

服务业集聚、空间溢出与经济增长质量

——基于中国省际空间面板杜宾模型的经验研究

杨孟禹, 张可云

(中国人民大学经济学院, 北京 100872)

摘要: 本文基于2000-2013年中国省际面板数据, 采用空间杜宾模型研究服务业集聚及其空间溢出对经济增长质量的影响, 发现多样化服务业集聚对本省份和邻近省份的经济增长质量作用为正, 服务业内竞争对本省份的经济增长质量影响不显著, 但对邻近省份具有负作用, 专业化集聚对本省份和邻近省份的影响均不显著; 稳健性分析表明以上结论稳健且东部地区在服务业集聚提升经济增长质量方面具有区位优势。针对可能存在的空间分割, 以各省会为圆心、每20km或10km进行累加形成距离带并对空间溢出进行估算, 表明服务业集聚的空间溢出存在空间边界。

关键词: 服务业集聚; 经济增长质量; 空间杜宾模型; 空间溢出

中图分类号: F830

文献标识码: A

文章编号: 1004-4892(2016)03-0003-08

一、引言

目前, 学界对经济增长质量的界定并不统一, 但不可否认民生是最重要的方面, 我们拟从“民生水平”和“可持续性”两方面来定义经济增长质量: 民生水平指经济发展中居民享受的收入、医疗、社保和教育等方面的福利; 可持续能力指经济、社会、生态和科技发展等方面的潜力。服务业集聚虽能提高经济增长速度, 但不一定能提升经济增长质量。因为集聚只有在经济发展初期才会提高地区经济增长率、提升经济增长质量, 当经济发展达到一定水平时, 正向作用会消失甚至变为负^[1]。区域发展中存在离心力和向心力两种力量, 产业集聚效应主要取决于这两种力量的权衡^[2], 而中国省际之间的发展不平衡、产业聚集水平也不同, 产业集聚不仅会形成集聚经济, 还会产生集聚不经济^[3]。现代交通和信息技术的发展使省际间的经济联系越来越紧密, 产业集聚对经济增长质量的效应与省区内哪种力量占主导、空间上达成何种均衡密切相关。

从已有的文献研究来看, 基于不同角度构建的经济增长质量指标得出的结论并不相同。西北大学发布的《中国经济增长质量报告》采用宏观指标体系计算的增长质量指数与增长数量间的演进过程一致^[4], 但微观层面测算的结果与《中国经济增长质量报告》和国家统计局发布的“地区发展与民生指数(DLI)”结论相矛盾^[5]。对产业集聚与溢出效应的关系, Marshall(1890)认为技术外溢主要发生在同一产业的企业间, 产业专业化集聚促进了技术外溢^[6], Arrow(1962)和Romer(1986)将这种溢出称为MAR外部性^{[7][8]}; 而Jacobs(1969)认为多产业集聚更有利于地区技术的进步和生产效率的提高^[9], 溢出作用更易发生在产业外, 后人称为Jacobs外部性。同一产业集聚必

收稿日期: 2015-06-28

基金项目: 中国人民大学研究生科学研究基金资助项目(15XNH048)

作者简介: 杨孟禹(1987-), 男, 云南凤庆人, 中国人民大学经济学院博士生; 张可云(1964-), 男, 湖南临湘人, 中国人民大学经济学院教授。

然带来行业内部竞争, Poter(1990)将同一地区相同产业内部的企业间的竞争称为 Porter 外部性^[10]。国内的相关研究主要涉及服务业集聚及其影响因素、威廉姆森假说的验证、服务业集聚与劳动生产率的关系、服务业集聚的空间溢出效应等^{[11][12][13][14][15][16]}, 尚未发现服务业集聚与经济增长质量关系的研究, 而这对如何发展服务业和处理集聚产生的问题、提升经济增长质量却十分关键。在分析方法层面, 目前少量文献应用了空间计量方法, 但都假定省际间空间溢出是匀质或非匀质的, 忽视空间溢出的空间分割特征的非现实假设, 因而难以有效测度空间溢出特征。

二、计量研究模型

由图 1 可知, 服务业集聚通过三种外部性对民生水平与可持续性产生影响。在行业内部, 随着集聚加强、行业规模扩大, 行业内部竞争加剧而产生 MAR 外部性和 Porter 外部性。在行业外部, 随着产业规模扩大、产业多样性增强而产生 Jacobs 外部性。通过外部性, 集聚虽能提升工资水平, 但也导致城乡劳动力错配; 可能促进企业技术创新, 但技术改进后企业对就业人员科学素质的要求更高, 进而将大部分的农村转移劳动力排除在外。同时, 创新不足的集聚很可能引发生态环境问题甚至影响经济结构, 最终影响经济增长质量。因此, 我们采用 Ciccone(2002)研究欧洲经济集聚效应时构建的模型^[17]:

$$y_c = \alpha A_c + \sum_{n=1}^N \beta_{nc} H_{nc} + \varepsilon_c + u_c \quad (1)$$

其中, y_c 为劳动生产率, A_c 为非农就业密度, H_{nc} 为不同教育程度的劳动力比重, α 、 β 表示回归系数, α 表示净集聚效应, ε_c 为不可观测的地区固定效应, u_c 为随机误差。同时, 由于地方政府间竞争加剧及要素、信息、资金的流动性加强, 服务业集聚不仅存在本地溢出效应, 还具有空间溢出效应。在(1)式的基础上, 我们分别引入滞后一期的经济增长质量、变量的空间滞后项作为解释变量并建立如下的空间杜宾模型(SDM):

$$Qeg_{it} = \alpha X_{it} + \beta Qeg_{it-1} + \theta \sum_{j=1}^N W_{ij} Qeg_{jt} + \lambda \sum_{j=1}^N W_{ij} X_{jt} + \delta Con_{it} + c_i + v_j + \varepsilon \quad (2)$$

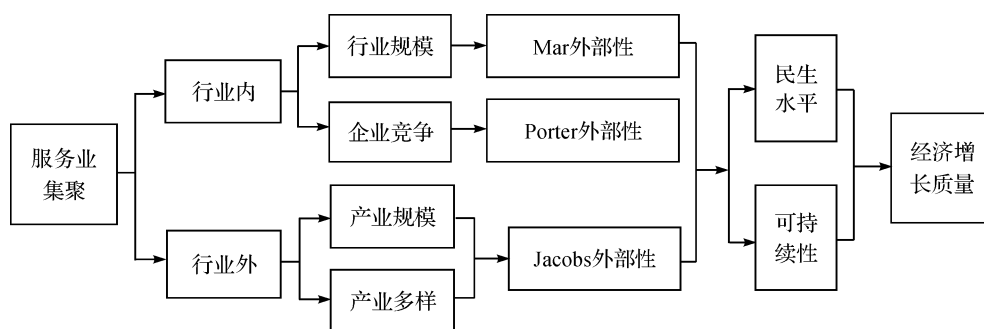


图 1 服务业集聚对本地经济增长质量的影响路径

其中, Qeg_{it} 表示区域 i 在 t 时期的经济增长质量指数, 以自然年度为一个时期; X_{it} 为三种外部性的代理变量 (Rzi_{it} 、 Rdi_{it} 、 Com_{it}), Con_{it} 为控制变量; c_i 、 v_j 、 ε 分别表示地区效应、时间效应和随机误差; W_{ij} 为空间权重矩阵, 由于交通距离和交通密度内生于经济增长质量, 采用省际交通距离或密度衡量会造成估计偏误, 故以城市质心直线距离的倒数为权重, 采用地球大圆距离测度两个城市的距离 d (其中 R 为地球大圆半径); ρ 、 σ 分别为两个区域的经度和纬度, 计算方法为 $R \times \arccos(\sin \rho_A \sin \rho_B + \cos \rho_A \cos \rho_B \cos(\sigma_B - \sigma_A))$ 。由于距离的空间权重有很多种, 若不设 d 的阈值且假定空间单元间满足衰减关系, 则 $1/d_{ij}^k$ 中的 k 值可设为 2; 若先假定门槛距离, 当实际距离超过该门槛值时, 其计算方法为 $1/d_{ij}^2$, 门槛范围内变动则设为 1, 否则为 0。该方法考虑了一定空间范围内溢出

效应的匀质性,超过该范围则效应衰减,即空间溢出存在空间分割。

三、变量选取、数据来源与结果分析

(一) 变量选取与数据来源

本文选择国家统计局发布的“发展与民生指数(DLI)”来衡量经济增长质量。该指标包括经济发展、民生改善、社会发展、生态建设和科技创新等方面,经济发展、社会发展、生态建设和科技创新可以解释为可持续性,因而与我们定义的经济增长质量内涵是相符的。

1. 集聚指标。MAR 外部性用 Rzi_{it} 表示,其计算公式为(3), s_j 为 j 省第三产业产值占该区域总产值的比重, S 为全国第三产业产值占总产值的比重。*Jacob* 外部性用 Rdi_{it} 表示,其计算公式为(4), s_{ij} 为区域 j 第 i 产业产值占该区域总产值的比重, s_i 为全国第 i 产业产值占总产值的比重。*Porter* 外部性用 Com_{jt} 表示,其计算公式为(5), N_j 为区域 j 的服务业企业数量, G_j 为区域 j 的生产总值, n 为区域个数。

$$Rzi_{jt} = s_j / S \quad (3)$$

$$Rdi_{jt} = \frac{1}{\sum_i |s_{ji} - s_i|} \quad (4)$$

$$Com_{jt} = (N_j / G_j) / \left(\sum_{j=1}^n N_j / \sum_{j=1}^n G_j \right) \quad (5)$$

$$Edu_{jt} = \sum T_n H_{jn} \quad (6)$$

2. 控制变量。外商投资(*Fdi*)用区域每年外商直接投资占全国的份额来表示,根据当年的美元对人民币的汇率进行换算。制造业集聚(*Ind*)用第二产业的区位商来表示,其计算公式为(3)。私企发展(*Emp*)用各区域每年私人企业就业人数占总就业人数的比重来表示。政府作用(*Gov*)以城市化率与街道数量占县级行政区数的比重来衡量。人力资本(*Edu*)用平均受教育年限来表示,其计算方法为(6)。 H_{jn} 表示 j 地区农村拥有 n 种学历的人数, $n=0$ 表示文盲, $n=1$ 表示小学学历, $n=2$ 表示初中学历, $n=3$ 表示高中(中专)学历, $n=4$ 表示大专及以上学历。 T_n 为第 n 学历的受教育年限,并取 $T_0=0$ 、 $T_1=5$ 、 $T_2=8$ 、 $T_3=11$ 和 $T_4=15$ 。

3. 数据来源。本文的数据主要来源于《中国统计年鉴(2000-2014)》、《第三产业统计年鉴(2000-2013)》及各省的统计年鉴。对个别缺失的数据,我们采用线性插补法确定。需要特别说明的是关于“服务业”的统计口径两次变动,2003年的变动主要是纠正了1985年对第三产业的四层次划分,2011年在2003年的基础上将“农林牧渔服务业”、“开采辅助活动”和“金属制品、机械和设备修理业”三个门类划为第三产业,但这些调整对本文研究的第三产业集聚不会产生大的影响,因为被调整的这三个门类的产业并不可能影响第三产业总体集聚程度。

表1 变量的描述性统计

变 量	符 号	平均值	标准差	最小值	最大值
经济增长质量	Que	0.5105	0.1261	0.2866	0.9057
集聚专业化	Rzi	1.0126	0.1913	0.7088	1.8936
集聚多样化	Rdi	9.9188	11.0059	0.3037	18.6876
集聚竞争度	Com	1.1652	0.3517	0.1123	2.7211
外商投资	Fdi	0.0322	0.0428	0	0.2721
就业环境	Emp	0.1066	0.1033	0.0064	0.6460
人力资本	Edu	8.0518	1.1991	2.9984	11.8363
政府作用	Gov	0.3551	0.1705	0.0460	1.7096
制造业集聚	Ind	0.9469	0.0974	0.4196	1.2198

(二) 检验过程与结果分析

我们采用 Anselin(1995)提出的 Moran's I 指数判断空间相关性^[18]。图 2 表明,模型四个主要变量的 Moran's I 均为正,研究期内各变量在区域间呈现明显的正空间相关。

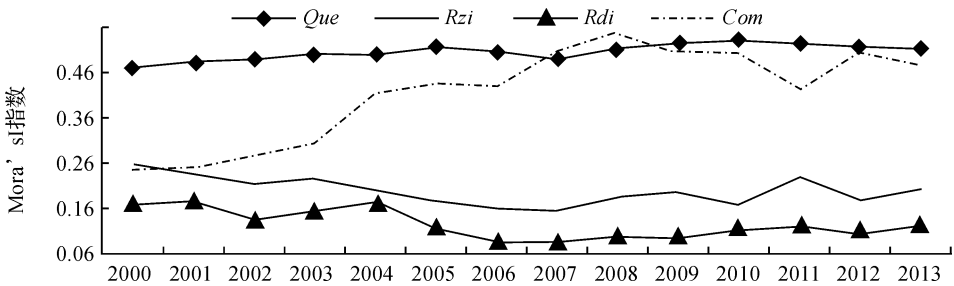


图 2 模型主要变量的全局 Moran's I 指数

表 2 为几种典型空间计量模型的比较^[19],说明 SDM 在处理空间数据方面的优越性。内生性向来是导致模型估计偏误的主要因素,解决该方法包括工具变量法、联立方程组模型等。本文采用 GMM 估计法,选取变量均为存量数据。在影响经济增长质量的因素中,我们并没有考虑省际的价格差异(尤其是房地产价格)及各省区的气候、领导人、腐败、债务等因素。这些数据有的很难获得,有的则难以观测。为减少这类因素对研究结果稳健性的影响,我们引入 SDM 模型时增加了滞后一期的因变量作为可能遗漏变量的代理变量。随机效应模型和固定效应模型的关键区别在于前者增加了“个体异质性与解释变量不相关”的约束,可将其视为过度性识别问题。通过进行过度识别检验,Z 值为 35.96 且在 5% 的水平下显著,故选择固定效应模型。

表 2 典型空间计量模型设定的比较

真实数据生成过程	误设模型	后果
SEM 模型	SAR、SAC、SDM	SAR 有偏估计(离散程度估计错误),SDM 和 SAC 无偏估计
SAR 模型	SEM、SAC、SDM、SC	SEM 有偏估计,SAR、SDM、SC 无偏估计,同时能正确度量 SDM、SAC 模型的离散程度
SDM 模型	SEM、SAC、SDM	遗漏变量
SAC 模型	SEM、SAR、SDM	SAR、SDM 无偏估计,SEM 有偏估计
结 论	在以上四种可能数据生成假设下,SDM 模型是唯一能得到无偏系数估计的模型	

资料来源:James LeSage & R. Kelley Pace(2009)。

表 3 的模型(1)保证每个空间单元至少有一个邻居的距离下的二值邻接权重(邻居关系为 1,否则为 0),距离计算时以各省市质心的经纬度为出发点。该模型暗含的意义是忽视空间单元的内部差异,将所有省市第一、二、三产业的经济活动都集中在质心上,至少有一个邻居保证了空间单元经济活动或多或少地受到其他区域的影响,空间溢出是匀质的。模型(2)则假定整个空间是非匀质的,从空间单元的质心开始,空间溢出开始衰减,区域间的距离越大,其溢出作用越小。LeSage 和 Pace(2014)已证明空间权重设定差异对空间模型的估计结果不敏感^[20],以上的空间权重矩阵代表了邻接和距离衰减两种典型的设定方式。

通过表 3 的模型(1)、(2)可以发现,滞后一期的经济增长质量、服务业多样性集聚、制造业集聚、人力资本和外商投资均对经济增长质量呈现显著影响。经济增长质量的变动具有路径依赖特征,服务业围绕第一、二产业的集聚提高了经济增长质量,人力资本、外商投资及制造业集聚与私企发展的作用是不容忽视的,服务业行业间竞争与专业化发展对经济增长质量的提高无显著作用。可见,服务业行业间竞争和专业化发展未能显著提升经济发展的可持续能力,也不具有民生效应。

可能的原因是服务业劳动力要素密集度高,资本和技术要素投入水平低,行业内竞争未有效激励企业技术创新,反而可能存在剧烈的同质化竞争,不但无法惠及民生,还催生了不少经济社会问题。

表3 模型主要估计结果与稳健性

变 量	模型(1)	模型(2)	模型(3)	模型(4)	模型(5)
Que L1	1.5422 *** (34.43)	0.3863 *** (14.11)	0.7587 *** (16.22)	0.7257 *** (15.46)	0.8426 *** (12.36)
Rzi	-0.0002 (-0.11)	-0.0023 (-0.28)	-0.0034 (-0.90)	—	—
Rdi	0.2319 *** (3.03)	0.2198 *** (2.66)	0.1864 ** (2.68)	—	—
Ser	—	—	—	0.3412 *** (5.96)	0.2847 *** (4.86)
Eas	—	—	—	—	0.3419 ** (1.97)
Com	0.0195 (0.77)	-0.0046 (-0.12)	0.0066 (0.19)	-0.0015 (-0.42)	-0.4726 (1.29)
Fdi	0.0986 *** (3.79)	0.0870 *** (3.47)	0.0696 *** (2.34)	0.0854 *** (3.49)	0.0745 ** (2.96)
Emp	0.4152 *** (31.06)	0.0652 ** (5.48)	-0.0015 (-0.01)	0.0075 (0.46)	0.0092 (0.87)
Edu	0.0140 *** (9.23)	0.0035 ** (2.16)	0.0030 ** (2.1)	0.0029 * (1.93)	0.0145 *** (8.71)
Gov	0.0031 (0.41)	0.0128 (1.40)	0.0131 (1.39)	0.0150 (1.36)	0.0159 (1.47)
Ind	0.2487 ** (2.86)	0.3982 * (1.92)	0.4358 *** (3.67)	0.3527 *** (4.12)	0.2761 *** (4.78)
R ²	组间:0.6452	组间:0.9527	组间:0.9450	组间:0.9511	AR(1),P=0.0
	组内:0.8702	组内:0.9929	组内:0.9918	组内:0.9921	AR(2),P=0.1
	总体:0.7346	总体:0.9678	总体:0.9639	总体:0.9670	Walt,P=0.01

为分析服务业集聚的空间效应,我们将空间效应分解为直接效应和溢出效应。表4的模型(1)、(2)的估计结果表现一致,外商投资、人力资本、私企发展、政府作用和制造业集聚对本地的经济增长质量提升均有正溢出,多样化集聚对本地和邻近省份都产生了正影响,这符合我国服务业发展中与第一、二产业关联性强的特点;服务业行业内竞争的本地效应不显著,但对邻近地区产生负溢出,这可能是由于服务业具有劳动密集性,若某省份的服务业集聚程度高于其邻近地区,则对周边的劳动力形成拉力,劳动力的竞争导致本地与邻近地区的经济增长质量呈反向增长;服务业专业化集聚对本地和邻近省份的经济增长质量提升均无显著作用。服务业专业化集聚未促进创新活动的发生,依赖创新活力的专业化集聚和不依赖劳动力的产业竞争来提高经济增长质量的机制并未形成。

(三) 稳健性及进一步分析

表3的模型(1)、(2)的结果揭示了服务业集聚与经济增长质量之间的作用关系。为验证其是否可靠并深入分析,我们从以下四个方面着手:

表4 直接效应与间接效应检验结果

变 量	模型(1)		模型(2)		模型(3)		模型(4)	
	直接效应	间接效应	直接效应	间接效应	直接效应	间接效应	直接效应	间接效应
Rzi	-0.0011 (-0.26)	-0.0069 (-0.38)	-0.0054 (-1.25)	-0.0203 (-1.15)	-0.0389 (-0.91)	-0.0029 (-0.25)	—	—
Rdi	0.2412 *** (5.61)	0.1563 *** (9.18)	0.2258 *** (3.28)	0.1326 *** (4.17)	0.1951 ** (2.38)	0.0621 *** (2.70)	—	—
Com	0.0217 *** (5.89)	-0.0464 *** (-5.56)	-0.014 (-0.35)	-0.0241 *** (-3.23)	-0.0043 (-0.11)	-0.0154 *** (-2.96)	-0.0029 (-0.75)	-0.0238 *** (-3.09)
Ser	—	—	—	—	—	—	0.2476 *** (2.74)	0.1332 ** (2.40)
Fdi	0.1528 *** (4.8)	0.1098 *** (7.56)	0.0924 *** (3.54)	0.1467 (1.29)	0.0764 *** (2.65)	0.1056 (0.91)	0.0795 *** (3.09)	-0.1125 (-0.74)
Emp	0.0149 *** (24.25)	0.1793 *** (11.6)	0.0082 (0.63)	0.0376 (0.88)	0.0067 (0.38)	0.1035 *** (2.47)	0.0060 (0.39)	0.0334 (0.77)
Edu	0.0149 *** (10.04)	0.0204 *** (5.40)	0.0036 ** (2.29)	0.0010 (0.54)	0.0031 ** (2.24)	0.0094 (0.47)	0.0031 ** (2.06)	0.0015 (0.75)
Gov	0.0151 ** (2.03)	0.2458 *** (5.59)	0.0125 (1.39)	-0.0106 (-0.22)	0.1714 * (1.85)	0.0562 ** (2.42)	0.0165 (1.56)	0.0265 (0.78)
Ind	0.0251 ** (2.41)	0.0084 ** (2.08)	0.0187 *** (3.01)	0.0087 *** (3.24)	0.0125 *** (3.78)	0.0062 ** (2.25)	0.0158 *** (3.29)	0.0072 *** (3.65)

1. 空间权重。空间权重矩阵仅表征了地理邻近特征的影响,但服务业集聚还受非地理因素的影响,一般假定非地理空间权重矩阵为 $W = W_d \text{diag}(\bar{Y}_1/\bar{Y}, \bar{Y}_2/\bar{Y}, L, \bar{Y}_n/\bar{Y})$ 。其中, W_d 为地理距离, \bar{Y} 为省际总体资本存量均值, \bar{Y}_n 为省际 n 在考察期内资本存量的均值。由于铁路运输是省际间要素流动的主要纽带,能更好地反映地区间的经济距离,我们用地区间的“铁路距离”(W_l)代替“地理距离”(W_d),用各地区的“社会消费品零售总额”代替“资本存量”,构建的经济距离矩阵为 $W = W_l \text{diag}(\bar{C}_1/\bar{C}, \bar{C}_2/\bar{C}, L, \bar{C}_n/\bar{C})$,并依此建立模型(3)。可以发现,表3、4的模型(3)的估计结果与模型(1)、(2)是一致的。

2. 解释变量。上述模型中关于服务业集聚的代理变量有可能存在误差,因为空间基尼系数、E-G指数及Hoover地方化系数等在度量产业集中度上有一定的合理性,但它们毕竟是倾向于反映行业集聚程度的指标。现阶段,我国有大量农村剩余劳动力流入城市,服务业集聚程度高的地区对劳动力的吸收能力强。因此,除高端服务业或电子商务行业外,服务业集聚趋势与就业人员集聚是一致的。我们将公式(4)中的产值替换为就业人员(用Ser表示),由于第一、二、三产业间的多样化集聚并没有行业内强,因此不再考虑多样化集聚,并依此建立模型(4)。可以发现,表3、4的估计结果与前述结果一致。

3. 区域差异方面。为研究服务业集聚对经济增长质量的影响是否因地理区位而异,我们在模型中引入代表东部地区和非东部地区的虚拟变量Eas并建立模型(5)。表3采用系统GMM估计的结果显示^①,在考虑区位因素后的变量Ser对经济增长质量的影响显著且Eas也显著,说明研究期内中国东部地区的经济质量增长有区位优势。

4. 上述空间计量模型(1)假定了区域内部溢出效应的差异性,溢出在空间上是匀质的,模型(2)的反距离矩阵则假定空间溢出效应是非匀质的,但现实情况往往并非如此。由于铁路、信息网络的空间分布不均,导致部分空间溢出是超远距离的,而部分空间溢出却极为狭小,它们可能跨越

① 模型(5)的括号中为T统计量。

一级行政区域，也可能仅存于某个行政区域内部，进而造成空间溢出匀质与非匀质共存，对行政区域边界并不敏感，这是上述模型未考虑到的。同时，上述模型的估计结果是基于省份尺度的样本，显得空间尺度过大，因为服务业集聚在省份内部的分布不均衡，可能会影响以上估计结果。由于每个省份的省会是服务业集聚的重地，也是对外经济联系最密集的地区，因此我们设定每个省份的省会为 0，以此为起点，针对东部和中西部地区的差异问题，分别以 20km 或 10km 的半径对外辐射，计算该省份的服务业集聚空间作用方向和范围，观察服务业集聚的溢出效应变化。表 5 为服务业集聚 Ser 的空间溢出值。

从表 5 可看出，中西部地区溢出效应的空间作用范围大约为 80km，而东部地区则约为 120km，这种差异形成的原因可能是地形因素、交通信息网络建设、人力资本的不同，也可能与地区间产业联系、政府治理、市场发育程度和服务业集聚成熟程度等有关。因此，中央政府在服务业空间布局时应考虑地区间的协同性，缓和省际冲突。该结果不但支持了前文关于变量 Ser 的空间正溢出的结论，还证明服务业集聚的溢出存在空间分割。

表 5 空间溢出与地理距离的变动关系

中西部地区			东部地区		
距 离	溢出效应	T 值	距 离	溢出效应	T 值
0 - 10km	0.0823	4.98	0 - 20km	0.1186	3.57
0 - 20km	0.1182	2.57	0 - 40km	0.1542	2.94
0 - 30km	0.1067	2.49	0 - 60km	0.1293	2.80
0 - 40km	0.1216	2.96	0 - 80km	0.1759	3.42
0 - 50km	0.1535	2.65	0 - 100km	0.1924	3.54
0 - 60km	0.1373	1.96	0 - 120km	0.1865	3.27
0 - 70km	0.1134	3.28	0 - 140km	0.1658	1.59
0 - 80km	0.1077	3.23	0 - 160km	0.1465	0.87
0 - 90km	0.0881	1.79	0 - 180km	0.1127	1.09
0 - 100km	0.0778	1.52	0 - 200km	0.1028	1.84

四、结论与启示

本文的分析结果表明多样化服务业集聚对本省份和邻近省份的经济增长质量作用为正，服务业内竞争对本省份的经济增长质量影响不显著，但对邻近省份具有负作用，专业化集聚对本省份和邻近省份的影响均不显著。2000 - 2013 年服务业集聚对经济增长质量的提升作用主要来自多样化服务业集聚，而服务业的专业化集聚和产业内竞争并没有显著促进经济增长质量，东部地区在服务业集聚促进经济增长质量方面存在区位优势。在稳健性的分析中，优化服务业集聚的度量指标后估计结果是稳健的，针对空间尺度过大的问题，我们以省会为圆心、20km 或 10km 为半径的范围进行空间溢出效应分析，结果证明空间分割存在。

经济增长质量的提升具有路径依赖特征，由于服务业的劳动力密集特性，资本和技术投入水平低，产业内外竞争未能激励企业进行创新，反而导致同质化竞争越演越烈，结果很可能引发数量与质量难以协调的局面。空间溢出在服务业集聚对经济增长质量的影响中发挥着不可忽视的作用，多样化集聚对本省份和邻近省份都产生了正影响，这符合我国服务业发展中与第一、二产业关联性强的初级特点。服务业行业内竞争对周边劳动力有巨大拉力，劳动力流动导致本地区与邻近地区的经济增长质量呈反向增长变动。专业化集聚未促进创新，依赖于创新活力的专业化集聚和不依赖劳动力的产业竞争来提高经济增长质量的机制并未形成。因此，未来应培育服务业专业化集聚区、激励技术创新，加快落后基础设施发展，促进区域合作及要素有序自由流动，通过制度创新实现公共服

务均等,建立严苛的资源环境保护制度,以塑造省际发展的新格局。

参考文献:

- [1] Williamson J. G. Regional inequality and the process of national development: A description of the patterns [J]. *Economic Development & Cultural Change*, 1965, 13(4): 1-84.
- [2] Krugman P. Increasing returns and economic geography [J]. *Journal of Political Economy*, 1991, 99(3): 483-499.
- [3] Brühlhart M., Mathys N. A. Sector agglomeration economies in a panel of European regions [J]. *Social Science Electronic Publishing*, 2007, 38(4): 348-362.
- [4] 郝颖,辛清泉,刘星.地区差异、企业投资与经济增长质量[J].*经济研究*,2014,(3):101-114.
- [5] 叶初升,李慧.以发展看经济增长质量:概念、测度方法与实证分析——一种发展经济学的微观视角[J].*经济理论与经济管理*,2014,(12):17-34.
- [6] Marshall A. *Principles of Economics: An Introductory Volume* [M]. Porcupine Press, 1982. 457.
- [7] Arrow K. J. The economic implications of learning by doing [J]. *Social Science Electronic Publishing*, 1962, 29(80): 155-173.
- [8] Romer P. M. Increasing returns and long-run growth [J]. *Journal of Political Economy*, 1986, 94(5): 1002-37.
- [9] Jacobs Jane. *The Economy of Cities* [M]. New York: Random house, 1969
- [10] Porter Michael. Competitive advantage of nations [J]. *Competitive Intelligence Review*, 1990, 1(1): 14-14.
- [11] Moomaw R. L. Is population scale a worthless surrogate for business agglomeration economies? [J]. *Regional Science & Urban Economics*, 1983, 13(4): 525-545.
- [12] Ciccone A., Hall R. E. Productivity and the density of economic activity [J]. *The American Economic Review*, 1996, 86(3): 54-70.
- [13] 陈建军,陈国亮,黄洁.新经济地理学视角下的生产性服务业集聚及其影响因素研究——来自中国222个城市的经验证据[J].*管理世界*,2009,(4):83-95.
- [14] 孙浦阳,武力超,张伯伟.空间集聚是否总能促进经济增长:不同假定条件下的思考[J].*世界经济*,2011,(10):3-20.
- [15] 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):30-37.
- [16] 王晶晶,黄繁华,于诚.服务业集聚的动态溢出效应研究——来自中国261个地级及以上城市的经验证据[J].*经济理论与经济管理*,2014,(3):48-58.
- [17] Ciccone A. Agglomeration effects in Europe [J]. *European Economic Review*, 2002, 46(2): 213-227.
- [18] Anselin L. Local indicators of spatial association [J]. *Geographical Analysis*, 1995, 27(2): 93-115.
- [19] Pace R. K., Lesage J. Spatial econometrics [J]. *Handbook of Spatial Statistics*, 2010, 1(1): 245-260.
- [20] LeSage J. P., Pace R. K. The biggest myth in spatial econometrics [J]. *Econometrics*, 2014, 2(4): 217-249.

Service Agglomeration, Spatial Spillover and Quality of Economic Growth ——An Empirical Analysis Based on Spatial Durbin Model

YANG Meng-yu, ZHANG Ke-yun

(School of Economics, Renmin University of China, Beijing 100872, China)

Abstract: The paper establishes Spatial Durbin Model to estimate the impact of service industry agglomeration on the quality of economic growth. The result indicates that diversified agglomeration of service industry has a positive effect on improving the quality of economic growth, but the role of enterprise competition and specialized agglomeration is not significant. Furthermore, a robust test finds that the agglomeration of service industry has a positive effect on not only the province itself but also the adjacent regions. Enterprise competition, in contrast, plays a negative role. Additionally, the eastern areas have the advantage in terms of location. Ultimately, in view of the possible oversize of sample space, the article makes an estimate of the spatial spillover centering on the provincial capital and forming the distance belt by accumulation for every 20 or 10 kilometers. The estimate shows that the spatial spillover of service industrial agglomeration is positive with the existence of space boundary.

Key words: service agglomeration; quality of economic growth; spatial Durbin model; spillover

(责任编辑:化木)