

城市规模与劳动生产率： 中国城市规模是否过小？ ——基于中国城市数据的研究

梁 婧 张庆华 龚六堂*

摘 要 本文基于一个新经济地理学模型推导出城市规模与城市劳动生产率之间的关系，并利用中国 2003—2009 年地级及地级以上城市数据对由此得到的计量模型进行估计，发现地级市中城市规模与劳动生产率呈现显著的倒 U 形关系。在可比方法估计下我们发现中国被低估的城市已明显减少，大部分城市处于最优规模的附近，但同时被高估的城市数量在增加。此外，与东、中部等相对发展较快的地区相比，西部地区城市规模与劳动生产率呈现显著的正相关关系。

关键词 集聚经济，劳动生产率，最优城市规模

一、引 言

经济活动在空间和地理上的高度集中是经济发展过程中一个越来越突出的特点，美国大约有 75% 的人口生活在城市，而城市只占用了大约 2% 的土地面积，其他发达国家也有类似的情况 (Rosenthal and Strange, 2004)。在中国，根据 2010 年的统计数据，地级及地级以上城市的人口占全国总人口的 29%，其土地面积仅占全国土地面积的 6.5%，而地区生产总值占全国地区生产总值的比重达到 61.3%，经济活动在空间和地理上的集聚，特别是城市的产生和发展，引发了许多讨论。

城市在产生和发展的过程中一个明显的特点就是人口不断从农村流向城市，这也正是目前大家讨论的一个热点话题——城市化。从历史发展的经验来看，发达国家和发展中国家都经历了或者是正在经历劳动力从农村向城市流动的发展过程，城市化水平的高低通常被视为一个国家和地区发展程度的

* 梁婧：北京大学光华管理学院应用经济系，中国银行国际金融研究所博士后科研工作站；张庆华、龚六堂：北京大学光华管理学院应用经济系。通信作者及地址：梁婧，北京大学光华管理学院应用经济系，100871；电话：13488752457；E-mail: liangjing@pku.edu.cn。感谢“数量经济与数理金融教育部重点实验室（北京大学）”，感谢张庆华老师的宝贵建议，同时感谢两位匿名评审专家提出的建设性修改意见，当然文责自负。

指标。中国 20 世纪 60—70 年代农村人口向城市流动的过程受到各级政府的严格控制,城市的发展也几乎陷于停滞,70 年代末的经济体制改革后放松了对迁移的控制,中国的城市化因此得到了前所未有的发展,1978—2009 年城市数量从 191 个增加到 654 个¹,城市的数量在 2000 年后一直保持在 660 个左右,城镇人口比重从 17.92% 上升到 46.59%²。可以看到,中国城市的数量和人口规模是在不断增加的,按照城市经济学的一般理论,城市规模越大,由于集聚经济效应的存在,城市的劳动生产率越高。从实证上验证集聚经济的存在也成为城市经济学中的一个研究热点,关注的一个问题是,是否城市规模越大,城市的劳动生产率(即每单位劳动的产出)越大。目前中国的城镇化率刚刚超过 50%,按户籍人口计算仅为 35% 左右,不仅明显低于发达国家近 80% 的水平,也低于许多同等发展阶段国家的水平。周其仁 2012 年 11 月在中山大学演讲时提出“相比纽约、东京等国际大都市,中国的‘北上广’人口聚集程度还远远不够”,虽然北京、上海和广州已经出现了明显的聚集趋势,但人口向大城市集聚所能带来的促发展效应并没有完全发挥出来。那么,中国城市中城市规模与劳动生产率是怎样的关系?本文将基于中国城市数据考察这两者的关系,看中国城市中是否存在这种集聚效应,中国城市规模是否偏小。

与现有研究相比,本文的不同之处在于:(1) 使用中国地级及地级以上城市数据,有别于其他大多数使用省级或横截面数据的研究。(2) 与以往直接利用生产函数估计相比,我们通过模型推导引入城市之间的联系并构造得到市场潜力(market potential) 指标,从理论和实证上丰富了计量模型。(3) 由于城市公共基础设施是一种能直接影响城市有效运行的可共享投入品,有效的交通网络、污水处理等能够加强集聚经济的作用,特别是对于大城市,可以提高所有参与者的生产率。同样规模大小的城市很有可能因为公共基础设施的规模和质量不同而导致生产率不同。学者大多分别关注集聚经济和基础设施对经济的影响,而将二者结合起来的研究却不多,许多研究假设类似大小的城市之间公共基础设施服务没有差异,这可能会导致集聚经济的估计有偏差。因此,与多数文献只考虑集聚经济效应或只考虑公共基础设施的研究不同,我们在引入公共基础设施后分析城市规模对城市劳动生产率的影响。(4) 大多数文献只关注人口规模对劳动生产率是否有促进作用,本文对人口与劳动生产率之间的倒 U 形曲线关系进行估计和验证。(5) 在方法上,利用固定效应、差分 GMM、系统 GMM 三种估计方法,并进一步使用两种 IV 方法,得到更可靠、稳健的结论。

文章的结构安排如下:第一部分是引言,第二部分是理论背景和相关实证研究综述,第三部分是计量模型和相关数据说明,第四部分是计量结果分

¹ 数据来自《中国城市统计年鉴》。

² 数据来自《中国统计年鉴》。

析，第五部分是主要结论。

二、理论背景和相关实证研究综述

理论上对集聚经济的研究一开始主要是描述性的分析³，传统的分析将集聚经济分为三类：内部规模经济(internal economies of scale)、行业内经济(localization economies)、城市化经济(urbanization economies)。内部规模经济是指企业通过在某个地方扩大生产降低单位成本。这种成本的降低可以通过劳动力的可分性实现，重复的劳动能提高技能，从而降低成本(Smith, 1776)；还能通过不可分的投入实现，这种投入往往存在一个最低有效规模，规模越大，产出和效率越高。行业内经济是指同一产业中的许多企业聚集于同一城市区域，通过共享基础设施、交流技术知识、劳动力有效流动等(Marshall, 1890)降低单个企业的成本，这种规模经济对单个厂商来说是外部的，但对行业来说为内部规模经济，行业规模的扩大能降低单位产品的平均成本。这种规模经济后来也被称为 Marshall-Arrow-Romer⁴外部性。城市化经济对于企业和产业而言都是外部经济。城市化经济使得公共基础设施和服务在大范围内得到共享，这种共享有效地降低了城市区域内的所有企业的成本，使得那些小型企业有条件从事专业化生产或专业化服务(Goldstein and Gronberg, 1984)。这也正是后来 Jacobs(1970)⁵提出的观点，他认为产业间的知识外部性刺激了经济发展。我们关注的城市规模与城市劳动生产率的关系指的其实就是理论中提到的城市化经济。Duranton and Puga(2004)从理论上对集聚效应的微观机制进行了很好的阐述。

在对城市集聚经济的实证检验中，Rosenthal and Strang(2004)对集聚经济的实证研究有一个非常好的综述。在研究城市规模对劳动生产率的影响方面，Sveikauskas(1975)、Segal(1976)、Moomaw(1981)对这种集聚经济的存在进行了验证，研究得出城市人口增加1倍，劳动生产率平均提高2.7%—8%。Nakamura(1985)和 Feser(2001)也研究得出城市规模与劳动生产率是正相关的。潘佐红和张帆(2002)⁶利用中国1995年第三次全国工业普查企业数据，挑选了200个主要城市28个行业的120164家企业，利用C-D、CES、Trans-log三种生产函数形式得到的城市规模经济效应较明显，从三种函数形

³ Ohlin(1935)定义了这三种类型的集聚经济；Smith(1776)、Marshall(1890)讨论过城市对工业发展的有利条件，主要强调内部规模经济和行业内经济，但未具体分类。

⁴ Marshall(1890)、Arrow(1962)、Romer(1986)，提出同一产业的企业聚集在同一城市能产生产业内的知识外部性，从而促进企业和城市的经济发展。

⁵ Jacobs(1970)认为不同产业的企业聚集在同一城市能产生产业外的知识外部性，促进经济发展。

⁶ 潘佐红、张帆，“中国的城市生产率”，载陈甬军、陈爱民主编《中国城市化：实证分析与对策研究》。厦门大学出版社，2002年。

式估计出的系数平均值来看,城市人口增加 1 倍,劳动生产率增加 8.6%。吉昱华等(2004)⁷使用 2001 年中国地级市数据,发现部门对应的就业量代表的行业内经济在工业部门中并不明显,但在第二、三产业中显著。刘修岩(2010)⁸采用 2001—2007 年中国城市面板数据,用城市的非农就业密度衡量城市的集聚水平,发现在控制住其他影响因素后,一个地区的就业密度和公共基础设施对城市非农劳动生产率都有显著为正的影响,在忽略城市公共基础设施的情况下,集聚经济的估计值明显偏高。

在研究城市规模与劳动生产率的关系时,上述文献只关注两者之间的线性关系,即是否规模越大的城市的劳动生产率也越高。但从理论上来说,城市规模与劳动生产率之间更可能是一种倒 U 形的关系(Henderson, 1974; Helsley and Strange, 1990; Black and Henderson, 1999),一方面,人口在某一城市不断聚集和增加,人们可以分享知识、相互学习、共用投入品,劳动力的聚集可以提高劳动力市场匹配的概率和质量,企业生产也存在外部性,由此产生的集聚经济带来生产效率的提高。另一方面,当人口规模越来越大,城市中的交通成本和租金成本上升,这些成本的上升会限制城市规模的不断增大。当人口增加带来的成本等于收益时,城市规模达到最优,在最优规模的左边,成本还比较小,单位产出随着城市规模的增加而增加,而在最优规模的右边,规模增加带来拥挤效应而产生的成本超过了城市规模增加带来的收益的增加,单位产出随着城市规模的增加而降低。在实证上考虑这种倒 U 形的关系时,Kawashima(1975)和 Carlino(1982)在回归中引入人口的二次项,利用美国城市的制造业数据研究得出最优的城市规模,王小鲁和夏小林(1999)⁹利用中国城市数据估计城市规模收益函数和外部成本函数,发现中国不同规模的城市具有不同程度的聚集效应和外部成本,规模在 100 万至 400 万人的大城市净规模收益最高。Au and Henderson(2006)通过建立模型得出劳动力与每单位劳动产出的非线性关系,他们利用中国 1997 年的城市数据对模型推导出的结构性方程进行估计,得到两者的倒 U 形曲线,发现由于存在严格的人口流动限制,中国大部分城市是被低估的,这会导致较大的收入损失。

在与本文比较相关的使用中国城市数据的文献中,王小鲁和夏小林(1999)、Au and Henderson(2006)使用的数据较早,并且王小鲁和夏小林(1999)在估计时没有考虑内生性的问题。刘修岩(2010)关注的是非农就业对非农产业生产率的影响,而《中国城市统计年鉴》自 1997 年后就没有公布非

⁷ 吉昱华、蔡跃洲、杨克泉,“中国城市集聚效益实证分析”,《管理世界》,2004 年第 3 期,第 67—74 页。

⁸ 刘修岩,“集聚经济、公共基础设施与劳动生产率——来自中国城市动态面板数据的证据”,《财经研究》,2010 年第 36 卷第 5 期,第 91—101 页。

⁹ 王小鲁、夏小林,“优化城市规模,推动经济增长”,《经济研究》,1999 年第 9 期,第 22—29 页。

农就业量，只公布了单位从业人员分三大产业的就业状况，因此，只利用单位从业人员的非农就业量，就业数据中就遗漏了城镇私营和个体从业人员数，这会最终影响计量结果，我们对就业数据及其他变量的处理会在第三部分详细说明。本文将利用2003—2009年中国地级及地级以上城市的数据，为尽量处理内生性问题，采用固定效应、差分GMM、系统GMM三种回归方法，并采用两种IV方法对比分析城市规模对城市劳动生产率的影响。

三、计量模型和相关数据说明

（一）计量模型

文献中一般利用生产函数估计集聚经济(Segal, 1976; Moomaw, 1981; Nakamura, 1985; Lall *et al.*, 2004)，假设城市生产函数为柯布-道格拉斯形式，要素投入包括资本(K)和劳动(L)。但直接对生产函数进行估计，把每个城市看成是一个独立的个体，忽略了城市之间的联系。为了引入城市之间的联系，我们进行如下推导。

假设经济中有 n 个城市，每个城市生产一种最终消费品，每一种类的最终消费品只在一个城市生产。下面我们将分析消费者和生产者面临的最大化问题，推导出计量模型。

消费者消费每个城市生产的不同产品，效用函数为 $U = \left(\int y_t(i)^{\frac{\sigma-1}{\sigma}} di \right)^{\frac{\sigma}{\sigma-1}}$ ($\sigma > 1$)，其中 $y_t(i)$ 为来自 t 城市生产的产品的消费量， σ 为任意两种产品的替代弹性。

v 城市的收入用于消费，面临的约束条件为 $E_v = \sum_{t=1}^n y_t(i) p_{tv}$ ，其中 E_v 为 v 城市居民的全部收入， p_{tv} 为 v 城市消费的产自 t 城市的产品价格，假设产品从 t 城市运到 v 城市存在运输成本(iceberg cost)，产品出厂价格为 p_t ，消费价格为 $p_{tv} = p_t \times \tau_{tv}$ ， τ_{tv} 为运输成本($\tau_{tv} > 1$)。

v 城市消费者面临的最优化问题为：

$$\begin{aligned} \max U &= \left(\int y_t(i)^{\frac{\sigma-1}{\sigma}} di \right)^{\frac{\sigma}{\sigma-1}} \\ s. t. E_v &= \sum_{t=1}^n y_t(i) p_{tv} di. \end{aligned} \quad (1)$$

选择每类产品的消费量，利用一阶条件可以得到 v 城市消费的产自不同城市(s 、 t) 的产品产量和价格的关系：

$$\frac{p_{tv}}{p_{sv}} = \left(\frac{y_t}{y_s} \right)^{-\frac{1}{\sigma}} \Rightarrow y_t = \left(\frac{p_{tv}}{p_{sv}} \right)^{-\sigma} y_s. \quad (2)$$

将(2)式代入 v 城市的消费者约束方程:

$$E_v = \sum_{t=1}^n s_t \left(\frac{p_{tv}}{p_{sv}} \right)^{-\sigma} y_s p_{tv} = \sum_{t=1}^n s_t (p_t \tau_{tv})^{1-\sigma} (p_s \tau_{sv})^{\sigma} y_s. \quad (3)$$

由(3)式可得 v 城市消费的由 s 城市生产的产品为:

$$y_s = \frac{E_v}{(p_s \tau_{sv})^{\sigma} \sum_{t=1}^n s_t (p_t \tau_{tv})^{1-\sigma}} = \frac{E_v}{(p_s \tau_{sv})^{\sigma} I_v}, \quad I_v = \sum_{t=1}^n s_t (p_t \tau_{tv})^{1-\sigma}. \quad (4)$$

(4)式中 I_v 可以看成是一个价格指数。由于存在运输成本, s 城市实际生产的产出为:

$$y'_s = y_s \tau_{sv} = \frac{E_v}{(p_s)^{\sigma} (\tau_{sv})^{\sigma-1} I_v}. \quad (5)$$

对于 s 城市的生产者来说, 其生产的全部产品为每个城市消费的产品之和:

$$\bar{y}_s = \sum_{v=1}^n y'_s = \sum_{v=1}^n \frac{E_v}{(p_s)^{\sigma} (\tau_{sv})^{\sigma-1} I_v} = \frac{1}{(p_s)^{\sigma}} \sum_{v=1}^n \frac{E_v}{(\tau_{sv})^{\sigma-1} I_v}. \quad (6)$$

由(6)式可得, 在 s 城市生产的产品的出厂价为:

$$p_s = \text{MP}_s^{\frac{1}{\sigma}} \bar{y}_s^{-\frac{1}{\sigma}}, \quad \text{MP}_s = \sum_{v=1}^n \frac{E_v}{(\tau_{sv})^{\sigma-1} I_v}, \quad (7)$$

其中, MP_s 为城市 s 的市场潜力, 是指城市面对的整个市场需求, 包括城市本身的居民消费带来的需求, 以及其他城市居民消费带来的需求。在实证部分我们会解释如何构造这一变量。

生产方面, 我们假设城市生产技术为 $\bar{y}_i = y_i - c = Ag(N) K_i^{\alpha} L_i^{\beta} - c$ ($\alpha + \beta = 1$), 其中 y_i 为总产出; $\bar{y}_i$ 为考虑固定成本后的产出; c 为每生产 y_i 单位的产品所需要的固定成本; A 为影响生产的其他因素; k_i 、 l_i 分别代表城市 i 生产某一种类产品所使用的资本和劳动, 假设城市中总资本和劳动为 K_i 、 L_i , 每种产品的生产都是对称的, $K_i = s_i k_i$ 、 $L_i = s_i l_i$; g 为关于人口 N 的函数, 参照 Nakamura(1985) 的假设, 假定 g 的形式为 $g(N) = \delta N^{\epsilon}$ 。

生产企业最大化其利润:

$$\max p_i [A \delta N^{\epsilon} k_i^{\alpha} l_i^{\beta} - c] - \omega l_i - r k_i, \quad (8)$$

其中: ω 、 r 分别为劳动和资本的价格, 将(7)式得到的消费价格代入(8)式, 生产者选择最优的要素投入可得:

$$\frac{\text{MP}_s^{\frac{1}{\sigma}} (y_i - c)^{-\frac{1}{\sigma}} \left(\frac{\sigma-1}{\sigma} \right) \beta y_i}{l_i} = \omega. \quad (9)$$

$$\frac{MP_i^{\frac{1}{\sigma}} (y_i - c)^{-\frac{1}{\sigma}} \left(\frac{\sigma - 1}{\sigma} \right)^{\alpha} y_i}{k_i} = r. \quad (10)$$

将得到的一阶条件代入利润方程(8)，生产者利润最终为0，可得 $y = \sigma c$ ，即

$$c = y/\sigma. \quad (11)$$

劳动力市场出清，城市的总劳动力为生产所有种类最终品使用的劳动力之和：

$$L_i = s_i l_i. \quad (12)$$

将(10)、(11)、(12)代入生产函数可得：

$$\begin{aligned} y_i &= A \delta N_i^{\epsilon} k_i^{\alpha} l_i^{\beta} = A \delta N_i^{\epsilon} \left(\frac{K_i}{s_i} \right)^{\alpha} \left(\frac{L_i}{s_i} \right)^{\beta}, \\ s_i &= A \delta N_i^{\epsilon} K_i^{\alpha} L_i^{\beta} / y_i. \end{aligned} \quad (13)$$

利用(10)、(13)可得一个城市的产出：

$$\begin{aligned} Y_i &= p_i \bar{y}_i s_i = MP_i^{\frac{1}{\sigma}} \bar{y}_i^{1-\frac{1}{\sigma}} s_i = MP_i^{\frac{1}{\sigma}} (y_i - c)^{1-\frac{1}{\sigma}} A \delta N_i^{\epsilon} K_i^{\alpha} L_i^{\beta} / y_i \\ &= A \delta (\sigma - 1)^{(\sigma-1)/\sigma} \sigma^{-1} c^{-1/\sigma} N_i^{\epsilon} MP_i^{\frac{1}{\sigma}} K_i^{\alpha} L_i^{\beta}. \end{aligned} \quad (14)$$

每单位劳动的产出为：

$$\begin{aligned} \frac{Y_i}{L_i} &= A \delta (\sigma - 1)^{(\sigma-1)/\sigma} \sigma^{-1} c^{-1/\sigma} N_i^{\epsilon} MP_i^{\frac{1}{\sigma}} K_i^{\alpha} L_i^{\beta-1} \\ &= A \delta (\sigma - 1)^{(\sigma-1)/\sigma} \sigma^{-1} c^{-1/\sigma} N_i^{\epsilon} MP_i^{\frac{1}{\sigma}} \left(\frac{K_i}{L_i} \right)^{\alpha}. \end{aligned} \quad (15)$$

(15) 式两边取对数：

$$\ln \left(\frac{Y_i}{L_i} \right) = \alpha_0 + \alpha_1 \ln N + \alpha_2 \ln \frac{K_i}{L_i} + \alpha_3 \ln MP_i + \alpha_4 \ln A. \quad (16)$$

(16)式为基本的回归模型，其中 N 是我们关注的主要解释变量，表示在其他变量不变的情况下，人口增加能带来的劳动生产率的变化程度。在影响城市生产的其他因素中，我们加入下面一些变量：人力资本是影响城市生产效率的重要因素(Romer, 1990)，我们引入每万劳动力拥有的普通高等学校在校生的对数(lnstudent)，用来代表城市的人力资本；考虑到公共基础设施是能直接影响城市有效运行并且能被生产者共同分享的投入品，它的忽略可能会导致估计出现偏差(Mera, 1973; Moomaw, 1983; Lall *et al.*, 2004; 刘修岩, 2010)，因此在(16)式的基础上加入代表公共基础设施的变量，代表城市基础设施的指标有很多，比如用电量、货运量等，但这些变量与经济发展是密切相关的，具有较强的内生性，因此在选取基础设施的代表变量时，我们尽量选取内生性较弱的变量。我们引入每单位劳动拥有的城市道路面积(road)和建成区绿化面积覆盖率(green)两个变量。此外，城市的产业结构也

可能影响城市劳动生产率的发展,而且城市的产业不同,面临的集聚效应也不同,从而城市规模也不同,产业结构既与城市规模相关,又与劳动生产率相关,我们引入第二产业 GDP 比重(sprop)、第三产业 GDP 比重(tprop)、第二与三产业 GDP 之比(ms)这三个变量。类似地,政府规模也可能同时影响城市规模和城市劳动生产率,引入政府预算内收入(lngovincome)代表政府规模。与此同时,控制城市的土地面积,用建成区面积(lnl)代表。

改进后的计量模型为:

$$\begin{aligned} \ln\left(\frac{Y_{it}}{L_{it}}\right) = & \alpha_0 + \alpha_1 \ln N_{it} + \alpha_2 \ln k_{it} + \alpha_3 \ln MP_{it} + \alpha_4 \ln l_{it} + \alpha_5 \text{road}_{it} \\ & + \alpha_6 \text{green}_{it} + \alpha_7 \text{sprop}_{it} + \alpha_8 \text{tprop}_{it} + \alpha_9 \text{ms}_{it} \\ & + \alpha_{10} \text{lngovincome}_{it} + \alpha_{11} \ln \text{student}_{it} + \mu_i + \lambda_t + \eta_{it}, \end{aligned} \quad (17)$$

其中: μ_i 表示与城市相关的未观测因素,用以控制城市中不被观察到、不依时间变化的差异; λ_t 代表时间效应,用以控制各城市共同面临的经济环境的变化; η_{it} 表示随机扰动项。这个模型的估计结果会受内生性问题的影响,一个是不可观测的城市固定效应,虽然固定效应模型能消除不随时间变化的不可观测因素的影响,但还存在由其他随时间变化的不可观测因素带来的内生性问题以及解释变量与被解释变量之间的联立内生性问题。比如当期城市生产率可能会影响下一期的人口,生产率越高、发展越好的城市可能吸引更多的人流入,这些会导致混合 OLS 和固定效应的估计有偏差。而弄清这些影响的各种来源、具体界定及度量都是困难的,引入生产率的滞后项可以综合这些因素,消除未引入滞后项时解释变量与残差之间存在的相关性。因此,我们引入生产率的一期滞后项,这种滞后因变量的引入使得模型(17)成为典型的动态面板模型,进行回归的动态模型为:

$$\begin{aligned} \ln\left(\frac{Y_{it}}{L_{it}}\right) = & \alpha_0 + \alpha_1 \ln N_{it} + \alpha_2 \ln k_{it} + \alpha_3 \ln MP_{it} + \alpha_4 \ln l_{it} + \alpha_5 \text{road}_{it} + \alpha_6 \text{green}_{it} \\ & + \alpha_7 \text{sprop}_{it} + \alpha_8 \text{tprop}_{it} + \alpha_9 \text{ms}_{it} + \alpha_{10} \ln \text{govincome}_{it} + \alpha_{11} \ln \text{student}_{it} \\ & + \alpha_{12} \ln\left(\frac{Y_{it-1}}{L_{it-1}}\right) + \mu_i + \lambda_t + \eta_{it}. \end{aligned} \quad (18)$$

针对动态模型,Arellano and Bond(1991)提出了差分 GMM 方法,利用因变量滞后两期及以上的变量和严格外生的自变量的差分项作为工具变量,在不使用外部工具变量的情况下解决内生性问题,但差分 GMM 通常存在弱工具性问题,在实际回归中常出现 Sargan 检验显著拒绝的情形,对此,Blundell and Bond(1998)提出系统 GMM 方法,同时利用水平方程和差分方程,通过增加矩条件提高估计效率。

根据以上分析,本文将同时采用并报告固定效应、差分 GMM、系统 GMM 的结果,进行模型结果对比分析。对于差分 GMM 和系统 GMM 的估计,我们报告三项检验统计指标:Sargan 检验对应的统计值和 P 值、AR(1)、

AR(2)。Sargan 检验用于检验工具变量的有效性，由于动态面板数据模型经常存在弱工具变量问题，Sargan 检验难以在正常的显著水平下通过。¹⁰ AR(1) 和 AR(2) 用于检验残差中是否有一阶和二阶序列相关，GMM 估计的一致性要求差分残差的二阶序列不相关。

(二) 数据说明

本文使用的数据来自 2004—2010 年《中国城市统计年鉴》，我们使用年鉴中市辖区的统计数据，即包括城区和郊区的城市主体区域。总样本中包含 287 个地级及地级以上的城市，为了尽可能包含更多的城市，通过各省、市、自治区的统计年鉴尽可能补充缺失的数据，剔除个别数据缺失的城市，最终整理出除西藏以外的 30 个省、市、自治区的地级及地级以上城市的数据，其中有 4 个直辖市、15 个副省级市、267 个地级市。分不同地区来看，有 101 个东部城市、110 个中部城市、75 个西部城市，需要注意的是这段时间跨度中有新的地级市产生(2000 年有 284 个城市，2009 年有 286 个城市)，为了包含更多的信息，我们使用的是非平衡面板数据¹¹。

本文关注的被解释变量为每单位劳动的产出，为地区生产总值除以劳动力，劳动力为各城市单位从业人员数加上城市城镇私营和个体从业人员数。解释变量中，城市人口是各城市的全部常住人口，该数据来自各省及城市的统计年鉴，这是我们关注的主要解释变量；人力资本用每万劳动力拥有的普通高校在校生表示，有个别城市的普通高校在校生数为 0，取对数后的值不存在，在处理时，对数后不存在的值取为 0；资本用每单位劳动的固定资产投资额表示；土地面积用城市的建成区面积表示；基础设施用每单位劳动的城市道路面积、建成区绿化面积覆盖率表示；产业结构用第二产业 GDP 比重、第三产业 GDP 比重、第二产业与第三产业 GDP 之比表示；政府规模用每单位劳动的城市地方财政的预算内收入表示。每单位劳动的总产出、每单位劳动的财政收入用 GDP 平减指数进行平减，平减指数通过《中国统计年鉴》中的各地区 GDP 指数计算，固定资产投资额利用《中国统计年鉴》中的全国固定资产投资价格指数处理，与货币因素相关的变量均处理成以 1999 年为基期的可比数。

我们还需要构造市场潜力($\ln MP_s$)，根据模型推导出 $MP_s = \sum_{v=1}^n \frac{E_v}{(\tau_{sv})^{\sigma-1} I_v}$ ，参照 Au and Henderson(2006)对该指标的做法：用全市 GDP 代表各个城市的收入 E_v ；交通成本的函数为 $\tau_{st} = Ad_{st}^v$ ($v=0.82$)， d_{st} 为城市 s 到城市 t 的距离。为得到 A ，设 $Ad_{ss}^{0.82}=1$ ， d_{ss} 为城市内部距离，考虑大小不变的圆形城市， d_{ss} 为一个城市中居民到城市中心的平均距离，为城市半径的 $2/3$ ，它与城市面积的关

¹⁰ 应用该模型方法的几乎所有文献的 Sargan 检验统计量的 P 值都不是很大，介于 0.01 和 0.2 之间，参见 Arellano and Bond(1991), Blundell *et al.* (1999)。

¹¹ 如果整理成一个面板数据，对结论影响不大。另外，在这个时间段内，有少部分城市的行政区划有变化，比如城市的县或县级市调整到市辖区，我们剔除城市市辖区土地面积在 2003—2009 年间变化超过 5% 的城市样本后有 230 个城市，利用这个样本重新回归对本文的结果影响不大。

系为 $d_{ss}=2/3\pi^{-0.5}\text{area}_s^{0.5}$ ，另外将 I_v 标准化为 1。利用城市的土地面积得到 d_{ss} 和 A ，利用 Google 地图查找任意两个城市之间的距离 d_{st} ，利用公式 $MP_s = \sum_{v=1}^n \frac{E_v}{Ad_{sv}^{0.82}}$ 得出每个城市的市场潜力 $\ln MP$ 。变量描述统计数据见表 1。

表 1 变量描述统计

变量	观察值	均值	标准差	最小值	最大值
ln(gdp/L)(劳动生产率)	1997	11. 22877	0. 4496951	9. 15004	12. 90612
lnpop(常住人口)	1997	5. 82906	0. 6956186	2. 846071	7. 958227
lnmp(市场潜力)	1997	8. 912512	0. 4764313	7. 428767	10. 42636
lnk(资本)	1997	10. 59003	0. 587908	7. 690232	12. 76599
lnl(土地面积)	1997	4. 099301	0. 8500055	1. 609438	8. 097731
lnstudent(人力资本)	1997	6. 673109	1. 410895	0	8. 979445
road(道路面积)	1997	33. 37298	22. 18398	0. 3246754	465. 0162
green(绿化面积覆盖率)	1997	33. 48223	9. 832019	0. 83	91. 03
sprop(第二产业 GDP 比重)	1997	50. 39657	12. 86144	8. 05	90. 97
tprop(第三产业 GDP 比重)	1997	41. 21453	10. 54924	8. 58	80. 89
ms(二、三产业 GDP 之比)	1997	1. 418477	0. 9850858	0. 20225	10. 60256
lngovincome(财政收入)	1997	8. 370548	0. 7097155	4. 849151	10. 39584

资料来源：除常住人口外，变量数据均来自 2004—2010 年《中国城市统计年鉴》，人口数据来自各省或城市的统计年鉴，个别缺失的数据通过到对应省或城市的统计年鉴找寻和补充，GDP 指数和固定资产投资价格指数来自《中国统计年鉴》。

四、计量结果分析

（一）城市规模与城市劳动生产率的关系

我们用 2003—2009 年中国地级及地级以上城市的数据研究这样一个问题：是否城市规模越大，城市的劳动生产率越高，即城市中是否存在集聚效应。表 2 报告了模型的估计结果，第（1）列为控制相关变量后对中国地级及地区以上城市的混合 OLS 的回归结果，我们关注的人口变量前的系数显著为正。OLS 回归未控制城市固定效应，这种被忽略的固定效应可能带来内生性问题，从而导致估计有偏，因此，我们进行第（2）列的固定效应回归。控制了城市效应后，人口变量的估计系数仍显著为正。但固定效应的估计还存在两方面的内生性问题，一方面，模型可能受随时间改变的不可观测因素的影响而存在内生性；另一方面，城市人口与劳动生产率之间是互相影响的，人口越多的城市因为规模经济的作用会有更高的劳动生产率，同时，劳动生产率越高的城市会吸引更多的人口流入，其他解释变量也存在类似问题，解释变量与被解释变量之间的这种联立内生性关系可能导致固定效应估计产生偏误。为处理这两种内生性问题，我们使用差分 GMM 和系统 GMM 方法重新估计，回归结果如表 2 第（3）列和第（4）列所示，人口的估计系数并不显著为正。由于两种 GMM 估计方法下工具变量有效性检验没有通过，为了得到更

可信的估计结果，我们将 2000 年的城市数据作为工具变量，利用 2009 年的数据进行 IV 估计。在回归时，将所有的变量看成是内生变量，用这些变量对应的 2000 年数据作为工具变量，同时把城市所处区域的虚拟变量(中部、西部)作为工具变量，通过检验，工具变量满足两个有效性的条件(工具变量与内生变量相关但与残差不相关)，城市规模的估计仍不显著为正。

表 2 2003—2009 年地级及地级以上城市劳动生产率与城市规模的关系

	ln(gdp/L)				
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	OLS	FE	DGMM	SGMM	IV
lnpop	0.0188* (0.011)	0.169*** (0.053)	0.165*** (0.047)	−0.0159 (0.014)	0.0948 (0.066)
lnmp	0.0422** (0.020)	0.197*** (0.045)	0.000958 (0.020)	−0.0105 (0.016)	0.0793 (0.13)
lnk	0.269*** (0.015)	0.270*** (0.012)	0.203*** (0.011)	0.178*** (0.010)	0.106 (0.46)
lnl	0.0470*** (0.011)	0.000207 (0.020)	−0.00837 (0.019)	0.0339*** (0.011)	−0.00773 (0.071)
lnstudent	0.00314 (0.0050)	0.0450*** (0.0060)	0.0381*** (0.0051)	0.0358*** (0.0046)	−0.0144 (0.052)
road	0.00182*** (0.00031)	0.00117*** (0.00024)	0.00118*** (0.00023)	0.00139*** (0.00021)	−0.00273 (0.010)
green	0.00304*** (0.00072)	−0.000205 (0.00060)	−0.000793 (0.00051)	−0.000707 (0.00048)	−0.00690 (0.012)
sprop	−0.00921*** (0.0012)	0.00193 (0.0018)	−0.00338** (0.0015)	−0.00334*** (0.0011)	−0.0208 (0.013)
tprop	−0.00772*** (0.0013)	0.00423** (0.0018)	0.00242 (0.0015)	0.000122 (0.0012)	0.000465 (0.017)
ms	0.116*** (0.012)	0.0592*** (0.015)	0.0765*** (0.013)	0.0826*** (0.0094)	0.428*** (0.15)
lngovincome	0.255*** (0.013)	0.218*** (0.012)	0.180*** (0.011)	0.151*** (0.0094)	0.521** (0.21)
L ln(gdp/L)			0.288*** (0.018)	0.385*** (0.016)	
Constant	6.006*** (0.21)	3.180*** (0.54)	3.116*** (0.29)	3.622*** (0.17)	5.368 (4.16)
Observations	1997	1997	1971	1990	260
R-squared	0.63	0.72	—	—	0.42
Number of id		286	286	286	
Sargan test			954.0629	1229.102	
P 值			0.0000	0.0000	
AR(1)			0.0000	0.0000	
AR(2)			0.9004	0.8031	

注：括号中数值为标准差，*、**和***分别表示在10%、5%和1%水平上显著；所有回归都控制了时间虚拟变量；OLS和固定效应为对方程(17)的估计，DGMM、SGMM为对方程(18)的估计，在估计时，将所有解释变量看成是内生变量；一阶、二阶序列相关检验AR(1)和AR(2)报告的是P值；工具变量有效性检验的Sargan检验报告了相应的统计值和P值。

从城市规模对单位产出的影响看,其他类似的研究中,Sveikauskas (1975)、Segal (1976)、Moomaw (1981) 基于美国数据得到这一效应在 2.7%—8%,而在研究中国城市集聚效应的文献中,潘佐红和张帆(2002)利用 1995 年工业普查企业层面的数据对各个行业分析得到的 8.6%,吉昱华等(2004)利用 2001 年地级市二、三产业的数据得到 10% 的估计结果。我们的分析结果并没有发现显著的集聚效应,一个可能的原因是以上这些研究的时间较早,处于城市的发展初期,城市规模扩大带来的收益要大于成本。此外,潘佐红和张帆(2002)、吉昱华(2004)只利用了一年的数据进行回归分析,我们使用面板数据进行回归,面板数据能结合许多不同个体在不同时间的连续观察,改进估计的有效性,也能更好地研究经济行为的变化;潘佐红等(2002)只是根据生产函数进行了简单的估计,没有考虑其他变量如资本、企业所处城市的特征,因此,我们的估计结果也更可靠。在后面部分我们会考虑估计城市规模与城市生产率的倒 U 形关系。

代表公共基础设施、产业结构、政府规模、资本、人力资本的变量对城市劳动生产率的影响在(1)—(4)估计方法下显著为正,表明公共基础设施作为不支付、可共享的生产要素,可能通过提高其他投入的生产率来提高城市的劳动生产率,固定资产投资的增加提高了城市的资本存量,资本要素投入的增加、人力资本的提高、合理的产业结构都有利于单位产出的提高。但在 IV 方法下,一些变量的影响变得不显著,只有政府规模、二、三产业比重对单位产出的影响显著为正。市场潜力、土地面积对城市劳动生产率并没有表现出显著为正的影响。

(二) 城市规模与城市劳动生产率的倒 U 形曲线关系

人口越来越多地集聚在城市,即城市规模越大,城市每单位劳动的产出也会越多,Duranton and Puga(2003)从理论上对这种集聚效应的微观机制有一个很好的阐述,实证上许多学者也为集聚经济的存在提供了大量的验证。前一小节中我们利用中国的数据进行验证,并没有发现中国地级及地级以上的城市中存在这种集聚效应,城市规模的增大并不一定能够带来生产率的提高。从现实来看,在超大型的城市中,物价更高,地价和房价也更贵,交通成本也越高,这些成本的上升会限制城市人口的持续膨胀。对此,一些学者提出城市规模与劳动生产率之间是一种倒 U 形关系,在最优规模的左边,成本还比较小,单位产出随着城市规模的增加而增大,而在最优规模的右边,规模增加带来拥挤效应而产生的成本超过了城市规模增加带来的收益的增加,单位产出随着城市规模的增加而降低。因此,在下面的分析中,我们引入人口的二次项,分析城市规模与每单位劳动产出的倒 U 形关系。相应地,计量模型(17)和(18)变为:

$$\begin{aligned}\ln\left(\frac{Y_{it}}{L_{it}}\right) = & \alpha_0 + \alpha_1 \ln N_{it} + \alpha_2 (\ln N_{it})^2 + \alpha_3 \ln k_{it} + \alpha_4 \ln MP_{it} + \alpha_5 \ln l_{it} \\ & + \alpha_6 \text{road}_{it} + \alpha_7 \text{green}_{it} + \alpha_8 \text{sprop}_{it} + \alpha_9 \text{tprop}_{it} + \alpha_{10} ms_{it} \\ & + \alpha_{11} \text{lngovincome}_{it} + \alpha_{12} \text{lnstudent}_{it} + \mu_i + \lambda_t + \eta_{it}.\end{aligned}\tag{19}$$

$$\begin{aligned}\ln\left(\frac{Y_{it}}{L_{it}}\right) = & \alpha_0 + \alpha_1 \ln N_{it} + \alpha_2 (\ln N_{it})^2 + \alpha_3 \ln k_{it} + \alpha_4 \ln MP_{it} + \alpha_5 \ln l_{it} + \alpha_6 \text{road}_{it} \\ & + \alpha_7 \text{green}_{it} + \alpha_8 \text{sprop}_{it} + \alpha_9 \text{tprop}_{it} + \alpha_{10} ms_{it} + \alpha_{11} \text{lngovincome}_{it} \\ & + \alpha_{12} \text{lnstudent}_{it} + \alpha_{13} \ln\left(\frac{Y_{it-1}}{L_{it-1}}\right) + \mu_i + \lambda_t + \eta_{it}.\end{aligned}\tag{20}$$

表 3 报告了加入人口二次项后的估计结果。人口的系数为正，其平方项系数为负，在不同回归方法下，基本都在 1% 的显著水平下通过检验。由于两种 GMM 估计方法下工具变量有效性检验没有通过，为了得到更可信的估计结果，我们将 2000 年的城市数据作为工具变量，利用 2009 年的数据进行估计。在回归时，将所有的变量看成是内生变量，用这些变量对应的 2000 年数据作为工具变量，同时把城市所处区域的虚拟变量（中部、西部）作为工具变量，通过检验，工具变量满足两个有效性的条件（工具变量与内生变量相关但与残差不相关）。估计结果表明城市规模对每单位劳动力产出的影响是一种倒 U 形关系，并且这种关系是稳健、可靠的。¹²

表 3 2003—2009 年地级及地级以上城市劳动生产率与城市规模的非线性关系

	ln(gdp/L)				
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	OLS	FE	DGMM	SGMM	IV
lnpop	0.596*** (0.093)	1.384*** (0.44)	0.967*** (0.34)	0.188* (0.11)	0.873* (0.50)
(lnpop) ²	-0.0513*** (0.0082)	-0.126*** (0.046)	-0.0833** (0.035)	-0.0194* (0.010)	-0.0695* (0.041)
lnmp	0.0393* (0.020)	0.190*** (0.045)	0.0122 (0.021)	-0.00341 (0.016)	0.109 (0.14)
lnk	0.273*** (0.015)	0.269*** (0.012)	0.205*** (0.011)	0.175*** (0.0100)	0.00967 (0.49)
lnl	0.0623*** (0.011)	0.00135 (0.020)	-0.00232 (0.018)	0.0330*** (0.011)	0.0313 (0.078)
lnstudent	0.00259 (0.0050)	0.0445*** (0.0060)	0.0391*** (0.0050)	0.0352*** (0.0045)	-0.0239 (0.057)

¹² 在固定效应、差分 GMM、系统 GMM 三种方法下将各个变量逐个加入回归的稳健性检验下，城市规模与劳动生产率的倒 U 形关系仍是显著存在的，结合之后的 IV 估计，说明这种倒 U 形关系是比较稳健、可靠的。

(续表)

	ln(gdp/L)				
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	OLS	FE	DGMM	SGMM	IV
road	0.00185*** (0.00030)	0.00119*** (0.00024)	0.00122*** (0.00023)	0.00146*** (0.00021)	-0.00434 (0.011)
green	0.00291*** (0.00071)	-0.000204 (0.00060)	-0.000628 (0.00050)	-0.000844* (0.00047)	-0.00836 (0.012)
sprop	-0.0103*** (0.0012)	0.00131 (0.0018)	-0.00363** (0.0015)	-0.00248** (0.0011)	-0.0237 (0.015)
tprop	-0.00750*** (0.0013)	0.00387** (0.0018)	0.00223 (0.0015)	0.0000380 (0.0011)	-0.00322 (0.018)
ms	0.140*** (0.012)	0.0605*** (0.015)	0.0754*** (0.013)	0.0720*** (0.0091)	0.443*** (0.16)
lngovincome	0.257*** (0.012)	0.215*** (0.012)	0.180*** (0.011)	0.154*** (0.0093)	0.538** (0.22)
L. ln(gdp/L)			0.277*** (0.018)	0.379*** (0.015)	
Constant	4.340*** (0.34)	0.573 (1.09)	1.304 (0.84)	3.093*** (0.32)	4.150 (4.44)
Observations	1997	1997	1971	1990	260
Number of id	0.64	0.73	—	—	0.36
R-squared		286	286	286	
Sargan test			1021.823	1341.664	
P 值			0.0000	0.0000	
AR(1)			0.0000	0.0000	
AR(2)			0.8818	0.8022	

注:括号中数值为标准差,*、**和***分别表示在10%、5%和1%水平上显著;所有回归都控制了时间虚拟变量;固定效应为对方程(19)的估计,DGMM、SGMM为对方程(20)的估计,在估计时,将所有解释变量看成是内生变量;一阶、二阶序列相关检验AR(1)和AR(2)报告的是P值;工具变量有效性检验的Sargan检验报告了相应的统计值和P值。

更进一步地,我们借鉴 Au and Henderson(2006)的估计方法¹³,将1990年的数据作为工具变量,利用2009年的城市数据进行估计。将其理论推导得到的结构性方程进行泰勒展开得到回归方程:

$$\ln(VA/L) = \ln A + \alpha_1 \ln MP + \alpha \ln(K/L) + [a_1 N - a_2 N^2 - a_3 N \times ms + a_4 ms + a_5 ms^2], \tag{21}$$

其中:VA/L为非农部门每单位劳动的产出,A包含影响产出的其他因素,如人力资本、利用外资情况,分别用每万劳动力拥有的普通高校在校生数(lnstudent)、2009年每单位非农劳动拥有的累计实际外资利用额(fdi)表示,MP为前面定义的市场潜力,N为城市规模,ms为第二、三产业GDP之比。

¹³ 具体推导参见 Au and Henderson(2006)。

根据(21)式可得最优的人口规模：

$$N^* = \frac{a_1 - a_3ms}{2a_2}.$$

(22)

在回归时，将所有的变量看成是内生变量，用 1990 年的数据作为工具变量。内生变量中资本、 ms 、 ms^2 、 fdi 、 $lnstudent$ 利用其对应的 1990 年的数据作为工具变量， N 、 N^2 、 $ms \times N$ 利用 1990 年的土地面积、土地面积的平方、 ms 与土地面积的交互项作为工具变量，同时把 1990 年城市的人均图书拥有量、人均医生拥有量、每 100 人拥有的电话数、人均道路面积的对数、所处区域的虚拟变量(中部、西部)、第一产业 GDP 所占比重、FDI 为 0 的虚拟变量、规模以上企业销售额对数等作为工具变量。1990 年的数据来自 Au and Henderson(2006)，共有 205 个城市。

表 4 城市劳动生产率与城市规模的非线性关系的另一种估计

COEFFICIENT	lnnongdpper
ln(K/L)	0.559*** (0.17)
N	0.00261* (0.0013)
N^2	-0.00000118** (0.00000054)
$ms \times N$	-0.00133** (0.00066)
ms	0.998* (0.59)
ms^2	-0.139 (0.12)
fdi	0.000000177* (0.000000100)
$lnmp$	-0.0107 (0.28)
$lnstudent$	0.00699 (0.091)
Constant	4.097* (2.31)
Observations	205
R -squared	0.22

注：括号中数值为标准差，*、**和***分别表示在10%、5%和1%水平上显著。1990年的数据来自 Au and Henderson(2006)，2009 年的数据来自 2010 年《中国城市统计年鉴》。

表 4 为回归结果，关键的解释变量均显著，将估计结果代入(22)式可得城市的最优规模。平均来看，2009 年二、三产业 GDP 之比平均为 1.36，可得到最优城市规模为 340 万人，有 42%的城市低于这个最优规模。更进一步来看，这种估计方法下，最优城市规模与该城市的产业结构相关，在给定的

城市的产业结构基础上，我们可以计算每个城市与其产业结构相匹配的最优规模，同时可以在 95% 的置信区间内得到最优规模的上限(upper_optimal)和下限(lower_optimal)，从而得到最优规模区间，并计算各区间城市的数量。我们将得到的结果与 Au and Henderson(2006) 的结果进行对比，如表 5 所示，发现 205 个城市中被低估的城市明显减少，从 1997 年的 62% 减到 2009 年的 12%；处于最优规模区间的城市数量大大上升，从 1997 年的 35% 上升到 2009 年的 70%；规模过大的城市数量在增加，从 1997 年的 3% 上升到 2009 年的 18%。因此，我们可以看到中国被低估的城市已大大减少，大部分城市处于最优规模的附近，但与此同时被高估的城市数量在增加。我们注意到 2009 年各城市的最优规模较 1997 年有较大增加，说明城市的最优规模是动态变化的，随着城市的发展，城市的资本规模、人力资本、产业结构、利用外资、公共基础设施等各方面情况都在变化和改善，城市所能容纳的最优规模也在增加。

表 5 1997 年和 2009 年不同规模区间的城市分布对比

	$N < lower_optimal$	$lower_optimal \leq N \leq upper_optimal$	$N > upper_optimal$
1997 年	127(62%)	71(35%)	7(3%)
2009 年	25(12%)	144(70%)	36(18%)

注：三列分别表示城市规模小于最优规模下限、城市规模在最优规模的下限和上限之间(即在最优规模区间)、城市规模大于最优规模上限的城市数量。括号数字表示各区间城市所占百分比。1997 年的数据来自 Au and Henderson (2006)。

(三) 不同地区(东、中、西部)城市规模与城市劳动生产率关系

考虑到中国经济的发展存在较大的地区差异，我们分不同地区(东、中、西部)来看城市规模与城市劳动生产率的关系。从表 6 可以看到，东、中、西部地区的地级市人口都在逐年增加，但又存在一定的差异，东部地级市的平均人口要高于中部地级市的平均人口，中部地级市的平均人口又要高于西部地级市的平均人口，不同地区的城市的人口规模不同，集聚效应也可能不同。那么不同地区的城市的人口规模与劳动生产率是什么关系？是一种倒 U 形的关系还是大部分处于最优规模的左边？下面我们对此进行分析。

表 6 东、中、西部地级市的人口情况(万人)

年份	东部			中部			西部		
	观测值	平均值	标准差	观测值	平均值	标准差	观测值	平均值	标准差
2003	101	468.1997	286.2922	110	394.7298	229.8301	75	353.0575	345.745
2004	101	472.9232	291.8437	110	396.9057	231.5665	75	359.9383	343.8315
2005	101	476.01	291.3228	110	397.1273	235.2547	75	362.523	346.8703
2006	101	482.2192	303.6255	110	402.2017	235.8738	75	366.1117	349.2829
2007	101	486.5404	302.9564	110	406.152	237.8177	75	369.3936	350.4234

(续表)									
年份	东部			中部			西部		
	观测值	平均值	标准差	观测值	平均值	标准差	观测值	平均值	标准差
2008	101	492.0148	309.5095	110	413.8803	245.3764	75	375.0107	353.1472
2009	101	498.8169	317.065	110	418.6358	250.057	75	377.6296	355.7677

注：东部地区是指北京、天津、河北、辽宁、上海、江苏、浙江、福建、山东、广东和海南 11 个省市；中部地区是指内蒙古、山西、吉林、黑龙江、安徽、江西、河南、湖北、湖南 9 个省份；西部地区是指四川、重庆、贵州、云南、西藏、陕西、甘肃、青海、宁夏、新疆、广西 11 个省市。

分东、中、西部看城市规模与劳动生产率的关系的回归结果如表 7 所示，东、中、西部城市的城市规模与劳动生产率并没有稳定显著地表现出倒 U 形关系；西部城市的城市规模与劳动生产率有显著的正相关关系，人口的估计系数要远高于对东、中部城市的估计系数，存在显著的集聚效应，说明相对于东、中部区的城市来说，西部城市发展较慢，还有较大的增长潜力。

表 7 分不同地区看地级及以上城市劳动生产率与城市规模

不加入人口二次项									
	东部			中部			西部		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)
	FE	DGMM	SGMM	FE	DGMM	SGMM	FE	DGMM	SGMM
lnpop	-0.0160 (0.20)	0.173* (0.10)	-0.000164 (0.019)	0.107 (0.097)	0.0968 (0.078)	-0.0771*** (0.022)	0.267*** (0.076)	0.213*** (0.060)	0.104*** (0.019)
Observations	707	707	707	770	764	767	520	500	516
Number of id	101	101	101	110	110	110	75	75	75
R-squared	0.74	—	—	0.76	—	—	0.73	—	—
Sargan test	720.296 852.8191			658.762 760.5244			530.8951 751.1178		
P 值	0.0000 0.0000			0.0000 0.0000			0.0001 0.0000		
AR(1)	0.0000 0.0001			0.0000 0.0000			0.0016 0.0022		
AR(2)	0.1993 0.6061			0.2903 0.2277			0.2535 0.3957		
加入人口二次项									
	东部			中部			西部		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)
	FE	DGMM	SGMM	FE	DGMM	SGMM	FE	DGMM	SGMM
lnpop	-2.939*** (1.05)	-0.829 (0.53)	0.770*** (0.21)	0.943 (1.11)	1.024 (0.85)	0.896*** (0.26)	2.665*** (0.76)	1.603*** (0.47)	0.263** (0.12)
(lnpop) ²	0.259*** (0.092)	0.0985* (0.052)	-0.0680*** (0.018)	-0.0821 (0.11)	-0.0908 (0.084)	-0.0859*** (0.023)	-0.260*** (0.082)	-0.144*** (0.048)	-0.0151 (0.012)
Observations	707	707	707	770	764	767	520	500	516
Number of id	101	101	101	110	110	110	75	75	75
R-squared	0.74	—	—	0.76	—	—	0.74	—	—
Sargan test	761.7396 917.8212			693.0059 811.9106			541.2023 771.3475		
P 值	0.0000 0.0000			0.0000 0.0000			0.0001 0.0000		
AR(1)	0.0000 0.0002			0.0000 0.0000			0.0013 0.0024		
AR(2)	0.1993 0.5435			0.2676 0.2509			0.2711 0.3831		

注：括号中数值为标准差，*、**和*** 分别表示在 10%、5%和 1%水平上显著；所有回归都控制了时间虚拟变量；固定效应为对方程(17)和(19)的估计，DGMM、SGMM 为对方程(18)和(20)的估计；回归中我们只列出关注的人口变量；一阶、二阶序列相关检验 AR(1)和 AR(2)报告的是 P 值；工具变量有效性检验的 Sargan 检验报告了相应的统计值和 P 值。

五、总 结

从实证上验证集聚经济的存在是城市经济学中的一个研究热点, 是否城市规模越大, 城市的劳动生产率(即每单位劳动的产出)也越大? 本文基于新经济地理学的模型, 考虑城市之间的联系, 推导出城市规模与城市劳动生产率的关系, 得到计量模型。我们利用中国 2003—2009 年地级及地级以上城市数据, 通过固定效应、差分 GMM、系统 GMM 三种回归方法分析了城市规模对城市劳动生产率的影响, 为了得到更可信的结论, 进一步使用了两种 IV 方法, 发现地级市中城市规模与劳动生产率呈现显著的倒 U 形关系。城市规模对劳动生产率的这种影响是源自两种力量相互作用的结果, 一方面, 人口在某一城市聚集和增加, 人们可以分享知识、相互学习、共用投入品, 同时, 同一地区人口的增加能够提高劳动力市场匹配的概率和质量, 从而带来生产效率的提高。另一方面, 当人口规模越来越大, 城市中的交通成本和租金成本上升, 当人口增加带来的成本等于收益时, 城市规模达到最优, 在最优规模的左边, 成本还比较小, 单位产出随着城市规模的增加而增大, 而在最优规模的右边, 规模增加带来拥挤效应而产生的成本超过了城市规模增加带来的收益的增加, 单位产出随着城市规模的增加而降低。同时, 城市的最优规模是动态变化的, 随着城市的发展, 城市的资本规模、人力资本、产业结构、利用外资、公共基础设施等各方面情况都在变化和改善, 城市所能容纳的最优规模也在增加。不同地区经济发展差异较大, 分东、中、西部地区来看, 我们发现, 东、中、西部地区城市并没有表现出稳健、显著的倒 U 形关系, 并且与东、中部发展相对较快的地区来说, 西部城市表现出显著的集聚效应。

从我们的实证结果可以看到, 随着中国逐渐放松对人口流动的限制, 中国城市有了较大发展, 城市规模和数量在不断增加, 在可比方法下, 与 1997 年 62% 的城市被低估相比, 2009 年被低估的城市比例为 12%, 已大大减少, 同时大部分城市处于最优规模附近, 但我们同时还发现被高估的城市数量在增加。因此, 在合理促进城市规模增加的同时, 我们应该关注城市因过快发展而超过其所能容纳的数量水平的现象, 防止从城市规模偏小的这一状况发展到城市过大的另一个极端。为了促进城市的合理发展, 我们认为, 一方面可以通过加强城市的合理建设来提高城市能吸纳的人口和劳动力, 充分挖掘城市的发展潜力, 包括加强公共基础设施的建设、提高城市固定资产投资的水平、加大对教育的投入等。特别是对于那些人口规模被高估的城市, 人口过多并不能说明这些城市中人口就已经达到饱和, 与其他国家相比(比如, 日本的大东京地区仅占其国土面积的 4%, 却集中了 25% 的人口和近 40% 的生产总值), 北京、上海、广州、天津四城市的 GDP 总和只占全国的一成多。充分发挥大城市的集聚能力是未来要面对的一个重要问题, 正如周其仁 2012 年 11 月在中山大学演讲时所说, 北上广的人口聚集还远远不够, 城市的集聚优势并未完全发挥, 需要“培养高密度空间的管理理念, 以及培养大量的相

关人才”；另一方面对于那些被低估的城市，户籍制度的限制可能是造成这种情况的一个重要原因，因此应改革现在的户籍制度，鼓励劳动力在城市之间及城乡之间的转移，特别是对于西部地区的城市，从而进一步发挥城市的集聚经济效应。

参 考 文 献

- [1] Arellano, M., and S. Bond, “Some Tests of Specification for Panel Data: Monte Carlo Evidence and an Application to Employment Equations”, *The Review of Economic Studies*, 1991, 58 (2), 277—297.
- [2] Arrow, Kenneth J., “The Economic Implications of Learning by Doing”, *The Review of Economic Studies*, 1962, 29(3), 155—173.
- [3] Au Chun-Chung, and Henderson J. V., “Are Chinese Cities Too Small”, *The Review of Economic Studies*, 2006, 73(3), 549—576.
- [4] Black, D., and J. V. Henderson, “A Theory of Urban Growth”, *Journal of Political Economy*, 1999, 107(2), 252—284.
- [5] Blundell, R., and S. Bond, “Initial Conditions and Moment Restrictions in Dynamic Panel Data Models”, *Journal of Econometrics*, 1998, 87(1), 115—143.
- [6] Blundell, R. R. Griffith, and J. Van Reenen, “Market Share, Market Value and Innovation in a Panel of British Manufacturing Firms”, *Review of Economic Studies*, 1999, 66, 529—554.
- [7] Carlino, G. A., “Manufacturing Agglomeration Economies as Returns to Scale: A Production Function Approach”, *Papers in Regional Science*, 1982, 50(1), 95—108.
- [8] Duranton, G., and D. Puga, “Micro-foundations of Urban Agglomeration Economies”, *Handbook of Regional and Urban Economics*, 2004, 4, 2063—2117.
- [9] Feser, E., “A flexible Test for Agglomeration Economies in Two US Manufacturing Industries”, *Regional Science and Urban Economics*, 2001, 31(1), 1—19.
- [10] Goldstein, G. S., and T. J. Gronberg, “Economies of Scope and Economies of Agglomeration”, *Journal of Urban Economics*, 1984, 16(1), 91—104.
- [11] Helsley, R. W., and W. C. Strange, “Matching and Agglomeration Economies in a System of Cities”, *Regional Science and Urban Economics*, 1990, 20(2), 189—212.
- [12] Henderson, J. V., “The Sizes and Types of Cities”, *The American Economic Review*, 1974, 64(4), 640—656.
- [13] Jacobs, J., *The Economy of Cities*. New York: Vintage, 1970.
- [14] Ji, Y., Y. Cai, and K. Yang, “Empirical Analysis of Chinese City Agglomeration Efficiency”, *Management World*, 2004, 3, 67—74. (in Chinese)
- [15] Kawashima, T., “Urban Agglomeration Economies in Manufacturing Industries”, *Papers in Regional Science*, 1975, 34(1), 157—172.
- [16] Lall Somik V., Z. Shalizi, and U. Deichmann, “Agglomeration Economies and Productivity in Indian Industry”, *Journal of Development Economics*, 2004, 73(2), 643—673.
- [17] Liu, X., “Agglomeration Economies, Public Infrastructure and Labor Productivity: Evidence from Chinese Urban Panel Data”, *Journal of Finance and Economics*, 2010, 36(5), 91—101. (in Chinese)
- [18] Marshall, A., *Principles of Economics*. London: Macmillan Press, 1890.
- [19] Mera, K., “Regional Production Functions and Social Overhead Capital: An Analysis of the Japanese Case”, *Regional and Urban Economics*, 1973, 3(2), 157—185.
- [20] Moomaw, R. L., “Productivity and City Size: A Critique of the Evidence”, *Quarterly Journal of Economics*, 1981, 96(4), 675—688.

- [21] Moomaw, R. L. , “Is Population Scale a Worthless Surrogate for Business Agglomeration Economies ?”, *Regional Science and Urban Economics*, 1983, 13(4), 525—545.
- [22] Nakamura, R. , “Agglomeration Economies in Urban Manufacturing Industries: A Case of Japanese Cities”, *Journal of Urban Economics*, 1985, 17(1), 108—124.
- [23] Ohlin, B. , *Interregional and International Trade*. Cambridge: Harvard University Press, 1935.
- [24] Pan, Z. , and F. Zhang, “Chinese Urban Productivity”, in *An Analysis of Urbanization In China*. Xiamen University Press, 2002. (in Chinese)
- [25] Romer, P. M. , “Increasing Returns and Long-run Growth”, *The Journal of Political Economy*, 1986, 94(5), 1002—1037.
- [26] Romer, P. M. , “Endogenous Technological Change”, *The Journal of Political Economy*, 1990, 98(5), 71—102.
- [27] Rosenthal, S. S. , and W. C. Strange, “Evidence on the Nature and Sources of Agglomeration Economies”, *Handbook of Regional and Urban Economics*, 2004, 4, 2119—2171.
- [28] Segal, D. , “Are There Returns to Scale in City Size ?”, *The Review of Economics and Statistics*, 1976, 58(3), 339—350.
- [29] Smith, A. , *The Wealth of Nations*. Chicago: University of Chicago, 1776.
- [30] Sveikauskas, L. A. , “The Productivity of Cities”, *The Quarterly Journal of Economics*, 1975, 89(3), 393—413.
- [31] Wang, X. , and X. Xia, “Optimize Cities’ Scale, Promote Economic Growth”, *Economic Research Journal*, 1999, 9, 22—29. (in Chinese)

City Size and Labor Productivity: Are Chinese Cities Too Small ? —Based on Chinese City-level Data Analysis

JING LIANG* QINGHUA ZHANG LIUTANG GONG
(Peking University)

Abstract This paper derives the relationship between city size and labor productivity in a new economic geography model from which we get the econometric model. Based on the data analysis to a sample of prefecture-level cities from 2003 to 2009, this paper shows an inverted U shape of labor productivity against city size in prefecture-level cities. Using a comparative method, we find that there are less undersized cities in China and the size of most cities are near the optimal size, but at the same time the oversized cities have increased. In addition, compared with eastern and central cities that develop more rapidly, western cities show significantly positive correlation between city size and labor productivity.

Key Words Agglomeration Economies, Labor Productivity, Optimal City Size

JEL Classification D62, O18, R12

* Corresponding Author: Jing Liang, The Institute of International Finance, Bank of China, Fuxingmen Avenue No. 1, Xicheng District, Beijing, 100818, China; Tel: 86-13488752457; E-mail: liangjing112358@163.com.