

服务业集聚对城市 生产率的贡献存在拐点吗?

——来自中国275个地级及以上城市的证据

张明志 余东华*

摘要: 服务业对城市经济的发展至关重要,然而阶段性作用的差异将影响城市服务业的布局策略。随着城市规模体量逐渐增大,服务业的集聚度也日益提升,集聚程度达到一定水平将引发“拥塞效应”。本文尝试引入城市类型这一新视角,在提出“总体拐点存在论”和“分类型拐点差异论”的基础上,系统阐释服务业集聚对城市生产率作用的阶段性及区域性差异,并采用中国1999–2015年275个地级及以上城市的面板数据进行实证检验。研究结果表明:服务业集聚对城市生产率的贡献存在拐点;沿海城市、省会城市拐点后的抑制效应相对平缓,而非沿海城市、非省会城市则更加剧烈;资源型城市拐点前后集聚效应变动均较为平稳。城市服务业集聚不宜作为城市生产率提高的长效作用机制,寻求新的集聚模式、经济增长极对于提高城市生产率变得更加迫切。

关键词: 服务业集聚;城市类型;城市生产率;“Williamson 效应”

一、引言

经济集聚活动对城市生产率往往存在正向促进作用。近年来,城市经济持续繁荣,造就了一批特大城市。特大城市一个非常显著的特点就是经济活动的高度集聚。早期阶段处于工业集聚的活跃期,从而催生了以工业为支柱的城市,比如美国的底特律就是以汽车享誉世界的工业城市,汽车制造产业促进了城市相关要素的大量汇集,带动了城市经济的快速发展。然而,大城市逐渐开始了“去工业化”进程,先是将大量工厂由市区迁至郊区,保留了大量服务业在市区,而后开始逐渐将服务业作为城市集聚活动的侧重,产生了“金融中心”等以服务业集聚为特色的著名城市,比如纽约、伦敦、上海。服务业的性质、特点决定了其集聚活动将引发人员密度的进一步提高,这也带来了一些“大城市病”,比如房价高企、交通拥堵、环境污染等问题。“大城市病”其实是集聚活动溢出效应中的负面影响,而这些负面影响往往

*张明志(通讯作者),山东财经大学经济学院,邮政编码:250014,电子信箱:zmq915@163.com;余东华,山东大学经济学院,邮政编码:250100,电子信箱:ydhwz@sdu.edu.cn。

本文得到了山东省社会科学规划重点项目“习近平经济思想的学理基础、理论体系与中国实践研究”(项目编号:17BZLJ05)、教育部人文社会科学基金项目“行政垄断改革视阈下中国经济增长提升动力与路径研究”(项目编号:15YJC790037)、山东省自然科学基金项目“制度创新视域下山东省经济增长潜在动力与提升机制研究”(项目编号:ZR2016GQ01)的资助。感谢匿名审稿人的宝贵意见,当然文责自负。

是越过了一定门槛之后产生的。因此,服务业集聚活动对城市生产率的影响从表面上看具有多个阶段,存在有拐点的可能。

集聚存在拐点的一个理论基础为“Williamson 效应”,即空间集聚存在一个最优水平,未达最优水平前,集聚对经济增长呈现促进作用,而越过之后,将呈现抑制作用。“Williamson 效应”往往与最优城市规模结合在一起,即城市发展应存在一个最优集聚水平,保持集聚的边际效应为正向。服务业集聚的先导是城市人口已经积累到一定程度,大量的集聚人口会产生大量的需求,从而催生服务业发展。比如,大型企业、学校的落户将显著提高人口密度,进而引致外围服务业的扎堆运营。一些城市也会逐渐打出招牌式的吸引点,比如区域金融中心。金融中心会首先设计一些金融街、金融区之类的金融业集聚区域,而后进一步通过政策吸引、招商引资持续推动其集聚水平的提高。由此,服务业集聚对城市经济增长的推动阶段产生,这主要得益于服务业集聚带来的人们享受服务的等待时间缩短、质量提升、选择增多。然而,当服务业集聚逐渐由最初的合理设计到后来的无序蔓延发展时,区域服务业恶性竞争出现,服务业开始供过于求,利润率下降,质量变差,高昂租金进一步降低新进的服务业从业人数。此时,服务业集聚将对城市经济带来负面影响。

显然,服务业集聚对城市生产率贡献的拐点研究,对于确定城市服务业最优集聚规模,进而促进城市生产率的持续提高,具有重要的现实意义。

二、相关文献回顾

服务业集聚与城市生产率关系的相关文献大致围绕三方面展开:服务业集聚作用于城市生产率的理论基础、服务业集聚影响城市生产率的经验研究、服务业集聚生产率效应的拐点存在性研究。下面分别对这三方面的文献进行回顾。

首先是服务业集聚作用于城市生产率的理论基础。城市的集聚经济对于生产率的作用最早源于 Marshall(1890)的研究,该研究中的关键思想被后来学者总结为“Marshall 外部性”。“Marshall 外部性”主要包括劳动力市场共享、投入产出关联和知识外溢。通过这三点作用机制,集聚经济活动对城市生产率产生正向促进作用。Hoover(1936)、Henderson(1974)等验证了“Marshall 外部性”的存在性,并认为空间集聚这一现象的最主要引力便是这一外部性的存在。在具体作用机制上,Krugman 和 Venables(1995)从投入产出关联的角度出发,研究发现成本关联效应是服务业空间集聚的最重要诱因,即厂商的集聚可以通过节省交通成本和降低采购成本来共同提高生产率。Helsley 和 Strange(2007)进一步发现,服务业集聚经济的存在可以实现企业间的垂直分工,发生机制是投入品供应商被最终产品生产者敲诈机会的减少,进一步使交易成本下降。国内研究中,齐讴歌等(2012)相关文献验证了“Marshall 外部性”在中国的存在性。

其次是服务业集聚影响城市生产率的经验研究。李文秀和谭力文(2008)通过构建服务业集聚的二维评价模型,对美国的服务业集聚从行业区域集聚和行业内企业集聚两个层面进行了系统分析。胡霞和魏作磊(2009)研究发现服务业集聚对服务业生产率呈现显著正向作用。陆铭和向宽虎(2010)研究发现城市服务业集聚与城市和沿海港口之间的距离呈现三次曲线关系。王晶晶等(2014)实证分析了服务业集聚的动态溢出效应,并发现服务业集聚存在“溢出效应”和“拥塞效应”,二者在不同时期会达到不同的均衡状态。伍先福和杨永德(2016)则认为服务业集聚与制造业集聚的“协同效应”会提升城镇化水平。

最后是服务业集聚生产率效应的拐点存在性研究。陈建军等(2009)结合新古典经济学和城市经济学理论对生产性服务业集聚进行了研究,发现服务业集聚与城市规模呈现非线性关系,存在拐点。刘修岩等(2012)研究发现,城市生产率变动的集聚效应存在门槛值,在低于门槛值时,集聚效应为正向,而当高于门槛值时变为负向,即存在一个最优城市规模。孙浦阳等(2013)研究发现,集聚活动短期存在过多“拥塞效应”不利于经济发展,而长期则具有正向促进作用。沈能等(2014)则研究发现了服务业集聚的两面性,即集聚正(负)外部性不同的集聚阶段存在交替出现的可能。张黎娜(2015)则认为服务业发展自身可以促进城市集聚水平的提高,而这种促进具有门槛效应。

然而,既有研究仍存在以下不足:第一,忽视了对服务业集聚对城市生产率的非线性考察。服务业集聚引发的“拥塞效应”会在长期中抑制城市经济增长,这将产生一定门槛值,超过该门槛值后,抑制作用将愈发明显。第二,忽视了对城市类型的区分。城市类型对服务业集聚的溢出效应存在重要影响,通过区分城市类型可以化解研究中的城市样本“异质性”问题,得到更加稳健的结论。针对这些不足,本文研究的主要边际贡献如下:第一,对样本城市进行是否沿海、是否省会、是否资源型城市三个层面的划分,最大程度消除研究中的样本异质性;第二,利用建成区面积的服务业就业人员数量作为服务业集聚的代理变量,更加贴切地反映服务业集聚水平;第三,采用服务业劳均生产率、非农业劳均生产率对服务业集聚的非线性影响进行双重检验,得到更加稳健的结论;第四,对不同类型城市服务业集聚对城市生产率的作用发生机制进行分析,并得到了服务业集聚作用的城市类型量化差异水平。总体而言,本文拟从城市类型的角度入手,建立服务业集聚效应的识别模型,系统分析服务业集聚对城市生产率的非线性影响,从而对我国现阶段城市服务业集聚的发展现状进行有效评估,同时给出相应的发展对策。

三、理论分析与模型构建

(一) 理论分析

在城市服务业发展的较早阶段,服务业集聚水平由低水平逐渐提高,服务业从业人员也逐渐增多。在该阶段,服务业一方面不断满足了更多消费者的需要、其他产业的发展需求,促进了城市生产效率的提高;另一方面,城市因人员增加而带来的“拥塞成本”较低,远远小于服务业发展带来的效率溢出效应。因此,该阶段服务业集聚会促进城市生产率水平的提高。然而,随着服务业集聚水平的不断攀升,“拥塞成本”会逐步增加。这主要表现在服务业从业人员增多带来的从业者通勤成本加大、通勤时间延长、拥堵系数增加等负面效应,这些负面效应将对从业者的稳定性、工作心情、办事效率等关键因素产生不利影响,引发服务业效率的下降,并进而影响其他产业链条相关产业。因此,服务业集聚水平对城市生产率的影响在长期中具有拐点,在理论上存在重要发生机制。结合已有文献,我们提出服务业集聚对城市生产率影响的拐点存在性研究假说,并将其称为“总体拐点存在论”,具体表述如下:

研究假说1:服务业集聚在长期中存在拐点,即服务业集聚水平具有一个最优值。当低于该水平时,服务业集聚促进城市生产率的增长;当高于该水平时,服务业集聚抑制城市生产率的增长。

然而,并非所有城市可以全部放在一起讨论城市集聚经济的发生机制。其中,城市类型便是一个机制存在差异的重要因素。城市类型包括城市的政治地位、优势资源、支柱产业、

地理特征等。比如,如果城市的政治地位很高,那么其所容许的集聚度上限便会比其他一般城市要高。原因在于,该城市由于特殊地位而对全国的要素资源形成巨大吸引力,在长期的累积效应下,要素资源集聚程度迅速提高至较高水平并持续保持,“滚雪球效应”逐步凸显。我们将这种由城市集聚内生驱动的诱因称为城市类型异质性,并在这一视阈下研究服务业的集聚效应。根据集聚源驱动力的类型,我们将城市划分为政治驱动、地理驱动、资源驱动三类。政治驱动型城市由于其政治地位长期保持稳定,所以其所产生的集聚效应不会出现剧烈下降,而是呈现平稳上升的趋势。在进入政治驱动型城市的企业类别中,成熟型、具有一定规模的大型企业往往占据优势。这是由于政治驱动型城市中企业竞争程度较高,企业生产率也因而较高。如果进入的是小企业,那么很可能在短期内就在激烈的竞争中遭到淘汰。因此,在政治驱动型城市中,选择效应对生产率的提高往往起到主导作用。刘海洋等(2015)研究发现中国集聚地区的生产率优势来源于选择效应而非集聚效应。资源驱动型城市在发展的初期往往呈现单一经济主导的特点,即该资源的优势产业会快速壮大。但是,在发展的过程中,城市发展的单一性缺陷便会逐渐暴露出来。产业的单一性很容易引发城市经济结构的失调,城市经济发展难以实现质的突破。同时,资源驱动型城市会在初期更加侧重资源型产业的发展,在产业经济得到充分挖掘之后,易带来产能过剩的“后遗症”。地理驱动城市更是可以依赖通达性、贸易便捷性等优势为城市集聚容量创造优势条件。由此,我们认为,这些存在优势特征城市的服务业往往存在集聚成本的内部消化机制,拐点会更加不明显,或者拐点前后效应表现会更加平稳。因此,我们进一步提出“分类型拐点差异论”研究假说,具体表述如下:

研究假说 2:沿海城市、省会城市、资源型城市等具有特色优势城市的拐点后变化较为平稳,拐点较为不明显,而其他城市拐点则更加明显。

(二) 模型构建

在理论分析的基础上,本文构建服务业集聚与城市生产率非线性检验的计量模型,并采用广义最小二乘法(GLS),以得到估计量的一致和无偏估计。同时,采用面板固定效应模型(FE)进行佐证。计量模型具体设定为:

$$uy_{it} = \beta_0 + \beta_1 tagg_{it} + \beta_2 tagg_{it}^2 + \beta_3 uis_{it} + \beta_4 uia_{it} + \beta_5 fdi_{it} + \beta_6 hc_{it} + \beta_7 li_{it} + \beta_8 nar_{it} + \beta_9 sea_i + \beta_{10} pc_i + \beta_{11} rc_i + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

式(1)中: uy_{it} 代表城市*i*年份*t*的生产率, $tagg_{it}$ 代表城市*i*年份*t*的服务业集聚水平, uis_{it} 代表城市专业化水平, uia_{it} 代表城市多样化水平, fdi_{it} 代表外商投资水平, hc_{it} 代表人力资本, li_{it} 代表固定资产投资水平, nar_{it} 代表非农产业比重, sea_i 代表是否沿海城市, pc_i 代表是否省会城市, rc_i 代表是否资源型城市, ε_{it} 代表随机误差项。

被解释变量为城市生产率。刘修岩(2009)、孙浦阳等(2013)均将非农业劳均生产率作为代理变量,本文同样采用该指标作为城市生产率的代理变量。

核心解释变量为服务业集聚水平。刘修岩(2009)、孙浦阳等(2013)均采用就业密度作为城市集聚水平的代理变量。服务业的行业性质决定了行业集聚水平很大程度上取决于就业人员的密度,就业人员密度作为服务业集聚水平的代理指标较为贴切。

城市本身的集聚水平也会影响到城市生产率变动,其中大多数文献的研究表明,城市多样化水平和城市专业化水平可以代表城市集聚水平。城市多样化水平表示城市产业的多样

性和均匀性,一般采用 1 减去赫希曼-赫芬达尔指数来度量。用公式来表示为: $uia_i = 1 - \sum_{j=1}^n (p_{ij} - p_j)^2$, 其中, p_{ij} 代表城市 i 产业 j 就业数量占整个城市总就业量的比例, p_j 代表城市 i 产业 j 就业量占产业 j 全国总就业量的比例。 uia 的取值介于 0 和 1 之间,且随着数值的增加,产业分布越趋于多样化,反之则趋于单一化。相较之下,城市产业专业化指数代表了城市某一产业的专业化程度。产业专业化程度实际上是产业集聚的重要内涵指标,产业专业化程度越高,产业集聚水平也越高。Glaeser 等(1992)研究发现,相对专业化水平会提高城市生产率,并且可以作为制造业专业化程度的代理变量。由于制造业统计数据缺失,所以采用第二产业的专业化程度作为 uis 的代理指标。

控制变量包括固定资产投资水平、外商投资量、人力资本、非农产业比重、是否沿海城市、是否省会城市、是否资源型城市。是否沿海城市、是否省会城市、是否资源型城市为区分城市类型的虚拟变量。省会城市即每个省、自治区的省会所在城市;沿海城市根据《中国海洋统计年鉴 2016》中划定的沿海城市进行设定;资源型城市是国务院于 2013 年发布的《全国资源型城市可持续发展规划(2013-2020)》中首次确认的,其含义为本地区矿产、森林等自然资源开采、加工为主导产业的城市。

各变量的计算方法详见表 1。

表 1 变量列表

符号	名称	计算方法
uy	城市生产率	非农业国内生产总值/非农业就业人数
$tagg$	服务业集聚水平	服务业就业人数/建成区面积
uia	城市多样化水平	参见正文
uis	城市专业化水平	参见正文
fdi	外商直接投资	外商实际投资水平
hc	人力资本	教育经费支出/学生数
li	固定资产投资水平	固定资产投资量/非农就业人数
nar	非农产业比重	非农产业产值占市辖区 GDP 比重
sea	是否沿海城市	虚拟变量,如果是沿海城市,取值为 1,否则为 0
pc	是否省会城市	虚拟变量,如果是省会城市,取值为 1,否则为 0
rc	是否资源型城市	虚拟变量,如果是资源型城市,取值为 1,否则为 0

数据来源于历年《中国城市统计年鉴》《中国统计年鉴》。相关数据处理及理由说明如下:(1)数据的时间跨度。数据时间跨度为 1999-2015 年,原因有二:一是部分指标的统计口径在 1998 年出现变动,且并无交代具体统计细节,这导致无法进行人工调整以保证前后数据可比性;二是 1998 年中国国有企业改革使数据前后可比性进一步变差。(2)样本数量。将被解释变量与核心解释变量缺失数量大于等于 4 年的样本进行剔除,最后保留了 275 个地级及以上城市。(3)行政区域面积。行政区域面积分为市辖区、全市区、建成区面积,其中建成区面积为实际已成片开发建设、市政公共设施基本具备的区域,建成区面积可以规避行政区划较大面积城市集聚效应被低估的问题(谢露露,2015)。本文采用该指标求解就业密度同样符合集聚经济的内涵。(4)价格调整。国内生产总值均调整为 1999 年不变价格的水平,调整指数为国内生产总值指数。以下若无说明,则需要调整价格之处均作同样处理。外商实际投资额通过《中国统计年鉴》公布的人民币年均汇率进行折算,而后采用国内生产总值指数进行平减。职工平均工资利用各地区的居民消费价格指数按照 1999 年不变价格进行平减。(5)考虑外商直接投资与固定资产投资对城市生产率的影响存在滞后性,故在后文

计量分析中作滞后一期处理。(6)人力资本计算。人力资本指标采用生均教育经费支出。由于统计中出现类别逐渐增加的情形,为保证前后统一,仅统计高等学校在校学生数、普通中学在校学生数、小学在校学生数。教育经费支出水平通过国内生产总值指数进行平减。(7)数据量级匹配问题。为保证数据量级的一致性,将 uy 、 $tagg$ 、 uis 、 li 、 fdi 、 hc 作对数化处理。

四、计量结果

(一) 整体样本下服务业集聚对城市生产率的影响

表2列示了服务业集聚对城市生产率在不同模型下的影响。模型(1)仅涵盖了服务业集聚的一次项和二次项,属于最简单和初始的检验。结果表明,服务业集聚的一次项及二次项均显著,分别为正向和负向。显然,服务业集聚对城市生产率呈现非线性影响,二者之间呈倒“U”型关系,服务业“Williamson 效应”显著存在。模型(2)进一步加入了部分控制变量,结果依然显著为倒“U”型。模型(3)采用FE模型进行佐证检验,结果发现,系数大小、方向及显著性均与模型(2)十分接近。模型(4)进一步加入了不同城市类型的虚拟变量,同样显著。此时,我们去掉服务业集聚的二次项,仅仅考虑服务业集聚的一次项,即得到模型(5)的回归结果。结果显示,在线性模型回归中,服务业集聚对城市生产率的影响系数显著为负。由于模型(4)、(5)加入城市类型控制变量后,进一步采用固定效应产生重复性,故略去该检验。

表2 服务业集聚对城市生产率影响的回归结果

变量	模型(1)	模型(2)	模型(3)	模型(4)	模型(5)
$tagg$	0.5823 ** (2.08)	0.2306 * (1.71)	0.2722 * (1.75)	0.2299 * (1.79)	-0.0515 ** (-2.24)
$tagg^2$	-0.0592 *** (-2.98)	-0.0220 ** (-2.13)	-0.0255 ** (-2.20)	-0.0222 ** (-2.25)	
uis		0.4378 *** (11.48)	0.7067 *** (16.15)	0.4990 *** (11.41)	0.2107 *** (5.24)
uia		0.1886 (0.95)	0.0986 (0.55)	0.2130 (1.13)	-0.2498 (-1.23)
fdi_{t-1}		0.0000 *** (6.15)	0.0000 (1.29)	0.0000 *** (4.50)	0.0000 *** (2.97)
hc		-0.0223 (-1.48)	0.0015 (0.11)	-0.0187 (-1.27)	-0.0124 (-0.91)
li_{t-1}		0.1718 *** (6.49)	0.1202 *** (5.53)	0.1613 *** (6.24)	0.0659 *** (3.42)
nar		0.0131 *** (4.28)	0.0068 (1.78)	0.0125 *** (4.11)	0.0218 *** (6.95)
sea				0.4717 *** (5.22)	0.4609 *** (6.59)
pc				0.7072 *** (5.38)	0.4414 *** (4.15)
rc				-0.0199 (-0.31)	-0.0485 (-0.90)
Constant	10.3357 *** (10.46)	5.6801 *** (8.92)	4.4096 *** (5.92)	5.1869 *** (8.11)	7.4498 *** (14.54)
方法	GLS	GLS	FE	GLS	GLS
拐点	136.74	188.84	229.36	177.32	无
N	4 520	4 251	4 251	4 235	4 235
R^2	0.0170	0.0532	0.0016	0.0949	0.1994

注:***、**、* 分别表示 1%、5%、10% 的显著水平,括号内为 z 值。Constant 为常数项,N 为样本量, R^2 为方程回归总体的拟合优度。所有结果均为稳健标准误下的数值,下同。

检验结果表明:服务业集聚对城市生产率存在倒“U”型的非线性影响。研究假说 1 初步得到验证。当服务业集聚水平较低时,服务业集聚水平的提高会促进城市生产率的增长。而当服务业集聚达到一定水平,越过一定门槛值之后,服务业集聚水平的提高则会抑制城市生产率的增长。

(二) 不同城市类型服务业集聚对城市生产率的影响

表 3 列示了不同城市类型服务业集聚对城市生产率的非线性影响。对比发现,非沿海城市、非省会城市、非资源型城市均高度显著地对城市生产率起到非线性影响,且为倒“U”型。沿海城市对城市生产率非线性影响的显著性水平较低,而省会城市、资源型城市则并不显著。研究假说 2 得到验证。

表 3 不同城市类型服务业集聚对城市生产率影响的回归结果

变量	沿海城市	非沿海城市	省会城市	非省会城市	资源型城市	非资源型城市
$tagg(GLS)$	1.2286 [*] (1.80)	0.1942 [*] (1.87)	0.7453 (0.98)	0.2294 [*] (1.78)	0.0827 (1.03)	1.1128 ^{***} (3.09)
$tagg^2(GLS)$	-0.0954 [*] (-1.88)	-0.0191 ^{**} (-2.33)	-0.0564 (-1.01)	-0.0224 ^{**} (-2.23)	-0.0082 (-0.97)	-0.0864 ^{***} (-3.30)
$tagg(FE)$	1.4409 ^{**} (2.13)	0.2281 [*] (1.75)	0.8874 (1.38)	0.2530 [*] (1.72)	0.0922 (1.01)	1.2476 ^{***} (3.50)
$tagg^2(FE)$	-0.1130 ^{**} (-2.23)	-0.0217 ^{**} (-2.16)	-0.0700 (-1.51)	-0.0239 ^{**} (-2.14)	-0.0073 (-0.80)	-0.0966 ^{***} (-3.76)
uis	0.5055 ^{***} (5.30)	0.4879 ^{***} (10.76)	0.5975 ^{***} (4.50)	0.4807 ^{***} (11.83)	0.5234 ^{***} (6.91)	0.4993 ^{***} (9.29)
uia	-0.0389 (-0.08)	0.2846 (1.40)	-1.4309 (-1.43)	0.2834 (1.51)	0.6734 ^{**} (2.29)	-0.0991 (-0.41)
fdi_{t-1}	0.00002 ^{***} (3.52)	0.00004 ^{***} (2.81)	0.00002 ^{***} (3.00)	0.00005 ^{***} (4.68)	0.0001 [*] (1.87)	0.00003 ^{***} (4.28)
hc	-0.0796 ^{***} (-2.59)	-0.0083 (-0.49)	0.0474 (1.05)	-0.0192 (-1.23)	-0.0066 (-0.24)	-0.0314 ^{**} (-2.07)
li_{t-1}	0.1590 ^{***} (3.76)	0.1589 ^{***} (5.26)	0.1140 ^{**} (2.05)	0.1640 ^{***} (5.99)	0.1403 ^{***} (3.23)	0.1721 ^{***} (6.99)
nar	0.0147 ^{***} (2.83)	0.0121 ^{***} (3.31)	-0.0230 [*] (-1.73)	0.0123 ^{***} (3.99)	0.0198 ^{***} (3.19)	0.0089 ^{***} (2.65)
sea			控制	控制	控制	控制
pc	控制	控制			控制	控制
rc	控制	控制	控制	控制		
$Constant$	2.6362 (1.08)	5.3236 ^{***} (8.40)	7.5499 ^{***} (2.57)	5.2873 ^{***} (8.28)	4.4307 ^{***} (4.77)	2.6934 ^{**} (2.05)
拐点	625.91	161.38	740.46	167.43	154.89	626.69
N	814	3 421	432	3 803	1 669	2 566
R^2	0.0633	0.0791	0.0218	0.1264	0.1274	0.0694

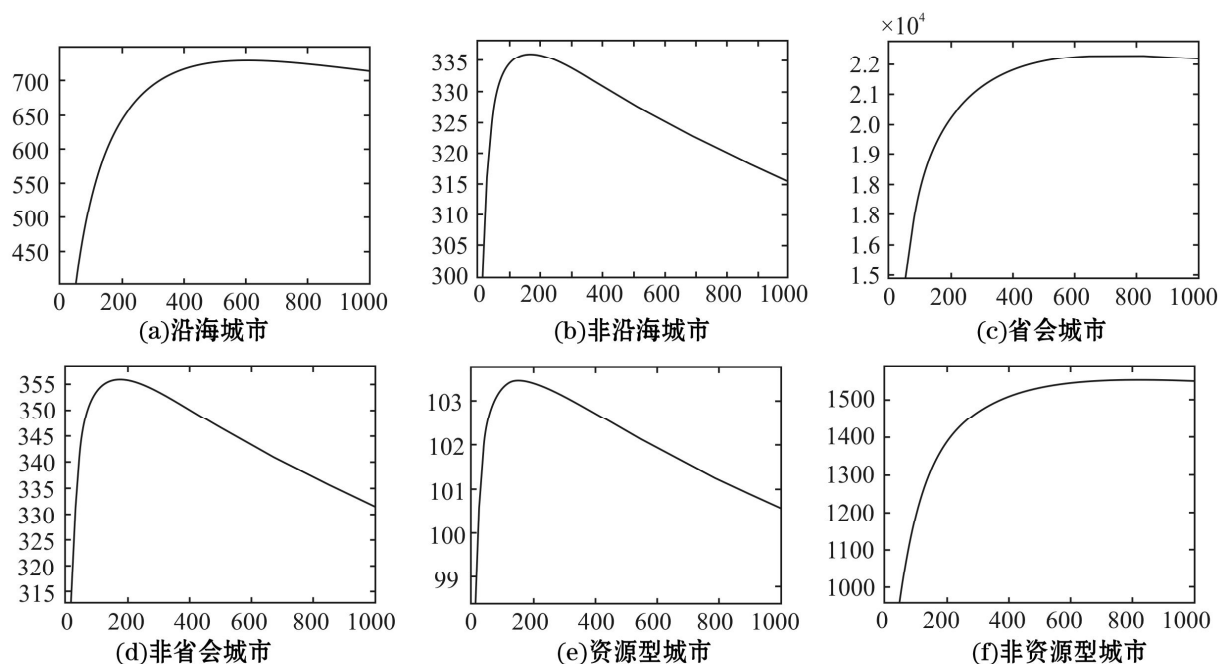
注:FE 系数与 GLS 系数非常接近,由于篇幅所限,FE 回归仅报告了服务业集聚的系数结果,其余结果整理备索。

这一结果充分表明了不同类型城市在服务业集聚作用上的差异性。对于沿海城市、省会城市、资源型城市等具有特色优势的城市而言,服务业集聚对城市生产率的影响拐点不明

显。原因主要在于,这些优势特色明显的城市的服务业集聚已经充分成熟、完善,其对于城市发展的外溢作用获得了充分发挥,在城市长期成熟发展的过程中已经释放了大量的正向促进能量。在城市进一步发展过程中,城市建设趋于饱和、城市容量趋近边界、城市人口趋于满量,城市服务业集聚水平已经可以满足目前城市运行需求,集聚水平进一步提高引致的过度集聚对城市生产率的降低会更加平稳。而对于非沿海城市、非省会城市、非资源型城市等缺乏特色优势的城市而言,当服务业集聚水平产生的“拥塞效应”过大时,城市缺乏相应的吸引力来减弱这一负面作用,从而引起拐点前后变化明显,拐点性更强。同时,我们发现,沿海、省会城市的拐点水平值更高,这表明服务业集聚正向效应释放时间较长。而资源型城市却较低,说明资源经济的单一性缩短了其服务业集聚的正向效应发生时间。

(三) 阶段分析

图1绘制了不同类型城市服务业集聚与城市生产率的变动关系,大部分符合“Williamson 效应”的变动规律,且具有明显的城市类型差异性表现。沿海、省会城市的拐点不明显,拐点后效应变化平稳。表4列示了2015年不同类型城市服务业集聚的统计水平值。可以看出,以2015年的服务业集聚水平作为参考值,非资源型城市服务业集聚水平没有越过拐点的城市数最多,为13个。非沿海城市、非省会城市、资源型城市均为0个。同时,在服务业集聚水平没有越过拐点的城市数量方面,沿海城市高于非沿海城市,省会城市高于非省会城市。这说明,不同城市类型内部同样存在不同的服务业集聚效应,不同城市类型服务业集聚效应平均差异较大。通过对标准差的观察,可以发现,省会城市服务业集聚的标准差最大,资源型城市最小。这表明,省会城市服务业集聚存在巨大的不均衡情形,其中有3个城市仍然处于服务业集聚会促进城市生产率的情形,其他大部分城市均已越过拐点,随着服务业集聚水平提高对城市生产率产生抑制作用。



注:横坐标轴为服务业集聚水平,纵坐标轴为城市生产率的某一数量级水平。绘制软件为 Matlab2014。

图1 不同城市类型服务业集聚的“Williamson 效应”

表 4 2015 年服务业集聚分城市类型统计水平

	沿海城市	非沿海城市	省会城市	非省会城市	资源型城市	非资源型城市
最大值	1810.26	4442.64	4442.64	3356.45	2136.64	4442.64
最小值	215.43	248.28	215.43	248.28	248.28	215.43
均值	1004.7	1118.36	1284.15	1077.27	1061.93	1120.25
标准差	364.89	466.46	772.95	394.79	344.21	509.38
拐点以下数量	5	0	3	0	0	13
拐点以下城市	厦门、漳州、 潮州、海口、 三亚	无	南京、福州、 海口	无	无	铁岭、齐齐哈尔、南京、 常州、苏州、淮安、厦门、 漳州、漯河、黄冈、潮州、 海口、三亚

非沿海城市、非省会城市均已越过拐点,开始了服务业集聚对城市生产率的抑制过程。我们认为较低拐点的形成主要是由于城市发展模式没有得到有效转变,城市的长期发展仍然处于较为无序的状态,没有形成服务业集聚促进生产率提高的长效机制。

我们进一步对城市服务业集聚发生的拐点时间进行统计分析或预估,结果如表 5 所示。拐点时间的判断依据为相应类型城市服务业集聚水平越过拐点的数量是否超过一半。若超过一半,则为该类型城市在该时间点越过拐点。若最新时点没有越过拐点,则依据服务业集聚的年均增速对其未来服务业集聚水平进行预估,进而获得拐点发生时间。根据表 5,所有类型城市总体上均已进入拐点后时期,沿海、省会城市越过拐点的时间较早。所有类型城市的服务业集聚在拐点之前对城市生产率存在促进作用,在拐点之后将产生抑制效果。而在拐点之后,沿海、省会城市的抑制效应较为平缓,非沿海城市、非省会城市、非资源型城市的抑制效应更大。一个比较有趣的事实是:资源型城市拐点前后变化都较为平稳。资源型城市的情形说明了其由于长期过度发展资源型经济而忽视了服务业的科学布局、有序发展,进而引致服务业集聚效应较小,没有对经济发展形成快速带动作用。从城市类型的两两对比来看,非沿海城市、非省会城市、非资源型城市拐点后的抑制作用较大,说明这些城市在服务业集聚越过拐点后做的布局调整幅度应更大。

表 5 拐点时间与效率差异

	沿海城市	非沿海城市	省会城市	非省会城市	资源型城市	非资源型城市	总体
拐点时间	2011 年	2015 年	2009 年	2014 年	2015 年	2014 年	2014 年
拐点前效率	1.5614 (-0.95)	1.4941 * (-2.62)	1.5912 ** (-2.40)	1.4941 ** (-2.82)	0.1048 (-2.35)	0.1056 (1.12)	1.4916 (-18.20)
拐点后效率	-0.0401 ** (-2.11)	-0.0718 ** (-2.27)	-0.0039 * (-1.96)	-0.0778 ** (-2.72)	-0.0003 (0.01)	-0.1511 *** (-4.27)	-0.0838 *** (-3.14)

注:估计方法为 FE,拐点前后效率为服务业集聚对城市生产率在前定模型下的估计系数。

(四) 稳健性分析

为保证结果的稳健性,本文采用服务业劳均生产率作为被解释变量进行稳健性检验。检验结果如表 6 所示。检验结果表明,除省会城市外,其他类型城市的“Williamson 效应”显著存在。而在拐点的相对大小方面,也基本与前文研究相近。城市专业化水平、固定资产投资水平、非农产业比重均显著地对城市生产率起到正向促进作用。

由此,我们可以基本得到一个较为稳健的结论:服务业集聚对城市生产率的作用因城市类型而存在差异,沿海城市、省会城市更加倾向于不存在“Williamson 效应”,非沿海城市、非省会城市则更加倾向于存在“Williamson 效应”。资源型城市对于“Williamson 效应”的影响

较小。而从具体拐点水平值来看,大部分城市已经越过拐点。现阶段服务业集聚对城市生产率产生抑制作用的主要原因是城市发展所带来的服务业扎堆运营呈现一种无序的状态,尤其对于一些中等规模以上的城市而言,城市人口的集聚会带来人口需求的大量增加。

表 6 以服务业劳均生产率作为被解释变量的稳健性分析

变量	基准模型	沿海城市	非沿海城市	省会城市	非省会城市	资源型城市	非资源型城市
<i>tagg</i>	0.2576 *** (2.26)	1.0878 * (1.75)	0.2276 *** (2.71)	1.0776 (1.19)	0.2582 ** (2.32)	0.2263 ** (2.77)	0.8190 ** (2.32)
<i>tagg</i> ²	-0.0232 *** (-2.68)	-0.0801 * (-1.73)	-0.0219 *** (-3.17)	-0.0763 (-1.18)	-0.0237 *** (-2.75)	-0.0225 *** (-2.82)	-0.0614 *** (-2.40)
<i>uis</i>	0.2117 *** (5.27)	0.1577 *** (3.02)	0.2470 *** (4.33)	0.2134 ** (2.47)	0.2127 *** (4.87)	0.2504 *** (2.58)	0.1993 *** (4.95)
<i>uia</i>	-0.2487 (-1.22)	-1.1678 *** (-3.09)	0.0443 (0.20)	0.9754 (0.96)	-0.3079 (-1.49)	-0.0336 (-0.12)	-0.3694 (-1.36)
<i>fdi_{t-1}</i>	0.00002 *** (2.90)	0.00001 ** (2.37)	0.00002 (1.93)	3.51e-06 (0.80)	0.00003 *** (3.28)	0.0002 *** (2.95)	0.00001 ** (2.35)
<i>hc</i>	-0.0157 (-1.15)	-0.0318 (-1.25)	-0.0144 (-0.88)	0.0813 * (1.69)	-0.0176 (-1.22)	-0.0243 (-0.84)	-0.0126 (-0.96)
<i>li_{t-1}</i>	0.0643 *** (3.36)	0.0858 *** 2.93	0.0571 *** (2.56)	0.0926 ** (2.38)	0.0594 *** (2.93)	0.0324 (1.24)	0.0866 *** (4.40)
<i>nar</i>	0.0218 *** (6.98)	0.0223 *** (4.78)	0.0215 *** (5.92)	0.0180 (1.28)	0.0219 *** (6.87)	0.0252 *** (3.79)	0.0194 *** (5.96)
<i>sea</i>	0.4611 *** (6.56)			控制	控制	控制	控制
<i>pc</i>	0.4461 *** (4.18)	控制	控制			控制	控制
<i>rc</i>	-0.0483 (-0.89)	控制	控制	控制	控制		
<i>Constant</i>	6.4536 *** (10.65)	4.6942 ** (2.24)	6.2402 *** (9.22)	2.7161 (0.68)	6.5094 *** (10.56)	6.1056 *** (5.35)	4.6171 *** (3.63)
拐点	257.68	889.15	180.61	1166.31	232.12	152.76	787.91
N	4 235	814	3 421	432	3 803	1 669	2 566
<i>R</i> ²	0.1970	0.1333	0.0867	0.0377	0.2231	0.1395	0.2167

(五) 进一步分析:不同类型城市的服务业发展差异化路径

为考察不同城市类型服务业集聚对城市生产率的作用机制,进一步加入服务业集聚与城市类型的交互项,即 *tagg*×*sea*, *tagg*×*pc*, *tagg*×*rc*。实证结果如表 7 所示。可以发现,沿海城市、省会城市的服务业集聚对城市生产率的作用均比非沿海城市、非省会城市要高。*tagg*×*sea* 的系数为 0.0673,即沿海城市服务业集聚对城市生产率在正向作用时期,服务业集聚每增加 1 个百分点,沿海地区城市生产率比非沿海地区要多提高 0.0673 个百分点。同样,省会城市则高出 0.0971 个百分点。资源型城市则为负数,且不显著。这说明,沿海城市、省会城市的服务业集聚效应比非沿海城市、非省会城市效应显著要高,而资源型城市相对要低(并不显著)。

表 7 服务业集聚与城市类型交互项回归结果

<i>tagg</i> × <i>sea</i>	<i>tagg</i> × <i>pc</i>	<i>tagg</i> × <i>rc</i>
0.0673 *** (5.50)	0.0971 *** (5.38)	-0.0008 (-0.09)

注:因篇幅所限,仅列示了交互项回归结果,其余回归结果整理备索。

这一实证结果对服务业集聚的分城市类型调整策略提出了非常具有针对性的建议。首先,沿海城市中大部分已经超过拐点,应当对服务业集聚水平进行适当控制。根据前文实证结果,沿海城市中,仅厦门、漳州、潮州、海口、三亚5个城市的服务业集聚水平仍未超过拐点。这说明,该5个城市服务业集聚水平的提高仍然可以进一步促进城市生产率的提高。而对于其他沿海城市,则将出现服务业集聚水平提高降低城市生产率的情形。对于沿海城市而言,服务业集聚阻碍城市生产率提高的原因在于其沿海的区位优势对人员、要素流入形成的巨大引力。现今,沿海地区不仅因贸易水平高而使得人流量增加,而且由于更加宜居的环境使得更多外来人员前来定居。大量的人口需要服务业的支撑,而由于人口增速过快,服务业在这种需求压力下的配套速度容易形成贪快局面,因而产生了一系列的负面效果。针对该情况,城市发展应制定一套长远的服务业布局规划,逐步形成以多据点代替多散点的格局,避免服务业发展陷入整体集聚水平过高、区域散点过多的情形。其次,同沿海城市一样,省会城市大部分也已经超过拐点,仅南京、福州、海口在拐点以下。有别于沿海城市,省会城市一般情况下所依赖的是自身的政治地位。由于政治地位非常稳定且单一,所以因其区位优势带来的人员流入具有更大持续性,且在长期中分布较为均匀。针对这种特点,应形成更加均匀的年度调整机制,使集聚保持在一定水平上。同时,划分出鲜明的功能区,形成相应的功能区服务业集聚片区,实现服务业与服务对象的有效对接。另外,对于资源型城市的服务业管理,应通过优化产业结构来间接调整服务业布局,形成一、二产业转型升级引领服务业合理布局的局面。

五、结论与启示

本文在提出“总体拐点存在论”和“分类型拐点差异论”的基础上,给出服务业集聚对城市生产率贡献的总体验证与分城市类型检验的研究假说,以解释服务业集聚对城市生产率贡献的阶段性和区域性差异,并利用1999—2015年中国275个地级及以上城市作为研究样本,通过建立引入城市类型的非线性模型,实证检验了服务业集聚总体层面及分城市类型层面的“Williamson效应”。实证结果证实了服务业集聚对城市生产率的贡献存在拐点,且在不同的城市类型中具有差异性表现,研究假说得到验证。同时,本文还计算了不同城市类型服务业集聚的拐点水平值、出现时间、前后效应,并勾画了非线性作用推演图,发现目前我国大部分城市已经越过服务业集聚的门槛值,集聚水平的进一步提高会对城市生产率产生抑制作用。同时,沿海城市、省会城市的拐点后效应更加平稳,而资源型城市或因单一性的资源经济而引致服务业集聚效应没有得到充分释放。本文的研究结论有三点重要启示:

第一,现阶段服务业集聚的溢出效应在逐渐下降。“互联网+”“智能制造”“大数据”等掀起的第四次工业革命已经为经济增长带来了新引擎,尤其是“互联网+”带来的线上线下合作等新兴经济模式,已经成为新的经济增长极。城市经济作为经济发展的基本单元,应当成为经济发展的排头兵,逐渐摆脱持续提高传统服务业比例、减少一二产业比例的经济跨越增长模式。

第二,沿海城市、省会城市、资源型城市等具有特色优势的城市应更加注重服务业的规范发展,逐渐形成服务业多集聚中心、整体分散化的产业发展格局。一味追求服务业集聚水平的提高,进一步挤压工业、农业的生存空间,对于特色优势城市而言将逐渐形成单一经济的格局,这不利于城市在更大规模上的健康发展。资源型城市宜逐渐摆脱长期依赖单一性资源经济的局面,增进服务业的多元化发展,充分释放集聚效应。

第三,沿海城市、省会城市应更加注重服务业集聚在越过拐点之后对城市生产率的抑制作用。借助特色优势,沿海城市、省会城市的服务业集聚会逐渐形成累积效应,这一点在拐点之前会更快促进城市生产率提高。然而,在越过拐点之后,效应由正转负,虽然较为平缓,但抑制效应的持续性较强。在该阶段,沿海城市、省会城市应注重服务业的分流、分散,逐渐由单集聚中心、少集聚中心转向多集聚中心。

综合来看,服务业集聚对城市生产率贡献的拐点水平值往往较低,沿海城市、省会城市的拐点水平值比非沿海城市、非省会城市要高,资源型城市的拐点水平值要低于非资源型城市。沿海城市、省会城市、资源型城市的“Williamson 效应”更弱。不具特色优势的城市则具有强烈的“Williamson 效应”。因此,城市发展应根据自身的城市类型进行“量体裁衣”,制定不同的服务业发展、调整策略。沿海城市、省会城市应通过培养新的经济增长模式来带动城市经济,而其他城市则仍然可以通过服务业集聚提升城市生产率。

参考文献:

- 1.陈建军、陈国亮、黄洁,2009:《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》,《管理世界》第 4 期。
- 2.胡霞、魏作磊,2009:《中国城市服务业集聚效应实证分析》,《财贸经济》第 8 期。
- 3.李文秀、谭力文,2008:《服务业集聚的二维评价模型及实证研究——以美国服务业为例》,《中国工业经济》第 4 期。
- 4.刘海洋、刘玉海、袁鹏,2015:《集群地区生产率优势的来源识别:集聚效应抑或选择效应?》,《经济学(季刊)》第 3 期。
- 5.刘修岩,2009:《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》,《数量经济技术经济研究》第 7 期。
- 6.刘修岩、邵军、薛玉立,2012:《集聚与地区经济增长:基于中国地级城市数据的再检验》,《南开经济研究》第 3 期。
- 7.陆铭、向宽虎,2010:《地理与服务业——内需是否会使城市体系分散化?》,《经济学(季刊)》第 2 期。
- 8.齐讴歌、赵勇、王满仓,2012:《城市集聚经济微观机制及其超越:从劳动分工到知识分工》,《中国工业经济》第 1 期。
- 9.沈能、赵增耀、周晶晶,2014:《生产要素拥挤与最优集聚度识别》,《中国工业经济》第 5 期。
- 10.孙浦阳、韩帅、许启钦,2013:《产业集聚对劳动生产率的动态影响》,《世界经济》第 3 期。
- 11.王晶晶、黄繁华、于诚,2014:《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》,《经济理论与经济管理》第 3 期。
- 12.伍先福、杨永德,2016:《生产性服务业与制造业协同集聚提升了城镇化水平吗?》,《财经科学》第 11 期。
- 13.谢露露,2015:《产业集聚和工资“俱乐部”:来自地级市制造业的经验研究》,《世界经济》第 10 期。
- 14.张黎娜,2015:《服务业发展提升城市集聚力的门槛效应研究——35 个大中城市的经验分析》,《经济评论》第 2 期。
- 15.Glaeser, L., H. Kallal, J. Scheinkman, and A. Shleifer. 1992. "Growth in Cities." *Journal of Political Economy* 100 (6): 1126–1152.
- 16.Helsley, R., and W. Strange. 2007. "Agglomeration, Opportunism and the Organization of Production." *Journal of Urban Economics* 62(1): 55–75.
- 17.Henderson, J. V. 1974. "The Sizes and Types of Cities." *American Economic Review* 64(4): 640–656.
- 18.Hoover, E. 1936. "The Measurement of Industrial Localization." *Review of Economics and Statistics* 18(4): 162–171.
- 19.Krugman, P., and A. Venables. 1995. "Globalization and Inequality of Nations." *Quarterly Journal of Economics* 110(4): 857–880.
- 20.Marshall, A. 1890. *Principles of Economics*. London: Macmillan.

Is There a Turning Point in the Contribution of Service Agglomeration to Urban Productivity: Evidence from 275 Cities at Prefecture Level or Above in China

Zhang Mingzhi¹ and Yu Donghua²

(1: School of Economics, Shandong University of Finance and Economics;

2: School of Economics, Shandong University)

Abstract: The service industry is very important to the development of urban economy, but the difference of stage effect will affect the layout strategy of service industry in the city. With the increase of the city size, the agglomeration degree of service industry is also increasing and the “congestion effect” will appear when the degree of agglomeration reaches a certain level. Introducing the new angle of city type, based on putting forward “general inflection point ontology” and “type inflection point difference theory”, we give a systematic interpretation to convergent stage and regional differences of the service industry’s role on urban productivity. Meanwhile, we test this theoretical analysis with the panel data of 275 cities at prefecture level or above from 1999 to 2015 in China. The research shows that the service agglomeration has an inflection point to the contribution of urban productivity. The restraining effect of coastal cities and provincial capitals is relatively flat, but not in coastal and non-provincial capitals. The change of agglomeration effect is stable around the turning point for resource-based cities. Urban service industry’s agglomeration shouldn’t be regarded as a long-acting mechanism of the urban productivity, while looking for new cluster patterns and economic growth poles for improving urban productivity gets more compelling.

Keywords: Service Agglomeration, City Type, City Productivity Level, “Williamson Effect”

JEL Classification: R11, R12

(责任编辑: 彭爽)

(上接第 14 页)

Can Government Participation Improve Regional Innovation Efficiency?

Li Zheng^{1,2}, Yang Siying² and Lu Jingjing²

(1: China Research Center for State-owned Economy; 2: Economics School, Jilin University)

Abstract: This paper divided the way of government’s participation in regional innovation into strategic guidance, innovation environment construction and direct participation and analyzed the impact of government participation on regional innovation efficiency. Taking into account the influences of rent-seeking on government behavior, we also examined the impact of rent-seeking on the relationship between government participation and regional innovation activities. Our results show that government can effectively promote the improvement of regional innovation efficiency by leading the construction of innovation environment and direct participation in regional innovation activities, while the impact of government strategy guidance on innovation efficiency is not significant. However, the rent-seeking will distort the behavior of government and weaken the effect of government participation in regional innovation. Therefore, in order to implement the strategy of innovation-driven development, on the one hand, we should improve the government’s functions and give play to the government’s role in promoting regional innovation. On the other hand, we should make the best of “anti-corruption bonus” so as to enhance the regional innovation efficiency.

Keywords: Government Participation, Rent-seeking, Regional Innovation Efficiency

JEL Classification: D02, H32, P16

(责任编辑: 彭爽)