

DOI:10.3969/j.issn.1674-8131.2012.02.014

服务业集聚与区域经济增长*

——基于省级面板数据的空间计量分析

陈立泰, 梁乐, 张祖妞

(重庆大学 贸易与行政学院, 重庆 400030)

摘要:采用物质资本集聚度、人力资本集聚度以及就业密度衡量服务业集聚水平,运用空间计量方法,研究服务业集聚对区域经济增长的影响,结果显示:我国区域经济增长呈现明显的空间集聚特征;服务业物质资本集聚水平对区域经济发展的促进作用呈弱化之势,人力资本集聚度的区域经济增长效应也由正转向负,而服务业就业密度、经济开放水平等因素发挥着越来越重要的作用。应该注重加强相邻地区间的交流与合作,形成经济互助,协调发展;同时应提高我国服务业的集聚度,充分发挥其对区域经济增长的正向促进作用。

关键词:服务业集聚;物质资本集聚度;人力资本集聚度;就业密度;区域经济增长;空间滞后模型;空间误差模型

中图分类号:F062.9;F127 文献标志码:A 文章编号:1674-8131(2012)02-0095-07

Service Industry Agglomeration and Regional Economic Growth

—Spatial Econometric Analysis of Provincial Panel Data

CHEN Li-tai, LIANG Le, ZHANG Zu-niu

(College of Trade and Public Administration, Chongqing University, Chongqing 400030, China)

Abstract: In a perspective of spatial economics, the impact of the service industry agglomeration on regional economic growth is studied by physical capital agglomeration, human capital agglomeration, employment density and spatial econometric methods, the results show that the regional economic growth of China demonstrates the obvious characteristic of spatial agglomeration, that the propelling action of service industry physical capital agglomeration level on regional economic development presents weakening trends, that the effect of human capital agglomeration on regional economic growth changes from positive to negative, however, service industry employment density, economic opening level and so on play more and more important role. China should emphatically consolidate the exchange and cooperation between neighboring regions for supporting each other in economy and coordinated development, meanwhile, promote China's service industry agglomeration and sufficiently let service industry boost the positive action on regional economic growth.

Key words: service industry agglomeration; physical capital agglomeration; human capital agglomeration; employment density; regional economic growth; spatial lag model; spatial error model

* 收稿日期:2012-01-06;修回日期:2012-02-18

基金项目:国家社会科学基金西部项目(11XJ009)“西部地区服务业集聚与城镇化互动发展研究”

作者简介:陈立泰(1970—),男,四川南充人;教授,硕士生导师,经济学博士,美国威斯康星大学密尔沃基分校商学院访问学者,主要从事区域经济学和服务业经济研究。

梁乐(1986—),女,陕西乾县人;硕士研究生,在重庆大学贸易与行政学院学习,主要从事产业经济学研究。

张祖妞(1986—),女(土家族),湖北恩施人;硕士研究生,在重庆大学贸易与行政学院学习,主要从事区域经济学研究。

一、引言

伴随世界经济由工业经济向服务业经济转型,服务业在国民经济中的地位不断凸显,而规模经济、外部经济以及范围经济的存在使得服务业大有集聚式发展之势。早在 20 世纪 70 年代,作为服务业集聚式发展的重要载体——服务业集聚区就在西方许多国家的一些重要大都市出现(陈淑祥等,2007)。如美国的广告业集中在纽约麦迪森大道,金融业集中在华尔街,IT 服务业集中于硅谷,娱乐业集中在拉斯维加斯。当一个国家、地区或组织在寻求竞争优势时,服务业集聚可能是增强核心竞争力的重要途径(王晓玉,2006)。可见,服务业集聚在地区经济发展中的地位越来越重要。当前,中国面临着产业结构优化升级的压力,在产业结构调整过程中无法回避服务业集聚。

由于对工业或制造业集聚的研究积淀丰富,使得学者对产业集聚与区域经济增长的研究习惯性地聚焦于工业集聚(制造业集聚)与经济增长的关系。Krugman(1991)用空间基尼系数测算了美国 106 个行业的地区专业化水平,并用此方法衡量了美国 and 四个欧盟国家的区别,启发了欧洲国家通过提高产业集聚促进经济增长的构想;Martin 等(1999)认为规模经济和集聚外部经济是决定经济增长的重要力量;Richard 等(2003)建立了“地理和增长模型”,得出了集聚与经济增长之间的相互强化机制,证明了区域经济增长的空间集聚导致创新成本的降低,从而刺激经济增长。总的来说,大部分研究得出产业集聚与地区经济增长之间呈现正相关性,也有部分学者得出相反的结论。Brühlhart 等(2006)对 1994—2000 年墨西哥 32 个州的产业集聚与经济增长关系的研究得出了集聚对增长的促进并不显著的结论;Brühlhart 等(2009)将城市化水平和产业区域集中度作为产业集聚的工具变量,运用横截面 OLS 和动态面板 GMM 估计方法进行分析,结果表明产业集聚推动区域经济增长的作用有限,认为国家在制定区域协调发展战略时不需权衡集聚与区域间的平衡发展。国内学者,周兵等(2003)、罗勇等(2005)、李胜会等(2008)也从不同了视角论证了产业聚集与经济增长的正相关关系。

目前,就服务业集聚对区域经济增长的影响进

行研究的文献相对较少。主要有:Faini 等(1984)研究发现,生产性服务业发达的地区,存在着服务产品的相对价格低—地区资本收益率相对高—地区资本积累和再投资规模增加—地区经济增长率高的良性循环,暗示了生产性服务集聚与地区经济增长正相关。Combes(2000)研究产业集聚对法国 1984—1993 年经济增长的作用时,区分了服务业和制造业,认为对服务业来说,专业化具有负效应,多样化则有正效应。胡霞等(2009)研究了城市服务业的集聚效应,并认为过度的集聚也会带来负面影响。童馨乐等(2009)基于服务业集聚的经济效应,考察了服务业集聚对劳动生产率的影响,结果表明服务业集聚促进了服务业劳动生产率水平的提高,这在一定程度上揭示了服务业集聚的正向经济增长效应。而陈立泰等(2010)采用区位熵指标衡量服务业集聚水平,实证研究了服务业集聚与区域经济增长的关系,得出了相反的结论,这可能与指标选择的单一性有关。另外,米娟(2008)、金荣学等(2010)也对服务业集聚的经济增长效应进行了分析。

综上所述,已有研究大多论证了产业集聚效应的存在,而服务业集聚在区域经济增长中扮演何种角色,有待深入研究。基于此,本文试图纳入空间因素,采用空间计量方法探讨服务业集聚对区域经济增长的影响,以期从服务业集聚的视角探讨促进区域经济发展的措施。

二、变量选择、数据说明与模型设定

为了研究服务业集聚对区域经济增长的影响,本文被解释变量取人均国内生产总值反映区域经济增长,用各地区的人均 GDP 表示($pergdp_{it}$)。解释变量取两组,即服务业集聚与控制变量。

综观已有文献,测度服务业集聚水平的指标主要有 γ 指数(Elison et al, 1997)、空间基尼系数(Krugman, 1991)、熵指数(胡霞, 2006)。李文秀等(2008)通过利用空间基尼系数、赫芬达尔系数、 γ 系数三个指标分别对我国服务业的行业集聚程度、行业内集聚程度以及服务业集聚结构进行了度量;金荣学等(2010)则选择了空间基尼系数、区位熵和服务业份额三个指标。为了规避单一指标(H 指数)无法全面衡量服务业集聚水平以及无法反映服务业集聚的内部结构的问题,本文将选择一组变量来

反应服务集聚水平,即物质资本集聚度、人力资本集聚度以及就业密度。

$perk_{it}$:服务业物质资本集聚度。资本包括物质资本和人力资本,由于现阶段并没有资本存量的资料,现有研究多是采取不同的测算方法对资本存量进行估算,而基本方式是 Goldsmith (1951) 提出的永续盘存法。本文借鉴曹跃群和刘冀娜(2008)^①的估计结果,将基年确定为 1978 年,第三产业固定资本形成作为固定资本投资的衡量指标,折旧则指固定资产折旧,缩减指数则采用固定资本缩减指数,估算出服务业固定资本存量,并用人均服务业物质资本拥有量表示服务业物质资本集聚度,单位为亿元。

$perh_{it}$:人力资本集聚度。用各地区的每万人高校专任教师数表示^②,单位为万人。

$perl_{it}$:服务业就业密度。由于服务业主要植根于城市,因此本研究用每平方公里土地上的服务业就业人数表示,单位为万人。

控制变量主要选择能够影响各地区经济增长的资源禀赋差异的变量,目的是用来控制其他可能导致地区经济差距的因素,主要有:

pfe_{it} :政府干预水平。用各地方政府财政支出占 GDP 的比重表示。

$export_{it}$:经济开放度。一般使用两个变量来表示地区经济融入国际经济的程度:一是出口贸易总额占 GDP 的比例,代表某地区对外贸易的活跃程度;二是外国直接投资额 FDI 占 GDP 的比例。本文选择前者近似反映各地区经济开放程度。

限于数据可得性,本文收集了 2000—2009 年全国 29 个省、直辖市(不包括港澳台地区,西藏因数据缺乏未被纳入;重庆纳入四川,以便与前文分析保持一致)的面板数据进行分析,原始数据主要来源于《中国统计年鉴》(2001—2010 年)、《中国城市统计年鉴》(2001—2010 年)以及中国经济信息网等。各变量统计特征如表 1。

表 1 各变量的统计特征

变量	样本数	均值	标准差	最大值	最小值
$pergdp$ (人均 GDP)	290	3.931 9	2.510 2	16.718 2	0.767 9
$perk$ (物质资本集聚度)	290	5.112 5	3.936 9	25.560 3	0.634 2
$perl$ (就业密度)	290	0.010 5	0.014 1	0.084 3	0.000 5
$perh$ (人力资本集聚度)	290	8.043 0	5.734 7	33.426 8	1.927 6
$export$ (经济开放度)	290	0.175 1	0.206 4	0.905 3	0.014 8
pfe (政府干预水平)	290	0.162 7	0.064 8	0.450 2	0.069 1

基于前文分析,本文实证研究的一般计量模型设定如下:

$$pergdp_{it} = b_0 + b_1 perk_{it} + b_2 perl_{it} + b_3 perh_{it} + b_4 export_{it} + pfe_{it} + \varepsilon_i \quad (1)$$

三、研究方法:空间计量模型的构建

1. 数据的空间相关性检验

为了探索服务业集聚与区域经济增长的关系,首先需检验各省市之间的经济发展是否存在空间

地理相关性,即空间自相关性。本文采用 MoranI 指数对我国经济增长的空间分布特征进行分析。MoranI 指数的计算公式为:

$$I = \frac{\sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n W_{ij} (Y_i - \bar{Y})(Y_j - \bar{Y})}{S^2 \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n W_{ij}}$$

式中 W_{ij} 为二元空间权值矩阵中的任意元素值, n 表示地区总数, x_i 和 x_j 分别为位置 i 和位置 j 上的

① 曹跃群和刘冀娜的数据仅估计至 2007,因此,本文 2008—2009 年相应数据为作者借鉴其方法估计所得。

② 本文参考范剑勇和张雁(2009)的研究,认为除了少数人口流动性较强的省市(如北京、上海等),各地区高等学校培养的毕业生基本都是为了满足本地市场的人才需求,而且考虑到高等学校扩招和教育产业化改革,各地区高等学校专任教师数基本能够反映当地劳动力市场的人力资本水平。同时,因无法区分各产业的人力资本集聚度,此处用各地区总的人力资本集聚度来度量。

某一属性值。本文采用4倍距离标准,计算 Moran I 指数^①。依据空间数据的分布可以计算正态分布 I 的期望值,一般相邻标准的 W_{ij} 为:

$$W_{ij} = \begin{cases} 1 & \text{当区域 } i \text{ 和区域 } j \text{ 相邻;} \\ 0 & \text{当区域 } i \text{ 和区域 } j \text{ 不相邻} \end{cases}$$

其中, $i=1,2,\dots,n; j=1,2,\dots,m; m=2$ 或 $m \neq n$ 。根据空间数据分布可以计算正态分布 Moran I 的期望值和方差:

$$E_n(I) = -\frac{1}{n-1}$$

$$VAR_n(I) = \frac{n^2 w_1 + n w_2 + 3 w_0^2}{w_0^2 (n^2 - 1)} - E_n^2(I)$$

其中, $w_0 = \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n W_{ij}$, $w_1 = \frac{1}{2} \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n (W_{ij} + W_{ji})^2$, $w_2 = \sum_{i=1}^n (w_{i.} + w_{.i})^2$ 。 w_i 和 w_j 分别表示空间权重矩阵中的 i 行和 j 列之和。

为了更加详细地探讨各地区间的局部相关性,引入局部空间统计指标——LISA (Anselin, 1995)。LISA 的通俗表达式为: $L_i = f(x_i, \{x_i\})$, 式中 x_i 定义与前文定义相同,一个 LISA 与全局空间相关性统计指标的关系式为:

$$\sum_i L_i = \gamma A$$

其中, A 为空间相关全局指标, γ 为比例因子。

2. 空间计量模型设计

空间经济计量的两种基本模型分别是空间滞后模型和空间误差模型。Anselin (1988) 提出的空间计量分析通用模型为:

$$\begin{aligned} y &= \rho W_1 y + X\beta + \varepsilon \\ \varepsilon &= \lambda W_2 \varepsilon + u \end{aligned} \quad (2)$$

且满足误差项 $u \sim N(0, \Omega)$, 误差协方差矩阵 Ω 对角元素为: $\Omega_{ij} = h_i(z\alpha)h_j > 0$ 。

式中 y 为被解释变量, X 为 $n \times k$ 的外生解释变量矩阵, β 为 X 的相关系数, ρ 为 $W_1 y$ 的 $n \times 1$ 阶空间回归系数, $W_1 y$ 为被解释变量的空间滞后项, ε 是干扰项, λ 是 $W_2 \varepsilon$ 的 $n \times 1$ 阶空间自回归系数, $W_2 \varepsilon$ 为干扰项的空间滞后变量, W_1 、 W_2 分别为被解释变量的空间自回归过程和干扰项 ε 的空间自回归过程的空间 $n \times n$ 权值矩阵。

当 $\rho=0, \lambda=0, \alpha=0$ ($p+2$ 个约束), (2) 式变

为经典线性回归模型 (OLS)。

当 $\lambda=0, \alpha=0$ ($p+1$ 个约束), (2) 式变为空间滞后模型 (SLM), 多用于估计是否存在空间相互作用以及空间相互作用强度, 以反应可能存在的实质性的空间影响, 其表达式为:

$$y = \rho W y + X\beta + \varepsilon \quad (3)$$

当 $\rho=0, \alpha=0$ ($p+1$ 个约束), (2) 式变为空间误差模型 (SEM), 主要用于估计干扰项多余的空间相关影响, 其表达式为:

$$\begin{aligned} y &= X\beta + \varepsilon \\ \varepsilon &= \lambda W \varepsilon + u \end{aligned} \quad (4)$$

对于空间计量模型的估计如果仍采用最小二乘法, 系数估计值会有偏或者无效, 需要通过工具变量法、最大似然法或广义最小二乘估计等其他方法进行。按照通常的做法, 本文采用极大似然估计法进行估计。依据研究需要, 为了更详细地测量空间依赖性作用条件下的服务业集聚对区域经济增长的影响, 我们分别采用空间计量的 SLM 模型和 SEM 模型, 并设定用于空间滞后和空间误差模型检验的空间权重矩阵 W 为 4 个临近城市的平均距离。

空间滞后模型的估算方法是将区域经济增长的空间滞后变量引入模型, 其经济学含义为某一个省区的经济增长可能潜在地受到周边省区经济增长水平的制约。模型 (1) 转化为:

$$\begin{aligned} \text{pergdp}_{it} &= b_0 + b_1 \text{perk}_{it} + b_2 \text{perl}_{it} + b_3 \text{perh}_{it} + \\ & b_4 \text{export}_{it} + \text{pfe}_{it} + \\ & \lambda W \text{pergdp}_{it} + \varepsilon_i \end{aligned} \quad (5)$$

空间误差模型的估计方法是通过误差项的变化来表现省际间的空间自相关性, 误差项的方程可以是 ARMA(1,1) 或者是简单的 AR(1) 或 MA(1) 形式。参照已有研究经验, 本文选取的误差自相关模型如下:

$$\begin{aligned} \text{pergdp}_{it} &= b_0 + b_1 \text{perk}_{it} + b_2 \text{perl}_{it} + b_3 \text{perh}_{it} + \\ & b_4 \text{export}_{it} + \text{pfe}_{it} + \\ & \lambda W \text{pergdp}_{it} + \varepsilon_i \end{aligned} \quad (6)$$

$$\varepsilon_i = \rho W \varepsilon - \theta W \mu + \mu \quad (7)$$

$$\begin{aligned} \text{pergdp}_{it} &= b_0 + b_1 \text{perk}_{it} + b_2 \text{perl}_{it} + b_3 \text{perh}_{it} + \\ & b_4 \text{export}_{it} + \text{pfe}_{it} + \lambda \text{pergdp}_{it} + \\ & (1 - \rho W)^{-1} \mu \end{aligned} \quad (8)$$

^① 其中, Moran I 指数的取值范围为 $-1 \leq I \leq 1$, 若正相关, I 的数值就相对较大; 若负相关, 则 I 指数相对较小。

四、空间计量实证检验结果及分析

1. 我国区域经济增长的空间相关性统计分析

依据以上基本原理,首先需要检验全国各省区之间是否存在经济发展的空间地理相关性,即空间相互依赖性。利用 Moran I 指数公式,计算出的全国 29 个省(市、区)2000—2009 年人均 GDP 的空间相关性 Moran I 指数值以及其他检验值(表 2)。

表 2 我国各省市人均 GDP 的 Moran I 指数

年份	I	$E(I)$	$VAR(I)$	P 值
2000	0.152 9	-0.033 3	0.021 4	0.000 0
2001	0.169 3	-0.033 3	0.021 4	0.000 0
2002	0.207 0	-0.033 3	0.021 4	0.000 0
2003	0.255 2	-0.033 3	0.021 4	0.000 0
2004	0.267 0	-0.033 3	0.021 4	0.000 0
2005	0.334 9	-0.033 3	0.021 4	0.000 0
2006	0.356 5	-0.033 3	0.021 4	0.000 0
2007	0.323 7	-0.033 3	0.021 4	0.000 0
2008	0.340 2	-0.033 3	0.021 4	0.000 0
2009	0.277 1	-0.033 3	0.021 4	0.000 0

表 2 中 I 均通过了显著性检验,表明 2000—2009 年我国区域经济发展水平在分布上呈现显著的正自相关性与空间依赖性,即呈现出相似值之间的空间集聚。经济发展水平较高的省区与经济发展水平较高的省区相临,经济发展水平较低的省区与经济发展水平较低的省区相临。而且 I 值总体上呈现较为明显的上升趋势(除了 2009 年有所下降以外),表明各省区人均 GDP 的空间集聚特征越来越明显,在分析我国区域经济发展时引入空间相关因素十分必要。

2. 空间计量估计结果及分析

空间相关性统计分析已证明我国区域经济增长具有空间相关性,需要采用空间计量经济模型进行估计。为进行对比分析,选择 2000 年和 2009 年的截面数据,对基本模型进行 OLS(最小二乘法)估计(见表 3)。

分析表 3,2000 年,模型拟合优度为 83.03%,整体上通过 1% 的显著性检验;人力资本集聚度、物质资本积极与经济开放度均通过显著性检验,且

作用均为正,而其他变量均未通过检验。2009 年,模型拟合优度提高到 92.85%,整体上也通过 1% 的显著性检验;人力资本集聚度、就业密度与经济开放度均通过显著性检验,且就业密度以及经济开放度的正向促进作用大幅度提升,但物质资本集聚度却未通过显著性检验。这表明:伴随我国经济快速发展,服务业物质资本集聚水平对区域经济发展的作用呈弱化之势,而服务业就业密度、经济开放水平发挥着越来越重要的作用。

表 3 OLS 估计结果

变量	2000 年	2009 年
$perh$ (人力资本集聚度)	0.147 1**	0.162 8*
$perk$ (就业密度)	-0.000 4	0.516 2***
$perl$ (物质资本集聚度)	44.973 0**	4.517 7
$export$ (经济开放度)	4.318 8***	7.267 2***
pfe (政府干预水平)	-0.816 3	-2.001 9
常数项	0.894 6*	-0.224 4
Adj R^2	0.830 3	0.928 5
F	28.396 6	59.693 3
LogL	-25.192 0	-37.642 6
AIC	62.383 9	87.285 3
SC	70.587 7	95.489 0
误差正态性检验(Jarque-Bera)	2.224 6	0.683 0
异方差检验(Breusch-Pagan)	44.874 8***	8.643 5
空间依赖性检验(LMLAG)	1.094 8	7.140 8***
空间依赖性检验(R-LMLAG)	0.564 9	3.213 2**
空间依赖性检验(LMERR)	0.606 0	1.609 9*
空间依赖性检验(R-LMERR)	0.076 1	2.109 1*

注:***、**和*分别表示通过 1%、5%和 10%的显著性检验。

前述的空间统计检验已证明了我国区域经济增长的空间自相关性,存在明显的空间集聚现象,这在一定程度上表明忽视空间自相关性直接采用 OLS 建立模型进行估计的分析存在一定的问题。从表 3 的 BP 检验结果证明不存在空间异质性,而拉格朗日乘数误差和滞后及其稳健性检验结果可以看出:2000 年,LMLAG、LMERR、R-LMLAG、R-LMERR均未通过显著性检验,需要通过 SLM 和 SEM 模型的对数似然函数值 LogL、AIC 和 SC 等的数值选择模型;而 2009 年的估计结果显示,

LMLAG、LMERR、R-LMLAG、R-LMERR 均通过了显著性检验,而依据其结果仍然无法判断 SLM 与 SEM

谁更合适。因此,本文同时给出了 SLM 和 SEM 的估计结果,见表 4。

表 4 SLM 和 SEM 估计结果

变 量	2000 年		2009 年	
	SLM	SEM	SLM	SEM
ρ/λ	0.130 7	0.228 2	0.302 3***	-0.557 7*
<i>perh</i> (人力资本集聚度)	0.143 0***	0.150 6***	-0.011 4	0.002 4
<i>perk</i> (就业密度)	-0.009 3	-0.036 6	0.523 5***	0.508 8***
<i>perl</i> (物质资本集聚度)	47.973 0***	50.967 1***	4.082 3	3.729 1
<i>export</i> (经济开放度)	4.312 4***	4.451 2***	7.2103***	6.654 1***
<i>pfe</i> (政府干预水平)	0.483 2	-0.333 4	-2.455 8	-3.047 9
常数项	0.427 2	0.878 0**	0.017 3	0.082 2
Adj R ²	0.866 1	0.866 8	0.928 8	0.940 6
LR	1.052 3	0.902 8	0.135 7**	3.794 0*
LogL	-24.665 8	-24.740 6	-37.574 8	-38.745 6
AIC	63.331 6	61.481 1	89.149 5	83.491 3
SC	72.902 7	69.684 9	98.720 6	91.695 1

比较表 3 和表 4 发现,2000 年和 2009 年,SLM 模型和 SEM 的拟合优度检验值均高于 OLS 模型。进一步比较对数似然值 LogL 值,2000 年 SLM 的 LogL 值(-24.665 8)大于 SEM 和 OLS 的 LogL 值(-24.740 6, -25.192 0),2009 年 SLM 的 LogL 值(-37.5748)大于 SEM 和 OLS 的 LogL 值(-38.745 6, -37.6426)。因此,SLM 模型比 SEM 和 OLS 估计的模型要好。由此可见,遗漏了空间自相关性,基于 OLS 法的经典线性回归模型不够恰当,这也验证了各区域之间的经济增长不可能没有关系。关于服务业集聚与区域经济增长的研究若假定地区之间相互独立,可能导致 OLS 估计结果及其推论不可靠,因此,需要通过引入空间差异性和空间依赖性对经典的线性模型进行修正。

分析表 4,引入地理空间因素后各变量的弹性系数均出现变化,说明忽略空间因素的估计方法存在偏差。表 4 的 SLM 估计结果显示:2000 年,人力资本集聚度、物质资本集聚度以及经济开放水平对区域经济增长产生正向促进作用,且通过显著性检验;而就业密度却与区域经济增长负相关,但不显著。2009 年,仅就业密度和经济开放水平通过显著性检验,而人力资本集聚度的区域经济增长效应

由正转向负,原因有待进一步探究。物质资本集聚水平对区域经济增长的促进作用已不显著,一定程度上反映了服务业物质资本集聚水平对区域经济增长的促进作用呈下降之势。再者,2000 年 SLM 模型中空间自回归系数 ρ (0.130 7)为正,但不显著;而 2009 年空间自回归系数 ρ (0.302 3)显著提高,且通过 1% 的显著性检验,表明我国区域经济增长的近邻空间溢出效应逐渐凸显。表 5 是 2001—2008 年 SLM 分析结果:

表 5 2001—2008 年 SLM 分析结果

	<i>perh</i>	<i>perk</i>	<i>perl</i>	<i>export</i>	<i>pfe</i>
2001	0.177 4***	0.022 9	35.709 6***	4.637 9***	0.125 3
2002	0.128 1***	0.051 6	30.997 2*	4.898 3***	1.361 8
2003	0.104 6***	0.028 5	42.104 1***	4.569 4***	1.866 8
2004	0.096 7***	0.093 3	18.024 2	4.770 6***	2.214 1
2005	0.081 3**	0.130 1	14.912 5	4.660 7***	1.520 7
2006	0.113 8***	0.091 4	18.583 8	5.005 7***	1.269 1
2007	0.090 3	0.195 5	10.631 0	5.765 0***	-0.839 4
2008	-0.024 6	0.447 4***	12.103 4	4.916 8***	-5.948 6*

注: *、**、*** 分别表示通过 1%、5%、10% 显著性检验。

分析表5,可以看出,2001—2006年人力资本集聚度以及经济开放水平平均对区域经济增长产生正向促进作用,且通过1%的显著性检验。而就业密度在2001—2003年对区域经济增长产生显著正向促进作用,在2004—2008年作用也均为正,这在一定程度上表明2000年服务业就业密度对区域经济增长的作用为负,不具有代表性。从总体上看,服务业就业密度对区域经济增长有正向作用。

五、结论及启示

本文将空间因素纳入分析框架,采用空间相关性检验证明了我国区域经济呈现出明显的空间集聚特征,并建立关于服务业集聚与区域经济增长的空间计量模型,探讨服务业集聚对区域经济增长的影响。空间计量结果显示2000—2009年服务业集聚总体上有利于区域经济增长,其中:物质资本集聚水平对区域经济增长的促进作用已不显著,说明服务业物质资本集聚水平对区域经济增长的促进作用呈下降之势;人力资本集聚度的区域经济增长效应由正转向负,而就业密度除2000年外对区域经济增长有正向作用。同时,空间计量模型估计结果也进一步证实了区域经济增长的溢出效应,即经济发展较快的地区会带动周围地区的发展。基于以上分析,我们应该注重加强相邻地区间的交流与合作,形成经济互助,协调发展;同时应提高我国服务业的集聚度,充分发挥其对区域经济增长的正向促进作用。

参考文献:

- 曹跃群,刘冀娜.2008.资本投入、技术进步与就业促进[J].数量经济技术经济研究(11):72-77.
- 陈立泰,张祖妞.2010.服务业集聚对区域经济增长影响的实证研究[J].山西财经大学学报(9):65-71.
- 陈淑祥,王博.2007.国内外区域中心城市现代服务业发展路径比较[J].重庆工商大学学报(社会科学版)(4):34-38.
- 范剑勇,张雁.2009.经济地理与地区间工资差异[J].经济研究(8):73-84.
- 胡霞,魏作磊.2009.中国城市服务业集聚效应实证分析[J].财贸经济(8):108-114.
- 金荣学,卢忠宝.2010.我国服务业集聚的测度、地区差异与影响因素研究[J].财政研究(10):41-45.

- 金荣学,马满.2010.现代服务业集聚的经济效应及其作用机理研究[J].经济研究导刊(11):42-45.
- 李胜会,冯邦彦.2008.地区差距、产业集聚与经济增长:理论与来自广东省的证据[J].南方经济(2):3-18.
- 李文秀,胡继明.2008.中国服务业集聚实证研究及国际比较[J].武汉大学学报(哲学社会科学版)(3):213-219.
- 罗勇,曹丽莉.2005.中国制造业集聚程度变动趋势实证研究[J].经济研究(8):106-116.
- 米娟.2008.现代服务业集聚与城市经济增长[J].全国商情(经济理论研究)(6):15-16.
- 童馨乐,杨向阳,陈媛.2009.中国服务业集聚的经济效应分析:基于劳动生产率视角[J].产业经济研究(6):30-37.
- 王家庭,贾晨蕊.2009.我国城市化与区域经济增长差异的空间计量研究[J].经济科学(3):98.
- 王晓玉.2006.国外生产性服务业集聚研究述评[J].当代财经(3):92-96.
- 周兵,蒲勇健.2003.一个基于产业集聚的西部经济增长实证分析[J].数量经济技术经济研究(8):143-147.
- Brülhart M, SBERGAMI F. 2006. Agglomeration and Growth: Empirical Evidence [R]. ETSG Working Paper.
- Brülhart M, SBERGAMI F. 2009. Agglomeration and growth: Cross-country evidence [J]. Journal of Urban Economics (1):48-63.
- ELLISON G, GLAESER E. 1997. Geographic concentration in US manufacturing Industries: a dartboard approach [J]. Journal of comparative Economics(1):134-157.
- KRUGMAN P R. 1991. Increasing Return and Economic Geography [J]. The Journal of Political Economy (9): 483-499.
- MARTIN P, OTTAVIANO G. 1999. Growing Locations: Industry Location in a Model Of Endogenous Growth [J]. European Economic Review(2):51-72.
- PIERRE-PHILIPPE C. 1999. Economic Structure and Local Growth: France, 1984—1993 [J]. Journal of Urban Economics (3):329-355.
- RICCARDO F. PATRICIA A, LACE T. 1984. Defense Spending, Economic Structure, and Growth: Evidence among Countries and over Time [J]. Economic Development and Cultural Change(3):487-498.
- RICHARD E B, PHILIPPE M. 2003. Agglomeration and Regional Growth [R]. CERP Working Paper.

(编辑:南北;校对:段文娟)