

湖南城镇化水平与经济增长关系的实证分析

湖南省统计局 周凌

摘要：利用湖南 1952—2013 年城镇化率和人均 GDP 时间序列数据，本文建立了反映城镇化水平和经济增长动态关系的回归模型，并对结果进行了检验。研究发现，湖南经济增长对促进城镇化有积极作用，而城镇化推动经济增长贡献却不大；城镇化率的变动不仅与人均 GDP 有关，还受上期城镇化率影响。在其他因素不变的情况下，人均 GDP 相对增加 1%，湖南城镇化率相对提高 0.135%；当上期城镇化率相对提高 1%，城镇化率相对上升 0.545%。

关键词：城镇化，经济增长，湖南，实证分析

一、引言

城镇化水平是一个国家或地区经济发展的重要标志，也是表征社会组织程度和管理水平的重要指标。科学推进城镇化发展，对于提高社会要素整体配置效率，实现经济由粗放型增长向集约型增长转变，推进经济和社会协调发展具有重要的战略意义。改革开放以来，湖南经济实现快速增长，2008 年经济总量跻身全国十强，2013 年 GDP 达到 24501.67 亿元，发展质量得到明显提升，人均均量也同步呈现较快增长势头。伴随着经济的发展，湖南按照循序渐进、集约发展、节约土地、合理布局的原则，不断推动城乡、区域和经济社会的协调发展，2013 年城镇化率达到 47.96%，步入加速推进阶段。按照一般发展规律，经济增长会引起人口向城镇聚集，城镇化水平得以不断提高，而城镇化也会反过来对经济增长产生推动作用，二者呈现相互作用关系。就湖南而言，是经济增长拉动城镇化的作用明显，还是城镇化促进经济增长的贡献大呢？本文拟对湖南城镇化与经济增长关系进行定量分析。

二、湖南城镇化与经济增长的关系

城镇化是人口向城镇集中的过程，即农村人口向非农人口转化，并向城镇集中的过程。衡量城镇化的指标有很多，考虑到历史数据的可获得性以及统计口径的一致性，本文选取最常用的城镇化率来测度城镇化水平，即年末城镇人口占常住人口的比重。GDP、人均 GDP 等指标均能表征经济增长，考虑到人均 GDP 剔除了人口因素影响，本文选择它来测度经济增长。城镇化率和人均 GDP 分别记为 CZH 和 JGDP。在进行计量分析时，为消除异方差，对指标进行自然对数处理，记为 LNCZH 和 LNJGDP。

新中国成立以来，湖南城镇化进程以改革开放为界可分为两个阶段：1978 年之前，经济和城镇化处于缓慢增长阶段；1978 年以后，经济快速发展，城镇化步伐加快。虽然这两个阶段城镇化进度有区别，但与经济增长的趋势总体一致。因此，本文选取湖南 1952—2013 年这段较长时间的城镇化与经济增长来开展实证研究。

(一) 变量的单整检验

由人均 GDP 和城镇比率取对数后的时序图可以判断它们不是平稳序列。为避免“伪回归”现象，本文采用 ADF 检验方法检验序列是否平稳，滞后阶数的确定采用 SC 准则。由表 1 和表 2 可知，变量 LNJGDP 和 LNCZH 的 ADF 统计量绝对值都小于在 1%、5%、10% 下临界值的绝对量，且 P 值都很大，表明两个序列是非平稳的，存在单位根；而其一阶差分 D(LNJGDP) 和 D(LNCZH) 序列的 ADF 统计量绝对值都大于临界值绝对量，且 P 值很小，说明序列是平稳的。因此得出结论：LNJGDP 和 LNCZH 均是一阶单整变量。

表1 城镇化率和人均GDP指标序列的单位根检验结果

序列	ADF 检验值	P 值	1%临界值	5%临界值	10%临界值	备注
LNJGDP	-1.043497	0.9294	-4.124265	-3.489228	-3.173114	不平稳, 存在单位根
LNCZH	1.016344	0.9963	-3.548208	-2.912631	-2.594027	不平稳, 存在单位根

(二) 协整性的 EG 检验

由于格兰杰因果关系检验的前提是非平稳序列的线性组合必须具备协整性, 于是需要对 LNJGDP 和 LNCZH 之间的协整性作进一步的分析。如果两个时间序列呈现出非平稳性, 但它们的某种线性组合却是稳定的, 则这两个变量之间还是存在长期的稳定关系。当两个不平稳的变量之间有协整关系, 回归结果仍然有效, 同样可以进行格兰杰因果检验。

表2 城镇化率和人均GDP指标序列的一阶差分单位根检验结果

序列	ADF 检验值	P 值	1%临界值	5%临界值	10%临界值	备注
LNJGDP	-5.310203	0.0000	-3.544063	-2.910860	-2.593090	平稳, 不存在单位根
LNCZH	-4.528587	0.0005	-3.548208	-2.912631	-2.594027	平稳, 不存在单位根

利用 Eviews6.0 生成 LNJGDP 和 LNCZH 的回归模型的残差序列, 选择 PP 检验方式进行检验。检验结果表明(表3), 在 1%显著水平上, 检验值 Phillips-Perron test statistic 的绝对值大于临界值绝对值, 拒绝残差序列存在单位根的假设, 序列为平稳序列。由此判断, 人均GDP 和城镇化率是协整的, 两者存在稳定的均衡关系。

表3 回归模型残差的单位根检验结果

	Adj. t-Stat	Prob.*
Phillips-Perron test statistic	-4.398064	0.0008
Test critical values: 1% level	-3.542097	
5% level	-2.910019	
10% level	-2.592645	

(三) 格兰杰因果检验

根据以上分析,人均 GDP 和城镇化率可以进行格兰杰因果检验。利用 Eviews6.0 得出如下检验结果(表 4):拒绝原假设“LNCZH 不会格兰杰导致 LNJDGP”犯第一类错误的概率为 0.028,拒绝原假设“LNJDGP 不会格兰杰导致 LNCZH”犯第一类错误的概率仅为 0.0002,所以人均 GDP 是城镇化的 Granger 原因。

表 4 格兰杰因果检验结果

原假设	F 统计值	概率	备注
LNCZH 不能格兰杰引起 LNJDGP	3.81860	0.0280	接受原假设
LNJDGP 不能格兰杰引起 LNCZH	10.0882	0.0002	拒绝原假设

(四) 自相关性检验

考虑到 LNCZH 和 LNJDGP 均为时间序列,进行回归拟合前有必要进行自相关性检验。本文接下来采用 DW 检验、偏相关系数检验和 BG 检验三种方法进行判别。利用 Eviews6.0 对 LNCZH 和 LNJDGP 进行初步拟合,得到如下结果(表 5)。

表 5 回归模型初步拟合结果

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob
C	0.844833	0.038571	21.90357	0.0000
LNJDGP	0.291587	0.005493	53.08302	0.0000
R-squared	0.979151	Mean dependent var		2.820951
Adjusted R-squared	0.978803	S.D. dependent var		0.545792
S.E. of regression	0.079462	Akaike info criterion		-2.195341
Sum squared resid	0.378856	chwarz criterion		-2.126724
Log likelihood	70.05557	Hannan-Quinn criter.		-2.168400
F-statistic	2817.807	Durbin-Watson stat		0.958875
Prob(F-statistic)	0.000000			

DW 检验结果显示, $n=62$, $k=1$, 取显著性水平 $\alpha=0.05$ 时,查表得 $d_L=1.57$, $d_U=1.63$, 而 $0 < 0.958875 = DW < d_L$, 所以存在(正)自相关。

偏相关系数检验结果(图 2)显示, 模型的第 1 期偏相关系数的直方块超过了虚线部分, 存在一阶自相关。

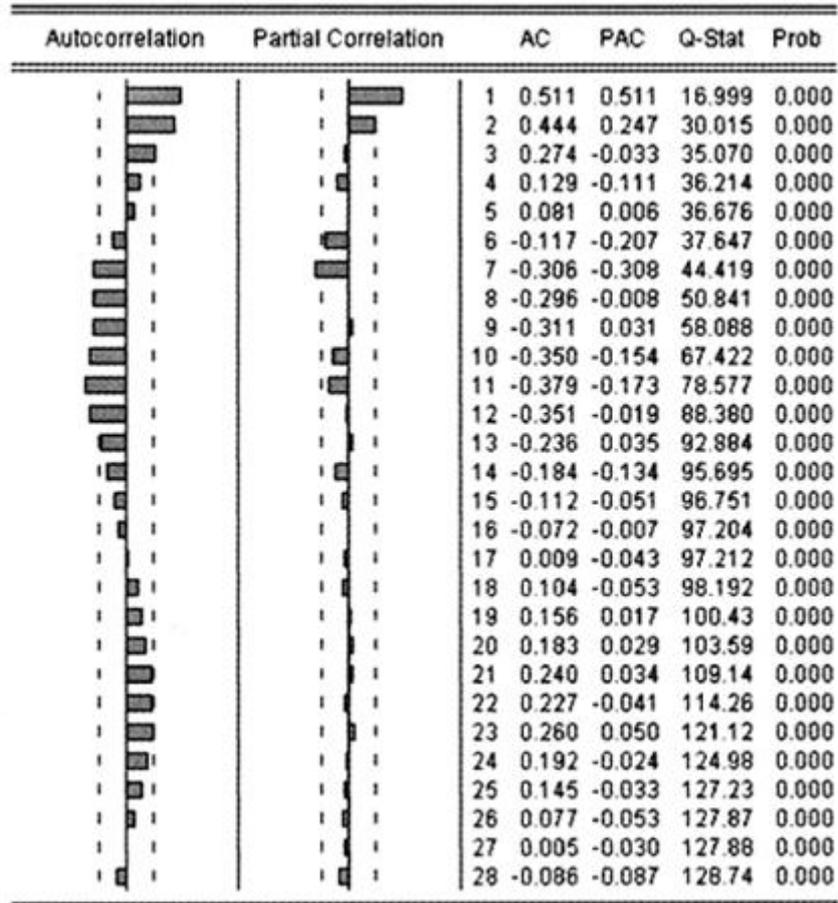


图 1 模型的偏相关系数检验

BG 检验结果(表 6)中, $nR^2=19.12527$, 临界概率 $P=0.0001$, 说明辅助回归模型是显著的, 存在自相关性。又因为 e_{t-1} 回归系数均显著地不为 0, 而 e_{t-2} 的回归系数不为 0 的结果不很显著, 说明模型存在一阶自相关, 二阶自相关性不强。

表 6 BG 检验结果

F-statistic	12.93612	Prob. F(2, 58)		0.0000
Obs*R-squared	19.12527	Prob. Chi-Square(2)		0.0001
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.003023	0.032629	0.092653	0.9265
LNJGDP	-0.000530	0.004647	-0.114074	0.9096

RESID(-1)	0.386134	0.127227	3.035007	0.0036
RESID(-2)	0.250386	0.127530	1.963351	0.0544
R-squared	0.308472	Mean dependent var		-1.45E-16
Adjusted R-squared	0.272703	S.D. dependent var		0.078808
S.E. of regression	0.067209	Akaike info criterion		-2.499677
Sum squared resid	0.261989	Schwarz criterion		-2.362442
Log likelihood	81.48998	Hannan-Quinn criter.		-2.445795
F-statistic	8.624080	Durbin-Watson stat		1.963264
Prob(F-statistic)	0.000080			

(五) 自相关性的调整

根据以上检验分析，对初步拟合的模型进行调整，加入 AR 滞后项，得到如下结果(表 7)。AR(1)的估计值分别为 0.515813，并且 t 检验显著，说明模型确实存在一阶自相关性。调整后模型的 DW=2285309，n=61, k=1，取显著性水平 $\alpha = 0.05$ 时，查表得 $d_u=1.55$ ， $d_l=1.62$ ，而 $d_l < 2.285309 = DW < 4 - d_l$ ，无法判定；再进行偏相关系数检验，表明不存在高阶自相关性。

表 7 加入 AR 项的模型估计结果

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.871103	0.069809	12.47838	0.0000
LNJGDP	0.288055	0.009733	29.59439	0.0000
AR(1)	0.515813	0.111751	4.615756	0.0000
R-squared	0.984472	Mean dependent var		2.833271
Adjusted R-squared	0.983936	S. D. dependent var		0.541558
S.E. of regression	0.068638	Akaike info criterion		-2.472008
Sum squared resid	0.273249	Schwarz criterion		-2.368194

Log likelihood	78.39623	Hannan-Quinn criter.	-2.431322
F-statistic	1838.588	Durbin-Watson stat	2.285309
Prob(F-statistic)	0.000000		

(六)重新设定解释变量

加入上期城镇化率 LNCZH(-1)，对回归方程进行重新拟合，结果如表 8。DW=2.260571，n=61，k=2，查表得 $d_u=1.51$ ， $d_l=1.65$ ，而 $d_u < 2.260571 = DW < 4$ ，属于无法判定区域。偏相关系数检验结果显示偏相关系数方块均未超过虚线，模型不存在自相关性。因此，拟合的回归模型为：

$$LNCZ \hat{H} = 0.38561 + 0.135107 * LNJDGP + 0.544587 LNCZH(-1)$$

$$t = (4.118218) \quad (4.554547) \quad (5.310558)$$

$$R^2 = 0.985734 \quad F = 2003.853 \quad S.E = 0.065789$$

$$DW = 2.260571$$

从回归结果看，模型的判定系数 R^2 为 0.985734，调整后的判定系数为 0.9852，说明模型的拟合优度很高，有很好的解释意义；F 统计量是 2003.85，远超过给定的置信水平 $\alpha = 0.05$ 自由度 ($n_1 = 2$ ， $n_2 = 59$) 下的临界值 4.98，且 F 统计量的 P 值为 0。方程各项系数均通过统计检验，具有较高拟合优度，城镇化率与人均 GDP 线性相关性显著。以上模型结果说明，湖南城镇化率的相对变动不仅与人均 GDP 相关，而且受上期城镇化率的影响。在其他因素保持不变的情况下，当人均 GDP 相对增加 1% 时，城镇化率相对提高 0.135%，当上期城镇化率相对提高 1% 时，城镇化率相对上升 0.545%。

表 8 新回归模型的估计结果

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob
C	0.385610	0.093635	4.118218	0.0001
LNJDGP	0.135107	0.029664	4.554547	0.0000
LNCZH(-1)	0.544587	0.102548	5.310558	0.0000
R-squared	0.985734	Mean dependent var		2.833271
Adjusted R-squared	0.985242	S.D. dependent var		0.541558
S.E. of regression	0.065789	Akaike info criterion		-2.556800

Sum squared resid	0.251035	Schwarz criterion	-2.452986
Log likelihood	80.98239	Hannan-Quinn criter.	-2.516114
F-statistic	2003.853	Durbin-Watson stat	2.260571
Prob(F-statistic)	0.000000		

模型也可得出这样的结论：就湖南而言，经济增长对促进城镇化有积极作用，而城镇化推动经济增长的贡献却不是很大。主要原因可能是，在改革开放之前，湖南经济增长与城镇化步伐总体一致，且均相对较慢，相互作用不太明显；而从1978年以来，尤其是2001年之后，湖南经济总量迅速扩大，全省人均GDP年均保持10%以上的增长；在经济快速发展、尤其是新型工业化的强力推进下，湖南人口和经济活动持续向城镇集中，城镇面积不断扩大，带动了城镇化较快发展。至于城镇化推动湖南经济增长的作用不显著，可能是城镇化进程严重滞后于经济发展所致。按照钱纳里的工业化与城镇化关系的一般变动模式，2013年，湖南的非农产业增加值占GDP的比重为87.8%，相对应的工业化应该处于7、8阶段之间，但湖南47.96%的城镇化水平只处在4-5阶段之间，大大滞后于工业化水平；从就业结构来看，湖南的非农从业人员比重为59%，也大大高于城镇化率，其发展明显快于城镇化进程。

三、对策建议

本文运用计量经济学方法对湖南城镇化水平与经济增长的关系进行了实证分析，发现经济增长对城镇化有明显的拉动作用，但由于城镇化进程相对滞后，对经济增长的推动作用不大。因此，在当前经济潜在增长率下降、转方式调结构进入关键阶段的背景下，湖南要保持经济持续健康发展，可以选择的重要举措就是加快城镇化建设。下阶段，湖南推进城镇化，要不断完善规划体系，加强基础设施建设，提高城镇综合承载能力；加快推进新型工业化，大力发展现代农业和服务业，打造有竞争力的产业体系；强化省级中心城市辐射带动作用，做大省域次中心城市和地区性中心城市，加大县城和中心镇建设力度，构建新型城镇体系；深化户籍、医疗和社保制度改革，促进基本公共服务均等化，推动人的城镇化，促进城乡一体化。

参考文献：

- [1]Berry • B • J • L. City classification handbook: Methods and Applications[M]. New York: John Wiley & Sons, 1970.
- [2]Ronald • L • Moomaw, Ali • M • Shatter. Urbanization economic development: A bias toward large Cities[J]. Journal of Urban Economics, 1996 (1): 13-37.
- [3]Shabu • Terwase. The Relationship Between Urbanization and Economic Development in Developing Countries[J]. International Journal of Economic Development Research and Investment, 2010 (2): 30-36.
- [4]Yet • Fhang • Lo, Daniel. Urbanization and Economic; Growth: Testing for Causality. [C]16th Annual Pacific Rim Real Estate Conference paper, 2010.
- [5]钟水映, 李钧鹏. 中国城镇化发展滞后原因与对策[J]. 人口与经济, 2001(6), 31-36.
- [6]黄毅. 城镇化进程与经济增长相关性分析[J]. 西南民族大学学报(人文社科版), 2006(4), 147-151.

-
- [7]王国刚. 城镇化: 中国经济发展方式转变的重心所在[J]. 经济研究, 2010(12), 72-83.
- [8]朱孔来, 李静静, 乐菲菲. 中国城镇化进程与经济增长关系的实证研究[J]. 统计研究, 2011(9), 80-87.
- [9]马晓河. 城镇化是新时期中国经济增长的发动机[J]. 国家行政学院学报, 2012(4), 65-70.
- [10]丁建臣, 刘亚娴, 孟大伟. 我国城镇化与经济协调性分析[J]. 新视野, 2012(5), 34-37.
- [11]刘瑞, 谷峰. 中国新一轮城镇化对经济增长的机遇与挑战[J]. 北京行政学院学报, 2013(5), 77-82.
- [12]孙祁祥, 王向楠, 韩文龙. 城镇化对经济增长作用的再审视——基于经济学文献的分析[J]. 经济学动态, 2013(11), 22-30.
- [13]黄婷. 论城镇化是否一定能够促进经济增长——基于19国面板VAR模型的实证分析[J]. 上海经济研究, 2014(2), 34-42.
- [14]张彧泽, 胡日东. 我国城镇化对经济增长传导效应研究——基于状态空间模型[J]. 宏观经济研究, 2014(5), 94-100.