
大城市的低加成率之谜:集聚效应和竞争效应

赵瑞丽 尹翔硕 孙楚仁*

内容提要 本文使用 1998–2007 年中国工业企业数据和《中国城市统计年鉴》数据,在 Combes 等(2012)理论框架的基础上,通过引入城市规模和集聚外部性,研究了城市规模扩张对企业加成率及其分布的影响。研究结果表明:无论是否存在集聚外部性或集聚对不同生产率企业的非对称影响,大城市企业的加成率水平都更低;大城市企业加成率的分布比小城市更均匀,其资源配置效率更高;当给定城市规模时,高生产率企业的加成率受城市竞争效应的负向冲击较小。此外,本文将城市规模扩张对企业加成率的影响效应分解为集聚、竞争及选择效应后发现,大城市的竞争和集聚效应的净效应为负,导致大城市企业加成率分布相较于小城市左移。

关键词 城市规模 集聚外部性 企业加成率

一 引言

经济活动的区位选择和生产要素在空间上的配置对解释城市间经济增长的差异至关重要(Fujita 和 Thisse 2003; 梁琦 2007)。随着中国贸易开放程度加深和城镇化率的提高,生产要素在空间上的流动强度和规模也在不断变大,形成了不同层次的要素集聚和产业集中,重塑了经济活动在各城市间的分布格局。2014 年,占全国面积不

* 赵瑞丽:上海对外经贸大学国际经贸学院 上海市松江区文翔路 1900 号 201600 电子信箱:zhaoruilishift@163.com;尹翔硕:复旦大学经济学院 上海市杨浦区国权路 600 号 200433;孙楚仁:西南财经大学国际商学院 四川省成都市温江区西南财经大学通博楼 B509 611130 电子信箱:sunchuren@foxmail.com。作者感谢谭用、陈强远、徐灏龙及陈孝东的帮助以及匿名审稿人的有益建议。当然,文责自负。

到3%的长三角地区的16个核心城市集聚了中国地区生产总值的16.65%和进出口总额的29.98%^①。经济活动在少数城市的集中是中国现阶段经济空间分布的显著特征。这不仅引发了城镇化发展道路选择以及最优城市规模体系的讨论(陆铭等,2011;刘修岩等2017),也使得学者们更加关注大城市集聚背后带来的经济福利效应。

经济活动的集中首先反映了生产外部性的存在(Krugman,1991)。Marshall(1890)最早提出集聚和集聚外部性的概念,认为集聚外部性主要有3个来源:由市场规模带来的投入产出关联、劳动力池效应以及知识和技术等信息外溢效应。Duranton和Puga(2004)将这些外部性进一步总结为共享、匹配和学习机制。正是因为经济集聚正外部性的存在,较多企业特别是高生产率企业选择到大城市进行生产(Baldwin和Okubo,2006;Combes等2012)。然而,城市规模扩大产生的集聚外部性在吸引各类企业进入的同时,也带来了竞争效应和拥挤效应。在这些效应的共同影响下,只有生产率较高的企业才能在大城市存活,因此大城市中企业的平均生产率更高(Combes等,2012;陈强远等2016;张国峰等2017)。如果给定大城市企业的生产率更高,那么大城市企业的加成率是否也会更高?作为衡量集聚净效应的有效工具,大城市企业加成率的高低不仅反映了企业在规模经济和规模不经济间的权衡,也关系着消费者的福利大小。企业加成率越低意味着消费者的福利净损失越小。然而现有研究主要是从供给层面探讨中国大城市带给企业的外部性(陈强远等2016;张国峰等2017),较少从消费者福利角度(加成率)关注中国城市规模扩大对其产生的影响。

企业加成率指企业价格与边际成本的比值。一方面,城市规模扩大会通过集聚外部性提高企业的生产率,进而对企业加成率产生正向影响(Melitz和Ottaviano,2008);另一方面,城市规模扩大带来的竞争效应又会导致企业加成率降低。因此,城市规模扩大对企业加成率的影响方向是不确定的。Ottaviano等(2002)在Krugman(1991)模型的基础上引入二次效用函数考察了城市规模扩张带来的竞争效应对企业加成率的影响^②,但该模型没有考虑企业生产率的异质性。根据异质性企业贸易理论,生产率对企业的经济表现有重要影响(Melitz,2003)。不仅如此,很多文献认为城市规模对不同生产率企业的影响存在异质性(Baldwin和Okubo,2006;Combes等,2012)。因此,将集聚外部性对异质企业的非对称影响引入城市规模对加成率影响的分析中,就变得十分重要,也更切合实际。

① 数据来源于 <http://zhejiang.mofcom.gov.cn/article/sjdixiansw/201502/20150200904528.shtml>。

② 该模型假定企业的生产率是相同的,即企业的边际成本相同,从而价格的变化就是加成率的变化。

Melitz 和 Ottaviano(2008) 在 Ottaviano 等(2002) 的基础上引入企业异质性,考察了市场规模对企业加成率的影响。然而该模型将一国内部视为一个地区,且未引入集聚外部性的影响。Bellone 等(2014) 在该模型的基础上同时考虑了产品质量和企业所在区位的差异。他们发现地区规模扩张导致的竞争程度增强会降低企业的加成率。但这些模型设定都假定市场规模本身即可引致较多企业进入,并未考虑城市规模对企业生产率的正外部性以及不同生产率企业的非对称影响。Hottman(2017) 使用美国 55 个大都市的 16 000 家零售企业的条形码数据研究发现,城市规模扩大会显著降低零售业企业的平均加成率及企业间的加成率离散度,提高消费者可消费的产品种类,从而有利于消费者福利提高。然而该研究主要是针对零售行业,而不是考察制造业企业的加成率在大城市的表现。同时,集聚对企业加成率的影响并不是一致为负的。Combes 和 Lafourcade(2011) 在非长期均衡的模型中推出集聚经济对加成率的影响为正。总之,由于经济集聚会同时带来正和负的外部性,且对不同生产率企业的影响存在非对称性,有关城市规模与企业加成率的关系以及背后的影响机制还有待进一步考察。

以中国为背景的相关研究中,现有研究主要考察了集聚或城市规模扩大对企业生产率、经济增长、地区收入不平等以及工资的影响(范剑勇 2006; Hering 和 Poncet 2010; 陈强远等 2016; 张国峰等 2017),而探讨城市规模与企业加成率相关关系的研究较少,也未从理论上给出明确的影响机制。和本文比较接近的是 Zhao(2011) 与 Lu 等(2012) 的研究,但 Zhao(2011) 的模型框架假定集聚外部性对所有企业生产率的影响相同。在该设定下,城市规模扩张使得所有企业加成率的下降幅度也相同,忽略了城市规模对不同生产率企业的影响存在异质性。Lu 等(2012) 使用 1998-2005 年中国工业企业数据考察了企业转换行业带来的集聚变化对企业加成率的影响。但该文并没有进一步考察城市规模扩张对企业加成率及加成率分布的影响。企业间加成率分布的离散度是产生资源错配的重要来源之一(Lu 和 Yu 2015),企业间加成率离散度越高,资源配置效率越低。然而,较少有研究直接考察城市规模扩大对企业加成率分布的影响,特别是在中国这样一个区域发展不平衡的背景下。而这对于我们理解大城市的资源配置效率问题以及如何在兼顾效率和公平下制定最优城市规模体系有重要意义。

进一步地,目前对不同规模城市间集聚效应和竞争效应的分解主要是基于企业生产率分布(Combes 等 2012; 陈强远等 2016; 张国峰等 2017),较少有研究对影响不同规模城市间企业加成率分布的集聚效应和竞争效应进行分解并估计其相对大小。由于竞争效应的存在,大城市中企业加成率分布和生产率分布的形状可能存在显著差异。由城市规模扩张引致的竞争效应会使城市的价格上界下降,进而对企业产生两种

影响。一方面在位企业的平均加成率下降;另一方面价格上界的下降会使低效率企业的利润减少。由于利润无法涵盖成本,这些低效率企业被迫退出市场,大城市的选择效应增强。在考察不同规模城市间的企业生产率分布时,大城市的生产率优势主要来自集聚效应和由竞争引致的选择效应,无法观测由竞争效应带来的价格上界和企业加成率的变化。因此,有必要对影响不同城市间企业加成率分布的集聚效应、竞争效应和选择效应进行分解^①,比较不同效应对城市间加成率分布的作用机理和相对大小。和本文比较接近的是盛丹和张国峰(2018)的研究,他们考察了开发区对企业加成率的影响,并在Combes等(2012)方法的基础上分解了开发区相对于非开发区企业的竞争效应和集聚效应。然而该文研究的是特殊经济开发区存在导致的经济影响,并不是对不同规模城市间集聚和竞争效应的分解。

综上所述,本文首先借鉴Combes等(2012)的理论框架,通过引入城市规模和集聚外部性,在理论上拓展了城市规模影响企业加成率及其分布的作用机制。其次,本文使用1998-2007年中国工业企业数据库数据,利用De Locker和Warzynski(2012)的方法估计了各城市内每个企业的加成率,并结合中国城市统计年鉴数据验证本文的理论命题。最后,本文在Combes等(2012)研究的基础上分解了影响不同城市间企业加成率分布的集聚效应、竞争效应和选择效应,并估计得到其相对大小。

与现有研究相比,本研究在以下方面进行了拓展:第一,不同于Zhao(2011)的研究,本文纳入城市规模扩张对不同生产率企业的异质性影响,并比较了不同类型的集聚对价格上界(竞争效应)和加成率的影响。当存在集聚对所有企业都相同的外部性和集聚对不同生产率企业的非对称影响时,进入大城市的企业数目比不存在集聚外部性时更多,竞争效应更大。由于竞争效应超过集聚效应,从而雇佣规模越大的城市企业,其加成率越低。同时本文还发现由城市规模扩张产生的竞争效应对高生产率企业的影响较小。这一影响在现有集聚与加成率的文献中并未提及。第二,本文从理论和经验上论证了大城市企业间加成率的分布更加均匀,即大城市的资源配置效率更高,弥补了城市规模与资源配置效率方面的研究空白。第三,本文将城市规模影响企业加成率的集聚效应、竞争效应和选择效应进行了分解,并估计了竞争效应的相对大小。本文分解结果表明大城市集聚效应和竞争效应的净效应为负,企业加成率分布整体左移。由于较低的价格和加成率代表了较少的福利净损失,本文的结果支持了大城市消费者福利更高。

^① 本文的竞争效应与陈强远等(2016)研究中所代表的含义存在区别。陈强远等(2016)文中的竞争效应指的是“扩张效应(dilation)”,实际上是集聚效应,其大小取决于集聚对哪类企业的生产率影响更大,决定了加成率分布的离散度。本文的竞争效应主要是指导致城市价格上界和在位企业加成率下降的竞争效应。

本文内容安排为:第二部分构建理论模型并提出理论命题;第三部分说明数据来源和指标测度;第四部分是模型设定与回归结果分析;第五部分是进一步分析;第六部分分解城市规模对企业加成率的影响;最后总结全文。

二 理论模型构建与研究命题

本节借鉴 Combes 等(2012)的分析思路,通过引入城市规模和集聚外部性,考察城市规模扩张对企业加成率及其分布的影响。

(一) 需求

假设经济中有 I 个地区,企业所在地区 i 的人口(劳动力)总数用 L_i 表示。经济中只存在一个垄断竞争的行业。为了考察劳动力集聚对企业加成率的影响,我们假设人口在地区之间不流动且不同地区的消费者是同质的。根据 Melitz 和 Ottaviano(2008)的模型设定,代表性消费者的效用函数可表达为:

$$U = q^0 + \alpha \int_{k \in \Omega} q^k dk - \frac{1}{2} \gamma \int_{k \in \Omega} (q^k)^2 dk - \frac{1}{2} \eta \left(\int_{k \in \Omega} q^k dk \right)^2 \quad (1)$$

其中, q^0 表示消费者消费同质产品的数量, q^k 表示消费者消费差异化产品 k 的数量。 α 和 η 分别是差异化产品和同质产品的替代弹性。 α 越大和 η 越小表示消费者对异质性产品的需求越大。 γ 是差异化产品之间的替代弹性, γ 越大,产品间的差异化程度越高,且这3个弹性都大于0,即 $\alpha > 0$, $\gamma > 0$, $\eta > 0$ 。对消费者效用函数进行最大化求解,即可得到每种产品 k 的反需求函数:

$$p^k = a - \gamma q^k - \eta Q^k \quad Q^k = \int_{k \in \Omega} q^k dk \quad (2)$$

其中, p^k 表示产品 k 的价格, Q^k 是所有差异化产品的消费数量总和。假设集合 Ω 表示均衡时消费者消费的产品种类集合,总的产品种类数目用 N 表示。那么平均产品价格可表示为: $\bar{P} = \frac{1}{N} \int_{k \in \Omega} p^k dk$ 将其代入公式(2)并对产品 k 进行加总,可得总的产品消费量:

$$Q^k = \frac{N(\alpha - \bar{P})}{\gamma + N\eta} \quad (3)$$

将(3)式代入(2)式可得每个消费者对消费品 k 的需求量为:

$$q^k = \begin{cases} \frac{1}{\gamma + \eta N} \left(\alpha + \frac{\eta}{\gamma} N \bar{P} \right) - \frac{1}{\gamma} p^k & p^k \leq \bar{h} \equiv \bar{P} + \frac{\gamma(\alpha - \bar{P})}{\gamma + \eta N} \\ 0, & p^k \geq \bar{h} \end{cases} \quad (4)$$

其中, \bar{h} 为消费品需求数量为 0 时的价格上界。由于每个地区的消费者函数都是对称的, 因此地区 i 生产产品 k 的企业面临的总需求函数可表示为:

$$q_i^k = \frac{L_i}{\gamma + \eta N_i} \left(\alpha + \frac{\eta}{\gamma} N_i \bar{P}_i \right) - \frac{L_i}{\gamma} p_i^k \quad (5)$$

(二) 生产

假设生产同质产品是规模报酬不变的, 生产 1 单位产出需要投入 1 单位劳动力, 单位劳动工资为 1。生产差异化产品的企业彼此之间进行垄断竞争, 一个企业只生产一种产品, 产品之间存在差异性。企业为进入行业需要支付固定成本 f_e , 然后才能观测到其生产的边际成本 (c)。我们假设边际成本 c 服从上界为 c_m 、形态参数为 σ 的帕累托分布, 即成本的累积分布函数可表示为: $G(c) = (c/c_m)^\sigma$ 。

(三) 集聚经济

由于不同地区劳动力规模不同, 企业边际成本的大小还会受到集聚外部性的影响。劳动力规模越大的地区, 由劳动力之间相互交流产生的知识溢出效应越大, 从而集聚外部性越大, 企业生产率越高 (Duranton 和 Puga 2004)。借鉴 Combes 等 (2012) 的设定, 由城市规模扩张产生的集聚外部性主要有两种: 一种是对所有企业生产率有相同影响的集聚外部性 (a_i); 另一种是对不同生产率企业有异质性影响的集聚外部性 (d_i)。地区 i 边际成本为 c 的企业其生产率提高的倍数可表达为 $a_i c^{-d_i+1}$ 。其中, $a_i = a(L_i)$, $a_i(0) = 1$, $a_i' > 0$, $a_i'' < 0$, $d_i = \ln d(L_i)$, $d_i(0) = 1$, $d_i' > 0$, $d_i'' < 0$, L_i 为地区 i 的劳动力人数。根据该设定, 不同地区企业的生产率可表示为 $a_i c^{-d_i}$ 。

由于每个企业只生产一种产品, 产品与企业是一一对应的。假设产品 k 是由 i 地区边际成本为 c 的企业生产, 那么地区 i 生产 k 产品的企业还可标记为 (i, c)。地区 i 产品 k 的需求数量可重新表达为:

$$q_i(c) = \frac{L_i}{\gamma + \eta N_i} \left(\alpha + \frac{\eta}{\gamma} N_i \bar{P}_i \right) - \frac{L_i}{\gamma} p_i(c) = \frac{1}{\gamma} \left[\bar{P}_i + \frac{\gamma(\alpha - \bar{P}_i)}{\gamma + \eta N_i} \right] = \frac{1}{\gamma} [\bar{h}_i - p_i(c)] \quad (6)$$

其中 $\bar{h}_i = \frac{\alpha\gamma}{(\eta N_i + \gamma)} + \frac{\eta N_i}{(\eta N_i + \gamma)} \bar{P}_i$ 。在存在集聚外部性的情形下, 地区 i 中原边际成本为 c 的企业利润函数可重新表示为:

$$\pi_i(c) = \left[p_i(c) - \frac{c^{d_i}}{a_i} \right] q_i(c) \quad (7)$$

根据利润最大化原则, 地区 i 边际成本为 c 的企业最优定价为:

$$p_i(c) = 1/2(\bar{h}_i + c^{d_i}/a_i) \quad (8)$$

将 (8) 式代入 (6) 式, 我们可知消费者对消费品 k 的需求为:

$$q_i(c) = \frac{L_i}{2\gamma} \left(\bar{h}_i - \frac{c^{d_i}}{a_i} \right) \quad (9)$$

给定企业的单位产品价格和边际成本,地区*i* 边际成本为*c* 的企业加成率水平可表达为:

$$m_i(c) = \frac{p_i(c)}{\frac{c^{d_i}}{a_i}} = \frac{1}{2} (a_i \bar{h}_i c^{-d_i} + 1) \quad (10)$$

由(10) 式可知,企业加成率取决于企业生产率和所在地区的价格上界。企业生产率越高,其加成率水平越高;地区的价格上界越低,企业加成率越低,而地区的价格上界与城市规模密切相关。由此我们提出本文命题1。

命题1: 在任意地区,生产率越高的企业加成率水平越高。

我们令 $\nu_i(c) = m_i(c) - \frac{1}{2}$, 根据 $m_i(c)$ 和 $G(c)$ 的表达式, $\nu_i(c)$ 的分布函数为:

$$F(\nu_i) = 1 - \left[\frac{a_i \bar{h}_i / (2c_m^{d_i})}{\nu_i} \right]^{\frac{\sigma}{d_i}} \quad (11)$$

由于城市人口规模越大, σ/d_i 越小,说明企业加成率的分布形态参数会随着城市劳动力集聚水平的上升而下降,即大城市的加成率分布更均匀。由此,我们得到本文命题2。

命题2: 随着城市规模的扩大,大城市的加成率分布更均匀。

(四) 自由进入退出条件

在企业进入之前,企业的期望利润为 $\int_0^{c_D} \pi_i(c) dG(c) - f_e$ 。只要该期望利润大于0,企业就会源源不断地进入,直至期望利润为0 为止。因此,企业自由进入退出市场的均衡条件为:

$$\int_0^{c_D} \pi_i(c) dG(c) - f_e = \frac{L}{4\gamma} \int_0^{c_D} \left[\bar{h}_i - \left(\frac{c^{d_i}}{a_i} \right) \right]^2 dG(c) - f_e = 0 \quad (12)$$

其中, c_D 为企业进入的临界边际成本。令利润方程(7) 式为0,我们可得市场的临界成本 c_D , 其满足 $\bar{h}_i = \frac{c_D}{a_i c_D^{-d_i+1}} = \frac{c_D^{d_i}}{a_i}$ 。因此(12) 式可重新表示为:

$$\frac{L_i}{4\gamma} \int_0^{(h_i a_i)^{1/d_i}} \left[\bar{h}_i - \left(\frac{c^{d_i}}{a_i} \right) \right]^2 dG(c) - f_e = 0 \quad (13)$$

对(13) 式求解,可得价格上界的表达式为:

$$\bar{h}_i = \left[\frac{2\gamma(\sigma + 2d_i)(\sigma + d_i)c_m^\sigma f_e}{d_i^2 L_i (a_i)^{\frac{\sigma}{d_i}}} \right]^{\frac{1}{\frac{\sigma}{d_i} + 2}} = \left[\frac{2\gamma\left(\frac{\sigma}{d_i} + 2\right)\left(\frac{\sigma}{d_i} + 1\right)c_m^\sigma f_e}{d_i L_i (a_i)^{\frac{\sigma}{d_i}}} \right]^{\frac{1}{\frac{\sigma}{d_i} + 2}} \quad (14)$$

由(14)式可以看出,价格上界 \bar{h}_i 是城市规模 L_i 、集聚参数 a_i 和 d_i 的函数。下面我们分4种情形讨论价格上界和企业加成率如何随集城市规模 L_i 发生变化。

情形1:当 a_i 和 d_i 均为1时,即不存在集聚对企业生产率的任何外部性。价格上界的函数可表达为: $\bar{h}_i = \left[\frac{2\gamma(\sigma + 2)(\sigma + 1)c_m^\sigma f_e}{L_i} \right]^{\frac{1}{\sigma + 2}}$ 。

此时价格上界只是城市规模(L_i)的函数。城市规模越大,该城市的价格上界越低。较大的城市规模本身即可吸引较多企业,从而市场竞争程度加剧,价格上界下降。根据(10)式可知,企业加成率与所在城市的价格上界正相关,这意味着企业加成率与城市规模负相关。

情形2:当 $a_i = 1$ 而 $d_i \neq 1$ 时,即城市规模扩大对不同生产率企业存在非对称性影响。在这种情形下,价格上界可表示为: $\bar{h}_i = \left[\frac{2\gamma(\sigma/d_i + 2)(\sigma/d_i + 1)c_m^\sigma f_e}{d_i L_i} \right]^{\frac{1}{\sigma/d_i + 2}}$ 。

此时,括号内的多项式是城市规模(L_i)的减函数,而指数 $\frac{1}{\sigma/d_i + 2}$ 则是城市规模的增函数。由于 d_i 的最小值是1,即 $\frac{1}{\sigma/d_i + 2}$ 的最小值是 $\frac{1}{\sigma + 2}$,当 d_i 趋于无穷大时,该项的最大值是1/2。该项的变化幅度很小,远小于括号内 d_i 和 L_i 的下降幅度^①。因此,在该情况下,价格上界仍然是城市规模的减函数。对(10)式取对数可得如下方程:

$$\ln [2m_i(c) - 1] = \ln \bar{h}_i - d_i \ln c$$

由上述方程可知,当 $a_i = 1$ 而 $d_i \neq 1$ 时,给定企业边际成本不变,企业加成率仍然是城市规模的减函数。

情形3:当 $a_i > 1$ 而 $d_i = 1$ 时,城市规模扩大对所有企业生产率都有正外部性且不存在非对称性影响。此时,价格上界可表达为: $\bar{h}_i = \left[\frac{2\gamma(\sigma + 2)(\sigma + 1)c_m^\sigma f_e}{a_i^\sigma L_i} \right]^{\frac{1}{\sigma + 2}}$ 。

在此情形下,价格上界的表达式与Zhao(2011)的表达式相同。从该式可以看出,价格上界是 L_i 的减函数,且价格上界随城市规模增加而下降的幅度大于没有集聚外部性的情形即情形1。在此情形下,企业加成率可重新表达为:

① 限于篇幅,略去了该部分的数理推导,有兴趣的读者可向作者索取。

$$\ln [2m_i(c) - 1] = \frac{1}{\sigma + 2} \ln [2\gamma(\sigma + 1)(\sigma + 2)c_m^\sigma f_e - \ln L_i + 2\ln a_i] - \ln c$$

城市规模变化对企业加成率的影响取决于 $2\ln a_i - \ln L_i$ 。若该值取值为正,则需 $\ln a_i \geq (\ln L_i) / 2$ 。这意味着城市规模每扩大 100%,集聚外部性至少提高 50%。这在现实当中几乎是不可能的。因此,我们可以假设 $\ln a_i < (\ln L_i) / 2$ 。此时城市规模扩大对企业加成率的影响仍然为负。值得指出的是,相较于没有任何外部性的情况,该情形下的企业加成率相对较高。这主要是因为:虽然该情形下的市场竞争程度大于无外部性情形下的市场竞争程度^①,然而该情形下所有企业的加成率都得到了相同的集聚外部性补偿 $\ln a_i$,该集聚效应大于单纯由 a_i 引起的企业数目增加导致的竞争效应 $(\frac{\sigma}{\sigma + 2} \ln a_i)$,从而该情形下的加成率高于无任何外部性的情形。

情形 4: 当 $a_i > 1$ 且 $d_i \neq 1$ 时,即城市规模扩大不仅会对所有企业产生相同的正外部性,还会对不同生产率企业存在非对称影响。在该情形下,企业加成率可表示为:

$$\ln [2m_i(c) - 1] = \frac{1}{\sigma/d_i + 2} \ln [2\gamma(\sigma/d_i + 1)(\sigma/d_i + 2)c_m^\sigma f_e - \ln L_i - \ln d_i + 2\ln a_i] - d_i \ln c$$

结合情形 3 的讨论可知,多项式 $2\ln a_i - \ln L_i$ 为 L_i 的减函数, d_i 是 L_i 的增函数,因此 $2\gamma(\sigma/d_i + 1)(\sigma/d_i + 2)c_m^\sigma f_e - \ln L_i - \ln d_i + 2\ln a_i$ 是 L_i 的减函数, $\frac{1}{\sigma/d_i + 2}$ 是 L_i 的增函数。再根据情形 2 的讨论可知, $\frac{1}{\sigma/d_i + 2}$ 的增长幅度远小于 $2\gamma(\sigma/d_i + 1)(\sigma/d_i + 2)c_m^\sigma f_e - \ln L_i - \ln d_i + 2\ln a_i$ 的减少幅度。因此,我们仍然可以推知企业加成率是城市规模的减函数。此外,相较于情形 3,情形 4 下括号内的多项式 $2\gamma(\sigma/d_i + 1)(\sigma/d_i + 2)c_m^\sigma f_e - \ln L_i - \ln d_i + 2\ln a_i$ 下降幅度更大。这意味着该情形下,企业加成率随城市规模扩张下降的幅度可能比情形 3 更多。产生这一结果的主要原因是:在同时考虑城市规模扩张对所有企业生产率都相同的集聚外部性和对不同生产率企业的非对称影响之后,进入大城市的企业数目更多,企业间竞争效应更强,从而使得城市的价格上界下降较多,进而企业的加成率也下降较多。据作者所知,本文的这一结果尚未见于其他文献。综合以上 4 种情形讨论,我们得出本文命题 3。

命题 3: 无论是否存在对所有企业都相同的集聚外部性或集聚对不同生产率企业的非对称外部性,大城市企业的加成率水平都更低。

① 这是因为情形 3 下的价格上界比没有集聚外部性情形下的价格上界下降的幅度更大。

此外,从情形4中还可知,当集聚对不同生产率企业的影响非对称时,企业生产率与集聚外部性参数 d_i 的交乘项为正。这意味着给定城市规模对企业加成率的负向影响,无论 d_i 是否大于1,企业生产率对这一负向影响都有正向调节作用。不考虑集聚对不同生产率企业的非对称影响,是无法得到该结果的。由此,我们给出本文命题4。

命题4:城市规模的扩大会降低所有企业的加成率,但较高生产率企业的加成率降低的幅度相对较小。

三 数据说明与主要指标构建

(一) 数据说明

本文主要使用了1998–2007年时间段内的两类数据:一类是来自国家统计局的中国工业企业数据库数据;另一类是来自国家统计局公布的中国287个地级市年度统计年鉴。该数据统计了中国287个地级市的主要宏观变量信息。我们剔除了数据的异常指标,最终得到1998–2007年287个地级市、29个GB/T2位数行业572 211家企业共1910 638个观测样本^①。

(二) 指标构建与测度方法

1. 企业加成率的测度方法。本文主要参照De Loecker和Warzynsik(2012)的方法,以中间投入作为可变投入要素通过估计中间投入的产出弹性和计算中间投入的产出份额来估计企业的加成率^②。此外,为了检验本文结果的稳健性,我们也参照钱学锋等(2015)的会计方法计算企业加成率,以此作为加成率的替代指标。

2. 城市规模的衡量指标。根据前文的理论分析,集聚外部性主要源于同一城市内劳动力之间的交流学习等,从而城市的劳动力规模越大,企业从集聚经济中获得的外部性越大。我们使用城市制造业就业人口($\ln citysize$)作为城市规模的衡量指标。由于该指标可能会忽略服务业或农业就业人口集聚对企业的影响,为了稳健起见,我们还使用城市总就业人口($\ln emp$)作为城市规模的代理变量。此外,由于同一地区同一行业内的集聚程度对企业的影响要大于同一地区来自其他行业集聚程度的影响,因此我们参照Martin等(2011)的方法划分了城市行业内和行业间的集聚程度来考察不同来源的劳动力集聚对企业加成率的影响。其中,城市行业内的集聚程度($\ln local$)

① 限于篇幅,本文中国工业企业统计数据库数据的详细处理过程未报告,有兴趣的读者可向作者索取。

② 限于篇幅,具体测算方法见De Loecker和Warzynsik(2012)的研究。

使用该城市行业内雇佣人数的对数来衡量,城市行业间的集聚程度($\ln urban$)用该城市内除该行业外其他行业雇佣人数总数的对数来衡量。

(三) 典型事实

我们使用 De Loecker 和 Warzynsik(2012)的方法,估计出1998–2007年各行业内部企业的加成率。通过比较大城市和小城市企业加成率的核密度图,我们对本文的理论预测进行一个直观检验。首先根据样本期间城市规模的大小按照均值人口将城市划分为两类:高于均值划为大城市,低于均值划为小城市。然后根据这两类城市规模分别绘制出各类城市内部企业加成率的核密度图^①,如图1a所示。从图1a可以看出,大城市的加成率分布相较于小城市向左偏,即大城市低加成率的企业更多。为更好理解这一结果,我们还给出了大城市和小城市在企业生产率上的核密度图,如图1b所示。

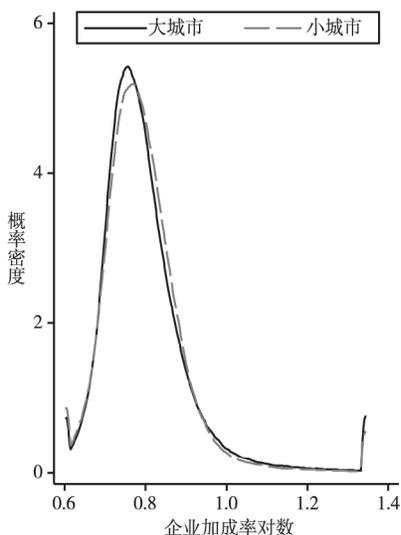


图1a 大-小城市企业加成率的核密度

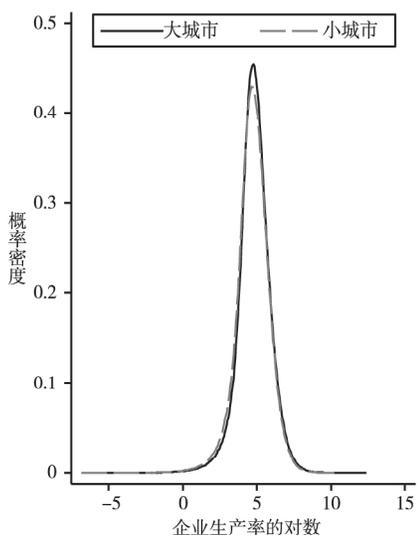


图1b 大-小城市企业生产率的核密度

图1 大-小城市企业加成率和企业生产率的核密度分布

从图1b可知,大城市的高生产率企业确实更多,且大城市低生产率企业的比例更低。这与现有对城市规模与企业生产率溢价的文献相呼应(余壮雄和杨扬,2014;陈强远等,2016)。如果大城市的集聚效应大于竞争效应,则企业加成率的分布应该与企业生产率的分布类似,并出现大城市企业加成率更高的情形。然而,无论是理论模

^① 为了剔除异常值的影响,我们删除了位于企业加成率前后1%的样本。

型推导结果还是经验比较都说明了大城市内企业平均加成率水平更低。这意味着在大城市竞争效应是大于集聚效应的。企业更倾向于降低加成率来应对竞争,从而使得大城市的企业加成率更低。

四 模型设定与回归结果分析

(一) 模型设定

根据本文命题 1 和 3 可知,城市规模和企业生产率对企业加成率有重要影响。为了更精确地估计这种影响,我们设计如下计量模型对其进行考察:

$$\ln markup_{iwo} = \beta_0 + \beta_1 \ln citysize_{it} + \lambda X_{iwo} + \chi Z_{iwt} + \omega_{iwo} + \varepsilon_t + \zeta_{iwo} \quad (15)$$

其中, $\ln markup_{iwo}$ 表示地区*i*行业*w*企业*o*在第*t*年的加成率对数值, $\ln citysize_{it}$ 为地区*i*在第*t*年制造业雇佣规模的对数,用来衡量城市规模大小。 X_{iwo} 是企业层面的主要控制变量集合, Z_{iwt} 是城市行业层面的控制变量集合。 ω_{iwo} 和 ε_t 分别表示企业和时间固定效应。 ζ_{iwo} 是误差项,服从正态分布。下面我们对企业层面和城市行业层面的控制变量进行说明。

(二) 控制变量选取和测度

1. 企业层面的控制变量。(1) 企业的全要素生产率($\ln tfp$),使用 Levinsohn 和 Petrin(2003)方法来衡量;(2) 企业的中间投入比率($\ln pinput$),使用中间投入占工业总产值的比率来衡量;(3) 企业的资本劳动比($\ln kl$),使用企业的固定资产净值除以企业雇佣人数的比值的对数来衡量;(4) 企业的年龄($\ln age$):使用企业所处年份减去成立年份的对数来衡量;(5) 企业的出口状态($exportdum$),回归中控制了企业是否出口这一虚拟变量;(6) 企业的所有权状态($regitype$),划分为国有和集体企业、民营企业、外资企业和港澳台企业。

2. 城市行业层面的主要控制变量。我们参照钱学锋等(2015)的研究,选取了城市 4 位码行业的赫芬达尔指数(hhi)来衡量地区内某一产业的垄断程度。该值越大,说明市场集中度越高,行业内的垄断程度越高。

(三) 基准回归结果分析

基准模型的回归结果见表 1。表 1 的第(1)和(2)列是以制造业总雇佣人口($\ln citysize$)作为城市规模代理指标的回归结果;第(3)列是以城市总雇佣人口($\ln emp$)作为城市规模代理变量的回归结果;第(4)列是使用城市行业内的雇佣规模($\ln local$)作为城市规模的替代指标;第(5)列是工具变量法回归结果。从(1)-(4)列的回归结果

可知,在控制了企业和城市行业层面的主要特征变量以及企业和时间的固定效应后,城市规模扩张对企业加成率的影响显著为负,验证了本文的命题2。城市规模会同时带来

表1 基准回归结果

	ln markup				工具变量法 (5)
	固定效应模型			(4)	
	(1)	(2)	(3)		(4)
ln citysize	-0.0126* (0.0061)	-0.0109*** (0.0029)			-0.0082* (0.0041)
ln emp			-0.0088** (0.0030)		
ln local				-0.0034*** (0.0005)	
ln urban				-0.0078** (0.0026)	
ln tfp		0.0149*** (0.0040)	0.0145*** (0.0041)	0.0149*** (0.0040)	0.0196*** (0.0041)
exportdum		0.0070 (0.0038)	0.0072 (0.0038)	0.0071 (0.0038)	0.0081 (0.0047)
ln kl		0.0052*** (0.0006)	0.0053*** (0.0006)	0.0052*** (0.0006)	0.0068*** (0.0005)
pinput		-1.0539*** (0.0550)	-1.0567*** (0.0564)	-1.0537*** (0.0550)	-1.0309*** (0.0713)
ln age		-0.0004 (0.0007)	-0.0006 (0.0007)	-0.0004 (0.0007)	0.0028* (0.0012)
hhi		-0.0056 (0.0037)	-0.0042 (0.0041)	-0.0089* (0.0037)	-0.0080 (0.0053)
常数项	0.9437*** (0.0761)	1.5992*** (0.0788)	1.4972*** (0.0693)	1.5919*** (0.0782)	
观测值	1134 842	1113 315	1091 801	1113 315	805 942
R ²	0.0053	0.5485	0.5471	0.5485	0.5334

说明: *、**和***分别表示参数的估计值在5%、1%和0.1%的统计水平上显著,括号内的值为聚类到城市层面的稳健标准误,后表同^①。所有回归都控制了企业、年份固定效应和所有权虚拟变量。第(5)列工具变量法下的弱识别检验和识别不足检验统计值分别为210.842和276.786。Hansen J统计量和其对应p值为2.424和0.2975。

^① 本文的回归结果在控制了更多的城市特征变量如城市人均GDP和城市年平均工资对数之后依然不发生根本性变化,说明本文结构的稳健性。作者感谢匿名审稿人的有益建议。

集聚效应和竞争效应。由于竞争效应大于集聚效应,从而就业规模越大的城市,企业的平均加成率越小。企业生产率对企业加成率的影响系数显著为正,表明企业生产率越高,企业加成率越高,这与现有理论和经验文献的结论以及本文命题1的预测一致。

(四) 工具变量回归结果

在考察城市规模对企业加成率的影响时,城市规模的潜在内生性问题是一个不容忽视的问题。一方面,由城市规模扩大产生的竞争效应会使企业加成率降低。另一方面,企业加成率与企业利润密切相关,企业可预期利润的高低是企业选址的重要动力。由于大城市提供了更大的市场潜力和集聚外部性,企业可预期利润较高,从而吸引较多企业进入大城市,进一步扩大了城市规模。这使得城市规模和企业加成率之间可能存在反向因果关系。此外,由于各城市在地理、历史和文化等方面存在差异,潜在的遗漏变量问题也可能造成城市规模与企业加成率的内生性问题。准确识别城市规模对企业加成率的影响,须克服或尽可能减少内生性问题。在这里,我们主要采用工具变量法尽可能减少本文潜在的内生性问题。

城市规模实际上是就业人口的集聚。较大的人口规模具备了较大的市场潜力,从而吸引各类企业进入,而企业的进入又带来劳动和资本要素的集中,进一步扩大了城市规模。因此,类似于对集聚工具变量的选择,我们对城市规模的工具变量选择具有历史特征的工具变量。在现有文献基础上,本文主要选取了以下3类工具变量:第一,参照章元和刘修岩(2008)的方法,我们选择1984年的人口密度作为城市规模的工具变量。历史上人口密度较高的城市具备了人口集聚的潜在条件如自然环境、经济条件等,其在未来成为规模较大城市的概率更高。同时,1984年的城市特征与本文的样本区间跨度较大,从而可以大大减少内生性关联。第二,我们选择各地级市到港口的距离作为城市规模的工具变量。距离沿海越近的城市,其规模一般越大。由于各地级市到港口的距离是外生决定的地理因素,从而适合作为本文的工具变量。第三,参照现有工具变量选择的通常做法,我们还选择了滞后1期的城市规模作为本城市规模的第3个工具变量。

我们使用以上选取的3个工具变量采用工具变量法对本文的结果进行再次检验,回归结果见表1第(5)列^①。从第(5)列的回归结果来看,在控制了企业层面和城市行业层面的主要特征变量后,城市规模对企业加成率的影响仍显著为负,与基准结果类似。企业生产率对企业加成率的影响也显著为正。工具变量法的结果再次验证了本文的理论预测,大城市企业的加成率在平均意义上更低。其中,弱识别检验统计值和识别不足检

^① 限于篇幅,本文只保留了工具变量法下识别的回归结果。

验统计值较大,拒绝了工具变量与城市规模不相关和相关性较弱的假定。同时过度识别检验中 Hanson J 的统计值较小且 p 值不显著,说明工具变量与误差项不相关,满足外生性假定。其他企业层面的特征变量在符号和显著性上没有发生根本变化,说明本文结论稳健。

(五) 更多稳健性分析

本文还进行了多个稳健性分析,以确保本文主要研究结果的可靠性。第一,由于样本期间企业可能会更换城市,因此我们去掉了城市区位发生变化的企业样本,并对回归方程进行了重新回归。第二,特大城市的存在可能会使得本文的回归结果存在偏差。为了得到更一般性的结论,避免本文的结果是由这些特大城市带来的,本文剔除了上海、北京、深圳和广州这 4 个特大城市的样本重新进行回归。第三,为了避免本文结果是由企业加成率的特定估计方法带来的,我们还使用会计方法下计算得到的加成率指标进行了重新回归。第四,本文考虑了区位差异(东、中、西部)、城市集聚程度的二次项、企业所有权差异以及企业所在行业竞争程度的差异对本文结果的影响。通过上述检验,本文核心结论仍然成立。同时本文的回归结果还表明城市规模对民营和外资企业的企业加成率影响显著为负,对国有企业的影响不显著。不仅如此,这一影响在地区间存在差异。城市规模对企业加成率的负向影响在东部和西部地区成立,在中部地区不显著。此外,相对于差异化程度较低的行业,城市规模扩张对差异化程度较高行业内企业加成率的负向影响更大^①。

五 进一步分析

在基准回归中,我们利用中国制造业企业水平的数据检验了命题 1 和命题 3 的结论。在这一节,我们对命题 2 和 4 进行验证,考察高生产率企业的加成率随着城市规模的提高是否下降幅度更小以及大城市企业加成率的分布是否更加集中。

(一) 城市规模对企业生产率的非对称效应

根据本文命题 4,城市规模扩大会降低所有企业的加成率,但高生产率企业加成率的降低幅度要低于低效率企业,即生产率对城市规模与企业加成率的负向关系有调节作用。为验证这一命题,我们用城市规模与企业生产率的交互项来捕捉城市规模扩张对不同生产率企业加成率的异质性影响。为此我们构建如下计量方程:

$$\ln markup_{i,cot} = \beta_0 + \beta_1 \ln citysize_{it} + \beta_2 \ln citysize_{it} \times \ln tfp_{i,cot}$$

^① 限于篇幅,未报告本部分稳健性分析的回归结果,备索。

$$+ \lambda X_{iwo1} + \chi Z_{iwl} + \omega_{iwo} + \varepsilon_i + \zeta_{iwo1} \quad (16)$$

其中,除交互项系数之外,其他变量的符号和含义与(15)式相同。在(16)式中, β_2 是我们关注的重点,预期 β_2 的符号为正,即城市规模越大,企业生产率越高,企业加成率的下降幅度越小。具体回归结果如表2所示。(1)-(3)列的回归结果显示,城市规模对企业加成率的影响显著为负,与基准结果类似。城市规模与企业生产率的交互项系数 β_2 显著为正,意味着给定城市规模,高生产率企业的加成率较高,验证了本文命题4。高生产率企业本身制定的加成率较高,城市规模扩大带来的集聚外部性提高使得高生产率企业的加成率进一步提高,部分抵消了由竞争效应带来的加成率下降。

表2 城市规模对不同生产率企业加成率的异质性影响

	ln markup		
	(1)	(2)	(3)
ln citysize	-0.0126* (0.0061)	-0.0893*** (0.0060)	-0.0191*** (0.0039)
ln citysize × ln tfp		0.0089*** (0.0003)	0.0011** (0.0003)
企业控制变量	否	否	是
城市行业控制变量	否	否	是
观测值	1134 842	1113 319	1113 315
R ²	0.0053	0.2189	0.5482

说明:限于篇幅,本表未报告企业控制变量、城市行业控制变量和常数项的回归结果,备索。

(二) 城市规模扩张对企业加成率分布的影响

根据本文命题2,大城市中企业间加成率的分布更均匀。为验证该命题,我们参照Lu和Yu(2015)的方法使用变异系数衡量企业间加成率离散度。同时为了检验该结果的稳健性,本文还同时使用90/10分位数企业加成率之差、75/25分位数企业加成率之差和企业间加成率的标准差作为衡量城市内企业间加成率离散度的替代衡量方法,验证大城市企业加成率的分布是否更均匀,回归结果见表3。

从表3第(1)-(4)列的回归结果来看,在控制了城市层面的特征变量如城市人均GDP的对数(ln pergdP)、城市年平均工资对数(ln avcitywage)以及城市和年份固定效应后,城市规模对不同方法下企业加成率离散度的影响都显著为负,验证了本文命题2。在雇佣规模越大的城市,企业间加成率的分布越均匀,离散度越小。这主要是因为:一方面,由城市规模扩张带来的竞争效应会迫使低加成率企业退出,使得在位企业的平均加成率提高;另一方面,城市规模扩张对低效率企业的集聚外部性使得高生产率企业和低生产率企业之间加成率的差距缩小,从而大城市中加成率的离散度降低,资源配置效率提高。

表3 城市规模对企业间加成率离散度的影响

	(1) 变异系数	(2) 90/10 分位 数之差	(3) 75/25 分位 数之差	(4) 标准差
$\ln citysize$	-0.0042* (0.0018)	-0.0220*** (0.0059)	-0.0103*** (0.0027)	-0.0042** (0.0015)
$\ln pergdp$	0.0038 (0.0021)	0.0127 (0.0069)	0.0059 (0.0032)	0.0040* (0.0017)
$\ln avcitywage$	0.0020 (0.0017)	0.0115 (0.0069)	0.0054 (0.0032)	0.0017 (0.0014)
常数项	0.0809** (0.0266)	1.1521*** (0.1120)	0.7655*** (0.0521)	0.0608** (0.0221)
观测值	2420	2410	2410	2420
R ²	0.0582	0.1553	0.1577	0.0411

说明: 括号内的值为异方差稳健标准误, 限于篇幅, 未报告城市层面控制变量和常数项系数, 备索。

六 城市规模扩张对企业加成率的影响效应分解

正如前文所述, 由于竞争效应的存在, 大城市企业加成率分布与生产率分布问题存在显著不同。相较于大城市的生产率分布, 大城市的加成率分布除包含集聚效应和选择效应外, 还包含由城市规模扩大带来的价格上界下降进而导致在位企业加成率下降的竞争效应, 从而大城市企业加成率的分布与生产率的

分布存在显著区别。本节进一步对影响不同规模城市间企业加成率分布的集聚、竞争及选择效应进行分解。

表4总结了城市规模扩张对企业生产率和加成率分布的影响效应差异。城市规模对企业生产率的影响主要由选择效应和集聚效应带来, 无法纳入由竞争效应带来的价格上界(H)和在位企业加成率的变化。城市规模对企业加成率分布的影响效应同时包含选择效应、集聚效应和竞争效应。而竞争效应(H)和集聚效应(A)的净效应决定了大城市企业加成率的分布形状。

在Combes等(2012)、陈强远等(2016)及盛丹和张国峰(2018)研究的基础上, 我们尝试对城市规模带来的集聚效应、导致在位企业加成率下降的竞争效应和导致低效率企业退出的选择效应进行分解。根据本文理论模型推导发现, 企业加成率的大小取决于该城市的价格上界和企业的生产率大小, 对公式(10)左右两边取对数, 企业加成率的对数方程可表达为:

$$\ln [2m_i(c) - 1] = \ln a_i c^{-d_i} + \ln \bar{h}_i \quad (17)$$

为表达简便, 我们令 $\phi_i(c) = \ln a_i c^{-d_i}$, 该值是地区 i 内企业生产率的对数。类似于Combes等(2012)的研究, 我们假定 $A_i = \ln a_i = \ln a(L_i)$, $D_i = d_i = \ln d(L_i)$, 该式可重新表达为 $\phi_i(c) = A_i - D_i \ln c$ 。根据(17)式, 企业加成率对数的方程可进一步表达为:

大城市的低加成率之谜:集聚效应和竞争效应

表 4 城市规模扩张对企业加成率和企业生产率的影响效应分解对比

效应	城市规模扩张对企业加成率分布的影响效应分解			城市规模扩张对企业生产率分布的影响效应分解		
	参数大小	含义	是否包含	参数大小	含义	是否包含
选择效应(S)	S > 0	大城市低加成率的企业比例更少	有	S > 0	大城市低生产率的企业比例更少	有
	S < 0	大城市低加成率的企业比例更大		S < 0	大城市低生产率的企业比例更大	
竞争效应(H)	H > 0	大城市的价格上界更高,在位企业加成率提高	有			无
	H < 0	大城市的价格上界更低,在位企业加成率降低				
集聚效应(A)	A > 0	大城市企业平均加成率更高,企业加成率的分布相对右移	有	A > 0	大城市企业平均生产率更高,企业生产率的分布相对右移	有
	A < 0	大城市企业平均加成率更低,企业加成率的分布相对左移		A < 0	大城市企业平均生产率更低,企业生产率的分布相对左移	
扩张效应(D)	D > 1	大城市企业加成率分布离散度更大	有	D > 1	大城市企业生产率分布离散度更小	有
	D < 1	大城市企业加成率分布离散度更小		D < 1	大城市企业生产率分布离散度更大	

$\ln [2m_i(c) - 1] - \ln \bar{h}_i = \phi_i = A_i - D_i \ln c - \ln c = \frac{\ln [2m_i(c) - 1] - \ln \bar{h}_i - A_i}{D_i}$ 。为表述方便和公式简洁,我们假定: $\ln [2m_i(c) - 1] = \theta_i(c)$ 。根据企业初始边际成本的累积分布函数,企业加成率的累积分布函数可表达为:

$$F_i(\theta) = \max \left\{ 0, \frac{F \left(\frac{\theta - \ln \bar{h}_i - A_i}{D_i} \right) - S_i}{1 - S_i} \right\} \quad (18)$$

值得指出的是, $\ln [m_i(c) - 1]$ 的分布与 $\ln m_i(c)$ 的分布函数曲线形状相同,只是前者在后者的基础上平移了 0.5,且在各分位点上增加了 $\ln 2$ 。由于本文的关键参数是大城市与小城市在分布形态上的差别,因此这点并不影响本文的结果。

由于企业初始生产率的分布不可知,从而无法具体估计各种参数,进而无法直接得到各城市的生产率和加成率分布函数。Combes 等(2012)认为可以通过比较不同城

市分布参数的相对大小,从而比较城市间集聚效应和选择效应的大小。类似于城市间生产率累积分布函数的相互转化方法,给定地区*i*和地区*j*的对数加成率累积分布函数都可以用(18)式表示,令 $A = \ln \bar{h}_i + A_i - \frac{D_i}{D_j}(\ln \bar{h}_j + A_j) = \left(A_i - \frac{D_i}{D_j}A_j\right) + \left(\ln \bar{h}_i - \frac{D_i}{D_j}\ln \bar{h}_j\right)$, $D = \frac{D_i}{D_j}$, $S = \frac{S_i - S_j}{1 - S_j}$,地区*i*的企业加成率累积分布函数可表达为地区*j*加成率的累积分布函数^①:

$$\text{如果 } S > 0, F_i(\theta) = \max\left\{0, \frac{F_j\left(\frac{\theta - A}{D}\right) - S}{1 - S}\right\}; \text{ 如果 } S < 0, F_j(\theta) = \max\left\{0, \frac{F_i(D\theta + A) - \frac{-S}{1 - S}}{1 - \frac{-S}{1 - S}}\right\}。$$

从平移参数*A*的表达式可知,大城市企业加成率分布相对于小城市是否左移取决于各城市之间集聚外部性参数 $\left(A_i - \frac{D_i}{D_j}A_j\right)$ 相对差异和价格上界 $\left(\ln \bar{h}_i - \frac{D_i}{D_j}\ln \bar{h}_j\right)$ 相对差异的大小。就前者而言,根据现有对不同规模城市间企业生产率分布的参数估计结果来看,集聚外部性参数通常大于0,即大城市平均生产率更高,生产率分布向右移动。就后者而言,从本文理论分析结果可知,由集聚外部性和市场规模引致的竞争效应会使大城市的价格上界小于小城市的价格上界。这表明价格上界的相对差异和集聚外部性参数的影响方向相反。在这两种效应的影响下,企业加成率的分布与企业生产率的分布可能并不一致,而是存在显著区别的,并非企业的生产率越高,企业加成率越高。此外,平移参数的表达式给出了估计企业竞争效应的方法。在理论上,价格上界的相对变化等于企业加成率分布函数中平移参数*A*减去企业生产率分布中的平移参数 $\left(A_i - \frac{D_i}{D_j}A_j\right)$ 。而后者可以根据不同城市企业生产率分布的相对参数大小估计出来^②,进而我们就能求得由竞争效应带来的价格上界下降的相对大小。

给定不同城市之间企业加成率分布的相互转化关系,估计城市间加成率分布的集

① 具体推导请参见 Combes 等(2012)的研究。

② 在估计不同城市生产率分布参数时, $\left(A_i - \frac{D_i}{D_j}A_j\right)$ 即是大城市相对于小城市集聚效应的参数大小。具体内容参见 Combes 等(2012)的研究。

聚参数、竞争参数和选择参数的相对大小。类似于 Combes 等(2012)的研究,城市之间企业加成率的相互转化关系如下:

$$\text{如果 } S > 0, \lambda_i(u) = D\lambda_j[S + (1-S)u] + A; \text{如果 } S < 0, \lambda_j(u) = \frac{1}{D}\lambda_i\left(\frac{u-S}{1-S}\right) - \frac{A}{D}.$$

其中 $\lambda_i(u) = F_i^{-1}(u)$ 表示 i 城市企业加成率分布上概率为 $F_i(u)$ 的分位点。通过一定的函数转换,城市 i 和城市 j 之间在各个概率下的分位数应该存在如下关系^①:

$$\text{如果 } S > 0, m_{\vartheta}(u) = \lambda_i[r_s(u)] - D\lambda_j[S + (1-S)r_s(u)] - A = 0;$$

$$\text{如果 } S < 0, \tilde{m}_{\vartheta}(u) = \lambda_j[\tilde{r}_s(u)] - \frac{1}{D}\lambda_i\left[\frac{\tilde{r}_s(u) - S}{1-S}\right] + \frac{A}{D} = 0$$

其中 $r_s(u) = \max\{0, -S/1-S\} + (1 - \max\{0, -S/1-S\})u$, $\tilde{r}_s(u) = \max\{0, S\} + \max\{1 - \max\{0, S\}\}u$ 。

$m_{\vartheta}(u)$ 和 $\tilde{m}_{\vartheta}(u)$ 是不同城市之间满足分位数转换关系的参数方程。在经验分析中,由于测量误差等因素的存在, $m_{\vartheta}(u)$ 和 $\tilde{m}_{\vartheta}(u)$ 通常是不为 0 的。因此,给定我们能够得到各城市企业加成率分布在各个概率下的样本分位数,最优的估计参数应该使得 $m_{\vartheta}(u)$ 和 $\tilde{m}_{\vartheta}(u)$ 尽可能接近于 0。我们假定经验数据中实际估计得到的 $m_{\vartheta}(u)$ 和 $\tilde{m}_{\vartheta}(u)$ 分别是 $\hat{m}_{\vartheta}(u)$ 和 $\hat{\tilde{m}}_{\vartheta}(u)$ 。由于每一对城市 i 和城市 j 都可同时得到一个 $\hat{m}_{\vartheta}(u)$ 和 $\hat{\tilde{m}}_{\vartheta}(u)$, 根据不同的最优化目标函数得到的估计参数可能不同。因此,参照 Combes 等(2012)的做法,实际估计的目标函数为:

$$M(\vartheta) = \int_0^1 [\hat{m}_{\vartheta}(u)]^2 du + \int_0^1 [\hat{\tilde{m}}_{\vartheta}(u)]^2 du$$

参数集 $\vartheta = (A, D, S)$ 是通过最小化上述目标函数得到的: $\vartheta = \operatorname{argmin} M(\vartheta)$ 。两个城市加成率分布转换的有效性可以通过拟合优度表示: $R^2 = 1 - \frac{\hat{M}(\vartheta)}{M(0, 1, 0)}$ 。由此,我们对企业加成率的分布参数 A, D 和 S 进行估计。这 3 个参数符合方向对应的含义请参见表 4。

类似于 Combes 等(2012)的研究,本文剔除位于样本前后 1% 的极端值,根据 Bootstrap 自助法通过重复抽样 100 次构造各参数值的置信区间、t 统计量和标准误。通过求解目标函数得到各参数值的大小,以及 A, D 和 S 的大小(见表 5)^②。

① 详细推导过程请参见 Combes 等(2012)的研究。

② 参照 Combes 等(2012)的研究,参数估计需要大城市和小城市内企业加成率的真实分布。同一企业由于存活市场多年使得其在样本中重复出现多次,影响加成率的真实分布,我们对企业在样本企业间的加成率取均值。现有对企业生产率分布参数的估计也是参照 Combes 等(2012)的研究采用类似方法。

表5 大城市和小城市企业加成率分布间各形状参数的估计结果 - 分行业

行业代码	A	D	S	R ²	观测值
13	-0.1393 ***	1.0442 ***	0.0092 ***	0.9962	19 804
14	-0.1956 ***	0.9993	0.0083 ***	0.9909	7376
15	-0.0787 ***	0.9937	-0.0204 **	0.9680	4729
16	-0.0624	1.2136 ***	0.0327	0.6887	181
17	-0.0931 ***	0.9579 ***	0.0068 ***	0.9941	29 078
18	-0.1081 ***	0.9641 ***	-0.0098 ***	0.9933	17 075
19	0.1501	0.7788 ***	-1.3181 ***	0.9828	8613
20	0.0229 ***	1.0260 ***	-0.0071 ***	0.8873	8098
21	-0.1510 ***	0.9500 ***	0.0216 ***	0.9791	4287
22	-0.0847 ***	0.9592 ***	-0.0064 ***	0.9949	9507
23	-0.1567 ***	0.8974 ***	-0.0312 ***	0.9869	5636
24	-0.1703 ***	0.8634 ***	0.0225 ***	0.9889	4483
25	0.5334 ***	0.8081 ***	-0.8130 ***	0.6559	2969
26	-0.0795 ***	0.9839 **	-0.0005	0.9854	21 761
27	-0.2034 ***	1.1347 ***	0.0349 ***	0.9814	5689
28	0.0762 ***	0.9538 ***	0.0016 ***	0.8146	1338
29	-0.1686 ***	0.9460 **	0.0875	0.9786	3841
30	-0.1180 ***	0.8872 ***	-0.0074 ***	0.9984	16 288
31	0.1987 ***	1.0372 ***	-0.0005 ***	0.7970	5507
32	-0.0110 ***	1.1049 ***	0.0053 ***	0.9382	8208
33	0.0189 ***	1.0143 ***	0.0099 ***	0.7078	5689
34	-0.1282 ***	0.9678 ***	0.0385 ***	0.9795	18 343
35	-0.0764 ***	0.9540 ***	-0.0010	0.9906	23 442
36	-0.2059 ***	1.0379 ***	0.0087 ***	0.9966	11 894
37	-0.1236 ***	0.9641 ***	-0.0078 ***	0.9877	14 276
39	-0.1842 ***	0.8883 ***	0.0039 ***	0.9904	19 258
40	-0.1574 ***	0.9389 ***	-0.0024	0.9884	11 015
41	-0.2349 ***	0.7861 ***	-0.0330 ***	0.9948	4337
42	-0.1010 ***	0.8645 ***	0.0004 ***	0.9742	6735
制造业总样本 (ln markup)	-0.1115 ***	0.8739 ***	0.0038 ***	0.9787	299 390
制造业总样本 (ln tfp)	0.0840 ***	0.9783 ***	0.0019 ***	0.9426	360 084

说明: 括号内为标准误, *、**和***分别代表A和S在10%、5%和1%水平下显著异于0; D在10%、5%和1%水平下显著异于1。本表行业代码和含义与2002年版本国民经济行业分类与代码一致。限于篇幅,没有报告系数标准误的值,备索。

从表5的估计结果来看,各形状参数在不同行业的值不同。首先,从 A 的估计系数来看,不同于大城市企业生产率分布的参数值,绝大部分行业的平移参数是负的,且在统计上显著异于0,表明大城市企业加成率分布相较于小城市整体左移。这一结果意味着城市规模带来的竞争效应大于集聚效应,从而大城市企业平均加成率更低,这与前文理论命题一致。其次,从扩张参数 D 的估计系数来看,不同行业存在较大异质性。与陈强远等(2016)的研究结果一致,大部分行业的扩张参数小于1,且至少在5%水平上显著,表明城市规模提升对生产率较低的企业有较强的集聚外部性。其中,有8个行业的扩张参数显著大于1,表明不同行业从城市规模扩张当中获得外部性是不同的。对于扩张参数大于1的行业而言,城市规模扩张对这类行业内高生产率企业有更大的集聚外部性。再次,从选择效应参数 S 来看,大部分行业的 S 值都大于0,意味着城市规模扩张产生的竞争效应使得低效率企业和低加成率企业退出市场,市场进入门槛提高。城市规模对企业加成率存在正向的选择效应。部分行业如饮料制造业(15)、非金属矿物制品业(31)、印刷业和记录媒介的复制(23)等的选择效应参数值小于0,意味着城市规模扩张会吸引这些行业中的低加成率企业进入大城市。这可能是因为大城市提供了更多的生存空间。最后,从估计结果的拟合值来看,大部分行业的拟合值都在96%以上,说明模型的 A 、 D 、 S 这3个参数很好的拟合了不同规模城市间的加成率分布差异。少数行业如烟草制品业(16)、石油加工、炼焦及核燃料加工业(25)和有色金属冶炼及压延加工业(33)的拟合值比较低。这些行业的垄断程度较高且资源属性较强,城市规模扩张可能并不是影响其分布的主要原因。

此外,企业加成率分布的平移参数同时包含了不同城市之间集聚外部性参数的相对差异和不同城市之间价格上界的相对差异。从该参数的正负,我们能够判断出大城市集聚效应和竞争效应的相对强弱,但无法具体量化这两种效应的大小。因此,根据前面所描述的方法,我们同时估计出大城市和小城市中企业生产率的相对平移参数,以此作为 $\left(A_i - \frac{D_i}{D_j}A_j\right)$ 的代理参数,估算不同规模城市之间竞争效应的相对大小。其中,为减少由企业生产率与加成率估计方法不同带来的偏差,我们参照De Loecker和Warzynsik(2012)的方法重新估计了企业生产率,并根据该估计值,采用Combes等(2012)的方法估计了大城市与小城市生产率分布的各形状参数值,其结果显示在表5的最后一行。从企业生产率分布的各个参数来看,企业生产率分布的平移参数 A 值是0.0840,显著大于0。结合企业加成率分布的平移参数 A ,我们可以算出大城市相对于

小城市的竞争效应约是 0.1955。此外,企业生产率分布的扩张参数和选择参数与企业加成率分布中的相应参数值相近,也说明企业生产率分布与企业加成率的分布形状较为类似。

七 结论

经济集聚的福利效应来源是新经济地理学和空间经济学考察的核心问题之一。以往研究主要从生产者外部性、产品种类数和价格等角度分析集聚的福利效应,很少从企业加成率及其分布的角度对此问题进行研究。本文从理论和经验角度考察了城市规模对企业加成率及其分布的影响,并对影响效应进行分解和估计。

从本研究结果可知,第一,由于城市规模扩张带来的竞争效应大于集聚效应,大城市企业平均加成率更低。企业加成率作为企业应对竞争的重要手段,当企业在受到外部竞争冲击时,存在企业更倾向于通过降低市场价格和加成率来获得先发的价格优势,以潜在的市场份额增加来弥补利润损失。值得指出的是,同不存在集聚外部性或不存在集聚外部性对企业生产率非对称性的影响相比,在同时存在集聚对所有企业都相同的外部性和集聚对不同生产率企业的非对称影响时,进入大城市的企业数目更多,从而竞争更激烈,企业价格上界下降的幅度也更大。第二,在本文设定下,由于集聚外部性对不同生产率企业的影响存在异质性,从而使得城市规模扩大对不同生产率企业的加成率影响不同。本文研究结果表明,企业生产率对城市规模与企业加成率的负向关系有调节作用,从而高生产率企业在大城市其加成率下降幅度较小。这不仅源于企业更高的生产率,还源于城市规模扩张对高生产率企业的正外部性。第三,城市规模扩大有利于降低企业的加成率离散度。从资源配置的角度来看,这一结果意味着大城市的资源配置效率更高。第四,本研究分解了城市规模扩张带来的集聚效应、竞争效应和选择效应,并估计了这些效应的相对大小,特别是竞争效应的大小,这是以往文献中未涉及的。由城市规模扩张带来的价格上界和企业加成率下降的竞争效应在分解城市间企业生产率分布无法纳入。这也是本文从企业加成率角度考察城市规模扩张的经济影响的主要动机。研究发现,城市规模扩张带来的竞争效应和集聚效应的净效应为负,从而大城市的加成率分布整体左偏。第五,从消费者角度而言,较低的加成率意味着消费者的福利净损失较少。同时大城市更多企业的进入必然会带来较多的产品种类,从而大城市中消费者的福利更高。这一动态过程意味着集聚经济对国民经济发展、市场结构的调整和社会福利具有重要意义。

参考文献:

- 陈强远、钱学锋、李敬子(2016):《中国大城市的企业生产率溢价之谜》,《经济研究》第3期。
- 范剑勇(2006):《产业集聚与地区间劳动生产率差异》,《经济研究》第11期。
- 梁琦(2007):《论资源空间配置观》,《广东社会科学》第3期。
- 陆铭、向宽虎、陈钊(2011):《中国的城市化和城市体系调整:基于文献的评论》,《世界经济》第6期。
- 刘修岩、李松林、秦蒙(2017):《城市空间结构与地区经济效率——兼论中国城镇化发展道路的模式选择》,《管理世界》第1期。
- 钱学锋、潘莹、毛海涛(2015):《出口退税、企业成本加成与资源误置》,《世界经济》第8期。
- 盛丹、张国峰(2018):《开发区与企业成本加成率分布》,《经济学(季刊)》第1期。
- 张国峰、李强、王永进(2017):《大城市生产率优势:集聚、选择还是群分效应》,《世界经济》第8期。
- 章元、刘修岩(2008):《聚集经济与经济增长:来自中国的经验证据》,《世界经济》第3期。
- 余壮雄、杨扬(2014):《大城市的生产率优势:集聚与选择》,《世界经济》第10期。
- Baldwin R. and Okubo T. “Heterogeneous Firms ,Agglomeration ,and Economic Geography: Spatial Selection and Sorting. ” *Journal of Economic Geography* 2006 6(3) pp. 323-346.
- Bellone F. ; Musso P. ; Nesta L. and Warzynski F. “International Trade and Firm-Level Markups When Location and Quality Matter. ” *Journal of Economic Geography* 2014 16(1) pp. 67-91.
- Combes P. and Lafourcade M. “Competition ,Market Access and Economic Geography: Structural Estimation and Predictions for France. ” *Regional Science and Urban Economics* 2011 41(6) pp. 508-524.
- Combes P. ; Duranton G. ; Gobillon L. ; Puga D. and Roux S. “The Productivity Advantages of Large Cities: Distinguishing Agglomeration from Firm Selection. ” *Econometrica* 2012 80(6) pp. 2543-2594.
- De Loecker J. and Warzynski F. “Markups and Firm-Level Export Status. ” *The American Economic Review* , 2012. 102(6) pp. 2437-71.
- Duranton G. and Puga D. “Micro-Foundations of Urban Agglomeration Economies. ” *Handbook of Urban and Regional Economics* ,2004 4 pp. 2063-2118.
- Fujita M. and Thisse J. F. “Does Geographical Agglomeration Foster Economic Growth? And Who Gains and Loses from It?” *Japanese Economic Review* 2003 54(2) pp. 121-145.
- Hering L. and Poncet S. “Market Access and Individual Wages: Evidence from China. ” *Review of Economics and Statistics* ,2010 92(1) pp. 145-159.
- Hottman C. “Retail Markups Misallocation and Store Variety across US Cities. ” *Board of Governors of the Federal Reserve System ,Working Paper* 2017.
- Krugman P. “Increasing Returns and Economic Geography. ” *Journal of Political Economy* 1991 99(3) pp. 483-499.
- Levinsohn J. and Petrin A. “Estimating Production Functions Using Inputs to Control for Unobservables. ” *Review of Economics Studies* 2003 70(2) pp. 317-340.
- Lu Y. and Yu L. “Trade Liberalization and Markup Dispersion: Evidence from China’s WTO Accession. ” *American Economic Journal: Applied Economics* 2015 7(4) : 221-253.
- Lu Y; Tao Z. and Yu L. “Agglomeration and Markup. ” *SSRN working paper No. 38974* 2012.

Marshall A. *Principles of Economics: An Introductory Volume*. London: MacMillan, 1890.

Martin P; Mayer T and Mayneris F. "Spatial Concentration and Plant-Level Productivity in France." *Journal of Urban Economics* 2011, 69(2), pp. 182-195.

Melitz M. "The Impact of Trade on Intra-Industry Reallocations and Aggregate Industry Productivity." *Econometrica*, 2003, 71(6), pp. 1695-1725.

Melitz M. J. and Ottaviano G. "Market Size, Trade, and Productivity." *Review of Economic Studies*, 2008, 75(1), pp. 295-316.

Ottaviano G. I. P.; Tabuchi T. and Thisse J.-F. "Agglomeration and Trade Revisited." *International Economic Review* 2002, 43(2), pp. 409-436.

Zhao J. "Markups and Agglomeration: Price Competition vs. Externalities." VIVES discussion paper No. 22, 2011.

The Lower Markup in Larger Cities? Agglomeration and Competition Effect

Zhao Ruili; Yin Xiangshuo; Sun Churen

Abstract: This paper investigates the agglomeration effect of larger cities on firm markup and their dispersion following the approach proposed by the theoretical framework of Combes et al. (2012) and introducing urban size and agglomeration externality. The theoretical work shows that the agglomeration of larger cities presents a significantly negative influence on firms' average markup, and this effect is lower in high productivity firms. On the other hand, firm markup distribution is found to be lower in large cities, where they experience a more efficient reallocation of their resources. In order to examine these theoretical predications, matching data from the Chinese Annual Survey of Industrial Enterprises database and Chinese Urban Statistical Yearbook from 1998 to 2007 are used to empirically investigate the relationship between urban size and firm markup, resulting in the verification of these theoretical results. We also deconstruct the agglomeration, competition and selection effects on firm markup distribution in larger cities, finding that the agglomeration net effect is negative, resulting in a lower markup in larger cities. This indicates that agglomeration is an effective tool for improving consumer welfare and resource allocation efficiency.

Key words: urban size, agglomeration externality, firm markup

JEL codes: R12, R32

(截稿: 2018年8月 责任编辑: 王 徽)