2 FS_{it} + \beta_3 X_{it} + d_i + \varepsilon_{it} \quad (7)$$

式(7)中  $y$  表示城市人均产出,  $k$  表示城市人均资本存量这一影响人均产出的主要变量,  $FS$  表示

表 2 2003—2011 年长三角城市功能专业化指数

城市	D-P 指数			相对指数		
	2003	2007	2011	2003	2007	2011
上海	0.168 8	0.294 3	0.373 7	0.139 4	0.233 4	0.254 8
南京	0.053 7	0.161 8	0.084 7	0.012 2	0.030 6	0.021 0
无锡	-0.102 2	-0.063 3	-0.101 0	-0.014 6	-0.008 5	-0.019 9
常州	-0.149 7	-0.032 4	-0.065 3	-0.015 3	-0.005 8	-0.006 8
苏州	-0.194 0	-0.192 9	-0.162 5	-0.057 4	-0.086 6	-0.055 4
南通	-0.161 3	-0.092 9	-0.080 4	-0.023 9	-0.016 7	-0.011 0
扬州	-0.130 0	-0.099 9	-0.103 6	-0.013 7	-0.009 8	-0.009 0
镇江	-0.064 6	-0.045 0	-0.058 7	-0.005 0	-0.003 4	-0.004 7
泰州	-0.112 7	-0.015 6	-0.028 6	-0.009 4	-0.002 5	-0.002 0
杭州	0.165 0	0.035 3	0.028 8	0.027 5	0.020 7	0.015 0
宁波	-0.094 6	-0.095 2	-0.100 1	-0.018 2	-0.036 7	-0.042 5
嘉兴	-0.046 3	-0.184 0	-0.134 1	-0.003 5	-0.054 6	-0.025 9
湖州	0.125 6	-0.138 4	-0.147 0	0.003 6	-0.011 9	-0.014 7
绍兴	-0.168 2	-0.195 6	-0.207 1	-0.020 7	-0.048 6	-0.075 8
舟山	0.160 4	0.180 7	0.184 4	0.003 2	0.004 6	0.004 3
台州	-0.049 7	-0.071 8	-0.130 6	-0.004 1	-0.004 3	-0.027 3

资料来源:历年《中国城市统计年鉴》。

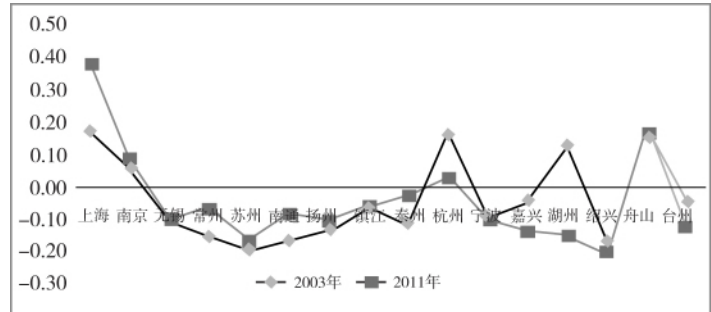


图 1 长三角城市的功能专业化特征 (D-P 指数)

资料来源:历年《中国城市统计年鉴》。

城市功能专业化,  $X$  为一组影响城市人均产出的控制变量,  $d$  表示地理区位、历史、文化等城市异质性因素,  $\varepsilon$  为随机误差项,  $\beta_0$ 、 $\beta_1$ 、 $\beta_2$  和  $\beta_3$  为待估计系数。

## (二) 数据和变量

本文利用长三角城市群 16 个城市 2003—2011 年数据进行计量分析。数据主要来自历年《中国城市统计年鉴》。式(7)所涉及变量说明如下。

城市人均产出( $y$ ) 用城市 GDP 与常住人口的比值来表示, 当年 GDP 按平减指数调整为 2003 年不变价格。

人均资本存量( $k$ ) 用城市资本存量与常住人口的比值表示。本章对城市资本存量的测算严格按照柯善咨和向娟<sup>[20]</sup>提供的方法实施, 具体步骤为: (1) 计算投资价格总指数。将投资价格总指数视为建筑安装工程、设备工具器具购置、其他三大类资本品各自价格指数的加权和, 并将其转换为以 2003 年为 100 的累计价格指数。(2) 计算投资序列  $I'_t$ 。投资序列用新增固定资产表示, 是经过价格总指数调整的当年和前两年全社会固定资产投资额  $I$  的算数平均数, 即  $I'_t = (I_{t-2} + I_{t-1} + I_t) / 3$ 。(3) 确定经济折旧率  $\delta$ 。根据柯善咨、向娟<sup>[20]</sup>及单豪杰<sup>[21]</sup>的研究, 确定经济折旧率为 10.96%。(4) 计算初始资本存量  $K_0$ 。用公式  $K_0 = I'_0 / (g + \delta)$  计算 2003 年资本存量, 其中  $I'_0$  为 2003 年新增固定资产,  $g$  为 2003—2011 年各城市市辖区新增固定资产的几何平均增长率。(5) 用永续盘存法计算市辖区资本存量, 所用公式为  $K_t = K_{t-1}(1 - \delta) + I'_t$ 。

城市功能专业化(FS) 用上文提出的 D-P 修正指数(DPA)、相对修正指数(RFIA) 衡量。

此外, 由于遗漏变量可能会导致解释变量与误差项相关, 进而引致内生性问题, 本章根据已有文献, 综合考虑城市经济增长的影响因素, 选取以下 6 个控制变量: (1) 人力资本(HC)。限于数据可得性, 基于中国宏观数据的研究一直无法很好地度量人力资本, 本章借鉴国内外学者在面临数据约束下的通常做法<sup>[22-23]</sup>, 用城市每万人中高等学校教师数代理。(2) 政府行为(FISC)。通常认为政府对市场经济活动的干预行为, 会对经济绩效产生影响, 本章用地方财政预算内支出占 GDP 的比重衡量政府行为。(3) 外商直接投资(FDI)。长三角地区作为全球制造业价值链的重要参与者, 其经济增长不可避免地受外商直接投资的影响。本章用外商投资工业企业总产值与城市工业总产值的比值作为代理变量。(4) 产业专业化(RZI)。产业专业化可能会产生 MAR 外部性<sup>[24]</sup>, 进而促进了知识溢出和城市经济增长, 用相对专业化指数表示。(5) 产业多样化(RDI)。产业多样化可能会产生 Jacobs 外部性<sup>[25]</sup>, 进而促进知识溢出和城市经济增长, 用相对多样化指数表示。(6) 人口密度(POPD)。城市集聚经济受地理距离的限制, 人口密度较大的城市, 人们面对面交流的机会更多, 有利于知识溢出和经济增长。人口密度用每平方公里的常住人口数量表示。

相对专业化指数、相对多样化指数的计算公式如下<sup>[19]</sup>:

$$RZI_i = \max(s_{ij}/s_j) \quad (8)$$

$$RDI_i = 1 / \sum_j |s_{ij} - s_j| \quad (9)$$

式(8)、(9)中  $s_{ij}$  为  $j$  产业在  $i$  城市的就业份额,  $s_j$  为  $j$  产业在全国的就业份额。

## (三) 描述性统计

为减轻异方差问题, 在参数估计前对人均产出、人均资本存量、人口密度数据进行对数化处理。

变量的描述性统计见表 3。所有解释变量的方差膨胀因子均小于 10, 可认为计量模型不存在多重共线性。

图 2 描绘城市功能专业化与经济增长的拟合散点图, 以直观反映两者的关系。由图 2 可见, D-P 修正指数、相对修正指数与人均产出间, 分别存在明显的正向线性关系。下节将进一步对这一关系进行计量分析。

表 3 变量说明和描述性统计

指标	变量	单位	样本数	平均值	标准差	最小值	最大值	方差膨胀因子
人均产出	lny	元	144	10.60	0.51	9.35	11.75	—
人均资本存量	lnk	元	144	10.45	0.87	8.29	12.09	3.57
D-P 修正指数	DPA	—	144	0.13	0.08	0.01	0.41	3.57
相对修正指数	RFIA	—	144	0.03	0.05	0.00	0.25	6.81
人力资本	HC	人/万人	144	14.17	15.46	1.52	80.37	2.42
政府行为	FISC	%	144	9.18	3.36	4.91	20.39	4.58
外商直接投资	FDI	—	144	0.33	0.14	0.12	0.67	3.59
产业专业化	RZI	—	144	0.16	0.10	0.04	0.41	7.59
产业多样化	RDI	—	144	2.55	0.82	1.22	4.82	5.08
人口密度	lnPOPD	人/平方公里	144	6.55	0.47	4.77	7.71	1.69

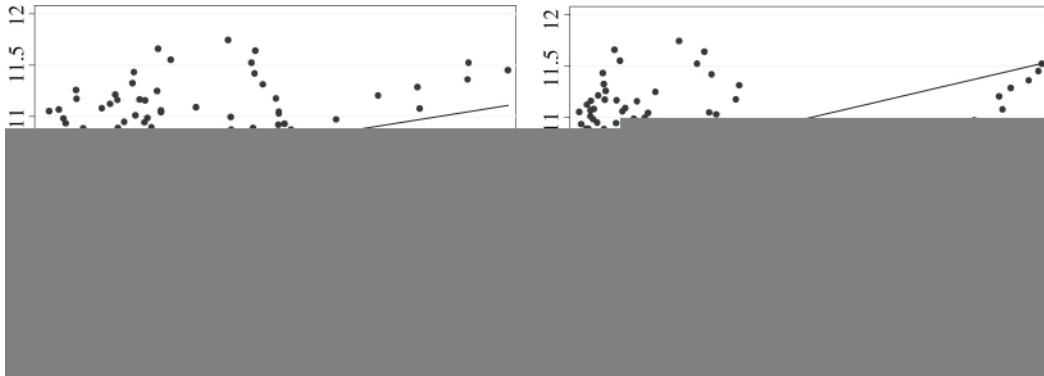


图 2 城市功能专业化与经济增长的拟合散点图

## 五、计量结果及分析

为考察自变量系数所反映的整体效应,可选用的面板数据形式主要有混合最小二乘法(Pool OLS)、固定效应(FE)和随机效应(RE)。本文通过 F 检验、Hausman 检验进行模型筛选。F 检验中,如拒绝原假设,表明混合最小二乘法不适用,应选择固定效应或随机效应。Hausman 检验中,如拒绝原假设,表明随机效应不适用,应选择固定效应。

估计中需考虑的最重要问题是模型中如果出现遗漏变量或双向因果关系所产生的内生性,将导致估计偏误。为解决模型中可能存在的内生性问题,本文采用工具变量(IV)来代替内生性变量,并采用两阶段最小二乘法(2SLS)以得到无偏一致的估计值。工具变量必须同时满足与内生性变量相关、与随机误差项无关两个条件,常见的经验性做法是选择内生变量的滞后项作为工具变量。本文借鉴邵帅和杨莉莉<sup>[26]</sup>的做法,采用滞后一期变量作为潜在内生变量的工具变量。在使用工具变量前,先利用 Hausman 内生性检验判断是否存在内生性。Hausman 内生性检验中,如拒绝原假设,表明存在内生性,应使用工具变量。

因此,本文的模型筛选步骤为:(1)利用 F 检验、Hausman 检验在 Pool OLS、FE、RE 间筛选;(2)利用 Hausman 内生性检验判断是否存在内生性。如无内生性问题,直接采用第(1)步确定的模型进行估计;如存在内生性问题,则在第(1)步基础上,进行 2SLS 估计(分 IV、IV-FE、IV-RE 三种)。

为全面考察内生性,对所有解释变量进行内生性检验:采用逐步添加变量的分步回归,按引入模型的顺序检验各解释变量的内生性,对存在内生性问题的变量,则用 IV 替代,并在采用 IV 的条件下,继续检验后面的变量;如果该变量不是内生变量,后面的模型中不对其使用 IV 替代。

估计结果见表4。考虑到数据可能存在异方差和自相关,系数下方括号内报告根据聚类稳健标准误计算的t值。估计结果显示,所有模型都不存在内生性问题,且都适用于固定效应。模型1-7中依次引入人均资本存量、人力资本、外商直接投资、产业专业化、产业多样化、政府行为、人口密度变量,模型8、模型9进一步分别引入测量城市功能专业化的D-P修正指数、相对修正指数。模型8、模型9包括了所有解释变量,是我们分析估计结果的依据。

表4 城市功能专业化与经济增长:估计结果

	模型1	模型2	模型3	模型4	模型5	模型6	模型7	模型8	模型9
lnk	0.658 9*** (21.45)	0.632 1*** (20.54)	0.655 5*** (18.94)	0.634 4*** (20.17)	0.638 3*** (20.44)	0.535 1*** (11.24)	0.536 3*** (11.10)	0.540 1*** (11.70)	0.544 3*** (11.64)
HC		0.005 3** (2.26)	0.005 4** (2.35)	0.005 3*** (2.74)	0.005 5*** (2.79)	0.006 8*** (3.22)	0.006 7*** (3.17)	0.006 5*** (3.12)	0.005 9*** (3.56)
FDI			-0.410 2 (-1.50)	-0.496 6* (-1.95)	-0.510 3** (-2.10)	-0.428 3** (-2.26)	-0.425 5** (-2.26)	-0.370 2** (-2.42)	-0.382 5** (-2.47)
RZI				0.807 1** (2.53)	0.926 2*** (3.21)	0.803 8*** (3.91)	0.802 3*** (3.91)	0.751 9*** (3.26)	0.593 9*** (3.66)
RDI					0.018 4 (0.79)	0.010 2 (0.52)	0.009 5 (0.49)	0.011 2 (0.53)	0.007 1 (0.35)
FISC						0.040 8** (2.14)	0.040 9** (2.12)	0.039 6** (2.09)	0.037 1* (1.93)
lnPOPD							0.012 8*** (2.63)	0.013 8** (2.25)	0.012 1* (1.87)
DPA								0.252 4** (2.40)	
RFIA									1.879 7*** (2.76)
常数项	3.715 8*** (11.57)	3.920 2*** (12.63)	3.807 5*** (11.86)	3.925 7*** (13.91)	3.820 7*** (13.10)	4.519 7*** (13.92)	4.425 1*** (12.96)	4.346 3*** (12.36)	4.540 0*** (12.98)
估计方法	FE	FE	FE	FE	FE	FE	FE	FE	FE
样本量	144	144	144	144	144	144	144	144	144
F 检验 (P>F)	94.98*** (0.000 0)	86.05*** (0.000 0)	68.61*** (0.000 0)	42.23*** (0.000 0)	41.77*** (0.000 0)	49.33*** (0.000 0)	48.18*** (0.000 0)	49.23*** (0.000 0)	57.97*** (0.000 0)
H1 检验 (P>chi2)	5.95* (0.051 1)	14.27*** (0.002 6)	25.51*** (0.000 0)	28.22*** (0.000 0)	27.72*** (0.000 1)	41.16*** (0.000 0)	40.25*** (0.000 0)	39.91*** (0.000 0)	43.33*** (0.000 0)
H2 检验 (P>chi2)	1.76 (0.184 1)	1.84 (0.399 0)	2.22 (0.528 3)	5.10 (0.277 1)	3.90 (0.685 8)	9.37 (0.154 0)	1.09 (0.993 2)	1.73 (0.979 0)	10.97 (0.203 6)
R <sup>2</sup>	0.781 3	0.736 6	0.701 8	0.779 4	0.774 7	0.707 8	0.708 3	0.709 7	0.702 6
F统计值	460.00	270.60	183.67	206.80	170.75	222.23	220.05	207.83	240.39

注:系数下方括号内为根据聚类稳健标准误计算的t统计值,\*\*\*、\*\*、\*分别表示1%、5%、10%的显著性水平,H1是判断使用固定效应还是随机效应的Hausman检验,H2是判断是否使用IV的Hausman内生性检验。

从表4可以看出,测量功能专业化的D-P修正指数、相对修正指数,估计系数为正且分别在5%和1%水平上显著。可见功能专业化对城市经济增长的正向作用是存在的,功能专业化意味着长三角不同城市可以发挥其比较优势,即服务功能专业化城市可发挥人才、知识、技术等比较优势,而生产功能专业化城市可发挥其劳动力比较优势,这种比较优势在城市集聚经济的作用下得到加强,进而促进了城市经济增长<sup>①</sup>。有必要指出,本文估计结果表明功能专业化的经济增长的影响是线性的,这与苏红键和赵坚<sup>[18]</sup>得到的非线性(倒U型)结论不同。这种不同,可能源于城市样本选择的差异,更可能来自功能专业化指标选择的差异。

控制变量中,人均资本存量系数为正,且在1%水平上显著,说明资本深化是决定城市产出水平的重要因素。长三角经济发展过程中,仍然要重视物质资本投资。人力资本系数为正,且在1%水平上显著,表明人力资本作为一种知识和技术创新的载体,在长三角城市增长过程中发挥正向作用。外商直接投资系数为负值,且在5%水平上显著,可见近年来的外商直接投资对长三角经济不再发挥正向的溢出效应,而长三角制造业处于全球价值链低端的“锁定效应”开始显现<sup>[27]</sup>。两个城市产业特征变量中,产业专业化系数为正,且在1%水平上显著,而产业多样化变量不显著,说明长三角城市经济增长中,MAR外部性较为明显,而Jacobs外部性较为微弱。政府行为变量系数为正,且在5%(10%)水平上显著,可见长三角地方政府通过财政支出影响经济绩效的行为产生了积极效果。人口



密度变量的系数显著为正,说明城市集聚经济对长三角城市经济增长的作用较为明显。

## 六、结论

中国城市的功能专业化现象日益突出,对其测量方法和增长效应的探讨适逢其时。本文构建了基于 Duranton and Puga<sup>[2]</sup>的 D-P 功能专业化指数,以及自定义的相对功能专业化指数,进而估计城市功能专业化对经济增长的影响。利用长三角 16 城市 2003—2011 年面板数据,研究发现长三角中心城市与外围城市间“服务—生产”功能分工存在增强趋势,在控制了人均资本存量、人力资本、政府行为、外商直接投资等因素后,城市功能专业化显著促进了经济增长。

根据以上结论,本文认为,城市应当明确自身功能定位,着重发展优势功能。功能专业化是由经济、地理、历史、文化等多种因素所决定的客观存在,其类型和程度在不同城市中可能存在差异。城市决策者要认识到城市功能分工的客观性,从城市自身的要素禀赋出发,顺应并强化功能分工模式。具体而言,大城市应在转移劳动密集型制造业的同时,注重提升服务业尤其是生产者服务业的服务效能和辐射范围,为整个城市群的制造业发展提供服务支持。中小城市应在制造、采矿、建筑等若干生产部门形成竞争力,避免当前盲目地、一窝蜂地发展生产者服务业,尤其是金融、总部经济、创意等高端生产者服务业的倾向,以提升城市资源的利用效率<sup>②</sup>。

同时,要着力发挥城市功能专业化和产业专业化的协同效应。本文研究表明,城市功能专业化并不能代替产业专业化,后者的经济增长效应同样重要。同一功能类型的城市间,仍可以在产业层面形成分工。例如,长三角城市群中,上海、南京同为服务功能专业化城市,其中上海在金融、航运、总部经济方面优势明显,南京则在软件研发等生产者服务业方面形成特色;苏州、宁波同为生产功能专业化城市,分别在电子信息和石化等产业上存在专业化优势。如何同时发挥功能专业化和产业专业化在城市经济增长中的作用,是城市管理者有待解决的课题。

## 参考文献:

- [1]张学良. 中国区域经济转变与城市群经济发展[J]. 学术月刊, 2013(7): 107-112.
- [2]Duranton, G., Puga, D., 2005, "From Sectoral to Functional Urban Specialization", *Journal of Urban Economics*, 57: 343-370.
- [3]Kolko J., 1999, *Can I Get Some Service Here? Information Technologies, Service Industries and the Future of Cities*, Cambridge: Harvard University Press.
- [4]Khan, V. S., Vives, X., 2009, "Why and Where do Headquarters Move?" *Regional Science and Urban Economics*, 39(2): 168-186.
- [5]Fujita, M., 1997, "Regional Growth in Postwar Japan" *Regional Science and Urban Economics* 27: 643-670.
- [6]朱彦刚, 贺灿飞, 刘作丽. 跨国公司的功能区位选择与城市功能专业化研究[J]. 中国软科学, 2010(11): 98-109.
- [7]张若雪. 从产品分工走向功能分工: 经济圈分工形式演变与长期增长[J]. 南方经济, 2009(9): 37-48.
- [8]魏后凯. 大都市区新型产业分工与冲突管理——基于产业链分工的视角[J]. 中国工业经济, 2007(2): 28-34.
- [9]张来春. 长三角城市群汽车产品价值链分工研究[J]. 上海经济研究, 2007(11): 43-52.
- [10]宋伟轩, 陈雯, 陈培阳. 基于从业人口数据的长江三角洲内部职能分工与空间集聚特征[J]. 地理科学进展, 2013(9): 1374-1382.
- [11]宣烨, 余泳泽. 生产性服务业层级分工对制造业效率提升的影响——基于长三角地区 38 城市的经验分析[J]. 产业经济研究, 2014(3): 1-10.
- [12]Grossman, G. M., Hansberg, R. E., 2006, *The Rise of Offshoring: It is Not Wine for Cloth Anymore*, Federal Reserve Bank of Kansas City Working Paper.
- [13]Davis, J. C., Henderson, J., 2008, "The Agglomeration of Headquarters" *Regional Science and Urban Economics*, 38: 445-460.
- [14]Henderson, J. V., Ono, Y., 2008, "Where Do Manufacturing Firms Locate Their Headquarters?" *Journal of Urban*

*Economics* 63:431-450.

- [15] Venables, A. J., 1996, "Equilibrium Locations of Vertically Linked Industries", *International Economic Review* 37: 341-359.
- [16] 陈建军. 长江三角洲地区产业结构与空间结构的演变[J]. 浙江大学学报 2007(2): 88-98.
- [17] 爱德华·格莱泽. 城市的胜利[M]. 上海: 上海社会科学院出版社 2012.
- [18] 苏红键, 赵坚. 产业专业化、职能专业化与城市经济增长——基于中国地级单位面板数据的研究[J]. 中国工业经济 2011(4): 25-34.
- [19] Duranton, G., Puga, D., 2000, "Diversity and Specialisation in Cities: Why, Where and When Does it Matter?", *Urban Studies* 37(3): 533-555.
- [20] 柯善咨, 向娟. 1996—2009年中国城市固定资本存量估算[J]. 统计研究 2012(7): 19-24.
- [21] 单豪杰. 中国资本存量K的再估算: 1952—2006年[J]. 数量经济技术经济研究 2008(10): 17-31.
- [22] Heckman, J. J., 2005, "China's Human Capital Investment", *China Economic Review* 16: 50-70.
- [23] 范剑勇. 产业集聚与地区间劳动生产率差异[J]. 经济研究 2006(11): 72-81.
- [24] Marshall, A., 1920, *Principles of Economics*, London: MacMillan.
- [25] Jacobs, J., 1969, *The Economy of Cities*, New York: Vintage.
- [26] 邵帅, 杨莉莉. 自然资源丰裕、资源产业依赖与中国区域经济增长[J]. 管理世界 2010(9): 26-44.
- [27] 刘志彪, 张杰. 全球代工体系下发展中国家俘获型网络的形成、突破与对策——基于GVC与NVC的比较视角[J]. 中国工业经济 2007(5): 39-47.

#### 注释:

- ①限于篇幅, 本文略去了针对服务功能城市、生产功能城市的分样本估计结果, 以及处理组间异方差、组内自相关的稳健性检验结果。如有需要, 可向作者索取。
- ②作者在实地调研中常发现, 长三角许多明显不具备高端服务要素集聚能力的市、县级甚至园区级政府, 在地区产业规划中都提出打造大规模的金融、总部经济、创意等服务业集聚区, 并为此投入大量资源。我们认为, 从地区资源合理利用的角度看, 类似政策思路值得商榷且亟待扭转。

(责任编辑: 木子)

## Measurement and Growth Effect of Urban Functional Specialization: The Yangtze River Delta City Group as an Example

WANG Meng, GAO Bo, FAN Xuerui

(School of Economics, Nanjing University, Nanjing 210093, China)

**Abstract:** In the evolution process of city groups in China, there is a growing phenomenon of functional specialization in cities within one city group, and it is necessary to explore the measurement and growth effects of functional specialization. This paper develops D-P functional specialization index based on Duranton and Puga (2005) and defines relative functional specialization index. The study on data of Yangtze River Delta city group during 2003—2011 shows that: there exists a gradually strengthening "service and production" function division between center cities and peripheral cities in Yangtze River Delta, and after controlling capital stock per capita, human capital, government behavior, foreign direct investment and other factors, urban functional specialization promotes development of economic growth significantly. According to this paper, a city should define its function and develop the advantages.

**Key words:** functional specialization; the yangtze river delta city group; producer services; economic growth; division of labor