

1994—2007年中国主要城市的 规模产出效应实证研究: 一个面板模型

张友志^{1a, 2}, 宋迎昌^{1b}

(1. 中国社会科学院 a. 研究生院; b. 城市发展与环境研究所,
北京 100005; 2. 江苏科技大学 土木工程与建筑学院, 江苏 镇江 212003)

摘要: 建立柯布道格拉斯城市规模产出效应面板模型, 对1994—2007年全国30个主要城市的规模产出效应进行了实证研究, 研究表明, 城市规模对产出有显著性影响, 城市规模产出效应中包含显著的时间影响和地区影响。包含时间影响的变截距模型显示, 城市规模产出弹性为0.128, 时间影响系数由1994年的-0.652单调增加到2007年的0.615, 说明城市规模产出效应、资源使用效率和城市化质量逐步提高; 包含地区影响的变系数模型表明, 城市规模对产出影响中存在显著的固定水平效应和增长效应, 水平效应在-13.569和17.140之间, 增长效应在0.438和5.0之间。研究结果同时显示, 规模越大的城市通常具有更高的水平效应, 但是增长效应却越低, 这表明可能存在适度的最优城市规模。

关键词: 城市规模产出效应; 城市规模产出弹性; 时间效应; 地区效应

中图分类号: F290; C812

文献标志码: A

文章编号: 1003-2363(2011)01-0046-05

城市规模效益是城市研究的重要内容^[1-5]。我国正在经历快速的城市化, 从城市规模效益角度研究城市化具有重要意义。周一星(1988)以单位非农业人口工业净产值和单位职工平均工业净产值研究了不同规模城市的城市规模产出效益, 研究表明城市规模与产出之间存在弱正相关关系^[6]。陈彦光(2003)认为在分形性质非退化前提下, 城市规模与产出之间具有双对数关系, 通常城市规模越大, 城市人均产出也越高^[7]。张力民和刘苏衡(2005)对湖北地级以上城市的规模效益进行了灰色关联分析^[8]。金相郁(2006)从集聚经济的角度对1990—2001年中国城市规模效率进行了实证分析, 研究表明与特大城市和超大城市相比, 中小城市的城市规模效率比较明显, 并且东、中、西部城市存在不同的城市规模效率^[9]。蒋涛和沈正平(2007)认为, 在一定条件下城市人均收入与城市规模之间呈倒U型关系^[10]。

现有研究多以单个城市或省内少数城市为研究对象, 而且主要从人口规模角度对城市规模效应进行时间序列或单截面分析, 没有考虑城市土地投入(即城市建成区面积规模)对城市产出的影响, 对于全国范围内地区之间和多时间截面的城市规模产出效应研究还有

待深入。由此, 考虑到面板模型的良好性质^[11], 拟建立城市规模产出效应面板模型, 对1994—2007年我国30个主要城市(省会城市和直辖市)的规模产出效应进行实证分析, 考察该时期城市规模对产出的影响模式及其程度, 并在现有研究基础上进一步验证如下两个基本假说。

假说1: 城市规模产出效应中存在显著的个体地区影响; 假说2: 城市规模产出效应中存在有显著的时间影响, 即在不同时期城市规模产出效应存在显著性差异。

1 城市规模产出效应面板数据模型

1.1 研究指标

通常采用城市人口和地域面积衡量城市规模, 在城市化水平较高、城市人口和面积增长较为平稳的国家和地区, 这两个指标是可取的。但在中国, 城市人口概念界定及统计口径经常变化, 城市流动人口也在迅速增加, 同时不少城市通过“圈地”导致城市市域面积急剧扩大。为综合考虑人口和面积规模对产出的影响, 以建成区面积作为城市规模指标和解释变量, 以市辖区人均国内生产总值作为城市产出指标和被解释变量。

1.2 面板数据模型

周一星(1988)认为城市规模与产出之间隐含幂指数关系^[6], 陈彦光(2003)指出城市规模产出关系具有分形性质和分维特征^[7]。事实上, 城市规模与产出之间存在复杂关系, 不同地区、不同规模和不同时期的城市, 可能存在不同的城市规模产出关系。参考上述研究结果,

收稿日期: 2010-03-06; 修回日期: 2010-12-22

基金项目: 2010年江苏省社科联基金项目(10-C-25)

作者简介: 张友志(1973-), 男, 四川青神人, 讲师, 博士, 主要从事城市与区域发展研究, (E-mail) just-zhang@163.com。

通讯作者: 宋迎昌(1965-), 男, 山西大同人, 教授, 博导, 主要从事城市与区域发展研究, (E-mail) songyingchang@126.com。

结合 1994—2007 年全国 30 个主要城市规模产出的散点图, 建立 Cobb-Douglas 城市规模产出效应面板数据模型

$$\ln y_{it} = c_{it} + \alpha_{it} \ln x_{it} + u_{it},$$
$$(i = 1, 2, \dots, 30; t = 1, 2, \dots, 14).$$

式中: y_{it} 和 x_{it} 为 i 城市 t 年人均国内生产总值和建成区面积; u_{it} 为随机误差项。

根据 Cobb-Douglas 函数性质, 模型截距项 c_{it} 可用于测定城市规模产出的水平效应, c_{it} 越大则城市规模产出效应水平越高; 系数项 α_{it} 为城市规模产出弹性, 可用于测定城市规模产出的增长效应, α_{it} 越大则表明建成区面积增加导致的产出增加越显著。面板模型可分为 3 类^[12]。

(1) 无个体影响的不变系数模型: $\ln y_{it} = c + \alpha \ln x_{it} + u_{it}$ 。模型假设各城市在各时期规模产出效应没有显著差异, 模型中各方程截距项 c 和系数 α 均相同, 此模型适宜模拟所有城市的平均规模产出效应。可以利用 OLS 法直接求出参数 c 和 α 的一致有效估计, 故也被称作联合回归模型。

(2) 个体效应变截距模型: $\ln y_{it} = c_{it} + \alpha \ln x_{it} + u_{it}$ 。模型假设各城市之间或各时期规模产出效应存在个体效应但没有结构效应, 个体效应可用截距 c_{it} 的差异来说明, 即模型中各方程截距项 c_{it} 不同而系数 α 均相同, 此模型适宜识别各城市对全国平均城市规模产出效应的偏离。

(3) 变系数面板模型: $\ln y_{it} = c_{it} + \alpha_{it} \ln x_{it} + u_{it}$ 。模型假设各城市在各时期既存在个体效应也存在结构效应, 用不同的截距项 c_{it} 解释各城市规模产出的个体效应, 用不同的系数向量 α_{it} 说明各城市规模产出的结构效应, 即模型中各方程截距项 c_{it} 和系数向量 α_{it} 均不同。

1.3 研究数据及其来源

研究数据来源于 1995—2008 年《中国城市统计年鉴》和《中国统计年鉴》。以 1994—2007 年全国 30 个省会城市和直辖市作为研究对象; 由于缺乏西藏自治区的完整统计资料, 故不包括拉萨市, 也不包括港、澳、台地区城市。重庆市 1997 年成为直辖市, 之前属于四川省; 但是由于各年《中国城市统计年鉴》有重庆市的完整数据, 故将其单列。

2001 年之前《中国城市统计年鉴》没有提供人均国内生产总值数据, 因此, 1994—2000 年各城市人均国内生产总值以当年市区国内生产总值除以本年市区平均人口予以补足, 其中, 年市区平均人口为本年年初(即上年年末)人口和本年年末人口之平均。

2 中国城市规模产出效应实证研究

利用 1994—2007 年全国 30 个主要城市的规模产出面板数据, 采用 Eviews 6.0 软件对同期全国主要城市的规模产出效应进行估计和检验。

2.1 模型的平稳性检验

为避免伪回归, 需要进行面板数据的单位根检验, 以判断其平稳性。运用 LLC, IPS, Fisher-ADF 和 Fisher-PP 等 4 种方法进行平稳性检验。其中, 第一种是相同单位根情况下的检验方法, 后 3 种是不同单位根情况下的检验方法, 检验结果见表 1。

表 1 面板模型的单位根检验结果
Tab. 1 Unit root test of the panel mode

变量	LLC	IPS	Fisher-ADF	Fisher-PP
y	14.56(1.00)	16.13(1.00)	10.00(1.00)	16.25(1.00)
$d\ln y$	-14.13(0.00)*	-11.16(0.00)*	219.26(0.00)*	227.19(0.00)*
x	7.40(1.00)	11.09(1.00)	15.03(1.00)	16.72(1.00)
$d\ln x$	-15.49(0.00)*	-11.15(0.00)*	226.36(0.00)*	307.71(0.00)*

说明: 表中数据为各统计量及其伴随概率, d 表示该变量一阶差分, * 表示 1% 显著性水平拒绝原假设。

由表 1 知, 面板数据水平值存在单位根, 因此, 面板数据的水平值并不平稳; 但面板数据变量对数值的一阶差分均为平稳变量, 所以可进行面板数据协整检验。

2.2 模型协整检验

对各面板数据变量的对数值的一阶差分进行协整检验, 可以判断城市产出与规模之间是否存在长期均衡关系, 防止出现伪回归。对 $\ln y$ 和 $\ln x$ 进行约翰森 (Johanson) 协整检验, 结果见表 2。

表 2 面板模型的约翰森 (Johanson) 协整检验
Tab. 2 Johanson test of the panel mode

零假设 (H_0)	迹统计量	概率	最大特征根统计量	概率
None	152.90	0.00	146.00	0.00
At most 1	56.70	0.60	56.70	0.60

根据表 2, 约翰森协整检验表明 $\ln y$ 和 $\ln x$ 间存在协整关系, 城市产出与规模之间存在真实的相关关系, 不存在伪回归, 可以进行模型估计。

2.3 模型参数估计

首先采用 Eviews 6.0 对联合面板模型、变截距模型和变系数模型进行估计, 然后再进行模型设定形式检验和豪斯曼检验, 以确定正确的模型形式, 估计结果见表 3。

2.4 模型检验

为避免模型设定偏差, 改进参数估计的有效性, 经常采用协方差分析方法对模型设定进行检验以确定恰当的模式^[12], 主要检验如下 2 个假设。

$$H_1: \alpha_1 = \alpha_2 = \dots = \alpha_N;$$

$$H_2: c_1 = c_2 = \dots = c_N, \alpha_1 = \alpha_2 = \dots = \alpha_N.$$

首先, 将上述变系数模型、变截距模型和混合面板模型估计方程的残差平方和分别记为 S_1 , S_2 和 S_3 ; 然

后,

表 3 面板数据模型的估计结果

Tab. 3 Estimations of the panel mode

类型	估计方程	可决系数	残差平方和	概率
联合面板模型	$\ln \hat{y}_{it} = 7.28 + 0.52 \ln x_{it}$	0.46	84.91	0.00
变截距模型	地区影响(1): $\ln \hat{y}_{it} = 4.797 + c_i + 0.997 \ln x_{it}$	0.83	31.53	0.00
	时间影响(2): $\ln \hat{y}_{it} = 9.257 + \gamma_t + 0.128 \ln x_{it}$	0.83	393.38	0.00
变系数模型	地区影响(1): $\ln \hat{y}_{it} = 2.178 + c_i + \alpha_i \ln x_{it}$	0.91	14.80	0.00
	时间影响(2): $\ln \hat{y}_{it} = 10.724 + \gamma_t + \alpha_i \ln x_{it}$	0.997	370.67	0.00

构造联合检验 F 统计量 F_1 和 F_2 ; 最后, 利用 F_1 和 F_2 对 H_1 和 H_2 分别进行检验

$$F_1 = \frac{(S_2 - S_1) / [(N - 1)k]}{S_1 / [N(T - k - 1)]}$$

$$\sim F[(N - 1)k, N(T - k - 1)],$$

$$N = 30, T = 14, k = 1;$$

$$F_2 = \frac{(S_3 - S_1) / [(N - 1)(k + 1)]}{S_1 / [N(T - k - 1)]}$$

$$\sim F[(N - 1)(k + 1), N(T - k - 1)],$$

$$N = 30, T = 14, k = 1.$$

在检验时, 首先利用 F_2 检验 H_2 , 如果接受 H_2 则应采用联合面板模型, 不再继续检验; 否则, 利用 F_1 检验 H_1 , 如果接受 H_1 则应采用个体效应变截距模型, 拒绝 H_1 则应采用变系数模型。

采用上述方法对表 3 中的三类面板模型进行检验, 检验结果见表 4。

表 4 面板数据模型设定检验结果

Tab. 4 Specification test of the panel mode

假设	F 统计量	临界值(5%)	检验结论
联合面板模型与变系数模型检验(H_2)	联合面板模型与时间影响变系数模型: $F_2 = -4.79$	$F \approx 1.5$	适宜联合面板模型
	联合面板模型与地区影响变系数模型: $F_2 = 29.40$	$F \approx 1.5$	适宜地区影响变系数模型
变截距模型与变系数模型检验(H_1)	时间影响变截距模型与变系数模型: $F_1 = 0.76$	$F \approx 1.5$	适宜时间影响变截距模型
	地区影响变截距模型与变系数模型: $F_1 = 14.03$	$F \approx 1.5$	适宜地区影响变系数模型

说明: 表中 5% 水平临界值根据 F 分布百分位数表采用线性内插法确定。

根据表 4 可知, 应该建立联合面板模型、地区影响变系数模型和时间影响变截距模型, 但是联合面板模型的拟合优度仅为 0.46, 表明不宜采用没有个体效应的联合面板数据模型。这同时也表明, 1994—2007 年全国主要城市的规模产出效应存在显著性差异, 从而验证了前文提出的假说 1 和假说 2。

受样本数据的限制, 仅对个体影响变截距模型进行固定效应/随机效应检验。分别建立含有地区影响和时间影响变截距模型, 采用豪斯曼检验(Hausman Test)检验固定效应/随机效应以确定恰当的模型形式, 检验结果见表 5。

表 5 豪斯曼(Hausman)固定效应/随机效应检验

Tab. 5 Hausman test of the

panel mode (fixed effect or random effect)

零假设(H_0)	Chi Sq. 统计量	Chi Sq. 自由度	概率
地区随机效应	56.05	1	0.00
时间随机效应	2601.42	1	0.00

面板模型设定形式检验和豪斯曼检验(Hausman Test)结果表明, 应拒绝随机影响变截距模型的原假设。因此, 本研究建立时间影响变截距模型和地区影响变系

数模型。

(1) 包含时间影响的变截距模型。模型估计结果为: $\ln \hat{y}_{it} = 9.257 + \gamma_t + 0.128 \ln x_{it}$ 。式中: γ_t 为时间固定影响系数, 1994—2007 年期间时间固定影响系数的变化趋势见图 1; 模型的 $R^2 = 0.83, F = 146.69, \text{Prob}(F) = 0.00$ 。

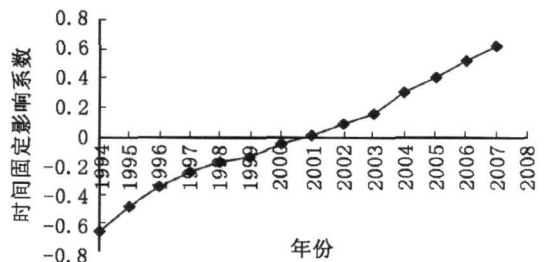


图 1 不同年份变截距

模型中的时间固定影响系数变化

Fig. 1 Fixed time-effect coefficient in individual-mean corrected regression mode

根据估计结果, 方程各系数均通过显著性检验, 方程拟合优度达到 0.83, 表明模型设定正确且方程拟合度较高, 说明存在时间固定效应, 即在不同时期各城市的规模产出效应之间存在显著差异, 进一步验证了上述基

本假说 2。在考虑时间固定效应条件下, 全国 30 个主要城市的规模产出弹性为 0.128, 即建成区面积规模增加 1%, 城市人均国内生产总值产出将增加 0.128%。1994—2007 年各时期固定时间影响系数由负变正且逐年增加, 表明同期城市规模产出效应水平不断提高。

表 6 包含地区影响的变系数面板模型估计结果

Tab. 6 Estimations of unrestricted model with regional effect

城市	c	c_i	α_i	城市	c	c_i	α_i	城市	c	c_i	α_i
北京	2.178	0.569	1.119	杭州	2.178	5.031	0.632	海口	2.178	8.141	-0.098*
天津	2.178	-9.448	2.855	合肥	2.178	-0.737	1.721	重庆	2.178	4.656	0.438
石家庄	2.178	1.506	1.329	福州	2.178	5.415	0.574	成都	2.178	3.249	0.832
太原	2.178	17.140	4.736	南昌	2.178	0.369	1.655	贵阳	2.178	-4.432	2.499
呼和浩特	2.178	-3.129	2.889	济南	2.178	2.225	1.127	昆明	2.178	4.157	0.740
沈阳	2.178	-5.054	2.353	郑州	2.178	1.760	1.155	西安	2.178	-0.676	1.542
长春	2.178	-2.008	1.904	武汉	2.178	0.142	1.382	兰州	2.178	7.736	0.042*
哈尔滨	2.178	-0.193	1.453	长沙	2.178	-4.038	2.476	西宁	2.178	-13.569	5.000
上海	2.178	-0.121	1.335	广州	2.178	3.077	0.888	银川	2.178	2.063	1.296
南京	2.178	4.350	0.654	南宁	2.178	1.968	1.182	乌鲁木齐	2.178	4.127	0.718

说明: * 为方程回归系数没有通过 10% 显著性水平检验。

根据模型估计结果, 表 3 和表 6, 采用包含地区影响的变系数面板数据模型后, 只有海口和兰州没有通过 10% 显著性水平检验, 其余方程的回归参数均显著不等于零, F 统计量伴随概率为 0.00, 模型的拟合优度从 0.83 提高到 0.91, 表明模型设定正确, 进一步验证了前述的基本假说 1。

由表 6 可知, 城市规模产出水平效应系数 C_i 平均值为 2.178, 最大值为 17.140 (太原), 最小值为 -13.569 (西宁), 总体上城市规模越大(包括市区人口、建成区面积和 GDP), 规模产出水平效应越高。城市规模产出增长效应系数在 0.438 和 5.0 之间, 除太原 (17.140, 4.736) 外, 城市规模产出增长效应高的城市却是那些规模产出水平效应低的城市, 即城市规模越大, 城市规模产出增长效应越低, 城市规模产出水平效应与增长效应之间存在明显的负相关关系(图 2)。这表明, 城市规模产出水平效应高的城市, 其规模产出增长效应却较低, 因此, 从规模产出效应角度看, 城市并非越大越好, 可能存在一个适度的最优城市规模。

3 研究结论

建立柯布道格拉斯城市规模产出效应面板模型, 对 1994—2007 年全国 30 个主要城市的规模产出效应进行了实证研究, 对模型设定和参数估计进行了相关检验。研究结果表明: 全国 30 个主要城市的规模产出效应存在显著性差异, 并且包含显著的时间影响和地区影响, 从而验证了本研究提出的基本假说 1 和基本假说 2。包含时间影响的变截距面板模型表明, 在考虑时间固定效应的情况下, 城市规模产出弹性为 0.128; 这一时期城市规模产出的时间影响系数由 1994 年的 -0.652 单调逐

(2) 包含地区影响的变系数面板数据模型。模型估计结果为: $\ln \hat{y}_i^t = 2.178 + c_i + \alpha_i \ln x_i^t$; $c = 2.178$ 为常数项; c_i 为地区影响系数; α_i 为各城市规模产出弹性(表 6); 模型的 $R^2 = 0.91$, $F = 69.66$, $\text{Prob}(F) = 0.00$ 。

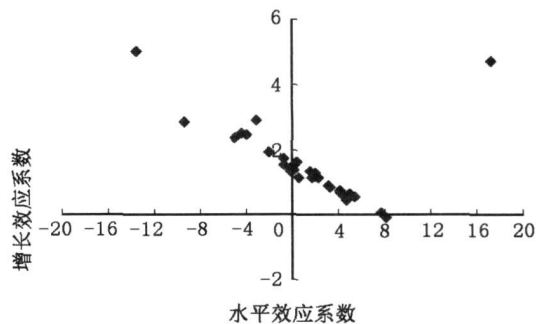


图 2 城市规模产出的水平—增长效应散点图

Fig. 2 Scatter diagram of level effect and growth effect of urban size-return

年增加到 2007 年的 0.615, 2000 年是一个分水岭, 之前时间影响系数为负, 之后为正, 说明这一时期城市规模产出效应和资源使用效率在不断提高, 城市化质量不断提高。

包含地区影响的变系数面板模型显示, 1994—2007 年城市规模产出关系中存在显著的固定水平效应和增长结构效应, 除海口和兰州没有通过显著性检验外, 其余城市规模对产出的影响模式及程度表现出显著的个体差异。城市规模产出水平效应在 -13.569 和 17.140 之间; 城市规模产出弹性(即增长效应)在 0.438 和 5.0 之间, 平均值为 1.66, 其中, 超过平均水平(1.66)的仅有 9 个城市, 在 1.0~1.66, 1.0 以下的分别有 11 个和 8 个城市。

研究同时表明, 总体上, 城市规模产出的水平效应与增长效应呈负相关关系, 规模越大的城市具有更低的规模产出弹性。因此, 就规模产出效应而言, 可能存在一个适度的最优城市规模, 在城市规模快速扩张过

程中要特别注重城市化质量。

参考文献:

- [1] Henderson J V. The Sizes and Types of Cities [J]. *American Economic Review*, 1974, 64(4): 640- 656.
- [2] Henderson J V. *Urban Development: Theory, Fact and Illusion* [M]. New York: Oxford University Press, 1976.
- [3] Segal D. Are There Returns to Scale in City Size? [J]. *The Review of Economics and Statistics*, 1976, 58(3): 339- 350.
- [4] Moomaw R. Productivity and City Size: A Critique of the Evidence [J]. *The Quarterly Journal of Economics*, 1981, 96(4): 675- 688.
- [5] Holmes J T. Scale of Local Production and City Size [J]. *American Economic Review*, 1999, 89(2): 317- 320.
- [6] 周一星. 中国城市工业产出水平与城市规模的关系 [J]. *经济研究*, 1988(5): 74- 79.
- [7] 陈彦光, 周一星. 城市规模—产出关系的分形性质与分维特征 [J]. *经济地理*, 2003, 23(4): 476- 480.
- [8] 金相郁. 中国城市规模效率的实证分析: 1990—2001 年 [J]. *财贸经济*, 2006(6): 78- 82.
- [9] 张力民, 刘苏衡. 基于灰色关联综合分析法的湖北省城市规模效益分析 [J]. *统计与决策*, 2005(10): 86- 87.
- [10] 蒋涛, 沈正平. 集聚经济与最优城市规模探讨 [J]. *人文地理*, 2007, 22(6): 68- 71.
- [11] 白仲林. *面板数据的计量经济分析* [M]. 天津: 南开大学出版社, 2009: 1- 2.
- [12] 高铁梅. *计量经济分析方法与建模——EViews 应用及实例* [M]. 北京: 清华大学出版社, 2005: 304- 306.

An Empirical Analysis of City Size-Return Effect on 30 Main Cities in China in 1994—2007: A Panel Data Mode

Zhang Youzhi^{1a,2}, Song Yingchang^{1b}

(1a. Graduate School; 1b. Institute of

Urban and Environmental Studies, China Academy of

Social Sciences, Beijing 100005, China; 2. School of Civil Engineering

and Architecture, Jiangsu University of Science and Technology, Zhenjiang 212003, China)

Abstract: A Cobb-Douglas panel mode of city size-return is established to study the scale-output effects of 30 major cities of China during 1994—2007. The empirical results show that the city size has significant effect on the city output, and significant time effect and individual effect are found in city size-return effects. The individual-mean corrected regression panel model with time effect shows that the city size-return elasticity is 0.128, and the coefficients of time effect have increased monotonously from 0.652 in 1994 to 0.615 in 2007. It shows that the quality of urbanization process is enhancing significantly with city scale economy and the growth of resource utilization efficiency. The unrestricted model with individual regional-effect shows that during the city size-return effect there are significant level effect and growth effect. The number of the level effect coefficient is distributed in -13.569 to 17.14, the growth effect coefficient in 0.438 to 5.0. The results also indicate that cities with larger size usually have higher level effect of size-return, however with lower growth effect, which suggests that there is possibly moderate and optimal city size.

Key words: city size-return effect; city size-return elasticity; time effect; regional effect