

# 中国生产性服务业发展与城市生产率研究

金晓雨

(中山大学 岭南学院, 广东 广州 510275)

**摘要:** 分析我国城市体系下生产性服务业对城市生产率的作用机制,并估计生产性服务业对城市生产率的影响。在我国城市体系下,制造业的内生分布使大城市相比小城市对生产性服务业有更高的需求。大城市发展生产性服务业,改善了结构的不平衡,通过前后向关联提升城市生产率,小城市发展生产性服务业却造成产业结构和需求结构不平衡,资源和要素过度集中于低生产率的服务业,反而降低城市生产率。利用门槛面板模型实证发现规模超过261.2万人的城市,生产性服务业发展提升城市生产率,而规模低于50.96万人的城市,生产性服务业发展反而降低城市生产率。

**关键词:** 生产性服务业; 城市规模; 城市生产率; 供需平衡; 门槛面板模型

中图分类号: F061.5 文献标识码: A 文章编号: 1671-9301(2015)06-0032-10

DOI:10.13269/j.cnki.ier.2015.06.015

## 一、引言

长期以来,在我国城市产业结构中,制造业比重偏高,但效率偏低,限制了城市整体效率的提升。各界一致认为,我国的经济需要“调整产业结构,转变增长方式”。在调整产业结构的过程中,生产性服务业成为引领产业链向高端提升以及提高整体经济效率的关键。从国际经验来看,发达国家近几十年经济结构变化和产业升级中最令人瞩目的现象,便是生产性服务业成为国民经济中的支柱性产业<sup>[1]</sup>。然而,也有研究指出我国消费结构偏低,过度发展生产性服务业会造成产业结构和需求结构不匹配,反而降低经济效率<sup>[2]</sup>。那么,作为我国经济增长引擎的城市,生产性服务业对城市生产率的影响及其机制如何,值得深入研究。

在我国城市体系下,生产性服务业对城市生产率的作用复杂。不同城市比较优势不同,分工和专业化模式存在差异,大城市集聚了生产性服务密集型的制造业,这些制造业由于后向关联产生对生产性服务业的需求,发展生产性服务业有利于形成良性互动,提升城市生产率;而小城市往往制造业集聚不足,服务业比重偏高,小城市发展生产性服务业反而造成产业结构和需求结构不匹配,扭曲资源配置,降低城市生产率。从图1可以看出,在大城市,生产性服务业和城市生产率正相关,而在小城市,生产性服务业和城市生产率却负相关。可见,在不同规模的城市中,生产性服务业发展对城市生产率会产生完全不同的影响。然而,生产性服务业对城市生产率的影响及其机制如何,国内尚缺乏研究。

本文从生产性服务业和制造业产业关联出发,研究生产性服务业发展对城市生产率的作用机制,并利用门槛面板模型估计生产性服务业对城市生产率的影响。与以往研究相比,本文的贡献在于从城市间产业互动的视角,分析不同规模城市生产性服务业需求差异的形成机制,并估计生产性

收稿日期: 2015-05-22; 修回日期: 2015-09-05

作者简介: 金晓雨(1985—),男,安徽滁州人,中山大学岭南学院博士研究生,研究方向为区域与城市经济学。

基金项目: 国家自然科学基金(71273284)

服务业发展对城市生产率的影响。本文接下来的结构安排如下:第二部分是相关文献综述;第三部分建立数理模型分析不同规模城市生产性服务业需求差异的形成机制,及其对城市生产率的影响;第四部分介绍实证模型、方法和数据;第五部分是实证结果分析;最后是本文的结论及启示。

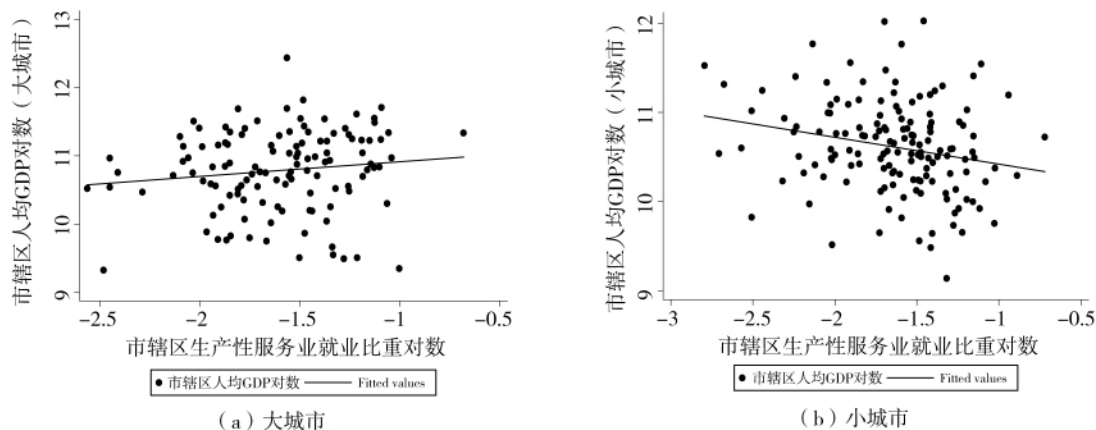


图1 2012年市辖区生产性服务业比重与劳动生产率<sup>①</sup>

资料来源:2012年《中国城市统计年鉴》

## 二、文献综述

生产性服务业,也称为生产者服务业,是指那些被其他商品和服务的生产者当作中间服务性投入的产业<sup>[3]</sup>。在经济转型过程中,最典型的现象是制造业比重的相对下降和服务业比重的相对上升<sup>[4]</sup>。随着弹性生产方式的兴起,生产性服务业和其他部门的产业关联性日益增强,在促进分工和专业化同时,提升了其他产业的生产率和工人收入水平,推动了城市经济发展<sup>[5]</sup>。从起源来看,生产性服务最初由制造业内部提供,根据交易费用理论,随着企业外部交易成本的降低,生产性服务开始转向由外部提供,发展成一个独立的产业部门<sup>[6-7]</sup>。生产性服务业独立于制造业部门后,大大提升了其对其他产业的促进作用,促进最终产品企业生产率提升。基于生产性服务业的集聚经济效应,大量实证研究发现生产性服务业对制造业生产率具有促进作用<sup>[8-11]</sup>。宣烨和余泳泽<sup>[11]</sup>从生产性服务业层级分工视角,发现生产性服务业层级分工通过专业化分工、空间外溢以及比较优势提升了制造业生产率。对生产性服务业的内涵、起源和作用的研究共同表明,生产性服务业作为其他产业的中间投入,通过自身分工和专业化,产生中间投入的集聚经济,促进了最终产品企业生产率提升。

城市经济学领域,大量文献将生产性服务业和制造业产业关联纳入城市模型中,认为生产性服务业具有集聚经济效应,其通过中间投入将集聚经济引入最终产品企业,从而形成了城市集聚经济的微观基础<sup>[12]</sup>。Giccone and Hall<sup>[13]</sup>建立一个两部门的理论模型识别城市净集聚经济,生产性服务业作为制造业中间投入,城市集聚经济来自于制造业对差异化生产性服务的共享,集聚不经济来自于城市规模增加产生的拥挤成本;空间均衡下,外生的技术决定了制造业和生产性服务业比重,同时也决定了城市净集聚经济的大小。理论上,由于集聚经济来自于生产性服务业,各个规模城市生产性服务业比重不同,势必导致各个城市的集聚经济具有差异。在实证上,豆建民和汪增洋<sup>[14]</sup>以土地产出率代表城市生产率,发现二、三产业产值比重对土地产出率的影响在不同规模城市不同,在小城市中较小,在大城市中较大。为此,Au and Henderson<sup>[15]</sup>将产业结构和城市规模放在一个框架中,分析二者对城市净集聚经济的影响。由于集聚经济来自于生产性服务总量供给,而生产性服务业总量取决于城市规模和生产性服务业在产业结构中的比重,故生产性服务业比重对城市生产率的作用,随着城市规模增加而增加。柯善咨和赵曜<sup>[16]</sup>在此基础上,进一步分析了城市生产性服务业—制造业比重和城市规模对中国城市劳动生产率的协同影响,发现小城市从生产性服务业中获益较小,城市需要达到一定的门槛规模方能从上下游产

业关联中获得效益。从城市经济学理论和实证研究中发现,生产性服务业发展对城市生产率的作用,受制于城市规模的大小,在不同规模城市往往具有不同的影响。

经济体中,供需平衡是促进资源优化配置的基本原则。生产性服务业作为中间投入,取决于最终产品制造业对其需求,与需求相平衡的生产性服务业发展水平有利于促进二者协调互动,最大化城市生产率。黄永春等<sup>[17]</sup>比较分析了美国“再工业化”和中国“去工业化”背后的原因,认为美国生产性服务业比重过高,制造业对生产性服务业拉动不足,而中国生产性服务业比重过低,限制其对制造业的促进作用。可见,生产性服务业发展要和本地需求结构平衡,否则会导致资源和要素低效配置,降低城市生产率<sup>[2]</sup>。而在我国城市体系下,不同规模城市中,生产性服务业的发展水平存在较大差异。现有城市经济学文献,将这种差异归结为外生技术导致的本地生产性服务需求差异,从而城市生产率差异最终来自于外生技术差异,缺乏对这种差异形成机制的解释。有别于以往研究,本文分析生产性服务业需求的内生形成机制,从结构平衡角度研究生产性服务业对城市生产率的影响。

### 三、理论模型

本节将制造业和生产性服务业的关联拓展到空间维度,分析城市体系下,各个规模城市生产性服务需求的内生形成机制。基于 Ethier<sup>[18]</sup>以及 Abdel-Rahman and Fujita<sup>[12]</sup>的中间产品模型,建立一个两个城市两个部门的模型:生产最终产品的制造业和生产中间投入品的生产性服务业。

城市结构为线性城市,总人口为  $N$ ,人口在线性城市中均匀分布,人口密度为 1。工人需要在线性城市的中心(CBD)工作,因此,城市边界与城市 CBD 的距离为  $N/2$ 。每个工人提供 1 单位劳动,工人单位距离通勤成本为  $4t$ ,居住在与 CBD 距离为  $x$  处的工人的有效劳动时间为  $1 - 4tx$ ,扣除通勤成本,工人的总有效劳动时间为:

$$L = 2 \int_0^{\frac{N}{2}} (1 - 4tx) dx = N - tN^2 \quad (1)$$

在空间均衡下,城市各处工人获得的效用水平相同,该设定下,即工资水平相同。因此,城市边界工人的工资水平等于保留工资水平  $\bar{w}$ ,即  $(1 - 4t \cdot N/2)w = \bar{w}$ 。得到城市单位有效劳动工资水平为:

$$w = \frac{\bar{w}}{1 - 2tN} \quad (2)$$

城市中有连续的制造业产品  $0 < \gamma < 1$ ,制造业以直接劳动和生产性服务作为投入要素,二者按照柯布-道格拉斯形式进入生产函数。制造业单位成本函数为:

$$c_\gamma = w_m^{1-\gamma} G^\gamma$$

$$\text{其中 } G = \left( \int_0^n p_i^{1-\sigma} di \right)^{\frac{1}{1-\sigma}} \quad (3)$$

其中  $w_m$  为制造业劳动工资,  $G$  为生产性服务价格指数,生产性服务按照 Dixit and Stiglitz<sup>[19]</sup>形式加总。不同于以往文献<sup>[13,15]</sup>,假设城市中有异质工人,制造业劳动力和生产性服务业劳动力不可替代,生产性服务业就业比重为  $\theta$ ,制造业和生产性服务业就业比重构成城市的就业结构,这种就业结构和需求结构差异决定制造业和生产性服务业相对工资水平。

令生产性服务业成本函数为  $l_s = f + cx_s$ ,处于垄断竞争市场。按照边际定价法则,生产性服务业产品价格  $p = c\sigma w_s / (\sigma - 1)$ ,产量  $X = (\sigma - 1)f/c$ ,则生产性服务业企业数量为  $n = (\theta L) / (\sigma f)$ ,带入公式(3),并设定  $c, \sigma$  与  $f$  之间的关系,消除常数项,得到制造业成本函数简化为:

$$c_\gamma = w_m^{1-\gamma} w_s^\gamma (\theta L)^{\frac{\gamma}{1-\sigma}} \quad (4)$$

现在求解制造业和生产性服务业相对工资水平,令总量成本函数表示为柯布-道格拉斯形式,由(4)式得到城市对制造业和生产性服务业就业需求,并由供需均衡条件  $L_m = L_{m,\mu}, L_s = L_{s,\mu}$ ,得到制造业和生产性服务业工人的相对工资水平为:

$$\frac{w_s}{w_m} = \frac{\tilde{\gamma}(1-\theta)}{(1-\tilde{\gamma})\theta} \quad (5)$$

其中  $\tilde{\gamma}$  为城市加总的技术,由式(1)、(2)、(4)、(5)得到生产产品  $\gamma$  的制造业成本函数为:

$$c_\gamma = \left( \frac{\tilde{\gamma}}{1-\tilde{\gamma}} \right)^\gamma (1-\theta)^\gamma \theta^{\frac{\sigma\gamma}{1-\sigma}} (N-tN^2)^{\frac{\gamma}{1-\sigma}} \frac{\bar{w}}{1-2tN} \quad (6)$$

假定城市 A 和城市 B 之间无运输成本,制造业产品以不变报酬生产,则成本较低的企业占领全部市场,因此,制造业产品  $\gamma$  在城市 A 生产的条件为:

$$c_{\gamma A} < c_{\gamma B} \quad (7)$$

当公式(7)取等号时,得到产品在城市 A 生产的临界条件为:

$$\gamma^* = \frac{\ln \frac{1-2tN_B}{1-2tN_A}}{\left[ \ln \left( \frac{\tilde{\gamma}_B}{\tilde{\gamma}_A} \cdot \frac{1-\tilde{\gamma}_A}{1-\tilde{\gamma}_B} \right) + \frac{1}{\sigma-1} \ln \frac{N_A-tN_A^2}{N_B-tN_B^2} + \frac{\sigma}{\sigma-1} \ln \frac{\theta_A}{\theta_B} - \ln \frac{1-\theta_A}{1-\theta_B} \right]} \quad (8)$$

可见,均衡专业化模式取决于相对城市规模、生产性服务业比重和加总的生产技术。由公式(7)和(8)可知,专业化模式只存在两种情况:

第一,当  $N_A > N_B$ ,且  $\theta_A > \alpha$  时(其中  $\alpha$  为使得式(8)分母为零的  $\theta_A$  的解),城市 A 专业化产品范围为  $(\gamma^*, \gamma)$ ,城市 B 专业化产品范围为  $(0, \gamma^*)$ 。

第二,当  $N_A < N_B$ ,且  $\theta_A < \alpha$  时,城市 A 专业化产品范围为  $(0, \gamma^*)$ ,城市 B 专业化产品范围为  $(\gamma^*, \gamma)$ 。

这是由于,当城市 A 的规模大于城市 B 时,拥挤成本导致城市 A 的劳动力成本高于城市 B,当城市 A 具有相对较高的生产性服务业比重时,会形成比较优势,专业化于生产性服务投入密集型制造业。而城市 B 劳动力成本低,在劳动密集型制造业方面具有比较优势,会专业化于劳动密集性制造业。同理,当城市 B 的规模大于城市 A 时,专业化模式相反。

现在求解均衡的生产性服务业比重和专业化产品范围。不失一般性,假设城市 A 的规模大于城市 B,此时,城市 A 专业化产品范围  $\gamma^* < \gamma < 1$ ,城市 B 专业化产品范围  $0 < \gamma < \gamma^*$ 。参考 Dornbusch *et al.* [20] 对于产品消费连续柯布-道格拉斯设定,即消费者在产品  $\gamma$  上的支出份额为  $b(\gamma)$ ,并假设城市 A 和城市 B 具有相同的消费偏好,城市 A 的消费者在本地产品和城市 B 的产品上的支出份额分别为:

$$\varphi(\gamma^*) = \int_{\gamma^*}^1 b(\gamma) d\gamma; 1 - \varphi(\gamma^*) = \int_0^{\gamma^*} b(\gamma) d\gamma \quad (9)$$

两个城市在城市 A 生产的产品上的支出份额均为  $\varphi(\gamma^*)$ ,在城市 A 生产的产品上,总产出等于总消费,即

$$Y_A = \varphi(\gamma^*) (Y_A + Y_B) \quad (10)$$

由于模型中只有劳动一种投入要素,因此,城市总产出水平等于总收入,即制造业和生产性服务业工人工资水平的总和为  $Y = w_m N_m + w_s N_s$ 。由公式(2)、(5)、(9)、(10)整理得到产品市场均衡条件为:

$$\frac{1 - \varphi(\gamma^*)}{\varphi(\gamma^*)} = \frac{(1-\theta_B) N_B}{(1-\theta_A) N_A} \cdot \frac{1-2tN_A}{1-2tN_B} \cdot \frac{1-\tilde{\gamma}_A}{1-\tilde{\gamma}_B} \quad (11)$$

由临界条件和产品市场均衡条件,得到城市 A 和城市 B 均衡的相对生产性服务业比重和产品专业化范围。将两个条件绘在图 2 中,两个曲线的交点决定了均衡的生产性服务业比重和专业化产品范围。

当城市 A 规模大于城市 B 时,此时城市 A 专业化于生产性服务投入密集型制造业( $\gamma^* < \gamma < 1$ ),

城市 B 专业化于劳动密集型制造业 ( $0 < \gamma < \gamma^*$ ) 城市 A 加总的技术高于城市 B 城市劳动生产率为:

$$y = \frac{Y}{N} = \theta^{\frac{\gamma\sigma}{\sigma-1}} (1-\theta)^{1-\gamma} N^{\frac{\gamma}{\sigma-1}} (1-tN)^{1+\frac{\gamma}{\sigma-1}} \quad (12)$$

由  $\partial^2 \ln y / \partial \theta^2 < 0$  可知 城市生产率和生产性服务业比重呈倒 U 型曲线关系 随着生产性服务业比重先增加后下降。当  $\partial \ln y / \partial \theta = 0$  时 城市生产率最高 此时的最优生产性服务业比重为:

$$\theta^* = \frac{\sigma\gamma}{\sigma + \gamma - 1} \quad (13)$$

城市 A 的技术高于城市 B ( $\tilde{\gamma}_A > \tilde{\gamma}_B$ ) 此时 城市 A 的最优生产性服务业比重高于城市 B 即  $\tilde{\theta}_A > \tilde{\theta}_B$  该最优值反应了和城市规模匹配的生产性服务业比重。而  $\partial^2 \ln y / \partial N^2 < 0$  反应了城市生产率和城市规模呈倒 U 型曲线关系 当  $\partial \ln y / \partial N = 0$  时 城市具有的最优规模为:

$$N^* = \frac{\gamma}{\sigma + 2\gamma - 1} \cdot \frac{1}{t} \quad (14)$$

由以上分析可知 当制造业的生产性服务投入密集度有差异时 城市规模差异会决定不同城市的生产性服务业比重和制造业专业化模式。大城市劳动力成本高 专业化于生产性服务密集型制造业 这些制造业也产生对生产性服务业的需求 生产性服务业发展通过前后向关联提升城市生产率; 而小城市劳动力成本低 会专业化于劳动密集型制造业 这些制造业对生产性服务需求低 前后向关联难以建立 生产性服务业比重过高反而导致产业结构和需求结构不匹配 降低城市生产率。

#### 四、实证模型、方法与数据

##### (一) 实证模型

根据前文的理论分析 生产性服务业对城市生产率的影响取决于城市规模 在不同的规模区间影响不同。为了识别门槛城市规模 以及不同规模区间生产性服务业的影响 采用 Hansen<sup>[21]</sup> 提出的门槛面板模型 首先 对城市生产率的表达式 (12) 两边取对数 得到:

$$\ln y = \left[ \frac{\gamma\sigma}{\sigma-1} \ln \theta + (1-\gamma) \ln(1-\theta) \right] + \left[ \frac{\gamma}{\sigma-1} \ln N + \left( 1 + \frac{\gamma}{\sigma-1} \right) \ln(1-tN) \right] \quad (15)$$

方程 (15) 中的第一项表示生产性服务业对城市生产率的影响。根据理论模型 生产性服务业对城市生产率存在门槛效应 取决于城市门槛规模  $q$ 。第二项表示城市规模对城市生产率的影响 根据公式 城市规模和城市生产率呈倒 U 型曲线关系 为了识别该关系 采用加入 2 次项的方式识别。加入控制变量和扰动项 于是设定计量模型为:

$$\ln y_{it} = \gamma_1 S_{it} I(N \leq q) + \gamma_2 S_{it} I(N > q) + \beta_1 \ln N_{it} + \beta_2 (\ln N_{it})^2 + X_{it} \psi + \varepsilon_{it} \quad (16)$$

其中  $\varepsilon_{it} = \mu_i + v_{it}$

该计量模型为单一面板门槛模型 其中 被解释变量  $y$  为城市劳动生产率;  $S$  和  $N$  分别为市辖区生产性服务业比重和年末总人口;  $X$  为一组控制变量  $I$  为指示函数 当括号中的条件得到满足时 其取值为 1 否则为 0。 $\mu_i$  为城市个体效应  $v_{it}$  为扰动项 且  $v_{it} \sim iidN(0, \sigma^2)$ 。对于单一门槛模型 通过门槛值  $q$  识别城市规模的区间效应 同样 如果是存在多个门槛 也可以设定类似的模型。

$$\ln y_{it} = \gamma_1 S_{it} I(N \leq q_1) + \gamma_2 S_{it} I(q_1 < N \leq q_2) + \dots + \gamma_n S_{it} I(q_{n-1} < N \leq q_n) + \beta_1 \ln N_{it} + \beta_2 (\ln N_{it})^2 + X_{it} \psi + \mu_i + \varepsilon_{it} \quad (17)$$

模型 (17) 就是一个多门槛的模型 在不同的城市规模区间生产性服务业对城市生产率的影响可以不

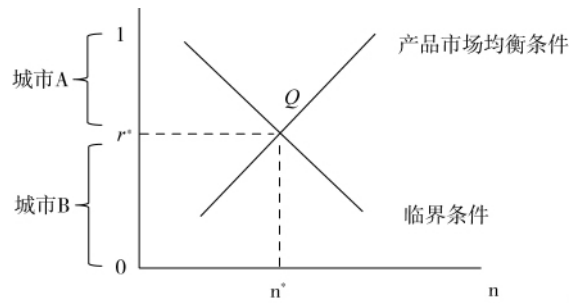


图2 均衡的相对生产性服务业比重和专业化产品范围

同。考虑到生产性服务业对城市生产率的影响可能存在多个门槛,回归中需要采用多门槛模型进行检验,通过这种多门槛模型,可以识别具体的城市规模区间和每个区间内生产性服务业对城市生产率的影响。

## (二) 估计方法

对于模型(17)的估计,可以采用 Hansen<sup>[21]</sup>提出的方法。由于是面板数据,首先通过组内变换对模型中变量去除个体效应 $\mu_i$ ,对于给定的门槛值 $q$ ,斜率系数和残差平方和可以通过最小二乘法估计得出。对于门槛值 $q$ 的估计,可以采用 OLS 方法,通过残差平方和最小化,从而估计出门槛值。当得到门槛值的估计值后,将估计值代入斜率系数和扰动项残差平方,就可以得到回归斜率和扰动项方差的估计值。

得到了各个参数的估计值后,需要进行两方面的检验。第一,检验门槛效应是否显著,从而识别模型中有几个门槛;第二,门槛估计值是否等于其真实值,从而识别门槛值的显著性。第一个检验的原假设是 $H_0: \gamma_1 = \gamma_2$ ,检验似然比统计量为:

$$F = \frac{S_0 - S(\hat{q})}{\hat{\sigma}^2} \quad (18)$$

其中 $S_0$ 是零假设下得到的残差平方和,该统计量的分布是非标准的,采用“自抽样”方法得到渐进分布,从而构造 $p$ 值,根据该方法得到的 $p$ 值是有效的。对于第二个假设,门槛值的估计是一致的,但渐进分布是非标准的,最好的方法是采用似然比检验,第二个检验的原假设是 $H_0: \hat{q} = q$ 相应的似然比检验统计量为:

$$LR(q) = \frac{S(q) - S(\hat{q})}{\hat{\sigma}^2} \quad (19)$$

该分布同样也是非标准的, Hansen<sup>[22]</sup>通过一个简单的公式,计算出非拒绝域,当 $LR(q) \leq c(\alpha)$ 时,不能拒绝原假设。其中 $c(\alpha) = -2\ln(1 - \sqrt{1 - \alpha})$ , $\alpha$ 表示显著性水平。

以上是单门槛模型的估计方法的介绍,对于多门槛模型,方法类似。差别在于,在得到第1个门槛后,需要对第2个门槛进行搜索。但 Bai<sup>[23]</sup>指出虽然得到的第二个门槛值是有效的,但此时第一个门槛值却不再是有效的,这里的处理方法是,固定第二个门槛值,再重复对第一个门槛值进行搜索。对于更多门槛,也是相同的处理方法。

## (三) 指标和数据

被解释变量为城市市辖区人均地区生产总值的对数,代表城市劳动生产率。其中,地区生产总值通过 GDP 平减指数折算为 2000 年为基期的实际值,人口以市辖区年末总人口度量。

解释变量包括市辖区生产性服务业比重和年末总人口。市辖区生产性服务业比重用市辖区生产性服务业单位就业人数除以城市单位就业人数得到。其中生产性服务业的界定参考柯善咨和赵曜<sup>[16]</sup>的处理,根据 2007 年《中国投入产出表》从服务业部门中选取制造业对服务业直接消耗系数最高的 7 个服务业行业作为生产性服务业的代表,分别为交通运输、仓储及邮政业,批发和零售业,金融业,租赁和商业服务业,住宿和餐饮业,科学研究、技术服务和地质勘查业,信息传输、计算机服务和软件业。市辖区年末总人口为市辖区户籍人口<sup>②</sup>。

控制变量中,资本存量根据张军等<sup>[24]</sup>的永续盘存法计算,即 $K_t = I_t + (1 - \delta) K_{t-1}$ ,初始年份为 1990 年,按照全国固定资产投资价格指数折算为 2000 年为基期的实际值,折旧率 $\delta$ 选择 6%。在校大学生比重用城市在校大学生人数除以年末总人口得到。城市基础设施水平变量包括人均道路面积、每万人公共汽车和出租车数量。人均绿地面积作为舒适性的代理变量。外资工业企业产值占工业总产值的比重代表城市的外资比重。以市辖区平均企业规模度量城市的竞争水平。

数据来自 2003—2012 年《中国城市统计年鉴》和 1990—2012 年《中国统计年鉴》,表 1 列出了相关变量的含义和描述性统计结果。

表 1 2003—2012 年城市市辖区相关指标的描述性统计

变量	含义	均值	标准差	最大值	最小值
$y$	市辖区人均地区生产总值(万元/人)	2.750	2.487	0.237	27.290
$k$	市辖区人均资本存量(万元/人)	9.468	7.305	0.751	55.642
$N$	市辖区年末总人口(万人)	132.367	164.568	14.080	1779.100
$S$	生产性服务业比重	0.210	0.071	0.048	0.516
EDU	市辖区每百人大学生数(人)	0.041	0.037	0.000	0.231
Road	市辖区人均城市道路面积( $m^2$ )	9.331	6.332	0.310	85.200
Bus	市辖区每万人公共汽车数(辆)	6.805	6.704	0.320	115.000
CZC	市辖区每万人出租车数量(辆)	21.907	16.908	1.337	132.472
LD	市辖区人均绿地面积(万平方米)	0.003	0.006	0.000	0.118
WZ	市辖区外资企业产值比(%)	2.740	9.228	0.000	128.662
GM	市辖区平均工业企业规模(万人/个)	0.039	0.033	0.005	0.380

五、实证结果分析

对于门槛面板模型,首先需要确定门槛的数量,以便确定模型的形式。对模型设定 1 个门槛、2 个门槛和 3 个门槛的形式分别进行回归,并进行“自抽样”得到 F 值和 P 值(见表 2)。发现单一门槛和双重门槛的 F 统计量分别在 1% 和 5% 的水平上显著,而三重门槛的 F 值不显著。说明采用双重门槛设定时,对于模型可以得到更小的残差平方和,而对于三重门槛设定,并不能对降低残差平方和有显著作用,为了估计有效性,采用双重门槛模型。

表 2 门槛效应检验

模型	F 值	P 值	1%	5%	10%
单一门槛	17.786***	0.010	18.171	11.619	8.236
双重门槛	16.101**	0.037	21.803	13.91	9.33
三重门槛	8.142	0.012	18.411	12.204	9.455

注:\*\*\*、\*\*、\* 分别代表显著性水平为 1%、5% 和 10%。

采用双重门槛模型得到两个门槛估计值。第 1 个门槛的估计值为 50.96 万人,第 2 个门槛估计值为 261.20 万人。因此,城市规模可以划分为 3 个区间  $0 \sim 50.96$  万人,  $50.96$  万人  $\sim 261.20$  万人,  $261.20$  万人以上。

为清楚理解门槛估计值和其置信区间的构造过程,计算出似然比函数 LR,并绘出第 1 个门槛值和第 2 个门槛值的似然比函数(见图 3)。门槛参数的估计值是使得计算出的似然比函数  $LR = 0$  的门槛值  $q$ 。各个门槛估计值的 95% 置信区间是统计量 LR 的值小于 5% 显著性水平下的值 7.35(对应于图中的虚线)的门槛值  $q$  所构成的区间,即虚线以下的部分对应的门槛值区间。

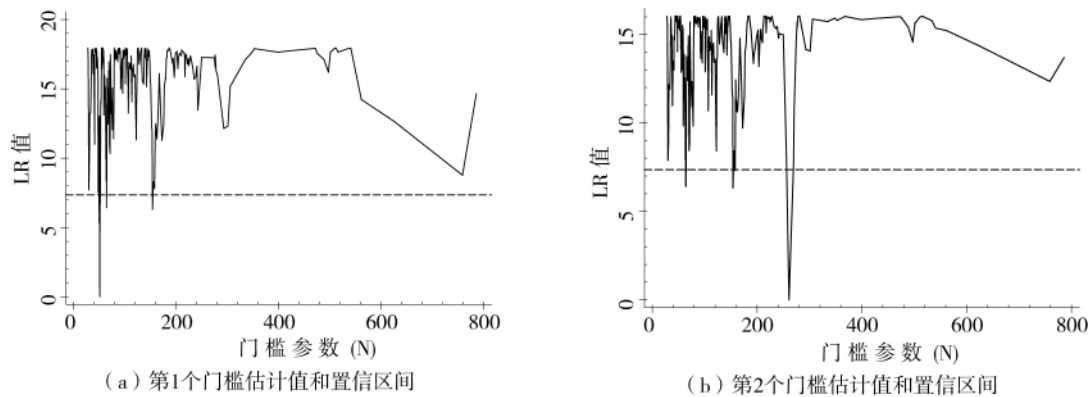


图 3 双重门槛模型下各门槛值和置信区间

得到城市规模的门槛区间后,估计各个区间生产性服务业对城市生产率的影响,表 3 列出了回归结果。各控制变量的回归结果符合预期,资本密集度、基础设施、外资水平有利于提升城市劳动生产率。每百人大学生比重和人均绿地面积对城市劳动生产率无显著影响。代表城市竞争的平均企业规模的回归系数显著为负数,企业规模增加代表城市的竞争水平降低,这支持 Porter<sup>[25]</sup> 的观点,竞

争促进城市生产率提升。

回归中市辖区年末总人口对数及其平方项的回归系数分别显著为正数和负数。这两项代表城市规模增加所带来的集聚经济和拥挤成本对城市生产率的影响。表明城市生产率和城市规模呈倒 U 型曲线关系,城市存在最优规模,城市劳动生产率随着城市规模先增加后下降<sup>[26-27]</sup>。

下面考察回归的关键变量,即生产性服务业对城市生产率的影响。表中 S\_1、S\_2 和 S\_3 分别表示城市规模分别为小于 50.96 万人、50.96 万人~261.20 万人、261.20 万人以上区间生产性服务业比重的回归系数。从回归结果可以看出,回归系数 S\_1 显著为负数,说明对于城市规模小于 50.96 万人的城市,发展生产性服务业不利于城市生产率。由于这些城市规模过小,在制造业方面集聚的往往是劳动密集型的,对生产性服务业的需求比较低,发展生产性服务业反而加剧了产业结构和需求结构的不匹配,降低城市生产率。S\_2 的回归系数为 0.046,但不显著,说明在市辖区人口规模介于 50.96 万人~261.20 万人之间的城市,生产性服务业的供需相对平衡,提高生产性服务业比重对城市生产率无显著影响。S\_3 的回归系数显著为正,说明对于城市规模超过 261.20 万人的城市,集聚了对生产性服务业需求高的制造业,这些制造业也通过后向关联增加对生产性服务业需求,对于这部分城市,生产性服务业发展促进城市生产率提升。

为了进一步比较不同规模区间城市生产性服务业供给和需求情况,表 4 列出了各个规模区间生产性服务业比重的均值和回归系数。规模小于 50.96 万人的城市,生产性服务业比重为 0.230,反而高于规模

在 50.96 万人~261.20 万人的城市,这些城市的生产性服务业比重相对于其自身的需求是过高的,增加生产性服务业比重会带来需求结构和现有产业结构的不平衡,资源和要素过度集中于低生产率服务业,降低了城市的生产率。规模介于 50.96 万人~261.20 万人的城市生产性服务业比重均值为 0.203,这些城市生产性服务业供需相对平衡,生产性服务业发展对城市生产率影响不显著。城市规模超过 261.20 万人的城市生产性服务业比重的均值为 0.262,这部分城市制造业发达,生产性服务业滞后于制造业发展,生产性服务业发展有利于城市的生产率提高。

由以上回归结果可见生产性服务业的发展应和城市的产业和发展阶段相匹配,才能优化资源配置,提升城市生产率。大城市促进生产性服务业发展,中等城市适度发展生产性服务业,小城市适当降低生产性服务业比重,继续推动制造业集聚。

## 六、结论与启示

本文构建一个生产性服务业和制造业关联的理论模型,分析了生产性服务业影响城市生产率的机制,并利用门槛面板模型实证分析了生产性服务业对城市生产率的影响。发现生产性服务业发展

表 3 模型参数估计结果

变量	估计系数	标准差	P 值
lnk	0.524 ***	0.010	0.000
lnN	1.134 ***	0.192	0.000
(lnN) <sup>2</sup>	-0.127 ***	0.020	0.000
EDU	0.112	0.271	0.679
Road	0.003 **	0.001	0.033
Bus	0.001	0.001	0.608
CZC	0.001 *	0.000	0.074
LD	-0.051	0.541	0.926
WZ	0.006 ***	0.001	0.000
GM	-1.226 ***	0.200	0.000
S_1	-0.374 ***	0.143	0.009
S_2	0.046	0.106	0.662
S_3	0.530 ***	0.162	0.001
常数项	-2.619	0.461	0.000

样本量 = 1434; R<sup>2</sup> = 0.790; F 统计量 = 643.59

注:被解释变量为市辖区人均地区生产总值的对数,回归中通过组内变换控制了固定效应。S\_1、S\_2、S\_3 分别为城市规模小于 50.96 万、50.96—261.20 万、261.20 万以上区间生产性服务业对城市生产率的影响系数,\*\*\*、\*\*、\* 分别代表显著性水平为 1%、5% 和 10%。

表 4 各个规模区间生产性服务业比重及影响系数

门槛值(万人)	城市规模区间(万人)	生产性服务业比重均值	回归系数
	0—50.96	0.230	-0.374 ***
第 1 门槛值:50.96	50.96—261.20	0.203	0.046
第 2 门槛值:261.20	261.20 以上	0.262	0.530 ***

注:回归系数来自表 3,生产性服务业比重均值为该规模区间内城市生产性服务业比重的算术均值,\*\*\*、\*\*、\* 分别代表显著性水平为 1%、5% 和 10%。



对城市生产率的影响存在显著的规模门槛效应,在不同规模区间影响存在差异。规模低于 50.96 万人的城市,生产性服务业供给超过需求,提高生产性服务业比重,加剧了结构不平衡,降低城市生产率;规模介于 50.96 万人~261.2 万人的城市,生产性服务业供需平衡,生产性服务业发展对城市生产率无显著影响;规模超过 261.2 万人的城市,生产性服务业需求超过供给,提高生产性服务业比重,改善了结构不平衡,促进生产性服务业和制造业协调互动,提高城市生产率。

近年来,我国生产性服务业发展迅速,在产业升级和结构调整中扮演重要的角色。政策上,通过大力发展生产性服务业,发挥其对其他产业的促进作用,成为提升产业竞争力,为城市发展再次注入动力的重要举措。然而,本文研究发现,大小城市生产性服务业发展对城市生产率存在截然不同的影响。基于本文的研究,提出以下政策建议:首先,在城市“调结构,促发展”的背景下,大小城市应推行不同的结构调整政策。规模过大的城市,要素成本增加,应加快生产性服务业发展,通过生产性服务业带动制造业效率提升,为城市生产率提升注入动力;规模过小的城市,仍处于集聚经济加速的阶段,当前核心是推动制造业集聚,以充分发挥制造业的集聚经济效应,促进城市生产率提升。其次,城市在制造业产业选择上,应建立“产业—城市互动”,城市根据比较优势选择产业。大城市着力发展生产性服务密集型制造业,以充分发挥本地生产性服务业的规模经济效应,并适时转移劳动密集型和成熟产业,以缓解规模过大产生的拥挤成本;小城市应完善基础设施建设,制定符合自身比较优势的引资政策,吸引大城市转移的成熟产业,并专业化发展壮大,以充分发挥小城市的集聚经济优势。

#### 参考文献:

- [1]刘志彪.论现代生产者服务业发展的基本规律[J].中国经济问题,2006(1):3-9.
- [2]乔为国,周卫峰.中国三次产业结构特征及解释[J].数量经济技术经济研究,2004(11):36-43.
- [3]格鲁伯,沃克.服务业的增长:原因和影响[M].上海:上海三联书店,1993.
- [4]Harrington, J. W. ,1995, “Empirical Research on Producer Service Growth and Regional Development: International Comparisons”, *The Professional Geographer* 47(1): 66-74.
- [5]Hanson, H. G. ,1996, “Localization Economies, Vertical Organization, and Trade”, *American Economic Review* ,86(5): 1266-1278.
- [6]Williamson, O. ,1985, *The Economic Institutions of Capitalism: Firms, Markets, Relational Contracting*, New York: The Free Press.
- [7]Hart, O. ,1995, “Corporate Governance: Some Theory and Implications”, *The Economic Journal* ,105(430): 678-689.
- [8]盛丰.生产性服务业集聚与制造业升级:机制与经验——来自 230 个城市数据的空间计量分析[J].产业经济研究,2014(2):32-39.
- [9]顾乃华,毕斗斗,任旺兵.中国转型期生产性服务业发展与制造业竞争力关系研究——基于面板数据的实证分析[J].中国工业经济,2006(9):14-21.
- [10]冯泰文.生产性服务业的发展对制造业效率的影响——以交易成本和制造成本为中介变量[J].数量经济技术经济研究,2009(3):56-65.
- [11]宣烨,余泳泽.生产性服务业层级分工对制造业效率提升的影响——基于长三角地区 38 城市的经验分析[J].产业经济研究,2014(3):1-10.
- [12]Abdel-Rahman, H. ,Fujita, M. ,1990, “Product Variety, Marshallian Externalities, and City Sizes”, *Journal of Regional Science* 30(2): 165-183.
- [13]Ciccone, A. ,Hall, R. E. ,1996, “Productivity and the Density of Economic Activity”, *American Economic Review* 86(1): 54-70.
- [14]豆建民,汪增洋.经济集聚、产业结构与城市土地产出率——基于我国 234 个地级城市 1999—2006 年面板数据的实证研究[J].财经研究,2010(10):26-36.

- [15] Au, C., Henderson, J. V. 2006, "Are Chinese Cities Too Small?", *The Review of Economic Studies* 73(3): 549-576.
- [16] 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): 75-88.
- [17] 黄永春, 郑江淮, 杨以文, 等. 中国“去工业化”与美国“再工业化”冲突之谜解析——来自服务业与制造业交互外部性的分析[J]. *中国工业经济* 2013(3): 7-19.
- [18] Ethier, W. J. 1982, "National and International Returns to Scale in the Modern Theory of International Trade", *American Economic Review* 72(3): 389-405.
- [19] Dixit, A. K., Stiglitz, J. E. 1977, "Monopolistic Competition and Optimum Product Diversity", *American Economic Review* 67(3): 297-308.
- [20] Dornbusch, R., Fischer, S., Samuelson, P. A. 1977, "Comparative Advantage, Trade, and Payments in a Ricardian Model with a Continuum of Goods", *American Economic Review* 67(5): 823-839.
- [21] Hansen, B. E. 1999, "Threshold Effects in Non-dynamic Panels: Estimation, Testing, and Inference", *Journal of Econometrics* 93(2): 345-368.
- [22] Hansen, B. E. 2000, "Sample Splitting and Threshold Estimation", *Econometrica* 68(3): 575-603.
- [23] Bai, J. 1997, "Estimating Multiple Breaks One at a Time", *Econometric Theory* 13(3): 315-352.
- [24] 张军, 吴桂英, 张吉鹏. 中国省际物质资本存量估算: 1952—2000 [J]. *经济研究* 2004(10): 35-44.
- [25] Porter, M. E. 1990, *Competitive Advantage of Nations*, New York: The Free Press.
- [26] Henderson, J. V. 1974, "The Sizes and Types of Cities", *American Economic Review* 64(4): 640-656.
- [27] 王小鲁, 夏小林. 优化城市规模 推动经济增长 [J]. *经济研究* 1999(9): 22-29.

#### 注释:

- ①由于对大城市和小城市的划分缺乏一致的标准,图中对大城市和小城市的划分,选择市辖区年末总人口100万作为临界点,高于100万为大城市,低于100万为小城市。出于稳健性,也分别选择了50万、150万和200万作为临界点,基本结果不变。
- ②一方面,由于城市中有流动人口,一般城市常住人口高于户籍人口,尤其是规模较大的城市和东部城市,因此,使用户籍人口可能低估了城市规模;另一方面,我国城市户籍人口中也有部分非农业人口,这部分非农业人口不应计入城市就业,因此,户籍人口也会高估城市规模。总的来看,城市年末总人口应该也是比较接近真实城市规模的指标。

(责任编辑:木子)

## Study on Development of Producer Services and Urban Productivity in China

JIN Xiaoyu

(Lingnan College, Sun Yat-Sen University, Guangzhou 510275, China)

**Abstract:** This paper analyzes the affecting mechanism of producer services development on urban productivity under urban system, and estimates the effect of producer services on urban productivity using panel threshold model. Under urban system, the endogenous distribution of manufactures makes big cities have more demand of producer services than small cities. Producer services development in big cities improves imbalance of structure thus upgrades urban productivity through forward and backward linkages. However, producer services development in small cities gives rise to imbalance between industrial structure and demand structure, making the resources and factors agglomerate in low productivity services industry, thus reduces urban productivity. Using panel threshold model, the paper indicates that producer services development improves urban productivity for cities with scale more than 2.61 million but reduce urban productivity for cities with scale lower than 0.51 million.

**Key words:** producer services; city size; urban productivity; supply and demand balance; panel threshold model