

中国城市化滞后的经济因素

——基于面板数据的国际比较

李 郇

(中山大学城市与区域研究中心, 广州 510275)

摘要: 城市化水平与经济增长水平相协调, 是实现统筹城乡发展、统筹区域发展的重要途径, 但我国城市化水平严重滞后于经济增长水平。因此本文旨在探索造成我国城市化滞后的经济因素, 并对其影响程度进行定量分析。本文采用跨国经济实证分析中的标准分析工具面板数据分析, 首先构造影响城市化水平的世界模型; 然后, 以本文构造的世界模型为基准, 定量分析造成我国城市化滞后的经济因素; 最后通过国际比较分析发现, 在我国影响城市化水平的经济因素中, 第二产业、第三产业和高等教育对城市化水平的影响能力, 大致都只相当于世界平均水平的 50%, 该结果较以往基于横截面的分析结果更为准确。

关 键 词: 经济增长; 城市化; 面板数据

文章编号: 1000-0585(2005)03-0421-11

1 引言

党的十六届三中全会明确提出全面、协调、可持续发展的科学发展观, 要实现统筹城乡发展、统筹区域发展等“5 个统筹”。实现与经济增长相匹配的城市化, 显然利于我国早日实现统筹城乡发展。但现有的大量研究发现, 我国城市化水平与经济增长水平并不相匹配, 出现了城市化水平滞后现象^[1]。因此, 本文尝试从经济增长促进城市化的角度, 探索造成我国城市化滞后的经济因素, 并定量分析其影响程度, 从而增加人们对如何实现统筹城乡协调发展的进一步理解。

近十多年, 国内外学者对我国城市化水平滞后还是超前等问题进行了广泛的探讨。这些讨论大大加深了人们对我国城市化进程的理解, 但从方法论的角度看, 现有的相关文献还存在有待改进的地方。现有文献采用的方法大多是以世界各国某年的截面数据得出的世界城市化一般模型^[2~7]为基准进行比较。但不幸的是, 跨国实证分析文献已经发现, 在跨国比较分析中, 采用截面分析, 其结论是有偏的。Islam 明确指出, 在跨国实证分析中, 采用截面分析, 隐含地假定各个经济体是同质的, 从而忽视了各个经济体自身的“特色”, 实证结果显然是有偏的^[8]。基于此, Islam 建议, 在跨国比较分析中采用具有固定效应的面板数据分析, 以固定效应刻画各个经济体的“特色”, 从而得到一致的估计结果。在经济学文献中, 面板数据分析现已成为跨国比较分析的标准方法^[9,10]。坦白地说, 既然现有城市化文献几乎都以截面数据得出的世界城市化一般模型为比较基准, 那么比较基准自身的精确度显然关系到最终比较结论的稳健性。

收稿日期: 2004-08-24; 修订日期: 2005-01-28

基金项目: 广东省重点研究基地 2003 年度重大项目 (03JDXM79002); 广东省教育厅人文社会科学规划项目 (02SJ A790002); “985 工程”GIS 与遥感的地理应用 (105203200400006)

作者简介: 李郇 (1964-), 男, 江西人, 副教授, 博士。主要从事经济地理研究。Email: lixun23 @126. com

因此, 本文尝试采用跨国实证分析中的标准分析工具面板数据分析法, 构造影响经济增长对城市化进程的世界模型, 以此为基准, 对造成我国城市化滞后的经济因素及其影响程度进行较为准确的分析。

2 基于面板数据的经济增长对城市化的影响模型

从跨国实证分析工具的发展历程看, 1996 年以前, 人们都采用跨国截面分析, 1996 年后, 随着 Islam 的建议逐步为跨国实证分析文献所接受, 面板数据分析现已成为跨国比较分析的标准方法。考虑到计量经济学教材对面板数据分析有翔实的介绍, 本文重点探讨基于面板数据分析的影响城市化因素的世界模型, 以及该世界模型在我国的具体运用。

2.1 世界模型

城市化是与经济增长相伴随的产业和人口的空间结构变化, 一般认为经济增长水平的提高会引起市场规模的增长、劳动力的专业化和需求结构的变化^[11]。首先, 经济水平的增长导致了产业在城乡之间分布发生变化, 促使一国的城市化水平提高; 其次, 经济水平的增长将增加对第二产业、第三产业和高等教育的需求, 第二产业和第三产业在国民经济中所占的份额也会发生相应的变化^[2]。服务业和制造业份额的增加, 城市集聚的成本优势出现, 最初的集聚优势更有利于制造业, 随着城市成本的增加, 集聚对服务业的优势明显。在全球化的背景下, 国际贸易增加了城市作为交通节点的重要性, 同时作为贸易支持的市场、金融、信息等活动要求更加高的空间积聚, 这也增加了城市区位的重要性。总之, 处于不同发展阶段的国家或地区, 经济增长水平、产业结构对城市化有不同的影响。

根据以上经济增长对城市化水平影响的描述, 建立以下经验模型:

$$\lg urb_{i,t} = 1 + (\beta_2 + \beta_2^* \cdot D_j) \lg gdp_{i,t} + (\beta_3 + \beta_3^* \cdot D_j) \lg prod_{i,t} + (\beta_4 + \beta_4^* \cdot D_j) \lg sever_{i,t} + (\beta_5 + \beta_5^* \cdot D_j) \lg trad_{i,t} + (\beta_6 + \beta_6^* \cdot D_j) \lg edu_{i,t} + D_j + \varepsilon_{i,t} \quad (1)$$

其中: urb 表示一国的城市化水平, $gdp_{i,t}$ 表示一国的人均收入水平, $prod_{i,t}$ 、 $sever_{i,t}$ 、 $edu_{i,t}$ 、 $trad_{i,t}$ 分别为国家 i 和 t 年第二产业、第三产业结构、高等教育、国际贸易水平, D_j 为虚拟变量, $j = 1, 2, 3$ 分别表示低收入国家、中低收入国家、中高收入国家。 β_2 、 β_3 、 β_4 、 β_5 、 β_6 分别表示影响因素对城市化影响的弹性, β_2^* 、 β_3^* 、 β_4^* 、 β_5^* 、 β_6^* 分别为虚拟变量的系数, ε 为残差。

不同人均收入水平的虚拟变量划分, 采用 1990 年联合国对发展水平的划分标准, 人均国民生产总值 545 美元为低收入国家, 545 ~ 2200 美元为中下收入国家, 2200 ~ 5999 美元为中上收入国家, 6000 美元以上为高收入国家。

2.2 世界模型在我国的具体运用变换

为了能与世界城市化一般模式进行比较, 在方程 (1) 式的基础上, 建立以省区为单位的我国城市化面板数据分析估计方程:

$$\log(urb)_{i,t} = \alpha_0 + \alpha_1 + \alpha_2 \log(gdp)_{i,t} + \alpha_3 \log(prod)_{i,t} + \alpha_4 \log(seve)_{i,t} + \alpha_5 \log(trad)_{i,t} + \varepsilon_{i,t} \quad (2)$$

其中, i 表示我国大陆地区的 30 个直辖市和省区, t 分别为 1990 年和 2000 年。 α_0 、

弹性 (elasticity) 是指一个经济变量的相对变动对另一个经济变量的相对变动的影 响程度, 如变量 gdp 对变量 urb 的弹性表示为: $gdp,urb = \frac{d(urb)/urb}{d(gdp)/gdp}$, 在对数形式的回归模型中, 恰等于 $\ln gdp$ 的估计系数。

γ_1 为固定效应，其它符号含义同方程 (1) 式。

为了验证式 (2) 的估计结果，本文同时建立一个基于时间序列的我国城市化估计方程：

$$\log(urb) = \gamma_1 + \gamma_2 \log(gdp) + \gamma_3 \log(prod) + \gamma_4 \log(sever) + \gamma_5 \log(trad) + \gamma_6 \log(edu) + \gamma_7$$
(3)

其中， gdp 、 $prod$ 、 $sever$ 、 $trad$ 含义同方程 (1) 式。

3 世界模型的面板数据分析结果

3.1 数据来源

世界城市化模型中的数据来源于世界银行《世界发展报告》1982~1997 年，采用 70 个国家的样本，时间为 1981~1995 年，对每个样本中出现的少量数据缺失，采用内插或用上一年（或下一年）数据替代的方法补齐，构成平衡的面板数据。其中：人均收入 gdp 采用一国或地区的人均国内生产总值；城市化水平 urb 采用一国或地区的城市人口占总人口的比例；第二产业 $prod$ 采用一国或地区的国内生产总值中第二产业的比例；第三产业 $sever$ 采用一国或地区的国内生产总值中第三产业的比例；高等教育水平 edu 采用一国或地区受高等教育的人口占总人口的比例；国际贸易 $trad$ 采用一国或地区进出口贸易总额占 GDP 的比例。

3.2 实证结果

由于面板数据分析中可能存在自相关现象，即各期的残差不是相互独立，任何一个给定时期观察值的残差对未来时刻都有影响。虽然自相关并不影响普通最小二乘法估计 (ordinary least square, 以下简称 OLS) 的无偏性和一致性，但影响它们的有效性，因此，不可能正确推断真实的情况。为克服自相关，假设各期自相关是 AR(1) 的形式，其中 ρ 是自相关系数，对每一个时间序列数据进行广义差分得到新的回归方程，其中，系数 β_1 仍然表示为人均收入水平对城市化水平的弹性系数，与原方程的含义没有变化。为克服异方差对估计结果的影响，对方程进行 White 的一致协方差估计和可行的广义最小二乘法估计 (feasible generalized least square, 以下简称 FGLS)，从而可以得到不同经济增长因素对城市化影响弹性的有效的估计量^[12]。

首先，分析经济增长水平对城市化水平的影响 (表 1)。回归 1 是只包含人均 GDP 解释变量的对数线性方程，采用 70 个国家的样本数据 (1981~1995 年) 进行 OLS 估计，弹性是 0.33，相关系数是 0.56，与截面数据的回归结果相差不大，但发现 D-W 指标只有 0.125，表现出严重的自相关。进行 White 一致协方差估计和 FGLS 估计后 (回归 2)，相关系数大大提高，但 D-W 指标没有太大的改善。

回归 3、回归 4 是对广义差分后的方程进行 OLS 和 FGLS 估计，弹性系数提高到 0.5 左右，D-W 指标达到 0.687 和 1.061，自相关情况有一定的改善。可能由于各国经济发展差异较大，所有样本国家进行整体回归，在广义差分的情况下对自相关的克服效果仍然不会太好。因此有必要进行对样本国家按人均收入情况进行分组，分别考察人均收入水平对城市化的弹性系数。

由于在时间序列的数据中，城市化水平使用的是国家统计局年鉴中的非农业人口数据，非农业人口数据是在户籍制度下人口分类，不能完全反映实际城市化水平，时间序列的分析结果只能用于比较。

表 1 经济增长水平对城市化水平的回归结果

Tab 1 Per capita GDP and urbanization

| 变量 | 回归 1 OLS | 回归 2 FGLS | 回归 3 广义差分 OLS | 回归 4 广义差分 FGLS | 回归 5 广义差分 OLS | 回归 6 广义差分 FGLS |
|-------------------------|-------------------------|--------------------------|--------------------------|--------------------------|----------------------------|-----------------------------|
| 截距项 | 1. 207 *** (14. 670) | 2. 293 *** (268. 384) | 0. 0373 *** (2. 921) | 0. 0100 *** (3. 378) | - 0. 045 *** (- 2. 440) | - 0. 038 *** (- 16. 542) |
| gdp | 0. 339 *** (32. 923) | 0. 216 *** (205. 758) | 0. 505 *** (140. 109) | 0. 517 *** (288. 451) | 0. 467 *** (107. 520) | 0. 466 *** (222. 718) |
| D ₁ | | | | | 0. 077 *** (2. 994) | 0. 114 *** (17. 603) |
| D ₂ | | | | | 0. 090 *** (3. 142) | 0. 037 *** (7. 212) |
| D ₃ | | | | | - 0. 158 *** (- 4. 034) | - 0. 055 *** (- 4. 368) |
| D ₁ ·gdp | | | | | 0. 088 *** (10. 949) | 0. 050 *** (12. 214) |
| D ₂ ·gdp | | | | | 0. 058 *** (6. 816) | 0. 084 *** (25. 481) |
| D ₃ ·gdp | | | | | 0. 038 *** (3. 954) | 0. 013 *** (2. 114) |
| R ² -squared | 0. 565 | 0. 997 | 0. 951 | 0. 977 | 0. 969 | 0. 980 |
| Durbin-Watson | 0. 125 | 0. 228 | 0. 687 | 1. 061 | 1. 115 | 1. 516 |

注：括号内是 T 统计量，***表示显著水平 1 %。

回归 5、回归 6 是加入按不同收入水平划分的虚拟变量，进行广义差分后的 OLS 和 FGLS 估计，结果显示 D - W 指标大为改善，达到 1. 115 和 1. 516。更有意义的是，不同发展阶段的虚拟变量系数和截距系数都是显著的，截距和弹性系数在不同收入水平下是不同的。截距的不同说明不同收入组都有各自的影响因素；弹性系数的不同，说明在不同经济增长水平下，人均收入水平对城市的作用程度不一样，比用截面数据进行整体回归的结果更能说明问题。采用 FGLS 的估计结果，经济增长对城市化的弹性系数，对应低收入水平组、中低收入水平组、中高收入水平组和高收入水平组的弹性系数 分别是 0. 516、0. 55 和 0. 477、0. 466。在中低收入组人均收入对城市化的弹性为最大。该结果显然比基于横截面地估价结果更能反映出不同收入水平下，经济增长对城市化水平的影响程度。

为了进一步考虑经济结构性变化对城市化水平的影响，表 2 中的回归 7 是在方程 1 式中加入第二产业、高等教育、国际贸易解释变量，广义差分后的 FGLS 的回归结果；回归 8 是加入第三产业解释变量，广义差分后的 FGLS 估计结果，解释变量十分显著；回归 9 和回归 10 是分别再加入不同收入组虚拟变量后的估计结果，除低收入组的第三产业外，虚拟变量都显著。结果显示不同收入水平下，第二产业、第三产业、高等教育、国际贸易对城市化的影响是不一样的。

当虚拟变量系数 γ_j 显著的时候， $\gamma_1, \gamma_2 + \gamma_3 D_j$ ($j=1, 2, 3$) 分别为高收入组，低收入组，中低收入组和中高收入组国家变量 gdp 对变量 urb 的弹性，从而得到表 3 中不同收入组的具体弹性值；当 γ_j 不显著时，不同收入组之间的弹性没有差异。

表 2 第二产业、第三产业、高等教育、国际贸易对城市化的影响

Tab 2 Effects of secondary sector, tertiary sector, higher education and international trade on urbanization

| | 回归 7 | 回归 8 | 回归 9 | 回归 10 |
|-----------------------------|-----------------------------|------------------------------|------------------------------|-----------------------------|
| | 广义差分 FGLS | 广义差分 FGLS | 广义差分 FGLS | 广义差分 FGLS |
| 共同截距 | - 0. 014 *** (- 9. 106) | - 0. 025 *** (- 22. 569) | 0. 008 (0. 888) | - 0. 009 *** (- 7. 243) |
| 截距虚拟变量 | | | 显著 | 显著 |
| Log(<i>gdp</i>) | 0. 300 *** (70. 986) | 0. 162 *** (30. 131) | 0. 358 *** (66. 023) | 0. 254 *** (29. 573) |
| Log(<i>edu</i>) | 0. 117 *** (24. 403) | 0. 142 *** (21. 131) | 0. 522 *** (22. 082) | 0. 126 *** (10. 847) |
| Log(<i>trade</i>) | 0. 058 *** (4. 889) | 0. 022 *** (3. 635) | 0. 323 *** (22. 074) | 0. 115 *** (10. 723) |
| Log(<i>prod</i>) | 0. 416 *** (47. 222) | | 0. 065 *** (2. 878) | |
| Log(<i>sever</i>) | | 0. 637 *** (67. 925) | | 0. 372 *** (20. 868) |
| D ₁ <i>edu</i> | | | - 0. 451 *** (- 15. 870) | |
| D ₂ <i>edu</i> | | | - 0. 437 *** (- 19. 122) | |
| D ₃ <i>edu</i> | | | - 0. 398 *** (- 19. 794) | |
| D ₁ <i>trade</i> | | | - 0. 356 *** (- 15. 909) | |
| D ₂ <i>trade</i> | | | - 0. 179 *** (- 10. 456) | |
| D ₃ <i>trade</i> | | | - 0. 146 *** (- 8. 192) | |
| D ₁ <i>prod</i> | | | 0. 179 *** (6. 556) | |
| D ₂ <i>prod</i> | | | 0. 283 *** (10. 082) | |
| D ₃ <i>prod</i> | | | 0. 113 *** (4. 031) | |
| D ₁ <i>sever</i> | | | | 0. 001 (0. 169) |
| D ₂ <i>sever</i> | | | | 0. 077 *** (11. 258) |
| D ₃ <i>sever</i> | | | | 0. 150 *** (21. 765) |
| R-squared | 0. 988 | 0. 996 | 0. 995 | 0. 991 |
| Durbin Watson | 1. 198 | 1. 198 | 1. 263 | 1. 228 |

注：括号内是 T 统计量，***表示显著水平 1 %。

第二产业对城市化的影响在中低收入阶段最大，在高收入阶段最低，对城市化的影响弹性最小，约为中低收入阶段时的四分之一。中低收入阶段是工业快速发展阶段，大量的农村剩余劳动力向非农产业转化，城市的集聚效应明显，在高收入阶段，由于工业化过程已经完成，对城市化的影响也就较弱。第三产业对城市化在四个阶段都保持较高的弹性，说明第三产业一直是影响城市化的主要因素，在低收入阶段和高收入阶段的弹性一样，但

从低收入到中低收入到中高收入之间的跳跃较大。在中高收入阶段，由于生产性服务业的出现，第三产业的垄断竞争性质开始出现^[13]，对城市化的影响也最大。在高收入水平阶段，高等教育水平对城市化的弹性出现大幅度的增加，较低收入阶段的弹性系数高出 10 倍以上，显示高等教育对城市化作用在高收入阶段影响最大，在这个阶段，研究与开发对经济增长的重要作用，决定了高等教育对城市化的巨大影响^[14]；国际贸易在低收入阶段出现了负相关的影响，至少可以表明初级产品出口对城市化没有什么影响。国际贸易对城市化影响最大的阶段是在高收入阶段，产业内贸易所要求的规模经济比任何一个阶段都大。

综上所述，不同人均收入水平阶段，经济增长对城市化的影响差异较大。在中低收入阶段，人均 GDP 对城市化的影响最大，第三产业一直是影响城市发展的主要因素；在低收入阶段和中低收入阶段，第二产业和第三产业对城市化影响最大，说明第二产业化是城市化的初始动力；在中高收入阶段，第三产业的影响最大；在高收入阶段高等教育和国际贸易的影响突出（见表 3）。

表 3 不同收入阶段对城市化的弹性

Tab 3 Elasticity of urbanization over different income periods

| | 低收入阶段 | 中低收入阶段 | 中高收入阶段 | 高收入阶段 |
|--------|----------|--------|--------|--------|
| 人均收入水平 | 0. 516 | 0. 550 | 0. 477 | 0. 466 |
| 第二产业 | 0. 244 | 0. 348 | 0. 178 | 0. 065 |
| 第三产业 | 0. 372 | 0. 449 | 0. 522 | 0. 372 |
| 高等教育 | 0. 071 | 0. 085 | 0. 124 | 0. 522 |
| 国际贸易 | - 0. 033 | 0. 144 | 0. 177 | 0. 323 |

以上估计了世界经济增长水平对城市化的影响因素的程度，为分析中国经济增长对城市化水平的影响确定了一个比较的基准。

4 世界城市化模型在我国的实证分析

4.1 数据来源

基于面板数据估计方程的城市化水平数据来源于 1990 年和 2000 年第四次人口普查和第五次人口普查的分省区数据，其他数据来源于《新中国 50 年统计资料汇编》和 2000 年、2001 年《中国统计年鉴》，时间跨度为 1978 ~ 2000 年，为具有可比性，GDP 数据按 GDP 缩减指数进行平滑。

4.2 实证结果

对于基于面板数据分析的估计方程 2 式，采用 FGLS 估计，回归结果见表 4。回归 11 是含有固定效应的城市化水平与人均 GDP 的估计，人均 GDP 对城市化水平的弹性显著，为 0. 420。回归 12 和回归 13 分别是不含有固定效应和含有固定效应的多解释变量的回归结果，显然存在时间固定效应，但回归 12 中的人均 GDP 系数不显著，回归 13 人均 GDP 的系数通过 10 % 显著水平检验，但未通过 5 % 显著水平的检验，第二、第三产业比重的系数也不显著。较为突出的是高等教育水平的弹性特别大，考虑到可能存在多重共线性，在

1990 年和 2000 年两组数据的统计口径不完全一样，1990 年统计对象范围较 2000 年小，外来人口的居住时间为 1 年，2000 年人口普查对外来人口的界定为半年，因此，1990 年的指标相对 2000 年的指标会偏小。但在现有统计资料下，是最接近实际的城市化水平指标。

回归 14 中剔除了高等教育水平变量，回归结果较为理想，第二产业比重、第三产业比重和国际贸易比重的系数都显著，对城市化水平的弹性分别为 0.196、0.197 和 0.103。

为了稳健性起见，进一步对方程（3）式进行估计。由于采用时间序列数据，首先进行布罗斯-戈德费尔德（Breusch-Goldfrey）自相关检验。发现在 5 % 的显著水平下，resid（-1）的系数显著，而 resid（-2）的系数不显著，说明存在 AR（1）过程，故在回归中用两阶段估计克服自相关。

表 4 我国城市化进程影响因素的回归结果——面板数据

| | 回归 11 | 回归 12 | 回归 13 | 回归 14 |
|---------------|---------------------|---------------------|----------------------|---------------------|
| 常数项 | | 2.83 *** (12.34) | | |
| 时间固定效应：d1 | 4.37 *** (172.5) | | 2.74 *** (17.309) | 4.75 *** (99.56) |
| d2 | 4.29 *** (270.3) | | 2.50 *** (14.298) | 4.69 *** (141.5) |
| Log(gdp) | | 0.018 (0.483) | 0.037 * (1.8465) | 0.32 *** (23.62) |
| Log(pro) | 0.4203 (53.00) | 0.06 (1.149) | 0.041 (1.33) | 0.19 *** (3.69) |
| Log(seve) | | -0.07 ** (-2.27) | 0.030 (1.22) | 0.19 *** (3.71) |
| Log(trad) | | 0.15 *** (7.73) | 0.07 *** (5.306) | 0.10 *** (5.714) |
| R-squared | 0.9978 | 0.998 | 0.999 | 0.9993 |
| Durbin-Watson | 0.9957 | 1.776 | 1.451 | 1.2595 |

注：括号内为 T 统计量，***代表显著水平 1%，**代表显著水平 5%，*代表显著水平 10%。

表 5 显示了回归结果，回归 15 是城市化水平与人均 GDP 的对数回归，人均 GDP 的系数通过 1 % 显著水平下的检验，显示人均 GDP 对城市化的弹性是 0.233，D - W 落在无自相关结论区；回归 16 是加入第二产业的比例、第三产业的比例、高等教育水平、国际贸易指标，除国际贸易的系数完全不显著外，其他系数都通过 1 % 显著水平下的检验，贸易变量的回归结果不显著，这可能是由于贸易发展与第三产业之间存在多重共线性的问题。估计结果显示，第二产业的比例、第三产业的比例、高等教育水平对城市化的弹性分别是 0.163、0.187、0.048，较面板数据分析的估计弹性小，进一步说明了面板数据分析由于

表 5 我国城市化进程影响因素的回归结果——时间数据

| | 回归 15 | 回归 16 |
|---------------|-------------------------|----------------------|
| 常数项 | -3.12 / *** (-20.67) | -2.21 *** (-4.13) |
| Log(gdp) | 0.23 *** (10.53) | 0.13 ** (2.16) |
| Log(pro) | | 0.16 ** (2.19) |
| Log(seve) | | 0.19 ** (2.15) |
| Log(trad) | | 0.01 (0.03) |
| Log(edu) | | 0.05 *** (2.99) |
| Ar(1) | 0.63 (4.10) | 0.91 *** (10.91) |
| R-squared | 0.99 | 0.97 |
| Durbin-Watson | 1.88 | 1.58 |

注：括号内为 T 统计量，***代表显著水平 1%，**代表显著水平 5%。

采用了人口普查数据，能较真实地反映人均 GDP 对城市化的影响。

综合方程 2 式和方程 3 式的回归结果，我国人均 GDP、第二产业比重、第三产业比重和国际贸易比重对城市化水平的弹性采用板面回归中的结果分别为 0.420、0.196、0.197 和 0.103，高等教育水平的弹性采用时间序列回归中的弹性，为 0.048。

5 比较分析

为判断中国经济增长对城市化的影响程度，把我国人均 GDP、第二、三产业比重和国际贸易比重对城市化水平的弹性，与世界经济增长对城市化影响模型中的中低收入组的弹性进行比较（见表 6）。从表中可以明显看出，各要素对城市化水平影响的相对程度总体上呈现出和世界一般模式相同的规律，一方面说明两个模式估计结果的稳健性，另一方面说明中国城市化基本遵循世界城市化的一般规律。但进一步发现中国经济增长对城市化的弹性小于世界城市化一般模式中的弹性，约相当于世界平均水平的 76.3%，其中，第三产业比重的弹性相差最大，约相当于世界平均水平的 43.8%，其次是第二产业比重、高等教育水平和国际贸易，分别相当于世界平均水平的 56.3%、56.4%和 71.5%。

表 6 经济增长对城市化影响的弹性比较

| | 人均 GDP | 第二产业比重 | 第三产业比重 | 高等教育水平 | 国际贸易 |
|------------|--------|--------|--------|--------|-------|
| 世界(中低收入组) | 0.550 | 0.348 | 0.449 | 0.085 | 0.144 |
| 中国 | 0.420 | 0.196 | 0.197 | 0.048 | 0.103 |
| 差距比(中国/世界) | 0.763 | 0.563 | 0.438 | 0.564 | 0.715 |

我国经济因素对城市化影响低于世界水平，与我国独特的城市化模式有密切联系。改革开放以前，受到户籍制度的限制，我国的城市化水平滞后于经济增长水平；改革开放以后，户籍制度仍然存在，并出现了以乡镇企业发展和外商直接投资为动力的“自下而上”的城市化模式^[15~17]，导致了非农产业的空间分散。

首先，“自下而上”模式影响了我国城乡人口移动的特点，制约了城市化水平的提高。在该模式下人口的地域转移多种多样，但总体来说，这些流动人口没有割断与土地的联系，往往在非农产业中从事劳动密集型工作和非正式的服务业工作，以临时工、合同工、自谋职业为主要工作形式，工作的流动性较大，大量在乡镇企业和外资企业工作，不享受城市户籍居民享有的社会福利保障制度，不纳入传统的城市人口统计范围。“自下而上”模式移动的人口虽然数量庞大，但工资较低、生活方式单一、居住群落形态分散，没有真正融入城市化过程。

其次，“自下而上”模式带来的是产业布局的分散，乡镇企业的发展主要集中在乡镇本土，乡镇企业发展对我国经济增长贡献很大^[18]，但由于大部分的乡镇企业没有进入城市，产业工人固定在农村的土地上。在乡镇一级的投资带来的是农村非农产业的发展，对城市化水平提高的影响程度就有限；外商直接投资在空间上常常以“簇群”的形式存在，形成“地方化经济（localization economics）”而不是“城市化经济（urbanization economics）”^[19]，实际上在全球经济一体化的背景下，有一大部分外商直接投资是在中国寻求低

由于数据缺乏，在板面回归中没有加入高等教育变量，为了和世界模型比较，采用了时间序列中的高等教育弹性，从回归 14 和回归 16 的系数比较来看，存在一定的可比性，虽然该方法不甚严谨，但不失为一种较好的替代。

成本, 以获得竞争优势。在对外交通设施不断完善和地方自主权下放的情况下, 乡镇较城市更能提供低价的土地和更加优惠的税收, 这就吸引了外商直接投资在地级市以下地区, 促进了农村工业化。

因此, 在“自下而上”的模式下, 非农产业和非农人口的增长形成了分散的空间格局, 造成工业、服务业和国际贸易对人口的集聚能力较低。与此同时, 我国高等教育尚处于精英教育阶段, 毛入学率为 11%, 不仅低于韩国、菲律宾、印度等国的 30% 水平, 也低于世界平均的 14% 水平, 因此对城市化的影响相对较低。

6 结论及政策建议

本文采用跨国经济实证分析中的标准分析工具面板数据分析建立了经济增长对城市化影响的世界模型, 度量了不同收入阶段经济增长对城市化的影响弹性, 发现不同人均收入水平阶段, 经济增长对城市化的影响差异较大。在中低收入阶段, 人均 GDP 对城市化的影响最大, 第三产业一直是影响城市发展的主要因素; 在低收入阶段和中低收入阶段, 第二产业和第三产业对城市化影响最大, 说明第二产业化是城市化的初始动力; 在中高收入阶段, 第三产业的影响最大; 在高收入阶段高等教育和国际贸易的影响突出, 该结果较以往基于截面分析的估计结果更加有效。

以此为基准, 构建了影响我国城市化水平的模型, 在我国影响城市化水平的经济因素中, 各要素对城市化水平影响的相对程度总体上呈现出和世界一般模式相同的规律, 一方面说明两个模式估计结果的稳健性, 另一方面说明中国城市化基本遵循世界城市化的一般规律。最后通过国际比较发现, 在我国经济增长对城市化的弹性小于世界城市化一般模式中的弹性, 约相当于世界平均水平的 76.3%, 其中, 第三产业比重、第二产业比重、高等教育水平和国际贸易, 分别相当于世界平均水平的 43.8%、56.3%、56.4% 和 71.5%。第三、二产业和高等教育对城市化影响较小, 是造成我国城市化滞后的主要原因。

不可否认, 在我国体制约束和外商直接投资低成本扩张下, 中国特色的“自下而上”城市化模式解决了大量农村剩余劳动力的就业问题, 创造了大量的社会财富, 为我国经济发展和农村居民收入水平的提高作出了很大的贡献。但“自下而上”的城市化发展至今, 也带了一些不可避免得问题, 非农产业和居民点的空间分散降低了第二、三产业的集聚程度, 带来了城市化水平的滞后, 不仅造成了部分非农产业人口不能完全享受城市化带来的福利增加, 而且造成了大量耕地的流失。因此, 促进我国城市化水平与经济增长水平的协调发展, 是落实十六届三中全会提出的科学发展观的重要途径。

要促进我国城市化与经济增长的协调发展, 首先应该从城市化的体制和政策着手, 消除农村劳动力自由流动的障碍, 使那些外出从事非农产业的农村劳动力能够真正成为城市的市民, 最大限度地使农民从土地上解放出来; 其次, 通过对农村土地流转制度的改革, 促进农村非农产业用地的集约化使用, 不断提高第二产业的集聚能力, 逐步摆脱“村村办工业”式的分散的工业化形式, 形成有效保护农田和集中发展工业的合理模式; 第三, 促进不同规模城镇第三产业发展, 发挥其集聚作用, 吸收农村剩余劳动力, 实现从农村到城市居住的转移; 第四, 大力发展高等教育事业, 促进城市产业结构的转型, 发挥城市集聚效应, 通过区域城市体系空间结构的合理化, 实现统筹城乡发展、统筹区域发展。

本文揭示了影响城市化滞后的经济因素, 并对影响程度进行了度量, 但对各个经济因素导致城市化滞后于经济增长的机制探讨尚欠深入, 有待今后进一步研究。

致谢：审稿专家对本文提出了宝贵意见，徐现祥博士、陈广汉教授在写作过程中提供指导和帮助，特此表示衷心感谢！

参考文献：

- [1] 钟水映. 经济结构、城市结构与中国城市化发展. 见：发展经济学与中国经济发展国际研讨会论文集. 武汉：武汉大学经济发展研究中心, 2002.
- [2] 钱纳里. 发展的型式 1950 - 1970. 李新华译. 北京：经济科学出版社, 1988. 61 ~ 69.
- [3] 周一星. 城市地理学. 北京：商务印书馆, 1999. 136 ~ 137.
- [4] Moomaw L. Urbanization and economic development: a bias toward large cities? *Journal of Urban Economic*, 1996, 40: 13 ~ 17.
- [5] 白南生. 中国的城市化. *管理世界*, 2003, (11): 78 ~ 86.
- [6] 李文博, 陈永杰. 中国的城市化: 水平与结构偏差. 见：中国城市化: 实证分析与对策研究. 厦门：厦门大学出版社, 2001. 22 ~ 33.
- [7] 张颖, 赵明. 论城市化与经济发展的相关性——对钱纳里研究成果的辨析与延伸. *城市规划汇刊*, 2003, (4): 10 ~ 16.
- [8] Islam N. Growth empirics: a panel data approach. *Quarterly Journal of Economics*, 1995, 110: 1127 ~ 1170.
- [9] Henderson J V. The urbanization process and economic growth: the so-what question. *Journal of Economic Growth*, 2003, 8(1): 47 ~ 71.
- [10] 徐现祥, 李郁. 中国城市经济增长的趋同分析. *经济研究*, 2004, (5): 40 ~ 48.
- [11] 王小鲁, 樊纲. 中国经济增长的可持续性. 北京：经济科学出版社, 2000. 2.
- [12] 格林. H. 经济计量分析. 王明舰, 王永宏 译. 北京：中国社会科学出版社, 1998. 84 ~ 523.
- [13] Markusen J R. Trade in producer services and in other specialized intermediate inputs. *American Economic Review*, 1989, 79(1): 85 ~ 95.
- [14] Glaeser E. Learning in cities. NBER working paper 6271. 1997.
- [15] 许学强, 等. 我国经济的全球化对城镇体系的影响. *地理研究*, 1995, 14(3): 1 ~ 13.
- [16] 薛凤旋, 杨春. 珠江三角洲的外向型城市化. 见：许学强, 等编. 中国乡村——城市转型与协调发展. 北京：科学出版社, 1998. 281 ~ 293.
- [17] 崔功豪, 马润潮. 中国自下而上城市化的发展及其机制. *地理学报*, 1999, 54(2): 106 ~ 113.
- [18] 苗长虹. 我国城乡工业联系及协调发展研究. *地理研究*, 1997, 16(2): 1 ~ 13.
- [19] 潘佐红, 张帆. 中国城市生产率. 见：中国城市化: 实证分析与对策研究. 厦门：厦门大学出版社, 2001. 58 ~ 64.

The effects of economic growth on Chinese urbanization : panel data approach

LI Xun

(Center for Urban and Regional Studies, Zhongshan University, Guangzhou 510275, China)

Abstract : The coordination between the levels of urbanization and economic growth is very important to realize rural-urban and regional development as a whole. But China's urbanization level lags behind economic growth level seriously. This paper aims to probe into the economic factors that contribute to the lag and to make quantitative analysis on its force.

This topic has been discussed extensively by scholars using the general model with the panel data of cross-country in the world. The empirical growth literature has been documented that the estimate of panel data approach is more robust than that of cross-sectional approach in cross-country studies.

First, we divide countries into low-income group, middle-income group and high-income group, then we select 70 countries and data between 1982 and 1997 which are offered by World Bank's *World Development Report*, and then we construct a world model which will affect urbanization level. By using the standard analysis tool - panel analysis in transnational economic empirical analysis, we found that in the period of low and middle-income, per capita GDP has the greatest effect on urbanization. Since the tertiary industry is the main force of urbanization, the secondary industry should be the original force of urbanization. In the period of high and middle-income, the force of tertiary industry has the greatest effect while in the period of high-income, the force of higher education and international trade becomes outstanding.

Based on the world model, we construct a model which includes the factors that will affect China's urbanization level. By using the fourth and fifth census data and other official statistic data, we make a quantitative analysis on the economic factors which contribute to the lag of China's urbanization and found that the elasticities of per capita GDP, secondary industry ratio, tertiary industry ratio, international trade and higher education to urbanization are 0.420, 0.196, 0.197, 0.103 and 0.048 respectively.

Finally, through the comparison between different countries, we found that the force of each economic factor in China is the same as that in the world, which means that the evaluation result of the two models is robust on the one hand, and that China's urbanization is in conformity with the general law of world's urbanization on the other hand. However, further analysis shows that the force of economic growth, secondary industry, tertiary industry and higher education are relatively laggard in China. Among them, the difference of tertiary industry's elasticity to urbanization is most evident, being only 43.8% of the world, and the next is secondary industry ratio, higher education level and international trade, which are 56.3%, 56.4% and 71.5% respectively. And the economic growth's elasticity to urbanization is 76.3% of that in the world.

The main reason for this phenomenon is the close relationship with China's unique urbanization mode. The bottom-up urbanization, motivated by township enterprises as well as foreign investment results in the decentralization of non-agricultural industries and population. Therefore, China should promote the upgrade of tertiary industry and develop higher education vigorously by improving the agglomeration ability of secondary industry, repeal urbanization system and policy obstacle, thereby realize the coordinated development between urbanization and economic growth.

Key words :economic growth; urbanization; panel data