

# 中国城市化与经济增长的动态计量分析

李金昌,程开明

(浙江工商大学,浙江 杭州 310035)

**摘 要:**为探讨我国城市化与经济增长之间的相互作用和相互影响,文章依据 1978~2004 年的时序数据,利用协整检验、格兰杰因果检验、误差修正模型、脉冲响应及方差分解等方法,对城市化水平与经济增长的关系进行动态计量分析。结果发现,经济增长是城市化水平提高的格兰杰原因,经济增长对城市化产生较大的正向冲击效应,而城市化对经济增长的作用强度不大;城市化水平受人均 GDP 影响的效应逐步增强,受自身影响的效应不断减弱,而人均 GDP 受自身波动影响的效应不断上升,受城市化水平影响的强度逐步下降。对我国城市化与经济增长关系的深入认识,有利于各级政府在推动城市化和促进经济增长的过程中采取合理对策,避免走入误区。

**关键词:**城市化;经济增长;协整;格兰杰因果检验;脉冲响应;方差分解

**中图分类号:**F061.5;F290 **文献标识码:**A **文章编号:**1001-9952(2006)09-0019-12

## 一、引 言

中国的城市化进程对本国和全球发展都将产生深刻影响,2001 年诺贝尔经济奖得主斯蒂格列茨把“中国的城市化”与“美国的高科技”并列为影响 21 世纪人类发展进程的两大关键因素,认为“中国的城市化将是区域经济增长的火车头,并产生最重要的经济利益”。

从经济角度看,城市化是空间体系下的一种经济转换过程。文献显示,不仅是经济增长引起城市聚集、城市规模扩大和城市化水平的提高,城市化反过来对经济增长也具有明显的促进作用。很多学者利用截面数据对两者之间的相关系数进行了测算,但很少利用时序数据就城市化与经济增长之间是否存在互为因果的关系,以及两者相互作用的方向、强度等做出具体分析。中国城市化与经济增长之间是否存在互为因果的关系?城市化和经济增长彼此会产生什么样的冲击与响应?本文在综述有关城市化与经济增长相关文献的基础上,根据 1978~2004 年的时间序列数据,利用动态计量分析中的协整检验、格兰杰因果

收稿日期:2006-06-12

作者简介:李金昌(1964—),男,浙江义乌人,浙江工商大学校长助理,教授,博士生导师;

程开明(1975—),男,湖北广水人,浙江工商大学讲师,博士生。

检验、脉冲响应及方差分解模型,对中国城市化与经济增长之间的长期动态关系进行了检验和分析。

## 二、已有研究的梳理和分析

众多文献显示,城市化水平和经济增长之间呈现出显著的正相关关系,经济发展水平越高,城市化水平也越高。美国经济学家兰帕德(E. E. lampard)在文章中曾指出,美国城市发展与经济增长之间呈现一种非常显著的正相关关系,经济发展程度与城市化阶段之间有很大的一致性。Berry 也指出:“一个国家的经济发展水平与该国的城市化程度之间存在着某种联系”,1965 年他选用了 95 个国家的 43 个变量进行主成分分析,以解释城市化水平与这些因素之间的关系,最后导出经济、技术、人口和教育等因子,证明了经济增长与城市化之间的正相关关系。Renaud(1981)对 111 个国家进行分析,发现一国经济发展与城市化水平紧密相关;H. 钱纳里(1988)利用 1950~1970 年 101 个国家的经济发展水平与城市化水平数据,证明在一定的人均 GNP 水平上,有一定的生产结构、劳动力配置与城市化水平相对应。Moomaw 和 Shatter(1996)通过回归分析,发现城市化率随人均 GDP、工业化程度、出口及外国援助的增长而上升,随着农业生产水平的提高而下降。Henderson(2000)利用不同国家的横截面数据计算出城市化水平与人均 GDP(取对数)之间的相关系数为 0.85。McCoskey 和 Kao(1998)利用 30 个发展中国家及 22 个发达国家的面板数据,对城市化与人均产出、人均资本之间的关系进行了动态计量分析,结果不能拒绝它们间的长期均衡关系。Bertinelli 和 Strobl(2003)利用半参数方法对 39 个国家 1960~1990 年的面板数据进行估计,发现经济增长与城市聚集之间呈现出 U 形曲线的特征。

我国学者对城市化与经济发展之间的关系也进行了大量的实证研究,同样发现两者存在显著的正相关关系。周一星(1995)以 1977 年世界 157 个国家和地区的资料进行统计分析,发现城市化与经济增长之间是一种十分明显的对数曲线关系,相关系数达 0.9079。许学强(1988)根据美国人口普查局公布的 1981 年 151 个国家的资料,利用散点图选配对数曲线,得到城市化水平与人均 GNP 之间同样存在着对数曲线相关,相关系数为 0.81;高佩义(2004)通过对世界 168 个国家和地区城市化水平及人均 GDP 排序、对比,得出城市化与经济发展的双向互促共进关系;成德宁(2004)根据世界银行公布的 2002 年 76 个国家人均 GNP 和城市化率的资料,拟合对数曲线模型,也证明了城市化水平与人均 GNP 之间存在着对数曲线关系,相关系数为 0.82。张宏霖(2003)利用我国各省 1978 年、1998 年的城市化水平及人均 GDP 数据,得到城市化与经济发展间的显著正相关关系。

除对城市化与经济增长之间的相关性进行测算外,许多学者还从以下两

个方面对城市化与经济增长相互作用的理论机制作出了探讨和阐述:(1)经济发展引致城市化水平提高。经济发展需要大量劳动力和其他投入从乡村部门转向城市部门,城市化是经济发展自然而不可避免的结果。人口和经济要素向城市集中是集聚经济和规模经济作用的结果,工业化进程的纵深发展必然引起人口、产业和要素聚集于城市,所以经济增长导致城市化水平的提高。库兹列茨(1991)和钱纳里(1988)指出,伴随着经济增长,社会经济结构也会发生一系列转变:一是工业化,即从以农业为基础的经济向以工业和服务业为基础的经济转变;二是城市化,即人口连续不断地从农村地区向城市迁移。工业化引起工业和服务部门产出的上升,而这些部门对土地的占用比农业部门要节省得多,于是大量企业聚集在城市地区(Mills 和 Becker, 1986)。聚集使城市的生产者和消费者可以进一步享受到规模经济、城市化经济、地方化经济所带来的收益,劳动者之间分工和专业化的加强、距离靠近又使得运输费用更为节省、彼此之间的交流更为方便(Evans, 1972),导致城市规模的扩大。

(2)城市化促进经济增长。随着城市数量增加、规模扩大,交易成本降低及交易效率提高,聚集经济促进生产效率的提高,进而加速经济增长。城市作为产业和人口高度聚集的地方,历来是知识外溢和技术创新的中心,随着对知识外溢和技术创新的重视,城市自然成为研究知识外溢、技术创新的“天然实验室”,经济学也重新发现了城市在经济增长理论中的重要角色(Lucas, 1988)。新古典经济学的内生增长理论认为城市具有专业化和多样性的优势,在人力资本形成和积累、知识和信息交流网络方面都具有优势,便于技术扩散和知识外溢。城市化有利于创新,而创新促进经济的持续增长。克鲁格曼(2000)的新经济地理模型通过垄断竞争的市场结构将外部性内生,认为在不完全竞争市场条件下人口和经济集中便于经济活动利用相互间技术和金钱的外部性,提高生产率,带动资本形成,推动经济增长。新兴古典经济学则利用超边际分析工具建立起简化的城市化模型,认为城市化导致分工进一步深化,形成专业化经济,提高生产效率和降低交易成本,促进经济增长(杨小凯、张永生, 2000)。1999年/2000年的世界发展报告考察大量国家的经济发展和城市化过程后,指出城市是经济增长的发动机,城市化和城市发展是促进经济增长和消除贫穷的重要途径和措施。

综合人们对大量统计数据的研究分析,城市化水平和经济增长两个变量之间关系的数学模型可表示为: $y = \alpha + \beta \ln(x) + \epsilon_i$ ,其中  $y$  表示城市化水平,  $x$  表示人均 GDP(GNP),  $\alpha$ 、 $\beta$  为常数,  $\epsilon_i$  为误差项。大量的实证分析在考察城市化与经济增长的相关性时,采用截面数据(国别数据或各省数据)较多,很少利用时间序列数据来进行分析。在已有文献中仅发现戴维斯利用时序数据对英格兰和威尔士、法国及瑞典的工业化与城市化相关系数进行了测算。文献显示,不仅是经济增长引起城市聚集、城市规模扩大和城市化水平的提高,城市

化反过来对经济增长也具有明显的促进作用。两者之间更可能是一种互相促进的关系,在前期主要表现为经济增长要求并促进人口向城市集聚,后期则主要表现为较高的城市化水平直接带来生产生活集约化、管理科学化和文教科科技进步等,进而促进经济发展。但城市化与经济增长之间这种相互促进的关系,在不同国家、地区是否显著地存在,还有待实证检验。

### 三、变量选择及数据说明

对于衡量城市化水平的指标,学者们提出了许多不同的观点,有单一指标法、综合指标法等,角度不同指标也不一样。综观各类指标,还是“城镇人口占总人口比重”这一指标得到广泛认同,且有权威数据来源。本文的城市化水平即以“城镇人口占总人口的比重”(单位:%)来反映。反映经济增长的指标同样很多,有的学者以“国内生产总值(GDP)”、人均收入等指标来衡量,本文认为“人均GDP”(单位:元/人)剔除了人口规模的影响,包含内容最为全面,用来衡量经济增长较为合理。以上指标数据均来自于《中国统计年鉴》(2005)。

表1 1978~2004年中国的城市化水平及人均GDP

年份	UR <sub>t</sub>	PG <sub>t</sub>	LnUR <sub>t</sub>	LnPG <sub>t</sub>	ΔLnUR <sub>t</sub>	ΔLnPG <sub>t</sub>	Δ <sup>2</sup> LnUR <sub>t</sub>	Δ <sup>2</sup> LnPG <sub>t</sub>
1978	17.92	379.0	2.8859	5.9375	—	—	—	—
1979	18.96	402.1	2.9423	5.9967	0.0564	0.0592	—	—
1980	19.39	428.3	2.9648	6.0598	0.0224	0.0630	-0.0340	0.0038
1981	20.16	445.3	3.0037	6.0988	0.0389	0.0391	0.0165	-0.0240
1982	21.13	478.3	3.0507	6.1702	0.0470	0.0714	0.0081	0.0324
1983	21.62	522.6	3.0736	6.2589	0.0229	0.0887	-0.0241	0.0172
1984	23.01	594.3	3.1359	6.3873	0.0623	0.1284	0.0394	0.0398
1985	23.71	665.1	3.1659	6.5000	0.0300	0.1127	-0.0323	-0.0158
1986	24.52	713.3	3.1995	6.5699	0.0336	0.0699	0.0036	-0.0428
1987	25.32	783.0	3.2316	6.6632	0.0321	0.0933	-0.0015	0.0234
1988	25.81	857.7	3.2508	6.7542	0.0192	0.0911	-0.0129	-0.0022
1989	26.21	878.9	3.2661	6.7787	0.0154	0.0244	-0.0038	-0.0666
1990	26.41	899.4	3.2737	6.8017	0.0076	0.0230	-0.0078	-0.0014
1991	26.94	968.7	3.2936	6.8760	0.0199	0.0743	0.0123	0.0513
1992	27.46	1 093.0	3.3127	6.9967	0.0191	0.1207	-0.0008	0.0464
1993	27.99	1 226.4	3.3318	7.1119	0.0191	0.1152	0.0000	-0.0056
1994	28.51	1 365.9	3.3503	7.2196	0.0184	0.1077	-0.0007	-0.0075
1995	29.04	1 493.3	3.3687	7.3087	0.0184	0.0891	0.0000	-0.0186
1996	30.48	1 618.7	3.4171	7.3894	0.0484	0.0807	0.0300	-0.0085
1997	31.91	1 744.5	3.4629	7.4642	0.0458	0.0749	-0.0025	-0.0058
1998	33.35	1 862.7	3.5071	7.5298	0.0441	0.0656	-0.0017	-0.0093
1999	34.78	1 977.6	3.5490	7.5896	0.0420	0.0598	-0.0022	-0.0057
2000	36.22	2 119.4	3.5896	7.6589	0.0406	0.0692	-0.0014	0.0094
2001	37.66	2 261.5	3.6286	7.7238	0.0390	0.0649	-0.0016	-0.0043
2002	39.09	2 433.2	3.6659	7.7970	0.0373	0.0732	-0.0017	0.0083
2003	40.53	2 647.3	3.7020	7.8813	0.0362	0.0843	-0.0011	0.0112
2004	41.76	2 880.4	3.7319	7.9657	0.0299	0.0844	-0.0063	0.0000

数据来源:国家统计局:《中国统计年鉴》(2005),中国统计出版社。

由于改革开放以前受政治等因素影响,有关变量的数据缺乏足够的说服力,故本文只对 1978 年后中国城市化水平与经济增长的关系进行实证分析。根据《中国统计年鉴》(2005),得到 1978~2004 年我国“城镇人口占总人口的比重(记为  $UR_t$ )”和“人均 GDP(记为  $PG_t$ )”的具体数据。为剔除物价水平变动的影响,利用 GDP 平减指数对人均 GDP 绝对值进行变换,全部转换为 1978 年不变价的人均 GDP;同时,为消除可能存在的异方差,对指标进行自然对数处理,记为  $\ln UR_t$  和  $\ln PG_t$ ,见表 1。

#### 四、城市化与经济增长的协整及因果关系检验

协整理论主要用于寻找两个或多个非平稳变量之间的均衡关系,如果某两个或多个同阶时间序列向量的某种线性组合可以得到一个平稳的误差序列,则这些非平稳的时间序列之间存在长期均衡关系,即具有协整性。

1. 单整检验。由于只有相同单整阶数的两个变量才可能存在协整关系,因此,协整分析之前首先要检验变量的单整阶数。进行城市化水平与人均 GDP 的协整分析,首先要检验这两个变量的时间序列是否平稳。对序列  $\ln UR_t$  和  $\ln PG_t$  的平稳性进行 ADF 检验,表 2 的结果显示 ADF 检验值都大于 5% 的临界值,说明  $\ln UR_t$  和  $\ln PG_t$  均为非平稳系列;对两个序列做一阶差分,再进行 ADF 检验, $\ln UR_t$  和  $\ln PG_t$  两系列仍不平稳;进一步做二阶差分,进行 ADF 检验,两个系列的二阶差分都为平稳系列。可知, $\ln UR_t$  和  $\ln PG_t$  都具有二阶单整性,即  $\ln UR_t \sim I(2)$ ,  $\ln PG_t \sim I(2)$ 。

表 2 城市化水平与人均 GDP 系列 ADF 检验结果

变量	检验形式	ADF 检验值	临界值(1%)	临界值(5%)	结 论
$\ln UR_t$	(C, T, 2)	-2.5677	-4.3943	-3.6122	不平稳
$\Delta \ln UR_t$	(C, 0, 1)	-1.7568	-3.7379	-2.9919	不平稳
$\Delta^2 \ln UR_t$	(0, 0, 1)	-5.2861	-2.6700	-1.9566	平稳
$\ln PG_t$	(C, T, 2)	-3.1076	-4.3947	-3.6118	不平稳
$\Delta \ln PG_t$	(C, T, 1)	-3.2630	-4.4167	-3.6219	不平稳
$\Delta^2 \ln PG_t$	(0, 0, 1)	-4.8661	-2.6700	-1.9566	平稳

注:(1)检验形式(C, T, L)中的 C、T、L 分别表示模型中的常数项、时间趋势项和滞后阶数;(2)滞后期的选择以施瓦茨信息准则(SC)为依据。

2. 协整模型及检验。检验两变量间的协整关系,通常采用 Engle-Granger 检验。利用该方法进行城市化水平与人均 GDP 的协整检验,首先用 OLS 方法估计变量  $\ln UR_t$  对  $\ln PG_t$  的回归方程:

$$\ln UR_t = \alpha + \beta \ln PG_t + \epsilon_t \quad (1)$$

估计结果为:

$$\ln UR_t = 0.3738 + 0.7140 \ln PG_t$$

$$(34.25) \quad (9.38)$$

$$R^2 = 0.9791, DW = 0.2215, F = 1173.02$$

$$\text{令 } \hat{\epsilon}_t = \text{LnUR}_t - 0.3738 - 0.7140 \text{LnPG}_t \quad (2)$$

检验残差项  $\hat{\epsilon}_t$  是否平稳,即  $\epsilon_t$  是否  $I(0)$  序列。ADF 检验统计量明显小于显著性水平为 1%、5% 时的临界值,估计残差序列  $\hat{\epsilon}_t$  为平稳序列,即  $\epsilon_t \sim I(0)$ 。表明  $\text{LnPG}_t$  与  $\text{LnUR}_t$  之间存在协整关系,城市化与经济增长之间存在长期动态均衡关系。这种动态均衡关系说明改革开放以来我国经济增长和城市化之间呈现出一定的协调性,并不存在城市化滞后于经济增长的情况。

3. 误差修正模型。协整关系只反映变量之间的长期均衡关系,为弥补长期静态模型的不足,可通过短期动态模型反映短期偏离长期均衡的修正机制。建立城市化与经济增长之间的误差修正模型,得到:  $\text{ecm}_{t-1} = \text{LnUR}_{t-1} - 0.7437 - 0.3696 \text{LnPG}_{t-1}$ , 检验统计量表明模型拟合效果较好。以 AIC 和 SC 为准则,经多次试验,发现 VEC(2) 效果最好,模型的估计结果见表 3。

表 3 城市化水平与人均 GDP 序列 VEC(2) 模型的估计结果

解释变量	模型(1) $\Delta \text{LnUR}$	模型(2) $\Delta \text{LnPG}$
EC(误差修正项)	-0.169088(0.07882)	0.091727(0.14742)
$\Delta \text{LnUR}_{t-1}$	0.358059(0.19095)	0.076449(0.35715)
$\Delta \text{LnUR}_{t-2}$	0.422777(0.18108)	-0.601469(0.33870)
$\Delta \text{LnPG}_{t-1}$	-0.075587(0.10366)	0.755626(0.19389)
$\Delta \text{LnPG}_{t-2}$	-0.046786(0.10823)	-0.402676(0.20243)
C	0.016449(0.01014)	0.068404(0.01896)
$R^2$	0.434787	0.524441
S. E.	0.011267	0.021075
F-statistic	2.769281	3.970034
Log likelihood	77.05769	62.02994
Akaike AIC	-5.921474	-4.669162
Schwarz SC	-5.626961	-4.374649

注:括号内为标准差。

从表 3 可知,长期均衡对人均 GDP 和城市化水平短期波动的影响在统计上是显著的,说明误差修正起到重要作用。 $\text{LnUR}_t$  和  $\text{LnPG}_t$  两个方程的误差修正项系数即调整系数分别为 -0.1691 和 0.0917,表明城市化水平对均衡关系呈现一种反向修正的机制,但经济增长对均衡关系表现为正向促进。另外,误差修正对于城市化水平的短期波动具有更为显著的调整力度,表明经济增长和城市化水平的双向影响关系上,经济增长对城市化水平的影响可能更显著一些,经济增长可能是导致城市化水平提高的原因。当然,该结论需要进一步利用格兰杰因果检验来验证。

4. 格兰杰因果关系模型及检验。协整检验可以揭示变量序列之间是否存在长期均衡关系,但是无法揭示变量之间是否具有因果关系,格兰杰因果检验为解决这类问题提供了一种很好的思路和方法。建立城市化水平( $\text{LnUR}_t$ )与人均 GDP( $\text{LnPG}_t$ ) 之间的格兰杰因果关系模型:

$$\begin{cases} \ln UR_t = \alpha_{10} + \sum_{i=1}^k \alpha_{1i} \ln UR_{t-i} + \sum_{i=1}^k \beta_{1i} \ln PG_{t-i} + \epsilon_{1t} \\ \ln PG_t = \alpha_{20} + \sum_{i=1}^k \alpha_{2i} \ln PG_{t-i} + \sum_{i=1}^k \beta_{2i} \ln UR_{t-i} + \epsilon_{2t} \end{cases} \quad (3)$$

式(3)中下标  $t$  为年度,  $k$  为最大滞后阶数,  $\epsilon_t$  为误差项。利用普通最小二乘法(OLS)对参数进行估计,最大滞后阶数取 6,得检验结果如表 4 所示。

表 4 中国城市化与人均 GDP 序列之间的因果关系检验结果

因果关系假定	滞后期数	F 统计值	P 值
$\ln PG_t$ 不是 $\ln UR_t$ 的格兰杰原因	1	1.42896	0.24411
$\ln UR_t$ 不是 $\ln PG_t$ 的格兰杰原因	1	0.18834	0.66835
$\ln PG_t$ 不是 $\ln UR_t$ 的格兰杰原因	2	0.66522	0.52517
$\ln UR_t$ 不是 $\ln PG_t$ 的格兰杰原因	2	0.32148	0.72875
$\ln PG_t$ 不是 $\ln UR_t$ 的格兰杰原因	3	1.60206	0.22591
$\ln UR_t$ 不是 $\ln PG_t$ 的格兰杰原因	3	1.02355	0.40688
$\ln PG_t$ 不是 $\ln UR_t$ 的格兰杰原因	4	2.94691	0.05838
$\ln UR_t$ 不是 $\ln PG_t$ 的格兰杰原因	4	0.53874	0.70983
$\ln PG_t$ 不是 $\ln UR_t$ 的格兰杰原因	5	0.85359	0.54055
$\ln UR_t$ 不是 $\ln PG_t$ 的格兰杰原因	5	0.95259	0.48583
$\ln PG_t$ 不是 $\ln UR_t$ 的格兰杰原因	6	2.00552	0.17829
$\ln UR_t$ 不是 $\ln PG_t$ 的格兰杰原因	6	0.95385	0.50902

表 4 中检验结果表明:滞后 4 期时  $\ln PG_t$  不是  $\ln UR_t$  的格兰杰原因的的概率为 5.8%,说明我国经济增长对城市化水平提高的效应在滞后 4 年时最为明显,可以说人均 GDP 是城市化水平的格兰杰原因;而无论是滞后 1 期,还是滞后 2~6 期,  $\ln UR_t$  不是  $\ln PG_t$  的格兰杰原因的的概率都在 40%以上,说明我国城市化水平提高对经济增长有一定的推动作用,但效应还不十分明显。

可见,自 1978 年以来中国经济增长对城市化的作用要明显强于城市化对经济增长的影响。主要原因是:经济发展引起了农业生产率提高、农民收入增加,使农民产生了强烈的进入城市愿望;二元结构导致我国城乡收入水平、受教育机会、基础设施建设等的巨大差距,使城市对农民构成了巨大的吸引力;经济增长引起了产业结构变动,规模经济、聚集经济效应促使企业向城市聚集。这几方面的综合作用,必然在经济增长过程中导致大量农村人口向城市转移,引起城市化水平提高。还有一个原因就是我国改革开放前城市化水平明显滞后,1978 年后的快速上升带有一定的自身恢复性特征。由于我国服务业发展不快,第三产业所占比重偏低,导致城市的扩散效应和辐射能力不强,创新溢出效应不能很好发挥,同时市场分割也使城市化在降低交易费用方面的作用不明显,从而导致了城市化对经济增长的反向推动效应还不够强劲。

## 五、城市化与经济增长的脉冲响应及方差分解

1. 脉冲响应函数。反映城市化与经济增长之间的动态影响,可在自回归

模型的基础上建立起一个经济增长对城市化的冲击响应模型。其函数为：

$$\begin{cases} \ln UR_t = \sum_{i=1}^k \alpha_{11} UR_{t-i} + \sum_{i=1}^k \alpha_{12} \ln PG_{t-i} + \epsilon_{1t} \\ \ln PG_t = \sum_{i=1}^k \alpha_{21} \ln UR_{t-i} + \sum_{i=1}^k \alpha_{22} \ln PG_{t-i} + \epsilon_{2t} \end{cases} \quad (4)$$

其中,  $k$  为滞后阶数, 随机扰动项  $\epsilon$  称为新息 (Innovation)。

由式 (4), 采用渐进解析法计算响应函数的标准差, 检验结果如图 1 所示。

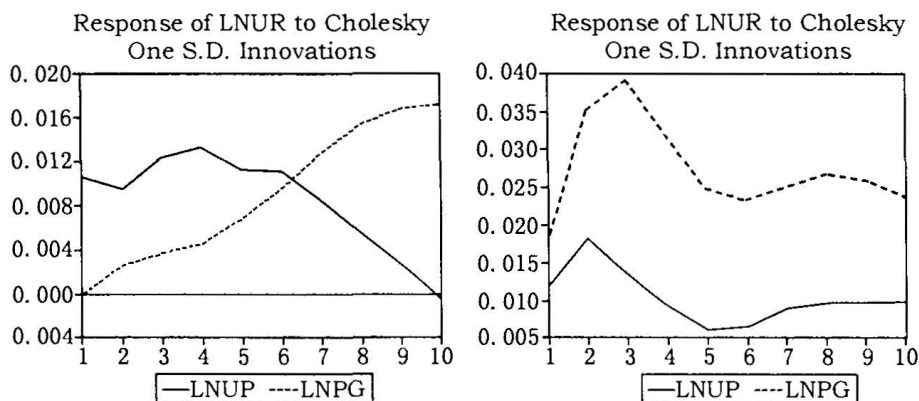


图 1 城市化水平和人均 GDP 一个标准差的冲击

从图 1 可知, 人均 GDP 对其自身的一个标准差新息有较强的反应, 第 3 期达到最高, 随后有所下降, 到第 5 期保持一个较高且平衡的态势; 而人均 GDP 对城市化水平的反应相对较弱, 在第 2 期达到最高后, 逐步在低位趋于平稳。城市化水平对自身的一个标准差开始有较强的反应, 但从第 4 期后逐步下滑, 效应不断减弱; 城市化水平对人均 GDP 开始反应较弱, 但效应逐步增强, 直到明显超过对其自身的反应。

总体来看, 经济增长对城市化水平的提高带来较大的正面冲击效应, 经济快速增长会引起城市化水平的迅速上升, 经济增速的波动也会对城市化产生强烈影响; 而城市化对经济增长的作用强度不大, 其水平的提高对经济增长虽有一定的正面作用, 但效应不明显。脉冲响应函数得到的结论与格兰杰因果关系检验的结果相一致。

2. 预测方差分解。为进一步分析结构冲击对内生变量变化的贡献度, 评价不同结构冲击的重要性, 建立预测方差分解模型。根据方差分解理论模型, 对城市化水平和人均 GDP 的预测均方误差进行分解, 结果见表 5。

由表 5 可见, 城市化水平的波动在第 1 期只受自身波动的影响, 人均 GDP 对城市化水平波动的冲击 (即对预测误差的贡献度) 从第 2 期开始逐步增强, 从第 2 期的 3.24% 迅速上升到第 10 期的 56.19%, 而且还有继续上升的趋势; 同期, 城市化水平波动受其自身冲击的影响逐步减弱, 由第 2 期的 96.76% 下降为第 10 期的 43.81%, 这与脉冲响应函数分析的结果相一致。

人均 GDP 从第 1 期起就受到自身波动和城市化水平冲击的影响,且受城市化水平的影响要小于其自身波动的影响,随后人均 GDP 受自身波动的影响呈上升趋势,第 6 期后基本稳定在 86%~87%之间;同期,人均 GDP 受城市化水平波动的影响逐步下降,也从第 6 期达到稳定,大致处于预测方差的 13%~14%之间。正是由于经济增长对城市化的正向作用要明显强于城市化对经济增长的反向作用,结果使得城市化水平的波动主要是受经济增长的影响,而其对经济增长产生的影响不大。

表 5 城市化水平和人均 GDP 的预测均方误差分解结果

时期	城市化水平的方差分解			人均 GDP 的方差分解		
	均方误差 (S. E.)	城市化水平 占比(%)	人均 GDP 占比(%)	均方误差 (S. E.)	城市化水平 占比(%)	人均 GDP 占比(%)
1	0.008209	100.0000	0.000000	0.016846	30.42276	69.57724
2	0.011282	96.75983	3.240166	0.035237	23.41905	76.58095
3	0.015126	94.52983	5.470166	0.047766	17.57030	82.42970
4	0.018688	92.83992	7.160080	0.054313	15.40450	84.59550
5	0.021293	88.34003	11.65997	0.057827	14.26599	85.73401
6	0.024125	81.62195	18.37805	0.060788	13.61688	86.38312
7	0.026882	71.70804	28.29196	0.064224	13.37548	86.62452
8	0.029713	60.75447	39.24553	0.067909	13.17546	86.82454
9	0.032503	51.17994	48.82006	0.071223	13.12864	86.87136
10	0.035137	43.81398	56.18602	0.073941	13.23646	86.76354

## 六、主要结论及政策启示

1. 主要结论。以上根据 1978~2004 年的时序数据,利用协整检验、因果关系检验、脉冲响应及方差分解模型,对中国城市化水平与人均 GDP 进行动态计量分析。结果发现,城市化与经济增长之间存在长期均衡关系,经济增长对城市化的正向作用明显强于城市化对经济增长的反向影响。具体结论归纳如下:

(1)城市化与经济增长之间存在长期的均衡关系。非平稳序列城市化水平( $\ln UR_t$ )、人均 GDP( $\ln UR_t$ )经过二阶差分后变得平稳,均为二阶单整,两者之间的线性组合为平稳序列,存在协整关系。这种均衡关系说明,改革开放以来我国总体上不存在城市化水平明显滞后于经济增长的情况。

(2)从误差修正模型来看,人均 GDP 短期内每变动 1%,城市化水平将同方向变动 0.37 个百分点,这一系数较长期协整回归方程中的系数 0.71 要小,说明经济增长对城市化的长期影响更为显著。短期内经济增长的结构效应还未充分显现,所以不会立即引起城市化水平的提高;但长期来看,经济增长结构效应的显现,引起农村人口向城市转移、产业结构发生变动、企业不断聚集,促使城市化水平上升。

(3)我国经济增长对城市化的正向作用明显强于城市化对经济增长的反向影响。滞后 4 期的经济增长是城市化水平提高的格兰杰原因,而滞后 1~6

期的城市化不是经济增长格兰杰原因的概率都在40%以上。人多地少、二元结构及城乡差距显著的国情,使得我国经济增长必然对城市化产生强大的推动作用;而第三产业不发达、城市规模效益没有充分发挥等因素则限制了城市的扩散辐射及创新溢出效应,使得城市化对经济增长的反向作用不强。

(4)城市化与经济增长相互作用的效应差异明显。人均GDP对其自身的一个标准差新息有较强的反应,而对城市化水平的反应相对较弱;城市化水平对自身的一个标准差开始有较强反应,但效应不断减弱;城市化水平对人均GDP的冲击开始反应较弱,但效应逐步增强,直到明显超过对其自身的反应。从长期来看,经济增长对促进城市化水平提高正向拉动的影响时限更长,效率更高;城市化水平的提高对经济增长有一定的正面作用,但强度不大。

2. 政策启示。深入分析发现,上述结论与我国的实际情况相吻合。改革开放以来,我国经济发展由工业化前期逐步过渡到中期阶段,工业推动经济快速增长,并引起经济、社会结构发生重大变化,其中之一便是大量人口由农村转向城市,城市化水平不断提高。但该阶段包括城市化在内的结构变动对经济增长的反向效应还未充分显现,使得经济增长对城市化的作用必然强于城市化对经济增长的影响。随着我国经济向工业化中后期过渡,这些结构效应将充分显现,城市化对经济增长的反向影响必将增强。为保持我国经济快速增长,大力推进城市化进程,促进城市化与经济增长之间良性互动机制的形成,从以上结论可得到以下几方面的政策启示:

(1)随着经济的持续发展,城市化水平大幅提高是必然趋势。经济增长必然引起人口迁移、结构变动和产业聚集,这已为改革开放以来我国的实践所证实。伴随着我国经济的快速增长,农村人口大量向城市转移是经济发展的客观规律,是历史潮流。人为地设置障碍,利用户籍制度、土地制度或社会保障政策等限制农村人口向城市转移,必将以失败告终;相反,应加快规章制度的改革步伐,出台相关政策,充分发挥出经济增长对城市化的推动作用,提高城市化水平。

(2)提高城市化水平,经济增长是基础。1978年以来,我国城市化水平有了明显提高,但与发达国家相比还有较大差距,城市化水平提高任重而道远。经济增长是城市化水平提高的基础,脱离经济增长,人为地提高城市化水平,将会造成一系列的经济、社会问题。各级政府应大力促进经济增长,以经济增长带动城市化,而不应盲目追求城市化水平的提高。当然,促进经济增长也不能一味注重增长速度,更应兼顾可持续发展。

(3)理性看待以快速城市化推动经济增长的论断。一些专家、学者提出通过加大城市建设,大力促进农村人口向城市转移,从而提高城市化水平,以城市化效应扩大需求,拉动经济增长。本文实证检验发现,中国城市化水平的提高虽然对经济增长有正向作用,但效应不明显,以城市化推动经济增长很可能

达不到预期效果。现实中,受人为因素的影响,某一阶段可能出现城市化滞后于经济发展的情况,但随着人为因素的消除,有关体制、机制的逐渐完善,城市化水平终将加速提升,改革开放后我国的快速城市化进程便是明证;如果不按经济规律办事,企图人为地快速提高城市化水平以推动经济增长,往往不可行,并且会对经济、社会发展产生负面影响,拉美过度城市化带来的一系列经济社会问题便是反面例证。

#### 参考文献:

- [1]成德宁. 城市化与经济发展——理论、模式与政策[M]. 北京:科学出版社,2004.
- [2]高佩义. 中外城市化比较研究(增订版)[M]. 天津:南开大学出版社,2004.
- [3]高铁梅. 计量经济学分析方法与建模-Eviews 应用及实例[M]. 北京:清华大学出版社,2006.
- [4]李雪松,张莹,陈光炎. 中国经济增长动力的需求分析[J]. 数量经济技术经济研究,2005,(11):27~33.
- [5]马薇. 协整理论与应用[M]. 天津:南开大学出版社,2003.
- [6]宋元梁,肖卫东. 中国城镇化发展与农民收入增长关系的动态计量分析[J]. 数量经济技术经济研究,2005,(9):30~39.
- [7]孙敬水. 计量经济学教程[M]. 北京:清华大学出版社,2005.
- [8]王少平. 宏观计量的若干前沿理论与应用[M]. 天津:南开大学出版社,2003.
- [9]吴玉鸣. 中国经济增长与收入分配差异的空间计量经济分析[M]. 北京:经济科学出版社,2005.
- [10]许学强,朱剑如. 现代城市地理学[M]. 北京:中国建筑工业出版社,1988.
- [11]杨小凯,张永生. 新兴古典经济学和超边际分析[M]. 北京:中国人民大学出版社,2000.
- [12]易丹辉. 数据分析与 Eviews 应用[M]. 北京:中国统计出版社,2002.
- [13]张宏霖. 中国城市化与经济发展(选自《中国城市化:实证分析与对策研究》,陈甬军、陈爱民主编)[M]. 厦门:厦门大学出版社,2003.
- [14]张晓峒. 计量经济学软件 Eviews 使用指南[M]. 天津:南开大学出版社,2003.
- [15]周一星. 城市地理学[M]. 北京:商务印书馆,1995.
- [16][美]保罗·克鲁格曼. 发展、地理和经济理论[M]. 北京:北京大学出版社、中国人民大学出版社,2000.
- [17][英]H. 钱纳里. 发展的形式(1950~1970)[M]. 北京:经济科学出版社,1988.
- [18][英]H. 钱纳里. 工业化和经济增长的比较研究[M]. 上海:上海三联书店,1995.
- [19][美]J. M. 伍德里奇. 计量经济学导论:现代观点[M]. 北京:中国人民大学出版社,2003.
- [20][美]西蒙·库兹涅茨. 现代经济增长:速度、结构与扩展[M]. 北京:北京经济学院出版社,1991.
- [21]Evans A W. The pure theory of city size in an industrial economy[J]. Urban Studies, 1972,19:49~77.

- [23]Henderson J V. The effects of urban concentration on economic growth[R]. NBER Working Paper,2000,No. 7503.
- [24]Henderson J V. Urbanization and economic development[J]. Annals of Economics and Finance,2003,4(2):275~341.
- [25]Henderson J V. How urban concentration affects economic growth[R]. The World Bank Policy Research Working Paper,2005,2326,Washington D. C. .
- [26]Lucas R E. On the mechanics of economic development[J]. Journal of Monetary Economics,1988,12:3~22.
- [27]Mills E,C Becker. Studies in Indian urban development[M]. Oxford University Press, 1986.
- [28]Renaud B. National urbanization policy in developing countries[M]. Oxford University Press,1981.
- [29]Robert f Engle, C W J Granger. Cointegration and error correction:Representation, estimation,and testing[J]. Econometrica,1987,55:251~277.
- [30]Ronald L Moomaw, Ali M Shatter. Urbanization and economic development: A bias toward large cities[J]. Journal of Urban Economics,1996,4(1):13~37.

## An Analysis of Dynamic Econometric Relationship between Urbanization and Economic Growth in China

LI Jin-chang, CHENG Kai-ming

(Zhejiang Gongshang University, Hangzhou 310035, China)

**Abstract:** This study explores the relationship between Chinese urbanization and economic growth. To this end, some econometric methods such as cointegration, Granger causality tests, IRF and variance decomposition are used to analyze the data from 1978 to 2004. The results show that economic growth is the Granger causality to urbanization in a long term. Economic growth makes great impact on urbanization, but urbanization makes little impact on economic growth. The change of urbanization is intensified by GDP per capital, but weakened by itself. The change of GDP per capital is intensified by itself, but weakened by urbanization. In the end, recommendations are discussed for governments to facilitate urbanization and economic growth.

**Key words:** urbanization; economic growth; cointegration; Granger causality tests; IRF; variance decomposition (责任编辑:许 柏)