DOI:10.19581/j.cnki.ciejournal.2016.08.005

城市蔓延、多中心集聚与生产率

魏守华, 陈扬科, 陆思桦

[摘要] 水平的蔓延和立体的多中心集聚是城市空间扩张的两种形态,它们如何影响城市生产率,对中国新型城镇化建设中土地集约化利用有重要参考价值。现有文献仅停留在分析城市蔓延对生产率的影响,并认为蔓延不利于生产率提高。本文认为,现代城市扩张不是过去那种单一住宅部门围绕市中心向外水平蔓延的模式,而是呈多中心集聚的模式,如服务业集聚于市中心而制造业集聚于外围次中心,并通过空间结构优化,在不显著增加通勤成本的同时,充分发挥集聚效应,有利于生产率提高。本文运用 1997—2013 年中国 286 个城市数据进行实证分析,结果表明:水平蔓延对城市生产率影响不显著,但不一定是负面影响;多中心集聚显著提高城市生产率,主要源自制造业次中心集聚及其与生产性服务业的互动效应。结果还表明,多中心集聚效应在不同发展阶段、不同类型的城市存在差异:在多中心城市加速发展期最为显著,大约对应 2003—2011 年城市生产率的变化;其对单中心向多中心转变的城市正向影响显著,而对规模过大的城市影响不显著。因此,加强多中心集聚并适度控制蔓延以优化空间结构是城市扩张中经济高效运行的关键。

[关键词] 城市蔓延; 多中心集聚; 单中心城市; 多中心城市; 生产率

[中图分类号]F291.1 [文献标识码]A [文章编号]1006-480X(2016)08-0058-18

一、问题提出

近二十年来,中国城镇化加速推进,尤其是大中型城市快速发展,几乎可以用日新月异来形容。从城市空间形态看,有两个典型特征:①平面上的扩张,即城市建成区面积迅速扩大,并超过人口的增速,形成一定程度上的蔓延现象①。如王家庭和张俊韬[1]以中国 35 个大中型城市的土地—人口增长弹性(建城区面积增长率除以常住人口增长率)为指标,发现 1999—2008 年平均蔓延指数为 3.905,东中西部地区均值分别为 4.742、4.186、2.104,城市蔓延现象明显。②立体上的扩张,高楼耸立但错落有致,形成不同功能集聚区,从单中心城市向多中心城市演进,如北京在城市扩张中,不仅强化了中心城的服务业集聚,还在外围形成了顺义、亦庄、大兴等制造业集聚区、石景山的创意产业集

[收稿日期] 2016-05-20

[基金项目] 国家自然科学基金面上项目“技术溢出效应的多维测度与中国创新模式的优化策略”(批准号 71273128);国家自然科学基金面上项目“双重集聚外部性驱动下中国城市群的经济空间结构演变与政策引导”(批准号 71473115)。

[作者简介] 魏守华(1969—),男,安徽巢湖人,南京大学经济学院副教授;陈扬科(1991—),男,广西梧州人,南京大学经济学院硕士研究生;陆思桦(1992—),女,江苏南通人,南京大学经济学院硕士研究生。通讯作者:魏守华,电子邮箱:weish@nju.edu.cn。感谢匿名审稿人和编辑部的宝贵意见,文责自负。

① 蔓延表现为城市空间快速地过度扩张,中心区活动向外围扩散,城市形态呈分散、低密度等特点[1,2]。

(C)1994-2020 China Academic Journal Electronic Publishing House. All rights reserved. http://www.cnki.net

聚区及昌平的大学城等功能区。事实上,目前中国不只是全国性城市(如上海、北京等)和区域性城市(如南京、杭州等)已成为多中心城市,许多地级城市,如苏州、无锡、常州等也逐渐形成多中心城市。从城市蔓延向多中心集聚演进,是大中型城市发展的普遍趋势。

这一现象背后有两层研究意义:①从理论上探究为什么城市会蔓延,为什么会从蔓延向多中心集聚演进,城市蔓延和多中心集聚如何影响城市运行效率,这有助于把握大中型城市空间扩张过程中的经济规律。全球有竞争力的国际大都市,如纽约、东京、上海等都形成了以多中心集聚为特征的空间形态,这背后的必然性和内在机制是什么?②检验是否符合中国城镇化发展的道路方针。2014 年国务院颁布的《国家新型城镇化规划(2014—2020 年)》中,明确提出要节约集约土地利用,优化城市产业结构,提高城市发展效率。运用中国城市数据,实证检验蔓延和多中心集聚对城市运行效率的影响,对未来城镇化道路选择有重要的判别作用。如果不利于经济效率提高,则要摈弃这种空间扩张模式,尤其对于大城市;如果有利于经济效率提高,那么关键的影响因素是什么?

关于这一现象,现有文献集中于研讨第一种形态特征即城市蔓延对生产率的影响。在 Glaeser and Khan[2]、Fallah et al.[3]、秦蒙和刘修岩[4]等代表性文献中,经济学原理主要基于单中心城市空间结构:就业集中于市中心、蔓延只是住宅区对外延伸、人口密度由中心向外围递减。这样,通勤成本与城市蔓延正相关,递减的人口密度降低集聚效应,就业过度集中于市中心可能导致集聚不经济,由此不利于城市生产率的提高。相应地,实证结果表明蔓延不利于城市生产率提高,如 Fallah et al.[3]以 1990—2001 年美国 357 个都市区的数据发现蔓延显著降低城市劳动生产率,秦蒙和刘修岩[4]以 2000—2012 年中国 222 个地级以上城市数据得到相似的结论。然而,这个结论的可信度令人质疑:①与事实背离,因为目前大城市扩张的趋势是难以阻挡和难以扭转的,如东京、上海等国际性城市在空间形态上多表现为城市连绵区。②与相关文献背离,因为大量经验研究表明城市规模增加多有助于生产率提高[3,5,6] ①。这其中一个重要原因是,现有研究只停留在分析第一种城市形态而忽视第二种城市形态即多中心集聚对城市生产率的影响。

本文认为现代城市扩张不只是过去那种单一的住宅部门围绕市中心向外延伸、以单中心城市对外密度递减的蔓延模式,而是基于城市功能分区形成多中心城市或多中心集聚模式,典型的如生产性服务业集聚于市中心、制造业集聚于外围次中心、外围大学城等专业化功能区。相应地,居民就近就业而不显著增加通勤成本,多中心集聚能发挥产业的专业化和多样化效应,特别是交通通讯技术进步和产业结构演进,更有助于提高城市生产率。因此,在沿袭城市蔓延的相关理论基础上,本文进一步分析为什么城市会蔓延、为什么蔓延会引发多中心集聚、蔓延和多中心集聚如何影响城市生产率,并运用 1997—2013 年中国 286 个地级以上城市面板数据做实证检验,揭示蔓延与多中心集聚对城市生产率的影响程度。

二、城市蔓延向多中心集聚演进及影响生产率的理论机制

城市空间扩张过程中,蔓延和多中心集聚相互联系但又有差异,它们如何影响城市生产率呢?本文首先运用数理模型阐释城市从蔓延向多中心集聚的形成条件与演变过程;然后,基于两者引发的城市空间结构特征,分析它们影响城市生产率的机制。

1. 城市蔓延

城市扩张及其空间结构演变,取决于制造业、服务业和住宅(家庭)三部门的区位选择,有以下

① 城市人口规模扩大一般伴随着用地规模的增加,在一定程度上引起城市蔓延。

(C)1994-2020 China Academic Journal Electronic Publishing House. All rights reserved. http://www.cnki.net

三个假设:①运输成本。在经典的研究中,服务业、制造业和住宅三个部门的运输成本依次降低[7],但当前在网络经济时代下,部分服务部门(如软件外包、科技服务平台等)的运输成本很低,甚至接近于0。②集聚效应。关联企业集聚产生外部性,但工商企业混业集聚容易产生集聚不经济。③三部门对土地租金实行竞标,土地被竞标最高者所利用,即该部门土地租金函数最高。

在O'sullivan[7]关于单中心城市空间结构和土地利用模式的研究中,服务业运输(信息交流)成本最高,制造业运输成本次之,住宅的通勤成本最低,使土地租金从市中心向外围逐步降低,土地分别被服务业、制造业和住宅所占用,形成单中心城市的土地利用结构模式,见图1。当城市空间扩张时,通常的模式是住宅率先向外蔓延,并引起服务业、制造业相应扩张,城市土地租金相应提高,形成图2的城市向外扩张结构。

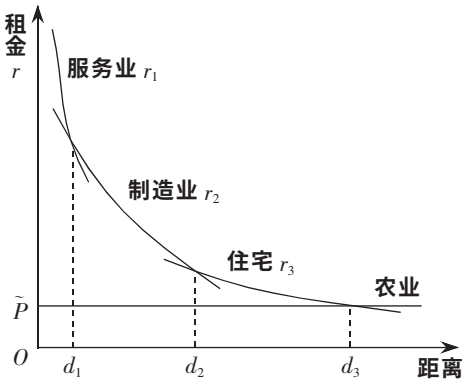

图1 单中心城市空间结构

资料来源:参考O'sullivan[7]绘制。

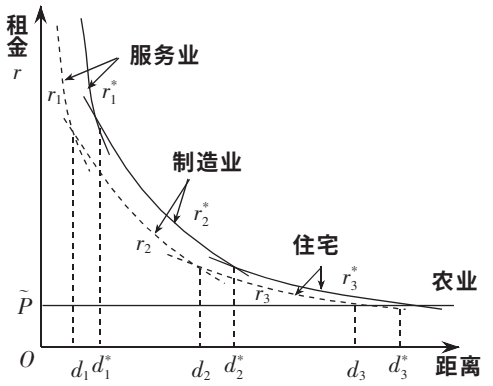

图2 单中心城市蔓延空间结构

资料来源:作者绘制。

Glaeser and Khan[2]基于图1和图2的空间结构,分析了住宅蔓延的机制。考虑开放型单中心城市的一个居民(家庭),具有外生给定的工资(W)和交通成本(每单位距离运费为t),到市中心的距离用d表示(图1中住宅与市中心的距离)。那么,居民到市中心工作(或购物)的通勤成本为td,则真实收入为$W-td$;其效用函数由住宅面积(以A表示)和一个综合性商品(以C表示)决定,即个人最大化效用函数$U=C+\alpha\log(A)$,α为参数。如果政府对土地消费补贴等于x乘以土地消费量(如通过优惠住房贷款利率),则家庭增加住房或土地消费。

在以上假设条件下,以$P(d)$表示单位土地租金价格,则从市中心到外围的租金梯度为$-P'(d)A(1-x)=t$,最优土地消费的一阶条件为$P(d)A(1-x)=\alpha$,由此得到:

$$P(d)=P_0e^{-td/\alpha} \tag{1}$$

其中,P_0为市中心的土地价格。假设城市边缘有一预留地(村落):居民与城市相比的名义工资为$(1-\theta)W$,θ为村落与城市的工资差异;扣除通勤成本后的真实收入为$(1-\theta)W-d't$,d'为相对于城市单位通勤成本折算的通勤距离,$d't$是居民平均通勤成本;村落的平均住宅地价为$\hat{P}$,则居民的最大化效用为$U'=(1-\theta)W-d't-\alpha+\alpha\log[\alpha/((1-x)\hat{P})]$。若$U>U'$,城市居民效用高于村落居民效用,村落居民愿意进入城市务工,土地变更为城市用地,使$U=U'$,则$\hat{P}$与市中心地价的关系为$P_0=\hat{P}e^{(\theta W+d't)/\alpha}$。相应地,土地租金函数为:

$$P(d)=\hat{P}e^{(\theta W+d't-td)/\alpha} \tag{2}$$

(C)1994-2020 China Academic Journal Electronic Publishing House. All rights reserved. http://www.cnki.net

若城市边缘的农业用地价格为$\tilde{P}$，则当 $P(d)=\tilde{P}$ 时，城市蔓延出现，城市边界为$\bar{d}=d'+\frac{\theta W+\alpha\log(\hat{P}/\tilde{P})}{t}$。可见，影响城市蔓延的因素是：当工资水平上升（$W$ 增大）时，家庭因收入增加而增加住宅需求，促进城市蔓延；当运输成本下降（t 降低）时，通勤成本降低，促进城市蔓延。蔓延还与预留地状况有关，当城乡工资差异较大（θ 较大）时，居民城镇化的意愿较强，促进城市蔓延。此外，当农业地价$\tilde{P}$较低时，机会成本低，促进城市蔓延。

2. 城市多中心集聚

在王家庭和张俊韬[1]的研究中，蔓延是以单中心城市向外“摊大饼”的形式实现。但现实中，城市扩张并不只有蔓延模式，而是通过“蛙跳”形成一些次中心，可分为两类：①制造业次中心。制造业随着交通技术进步和运输成本变化，会由市中心向外迁移，“退二进三”于交通枢纽附近，形成一系列次中心集聚区。城市由过去的单中心转变为多中心，特别在规划有序的城市，如图 3 所示。图 3 中，$0—d_1$ 是服务业集聚区，$d_3—d_5$（围绕 d_4）是制造业次中心，$d_1—d_2$ 是服务业住宅区，$d_2—d_3$ 和 $d_5—d_6$ 是制造业住宅区。②服务业次中心。在当今信息经济时代，软件开发等服务企业的信息交流成本大幅降低，也会迁离市中心而形成外围次中心，如图 4 所示。图 4 中，$0—d_1'$ 是演进后的市中心服务业集聚区，$d_2'—d_4'$（围绕 d_3'）是服务业次中心，$d_1'—d_2'$ 和 $d_4'—d_5'$ 是服务业住宅区。对比这两类次中心，发现以下特点：①前者自 20 世纪 70 年代涌现（中国自 90 年代开始），如加工制造业形成的城市次中心；后者显现于信息技术变革，如软件园、大学科技城、各类创新服务平台等，两者都源于运输成本（信息成本）变化。②两类次中心可并存，只是位于（环形）城市的不同方向，前者多位于交通枢纽附近，后者多位于环境优美地段。需要说明的是，后者从市中心迁出会适度降低市中心地租，让位于总部经济等高端服务业，为简化分析，假设市中心服务业集聚区半径不变，见图 4。

（1）制造业次中心。城市扩张中次中心的形成条件和影响因素是什么？本文从成本与收益角度分析：若政府对 $d_3—d_5$ 地段开发，基础设施等投入为 K，是建设成本；收益包括两部分：次中心建成后 R_{3-5} 的土地租金收益、外围住宅区的土地租金收益 R_{6-5}。此外，存在一个机会成本，即单中心城市条件下住宅区 $d_3—d_5$ 段土地租金$\hat{R}_{3-5}$，则建设城市次中心需满足下列条件①：

$$K\leqslant R_{3-5}-\hat{R}_{3-5}+R_{6-5} \tag{3}$$

式中，关键是 R_{3-5}，因为 R_{6-5}和$\hat{R}_{3-5}$可依据式（1）求得。R_{3-5}难以直接估算，但可通过两部分间接估算：制造企业迁移到次中心因节省运输成本所带来的土地租金收益、制造企业从市中心迁出后引致的级差地租收益（工业用地转为商业用地）。分析如下：

一个代表性厂商，给定技术水平和劳动力工资，生产成本为 c，产量为 q。产品中 β 比重在外地销售，需要支付从市内到唯一交通枢纽 d_s（图 3 中 d_4）再出城的运输成本；$1-\beta$ 比重在本地销售，需要支付生产地到市中心的运输成本，单位运输成本为 τ（有别于居民通勤成本 t）②，位于 d 处的厂商

① 忽略 $d_2—d_3$ 段 R_{2-3} 的地租变动：单中心城市时，该段地租从 d_2 到 d_3 递减，但当制造业次中心形成后，$d_2—d_3$ 段地租函数是递增的，两者（部分）相互抵消，为简化分析而省略。此外，$d_5—d_6$ 段在次中心形成前为农业用地，为简化分析，仅考虑次中心形成后的地租 R_{6-5}，而不是相对于农业的级差地租。

② 根据 O’sullivan[7]，制造业是城市的主要出口部门，只有瓶装啤酒、蛋糕等运输成本高的少数产品在本地销售，通常 $\beta>0.5$。同时，现代城市的市中心仅仅是本地销售的集散地或平均区位；不考虑从交通枢纽到外地销售的运输成本，因为它不受制造企业在市内区位的影响，为简化分析，只考虑市内运输。

(C)1994-2020 China Academic Journal Electronic Publishing House. All rights reserved. http://www.cnki.net

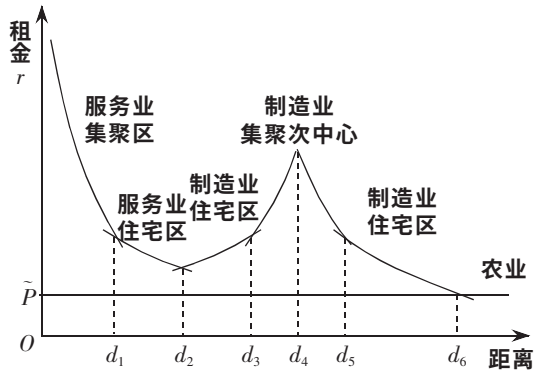

图 3　制造业次中心的城市空间结构

资料来源:参考 O'sullivan[7]绘制。

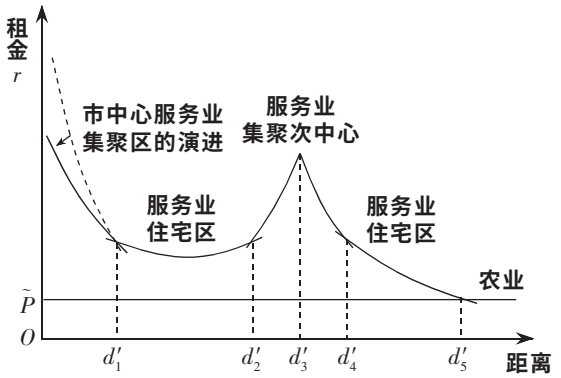

图 4　服务业次中心的城市空间结构

资料来源:作者绘制。

利润为:

$$\pi(d)=[p-\beta\tau|d_s-d|-(1-\beta)\tau d-c](1-\omega)q \tag{4}$$

式中,p 是产品价格,$\beta\tau|d_s-d|$是出城的运输成本、$(1-\beta)\tau d$ 是运输到市中心的成本,ω 是税收。

厂商处在一个完全竞争市场,经济利润为 0,意味着利润用于支付厂房处的土地租金 $P(d)=\pi(d)$。现实中存在要素替代,租金曲线并不是线性的,因此,厂商的租金曲线可设为①:

$$P(d)=\pi(d)=P_s(1-\omega)e^{-[\beta\tau|d-d_s|+(1-\beta)\tau d]/\alpha} \tag{5}$$

其中,最高点 P_s 等于厂商在最大化时的利润 π_0,$\pi_0=(p-c)q$,α为参数②。

设政府在交通枢纽 d_s 处,投资基础设施以建设次中心。在次中心区域,厂商享受更优惠的税收 $\omega_0(\omega_0<\omega)$。企业生产成本不变,市场竞争格局不变,在该区域的租金函数可写为:

$$P_s(d)=\begin{cases}P_s(1-\omega_0)e^{-[\beta\tau d_s+(1-2\beta)\tau d]/\alpha}, & d<d_s\\ P_s(1-\omega_0)e^{-\tau(d-\beta d_s)/\alpha}, & d>d_s\end{cases} \tag{6}$$

次中心区域的厂商租金曲线是以 d_s 为中心向两侧递减的曲线,次中心区域的总租金为:

$$R_s=\int_{d_3}^{d_5}P_s(1-\omega_0)e^{-[\beta\tau|d-d_s|+(1-\beta)\tau d]/\alpha}\mathrm{d}d \tag{7}$$

次中心地理范围相对整个城市比重较小,即$|d-d_s|$在小区间内变动,可设 $d-d_s=0$,则:

$$R_s=\int_{d_3}^{d_5}P_s(1-\omega_0)e^{-(1-\beta)\tau d/\alpha}\mathrm{d}d \tag{8}$$

关于制造企业迁移后引致的级差地租收益。假设制造企业原占据市中心面积比例为 $\gamma(1-\gamma$ 为服务业面积比例),"退二进三"后土地被服务业利用,租金收益为新租金减去原有租金。基于式(1)的城市土地租金函数为:

① 根据制造业厂商是否存在要素替代,计算而来的租金函数为线性函数或幂函数形式(有兴趣读者可与作者交流),但为了与前文城市蔓延中的租金函数形式对应,本文采取常用的指数函数形式。

② 对家庭住户,土地租金函数中的 α 表示住房面积的需求占消费者总需求的比例;对制造企业,α 表示所需的厂房投入占总投入的比例;类似地,对服务企业,α 表示所需办公投入占比。严格意义上,三者的系数是有差异的,为简化分析,本文都用 α 表示。

(C)1994-2020 China Academic Journal Electronic Publishing House. All rights reserved.　http://www.cnki.net

$$\Delta R_0=\int_0^{d_1}\gamma P_0'(1-\omega)e^{-td/\alpha}\mathrm{d}d-\int_0^{d_1}\gamma P_0(1-\omega)e^{-td/\alpha}\mathrm{d}d=\int_0^{d_1}\gamma(P_0'-P_0)(1-\omega)e^{-td/\alpha}\mathrm{d}d \tag{9}$$

其中，$\int_0^{d_1}\gamma P_0'(1-\omega)e^{-td/\alpha}\mathrm{d}d$ 为制造业被服务业替代时的新租金，$\int_0^{d_1}\gamma P_0(1-\omega)e^{-td/\alpha}\mathrm{d}d$ 为制造业原有的租金，其中，$P_0'>P_0$，因为服务业租金函数高于制造业。

除上述估算 R_{3-5} 租金之外，机会成本（$\hat{R}_{3-5}$）可根据式（1）求得，同时城市外侧住宅区 R_{6-5} 租金函数的计算类似于式（1），分别如下：

$$\hat{R}_{3-5}=\int_{d_3}^{d_5}P_0e^{-td/\alpha}\mathrm{d}d \tag{10}$$

$$R_{6-5}=\int_{d_5}^{d_6}P_se^{-[t(d-d_5)]/\alpha}\mathrm{d}d \tag{11}$$

因此，将式（8）—（11）代入式（3），得到式（12），即反映城市次中心的形成条件和影响因素：

$$K\leqslant R_{3-5}-\hat{R}_{3-5}+R_{6-5}=R_s+\Delta R_0-\hat{R}_{3-5}+R_{6-5}=\int_{d_3}^{d_5}P_s(1-\omega_0)e^{-[(1-\beta)\tau d]/\alpha}\mathrm{d}d+$$
$$\int_0^{d_1}\gamma(P_0'-P_0)(1-\omega)e^{-td/\alpha}\mathrm{d}d-\int_{d_3}^{d_5}P_0e^{-td/\alpha}\mathrm{d}d+\int_{d_5}^{d_6}P_se^{-[t(d-d_5)]/\alpha}\mathrm{d}d \tag{12}$$

从式（12）中可知城市次中心建设的影响因素：随 β、γ、P_0'、P_s 增大而可能性增大，随 ω_0 降低而可能性增大。制造企业外销的比例（β）越大，则次中心建设越有助于节省运输成本，反之，本地销售比例高，则迁移动力不大；制造企业原来在市中心占地面积（γ）越大，在市中心可腾出更多的空间发展服务业，级差收益越大，越有利于次中心建设；市中心的租金（P_0'）越高，则“退二进三”后的级差地租越大，越有利于次中心建设，如中小城市的 P_0' 不高，市中心仍有制造企业分布；次中心的集聚规模越大，则次中心地租（P_s）越高，外侧住宅区的租金收益越高，越有利于次中心建设；政府鼓励制造企业迁移的力度越大（ω_0 越小），则企业迁移的动力越大，越有利于次中心建设。

（2）服务业次中心。类似于制造业次中心形成条件的分析，收益包括从市中心迁出的租金收益和外侧住宅区的租金收益；成本为建设成本和机会成本。具体过程如下：

若信息类服务企业占市中心服务业的比例为 η，全部迁移到次中心，得到的租金收益为：

$$R_{0-1}=\int_0^{d_1'}\eta P_0'(1-\omega_0)e^{-td/\alpha}\mathrm{d}d \tag{13}$$

外侧住宅区带来的租金收益为[①]：

$$R_{5-4}'=\int_{d_4'}^{d_5'}P_0'e^{-td/\alpha}\mathrm{d}d \tag{14}$$

次中心土地开发的机会成本为：

$$\hat{R}_{2-4}'=\int_{d_2'}^{d_4'}P_0e^{-td/\alpha}\mathrm{d}d \tag{15}$$

因此，服务业次中心的形成条件为：

$$K\leqslant R_{0-1}-\hat{R}_{2-4}'+R_{5-4}'=\int_0^{d_1'}\eta P_0'(1-\omega_0)e^{-td/\alpha}\mathrm{d}d-\int_{d_2'}^{d_4'}P_0e^{-td/\alpha}\mathrm{d}d+\int_{d_4'}^{d_5'}P_0'e^{-td/\alpha}\mathrm{d}d \tag{16}$$

① 为简化分析，这部分选择以市中心而非次中心为高点的递减租金函数，因为两者都是距离衰减函数而差异不大，同时也不能排除这部分居民去市中心工作或购物。

(C)1994-2020 China Academic Journal Electronic Publishing House. All rights reserved. http://www.cnki.net

由上式可知,服务业次中心建设随 η、P_0'增大而可能性增大,随 ω_0减小而可能性增大。η 越大,即城市信息技术类、科技服务类、金融平台类服务企业的比重越大,越容易集聚发展,如南京作为中国软件名城,涌现了徐庄软件园、江东软件园、雨花软件园、江宁软件园等多个服务业次中心;P_0'越高,意味着市中心地租越高,则那些受"面对面"交流成本影响较弱的服务企业,更愿意通过外迁获得级差地租,特别是在地租昂贵的(特)大城市;ω_0越小,意味着政府支持力度大,如北京通过优惠政策支持首钢外迁后的石景山区发展文化创意产业园。

3. 蔓延对城市生产率的影响

蔓延后城市仍保持原来的单中心特征,从市中心向外依次为服务业、制造业和住宅,空间结构几乎不变,主要引起总量的城市规模、均量的平均密度及土地—劳动要素替代关系的变化,那么,这些因素如何影响城市生产率呢?

(1)城市规模变化对生产率的影响。城市规模反映经济活动空间集中的程度,是集聚经济或集聚不经济的先决条件。现有文献有两种观点:①城市规模决定生产率,两者正相关或呈倒"U"型关系。早期的研究认为两者具有正相关关系,如 Sveikauskas[5]用美国城市数据证实了城市规模增加会提高生产率。之后,Alonso[8]借用微观经济学的成本收益曲线,分析了城市规模与平均成本、边际成本、平均收益、边际收益之间的关系,得到最小城市规模、最优城市规模、最大城市规模,即倒"U"型。②生产率高低并不取决于城市规模,两者无直接因果关系。Capello and Camagni[9]认为城市生产率取决于城市功能定位和辐射范围,而不取决于绝对规模,如瑞士苏黎世的城市规模不大,但因服务于全球的金融业而具有较高生产率;柯善咨和赵曜[10]认为城市规模对生产率的影响与产业结构有关,不同产业结构城市的最优规模差异较大。本文认为蔓延引致的城市规模变化对城市生产率的影响取决于:①当前城市规模处于倒"U"型的哪个阶段,如果是左侧,则增强集聚效应有利于提高生产率,反之亦然。②城市的产业结构特征。制造业为主的城市,规模过大则容易产生拥挤效应,不利于提高生产率;服务业为主的城市,因本地市场潜力随城市规模而增加,有利于提高生产率。因此,蔓延引致的城市规模变化对生产率的影响是不确定的,取决于当前城市规模和城市产业结构等特征。

(2)平均密度变化对生产率的影响。平均密度分人口密度和就业密度,前者主要反映通勤距离,后者主要反映价值创造者思想交流的难易程度,如默会知识的传播。现有文献有三种观点:①正相关。Ciccone and Hall[11]以美国各州为样本,研究发现就业密度提高 1 倍,劳动生产率会提高 6%;类似地,范剑勇[12]以中国的省份为样本,发现密度效应为 8%左右。②存在最优密度的倒"U"型关系。苏红键和魏后凯[13]运用 2006—2010 年中国地级以上城市面板数据,发现密度效应表现为显著的倒"U"型特征。③与产业特质有关。Combes[14]以 1984—1993 年法国 341 个地理单元为对象,发现平均密度对 52 个工业部门的影响多为负效应,而对 42 个服务业部门的影响多为正效应,说明密度效应与产业特质有关。对上述理论观点,本文从人口密度和就业密度两方面解析:①从物理距离看,蔓延扩大城市半径,居民到市中心的通勤距离增加,通勤成本相应增加,但随着交通通讯技术进步,如快速的公交体系、便捷的地铁体系和家庭汽车的普及,物理距离不一定增加居民的通勤成本。②从信息流距离看,就业密度影响"面对面"交流的机会,特别是对知识密集型产业,但 Glaeser and Khan[2]指出,电子邮件、视频电话等信息技术的进步降低了厂商在空间上的邻近和"面对面"交流的重要性。同时,弹性工作制在服务业中的逐渐使用,也降低了物理距离在通勤成本中的重要性及其对信息流的摩擦力。因此,平均密度变化对城市生产率的影响可能存在不确定关系,与产业特质有关,如密度效应有利于服务业而不利于制造业提高生产率。

(3)要素替代对生产率的影响。技术进步分中性、劳动节约性和资本节约性技术进步三种,反过

(C)1994-2020 China Academic Journal Electronic Publishing House. All rights reserved. http://www.cnki.net

来,这些要素组合关系又影响生产率。O'sullivan[7]认为在城市蔓延中,劳动与资本(土地)的替代关系通过土地市场和劳动力市场相互作用来实现:①劳动力市场的影响。蔓延引致建成区面积扩大,人口规模和劳动力供给增加,使工资水平降低,有利于工商企业降低成本、扩大规模并提高竞争力,特别是在拥有高素质劳动力的城市。中国东部地区许多城市如宁波将原鄞县撤县设区、常州将武进撤县设区等,增加高技能、低工资的劳动力供给,显著促进这些城市的发展和生产率的提高。②土地市场的影响。随着工商企业对土地需求的增加,地租上升,特别是在土地供给弹性小的城市,工商企业会用劳动替代土地。对于加工制造业,由于单层厂房结构、流水生产线等原因,企业很难进行要素替代,偏高的生产成本降低竞争力和生产率;而服务企业可采用高层建筑等手段,实现对土地要素的替代,强化集聚效应而提高生产率。因此,土地市场对制造业和服务业生产率的影响不同,如温州等土地资源稀缺城市,高昂的地租显著制约制造业发展,面临转型升级的压力,甚至引致制造业空心化的危机。总之,蔓延引致的劳动—土地要素替代关系有可能通过促进工商企业扩大规模、加强技术进步等方式提高生产率,也可能因租金上升而阻碍技术进步和生产率。这取决于城市土地增长与就业增长的弹性关系,以及不同行业的要素替代关系。

4. 多中心集聚对城市生产率的影响

与单中心城市蔓延相比,多中心集聚形成一系列服务业和制造业集聚区,改善了单中心城市工商企业混居所引发的集聚不经济格局,通过空间结构优化,充分发挥产业集聚效应,进而影响城市生产率。可归纳为以下途径:

(1)制造业在城市次中心的集聚效应。与乡镇所辖的制造业集聚区或单中心城市集聚区相比,城市制造业次中心有以下优势:①良好的配套设施。制造业次中心往往依托各类开发区建设,不仅具有良好的交通通讯等硬件基础设施,而且各类行政审批服务、创新创业服务和投融资服务等"软"环境也较好,有利于企业节省交易成本而专注生产。②较强的产业关联。大城市往往有多个制造业次中心,单个次中心以专业化为主,分属产业链的某个环节,整体却具有产业关联性,如机械制造与汽车制造产业园的上下游关联,有助于共享中间投入品和加强技术溢出。③良好的劳动力市场"蓄水池"和技能匹配效应。大城市能提供多种类人才,如企业管理、研发、技工等,几乎应有尽有,制造业次中心依托大城市,拥有乡镇所辖制造业集聚区无法比拟的劳动力市场"蓄水池"效应,节省了企业交易成本和培训成本。此外,现代企业往往要求专业技能人才的高度匹配,单个企业很难拥有或储备不同技能人才,而基于多个专业化次中心则容易满足要求。因此,城市制造业次中心集聚效应越强,次中心规模越大,越有利于生产率提高。

(2)服务业,特别是生产性服务业的集聚效应。服务业集聚分为两类:以大批摩天大楼为标志的市中心集聚区和各类专业化服务平台集聚区。与单中心城市相比,生产性服务业集聚区往往有以下优势:①更具专业化特色。单中心城市工商企业混业集聚的不只有服务企业还有制造企业,而多中心城市的市中心主要为生产性服务业和总部经济集聚区,因为随着电子商务、大型超市等经营模式的兴起,消费性服务业的比重逐步降低,制造业因租金压力迁移到次中心,因而专业化更加明显。同时,专业化集聚是各类服务平台设立的依据和发展目标,具有"与生俱来"的专业化特征。②处于价值链的更高端。市中心通过高租金迫使制造业和低端服务业外迁,形成以高端消费性服务业、生产性服务业和总部经济为主的集聚区,如投资银行的企业融资、并购、财务顾问等高端服务,属于现代经济的"大脑",处于价值链高端环节。上海陆家嘴、北京金融街等已成为国内外知名的高端服务业集聚区。③立足区域与面向全球的优势。Kolko[15]认为,不同于运输成本与距离几乎正相关的制造业,生产性服务业运输成本有独特性,表现为分段函数,有的强烈依靠"面对面"交流,有的则能超越地

(C)1994-2020 China Academic Journal Electronic Publishing House. All rights reserved. http://www.cnki.net

理距离,如电子化交易或服务等。在市中心集聚的生产性服务业,高度依赖社会关系网络,立足区域市场;而城市次中心的专业化服务平台,利用信息技术的远程服务面向全球竞争。如杭州高新区的金融服务外包业务在服务于本地企业的同时,辐射全国,甚至全球,形成"立足区域,面向全球"的态势。如果生产性服务业能形成上述集聚优势,则有助于提高生产率。

(3)多中心集聚的服务业与制造业互动效应。江静等[16]认为生产性服务业与制造业之间具有相互依赖的互动关系:一方面,需求增长会通过经济规模的提高来促进生产性服务业的专业化发展;另一方面,生产性服务业是把社会上日益专业化的人力资本、知识资本导入商品和服务生产过程的"飞轮"(通道),提高制造业的运行效率。在遵循产业视角的"互动论"机理下,本文认为多中心城市的服务业与制造业互动效应有以下优势:①地缘和信息优势。集聚成型的生产性服务业不仅能为制造企业提供多样化的服务,还具有地理邻近的信息优势,长期"面对面"的交流和频繁的服务,会节省交易成本和加强默会知识的传播,有助于两者互动发展。②地方政府引导下的协同发展优势。城市发展需要服务业与制造业的"双轮驱动",既有助于城市经济平稳增长,又有助于保障税收和就业。为促进城市次中心建设,地方政府需要投资基础设施,并引导制造企业的迁址(如优惠的税收政策),这不仅有利于加快次中心建设,而且在市中心腾出空间,有利于服务业发展。③地域生产网络的优势。尽管当前经济日益全球化,市场竞争是主导力量,但区域的优势并未完全消失,主要原因之一是本地生产、创新或社会关系网络的存在。多个专业化的服务业和制造业集聚区是本地网络中的重要节点,专业化的服务平台以研发创新、科技成果孵化为主,如同"润滑剂";专业化的制造业集聚区以生产制造为主,如同核心部件的"模块化";而生产性服务业和总部经济集聚区以战略管理或金融服务为主,如同"组装设计师",通过节点之间的有机合成,形成一个高效的地域生产网络。因此,生产性服务业与制造业的相互促进度越高,越有利于生产率提高。

三、计量模型、变量选取与数据来源

1. 计量模型

借鉴 Fallah et al.[3]、秦蒙和刘修岩[4]关于城市蔓延对生产率影响的分析框架,以 C—D 函数(柯布—道格拉斯生产函数)为分析起点得到本文的计量方程:

$$\ln y_{it}=\alpha_0+\alpha_{1x}\ln Sprawl_{i,t-1}+\alpha_{2x}\ln Agglom_{i,t-1}+\alpha_3\ln k_{i,t-1}+\alpha_4\ln h_{i,t-1}+\alpha_5 pFDI_{i,t-1}+\alpha_{6x}Dummy_{i,t-1}+\varepsilon_{it} \quad (17)$$

其中,因变量是劳均实际产出;α_0为常数项;$Sprawl$ 表示城市蔓延,用三个指标反映:平均密度(Den)、土地—劳动要素替代效应($Land\text{-}E$)、城市规模($Size$);$Agglom$ 表示多中心集聚效应,用三个指标反映:制造业在城市次中心的集聚度(AM)、生产性服务业的集聚度(APS)、生产性服务业与制造业的互动度;控制变量除劳均资本存量(k)和劳均技能(h)外,还包括外资进入度($pFDI$),因为开放经济背景下,FDI 通过人员流动、示范效应和竞争效应对本土企业技术溢出,城市作为经济活动主要场所,特别是开放度高的城市,FDI 投资比重越高,越有利于生产率提高[4]。$Dummy$ 表示虚拟变量,ε 是随机误差项。

方程中,考虑到滞后效应,将自变量滞后 4 期,类似于秦蒙和刘修岩[4]的做法,而不同于 Fallah et al.[3]用 11 年滞后期的做法。选择 2001(1997)、2007(2003)、2013(2009)年三个不同年份、间隔期为 6 年,以进行动态考察。

2. 变量选取

(1)因变量。依据式(17),使用实际劳均 GDP 作为被解释变量,与 Fallah et al.[3]、秦蒙和刘修岩[4]

(C)1994-2020 China Academic Journal Electronic Publishing House. All rights reserved. http://www.cnki.net

的指标类似。用中国 286 个地级以上城市市辖区 GDP 除以对应的非农就业数，并以 1997 年为基准进行指数缩减，核算出不变价的 GDP 值，但许多城市缺乏价格指数，故用同期该城市所在省份数据。除使用劳均 GDP 外，还考察制造业、服务业的劳均 GDP，以揭示不同产业间的差异；此外，Fallah et al.[3]还用人均 GDP 作被解释变量，以对比劳均 GDP 的解释力度。本文分别计算劳均 GDP、人均 GDP、制造业劳均 GDP 和服务业劳均 GDP，以增强回归方程的稳健性。

(2)城市蔓延变量。①平均密度(Den)。秦蒙和刘修岩[4]用就业密度，而 Fallah et al.[3]用人口密度。本文分别用就业密度和人口密度进行考察，即市辖区就业数或常住人口除以市辖区面积，借鉴苏红键和魏后凯[13]的非线性函数观点，用平均密度及其二次项进行考察。②土地—就业增长弹性($Land-E$)。类似于王家庭和张俊韬[1]的方法，用建成区面积增速和就业增速的比值衡量土地和劳动力要素的替代关系，该指标小于 1、大于 1 或等于 1，分别表示劳动替代土地、土地替代劳动或固定比例要素配置。③城市规模($Size$)。Fallah et al.[3]用城市总人口，而秦蒙和刘修岩[4]用城市就业数，本文分别使用人口数和就业数及其二次项进行考察。

(3)多中心集聚变量。①次中心的制造业集聚度(AM)。借鉴 Glaeser and Khan[2]的思想，从两方面反映次中心制造业集聚特征：单个次中心制造业占城市总体的比例、单个次中心制造业相对于城市总体的专业化程度，用下式测度：

$$AM=\sum_{j=1}^{J}(Share_j\cdot Spe_j)=\sum_{j=1}^{J}\left(\frac{Manuf_j}{Manuf_{city}}\cdot\frac{Manuf_j/GDP_j}{Manuf_{city}/GDP_{city}}\right) \tag{18}$$

其中，j 为次中心、J 为包含市中心在内的次中心总数，$Share_j$、Spe_j 分别表示 j 次中心制造业相对于城市总体的比例和专业化程度，$Share_j=\frac{Manuf_j}{Manuf_{city}}$，$Spe_j=\frac{Manuf_j/GDP_j}{Manuf_{city}/GDP_{city}}$，可参见产业经济学等教材。单中心城市 AM 值等于 1，越是多中心集聚且专业化程度越高，则该指标值越大。②生产性服务业的集聚度(APS)。生产性服务业包括交通运输、仓储和邮政业，信息传输、计算机服务和软件业，房地产业，金融业、租赁和商务服务业五个行业[16]，用生产性服务业就业占城市总就业人数之比衡量。该变量没有采用制造业集聚度的测度方法，而是采用简单集中度的方法，因为生产性服务业数据很难(几乎不可能)从每个城市的市辖区获取。③生产性服务业与制造业的互动效应($\ln AM\times\ln APS$)，用次中心制造业集聚度对数与生产性服务业集聚度对数的乘积表示。

(4)其他变量。①劳均资本存量(k)，用资本存量(K)除以就业数表示。资本存量为使用永续盘存法从 1995 年开始计算的城市固定资产投资存量。②劳均技能(h)。秦蒙和刘修岩[4]用高级中学在校人数占城市总户籍人口的比重来表示。目前城市基本普及高中教育，该指标在城市间差异不大，故用高等学校在校生数占总户籍人口的比重来表示。尽管高校毕业生未必留在本城市，但也吸引外地毕业生，这个指标可能更接近于实际。③外资的进入度($pFDI$)，用外商投资企业当年固定资产投资(或吸引 FDI 金额)与当年固定资产投资的比重来表示。其中，FDI 金额用相应年份的汇率折算。④直辖市、省会城市或副省级城市往往拥有良好的区位条件、历史继承的科教基础、倾斜性的基础设施投资，用虚拟变量 $Capital$ 来区分这些城市与一般地级城市的差异。⑤区分单中心和多中心城市的虚拟变量($Multi-center$)。通常大城市为多中心集聚且生产率较高，而中小城市则相反，考察期内一些城市由单中心转变为多中心城市，对此进行区分将有助于缓解内生性问题。

3. 数据来源

《中国城市统计年鉴》(1996—2014)提供了 1995—2013 年 286 个地级以上城市有关数据，包括

(C)1994-2020 China Academic Journal Electronic Publishing House. All rights reserved. http://www.cnki.net

市辖区 GDP、市辖区人口数、就业数(农业、制造业和服务业)、市辖区面积、固定资产投资额、外商投资额、高等院校在校生数等。同期《中国统计年鉴》、《中国区域经济统计年鉴》提供省区价格指数。通过这些数据计算出因变量:劳均 GDP、人均 GDP、制造业劳均 GDP 和服务业劳均 GDP;部分关键变量:反映城市蔓延的城市密度、土地—劳动增长弹性、人口(就业)规模,反映多中心集聚的生产性服务业集聚度;控制变量:k、h、$pFDI$。

但是利用这些数据并不能直接测算多中心制造业集聚度指标,为此,分三步测算:①查找城市地图和相关网站,根据城市空间结构演变找到相应的制造业集聚次中心及个数。②从相关《城市统计年鉴》查找到次中心(所在城区)的制造业增加值和 GDP 数值。③运用式(18)计算出多中心制造业集聚度。这其中有两个关键点:①制造业次中心的确定。将截至目前只有一个市辖区的城市定义为单中心城市;对于拥有多个市辖区的城市,若存在制造业比重高于老城区(中心城区)的外围市辖区,则将其定义为制造业次中心,同时将老城区定义为市中心;若外围市辖区制造业比重偏低,则仍归类为单中心城市。②不同年份次中心的确定。以南京为例,1997 年南京的老城区(秦淮、鼓楼、玄武等)为市中心,浦口区、栖霞区、雨花台区制造业发育良好,将其作为次中心,加上老城区,共有 1 个中心和 3 个次中心;2003 年在 1997 年基础上增加江宁区、六合区(大厂区),共 1 个市中心和 5 个次中心;2007 年在 2003 年基础上增加建邺区,共 1 个市中心和 6 个次中心。

4. 286 个地级以上城市空间扩张的演变状况

对中国大陆 286 个地级以上城市的基础数据和发展历程分析发现:1997 年有 178 个城市属于单中心城市,108 个属于多中心城市;2009 年对应数分别为 123 个和 163 个;1997 至 2009 年间,有 55 个城市由单中心转变为多中心城市。对这三类城市分组:①自 1997 年一直属于多中心城市(108 个样本),主要为东部地区(特)大城市和经济基础强的地级大城市、中西部地区的省会城市;②1997—2009 年由单中心转变为多中心城市(转变型城市,55 个样本),主要为东部地区经济基础较强和发展良好的地级大城市,及来自中西部地区的少数地级大城市;③自 1997 年以来一直属于单中心的城市(123 个样本),主要为中西部地区的城市(91 个),东部地区较少(32 个)。

四、回归结果及解释

变量的相关性检验表明变量之间不存在多重共线性;鉴于本文是对比蔓延与多中心集聚两组变量对城市生产率影响的差异,所以忽略方程的内生性而不使用工具变量。依据式(17),回归时进行:①回归方法选择。White 检验发现,在 5%的显著性条件下拒绝存在同方差的假设,因而存在异方差,表明 OLS 估计结果不是有效估计值。为此,基于样本"胖数据"(截面个数大于时点个数)特征,本文使用截面加权估计法对面板数据回归。Hausman 检验表明固定效应模型优于随机效应模型(p 值为 0.0006,拒绝随机效应假设),因而采用前一模型回归,方程的总体拟合优度较高(R^2 都在 0.8207 以上)。②全样本回归结果及解释。以劳均 GDP 作为主要被解释变量,选择制造业劳均 GDP 和服务业劳均 GDP 对比产业间的影响差异,还选择人均 GDP 及其两阶段剩余估值法回归以检验关键变量的有效性。③稳健性检验,对不同类型城市和对多中心城市不同时点分别回归并给予解释。

1. 劳均 GDP 作为被解释变量的回归结果及解释

鉴于随机效应模型不如固定效应模型有效,以表 1 第 4 列回归结果为依据,以表 1 第 3 列作为参考(关键变量几乎不显著,但控制变量多有效),对回归结果解释如下:

(1)城市蔓延。①就业密度指标的一次项系数显著为负而二次项系数不显著,说明仅就这个方程看,不存在就业密度效应。这个结果与现有文献差异较大,如 Ciccone and Hall[11]以美国各州为样

(C)1994-2020 China Academic Journal Electronic Publishing House. All rights reserved. http://www.cnki.net

表 1　　全样本面板数据回归结果

自变量 \ 因变量		$\ln GDP_{emp}$		$\ln GDP_{manu}$	$\ln GDP_{serv}$	$\ln GDP_{pop}$	
		面板数据随机效应	面板数据固定效应	面板数据固定效应	面板数据固定效应	面板数据固定效应	$\varepsilon=\ln GDP_{pop}-E(\ln GDP_{pop})$
城市蔓延变量	$\ln Den_{t-1}$	−0.0837	−0.0558*	−0.2275***	0.1017***	−0.0731**	−0.0077
		(0.0585)	(0.0319)	(0.0394)	(0.0381)	(0.0309)	(0.0192)
	$\ln Den^2_{t-1}$	−0.0091	−0.0057	−0.0256***	0.0090*	−0.0102*	−0.0030
		(0.0073)	(0.0041)	(0.0057)	(0.0050)	(0.0055)	(0.0038)
	$\ln Size_{t-1}$	−0.1381	−0.2128***	−0.2728***	0.3052***	−0.4080***	−0.8029***
		(0.0877)	(0.0447)	(0.0697)	(0.0583)	(0.0905)	(0.0809)
	$\ln Size^2_{t-1}$	−0.0102	−0.0075	−0.0043	−0.0546***	−0.0261***	0.0457***
		(0.0114)	(0.0058)	(0.0087)	(0.0075)	(0.0096)	(0.0082)
	$Land E_{t-1}$	3.77E−04	5.31E−04	0.0011	5.51E−04	−9.09E−04*	−7.28E−04**
		(6.43E−04)	(4.17E−04)	(7.65E−04)	(6.39E−04)	(5.07E−04)	(3.35E−04)
多中心集聚变量	$\ln AM_{t-1}$	0.7812	0.7719*	0.9800*	1.0706**	1.0963**	0.9160***
		(0.6574)	(0.4200)	(0.4998)	(0.5220)	(0.4491)	(0.2811)
	$\ln APS_{t-1}$	−0.0283	−0.0636***	−0.0243	−0.1085***	−0.0345*	−0.0056
		(0.0328)	(0.0221)	(0.0277)	(0.0271)	(0.0183)	(0.0173)
	$\ln AM\times\ln APS$	0.4013	0.4282**	0.4132*	0.4700**	0.5368***	0.4062***
		(0.2804)	(0.1745)	(0.2153)	(0.2194)	(0.1909)	(0.1235)
控制变量	$\ln k_{t-1}$	0.3258***	0.3743***	0.4166***	0.3847***	0.7678***	
		(0.0152)	(0.0138)	(0.0201)	(0.0169)	(0.0109)	
	$\ln h_{t-1}$	−0.0660***	−0.0663***	−0.0444***	−0.0610***	0.0102	
		(0.0158)	(0.0085)	(0.0104)	(0.0098)	(0.0070)	
	$pFDI_{t-1}$	0.4875***	0.5318***	0.6890***	0.6158***	0.4002***	
		(0.0870)	(0.0482)	(0.0650)	(0.0636)	(0.0425)	
虚拟变量	*Multi−center*	0.0799**	0.0925***	−0.0245	0.0067	0.0391**	0.2011***
		(0.0371)	(0.0186)	(0.0270)	(0.0247)	(0.0168)	(0.0176)
常数项	*Const*	6.9449***	6.4162**	5.7168***	5.0271***	0.5633**	2.4825***
		(0.2858)	(0.1993)	(0.2762)	(0.2629)	(0.2692)	(0.2053)
拟合度	A−R^2	0.5872	0.8207	0.8252	0.8978	0.9530	0.7541
样本数	N	858	858	858	858	858	858

注：***、** 和 * 分别表示在 1%、5%和 10%的置信水平上显著，括号内数字为标准差。第 3 列随机效应回归结果中，省略了省会城市虚拟变量，因为与多中心城市虚拟变量有一定重复度，省略不影响计量结果。第 7、8 列中的被解释变量是人均 GDP，自变量为人口数，即人口密度、土地—人口增长弹性和城市总人口数。

资料来源：作者测算整理。

本估算的就业密度效应在 6%左右。这可能与变量选择有关：他们的研究中，就业密度指标的分母是固定的（国土面积），分子（就业）变动决定着就业密度的变动，通常就业数和劳均 GDP 同步变化，就业密度系数为正而表现出密度效应，而本文的就业密度的分子（就业数）是变动的、分母（建成区面积）也是变动的，就业密度和劳均 GDP 未必是同步变化，系数不一定为正。降低就业密度会提高生产率，可能是与中国城镇化的国情有关，如许多城市建成区面积狭小、就业（人口）密度高，普遍存在集聚不经济现象；同时，电子邮件、微信等视频技术进步部分替代“面对面”交流，有助于降低通勤成

(C)1994-2020 China Academic Journal Electronic Publishing House. All rights reserved. http://www.cnki.net

本,正如 Glaeser and Khan[2]的观点,当今技术条件下密度降低不一定导致生产率降低。②就业规模的一次项系数显著为负,而二次项系数不显著,表明城市规模增加会从负面影响生产率,这个方程中没有发现城市规模与生产率的正相关或倒"U"型关系,对这个结果的解释还需要结合其他回归结果展开。③要素替代关系(土地—就业增长弹性)指标系数很小且显著性不高,说明城市蔓延中土地和劳动要素替代关系对生产率的影响不显著, 这可能与考察期内生产近似于按固定要素比例配置有关。总体上,城市蔓延时,密度效应和规模效应会(至少部分)相互抵消,土地—劳动要素替代关系的影响不显著,因此,城市蔓延对生产率的影响不显著。

(2)多中心集聚。三个变量的系数统计上都有效,说明多中心集聚显著影响城市生产率。具体来说:①次中心制造业集聚度的系数为 0.7719,且在 10%置信水平上显著,说明设立各类工业园区有利于提高生产率。事实上,许多规划有序的城市,基本实现工业在园区集中,如江苏园区经济在全国享有知名度,苏州更是通过国家级、省级、市级、特色产业园区分类管理,有力地促进制造业次中心发展。②生产性服务业集聚度的系数为负,不过数值较小。基础数据(因篇幅而省略)显示,该指标平均值偏低(1997 年、2003 年和 2009 年分别为 15%、16%和 18%),而同期劳均 GDP 的对应值分别为 64417.88 元、99709.43 元、130950.18 元。前者小幅增加而后者大幅增加,多变量回归时容易出现负值。这可解释为大多数城市生产性服务业不够发达, 相对薄弱的生产性服务业尚未形成专业化集聚,制约城市生产率的增长,支持张浩然[17]的观点,也可能是本文的测度方法有缺陷,没采用类似于制造业次中心的测度方法。③生产性服务业和制造业互动度的系数为 0.4282,且在 5%置信水平上显著,说明两者互动有助于提升生产率。正如前面理论部分所述,生产性服务业与制造业相互促进,有利于提高生产率。尤其是在当前信息技术突飞猛进和经济日益全球化的时代,过去制约生产性服务业与制造业互动的信息成本大幅降低,互动效应逐步增强。总体上,制造业次中心集聚度、生产性服务业和制造业互动度有利于提高城市生产率。

(3)控制变量。①劳均资本存量显著地影响城市生产率。在投资驱动的发展阶段,每 1%的资本存量增长可以提高 0.3743%的劳均产出。②意外的是,高等学校在校学生比例对生产率的影响没有表现出显著的正效应,可能是中国高校以知识而非技能为导向,熟练技工在工业化阶段会更有效的缘故。③FDI 比重显著影响城市生产率。FDI 通过增加资本存量和技术溢出积极影响城市生产率。④虚拟变量中,代表多中心城市变量的结果显著为正,有利于生产率提高,也反映了多中心城市与生产率之间确有内生性关系。

2. 替代的被解释变量的回归结果及解释

用三个替代变量作为被解释变量,回归的结果见表 1 的第 5—8 列,解释如下:

(1)制造业劳均 GDP 作为被解释变量(见第 5 列)。结果中变量的系数及有效性与前文相似,但多中心集聚变量表现更好。具体来说:①城市蔓延变量中,就业密度对制造业生产率是显著负影响,可能是制造业以机械化生产为主,过度密集产生集聚不经济,适度降低就业密度有助于资本替代劳动而提高生产率。城市规模的系数表明其负向影响制造业生产率,这与当前大城市加速制造业转移的现实吻合。②多中心集聚表现为积极影响。次中心显著提高生产率,集聚度每增加 1%则生产率提高 0.98%,进一步说明工业园区战略的有效性;生产性服务业集聚对制造业生产率影响不显著,可能与当前生产性服务业处于价值链低端有关;结果还显示,生产性服务业与制造业互动度有助于提高制造业生产率。③控制变量的回归结果与前文相似,但虚拟变量结果表明,多中心大城市的优势在消失,这与当前中小城市基础设施趋于完善,甚至生产成本更有优势的现实相符。

(2)服务业劳均 GDP 作为被解释变量(见第 6 列)。回归结果中,城市蔓延变量的系数及有效性

(C)1994-2020 China Academic Journal Electronic Publishing House. All rights reserved. http://www.cnki.net

与前文差异较大，而多中心集聚变量的结果基本一致。具体来说：①城市蔓延变量中，就业密度一次项和二次项的系数都显著为正，说明服务业的密度效应非常明显，这显著不同于对劳均 GDP 和制造业劳均 GDP 的影响，因为服务业高度依赖于通勤距离和默会知识的交流。城市规模的一次项系数为正而二次项的系数为负且都有效，表明城市规模对服务业生产率的影响呈倒“U”型特征，与 Fallah et al.[3]观点一致。土地—劳动要素替代效应依然不显著，表明这一指标有效性不强。②多中心集聚变量中，次中心制造业集聚、生产性服务业与制造业互动度同样表现出积极影响，系数分别为 1.0706 和 0.4700。不过，生产性服务业集聚度为负效应，可能与生产性服务业发展相对滞后有关。③控制变量与前文相似，虚拟变量结果表明，多中心城市并没有显著促进服务业生产率增长，可能是当前多中心城市以制造业次中心为主、服务业次中心才显现的缘故。

（3）人均 GDP 作为被解释变量（见第 7 列）。回归结果与劳均 GDP 作为被解释变量的结果类似，差异表现在：①就业密度和城市规模的二次项系数都有效，并为弱的负影响。与前文相似，这两个效应也是相互（部分）抵消的。②土地—劳动要素替代效应表现为弱的负效应，部分支持王家庭和张俊韬[1]关于用地增速比人口增长快而导致资源浪费的观点。③多中心集聚变量与前文类似，制造业次中心集聚、生产性服务业与制造业互动度表现出积极影响，而生产性服务业集聚度为负效应。④为进一步探讨关键变量对城市生产率的影响，本文采用两阶段剩余估值法，即对控制变量回归的剩余（残差项）再回归，结果见表 1 第 8 列。可以发现：在扣除控制变量影响后，蔓延和多中心集聚变量能解释城市生产率 75.41%的来源（R^2=0.7541）。其中，城市蔓延的密度效应不显著、规模效应为正向影响，表明城市蔓延变量的有效性不强，但多中心集聚变量表现出更积极的效应（生产性服务业集聚从负效应转变为不显著）。

总体上，替代被解释变量中人均 GDP 和制造业劳均 GDP 的回归结果与劳均 GDP 的回归结果较相似，但服务业劳均 GDP 作为被解释变量的回归结果与前三者差异较大。这进一步从产业视角补充前文两个假设，如证实了就业密度显著提高服务业生产率而不利于制造业生产率。

3. 不同类型城市组的回归结果及解释

对前文单中心、转变型和多中心三种类型城市的回归结果见表 2 的第 3—5 列，分析如下：

（1）城市蔓延。变量系数在三组回归中正负号及有效性差异较大，表明稳健性不高。具体来说：①就业密度在单中心城市是负影响，在转变型城市不显著，在多中心城市是负影响，可解释为：单中心城市往往较拥挤，扩张中适度降低密度，反而有助于提高生产率；对转变型城市，城市空间格局尚不明朗，密度效应不显著；对多中心城市，可能是因为次中心开始新的蔓延，就业密度也表现出一定的负效应。②从城市规模及其二次项系数看，单中心城市的规模效应为负，魏守华等[18]认为这类城市承担的公共服务功能大于经济发展功能而“天生偏小”；对于转变型城市，表现出正“U”型效应（二次项的系数显著为正），可解释为城市规模处于迅速扩张期，超越最小城市规模门槛，因而规模增长总体有利于生产率增长；多中心城市呈倒“U”型特征，意味着规模过大会负面影响城市生产率。③从土地—劳动要素替代关系看，系数值很小且统计意义不显著，说明该指标并不显著影响生产率，与全样本回归结果一致。总体上，不同类型城市的密度效应与规模效应差异较大，转变型城市主要受规模效应影响；单中心城市同时受密度效应和规模效应影响，且会（部分）相互抵消；多中心城市也受密度效应和规模效应影响，但抵消的程度取决于规模效应，因而城市蔓延的影响不够显著。

（2）多中心集聚。变量系数在组间差异明显，具体来说：①对单中心城市，因缺失制造业次中心，制造业与服务业共聚而导致集聚不经济，使生产性服务业表现为负向影响。②对转变型城市，制造业次中心的效果最为显著，可能是这类城市制造业次中心处于迅速发展期，制造业集聚对城市生产

(C)1994-2020 China Academic Journal Electronic Publishing House. All rights reserved. http://www.cnki.net

表 2　　不同类型城市组与多中心城市分阶段回归结果

自变量 \ 组别		不同类型城市面板数据固定效应回归			多中心城市分阶段截面回归		
		单中心城市	转变型城市	多中心城市	2001	2007	2013
城市蔓延变量	$\ln Den_{t-1}$	−0.1214**	−0.0372	−0.1087*	−0.1717	−0.0045	−0.0527
		(0.0564)	(0.0937)	(0.0645)	(0.1197)	(0.0526)	(0.0804)
	$\ln Den_{t-1}^2$	−0.0121*	−0.0055	−0.0088	−0.0232	0.0048	−0.0037
		(0.0068)	(0.0135)	(0.0087)	(0.0213)	(0.0072)	(0.0113)
	$\ln Size_{t-1}$	−0.2092*	−0.9527***	0.5662***	0.5768***	−0.0878	−0.3943***
		(0.1201)	(0.2364)	(0.1244)	(0.1399)	(0.0980)	(0.0944)
	$\ln Size_{t-1}^2$	−0.0079	0.1165***	−0.0860***	−0.1110***	−0.0372***	0.0075
		(0.0220)	(0.0337)	(0.0124)	(0.0176)	(0.0130)	(0.0100)
	$Land E_{t-1}$	1.64E−05	−1.45E−04	1.84E−04	0.0094***	0.0028***	−4.10E−04***
		(1.13E−04)	(3.40E−04)	(3.80E−04)	(0.0026)	(3.20E−04)	(1.39E−04)
多中心集聚变量	$\ln AM_{t-1}$		3.7574***	0.9252*	−0.1389	2.8976***	−0.0406
			(1.2033)	(0.5217)	(1.8665)	(0.9691)	(0.4388)
	$\ln APS_{t-1}$	−0.1543***	−0.0532	−0.1677***	−0.2111***	0.0677	0.1361***
		(0.0347)	(0.0509)	(0.0532)	(0.0325)	(0.0455)	(0.0310)
	$\ln AM \times \ln APS$		1.6210***	0.3089	0.1618	1.1345**	0.0260
			(0.4950)	(0.3019)	(0.6551)	(0.4342)	(0.2121)
控制变量	$\ln k_{t-1}$	0.3228***	0.3234***	0.3783***	0.4863***	0.4720***	0.4694***
		(0.0128)	(0.0324)	(0.0256)	(0.0334)	(0.0163)	(0.0205)
	$\ln h_{t-1}$	−0.0502***	−0.0402**	−0.1018***	−0.0917*	−0.0351***	0.0316***
		(0.0137)	(0.0169)	(0.0151)	(0.0217)	(0.0096)	(0.0113)
	$pFDI_{t-1}$	0.5769***	0.5208***	0.6183***	0.7344***	0.4463***	−0.0597**
		(0.0957)	(0.1106)	(0.0801)	(0.0667)	(0.0546)	(0.0281)
虚拟变量	*Multi−center*		0.1550*				
			(0.0812)				
	Capital				0.1746***	−0.1903***	−0.4164***
					(0.0493)	(0.0350)	(0.0178)
常数项	*Const*	6.7370***	8.1879***	5.1839***	2.7758***	5.0069***	5.1663***
		(0.2564)	(0.5755)	(0.4663)	(0.5834)	(0.2868)	(0.2609)
拟合度	A−R^2	0.8465	0.8546	0.8104	0.9767	0.9591	0.9800
样本数	N	369	165	324	108	108	108

注：***、** 和 * 分别表示在 1%、5%和 10%的置信水平上显著，括号内数字为标准差。

资料来源：作者测算整理。

率的影响效果最明显；制造业与服务业的互动效应也非常显著，正如江静等[16]的观点，制造业发展会促进对服务业的需求；生产性服务业集聚的作用不显著。③对多中心城市，制造业集聚度系数为正且有效，说明制造业次中心总体有利于生产率提升；制造业与服务业的互动度系数为正但不够显著，可能是受制于生产性服务业相对滞后的影响；生产性服务业集聚并没有效地促进生产率增长，可能与当前许多城市还没能形成有效的服务业集聚区有关。

4. 分阶段回归结果及解释

基于 1997 年全国 108 个多中心城市样本，分 2001 年、2007 年和 2013 年三个时点截面回归，将有助于透视关键变量系数的动态变化。结果见表 2 的第 6—8 列，解释如下：

(C)1994-2020 China Academic Journal Electronic Publishing House. All rights reserved.　http://www.cnki.net

(1)城市蔓延。①就业密度在多中心城市不同时点都不够显著,说明对多中心城市不能简单地以密度效应来评判,既不同表 1 中的大多数结果,又不同于现有研究,如 Ciccone and Hall[11]的正相关等观点。这可能是因为密度效应对服务业和制造业的显著差异而导致结果不显著,但不一定是负面影响。②就业规模的一次项和二次项系数在三个时点表现出差异性,2001 年时点呈倒"U"型特征,2007 年和 2013 年则为负影响,说明随时间推移,城市规模过大会阻碍生产率。如当前中国有些城市规模偏大,处于倒"U"型的右侧,不利于生产率的持续增长,支持魏守华等[18]、魏后凯[19]关于特大城市规模偏大的观点。③土地—就业弹性的系数虽小,但有效地影响着生产率,系数由正转负说明随着多中心集聚的发展,土地和劳动替代关系由初期的依靠土地投入逐渐转向要素合理替代。需要补充的是,该指标在回归时直接采用比值形式,当 2009 年该比值每降低 1 个单位值,则有利于 2013 年生产率提高 0.040%。简言之,城市蔓延对生产率的影响是复合的,而不是简单的线性关系。

(2)多中心集聚。①制造业次中心的系数及其有效性表明,在多中心城市不同时点有较大差异:2001 年系数为负但缺乏有效性,表明影响不显著;2007 年系数为 2.8976,且显著性高,表明这个时点影响最显著;2013 年系数为-0.0406,且缺乏有效性,表明该变量对多中心城市的影响逐步降低。这与同时期制造业在大城市经历了加速发展到目前渐进成熟的历程较吻合。②生产性服务业集聚的系数,从 2001 年的负影响到 2013 年的显著正影响,说明随着多中心城市的发展,其集聚效应和对城市生产率的促进作用不断增强,这从演变角度支持张浩然[17]的观点,即随着城市等级的提升,生产性服务业对城市生产率的影响逐渐增大。③生产性服务业与制造业互动效应的系数,呈先升高再降低的特点,最高点在 2007 年,值为 1.1345 且统计学有效性强,说明该变量的作用也是动态变化的。④控制变量中,劳均技能由期初的负影响转变到 2013 年的积极影响、外资比重的作用由期初的显著正影响降低到 2013 年的弱负影响,说明近年来中国逐渐走向依靠内需和人力资本的发展道路。此外,反映城市等级(省会城市等)的虚拟变量系数由正向影响转为负向影响,说明直辖市等城市的相对优势正在趋弱,大城市间生产率变化表现出一定的趋同性。简言之,在多中心城市的动态演变中,多中心集聚效应在 2003—2011 年对城市生产率的影响最为显著(以 2007 年为时点,前后扩展 1 个滞后期),而这段时间可视为多中心城市的加速发展期①。

五、结论与政策含义

水平的蔓延和立体的多中心集聚是城市扩张的两种基本形态,它们是否有利于提高城市生产率,对未来中国新型城镇化道路选择有重要判别作用。现有文献认为城市蔓延不利于生产率增长,这不仅与现实中城市不断扩张的事实相悖,而且在理论上也有缺陷,仅停留在分析城市蔓延而忽视多中心集聚对生产率的影响。为此,本文分析城市扩张中水平蔓延向多中心集聚演进的机制及对城市生产率的影响,并运用 1997—2013 年中国 286 个城市面板数据实证检验。

1. 研究结论

(1)不同于水平的蔓延,多中心集聚通过空间结构优化,提高城市生产率。传统的城市蔓延主要起因于家庭对住宅需求的增加,引发单一的住宅部门围绕市中心向外递减延伸的模式,通过总量的城市规模、均量的平均密度和土地—劳动要素替代关系影响城市生产率。而多中心集聚主要起因于制造业区位迁移并形成城市次中心,这个过程与制造企业的产品外销比例、在市中心占地面积、市中心商业地租等因素有关。此外,服务业次中心也开始兴起。多中心集聚模式,有助于优化空间结构,加强集聚效应,通过制造业集聚、服务业集聚、服务业与制造业互动效应影响城市生产率。

① 这个判断基于制造业在多中心城市发展的历程,因为制造业次中心与制造业发展紧密相关。

(C)1994-2020 China Academic Journal Electronic Publishing House. All rights reserved. http://www.cnki.net

(2)水平的空间蔓延对城市生产率影响不显著,但不表现为负面影响。基于中国286个城市的经验表明,就业密度通常随水平蔓延降低,有助于提高制造业生产率,但会降低服务业生产率,在产业间差异明显;土地—劳动要素替代效应总体不明显,但在不同城市有显著差异,对多中心的(特)大城市,高技能劳动替代土地而有利于提高生产率,对单中心的中小城市则相反;城市规模在不同城市表现出差异性,除规模过大的城市负面影响生产率外,没有得到规律性的结论。这些影响部分相互抵消,总体效果不明显。

(3)多中心集聚显著提高城市生产率,并在不同时点(发展阶段)、不同类型的城市存在差异。实证结果还表明,制造业次中心的集聚效应最为显著,制造业与服务业的互动效应有较强的积极作用,不过生产性服务业集聚表现为弱的负效应。对多中心城市的不同发展阶段,多中心集聚在加速发展期影响显著,大约对应2003—2011年城市生产率的变化;对不同类型的城市(单中心、转变型和多中心),多中心集聚对转变型城市的作用相对显著,而对规模过大城市影响不显著。

2. 政策含义

(1)纠正对城市蔓延的认识误区,对蔓延宜"疏"不宜"堵"。城市蔓延中,只要形成有效的多中心集聚,就不会造成资源浪费,甚至会提高城市生产率。蔓延与多中心集聚是两种相互依赖的空间扩张方式,不应限制城市蔓延而应合理引导,促进多中心集聚。20世纪80年代,国家以控制规模为导向的城镇化政策,制约了大城市的发展,而近二十年来大城市空间快速扩张,经济高效运行,培育了一批有竞争力的国际性城市,因此对蔓延宜"疏"不宜"堵"。

(2)制造业次中心是多中心集聚的关键,宜采取产城融合的模式。制造业次中心是多中心集聚的主要方式,在建设中尽可能采取产城融合模式,发挥制造业集聚效应,带动服务业配套发展,并使居民就近就业,提高城市运营效率。如苏州工业园区,积极实施产城融合战略,已成为城市重要副中心,是苏州城市经济高效运行的重要依托。反之,有些城市在蔓延中的"新区",只有产业而没有配套服务,居民在新区和老城区之间的"候鸟"型迁移,增加通勤成本,不利于提高效率。

(3)中小城市在蔓延中应集中资源,选好次中心建设的突破口。中小城市缺乏大城市显著的集聚效应,也缺乏足够的财力支持,特别在中西部地区,应根据城市对外经济联系主要方向选择轴线开发,如沿主要交通干线(铁路和公路)、黄金水道或大城市引力方向,集中有限资源建设新城或边缘城市(Edging City),减少城市蔓延中的同心圆式"摊大饼",避免资源浪费和低效运行。

〔参考文献〕

〔1〕王家庭,张俊韬. 我国城市蔓延测度:基于35个大中城市面板数据的实证研究[J]. 经济学家,2010,(10):56-63.

〔2〕Glaeser, E., and M. Khan. Sprawl and Urban Growth [A]. Henderson, J. V., and J. F. Thisse. Handbook of Regional and Urban Economics.(Vol.4)[C]. Amsterdam: Elsevier, 2003.

〔3〕Fallah, B. N., M. D. Partridge, and M. Olfert. Urban Sprawl and Productivity: Evidence from U.S. Metropolitan Areas[J]. Papers in Regional Science, 2011,90(3):451-472.

〔4〕秦蒙,刘修岩. 城市蔓延是否带来了我国城市生产效率的损失?——基于夜间灯光数据的实证研究[J]. 财经研究,2015,(7):28-40.

〔5〕Sveikauskas, L. The Productivity of Cities[J]. The Quarterly Journal of Economics, 1975,89(3):393-413.

〔6〕王小鲁. 中国城市化路径与城市规模的经济学分析[J]. 经济研究,2010,(10):20-32.

〔7〕O'sullivan, A. Urban Economics (8th edition)[M]. 北京:中国人民大学出版社,2013.

〔8〕Alonso, W. The Economics of Urban Size[J]. Papers in Regional Science, 1971,26(1):67-83.

(C)1994-2020 China Academic Journal Electronic Publishing House. All rights reserved. http://www.cnki.net

〔9〕Capello, R., and R. Camagni. Beyond Optimal City Size: An Evaluation of Alternative Urban Growth Patterns [J]. Urban Studies, 2000,37(9):1479-1496.
〔10〕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.
〔11〕Ciccone, A., and R. E. Hall. Productivity and the Density of Economic Activity [J]. American Economic Review, 1996,86(1):54-70.
〔12〕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.
〔13〕苏红键, 魏后凯. 密度效应、最优城市人口密度与集约型城镇化[J]. 中国工业经济, 2013,(10):5-17.
〔14〕Combes, P. Economic Structure and Local Growth: France 1984—1993[J]. Journal of Urban Economics, 2000, (47):329-355.
〔15〕Kolko, J. Urbanization, Agglomeration and Co-Agglomeration of Service Industries[A]. Glaeser, E. Agglomeration Economics[C]. Chicago: The University of Chicago Press, 2010.
〔16〕江静,刘志彪,于明超. 生产者服务业发展与制造业效率提升: 基于地区和行业面板数据的经验分析[J]. 世界经济, 2007,(8):52-62.
〔17〕张浩然. 生产性服务业集聚与城市经济绩效:基于行业和地区异质性视角的分析[J]. 财经研究, 2015,(5):67-77.
〔18〕魏守华,周山人,千慧雄. 中国城市规模偏差研究[J]. 中国工业经济, 2015,(4):5-17.
〔19〕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.

Urban Sprawl, Multi-center Agglomeration and Productivity

WEI Shou-hua, CHEN Yang-ke, LU Si-hua
(School of Economics, Nanjing University, Nanjing 210093, China)

Abstract: Horizontal sprawl and multi-center agglomeration are two patterns of urban spatial expansion, and it is meaningful to evaluate how they affect urban productivity in order to promote land-use more efficiency in the process of new-type urbanization in China. The existing literature only analyzes the impact of sprawl on urban productivity and considers that it negatively affects productivity. This paper argues modern urban expansion is not only the former pattern that the single residential sector gradually sprawls outward city center, but the latter one of multi-center agglomeration that service sector clusters in city center and manufacturing sector agglomerates in peripheral sub-centers. The new expansive pattern produces positive agglomeration effects whereas affecting little commuting cost, therefore it could improve productivity. Based on data in the period from 1997 to 2013 of 286 Chinese prefecture-level cities, the empirical results show that multi-center agglomeration significantly improves urban productivity through the effects of manufacturing sector clustering in sub-centers and its interaction with producer services, while sprawl has no evident impact. The results also demonstrate that the effects of multi-center agglomeration vary under different circumstances. It is significant in the period of 2003 to 2011, which is the speeding-up stage of urban expansion, and significantly promotes productivity for those cities transited from mono-center to multi-center while having no sign for those too large cities. Therefore, the key factor is multi-center agglomeration instead of horizontal sprawl that maintains high economic efficiency in the process of urban expansion.

Key Words: urban sprawl; multi-center agglomeration; mono-center city; multi-center city; productivity
JEL Classification: O18 R11 R12

〔责任编辑:覃毅〕

(C)1994-2020 China Academic Journal Electronic Publishing House. All rights reserved. http://www.cnki.net