

服务业集聚与地区经济差距

——基于劳动生产率视角

陈立泰，张祖妞

(重庆大学 贸易与行政学院)

摘要：文章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，从劳动生产率视角，研究了服务业集聚作用于地区经济差距的机理。结果显示：区域间劳动生产率的提高有明显的空间自相关性，物质资本集聚对地区劳动生产率影响显著，而人力资本集聚以及就业密度作用尚不显著。但总体上，本文的结论验证了服务业集聚效应的存在，从而为从劳动生产率视角解释服务业集聚对地区经济差距的影响提供了分析思路。

关键词：服务业集聚；劳动生产率；地区经济差距； SLM 模型

中图分类号：F061.5 **文献标识码：**A

一、引言

纵观世界经济发展史，不同国家（地区）几乎都曾出现过地区经济发展不平衡的阶段，而在中国经济发展历程中显得尤为突出。长期以来，我国地区经济差距一直是国内外学者关注的热点之一，如Rozelle（1994）、Dayal-Gulati and Aasim M.Husain（2000）、Démurger S.（2001）、范剑勇和朱国林（2002）、王小鲁和樊纲（2004）、许召元和李善同（2006）等从不同视角深入分析了我国地区经济差距的特征、趋势以及影响因素等。

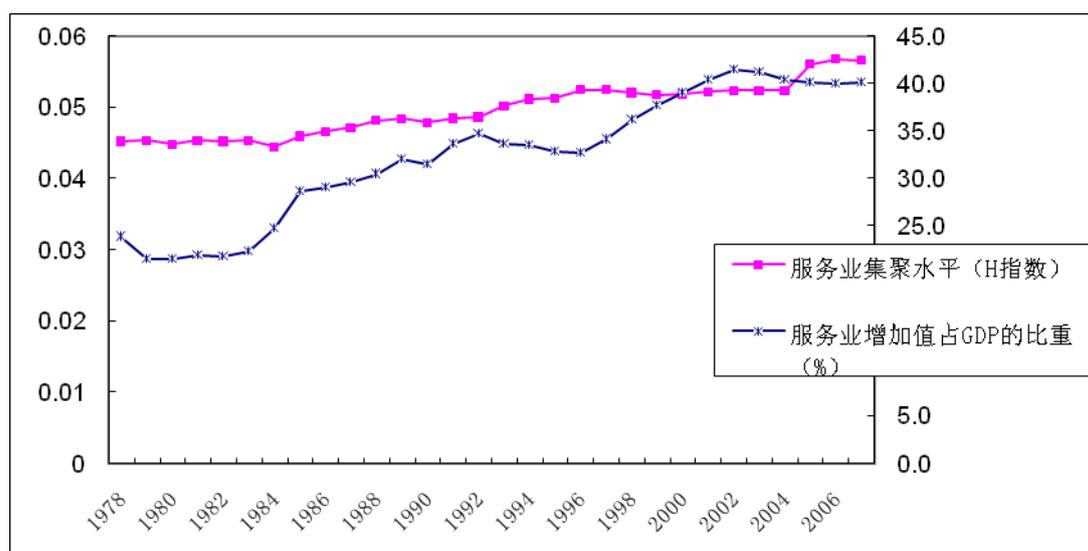


图 1：我国服务业增加值占 GDP 的比以及服务业集聚水平变动趋势

地区经济差距不仅体现在经济总量方面，更体现在经济效率(如劳动生产率)差异方面，劳动生产率提高是产业集聚的结果，随着世界经济向服务经济转型，服务业集聚越来越影响经济增长，且与工业集聚不同（Brülhart and Sbergami, 2009），其必然对地区经济差距产生不可忽视的影响。观察中国近年来的统计指标，可以发现，改革开放以来，我国服务业在国民生产总值中的比重不断上升，对经济增长的拉动作用不断加大，服务业集聚水平¹也不断提高（如图1），而服务业集聚会导致集聚地企业的资源整合能力增强，其效应最终将体现为产品的单位成本下降（本研究用地区的服务业劳动生产率衡量）。我们将服务业集聚细分为三个视角，即劳动就业密度、人力资本集聚、资本（物质）集聚，用以衡量服务业在空间分布的不均衡性，其暗含的假设是：服务业劳动就业密度、人力资本集聚度以及资本集聚度越高的地区，外部效应越显著，劳动生产率也越高，因此通过服务业劳动生产率防止在世界经济“服务化”进程中的地区经济差距继续扩大。

综观已有文献，关于集聚经济与劳动生产率的研究可追溯到马歇尔（1890）的外部规模经济理论。他将集聚经济作用于劳动生产率的机理归纳为三个方面：知识外溢效应、劳动力市场的发育和投入共享带来的外部性。此后涌现了大量文献模型化了集聚经济效应与劳动生产率之间的作用机制。而 Shefer（1973）、sverikauskas（1975）、Segal（1976）以及 Fogarty and Garogalo（1988）则估计了劳动生产率对城市规模的弹性系数，其结果都支持集聚经济对劳动生产率的正向作用。Ciccone and Hall（1996）改进了以往采用城市规模度量城市化经济的方式，改以就业密度衡量，发现美国非农就业密度提高一倍，其非农产业劳动生产率提高 5%，而德国、意大利以及法国等国家弹性系数高达 4.5%左右。此后涌现了大量关于经济密度与地区劳动生产率关系的研究（Glaeser and Mare, 2001；Ciccone, 2002；Ottaviano and Pinelli, 2006），范剑勇（2006）对中国的研究发现，这一系数达到 8.8%，他得出了“如果非农产业边际集聚效应不随就业密度的提高而下降，或者东部地区的集聚效应高于其他地区，地区差距可能具有粘性而不宜逆转”的启示。近年来，越来越多的国内学者开始研究集聚经济与劳动生产率的关系（陈良文等，2008；柯善咨和姚德龙，2008；刘修岩，2009），大多结论支持了经济密度对劳动生产率提高的促进作用。童馨乐等（2009）围绕服务业集聚产生的经济效应，从劳动生产率视角出发，考察了服务业集聚对服务业劳动生产率的影响方向与影响程度，得出了服务业集聚促进服务业劳动生产率水平提高的结论。

综上，国内外已有文献大多从城市集聚或者工业集聚的视角探讨集聚经济的劳动生产率效应，而基于服务业集聚视角的研究较少。而且大多证明了集聚经济来源于规模经济和外部效应，却没有将相邻区域之间经济发展的外部性纳入分析框架。再者，已有文献在研究产业集聚（尤其是服务业集聚）与地区经济差距的关系方面，大多基于区域经济增长效应方面，而较少有学者从劳动生产率视角深入探讨。

基于此，本文拟基于劳动生产率视角，研究与服务业集聚密切相关的地区经济差距。这是因为，地区收入在很大程度上首先体现在劳动生产率的差距上，而服务业集聚很可能对劳

动生产率产生影响，从而使得地区经济差距、服务业集聚与劳动生产率三者关系密切。

本文接下来的结构安排如下：第二部分为本文的理论模型；第三部分为服务业劳动生产率的 ESDA 分析；第四部分为空间计量模型构建；第五部分为计量结果分析，第六部分为结论与启示。

二、模型设定

借鉴 Ciccon 和 Hall (1996)、范剑勇 (2006) 的研究，本文建立了服务业集聚与其劳动生产率的模型。假定每个地区内部的服务业均匀分布，令 $f_j(1, Q_j, A_j)$ 为第 j 省（市）单位土地面积上使用数量为 l 投入要素的服务产品产出，其中 Q_j 表示第 j 省（市）的服务业总产出， A_j 代表第 j 地区的总土地面积。用 Q_j/A_j 表示单位土地面积上的服务产出，衡量产出不平衡分布的密度状况，可以代表单位面积土地的产出对服务产业在在空间分布的外部性，其来源可以理解为规模收益递增，假定单位面积土地产出 $f_i(x_i, Q_i, A_i)$ 对该外部性的弹性系数为 $(\lambda - 1)/\lambda$ ，对投入要素 x_i 的产出弹性系数为 α ，因此，基本模型表示为式 (1)：

$$f_i(x_i, Q_i, A_i) = \Omega_i x_i^\alpha \left(\frac{Q_i}{A_i} \right)^{(\lambda-1)/\lambda} \quad (1)$$

其中， Q_i 表示技术水平，由于假定 i 地区内部的服务业均匀分布， $Q_i = A_i \Omega_i x_i^\alpha \left(\frac{Q_i}{A_i} \right)^{(\lambda-1)/\lambda}$ ，从而得到

$$f_i(x_i, Q_i, A_i) = \Omega_i^\lambda x_i^{\alpha \lambda} \quad (2)$$

在式 (1) 中，我们假设 $\lambda > 1$ ，表示技术的溢出可实现规模收益递增， α 表示单位土地面积上的服务产品产出对其投入的反应系数，取值范围为 $(0, 1)$ 之间，表示如果单位土地面积上投入的要素过多，可能会导致拥挤，产生负外部效应。式 (2) 表示，只有当 $\alpha \lambda > 1$ 时，该区域才表现为规模收益递增的集聚效应，或称区域净集聚效应为正。

令投入要素 x_i 具体化为劳动力要素 n 与资本 k ，其中 n 与 k 分别表示单位土地面积上的劳动力数量与资本数量。此时，式 (1) 具体化为：

$$f_i = \Omega_i x_i^\alpha \left[n_i^\beta k_i^{1-\beta} \right]^\alpha \left(\frac{Q_i}{A_i} \right)^{(\lambda-1)/\lambda} \quad (3)$$

在式 (3) 中， β 代表劳动力投入份额， $1 - \beta$ 表示资本投入份额。同时假定地区 i 的服务业的总从业人员数为 N_i ，总资本为 K_i ，整理式 (3) 得到地区 i 的人均产出的表达式：

$$\frac{Q_i}{N_i} = \Omega_i^\lambda \left[\left(\frac{K_i}{N_i} \right)^{1-\beta} \right]^{\alpha \lambda} \left(\frac{N_i}{A_i} \right)^{\alpha \lambda - 1} \quad (4)$$

将式 (4) 两边取对数，得：

$$\ln \frac{Q_i}{N_i} = \lambda \ln \Omega_i + \alpha (1 - \beta) \lambda \ln \frac{K_i}{N_i} + (\alpha \lambda - 1) \ln \left(\frac{N_i}{A_i} \right) \quad (5)$$

其中, α 、 β 、 λ 、 Ω_i 均为常数, 根据式(5), 计量模型可设为:

$$\ln \frac{Q_i}{N_i} = b_0 + b_1 \ln \frac{K_i}{N_i} + b_2 \ln \left(\frac{N_i}{A_i} \right) + \varepsilon_i \quad (6)$$

式(6)中, $\frac{Q_i}{N_i}$ 表示地区 i 的人均服务业产出, 用于衡量服务业劳动生产率, $\frac{K_i}{N_i}$ 表示 i 地区人均资本, $\frac{N_i}{A_i}$ 表示 i 地区的服务业就业密度, 本文用这两个指标分别从资本和劳动角度衡量服务业的不同地区的集聚程度, 在后文的分析中, 本研究还引入了人力资本集聚度。

三、服务业劳动生产率的 ESDA 分析

探索性空间数据分析(Exploratory Spatial Data Analysis, ESDA)技术, 是空间分析技术的核心内容之一(王学军, 1997等), 近年来被广泛应用于诸多领域, 对于揭示经济变量的空间特征具有重要地位。具体包括全局统计(global statistics)分析(主要探索某一属性在区域中的分布特性)和局域统计(local statistics)分析(通过对子区域中信息分别分析, 探查区域信息变化是否平滑(均质)或存在突变(异质))。

(一) 全域空间相关性分析

从空间计量经济学的角度来看, 极化效应或涓滴效应, 都必然在空间上表现出一定的相关性。判断区域经济效率是否存在空间相关性, 一般可通过测算 *Moran I* 值进行检验。其表达式为:

$$Moran = \frac{\sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n W_{ij} (Y_i - \bar{Y})(Y_j - \bar{Y})}{S^2 \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n W_{ij}} \quad (7)$$

$$\text{其中, } S^2 = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n (Y_i - \bar{Y})^2, \quad \bar{Y} = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n Y_i \quad (8)$$

式(7)中, W_{ij} 为 $n \times n$ 的空间权重矩阵, 如果仅为了检测变量的空间自相关性, 我们可以采用较为简单的二元相关矩阵(L. Anselin, 1988), 一般相邻标准的 W_{ij} 为:

$$W_{ij} = \begin{cases} 1 & \text{当区域 } i \text{ 和区域 } j \text{ 相邻;} \\ 0 & \text{当区域 } i \text{ 和区域 } j \text{ 不相邻, 其中, } i=1, 2, \dots, n; j=1, 2, \dots, m; m=2 \text{ 或 } m \neq n。 \end{cases}$$

Y_i 表示第 i 地区的观测值(n 为地区总数, 本文为 29), *Moran I* 指数的取值范围为 $-1 \leq I \leq 1$ 。由于 *Moran I* 的统计分布不能很好地用正态分布拟合, 对 *Moran I* 的统计检验通常采用随机排列的非参数检验(M. Tiefelsdorf, 2002)。

本文用各地区的人均服务业 GDP 反映服务业劳动生产率水平, 表示为 $pergdp_{it}$ 。表 1

显示了 2000—2007 年服务业劳动生产率的 *Moran I* 指数值，从中可以看出，*Moran I* 指数均通过了显著性检验，我国服务业劳动生产率在分布上呈现显著的正自相关性与空间依赖性。

表1 我国各省市服务业劳动生产率的 *Moran I* 指数以及Z检验表

年份	Moran I	E(I)	VAR(I)	Z 值	P 值
2000	0.2948	-0.0333	0.0214	0.9762	0
2001	0.4148	-0.0333	0.0214	0.6442	0
2002	0.4287	-0.0333	0.0214	0.0971	0
2003	0.4411	-0.0333	0.0214	1.9086	0
2004	0.4491	-0.0333	0.0214	1.2048	0
2005	0.4662	-0.0333	0.0214	0.0807	0
2006	0.4716	-0.0333	0.0214	0.1182	0
2007	0.4652	-0.0333	0.0214	0.3412	0

(二) 局部空间自相关分析

为了进一步考虑服务业劳动生产率是否存在观测值局部空间集聚、哪些区域单元对于全局自相关共享相对较大以及空间自相关的全局检验在多大程度上掩盖了局部不稳定性，本部分选择空间联系的局部指标LISA (Local Indicators of Spatial Association)、Moran 散点图进行局部空间自相关分析。

(1) 空间联系的局部指标 (LISA)

空间联系的局部指标LISA (Local Indicators of Spatial Association) 用来揭示局部每个空间单元的空间自相关性质，表达式为：

$$I_i = \frac{y_i - \bar{y}}{s^2} \sum_j w_{ij} (y_j - \bar{y}) \quad (9)$$

(2) Moran 散点图

Moran 散点图常用来研究局部的空间不稳定性。Moran 散点图的4 个象限，分别对应于区域单元与其邻居之间4种类型的局部空间联系形式：第1象限代表了高观测值的区域单元被同是高值的区域所包围的空间联系形式（简称高一高）；第2象限代表了低观测值的区域单元被高值的区域所包围的空间联系形式（简称低—高）；第3象限代表了低观测值的区域单元被同是低值的区域所包围的空间联系形式（简称低—低）；第4象限代表了高观测值的区域单元被低值的区域所包围的空间联系形式（简称高一低）。将Moran 散点图与LISA 显著性水平相结合，也可以得到“Moran 显著性水平图”，图中显示出显著的LISA区域，并分别标识出对应于Moran 散点图中不同象限的相应区域。

图3为2000年服务业劳动生产率 (lnpergdp) 的 *Moran* 散点图，可以看出“高一高”

与“低-低”类型集聚区占主导地位，大部分省份集聚在第一象限和第三象限。图5为2000年结合LISA 显著性水平得到的服务业劳动生产率（ $\ln\text{pergdp}$ ）的Moran 显著性水平图。山东省与辽宁省为环渤海经济区中较为显著的服务业劳动生产率高增长区，说明周围地区尤其是京津地区经济发展对其有强劲的带动作用，这与现实相符。近几年来环渤海经济圈，在国家政策的引导、区域内沿海城市基础设施建设的日益完善以及相关产业的日益壮大等因素的推动下，已成为我国经济增长较快的区域，也一定程度上体现在高水平的服务业劳动生产率上。²四川省、云南省以及青海省是我国服务业劳动生产率（ $\ln\text{pergdp}$ ）低值聚集显著区。

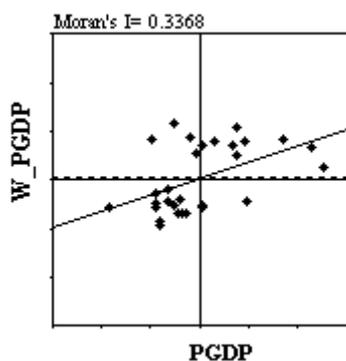


图3：2000年 $\ln\text{pergdp}$ Moran 散点图

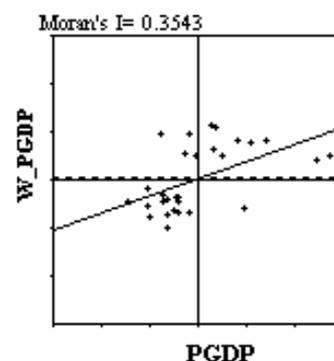


图4：2007年 $\ln\text{pergdp}$ Moran 散点图

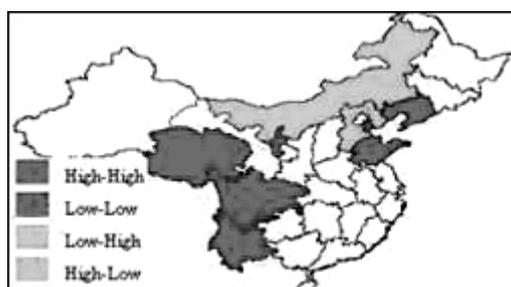


图 5：2000 年服务业劳动生产率 Moran 显著性水平图

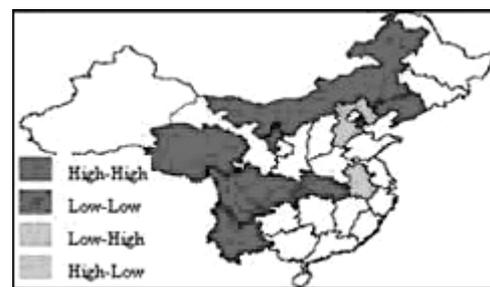


图 6：2007 年服务业劳动生产率 Moran 显著性水平图

图4为2007年服务业劳动生产率（ $\ln\text{pergdp}$ ）的Moran 散点图，可以看出，总体集聚水平上升幅度较大，从2000年的0.3368上升到0.3543，仍然呈现“高-高”与“低-低”类型集聚区占主导地位的特征。图6为2007年结合LISA 显著性水平得到的服务业劳动生产率（ $\ln\text{pergdp}$ ）的Moran 显著

性水平图，与2000年相比，内蒙古、天津等省区成长为高-高集聚区，宁夏、湖北等省区沦为新的低值聚集显著区。“核心—外围”区域特征（Core-Periphery Regional Characteristics）越发明显，其暗含的经济学含义即为：我国区域经济发展水平已经形成东部沿海为核心，以广大的西部地区为外围的发展格局。

不过，仅限于 *Moran I* 指数进行的相关分析并不能反映服务业劳动生产率的影响因素，因此，接下来，我们将从服务业集聚的视角对影响劳动生产率的因素建立空间计量模型进行分析。

四、空间计量模型建立

（一）空间计量模型

空间计量经济学所研究的空间效应包括空间自相关和空间差异性。前者指在一个地区的观测值与其他地区的观测值相关。观测值在空间上缺乏独立性，而且空间相关的程度及模式由绝对位置和相对位置（布局、距离）决定。后者指由于空间单位的异质性而产生的空间效应在区域层面上的非均一性。由以上两方面可知，空间自相关性在空间自回归模型中体现在误差项和因变量的滞后项，因此，空间经济计量的两种基本模型分别是空间滞后模型（Spatial Auto regressive Model, SAR）和空间误差模型（Spatial Error Model, SEM），这两个模型的基本形式为：

$$\text{空间滞后模型 (SAR): } y = \lambda Wy + X\beta + \varepsilon \quad (10)$$

式（10）中， W 是 $n \times n$ 阶空间权重矩阵，即 n 个地区之间相互关系的网络结构矩阵， Wy 为空间滞后因变量， λ 为空间自回归系数。空间权重矩阵中权数设定方式有相邻距离、有限距离和负指数距离权数等，其中依据相邻距离设定权数是一种最常用的空间权数，即当一个观测变量与另外一个观测变量有公共部分时，空间权重矩阵中对应的项目取1，否则取0。

空间误差模型（SEM）中，地区间的相互关系通过误差项来体现。当地区间的相互作用因所处的相对位置不同而存在差异时，则需要采用这种模型。具体而言，误差项的空间相关形式有两种基本的表达方式，模型形式如下：

空间误差自相关模型：

$$\begin{aligned} y &= X\beta + \varepsilon \\ \varepsilon &= \rho W\varepsilon + \mu \\ y &= X\beta + (I - \rho W)^{-1}\mu \end{aligned} \quad (11)$$

空间误差移动平均模型：

$$\begin{aligned} y &= X\beta + \varepsilon \\ \varepsilon &= \mu - \theta W\mu \\ y &= X\beta + (I - \theta W)\mu \end{aligned} \quad (12)$$

其中， ρ 是空间误差自相关系数， θ 是空间误差移动平均系数， $W\theta$ 和 $W\mu$ 都是空间滞后误差项。

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，本文采用假设检验与最大似然线性回归组合模型（ARMA）进行。

$$\begin{aligned} y &= X\beta + \varepsilon \\ \varepsilon &= \rho W\varepsilon - \theta W\mu + \mu \end{aligned} \quad (13)$$

$$\text{或者, } y = X\beta + (I - \rho W)^{-1}(1 - \theta W)\mu \quad (14)$$

依据研究的需要，本文分别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。

（二）解释变量选取

为了规避单一指标（如 H 指数等）无法全面衡量服务业集聚水平，从而无法反映服务业集聚的内部结构的问题，本文中选择一个变量来反应服务集聚水平。解释变量取两组，即服务业集聚与控制变量。

表示服务业集聚的变量主要有：

$perk_{it}$ ：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 Goldsmith1951 年提出的永续盘存法，本文采用了曹跃群和刘冀娜（2008）³⁴的估计结果，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；

$perh_{it}$ ：人力资本集聚度，用各地区的每万人高校专任教师数表示⁵；

$perl_{it}$ ：服务业就业密度。由于服务业主要植根于城市，因此本研究用城市所辖土地面积/服务业就业人数表示。

控制变量主要指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：

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

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。本文设置出口贸易总额占 GDP 的比重总额占 GDP 近似反映各地区经济开放程度，用 $export_{it}$ 表示。

限于数据可得性，本文收集了2000-2007年全国29个省、直辖市（不包括港澳台地区，西藏因数据缺乏被排除，重庆纳入四川，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》（2001-2008年）、《中国城市统计年鉴》（2001-2008年）以及中国经济信息网等。文章对与其它变量差异明显的变量（ $pergdp_{it}$ 、 $perl_{it}$ 、 $perh_{it}$ ）采取对数化处理，表示为

$\ln \text{pergdp}_{it}$ 、 $\ln \text{perl}_{it}$ 、 $\ln \text{perh}_{it}$ ，各变量统计特征如表2。

表2 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 (服务业劳动生产率)	232	8.3966	0.6749	10.6284	6.8860
perk (物质资本集聚度)	232	0.7413	1.0112	7.2252	0.0808
$\ln \text{per}$ (l 就业密度)	232	4.1356	0.8854	6.6784	2.5135
$\ln \text{perh}$ (人力资本集聚度)	232	5.3560	0.5642	6.3830	3.3132
export (经济开放度)	232	0.1766	0.2095	0.9201	0.0691
pfe (政府干预水平)	232	0.1612	0.0678	0.3838	0.0245

基于前文分析，本文实证研究的一般计量模型设定如下：

$$\ln \text{pergdp}_{it} = b_0 + b_1 \text{perk}_{it} + b_2 \ln \text{perl}_{it} + b_3 \ln \text{perh}_{it} + b_4 \text{export}_{it} + \text{fer}_{it} + \varepsilon_i \quad (15)$$

空间滞后模型 (SLM) 设为：

$$\ln \text{pergdp}_{it} = b_0 + b_1 \text{perk}_{it} + b_2 \ln \text{perl}_{it} + b_3 \ln \text{perh}_{it} + b_4 \text{export}_{it} + \text{pfe}_{it} + \lambda W y + \varepsilon_i \quad (16)$$

空间误差模型设为：

$$\ln \text{pergdp}_{it} = b_0 + b_1 \text{perk}_{it} + b_2 \ln \text{perl}_{it} + b_3 \ln \text{perh}_{it} + b_4 \text{export}_{it} + \text{fer}_{it} + \lambda W y + \varepsilon_i \quad (17)$$

$$\varepsilon = \rho W \varepsilon - \theta W \mu + \mu \quad (18)$$

$$\ln \text{pergdp}_{it} = b_0 + b_1 \text{perk}_{it} + b_2 \ln \text{perl}_{it} + b_3 \ln \text{perh}_{it} + b_4 \text{export}_{it} + \text{fer}_{it} + \lambda y + (1 - \rho W)^{-1} u \quad (19)$$

五、计量结果分析

(一) 经验分析结果

本文经验分析采用Geoda 9.1软件，为进行对比分析，文章首先采用2000年与2007年我国大陆29个省的相关数据，对基本模型进行了OLS（最小二乘法）估计(见表3)。

表3 OLS估计结果

变 量	2000 年	2007 年
$\ln \text{perh}$ (人力资本集聚度)	-0.0657	-0.0301
$\ln \text{perl}$ (就业密度)	0.0745	0.0207
perk (物质资本集聚度)	0.3636***	0.2540***
export (经济开放度)	1.5500***	1.1770***

变 量	2000 年	2007 年
<i>pfe</i> (政府干预水平)	-1.9705*	-1.8496**
常数项	7.8001***	8.8327***
Adj R ²	0.7845	0.8820
F	21.392	42.8409
LogL	0.3522	6.9945
AIC	11.2955	-1-9890
SC	19.4993	6.2148
误差正态性检验 (<i>Jarque-Bera</i>)	1.3293(0.5144)	0.5380(0.7641)
异方差检验 (<i>Breusch-Pagan</i>)	8.1967(0.1457)	1.7304(0.8850)
空间依赖性检验 (<i>LMLAG</i>)	5.9973* (0.0143)	7.9410*** (0.0048)
空间依赖性检验 (<i>R-LMLAG</i>)	3.0387* (0.0813)	8.2234*** (0.0041)
空间依赖性检验 (<i>LMERR</i>)	0.1782(0.6729)	0.5743 (0.4485)
空间依赖性检验 (<i>R-LMERR</i>)	6.1756(0.0456)	8.5153** (0.0142)

注：***、**和*分别表示通过 1%、5%和 10%的显著性检验，括号中为相应的概率值。

分析表3，2000年，模型拟合优度为78.45%，整体上通过1%的显著性检验。结果显示，物质资本集聚度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。2007年，模型拟合优度提高到88.20%，整体上也通过1%的显著性检验。结果显示，物质资本集聚度、经济开放度与政府干预水平均通过显著性检验，其中，物质资本集聚度与经济开放度的作用为正，政府干预水平的作用为负，且物质资本集聚度的作用与2000年相比大幅下降，而经济开放度的作用却大幅提升。这表明：伴随我国服务业快速发展，物质资本在服务业集聚中的作用呈弱化之势，而经济开放水平发挥着越来越重要的作用。前述的空间统计检验已证明了我国服务业劳动生产率的空间自相关性，存在明显的空间集聚现象，这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，出现这种问题的原因可能有两个：一是遗漏重要变量；二是模型设定有问题。⁶从表3的BP检验结果证明不存在空间异质性，根据前文介绍的判别原则，从表3中的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、R-LMLAG通过显著性检验，而2007年的估计结果显示，LMLAG、R-LMLAG、R-LMERR通过了显著性检验，而依据其结果仍然无法判断SEM与SLM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		2007 年	
	空间滞后模型 (SLM)	空间误差模型 (SEM)	空间滞后模型 (SLM)	空间误差模型 (SEM)

变 量	2000 年		2007 年	
	空间滞后模型 (SLM)	空间误差模型 (SEM)	空间滞后模型 (SLM)	空间误差模型 (SEM)
ρ/λ	0.2960	0.3906	0.2691**	0.1615
<i>lnperh</i> (人力资本集聚度)	-0.1276	-0.1029	-0.0525	-0.0285
<i>lnperl</i> (就业密度)	0.0854	0.0960	0.0129	0.0199
<i>perk</i> (物质资本集聚度)	0.3143***	0.3114***	0.2344***	0.2458***
<i>export</i> (经济开放度)	1.4744***	1.4702***	1.1829***	1.1840***
<i>pfe</i> (政府干预水平)	-0.8068	-1.9217*	-0.9798*	-1.7503***
常数项	5.5811**	7.9273***	6.4500***	8.8156***
<i>Adj R</i> ²	0.8561	0.8483	0.9270	0.9048
<i>LR</i>	5.3713** (0.0213)	3.3441* (0.0674)	7.7157** (0.0055)	0.3709 (0.5425)
<i>LogL</i>	3.0379	2.0243	10.8524	7.1800
<i>AIC</i>	7.9242	7.9514	-7.7047	-2.3600
<i>SC</i>	17.4953	16.1552	1.8664	5.8438

(二) 空间计量结果分析

分析表3和表4, 2000年和2007年, SLM模型和SEM模型的拟合优度检验值均高于OLS模型。当然, 由于采用ML法估计参数, 基于残差平方和分解的拟合优度检验的意义不大。⁷为此, 比较对数似然值LogL值, 发现2000年, SLM的LogL值(3.0379)大于SEM和OLS的LogL值(2.0243, 0.3522), 2007年, SLM的LogL值(10.8524)大于SEM和OLS的LogL值(7.1800, 6.9945)。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。关于产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, 变量的显著性检验显示, 引入地理空间因素后, 物质资本集聚度与经济开放度两个要素的弹性系数均有所下降, 这一定程度上说明: 忽视空间因素的估计方法高估了物质资本集聚水平与经济开放水平对区域服务业劳动生产率的作用。而2000-2007年, 物质资本集聚度和经济开放度的弹性系数呈现下降趋势, 一定程度上表明, 物质资本集聚水平与经济开放水平对区域服务业劳动生产率的作用呈下降趋势, 而政府干预水平(仅SEM模型通过检验, 且作用为负)的系数由-1.9217变为-1.7503, 这说明政府干预水平对区域服务业劳动生产率提高的阻碍作用变小。

再者, 尽管人力资本集聚度与就业密度度均未通过显著性检验, 但是观察表3和表4, 我们发现, 2000-2007年, 人力资本集聚度的作用一直为负, 这可能有两种解释: 第一, 我国长期的“孔雀

东南飞”引致的人力资本过度在东部地区集聚凸显“抑制效应”；第二，我国人力资本的集聚水平太低，其效应尚未体现。但是，从其系数变大（ $(-0.1276, -0.1029)$ 到 $(-0.0525, -0.0285)$ ）的趋势来看，第二种解释更有说服力。再者，无论是采用OLS模型估计还是SEM和SLM模型估计，其结果都显示：2000年，SLM模型中空间自回归系数 ρ (0.2960)为正，但不显著，这表明，在本世纪初，我国服务业劳动生产率并没有产生明显的近邻空间溢出效应。2007年，SLM模型中空间自回归系数 ρ (0.2961)为正，且通过1%的显著性检验，表明我国服务业劳动生产率的近邻空间溢出效应逐渐凸显。

六、研究结论及启示

本文选择物质资本集聚度、人力资本集聚度以及就业密度衡量服务业集聚水平的基础上，采用2000-2007年省级面板数据，运用空间计量方法，从劳动生产率视角，研究了服务业集聚作用于地区经济差距的机理，ESDA分析结果显示：我国服务业劳动生产率呈现出明显的空间集聚特征。我国服务业劳动生产率已经形成东部沿海为核心，以广大的西部地区为外围的发展格局。而空间计量结果显示：1)我国服务业劳动生产率对服务业就业密度和物质资本集聚的弹性均为正，且通过显著性检验，但是却呈下降趋势（分别从0.0854和0.3143下降到0.0129和0.2344），这表明就业密度以及物质资本集聚度对服务业劳动生产率的拉动作用有所下降，但是总体上证明了我国服务业集聚效应的存在。而对人力资本集聚的弹性为负，且未通过检验，这可能有两种解释：第一，我国长期的“孔雀东南飞”引致的人力资本过度在东部地区集聚凸显“抑制效应”；第二，我国人力资本的集聚水平太低，其效应尚未体现。但是，从其系数变大（ $(-0.1276, -0.1029)$ 到 $(-0.0525, -0.0285)$ ）的趋势来看，第二种解释更有说服力；3)2000-2007年，我国服务业劳动生产率的近邻空间溢出效应逐渐凸显，即服务业劳动生产率提高较快的地区会带动周围地区的发展，因此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。

基于以上分析，得出从服务业集聚作用于劳动生产率视角，推动地区经济差距缩小的启示：1)促进人力资本在欠发达地区的适度集聚。因地制宜，充分利用集聚的规模报酬效应，在人力资本尚不密集的地区通过促进服务业人力资本集聚推动服务业劳动生产率提高。2)在各地大力促进服务业集聚的过程中，应积极培育其市场机制。产业集聚本质上是产业内部资本、劳动力等生产要素的集聚过程，这一过程本身是市场自发行为，政府过度干预往往会适得其反，服务业集聚亦应如此。因此，要进一步放宽某些服务行业（如金融保险业等）的市场准入，引入竞争机制，以提高我国服务业的集聚度，充分发挥其对服务业劳动生产率提高的正向促进作用。

参考文献

- [1] 马歇尔. 经济学原理(中译本)[M]. 北京: 人民日报出版社, 2009.
- [2] 范剑勇、朱国林. 中国地区差距演变及其结构分解[J]. 管理世界, 2002, (7).
- [3] 许召元、李善同. 近年来中国地区差距的变化趋势[J]. 经济研究, 2006, (7).
- [4] 王小鲁、樊纲. 中国地区差距的变动趋势和影响因素 [J]. 经济研究, 2004, (1).
- [5] 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).
- [6] 陈良文、杨开忠、沈体雁、王伟. 经济集聚密度与劳动生产率差异——基于北京市微观数据的实证研究[J]. 经济学(季刊), 2008, (10).
- [7] 柯善咨、姚德龙. 工业集聚与城市劳动生产率的因果关系和决定因素——中国城市的空间计量经济联立方程分析 [J]. 数量经济与技术经济研究, 2008, (12).
- [8] 刘修岩. 集聚经济与劳动生产率: 基于中国城市面板数据的实证研究[J]. 数量经济技术经济研究, 2009, (7).
- [9] 童馨乐、杨向阳、陈媛. 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, 2009, (6).
- [10] 王学军. 空间分析技术与地理信息系统的结合 [J]. 地理研究, 1997, (3).
- [11] Rozelle, S. Rural Industrialization and Increasing Inequality: Emerging Patterns in China's Reforming Economy [J], Journal of comparative economics, 1994, (3).
- [12] Dayal-Gulati, Anradha and Aasim M. Husain, Centripetal Forces in China's Economic Take-off [J], IMF Working Paper, 2000.
- [13] Démurger, S., Infrastructure development and economic growth: an explanation for regional disparities in China? [J], Journal of Comparative Economics, 2001, 29.
- [14] Anselin, L., Spatial Econometrics: Methods and Models [M], Netherlands: Kluwer Academic Publishers, Dordrecht, 1988.
- [15] Martin, P. and Ottaviano, G. P., Growth and Agglomeration [J], International Economic Review, 2001, 42 (4):947-968.
- [16] Brülhart, M., and Sbergami. F., Agglomeration and Growth: Cross-country Evidence [J], Journal of Urban Economics, 2009, (1):48-63.
- [17] Shefer, D., Localization Economies in SMS as a Production Function Analysis [J], Journal of Regional Science, 1973, 13:55-64.
- [18] Sverikauskas, L., The Productivity of Cities [J], Quarterly of Journal of Economics, 1975, 89: 393-413.
- [19] Segal, D., Are There Returns to Scale in City Size? [J], Review of Economics and Statistics, 1976, 58 (3) :339-350.
- [20] Moomaw, R., Productivity and City Size: A Critique of the Evidence [J], Quarterly Journal

of Economics, 1981, 96 (4) :675-688.

- [21] Fogarty, M. and Garofalo, G., Urban Spatial Structure and Productivity Growth in the Manufacturing Sector of Cities, Journal of Urban Economics, 1978, 23 (1) :60-70.
- [22] Ciccone, A., Agglomeration Effects in Europe [J], European Economic Review, 2002, 46:213-227.
- [23] Glaeser, E. and Mare D., Cities and Skills [J], Journal of Labor Economics, 2001, (9).
- [24] Ciccone, A., Agglomeration Effects in Europe [J], European Economic Review, 2002, 46:213-227.
- [25] Ottaviano, G. I and Pinelli, D., Market Potential and Productivity: Evidence from Finnish Regions [J], Regional Science and Urban Economics, 2006, 36: 636-657.
- [26] Tiefelsdorf, M. The Saddle Point Approximation of Moran' s I' s and Local Moran' s I' s Reference Distributions and Their Numerical Evaluation[J] , Geographical Analysis , 2002, 34:187-206.

Study on the Service Industrial Agglomeration and Regional Economic Growth in China Based on Labor productivity

Litai Chen, Zuniu Zhang

Abstract: The paper tests the level of the service industrial agglomeration by physical capital agglomeration, human capital agglomeration and employment density. We adopt spatial econometric methods to analyze how service industrial agglomeration affect the regional economic discrepancy based on the perspective of labor productivity. The results show that: the regional labor productivity has the characteristic of spatial agglomeration; physical capital agglomeration plays a significant role in the improving of regional labor productivity, while the human capital agglomeration and employment density do not. The results provide a method of analysis the regional economic disparity from the perspective of labor productivity.

Key Words: Service Industrial Agglomeration; Labor productivity; Regional Economy Discrepancy; Spatial Lag Model.

收稿日期: 2010-05-21;

作者简介: 陈立泰、张祖妞, 重庆大学贸易与行政学院。

¹ 本文用H指数衡量, H指数是一种测量产业集聚程度的综合指数, 其表达式为:

$$H = \sum_{k=1}^n s_{ki}^2, \text{ 其中,}$$

$s_{ki} = X_i / \sum_{i=1}^n X_i$, X_i 为某产业第 i 个省区的销售产值或者产量, n 为省区数量。 H 值越大, 表明该地

区产业集聚程度越高。

² 王家庭, 贾晨蕊. 我国城市化与区域经济增长差异的空间计量研究. 经济科学, 2009(3):98

³ 曹跃群、刘冀娜:《资本投入、技术进步与就业促进》[J],《数量经济技术经济研究》, 2008年第11期。

⁵ 因无法区分各产业的人力资本集聚度, 此处用省总的人力资本集聚度来度量。

⁶ 吴玉鸣:《中国区域研发、知识溢出与创新的空间计量经济研究》[M], 人民出版社, 2007年: 117页。

⁷ 吴玉鸣:《中国区域研发、知识溢出与创新的空间计量经济研究》[M], 人民出版社, 2007年: 118页。