

服务业集聚、城市创新与城市生产率

刘晓伟

(北方民族大学 商学院,宁夏 银川 750021)

[摘 要] 借助演化经济学的分析范式,对服务业集聚、城市创新与城市生产率三者共同的演化关系进行了理论推演和机理分析。在理论分析的基础上,运用2009—2016年全国233个地级及以上城市数据进行了实证检验,结果表明,城市创新对城市生产率具有显著的促进作用,服务业集聚对城市生产率的贡献存在拐点。进一步的异质性检验表明,东部、中部和西部地区服务业集聚对城市生产率均产生了显著的正向影响,非沿海城市、非省会城市服务业集聚对城市生产率的影响程度更大,公共性服务业集聚对城市生产率的提升作用比较明显。

[关键词] 服务业集聚 城市创新 城市生产率 共同演化 创新生态

[中图分类号] F532

[文献标识码] A

[文章编号] 1007-9556(2019)07-0062-15

Service Industry Agglomeration, Urban Innovation and Urban Productivity

LIU Xiao-wei

(Business School, North Minzu University, Yinchuan, 750021, China)

Abstract: With the help of the analytical paradigm of evolutionary economics, this paper made the theoretical deduction and mechanism analysis on the relationship among service industry agglomeration, urban innovation and urban productivity. On the basis of theoretical analysis, this paper made an empirical test on 233 cities at and over prefecture level in China from 2009 to 2016. The research conclusion shows that urban innovation has significantly promoted urban productivity, while there is an inflection point in the process of service industry agglomeration affecting urban productivity. Further heterogeneity analysis reveals that service industry agglomeration in eastern, middle and western regions all has positively impacted urban productivity, and service industry agglomeration in non-coastal cities and non-provincial cities has greater impact. Besides, public service industry agglomeration also has an obvious promoting effect on urban productivity.

Key Words: service industry agglomeration, urban innovation, urban productivity, co-evolution, innovation ecology

一、引言

回顾我国改革开放四十年来的服务业发展历程,可以看出,我们在速度和规模上取得了巨大的成功。服务业从改革开放初期的“萌芽产业”发展成现在国民经济第一大产业,先后经历了改革发展阶段、集聚发展阶段、以民生和高质量发展为导向的高级发展阶段。我国经济增长的动力由传统的依赖第二产业带动转变成依靠第一、第二和第三产业协同带动,产业结构得到优化调整。伴随着产业结构的进一步调整,第三产业在优化产业结构、吸纳剩余劳动力

和提升经济发展质量等方面的作用日益凸显。党的十九大提出,中国经济进入了高质量发展阶段,在引领高质量发展方面,服务业发展和科技创新被认为是两个重要途径。从全国范围来看,我国服务业发展和集聚水平具有较大差异,服务业集聚质量和整体竞争力还有待于提高,服务业发展和集聚对创新和生产效率的积极作用还有待进一步释放。

从已有研究来看,学界关于服务业发展模式的争议一直存在,一部分学者在借鉴美国和日本等经验的基础上,通过相关研究更加推崇集聚效应对城

[基金项目] 北方民族大学 2019 年引进人员科研启动经费项目

[作者简介] 刘晓伟(1983-)男,河南郸城人,北方民族大学商学院教师,经济学博士,主要研究方向是产业组织理论与政策。

市经济增长带来的促进作用,并认为中国的大城市远未达到最优规模,从而主张以继续加快产业集聚的方式来提升城市生产率(王小鲁,2010;陆铭,2016)^[1-2]。有些学者则立足于中国城市产业集聚发展的现实,尤其是中国大城市和特大城市由于过度集聚而产生的负外部性问题,坚决反对通过持续提高经济集聚规模的方式提升城市发展规模,进而提升城市生产率的路径。他们认为经济过度的集聚已经产生了大量可视的城市问题,经济集聚的负外部性带来的拥塞效应会进一步抑制城市生产率的提高,产业集聚与城市生产率之间并非是一种线性的关系。此外,过度发展大城市会给城市的承载能力带来威胁,过度发展大城市而忽视中小城市发展,也不利于我国经济的协调发展(孙久文等,2015;关兴良,2016;魏后凯,2014)^[3-5]。还有一些学者进一步证明了产业集聚与城市生产率非线性关系的存在性,并认为随着产业集聚规模的扩大,产业集聚与城市生产率之间存在着拐点。或者说,产业集聚对城市生产率的作用并非一直是正向的促进关系,当产业集聚规模达到一定程度之后,其对城市生产率的影响不再是正向的,最优的城市规模选择需要依据其拐点的情况而定(梁婧等,2016)^[6]。

鉴于以上服务业发展的新时代背景和学界关于产业集聚与城市生产率关系的争议,我们不禁反思以下问题:在经济新常态和引领高质量发展的时代背景下,我国未来的服务业发展战略选择应该是怎样的?是继续沿袭通过扩大服务业集聚规模来提升城市生产率,还是适度控制服务业集聚规模,寻求最优的集聚发展模式?亦或是还有介于二者之间的更为贴近中国未来经济发展的第三种途径?本文基于对以上问题的回应,展开了相关研究工作。

二、理论分析与假设提出

服务业集聚与城市生产率共同演化的进程中涉及到多层级之间的复杂的互动演化关系,为了更好地描述服务业集聚、城市创新与城市生产率共同演化的轨迹,我们以产业的成长为轨迹来揭示服务业集聚与城市生产率共同演化中的企业、产业、技术创新、制度、生产效率间多层级互动的微观、中观和宏观演化机制。在这里我们借鉴Watts(1999)、刘乃全等(2011)和陆立军(2011)^[7-9]的分析思路,从网络结构类型和特征出发,将服务业集聚、技术创新和城市生产率三者之间的共同演化分为三个阶段,即初始期、耦合期和创新协同期,以此来探索各个阶段三者之间的演化机理和演化特征。

(一)共同演化的初始期:服务业集聚对城市生产率的作用机制

在服务业集聚形成的初始期,某一产业集聚的形成往往是受到某一区域丰裕的生产要素的吸引,从而形成大量的相互关联且相互竞争的企业集聚,通过集聚带来的关联性和共享性来实现规模经济。服务业的集聚与城市工业化进程紧密相关,受到城市发展环境的制约。从产业集聚与城市系统的耦合关系来看,由于产业集聚处于初始期,面对充满着高度不确定的内外部环境,微观企业的创新行为是受到抑制的,更多地表现为同类企业之间的合作和竞争行为。服务业的集聚则能够为企业创新提供较好的条件和相关服务,一定程度上弥补了产业集聚初期来自环境上的制约。一方面,服务业的集聚能够为城市工业和城市经济的发展提供具有针对性的专门化服务,降低城市系统内的交易成本,提高城市的生产率;另一方面,服务业的集聚有助于关联产业的技术进步,服务业发展有助于优化产业结构,提高产业的竞争力,进而激发区域内的创新行为。服务业集聚与城市生产率二者之间的互动演化关系在短期内呈现相互促进的上升关系,即服务业集聚提升了城市生产率,城市生产率的提升又反过来加快了服务业集聚的速度和规模。在二者互动演化的初始阶段,选择机制的作用主要体现在对产业集聚中微观企业合作竞争关系的选择上,依照优胜劣汰机制,将最具活力和最具效率的企业存留下来而驱逐淘汰低产能和低效率的企业。对城市系统而言,则主要是废弃和摒弃过时的、不再匹配产业集聚的旧有的制度和规则。可见,在这一时期,选择机制发挥了主导作用,尤其是宏观上的政府选择机制,如产业政策出台、经济规划编制和未来发展战略的选择等,为企业进一步的合作竞争增添了新的激励机制。此时,创新机制和扩散机制尚处于试探阶段,更多地局限在对已有状态的维持和对影响产业集聚和城市生产率具体环节的尝试上,未能为提升产业集聚和城市生产率的耦合演化效率发挥应有的作用。

从这一阶段的演化关系可以看出:一是服务业集聚有助于产业内企业的技术创新,而技术创新反过来能够提升服务业集聚的竞争力,二者之间具有共同演化的关系;二是技术创新有助于降低生产成本,从而提升企业生产效率,反过来,受利益的驱使,生产效率的提升又激发了企业的进一步创新,从而形成了动态的多向循环关系;三是服务业集聚通过创新传导机制有助于提升城市生产效率。

H1:服务业集聚对城市生产率具有积极的促进作用。

H1a:服务业集聚与技术创新之间具有双向促进作用,共同推动城市生产率的提升,且三者之间的这种作用机理不受服务业行业细分异质性的影响。

(二)共同演化的耦合期:创新对于服务业集聚和城市生产率的作用机制

随着产业集聚的进一步发展,市场机制进一步成熟,产业集聚和城市系统的互动和交流进一步加强。微观企业对于内外部环境具有了较好的适应能力,在宏观政策的激励和诱导下,集群企业内部随着合作竞争的加剧开始出现分化、变异和繁衍行为。其中,创新能力强的企业开始考虑从原有的利润争夺系统中挣脱,去寻找新的和更加细化的市场领域。随着产业集聚和城市生产率之间的耦合演化增强,创新行为也更加频繁。在耦合演化的前期,微观主体之间的合作竞争关系不再稳定地存续在产业内部,而是开始向产业外延伸。于是,伴随着微观主体互动范围的扩大和合作领域的延伸,不同的主体参与到系统的耦合进程中,系统之间的互动层次也逐渐扩展到微观、中观和宏观之间的交互互动,具体表现为不同产业之间的关联性增强。从选择机制上来看,微观层面依然是集群企业在利润驱使下的自我竞争,而产业层面上更多地展现为原有产业专业化集聚带来的弊端。随着服务业专业化集聚范围的延伸和行业上的细化,新的主体参与进来,形成新的产业集聚类型。微观、中观和宏观系统的耦合演化以及新的主体和要素的参与,最终导致由“新奇”驱动所产生的创新行为更加频繁,集群企业为了获取竞争优势而更加关注技术的研发和创新,服务业为了获取更好的集聚效率和适应变化复杂的内外部环境,也主动参与创新产业链中,而城市系统为了应对和激励创新行为需要对已有的激励机制进行进一步的完善。可见这一阶段,创新机制充分发挥了驱动作用。一是驱动技术创新匹配市场机遇,为具有创新能力的企业寻求新的发展渠道;二是驱动产业集聚类型的改变,通过改变产业集聚的方式来寻求提升城市生产率的新渠道;三是驱动系统内各个参与主体和各个子系统之间的匹配和耦合进程。在以上创新机制发挥作用的过程中,伴随着创新成果即新知识、新技能和新方法的扩散和溢出,创新的成果让系统内每个参与主体受益,从而提升了创新能力和耦合效率。服务业集聚、城市创新和城市生产率耦合演化的这一阶段也伴随着微观、中观和宏观参与主体关联网络的形

成和延伸,从而将已有的参与主体及新加入的参与主体统一纳入到耦合网络体系内,也使得这一阶段三者之间的关系更加协调,集中表现为异质性产业集聚对城市生产率的促进作用,三者之间的演化轨迹呈现整体上升趋势,我们将这一阶段的演化过程归纳为产业关联—协同互动—系统网络。

H2:创新对服务业集聚与城市生产率发挥着积极的作用,内生性地推动着二者的共同演化,并向高级阶段跃迁。

H2a:在我国西部地区、中部地区,服务业集聚对城市生产率的促进作用整体高于东部地区。

H2b:城市创新对城市生产率的贡献,东部地区要显著高于中西部地区。

(三)共同演化的协同期:服务业集聚、城市创新与城市生产率共同作用机制

在有限的市场容量和有限的竞争空间内,随着更多的参与主体涌入,也带来更加激烈的同质产品、产业和技术的竞争,对有限资源的争夺带来要素价格的上升,导致企业利润空间收缩,产业内开始出现无序化行为,使得城市生产率下降。产业集聚的负外部性影响集中表现出来,要素价格上升、资源过度开发及环境污染等问题频现,而创新行为带来的收益不足以完全弥补产业集聚的负外部性损失,导致创新行为低落。三者耦合演化的结果是产业转移、生产率下降和城市问题凸显。产业集聚的规模效应开始弱于其拥塞效应,而解决拥塞效应的路径在于对原有网络系统进行优化升级。三者原有耦合演化网络系统优化升级的关键在于能否实现三者之间交互层级的跃迁,从而促进三者在一个更具活力、更加协调和动态性更强的系统内进行演化。从宏观上来讲,就是对三者原有的耦合演化网络系统进行升级,通过网络系统的优化升级来清除拥塞效应,继续发挥集聚经济的集聚效应,而集聚的负外部性影响同样具有扩散效应和溢出效应,会对周边区域带来一定的影响,因此需要将空间因素纳入系统优化升级的框架内。解决集聚负外部性需要从两个方面着手:一是政府为主体的制度供给,即政府通过制度创新来解决集聚负外部性对于城市社会和经济系统的干扰;二是创新行为的强化,即通过创新来提高微观企业的要素使用效率和城市生产率。提升创新活力需要优化创新的环境,同时要充分发挥选择机制的作用,将创新带来的外部收益转化为创新者的内部收益,以此来激励和保护创新行为,并将创新的结果应用到对集聚负外部性的治理过程中。此外,在选择机制

下,效率低下的企业被淘汰,低端产业被转移,从而为创新驱动下的优势产业布局提供了广阔的空间。在创新机制作用下,这一阶段服务业集聚、城市创新和城市生产率三者之间的耦合演化进程具有显著的

创新性互动、知识性互动和协同性互动的特征,以此来实现三者耦合演化网络系统的优化升级。

H3:服务业集聚对城市生产率的作用机制随着创新机制的弱化而衰弱。

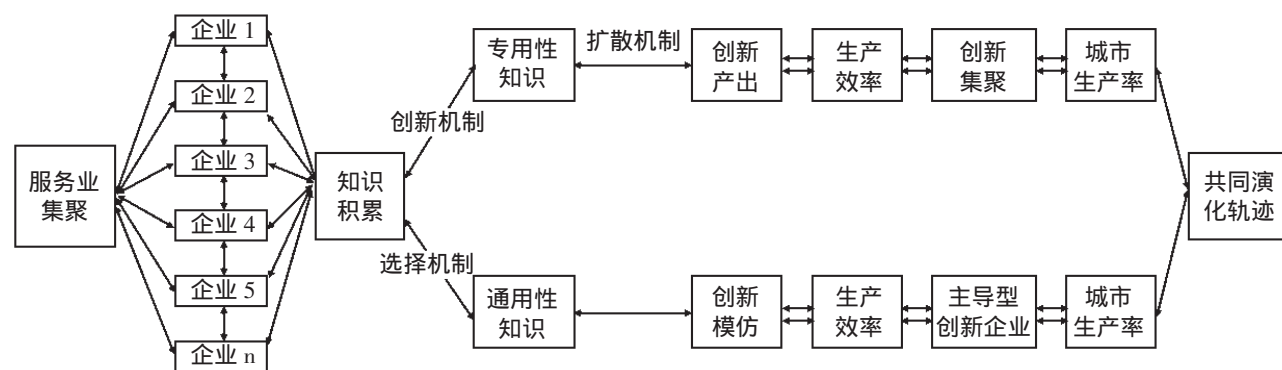


图1 服务业集聚、城市创新与城市生产率共同演化机制

三、研究设计

(一)基准模型设定

对于产业集聚有助于提高产出效率的探讨已得到多数文献的支持(Ciccone 2002;范剑勇 2006;刘修岩 2007;柯善咨和赵曜 2014)^[10-13]。除此以外,与要素禀赋、制度环境与经济发展阶段相匹配的内源式创新,也有利于提升该区域的技术进步水平,进而有助于推动区域产业结构升级及经济增长方式转变,因此创新水平也是带动地区生产率提升的另一个重要因素。由于创新水平具有明显的空间外溢性,因此,创新要素的空间集聚与扩散能够显著促进相邻地区的经济增长(高丽娜 2011)^[14]。同时,经济集聚的规模效应会降低集聚地区的创新成本,产生更大的技术外溢效应,进而提升区域经济效益。因此,本文将创新水平变量加入实证模型,与服务业集聚共同作为核心解释变量,以考察其对城市生产率的影响。由此,本文构建了如下回归模型:

$$\ln crste_{it} = \alpha + \beta_1 \ln saggl_{it} + \beta_2 \ln patent_{it} + \delta X_{it} + \mu_i + \gamma_t + \varepsilon_{it}$$

其中 $\ln crste_{it}$ 为城市生产率的对数值 $\ln saggl_{it}$ 和 $\ln patent_{it}$ 分别表示城市 i 服务业集聚和创新水平的对数值 X_{it} 为一系列控制变量 μ_i 为个体固定效应 γ_t 为时间固定效应 ε_{it} 为随机扰动项。

(二)变量说明

在时间维度的选取上,本文选取的样本考察期为 2009—2016 年。在空间维度的选取上,本文对以下城市予以删减:一是在样本期内数据缺失严重的城市,包括西藏、青海和港澳台地区的城市;二是在样本期内新设立或被撤销的城市,包括海东市、毕节

市、铜仁市、三沙市和巢湖市。此外,在考虑样本数据限制后,为了尽可能将更多的城市纳入分析,本文最终选取的城市样本为中国大陆地区 233 个地级及以上城市。变量方面,被解释变量为城市生产率,由前文的 DEA 方法计算所得的综合效率表示。核心解释变量为服务业集聚水平和创新水平,其中,服务业集聚水平由区位熵值法计算得到。创新水平一般需要使用一套指标体系来衡量,由于城市层面的数据缺乏,因此,本文采用城市每万人专利申请数量作为代理变量。此外,本文在模型中控制了产业结构、基础设施等一系列城市特征变量,以尽量减少遗漏变量偏误。这些城市特征控制变量的选取主要是考虑到城市生产率的提升受到人力资本水平、产业发展、基础设施、政府规模等一系列因素的影响。其中,产业结构以第三产业占地区生产总值的比重来衡量,基础设施水平以地区人均道路面积来衡量,政府规模以政府财政收入占地区生产总值比重来衡量,人力资本水平通常采用受教育年限或每万人大学生毕业生人数来衡量。然而,由于在中国地级市层面缺失居民受教育或学历数据,因此大部分学者都采用代理变量控制中国城市的人力资本水平。有的研究利用每万人大学生在校数替代每万人大学生毕业生人数,有的研究利用各级在校生人数替代学历人数。考虑到城市层面数据的可得性,本文参考以往文献的研究,以地区高中以上在校学生数占地区年末总人口的比重作为人力资本水平的代理变量。所有变量定义及统计性描述见表 1。

表 1 主要变量定义及描述性统计

变量	变量定义	样本数	均值	标准差	最小值	最大值
<i>lncrste</i>	城市生产率	1864	-1.0717	0.9136	-6.2146	0
<i>lnsaggl</i>	服务业集聚度	1864	-0.0086	0.2673	-1.1904	0.5917
<i>lnpatent</i>	创新水平	1864	1.6218	1.3316	-2.1566	5.3756
<i>lnhc</i>	人力资本水平	1864	-2.1095	0.4882	-3.8890	-0.1134
<i>Intertiary</i>	产业结构	1864	3.7268	0.2575	2.4613	4.3849
<i>lnroad</i>	基础设施水平	1864	2.3153	0.5707	-0.5276	4.6856
<i>lnrevenue</i>	政府规模	1864	7.7984	0.9360	4.8967	11.3080
<i>lninv</i>	投资率	1864	-0.3095	0.4592	-3.5849	2.7520

四、实证分析

(一)多重共线性检验

在进行模型回归时，可能有一些自变量之间存在较强的线性关系，如果这种相关程度非常高，则会导致 t 检验不准确、待估计系数符号与客观实际不符等一系列问题。为了克服由多重共线性带来的估计偏差，在回归分析之前首先对模型中的自变量进行多重共线性检验，一般使用方差扩大因子来判定是否存在多重共线性。方差扩大因子越大，多重共线性越严重，一般认为 VIF 大于 10 时，存在严重的多重共线性。检验结果如表 2 所示，可以看出，方差扩大因子(VIF)为 1.70，远远低于临界值 10，因此可以认为实证模型的估计结果基本上不会受到多重共线性的影响。

表 2 自变量的多重共线性检验

变量	VIF	1/VIF
<i>lnrevenue</i>	2.73	0.37
<i>lnpatent</i>	2.60	0.38
<i>lnroad</i>	1.59	0.63
<i>lnsaggl</i>	1.44	0.69
<i>Intertiary</i>	1.33	0.75
<i>lnhc</i>	1.15	0.87
<i>lninv</i>	1.07	0.93
Mean VIF	1.70	

(二)基准回归

对于同时包含时间维度与空间维度的面板数据，首先需做出个体固定效应模型和混合估计模型的选择，若 F 检验结果拒绝原假设，则表明应该建立个体固定效应模型，反之则使用混合回归模型。在确定选择个体效应模型后，仍需进一步采用 Hausman 检验在固定效应模型(FE)和随机效应模型(RE)之间做出选择，若卡方检验结果拒绝原假设，则表明固

定效应模型优于随机效应模型。首先，对混合回归模型和个体效应模型分别进行估计。

表 3 混合回归模型与 LSDV 模型的估计结果

变量	模型(1)	模型(2)	模型(3)	模型(4)
<i>lnsaggl</i>	0.1699*** (0.0225)	0.1928*** (0.0365)	0.2399*** (0.056)	0.2227** (0.0866)
<i>lnpatent</i>		0.0158** (0.0062)		0.0106 (0.0111)
<i>lnsaggl*lnpatent</i>		-0.0048 (0.0133)		0.0081 (0.0262)
<i>lnhc</i>	0.0137 (0.0112)	0.0162 (0.0112)	-0.0677*** (0.0129)	-0.0632*** (0.0132)
<i>Intertiary</i>	-0.1794*** (0.0228)	-0.1861*** (0.0231)	-0.1069** (0.0471)	-0.1046** (0.0459)
<i>lnroad</i>	0.0835*** (0.0112)	0.0788*** (0.0113)	-0.0131 (0.0201)	-0.0166 (0.0198)
<i>lnrevenue</i>	0.0510*** (0.0072)	0.0370*** (0.0091)	-0.0602*** (0.0128)	-0.0690*** (0.0156)
<i>lninv</i>	-0.4458*** (0.0147)	-0.4478*** (0.0148)	-0.3529*** (0.028)	-0.3577*** (0.0274)
<i>_cons</i>	-0.7877*** (0.0891)	-0.6640*** (0.101)	-0.3690* (0.1966)	-0.294 (0.2085)
N	1864	1864	1864	1864
R ²	0.3932	0.3954	0.8202	0.8204

注：*、**、*** 分别表示在 10%、5%、1%的显著性水平下显著，括号内为标准误

表 3 中，模型(1)和模型(2)是混合回归模型，模型(3)和模型(4)是 LSDV 模型，且在模型(2)和模型(4)中控制了创新水平变量。混合回归模型不考虑个体间的异质性，然而本文涉及的 233 个城市分属不同省区，经济社会发展差异较大，分布于东中西三大区域，行政等级上既有直辖市，也有副省级城市。若是忽视城市个体特征上的异质性，则难以得到准确的估计结果。与混合回归模型不同，LSDV 模型在其基础上通过引入城市个体虚拟变量，来控制 233 个城市的个体特征。从表 3 的估计结果来看，在控制了

个体效应之后,核心解释变量 $lnsaggl$ 的系数值得到提升,且整个模型的拟合优度显著提高,从模型(1)和模型(2)的不到 0.4 明显上升到模型(3)和模型(4)的超过 0.8。因此,在进行模型估计时应充分考虑城市个体间的异质性,F 检验的结果同样表明应使用固定效应模型。在假定模型的随机误差项满足经典假设的情形下,仍需进一步通过 Hausman 检验来选择使用固定效应模型还是随机效应模型进行回归,检验结果的卡方值为 184.27,表明应该拒绝“固定效应与随机效应没有显著差别”的原假设,即固定效应模型要优于随机效应模型。考虑到本文的样本为包括 233 个城市个体并含有 8 年时间跨度的面板数据,同时具备时间序列模型与截面数据模型的特征,计量模型的随机误差项可能不满足计量经济学的经典假设,因此,采用可行性广义最小二乘估计(FGLS)可以得到更有效的估计结果。

表 4 基准回归估计结果

变量	模型(1)	模型(2)	模型(3)	模型(4)
$lnsaggl$	0.1647*** (0.0159)	0.2085*** (0.0258)	0.1219*** (0.0176)	0.1598*** (0.0282)
$lnpatent$		0.0129*** (0.0043)		0.0120*** (0.0043)
$lnsaggl*lnpatent$		-0.0145 (0.0095)		-0.0112 (0.0096)
$lnsaggl^2$			-0.0729*** (0.0149)	-0.0683*** (0.0151)
$lnhc$	-0.0003 (0.0073)	0.0043 (0.0073)	-0.0015 (0.0073)	0.0027 (0.0073)
$lntertiary$	-0.1458*** (0.0153)	-0.1544*** (0.0155)	-0.1495*** (0.0152)	-0.1568*** (0.0155)
$lnroad$	0.0707*** (0.0077)	0.0671*** (0.0077)	0.0702*** (0.0077)	0.0664*** (0.0077)
$lnrevenue$	0.0435*** (0.005)	0.0317*** (0.0068)	0.0399*** (0.005)	0.0293*** (0.0068)
$lninv$	-0.4584*** (0.0106)	-0.4594*** (0.0105)	-0.4569*** (0.0105)	-0.4587*** (0.0105)
$_cons$	-0.8516*** (0.0597)	-0.7325*** (0.0713)	-0.7968*** (0.0595)	-0.6918*** (0.0709)
N	1864	1864	1864	1864
Wald chi ²	2286.78	2353.04	2403.21	2468.9

注:同表 3

表 4 中,模型(1)是基准模型设定,模型(2)和模型(4)在其基础上控制了创新水平,模型(3)和(4)引入了服务业集聚的二次项,以验证服务业集聚在长期中是否存在拐点。总体来看,核心解释变量在四种模型设定下都是显著为正的,表明有利于城市生产率提升的服务业集聚外部性是真实存在的,创新水

平同样对提升城市生产率发挥了积极作用。从基准回归模型来看,服务业集聚度每提高 1%,城市生产率将提升 16.47%。在控制了创新水平后,服务业集聚度的系数仍显著为正,服务业集聚度每提高 1%,城市生产率将提升 20.85%。创新水平系数估计值为 0.012 9,且通过了显著性检验,说明相比于服务业集聚,城市生产率对服务业集聚的变动更加敏感,创新水平对城市生产率的贡献小于服务业集聚的贡献。服务业集聚和创新水平交互项的系数估计值不显著,表明服务业集聚与城市创新水平不存在交互关系,服务业集聚提升城市创新水平并作用于城市生产率的平台尚未形成,服务业集聚和创新水平是独立对城市生产率施加影响的。模型(3)和模型(4)中均加入了服务业集聚度的二次项系数,以探讨服务业集聚与城市生产率的非线性关系,从估计结果来看,服务业集聚度的一次项显著为正,系数估计值分别为 0.121 9 和 0.159 8,而二次项系数显著为负,分别为-0.072 9 和-0.068 3,表明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,服务业的威廉姆森效应^①显著存在,这与张明志和余东华(2018)的研究一致。于是可以初步认为,服务业集聚对城市生产率的影响在长期中存在拐点,即服务业集聚存在最优水平。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,服务业集聚反而会抑制城市生产率的增长。

(三)稳健性检验

本文通过调整因变量和样本范围来检验上述实证结果的稳健性。首先,将因变量变更为索罗余量,以此作为城市生产率的代理变量,回归结果见表 5 的模型(1)和模型(2)。其次,考虑到北京、上海、天津和重庆四个直辖市在经济规模和行政等级上的特殊性,本文将其从原样本中予以剔除,回归结果见表 5 的模型(3)和模型(4)。从表 5 显示的结果来看,在变更因变量后,除个别模型中常数项估计系数符号发生了变化之外,核心解释变量的估计结果并没有发生明显改变,仍然显著为正,服务业集聚度每提高 1%,城市生产率将提升 6.34%。在控制了创新水平后,服务业集聚度的系数仍显著为正,服务业集聚度每提高 1%,城市生产率将提升 7.93%。创新水平每提高 1%,城市生产率将提升 0.99%,远小于服务业集聚产生的影响。考虑到北京、上海等直辖市的特殊性,将其从样本中予以剔除,核心解释变量服务业集聚度 $lnsaggl$ 的系数估计值仍然显著为正,此时服务业集聚度每提高 1%,城市生产率将提升 18.54%。引

入创新水平后,服务业集聚度的系数显著为正,服务业集聚度每提高 1% 城市生产率将提升 20.76%,创新水平每提高 1% 城市生产率将提升 0.74%。其余控制变量的显著性和符号也没有发生明显变化。由于服务业集聚度对城市生产率的促进作用并没有因为改变因变量和变更样本范围而发生改变,因此可以认为,基准回归中核心解释变量的结果是稳健的。

表 5 实证模型的稳健性检验

变量	模型(1)	模型(2)	模型(3)	模型(4)
<i>lnsaggl</i>	0.0634*** (0.0039)	0.0793*** (0.0065)	0.1854*** (0.016)	0.2076*** (0.0262)
<i>lnpatent</i>		0.0099*** (0.0011)		0.0074* (0.0043)
<i>lnsaggl*lnpatent</i>		-0.0038* (0.0022)		-0.0079 (0.0098)
<i>lnhc</i>	-0.0019 (0.0017)	0.001 (0.0017)	-0.0005 (0.0072)	0.0022 (0.0073)
<i>Intertiary</i>	-0.0564*** (0.0036)	-0.0599*** (0.0037)	-0.1387*** (0.0152)	-0.1434*** (0.0155)
<i>lnroad</i>	0.0227*** (0.0019)	0.0196*** (0.0018)	0.0603*** (0.0076)	0.0584*** (0.0078)
<i>lnrevenue</i>	0.0268*** (0.0012)	0.0176*** (0.0017)	0.0527*** (0.0052)	0.0455*** (0.0069)
<i>lninv</i>	-0.2612*** (0.0025)	-0.2618*** (0.0024)	-0.4733*** (0.0105)	-0.4732*** (0.0105)
<i>_cons</i>	2.0492*** (0.0139)	2.1308*** (0.0171)	-0.9273*** (0.0603)	-0.8569*** (0.0714)
N	1864	1864	1832	1832
Wald chi ²	12194.37	15202.53	2404.55	2428.56

注:同表 3

(四)服务业集聚对城市生产率影响的空间溢出效应

以上实证分析都是将各城市视为空间上相互独立的个体,忽视了它们在地理空间上、经济活动上可能存在的关联。随着区域一体化的发展,在各地区经济发展过程中,城市之间生产率的相互影响与联系日益加强,因此将地理和经济因素纳入研究的范围,重估服务业集聚对城市生产率的影响是十分必要的。本节选取了 2009—2016 年我国 233 个地级及以上城市的相关数据,将城市间的地理距离和经济距离作为空间权重矩阵纳入到模型中进行估计,构建了空间面板回归模型,探讨了服务业集聚对城市生产率影响的空间溢出效应,并进一步研究了这种空间溢出效应的地区异质性。

1.空间面板模型的设定与检验。一直以来,主流的经济理论均假定研究对象在空间是相互独立且

匀质的,普遍使用忽视空间效应的普通最小二乘法进行模型估计。Anselin(1988)^[15]指出,空间单元上的某种经济特征往往与其邻近空间单元的该种经济特征相关,这种空间相关性使得经典计量分析中相互独立的基本假设难以满足,因而在实际应用中直接使用普通最小二乘回归往往会得出有偏的估计结果。对此,空间计量经济学将空间因素逐渐纳入模型回归分析中,发展出空间面板数据模型等一系列新的方法来解决经典计量线性回归模型难以处理的空间依赖问题。近年来,国内的一些学者也开始使用空间计量方法研究经济问题。张浩然和衣保中(2012)^[16]利用空间杜宾模型研究基础设施与地区全要素生产率的关系,发现基础设施不仅提高了本地区的全要素生产率,而且对邻近城市的基础设施水平也产生了显著的外溢效应。余泳泽等(2017)^[17]采用空间计量模型证实了生产性服务业集聚对制造业生产效率的作用存在明显的空间外溢效应,并进一步讨论了其衰减边界。此外,有关中国城市服务业集聚的研究均证实了服务业集聚具有较强的空间自相关性。基于此,本章的研究重点主要在于检验城市生产率、服务业集聚和创新水平这三个关键变量是否也具有一定的空间自相关性。如果存在空间自相关性,则有必要进一步使用空间计量分析模型重估服务业集聚对城市生产率的影响。

在构建空间计量模型之前,需要确认关键变量是否存在空间自相关性,常用的空间自相关性检验方法主要包括 Moran's I 指数、LMerr 检验与 Walds 检验等。本文使用最常见的 Moran's I 指数来检验不同城市个体之间的经济变量是否存在空间自相关性,具体的计算公式如下:

$$\begin{aligned} Moran's\ I &= \frac{n \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n w_{ij} (x_i - \bar{x})(x_j - \bar{x})}{\sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n w_{ij} (x_i - \bar{x})^2} \\ &= \frac{\sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n w_{ij} (x_i - \bar{x})(x_j - \bar{x})}{S^2 \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n w_{ij}} \end{aligned}$$

其中, S^2 表示样本方差, w_{ij} 表示空间权重矩阵的(i, j)元素(度量城市 i 与城市 j 之间的距离), $\sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n w_{ij}$ 则表示所有空间权重之和。Moran's I 指数的取值区间介于[-1, 1]。当 Moran's I>0 时,表示邻近区域之间的经济变量存在空间正相关(即高值与高值相邻,低值与低值相邻),取值越趋近于 1,则正相关程度越强;当 Moran's I<0 时,表示邻近城市之间的经济变量存在空间负相关(即高值与低值相邻),取值越趋近于-1,则负相关程度越强;当 Moran's I 接近于 0 时,则表示邻近城市之间的经济变量不相

关,其分布是随机的。计算 Moran's I 时,需要对标准化 Z 值进行检验统计,公式如下:

$$Z(I)=\frac{I-E(I)}{\sqrt{VAR(I)}}$$

其中 $E(I)$ 是 Moran's I 指数的期望值, $VAR(I)$ 是 Moran's I 指数的标准差。

在计算 Moran's I 指数时,需要先选择合适的空间权重矩阵 w_{ij} 。本文主要构建两种不同的空间权重矩阵,第一种是根据地理距离倒数的平方来设定空间权重矩阵。两个城市之间的地理距离越近,则权重越大,地理距离越远,则权重越小。该空间权重矩阵的定义如下:

$$w_{ij}=\begin{cases} \frac{1}{D_{ij}^2} & i \neq j \\ 0 & i=j \end{cases}$$

第二种是依据经济距离的倒数来设定空间权重矩阵,经济距离可以表示为两个城市之间人均收入

的差距。收入差距越小,则表示两个区域的经济水平越接近,权重越大;收入差距越大,则表示两个区域的经济水平差距越大,权重越小。该空间权重矩阵的定义如下:

$$w_{ij}=\begin{cases} \frac{1}{|pgdp_i-pgdp_j|} & i \neq j \\ 0 & i=j \end{cases}$$

本文使用根据地理距离和经济距离倒数设定的空间权重矩阵,进行空间自相关检验。表 6 显示了我国 233 个城市 2009—2016 年的 Moran's I 指数,结果显示,我国 233 个城市在地理距离权重设定下均存在显著的空间正相关性。在经济距离权重设定下,除了 2013 年和 2015 年,其余年份都存在显著的空间正相关性。也就是说,在其他条件不变的情况下,地理或经济上邻近城市的生产率提高,对本城市生产率的提高会起到显著的促进作用,也说明城市生产率在邻近城市中具有一定程度的空间交互影响。

表 6 不同权重设定下 2009—2016 年服务业集聚水平的 Moran's I 指数统计值

	变量	2009年	2010年	2011年	2012年	2013年	2014年	2015年	2016年
地理距离	Moran's I	0.177	0.144	0.099	0.098	0.173	0.126	0.156	0.186
	Z值	4.203	3.427	2.392	2.372	4.117	3.036	3.317	4.409
	P值	0.000	0.000	0.008	0.009	0.000	0.001	0.000	0.000
经济距离	Moran's I	0.148	0.168	0.150	0.097	-0.007	0.145	0.062	0.069
	Z值	2.232	2.530	2.270	1.491	-0.033	2.194	0.969	1.082
	P值	0.013	0.006	0.012	0.068	0.487	0.014	0.166	0.140

总体而言,造成空间自相关的原因有两个:一是不同城市样本数据的采集可能存在空间上的测量误差,二是邻近城市之间存在显著的经济联系。空间计量方法包括三种模型,分别是空间误差模型(SEM)、空间滞后模型(SAR)和空间杜宾模型(SDM)。

如果被解释变量之间的空间自相关源自于地理空间邻近城市经济数据的测量误差,那么就可以使用空间误差模型(SEM)。空间误差模型可以表示为:

$$lncrste_{it}=\alpha+\beta ln sagg l_{it}+\delta X+\lambda \sum_{j=1}^n w_{ij} \varepsilon_{it}+\mu_i+\gamma_t$$

如果被解释变量之间的空间自相关是源自于邻近城市的被解释变量,那么就可以使用空间滞后模型(SAR)。空间滞后模型可以表示为:

$$lncrste_{it}=\alpha+\beta ln sagg l_{it}+\delta X+\rho \sum_{j=1}^n w_{ij} ln crste_{it}+\mu_i+\gamma_t+\varepsilon_{it}$$

如果被解释变量之间的空间自相关是源自于邻近城市的解释变量与被解释变量,那么就可以使用

空间杜宾模型来检验服务业集聚对城市生产率的影响程度。可以看出,在空间误差模型与空间滞后模型同时成立的情形下,需要使用更为广义的空间杜宾模型(SDM)。空间杜宾模型可以表示为:

$$lncrste_{it}=\alpha+\beta ln sagg l_{it}+\eta \sum_{j=1}^n w_{ij} ln sagg l_{it}+\delta \sum_{j=1}^n w_{ij} X+\rho \sum_{j=1}^n w_{ij} ln crste_{it}+\mu_i+\gamma_t+\varepsilon_{it}$$

以上模型设定中, $\sum_{j=1}^n w_{ij} \varepsilon_{it}$ 为空间误差项, w_{ij} 为空间权重矩阵, λ 为空间误差自相关系数, $\sum_{j=1}^n w_{ij} ln crste_{it}$ 为被解释变量的空间滞后变量, ρ 为空间自相关系数, $\sum_{j=1}^n w_{ij} X$ 为一系列控制变量的空间滞后变量, δ 为对应的空间自相关系数。

2.空间溢出效应的估计与分析。基于上一节的分析结果,在进行空间面板分析时,选择使用空间时间双固定模型。为了进行比较分析和稳健性检验,本文分别采用空间滞后模型(SAR)、空间杜宾模型

(SDM)和空间误差模型(SEM)进行估计,并基于地理距离和经济距离两种不同的权重设定考察空间自相关系数的显著性。在表 7 中,模型(1)至模型(3)显示了在地理距离设定下服务业集聚对城市生产率影

响的空间效应估计结果,模型(4)至模型(6)则显示了经济距离设定下服务业集聚对城市生产率影响的空间效应估计结果。

表 7 空间计量模型回归结果

	地理距离权重矩阵			经济距离权重矩阵		
	SAR	SDM	SEM	SAR	SDM	SEM
ρ	0.4920*** (0.0356)	0.5255*** (0.0393)		0.2594*** (0.0382)	0.3017*** (0.0401)	
λ			0.6182*** (0.0359)			0.3725*** (0.04)
$lnsaggl$	0.1939*** (0.0295)	0.1682*** (0.03)	0.1737*** (0.0303)	0.2446*** (0.0307)	0.2290*** (0.0303)	0.2451*** (0.0297)
$lnpatent$	0.0143** (0.007)	-0.0076 (0.0099)	0.0029 (0.0084)	0.0164** (0.0073)	0.0057 (0.0089)	0.0084 (0.0076)
$W*lnsaggl$		0.1747** (0.0738)			-0.1521* (0.0858)	
$W*lnpatent$		0.0699*** (0.0177)			0.0483** (0.0195)	
控制变量	Y	Y	Y	Y	Y	Y
N	1631	1631	1631	1631	1631	1631
R ²	0.1883	0.055	0.2008	0.1265	0.09	0.1508
方差	0.0145***	0.0135***	0.0137***	0.0159***	0.0150***	0.0154***
对数似然值	1119.552	1171.362	1149.449	1058.106	1099.287	1075.646

注:*,**,*** 分别表示在 10%、5%、1%的显著性水平下显著;固定效应模型的系数下括号内为标准误;本文采用 Lee and Yu (2010) spatial fixed-effects transformation 方法进行个体效应控制,样本会减少一期

通过比较六个模型的拟合优度和对数似然值可以发现,无论是在地理距离设定还是经济距离设定情形下,空间滞后模型(SAR)和空间误差模型(SEM)均为合适的模型设定。由回归结果可知,本文关注空间滞后因变量的回归系数 ρ 显著为正,表明城市生产率存在明显的空间相关性。不仅如此,本文的核心解释变量服务业集聚在各个模型下均显著为

正,再次证实了服务业集聚的确带动了城市生产率的提升。然而,在空间溢出模型下服务业集聚的系数值却不能直接与基准模型估计结果相比较,需要进一步剥离出服务业集聚对城市生产率影响的直接效应,因而本文继续使用 SAR 模型估计服务业集聚对城市生产率的影响。

表 8 直接效应、间接溢出效应和总效应的估计结果(SAR 模型)

	地理距离权重矩阵			经济距离权重矩阵		
	直接效应	间接效应	总效应	直接效应	间接效应	总效应
$lnsaggl$	0.1983*** (0.0297)	0.1825*** (0.0371)	0.3808*** (0.0617)	0.2457*** (0.0305)	0.0836*** (0.0202)	0.3293*** (0.045)
$lnpatent$	0.0147** (0.0072)	0.0135* (0.007)	0.0283** (0.014)	0.0166** (0.0074)	0.0057* (0.0029)	0.0222** (0.0101)
$lnhc$	-0.0529*** (0.0096)	-0.0487*** (0.0111)	-0.1016*** (0.0195)	-0.0590*** (0.0098)	-0.0200*** (0.0052)	-0.0790*** (0.0137)
$Intertiary$	-0.0926*** (0.0274)	-0.0852*** (0.0277)	-0.1778*** (0.0536)	-0.0896*** (0.0282)	-0.0302*** (0.011)	-0.1199*** (0.0378)
$lnroad$	-0.0038 (0.0134)	-0.0032 (0.0126)	-0.007 (0.0259)	-0.013 (0.0138)	-0.0043 (0.0048)	-0.0173 (0.0185)

(续表8)						
<i>lnrevenue</i>	-0.0295*** (0.0107)	-0.0268*** (0.0097)	-0.0563*** (0.02)	-0.0544*** (0.0108)	-0.0183*** (0.0048)	-0.0727*** (0.0143)
<i>lninv</i>	-0.3247*** (0.0155)	-0.2989*** (0.0434)	-0.6235*** (0.0487)	-0.3559*** (0.0158)	-0.1209*** (0.0246)	-0.4768*** (0.0317)

注 同表 3

由表 8 可知,在地理权重设定下,核心解释变量服务业集聚水平的直接效应为正,且在 1%的水平下显著,其值为 0.198 3,正向直接效应估计系数大于基准模型估计系数 0.164 7。服务业集聚水平存在显著的正向间接溢出效应,但远小于正向直接效应。由于同时存在显著的直接溢出效应与间接溢出效应,所以总效应也呈现显著的正向影响,这表明服务业集聚对城市生产率具有显著的促进作用,并且对其相邻城市的生产率也具有正向溢出效应,促进了相邻城市生产率的提升,因此带来全局城市生产率的提升。在经济距离设定的情形下,服务业集聚水平的直接效应为 0.245 7,同样显著为正,且其对于城市生产率的促进作用大于地理权重设定的情形。间接溢出效应为 0.083 6,且在 1%的显著性水平下通过了检验,总效应同样表现为显著的正向影响。比较表 8 中的直接效应系数和间接效应系数可以发现,间接效应系数均远远小于直接效应系数,这说明邻近城市服务业集聚对本地城市生产率的提升作用要弱

于本地服务业集聚对本地城市生产率的提升作用,意味着本地城市生产率的提升主要来源于本地服务业集聚的效应,与此同时,邻近城市服务业集聚能够通过知识和技术等空间溢出渠道对本地城市产生一定的空间外溢效应,进而显著提升本地城市的生产率,但这种空间溢出在地理位置相近的城市间影响更大。

(五)服务业集聚对城市生产率影响的异质性分析
由于不同地级市在行政等级、地理区位上存在明显差异,因此有必要基于行政等级、地理区位进一步展开异质性分析。根据传统地域划分,本文将样本划分为东部地区城市、中部地区城市和西部地区城市,根据地理位置不同,将样本划分为沿海城市和非沿海城市,根据行政等级划分,将样本分为省会城市和非省会城市,根据服务业不同的功能类型,分别从生产性服务业、消费性服务业和公共性服务业考察服务业集聚对城市生产率的影响。详细结果见表 9。

表 9 服务业集聚影响城市生产率的异质性检验

	按传统地域划分			按地理位置划分	
	东部地区	中部地区	西部地区	沿海地区	非沿海地区
<i>lnsaggl</i>	0.1464*** (0.0236)	0.3065*** (0.0263)	0.1630*** (0.0415)	0.1651*** (0.0306)	0.2065*** (0.0195)
<i>lnpatent</i>	0.0393*** (0.0068)	0.0122 (0.0078)	-0.0112 (0.0082)	0.0581*** (0.0094)	-0.0037 (0.0048)
控制变量	Y	Y	Y	Y	Y
N	664	728	472	328	1536
Wald chi ²	507.93	855.24	600.64	221.3	2090.18
	按行业类型划分			按行政等级划分	
	生产性服务业	消费性服务业	公共性服务业	省会城市	非省会城市
<i>lnsaggl</i>	0.0915*** (0.0109)	0.0237*** (0.0085)	0.1586*** (0.0126)	0.0017 (0.07)	0.2238*** (0.0167)
<i>lnpatent</i>	0.0029 (0.0043)	0.0028 (0.0044)	0.0212*** (0.0043)	0.0018 (0.0154)	0.0163*** (0.0044)
控制变量	Y	Y	Y	Y	Y
N	1864	1864	1864	216	1648
Wald chi ²	2362.76	2016.69	2219.57	223.68	2274.74

注 同表 3

表 9 列展示了不同城市类型和不同类型服务业情形下 服务业集聚对城市生产率的影响。比较发现,在地域上,东部、中部和西部地区服务业集聚对城市生产率均产生了显著的正向影响,具体而言,服务业专业化集聚每增加 1 百分点,东部地区城市生产率提升 14.64%,中部地区城市生产率提升 30.65%,西部地区城市生产率提升 16.3%。对于城市创新,仅有东部地区城市创新水平对城市生产率产生了显著的正向影响,即城市创新水平每增加 1 百分点,东部地区城市生产率提升 3.93%,而中西部地区创新水平的影响不显著。产生这种地区差异的可能原因是,东部地区经济发展水平相对最高,服务业集聚带来的规模经济效应、竞争效应、专业化效应与知识溢出效应普遍较高,因而更能够发挥城市创新这一渠道的作用,以促进城市生产率的提升。沿海城市和非沿海城市服务业集聚的影响均显著为正,但非沿海城市服务业集聚对城市生产率的影响程度更大,这是由于沿海城市服务业集聚度更高,随着服务业集聚水平的不断攀升,拥塞成本会逐步增加,从而引发服务业效率的下降,进而抑制城市生产率的提升。非省会城市服务业集聚显著提升了城市生产率,而省会城市服务业集聚的影响则并不显著,这可能是因为城市的行政等级较高,地方政府在权力和资源配置、制度安排等方面要优于其他一般城市,由此形成的“行政中心偏向”会破坏公平竞争的发展环境,造成资源配置效率偏低,从而降

低了城市生产率。分行业检验结果表明,公共性服务业集聚对城市生产率的提升作用最大,生产性服务业次之,消费性服务业最低,这是因为公共性服务业主要为城市经济活动提供硬件和软件支持,其溢出效应远大于其他服务业行业,因而其集聚度的提高更能带动城市生产率的提升。

由以上分析可以看出,服务业集聚和城市创新均正向促进了城市生产率的提高,本文通过进一步考察城市创新提升城市生产率的异质性,为探索各地差异化的创新发展路径提供了政策依据。根据科技部和国家发展改革委发布的《关于印发建设创新型城市工作指引的通知》^②,本文将北京市、上海市等创新型城市试点建设城市划分为创新型城市组,其余城市视为非创新型城市组,对其进行回归分析。表 10 中第 1 列和第 2 列分别为创新型城市组和非创新型城市组的回归结果,第 3 列至第 5 列为分区域的检验结果。可以看出,无论是创新型城市还是非创新型城市,服务业集聚均显著提升了城市生产率,且创新型城市的创新水平对于城市生产率的提升作用更大。分区域的结果表明,只有东部创新型城市的创新水平显著提高了城市生产率,中西部地区创新型城市的创新水平对城市生产率的提升作用不明显,表明中西部地区创新型城市尚未发挥其应有的积极作用,需在吸取东部地区建设经验的基础上探索差异化的发展路径。

表 10 创新型城市回归结果

变量	创新型城市	非创新型城市	东部创新型城市	中部创新型城市	西部创新型城市
<i>lnsaggl</i>	0.0978*** (0.0326)	0.2149*** (0.0183)	0.2250*** (0.0325)	0.1244 (0.0903)	0.3658** (0.1465)
<i>lnpatent</i>	0.0203* (0.0107)	0.0094* (0.0051)	0.0271** (0.0122)	0.0037 (0.0159)	0.0093 (0.019)
<i>Intertiary</i>	-0.0258 (0.0403)	-0.1554*** (0.0167)	-0.3302*** (0.0606)	0.3026*** (0.0735)	-0.0691 (0.0979)
<i>lnroad</i>	0.1359*** (0.0176)	0.0477*** (0.0085)	0.0709*** (0.024)	0.0358 (0.0304)	-0.0403 (0.0492)
<i>lnrevenue</i>	-0.0801*** (0.0162)	0.0644*** (0.0077)	-0.0987*** (0.0199)	-0.0052 (0.0245)	-0.0381 (0.0298)
<i>lninv</i>	-0.4623*** (0.0239)	-0.4874*** (0.0118)	-0.3345*** (0.0296)	-0.5098*** (0.0559)	-0.2926*** (0.0549)
<i>lnhc</i>	-0.0572*** (0.017)	0.0164* (0.0084)	-0.0400* (0.0231)	-0.0392 (0.0288)	-0.1656*** (0.0494)
<i>_cons</i>	-0.5754*** (0.1651)	-0.9122*** (0.0805)	1.1054*** (0.2405)	-2.1511*** (0.3119)	-0.6204 (0.4102)
N	424	1440	224	120	80
Wald chi ²	459.49	2032.51	192.6	263.82	70.05

注:同表 3

五、服务业集聚与城市生产率关系中拐点的检验

(一)拐点的探讨

对于经济活动的空间集聚与地区经济效率二者关系的研究，一直是新经济地理学者关注的重要问题之一。新经济地理学认为，经济活动在空间上的集聚受到向心力和离心力两种力量的影响。向心力是指经济活动的空间集聚通过共享中间投入品、专业化的劳动力市场、知识外溢而形成本地市场效应，从而使产业进一步呈集聚态势。在向心力占主导的情形下，集聚带来的产业关联效应既能降低企业生产成本，也能通过技术和知识的外溢效应促进地区生产率提高。离心力则是指当经济活动在空间上过度集聚时，会导致市场竞争加剧，引起土地等要素资源价格升高，产生市场拥塞效应，使得产业开始向外扩散。在离心力占主导的情形下，产业集聚产生的负面效应不利于提升地区生产率。当产业集聚达到一定程度后，阻碍地区经济发展的拥塞效应将会大于集

聚效应，形成产业集聚的拐点。

学界的争议也是围绕着产业集聚对城市生产率是否存在拐点而展开，主张“产业集聚规模主导论”的学者研究证明，产业集聚对城市生产率具有显著的促进作用，并不存在所谓的拐点，其政策含义是我国城市规模远未达到最优集聚规模，要进一步通过扩大产业集聚规模的方式来提升城市生产率。另一部分学者则坚持“拐点论”，认为产业集聚对城市生产率的影响存在拐点，要依据拐点来适度调控集聚规模，避免产业集聚对城市生产率的抑制作用发生。为了对学界争议给出回应，同时也为我国服务业未来发展战略调整给出具有参考价值的对策建议，本文将围绕拐点问题进行分行业和分区域检验。

(二)拐点的检验

为了检验服务业集聚对城市生产率的影响是否存在拐点，本节在基准模型设定的基础上，重点关注服务业集聚的二次项，相关计量结果如表 11 所示。

表 11 服务业集聚的拐点检验

变量	模型(1)	模型(2)	模型(3)	模型(4)
<i>lnsaggl</i>	0.0726*** (0.0184)	0.1680*** (0.0258)	0.0401*** (0.0044)	0.0673*** (0.006)
<i>lnsaggl</i> ²	-0.2822*** (0.0308)	-0.3322*** (0.0364)	-0.0817*** (0.0096)	-0.0903*** (0.0104)
<i>lnpatent</i>		0.0100** (0.0043)		0.0096*** (0.0011)
<i>act1</i>		-0.0458*** (0.0098)		-0.0109*** (0.0022)
<i>Intertary</i>	-0.1350*** (0.0149)	-0.1514*** (0.0154)	-0.0501*** (0.0035)	-0.0573*** (0.0035)
<i>lnroad</i>	0.0666*** (0.0077)	0.0609*** (0.0078)	0.0226*** (0.0018)	0.0181*** (0.0018)
<i>lnrevenue</i>	0.0417*** (0.0049)	0.0354*** (0.0067)	0.0255*** (0.0011)	0.0165*** (0.0016)
<i>lninv</i>	-0.4635*** (0.0104)	-0.4634*** (0.0104)	-0.2634*** (0.0026)	-0.2634*** (0.0024)
<i>lnhc</i>	-0.0029 (0.0073)	0.0022 (0.0073)	-0.0024 (0.0017)	0.001 (0.0016)
<i>_cons</i>	-0.8576*** (0.0581)	-0.7425*** (0.0701)	2.0400*** (0.0136)	2.1380*** (0.0164)
N	1864	1864	1864	1864
Wald chi ²	2427.79	2481.94	11974.09	18133.33

模型(1)和模型(2)中的因变量为使用 DEA 方法测算的城市生产率，模型(3)和模型(4)将因变量变更为采用索洛余量计算的城市生产率，所有模型均采用广义最小二乘法进行估计。模型(1)结果表

明，服务业集聚的一次项系数显著为正，二次项系数显著为负，说明服务业集聚显著提升了城市生产率，但随着服务业集聚水平的提高，服务业集聚程度较高地区的拥挤效应开始显现，对城市生产率产生了

负面作用，即我国的服务业集聚对城市生产率的影响呈现倒 U 型。无论是引入创新水平还是变更因变量，服务业集聚对城市生产率的影响均呈现倒 U 型，反映了实证结果的稳健性。具体来看，服务业集聚的拐点为 $e^{\frac{0.0726}{2 \times 0.2822}} = 1.1372$ 。根据之前的描述性分析，当前我国服务业集聚度平均来看并未超过 1.1372 这一临界值，说明我国服务业集聚尚处于集聚效应占

主导的阶段。

由于我国各地资源禀赋、经济发展水平不同，三类服务业的性质也存在较大差异，因此有必要进一步考察服务业集聚对城市生产率的影响在异质性情形下是否存在拐点。基于此，本文根据分区域和不同类型服务业样本再次进行了回归，结果如表 12 所示。

表 12 服务业集聚拐点的异质性检验

	按区域划分			按行业划分		
	东部地区	中部地区	西部地区	生产性服务业	消费性服务业	公共性服务业
<i>lnsaggl</i>	-0.0179 (0.0321)	0.1961*** (0.028)	0.1810*** (0.0406)			
<i>lnsaggl</i> ²	-0.2950*** (0.0508)	-0.5431*** (0.068)	-0.3307*** (0.0872)			
<i>lnpsaggl</i>				0.0521*** (0.013)		
<i>lnpsaggl</i> ²				-0.0782*** (0.016)		
<i>lncaggl</i>					-0.0381*** (0.0086)	
<i>lncaggl</i> ²					-0.1137*** (0.008)	
<i>lnpaggl</i>						0.1273*** (0.0123)
<i>lnpaggl</i> ²						-0.1442*** (0.0192)
控制变量	Y	Y	Y	Y	Y	Y
N	664	728	472	1864	1864	1864
Wald	535.66	1039.27	664.72	2425.5	2340.13	2167.66

从分区域检验结果来看，东部地区服务业集聚一次项系数没有通过显著性水平检验，二次项系数显著为负，表明东部地区服务业集聚对城市生产率的影响不存在拐点。这可能是由于，东部地区服务业离散程度大，服务业在少数城市集聚度较高，从而对其他东部城市产生了“虹吸效应”，使得东部地区整体服务业集聚度均值处于较低水平。中部地区和西部地区的服务业集聚一次项系数显著为正，二次项系数显著为负，表明服务业集聚对城市生产率的影响呈现倒 U 型。分行业的检验表明，消费性服务业集聚一次项系数显著为负，二次项系数同样显著为负，表明消费性服务业集聚对城市生产率的影响不存在拐点。生产性服务业和公共性服务业集聚一次项系数显著为正，二次项系数显著为负，表明二者对城市生产率的影响均存在拐点。具体来看，中部地区

和西部地区服务业集聚的拐点值分别为 1.1978 和 1.3146，当前中部地区和西部地区服务业集聚的平均水平均未越过拐点，处于集聚效应大于拥堵效应的阶段。生产性服务业集聚和公共性服务业集聚的拐点值分别为 1.3952 和 1.5548，由前文可知，生产性服务业和公共性服务业的平均集聚度远远低于其临界值，仍需进一步提高其集聚度，以更好地发挥集聚效应。

(三)基本结论

通过对于服务业集聚拐点的讨论，本文主要得出了三点结论。(1)总体来看，服务业集聚对城市生产率具有显著的促进作用，并具有倒 U 型特征，且拐点值为 1.1372。(2)分区域看，东部地区由于服务业集聚离散度大，平均集聚水平较低，对城市生产率的影响不存在拐点。中部地区和西部地区服务业集聚

存在明显的拐点,拐点值分别为 1.197 8 和 1.314 6。(3)分行业来看,生产性服务业和公共性服务业集聚对城市生产率的影响具有倒 U 型,拐点值分别为 1.395 2 和 1.554 8。

六、结论与启示

(一)研究结论

本文借助 2009—2016 年我国 233 个地级及以上城市数据,深入分析了服务业集聚、城市创新与城市生产率三者之间的关系,得出了一些结论。(1)服务业集聚对城市生产率的促进作用显著,服务业集聚度每提高 1%,城市生产率将提升 16.47%。在控制了创新水平后,服务业集聚度的系数仍显著为正,且创新水平显著提升了城市生产率。(2)在引入服务业集聚度的二次项后,服务业集聚度的一次项系数显著为正,而二次项系数显著为负,即服务业集聚与城市生产率表现出倒 U 型关系。(3)在考虑了城市个体的空间交互影响后,本文发现,城市生产率的空间全局莫兰指数在 2005—2016 年间基本上通过了显著性检验,表明中国各地级市的城市生产率在空间分布上具有正相关关系,邻近城市的生产率提升和服务业集聚会相互促进、相互影响,即城市生产率呈现正向空间集聚现象。(4)从异质性检验结果来看,东部、中部和西部地区服务业集聚对城市生产率均产生了显著的正向影响。(5)从服务业集聚与城市生产率拐点问题的分行业检验结果来看,生产性服务业、公共性服务业集聚与城市生产率的关系存在拐点,而消费性服务业集聚与城市生产率之间不存在拐点。从拐点问题的分区域检验结果来看,东部地区服务业集聚与城市生产率之间不存在拐点,中西部地区服务业集聚与城市生产率的关系存在拐点。

(二)政策建议

依据本文的理论分析和实证研究结论,我们提出了相应的对策建议。

首先,积极引导服务业集群发展,提升城市生产率。加快传统服务业优化升级,提升传统服务业供给能力,充分了解和准确把握当前我国对于传统服务业消费需求的变化,加快服务业与新兴产业的融合,加快传统服务业消费结构的优化升级。此外,要积极提升传统服务业的供给能力和供给质量,推动传统服务业集群发展。积极引导新兴服务业发展,加快新兴服务业集聚和与其他产业的融合发展,使服务业分工更加细化,创新能力进一步提升,从而带动城市

生产率的提升。

其次,提升区域创新能力和可持续性,营造良好的创新生态环境,加快创新集聚。优化区域的创新生态,营造良好的创新生态环境,需要强化政府对创新的支持和引导,加快创新人才队伍建设,提升创新生态系统的稳定性和可持续性,充分发挥创新在服务业集聚与城市生产率共同演化中的作用机制。

再次,依据拐点特征,合理调整服务业分行业和分区域发展战略。对于东部地区而言,要继续扩大生产性服务业和公共性服务业的集聚规模和集聚质量,通过扩大集聚规模的方式来加快服务业集聚对城市生产率的促进作用。同时要合理调控消费性服务业的集聚规模,规避其过度集聚带来的负外部性对城市生产率的消极影响。对中部地区而言,要积极发展消费性服务业,扩大消费性服务业的集聚规模,以此来提升城市生产率,同时要合理调控生产性服务业和公共性服务业的集聚规模,防止其过度集聚对城市生产率带来的抑制作用。对于西部地区而言,要通过扩大生产性服务业和消费性服务业的集聚规模来提升城市生产率,同时也要规避公共性服务业的过度集聚。

最后,优化服务业集聚与城市生产率的共同演化机制,引导经济高质量发展。从服务业集聚、城市创新和城市生产率三者共同演化的进程来看,影响演化结果的因素有微观企业、中观产业和宏观的制度环境。因此,优化服务业集聚与城市生产率的共同演化机制,要从强化微观企业之间的互动关联、服务业和关联产业之间的层级互动以及优化外部环境等方面着手,引导区域经济高质量发展。

(三)研究不足与展望

关于服务业集聚对城市生产率的作用机制,本文试图通过城市创新来明确这一关系,但是实证结果并未得到应有的效果,这是本文研究的不足之处。未来研究中应完善城市创新的数据支撑,从多个方面来考察服务业集聚通过城市创新的外溢效应来提升城市生产率的作用机制。此外,我国新兴服务业发展迅速,并与“互联网+”、信息技术和高新技术产业具有较好的耦合性,在未来的高质量发展中,新兴服务业将发挥重要的引领作用。为此,下一步的研究可重点关注新兴服务业的发展规律,并探究其与技术创新和城市生产率之间的演化关系。

注释：

① 威廉姆森效应是指在经济发展初期,空间集聚能显著促进经济效率提升,但当空间集聚达到某一门槛值后,其对经济增长的促进作用减弱,甚至会出现不利于经济增长的情形。

② 2016年12月1日,科技部、国家发展改革委发布《关于印发建设创新型城市工作指引的通知》,其中指出,到2018年,全国有若干城市进入创新型城市行列,研究与试验发展(R&D)经费支出占地区生产总值(GDP)的比重超过全国平均水平,到2020年,全国范围内更多城市进入创新型城市行列,R&D占GDP比重超过2.5%,并列出了61个创新型试点城市(区)名单。

[参考文献]

- [1] 王小鲁.中国城市化路径与城市规模的经济分析[J].经济研究,2010(10):20-32.
- [2] 陆 铭.教育、城市与大国发展——中国跨越中等收入陷阱的区域战略[J].学术月刊,2016(1):75-86.
- [3] 孙久文,张超磊,闫昊生.中国的城市规模过大吗——基于273个城市的实证分析[J].财经科学,2015(9):76-86.
- [4] 关兴良,魏后凯,鲁莎莎.中国城镇化进程中的空间集聚、机理及其科学问题[J].地理研究,2016,35(2):227-241.
- [5] 魏后凯.中国城镇化进程中两极化倾向与规模格局重构[J].中国工业经济,2014(3):18-30.
- [6] 梁 婧,张庆华,龚六堂.城市规模与劳动生产率:中国城市规模是否过小?[J].社会科学文摘,2016,14(1):1053-1072.
- [7] Watts D J. Networks, Dynamics, and the Small-world Phenomenon[J]. American Journal of Sociology, 1999, 105(2):1-10.
- [8] 刘乃全,任光辉.区域经济发展中的专业市场与产业集群互动——从影响因子角度的分析[J].上海经济研究,2011(1):23-34.
- [9] 陆立军,郑小碧.基于共同演化的专业市场与产业集群互动机理研究:理论与实证[J].中国软科学,2011(6):117-129.
- [10] Fan C C, Scott A J. Industrial Agglomeration and Development: A Survey of Spatial Economic Issues in East Asia and a Statistical Analysis of Chinese Regions[J]. Economic Geography, 2003, 79(3):295-319.
- [11] 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):72-81.
- [12] 刘修岩,殷醒民,贺小海.市场潜能与制造业空间集聚:基于中国地级城市面板数据的经验研究[J].世界经济,2007,30(11):56-63.
- [13] 柯善咨,赵 曜.产业结构、城市规模与中国城市生产率[J].经济研究,2014(4):76-88.
- [14] 高丽娜,蒋伏心.创新要素集聚与扩散的经济增长效应分析——以江苏宁镇扬地区为例[J].南京社会科学,2011(10):30-36.
- [15] Anselin L. Spatial Dependence in Regression Error Terms[M]. Spatial Econometrics: Methods and Models, 1988.
- [16] 张浩然,衣保中.基础设施、空间溢出与区域全要素生产率——基于中国266个城市空间面板杜宾模型的经验研究[J].经济学家,2012(2):61-67.
- [17] 余泳泽,刘大勇,宣 烨.生产性服务业集聚对制造业生产效率的外溢效应及其衰减边界——基于空间计量模型的实证分析[J].金融研究,2016(2):23-36.

[责任编辑:李 莉]