

# 基于空间模型的生产性服务业集聚与经济增长关系研究

刘丽萍

(安徽工业大学 经济学院,安徽 马鞍山 243000)

**[摘要]**应用生产函数以及空间计量模型,实证分析了我国2009—2011年生产性服务业集聚与经济增长的关系。结果显示:各经济指标存在显著的空间集聚特征;生产性服务业对经济增长的拉动作用明显,在省域上呈现出较强的经济资源竞争关系,在空间溢出效应方面,商业与交通运输业对经济增长的正向溢出效应显著,而信息业有较弱的负向溢出效应。政府应关注生产性服务业空间集聚对经济增长的各项影响,加大知识创新以提升该行业效率,增强生产性服务业经济溢出的转化能力,拓展生产性服务业应用领域以及加强区域经济合作等。

**[关键词]**生产性服务业;服务业集聚;产业空间集聚;服务业发展;产业链;区域经济发展

**[中图分类号]**F063.1 **[文献标识码]**A **[文章编号]**1004-4833(2013)06-0091-10

## 一、引言及文献综述

生产性服务业,通常是指为保持工业生产过程的连续性、促进工业技术进步、产业升级和提高生产效率提供保障服务的服务行业。在我国2006年出台的《国民经济和社会发展第十一个五年规划纲要》中,生产性服务业被划分为交通运输业、现代物流业、金融服务业、信息服务业和商务服务业。在2011年《十二五规划纲要》(简称)中,国家明确提出,促进生产性服务业与先进制造业融合以及加快生产性服务业发展。21世纪以来,随着我国工业化程度加深、区域经济布局优化和产业结构的调整,生产要素资源在区域内的流动、重组、合并趋势加速,金融业、交通物流业、信息服务业和电子商务业等生产性服务业出现空间集聚现象。生产性服务业对我国各大区域经济增长具有关键性的推动作用。在东部地区,生产性服务业推动先进制造业进步、产业结构升级与服务经济发展等;在中西部地区,由于承接以加工制造业为主的产业转移是其现阶段经济增长的重要方式,生产性服务业的适度发展可避免产业承接出现脱节、产业链断裂与产业对接不畅等现象出现。生产性服务业的快速发展对东中西地区的其他行业健康发展有着极其重要的意义。

学术界对于生产性服务业的集聚现象及生产性服务业与经济增长关系进行了深入研究。1966年,美国经济学家Greenfield在研究服务业及其分类时,基于服务业的“功能性分类”,最早提出了生产性服务业的概念<sup>[1]</sup>。1986年,Riddle对产业分工进行研究,认为制造业与生产性服务业存在共生性<sup>[2]</sup>。2000年,Coffer认为生产性服务业包含大量的人力资本和知识资本,是一种中间投入而非最终产出的产业,是用来生产其他产品或服务的产业,生产性服务业能够促进生产专业化、扩大产业资本,从而提高劳动与其他生产要素的生产率<sup>[3]</sup>。2005年,Paolo等在研究制造业与生产性服务业的互动关系及作用机理时发现,生产性服务业与制造业以中间性服务投入联系起来,两者之间存在相互作用、相互依赖、共同发展的互动关系<sup>[4]</sup>。2007年,Ellison等通过投入-产出法测度服务业与其他产业的关联效应,指出服务部门的扩张通过两种途径促进制造业发展<sup>[5]</sup>。

近年来我国学者对生产性服务业集聚及其与经济发展关系也开展了相关研究。在生产性服务业

[收稿日期]2013-07-02

[基金项目]安徽省哲学社会科学规划项目(AHSK11-12D68);安徽省教育厅人文社会科学研究重点项目(SK2012A026)

[作者简介]刘丽萍(1977—),女,安徽天长人,安徽工业大学经济学院副教授,从事区域经济与金融发展研究。

集聚的诱因方面,2011年,吴义爽、徐梦周对浙江制造业战略创新研究发现,个体制造企业通过服务平台战略,不仅获取了服务产业的新利润增长点和竞争优势,为自身“产业间”升级奠定坚实基础,而且在产业层面上催化生产性服务业的集聚<sup>[6]</sup>。在生产性服务业各分行业集聚程度及其对区域经济发展影响方面,2011年,钟祖昌利用区位熵理论分析了我国物流产业集聚状况,发现物流产业集聚在省域之间存在较强的空间相关性,区域经济发展水平对物流业集聚具有明显的促进作用<sup>[7]</sup>。2012年,王琢卓、韩峰采用面板VAR模型研究我国生产性服务业集聚对城市经济增长的影响,发现两者间存在因果关系<sup>[8]</sup>。2011年,李林、丁艺等运用空间计量方法对我国金融集聚与区域经济增长的空间效应进行分析,得出金融集聚具有空间相关性结论,并检验金融集聚对区域经济增长的空间溢出效应<sup>[9]</sup>。2012年,吴福象等采用空间计量方法研究了电子信息产业集聚对区域经济融合效应,发现电子信息产业存在空间集聚特征并且集聚程度在逐年提高<sup>[10]</sup>。

通过已有文献来看,国外研究从概念、理论和实证等方面对生产性服务业及其溢出效应进行了系统性研究,具有借鉴意义,但是他们较多地着眼于第二产业转移输出区,并且认为生产性服务业发展由市场主导等,这些与我国相关国情存在显著差别。国内相关研究文献,在研究目标方面,主要为生产性服务业各分行业,而基于《十二五规划纲要》界定的生产性服务业,相关研究成果目前尚不丰富;在研究方法上,现有的相关文献大多通过普通计量方法完成,缺乏规范的空间计量方法,难于对内机制进行深入探讨;在研究成果方面,生产性服务业发展及其与制造业的关系得到较多的研究,而在空间集聚及其经济溢出效应方面的研究较为欠缺。本文基于前述两个《规划纲要》对于生产性服务业的界定,利用空间计量方法,通过Moran'I指数来确定我国省域层面上经济与生产性服务业的空间集聚性,建立空间计量模型分析生产性服务业对经济增长的溢出效应,并在此基础上提出相关的对策建议。

## 二、理论分析框架

### (一) 空间相关性检验模型

1988年,Anselin的空间计量经济理论认为,经济体内不同区域间经济增长过程中存在空间自相关性<sup>[11]</sup>。为验证经济要素在地理空间上是否随机分布,学者们一般运用Moran'I指数或者G统计量进行检验。Moran'I指数反映统计学意义上相邻空间区域单元属性值的相关程度。本文采用Moran'I指数对我国生产性服务业全局、局域的空间自相关性进行检验。

假设有基本线性回归模型: $Y = X\beta + \varepsilon$  (1)

其中 $Y$ 为因变向量, $X$ 和 $\varepsilon$ 分别为自变向量与误差向量。

为考察(1)式选用数据向量是否存在空间相关性,本文定义: $Moran\beta'I = \frac{e'We}{e'e}$  (2)

其中 $e$ 为(1)式的最小二乘法估计(OLS)残差, $W$ 是行标准化的空间权重矩阵。

$W_{ij} = \begin{cases} 1 & \text{当区域单元 } i, j \text{ 满足某种假定} \\ 0 & \text{当区域单元 } i, j \text{ 非满足该假定} \end{cases}$  (3)

对于离散量(2)式本文记作: $Moran'I = \frac{[\sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n W_{ij}(Y_i - \bar{Y})(Y_j - \bar{Y})]}{[S^2 \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n 1]}$  (4)

其中, $Y_i$ 为经济体内第 $i$ 个区域的统计指标量,它不包含第一产业的国内生产总值(后文简称非农gdp)、生产性服务业各分产业产值(如金融业、商务业等)以及非农劳动力投入量。 $\bar{Y}, S^2$ 分别为样本均值和样本标准差, $n$ 为样本个数( $n = 31$ )。

Moran'I指数检验的原假设为OLS估计残差间不存在空间相关性,备择假设为OLS估计残差间存在空间相关性。当模型误差服从标准正态分布时,Moran'I统计量服从:

$Z_d = \frac{Moran'I - E(Moran'I)}{\sqrt{Var(Moran'I)}} \sim N(0,1)$  (5)

空间权重矩阵  $W$  一般按照地理相邻、经济相邻、网络划分等进行设置。Moran'I 指数的值在  $[-1, 1]$  之间,它等于 0 时显示不相关。如果  $Z_i$  通过标准正态分布检验(0.01 或者 0.05 置信水平),则显示统计指标量在空间分布上存在全局性自相关。通过绘制 Moran'I 指数的散点图我们可以直观地发现研究指标之间的空间相关性。本文运用 Excel、Matlab、Eviews 软件进行计算。

### (二) 生产性服务业支持经济增长的空间计量模型

在得出研究指标存在显著的空间相关性之后,有关产业集聚对经济增长空间溢出程度的计量模型,空间计量经济学常采用空间滞后模型(SLM: Spatial lag model)、空间误差模型(SEM: Spatial error model)和杜宾空间计量模型(DEM)进行分析,对这些模型的适用性甄别、检验的原理可见相关文献<sup>[12]</sup>。

1. 根据柯布-道格拉斯生产函数推衍出的生产性服务业与经济增长的关系为<sup>[2,11]</sup>:

$$Y = f(S_i, L_b) \quad (6)$$

(6) 式中,  $Y$  代表经济产出;  $S_i$  为生产性服务业各部门产值;  $L_b$  为非农劳动力投入量。

2. 在本文中,空间滞后模型(SLM)主要用于研究被解释变量在区域间的扩散效应,其表达式为  $Y = \alpha WY + \beta X + \varepsilon$ , 该表达式可变化为:

$$\ln gdp = c + \alpha \ln w\_gdp + a_1 \ln bn + a_2 \ln fina + a_3 \ln it + a_4 \ln trans + a_5 \ln lb + \varepsilon \quad (7)$$

3. 在检验解释变量的相互作用是否因所处区位不同而存在差异时,本文采用空间滞后模型(SEM)进行研究,其表达式为  $\begin{cases} Y = X\beta + \varepsilon \\ \varepsilon = \lambda W\varepsilon + \mu \end{cases}$ , 其中,  $\varepsilon$  为随机误差项向量,该表达式可变化为:

$$\ln gdp = c + \beta \ln w\_gdp + a_1 \ln bn + a_2 \ln fina + a_3 \ln it + a_4 \ln trans + a_5 \ln lb + \varepsilon \quad (8)$$

4. 当空间相关性体现在解释变量时,Anselin 根据 Durbin 的残差自相关时间序列模型推导出杜宾空间计量模型(DEM)<sup>[11]</sup>  $Y = \alpha WY + \beta X + \lambda WX + \varepsilon$ , 该表达式可变化为:

$$\ln gdp = c + \beta \ln w\_gdp + a_1 \ln bn + a_2 \ln fina + a_3 \ln it + a_4 \ln trans + a_5 \ln lb + a_6 \ln wbn + a_7 \ln w fina + a_8 \ln w it + a_9 \ln w trans + a_{10} \ln lb + \varepsilon \quad (9)$$

在(7)式至(9)式中,  $w\_X$  代表  $X$  的空间滞后量,  $w$  为空间权重矩阵,  $\sigma$  为 SEM 空间误差项,  $c$  为回归常数,  $\varepsilon$  为随机误差项,  $a_i$ 、 $\alpha$  和  $\beta$  为回归系数。根据 Anselin 的建议,并参考相关文献,本文运用极大似然估计法并采用软件 Eviews6.0 进行回归分析<sup>[11]</sup>。

### (三) 变量选取与数据来源

根据研究目标的经济学属性和数据的可得性,本文选取全国 31 个行政省份(不含港澳台)作为子区域研究对象。关于经济指标数据,为保证实证数据的新颖性与可靠性,同时为考察 2008 年全球金融危机对我国经济的影响,本文选用 2009—2011 年各经济指标数据。被解释变量( $gdp$ )为各省份的非农国内生产总值;解释变量组根据前述两个《规划纲要》的界定,本文选取商业产值( $bn$ )、金融业产值( $fina$ )、信息业产值( $it$ )、交通运输业产值( $trans$ )和非农劳动力投入量( $lb$ )。根据中国统计局的统计分类,本文中商业用统计年鉴相关目录下的“租赁和商务服务业”与“科学研究、技术服务和地质勘察业”来代表;金融业用所在行业增加值来表示;信息业用电信业务总产值来表示;物流业限于数据的可得性,参考已有文献的研究并结合该行业的现实,采取与交通运输业归并,用“交通运输、仓储和邮政业总值”来表示。

本文采用国内生产总值(包含第一产业  $gdp$ )作为被解释变量进行回归分析时,其显著度与拟合度检验相对较低。2008 年,程大中有关我国生产性服务的投入结构研究显示,第二、第三产业共获得 92.6% 的投入量,而第一产业仅获得 7.4% 的投入量<sup>[11]</sup>。其他有关我国生产性服务业产业关联的研究,主要着眼于生产性服务业与第二、第三产业的关联。为了进行符合特定经济现象的实证研究,本文采用剔除第一产业之后的各省份非农  $gdp$  作为被解释变量。电信业务总产值的数据来源于 2009—2011 年全国电信业统计公报,其他数据来源于《中国统计年鉴 2010—2012》。

### 三、检验结果与分析

#### (一) 空间相关性检验

在建立空间权重矩阵时,如果省域间地理相邻则系数为 1,否则系数为 0(本文设定海南省与广东省、广西壮族自治区隔海相邻)。根据前述理论与计量模型,本文得到各经济指标的 Moran'I 值及检验值,具体计算结果见表 1。

表 1 2009—2011 年非农 gdp、生产性服务业指标及非农劳动力投入量的 Moran'I 值

年份	gdp		bn		fina		it		trans		lb	
	Moran'I	Z <sub>d</sub>	Moran'I	Z <sub>d</sub>	Moran'I	Z <sub>d</sub>	Moran'I	Z <sub>d</sub>	Moran'I	Z <sub>d</sub>	Moran'I	Z <sub>d</sub>
2009	0.2364	2.916	0.1372	2.784	0.2561	3.053	0.1528	2.437	0.2436	3.195	0.2853	3.342
2010	0.2275	2.932	0.1398	2.494	0.2635	2.986	0.1563	2.379	0.2574	3.268	0.2752	3.263
2011	0.2378	2.957	0.1425	2.064	0.2475	3.117	0.1478	2.118	0.2701	3.366	0.2658	3.322

由表 1 可知, Moran'I 值的正态统计量 Z<sub>d</sub> 基本大于正态分布函数在 0.01 显著性水平上的临界值,该结果显示,在研究时段内各研究变量在空间分布上具有显著的空间正自相关关系,存在明显的空间集聚现象。对各研究变量 Moran'I 值的波动分析可知,商业和交通运输业的 Moran'I 值小幅增长,反映这些产业存在空间集聚加强的趋势;非农劳动力投入量的 Moran'I 值逐年下降,显示其空间集聚性逐渐减弱;非农 gdp、信息业和金融业的 Moran'I 值小幅振荡,反映其空间集聚趋势存在波动。从各研究变量 Moran'I 值的同期相对比较来看,非农 gdp、金融业、交通运输业和非农劳动力投入量(均大于 0.2)接近,明显高于商业和信息业(处于 0.15 左右)。结合 2008 年全球金融危机以及我国同期出台的促进经济增长政策可知,本文研究时段内“民工返乡潮”、中西部地区承接产业转移以及“四万亿基建”投资等事件,对我国非农劳动力空间集聚、交通运输业以及信息业发展布局产生显著影响。综合来看,经济增长的集聚趋势与国家区域经济优化布局之间存在动态博弈的长期过程,这一点从非农 gdp 与金融业的 Moran'I 值波动以及各研究变量依然存在显著的全局性空间集聚现象中得以体现。

Moran'I 指数散点图直观地显示出各省域与临近省域同类研究指标之间的关系,揭示研究变量的局域相关关系。散点图的横坐标表示研究量值的标准正态值,纵坐标表示该量邻近值的加权平均值。图 1(见下页)为本研究中具有代表性的我国 2011 年非农 gdp、金融业、信息业和交通运输业 Moran'I 指数散点图。从图 1(a)中可知,落在第一象限的有上海、福建、山东、江苏、浙江、河北和河南等 9 个省市,表示非农 gdp 高产值区域与同为高产值区域相邻的正空间自相关集群;落在第二象限有海南、安徽、江西、天津等 6 个省市,这是非农 gdp 低产值区域被高产值区域包围的负空间自相关集群;落在第三象限同为非农 gdp 低产值相邻的省市有新疆、青海、云南、西藏、宁夏和贵州等 12 个研究省份,代表具有正空间自相关关系的集群;落在第四象限有广东、四川、湖北等 4 个省份,这是自身为非农 gdp 高产值区域而被低产值区域包围的负空间自相关集群。图 1(a)中处于第一、第三象限,显示具有正空间自相关关系的集群省市有 21 个,占比为 67.7%,说明我国非农 gdp 集聚显著存在。对图 1 中金融业、信息业和交通运输业可同理进行类似的解读。

综合图 1 可知,江苏、上海、浙江、山东和福建 5 省市一直落在第一象限,而广东省一直落在第四象限,显示我国东部沿海各省市在社会经济综合发展的各关键领域中都领先。西藏、青海、新疆、宁夏、甘肃、云南和贵州 7 省总是落在第三象限,说明我国西部区域尤其是边疆省区具有很大的发展潜力。海南、安徽、江西、天津等 4 省一直落在第三象限,反映这些低值省市与高值区域相邻,具有良好的承接产业转移地理空间基础。河南、河北、四川、湖北 4 个人口、经济大省并不总是落在某个象限,结合 4 省的社会经济发展以及各自周边省市状况可知,这些省份的经济社会发展对我国整体的均衡发展具有关键作用。对数据进一步整理可知,总是落在同一象限的省市有 22 个,占比为 71%,显示本文的研究指标各自存在空间相关性之外,指标间的空间相关性也具有 consistency。

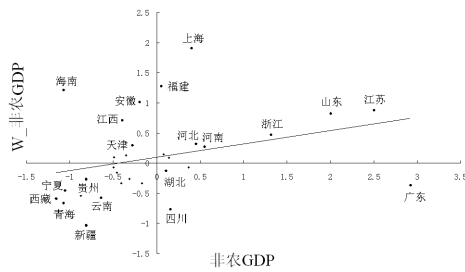


图1 (a) 2011年非农 gdp Moran'I 散点图

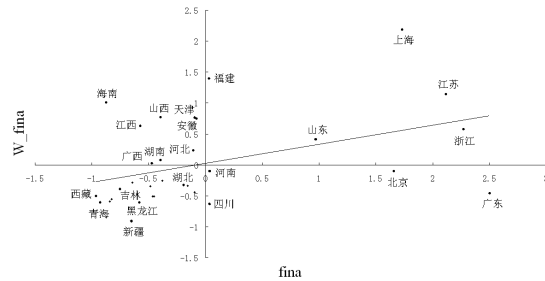


图1 (b) 2011年金融业 Moran'I 散点图

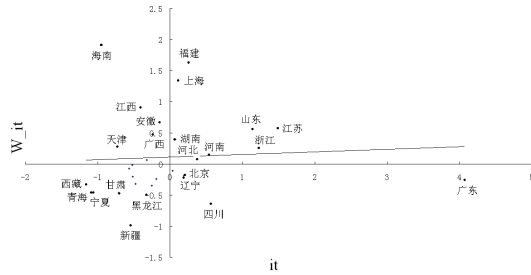


图1 (c) 2011年信息业 Moran'I 散点图

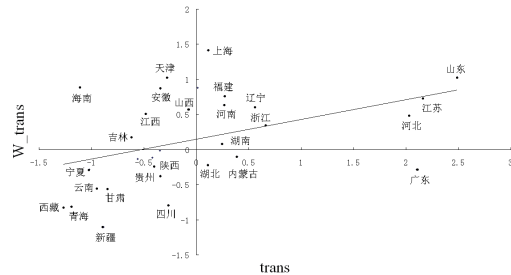


图1 (d) 2011年交通运输业 Moran'I 散点图

(二) 参数估计

前述检验结果显示:研究变量之间存在显著空间相关性;生产性服务业与经济增长之间的关系应根据空间计量模型来分析,即由公式(7)至公式(9)来进行回归参数估计。为了比对分析,本文首先对2011年度各指标数据进行不含空间相关量的估计,分别采用最小二乘法(OLS)和极大似然估计(ML)两种回归分析方法,其中在ML中采用有“异方差”回归模式,结果见表2。从表2可知,两种回归模型中所得系数一致,拟合优度较高;在OLS模型中商业、金融业数据未通过检验;ML模型中所有变量通过10%显著性检验,并且SC值较小,说明采用“异方差”的ML模型回归方程的拟合优度良好,不过模型中变量间存在显著空间相关,这又证实了具有空间相关性的研究变量可以存在于拟合优度较好的普通回归模型中。本文对2009年度、2010年度数据同理处理可得到类似的结果。

表2 未考虑空间效应的 OLS、ML 参数估计结果(2011年)

	C	bn	fina	it	trans	lb	R <sup>2</sup>	S. C
C. F	-1903.0	1.328	1.562	6.852	6.209	5.812	-	-
POLS	0.0028	0.4714	0.1212	0.0338	0	0.0003	0.9811	18.2633
PML	0	0.0914	0.028	0.0107	0	0	0.9847	4.5737

在引入空间相关性进行估计时,区域经济增长与要素之间可能存在滞后效应。为使预测更加合理,本文以非农 gdp 为被解释变量建立当期模型和跨期模型。当期模型中,本文选取2011年非农 gdp 及其解释变量数据。跨期模型中,本文选取2011年非农 gdp 为被解释变量,2009年生产性服务业数据及非农劳动力数据为解释变量,该模型反映期初投入对期末产出的跨期效应。本文利用极大似然估计方法(有异方差模式下)对当期模型和跨期模型的空间效应进行估计,并分别采用 SLM、SEM、DEM 空间模型进行计量分析,结果见下页表3和表4。

对2011年当期模型回归检验可得(见表3),SEM、DEM模型的估计参数分别有4项、5项未通过5%置信水平检验,并且其拟合优度较低(小于0.7),说明这两种空间计量模型检验效果较差。相比之下,SLM模型的Log-l的绝对值相对较大而S-c值最小,参数中除商业bn项以外都通过了5%置信水平检验,拟合优度为0.7682,显示SLM模型较好地拟合空间溢出效应。与已有的研究结果不同的是,从拟合优度方面考察,本文考虑空间效应的三种模型拟合优度值(该值中最大的为0.7682),都小于未考虑空间效应的ML模型(大于0.98),这说明具有显著空间效应的经济变量数据组可以较

好地通过普通模型的回归检验。

表3 服务业集聚与经济增长的 SLM、SEM、DEM 估计结果(当期模型)

	SLM			SEM			DEM		
	Coefficient	Std. E	p	Coefficient	Std. E	p	Coefficient	Std. E	p
C	-1484.3	388.8	0.0001	-1883.8	526.08	0.0003	-1025.0	1129.51	0.0364
bn	1.4250	0.9648	0.2974	1.2815	1.2834	0.3180	5.1077	2.7267	0.0610
fina	1.1382	0.4974	0.0221	0.9919	0.5995	0.0980	-1.2333	1.8476	0.5045
it	7.4674	3.3819	0.0272	5.4673	3.2375	0.0913	5.5349	6.2656	0.0377
trans	5.6973	0.6596	0.0000	5.5734	0.7723	0.0000	3.9214	1.2318	0.0015
lb	6.0398	0.8850	0.0000	7.0593	0.7978	0.0000	7.0555	3.3486	0.3351
$\alpha/\beta$	-0.0211	0.0210	0.0315	0.3504	0.4202	0.1404	-1.2799	0.8782	0.1450
w_bn	-	-	-	-	-	-	9.1365	7.1555	0.0202
w_fina	-	-	-	-	-	-	1.1898	3.2797	0.7168
w_it	-	-	-	-	-	-	-13.752	8.9494	0.0124
w_trans	-	-	-	-	-	-	0.4394	2.3043	0.0348
w_lb	-	-	-	-	-	-	-2.4804	3.5057	0.4792
R <sup>2</sup>		0.7682			0.6836			0.6292	
Log - l		-59.632			-269.64			-53.045	
S - c		4.2263			18.504			4.7516	

考察表3的空间滞后模型(SLM)参数估计结果可知,金融业、信息业和交通运输业的系数均为正值,显示这些产业对区域经济增长存在正向相关关系。信息业、交通运输业和非农劳动力投入量的系数分别高达7.4674、5.6973和6.0398,说明基础设施建设和人力资源投入对区域非农经济的拉动效应十分显著。相比之下金融业(即金融行业增加值)的系数为1.1382,显示金融业对区域非农经济增长的正向拉动效应一般,可能合理的解释是,金融业相比模型中的其他各项,在产业竞争力与运行效率方面存在差距。考察相关系数可知,在SLM模型中投入量系数为-0.0211,即其经济溢出效应为负,说明我国省域经济增长空间滞后负向效应明显,特定省市的经济增长与其所相邻的省份存在较强的资源竞争关系。

表4 生产性服务业集聚与经济增长的 SLM、SEM、DEM 估计结果(跨期模型)

	SLM			SEM			DEM		
	Coefficient	Std. E	p	Coefficient	Std. E	p	Coefficient	Std. E	p
C	-1926.0	398.35	0.0000	-1733.4	733.97	0.0182	-1817.3	716.97	0.0113
bn	8.6390	1.8140	0.0000	9.9746	4.2109	0.0178	14.3287	3.9958	0.0003
fina	7.0981	3.6016	0.0487	3.0723	1.1714	0.0087	5.3092	1.0538	0.0000
it	0.0405	0.0196	0.0391	0.0577	0.0141	0.0000	3.8806	1.5134	0.0103
trans	6.5036	0.6177	0.0000	6.0757	0.8634	0.0000	2.9181	0.9923	0.0033
lb	7.0710	1.0266	0.0000	6.5545	1.4623	0.0000	3.6790	1.7468	0.0480
$\alpha/\beta$	-0.0481	0.0269	0.0738	-0.0546	0.0150	0.0003	-1.1102	0.9162	0.2256
w_bn	-	-	-	-	-	-	6.4342	3.3314	0.0534
w_fina	-	-	-	-	-	-	2.7417	0.7599	0.0013
w_it	-	-	-	-	-	-	-3.4741	1.6438	0.0372
w_trans	-	-	-	-	-	-	3.4330	2.0545	0.0346
w_lb	-	-	-	-	-	-	-6.2478	7.6395	0.4135
R <sup>2</sup>		0.8455			0.8832			0.8249	
Log - l		-55.443			-268.37			-54.017	
S - c		4.3524			18.090			4.7035	

由表4可知,相对于当期模型,跨期模型中SLM、SEM和DEM三种空间计量模型的拟合优度检验值都有显著提高(R<sup>2</sup>值达到0.8以上)。尤为关键的是,跨期模型中未通过5%显著性检验的变量大幅减少,仅出现在SLM模型中的非农gdp溢出项(p=0.0738)以及在DEM模型中的非农gdp溢出项(p=0.2256)和非农劳动力溢出项(p=0.4135)上,而在SEM模型中各参数基本上通过1%置信水平检验。以上结果显示跨期模型比当期模型具有更好的拟合优度,跨期模型由于考虑了经济增长中要素投入的滞后效应,从而有效地提高了估计参数的可信度。

由表4中全部参数通过检验的SEM模型可知,解释变量的商业、金融业、信息业、交通运输业

和非农劳动力项系数为正,这些变量对区域非农经济增长具有正向拉动作用。结合我国经济增长的现实来看,生产性服务业各分产业可有效促进东部省市的产业结构调整、中西部省市承接产业转移。非农劳动力投入量对于东部省市出口导向型、劳动密集型产业具有重要意义。具体而言,商业对区域非农 gdp 增长的拉动作用最大,而非农劳动力投入量、交通运输业和金融业次之,这与现代经济的产业细分以及我国国民经济主要靠要素驱动密切相关。相比之下,信息业对经济增长的拉动作用虽然存在,但是明显小于人们的预期,可能合理的解释是,广大中西部省域经济基础较弱、区域创新能力一般,信息业对经济增长的拉动作用尚未彰显。结合表 3 的 SLM 模型信息业系数可知,信息业有效推动区域内技术与创新知识的扩散,从而对经济增长具有较大的拉动作用。表 4 中,空间滞后误差项系数为负并且通过 1% 置信水平检验,不仅进一步证实空间相关性存在,而且再次证实邻近区域的解释变量误差冲击对本区域被解释变量存在负向影响,即我国省域间存在较强的经济资源竞争关系。

DEM 模型反映各解释变量对经济增长的空间溢出程度。观察表 4 可知,商业、金融业、信息业和交通运输业的空间溢出项基本通过置信度 5% 显著度检验,系数为 6.4342 的商业溢出项通过地理机制对区域非农经济增长发挥显著的正向拉动作用,金融业、交通运输业的溢出项具有较强的经济增长正向拉动作用,而信息业溢出项具有显著的负向拖拽作用。对此合理的经济学解释为:商业、交通运输业有助于经济大省集聚资源;信息业对经济大省的作用有两种,在省市内部,信息业促进经济增长(系数为 3.8806),而在省市之间,信息快速有效的传递使产业转移、招商引资等经济活动向相对弱势省份扩散,信息业溢出项在促进非农 gdp 低产值省市经济增长的同时可能拉低高产值省市经济增长。考虑到当前我国产业结构调整尚在进行中,非农 gdp 增量主要由经济大省完成,因此信息业溢出项对经济增长起着负向作用(系数为 -3.4741)。由此可见,在 DEM 模型中,商业、金融业和交通运输业及其溢出项对区域非农经济增长的作用表现各异。

综上可知:(1)我国省域非农 gdp 发展及其解释变量(生产性服务业各产业以及非农劳动力投入量)各自存在显著的空间相关性,此外,对比 Moran'I 指数散点图可知,变量间的空间相关性具有一致性。(2)普通回归模型的拟合优度最好,但不能反映变量的空间相关性;当期空间计量模型能够反映空间相关性,但参数估计置信水平较差;跨期空间计量模型既有效地反映空间相关性,也具有较好的拟合优度和参数估计置信水平。(3)生产性服务业各产业及非农劳动力投入量对省域非农经济增长具有显著的跨期正向拉动作用。这可能与处于工业化中后期阶段,我国区域经济增长既依靠要素投入,又逐渐提高要素效能有关。进一步分析发现,商业拉动作用最大,非农劳动力投入量、交通运输业与金融业拉动作用次之,而信息业拉动作用最小。信息业作为知识密集型产业代表、金融业作为资金密集型产业代表,两者对我国省域非农经济增长的拉动作用不仅小于正常的预期水平,而且处于生产性服务业各产业中拉动效能的最后两位。可能的合理解释是,占一定比例的省市,在转化高新科技产业和现代金融产业服务区域经济增长方面存在不足。(4)当期 SLM 模型的空间滞后项系数和跨期 SEM 模型的空间误差项系数都是负数,该结果显示,省域经济增长空间的负相关效应显著,省市的经济增长与相邻省市存在较强的资源竞争关系。在空间溢出效应方面,商业、金融业和交通运输业的溢出项正向拉动区域经济增长,而信息业空间溢出项具有明显的负向拖拽作用。

#### 四、结论与启示

本文基于柯布-道格拉斯生产函数,引入空间计量模型,以生产性服务业和非农劳动力投入为解释变量,建立当期模型和跨期模型来考察其对非农国内生产总值的贡献及其空间溢出效应。研究结论如下:(1)研究指标各自具有显著的空间集聚性,研究指标间的空间集聚具有某种一致性,因此在分析生产性服务业支持非农经济增长时,采用普通的回归模型进行计量分析存在缺陷(即便其检验效果显著),而采用空间计量模型并且考虑资源禀赋对经济增长的跨期效应,能够合理地研究指标之间的关系。(2)我

国生产性服务业支持非农经济增长的空间集聚呈现四大特征,可分为四大区域,即以“江、浙、沪”为代表的东部沿海经济发达省域,以“新、青、藏”为代表的西部经济基础薄弱省域,以“粤、川”为代表的经济影响输出省域(其特点是自身为经济大省而相邻省域经济相对较弱)和以“皖、赣、桂、海南”等为代表的承接产业转移省域。(3)生产性服务业对非农国内生产总值存在正相关关系,其正向拉动效应由强到弱依次为商务业、交通运输业、金融业和信息业。在生产性服务业空间溢出项支持经济增长方面,正向拉动效应由强到弱依次为商务业、交通运输业、金融业,而信息业溢出项与经济增长存在显著的负相关关系。(4)从省域层面上看,生产性服务业支持非农经济增长的空间溢出效应具有显著的负相关效应,即本省市的经济增长与相邻省市存在较强的经济资源禀赋(如资金、技术、人力与市场等)竞争关系。

生产性服务业对于提升我国区域经济发展的质量和效能具有关键作用,其自身发展在空间上呈现显著的集聚特征。随着我国经济发展进入一个新的历史时期,我们必须利用市场引导和政府调控双重手段,对我国生产性服务业发展进行优化布局和宏观调控。

#### (一) 关注经济要素的空间集聚效应,对生产性服务业进行宏观调控并统筹发展

在国家层面上,政府应建立有助于生产性服务业发展的长效机制;优化产业布局并提升其内部结构;出台相应政策以扩大产业开放度、优化产业外部环境;根据各地社会经济发展水平,引导生产性服务业在我国各区域梯度发展;制定促进生产性服务业发展的财税、金融和专利保护等优惠政策以及适合高校科研院所、企业界投入生产性服务业创新发展的政策;加大资源支持力度,提升产业的核心竞争力。

在省域层面上。各省市可根据自身社会综合发展水平,因地制宜、适度超前地发展生产性服务产业。具体而言,东部沿海经济发达省域以发展具有引领作用、高附加值产业为重点,优先发展对高端研发人才、高新技术与重大资金投入有较强需求的生产性服务业。承接产业转移的中部省域,优先发展与本地加工贸易制造业密切相关的生产性服务业,从而为实现产业顺利转移提供支持条件。经济影响输出省域(粤、川为代表)作为我国经济版图上重要的辐射节点,应利用自身经济腹地宽广优势,均衡发展生产性服务业。西部经济基础薄弱省域,在完善基础设施建设的同时,应优先发展与矿产、能源等资源性加工行业密切相关的生产性服务业。

#### (二) 加强对生产性服务业经济溢出的转化能力建设,拓展生产性服务业在国民经济建设中的应用领域

“盘活存量、优化增量”原则有助于指导生产性服务业在国民经济建设中发挥更大作用。关于生产性服务业各产业现有发展方面,商务业、交通运输业在我国各省市得到较好发展,可充分利用空间集聚带来的便利做大做强。信息业和金融业为代表的技术、资金和高端科技人才密集的生产性服务业,其分布除在东部沿海地区之外,主要在广大中西部省域的大型城市,对中西部区域经济拉动作用相对较弱,这与我国中西部省市社会综合发展水平较低有关。政府对信息业和金融业完善硬件建设的同时,应加大对从业人员基本业务能力培养力度,并鼓励从业人员结合工作实际进行应用型技术创新。

在挖掘生产性服务业经济溢出效能方面:首先,政府应推动生产性服务业与制造业互动融合中的产业价值链提升,加大对体制创新的探索,如扩大生产性服务业对国内外资本的开放力度,营造公平、诚信的竞争性市场环境等;其次,政府应打破生产性服务业仅仅与制造业关联的狭隘思维,拓展生产性服务业的应用领域,探索其在第一产业现代化运营方面的积极作用。在农资物流、农技推广、农业信息服务、农产品营销、农业信贷支持与期货交易等方面,政府应推动我国从传统农业向集约化、规模化、商品化的现代农业转变。政府通过提升生产性服务业在东部发达地区的辐射力以及在中西部地区的应用力,从而提高生产性服务业对我国经济增长的溢出效应。

#### (三) 提高生产性服务业知识创新与制度创新水平,优化产业结构并提升产业效率

为促进生产性服务业与先进制造业有序融合,不断提高生产性服务业比重和水平,在进行必要的“跟踪式”发展之外,相关企业必须加强知识技术原创基础,加大与生产性服务业主体(从业人员)相



关的激励机制创新(如大力培养、引进生产性服务业专业技术人才,并为专业技术人才营造良好的发展空间和人居环境),有效地转化先进科技成果为经济效益,推进服务业开放程度并引导各类资本投向服务业。同时政府应加大对生产性服务业的要素投入,如创立研发与协同创新平台、加大相关高层次人才培养以及建立相关发展基金等。

(四) 夯实区域经济一体化、动态均衡化发展基础,避免省域间重复建设与恶性竞争

我国的行政体制、官员考评机制以及国民“跟风式”发展理念,在很大程度上影响地方支柱性产业建设与发展,如重大项目论证阶段的全民招商、一窝蜂上马,不重视项目配套的生产性服务业培育与发展,对原料和销售市场的无序竞争等。政府应从国家层面建立跨区域协调机制与官员长效考评机制,加大对欠发达地区经济发展的支持力度,促进加工制造业转移中的有序对接,消除因行政区划产生的区域经济条块割据状况,加强省域区域经济合作,走集群化、错位化、创新导向与生产性服务业配套化的第二产业发展之路,从而使生产性服务业在相邻省域的经济溢出从负向效应扭转为正向效应,发挥生产性服务业对国民经济应有的倍增器作用。

#### 参考文献:

- [1] Greenfield H. Manpower and the growth of producer services[M]. New York: Columbia University Press, 1966.
- [2] Riddle D. Service-led growth: the role of the service sector in the world development[M]. New York: Praeger Publishers, 1986.
- [3] Coffey J. The geographies of producer services[J]. Urban Geography, 2000, 21(2): 170-183.
- [4] Paolo G, Valentina M. Technology and international competitiveness: the interdependence between manufacturing and producer services [J]. Structural Change and Economic Dynamics, 2005, 16(4): 489-502.
- [5] Ellison G, Edward L, Kerr G W. What causes industry agglomeration? [R]. NBER Working Paper, 2007: 1195-1213.
- [6] 吴义爽,徐梦周. 制造企业“服务平台”战略、跨层面协同与产业间互动发展[J]. 中国工业经济, 2011(11): 48-58.
- [7] 钟祖昌. 空间经济学视角下的物流业集聚及影响因素——中国31个省市的经验证据[J]. 山西财经大学学报, 2011(11): 55-62.
- [8] 王琢卓,韩峰等. 生产性服务业对经济增长的集聚效应研究[J]. 经济经纬, 2012(4): 1-5.
- [9] 李林,丁艺,刘志华. 金融集聚对区域经济增长溢出作用的空间计量分析[J]. 金融研究, 2011(5): 40-45.
- [10] 吴福象,王新新. 企业集团的适度规模经济与聚集经济研究[J]. 审计与经济研究, 2012(3): 97-104.
- [11] Anselin L. Spatial econometrics: methods and models[M]. Dordrecht: Kluwer Academic Publishers, 1988.
- [12] 程大中. 中国生产性服务业的水平、结构及影响——基于投入—产出法的国际比较研究[J]. 经济研究, 2008(1): 76-88.

[责任编辑:杨志辉]

## The Relationship between the Producer Services Agglomeration and Economic Growth Based on the Spatial Analysis

LIU Liping

(School of Economics, Anhui University of Technology, Ma'anshan 243000, China)

**Abstract:** Based on the production function and the spatial econometric model, the paper analyzed the relationship between the producer services agglomeration and economic growth in China from year 2009 to year 2011. The results show that: 1) all research indicators show some significant spatial agglomeration features. 2) the producer services have an important effect on boosting economic growth but there exists a strong economic resource competition among provinces in China. 3) the spatial spillover effects of business service industry and transportation service industry other than that of information service industry promote the local economic growth. Policy-making efforts should be made to encourage the development of producer services to match with the regional economic development mode upgrade, create the innovation ability to improve efficiency in the producer services industry, strengthen the economic spillover of productive service industry transformation ability construction and expand its application areas.

**Key Words:** producer services; services agglomeration; industry spatial agglomeration; services industry development; industry chain; regional economic development