
城镇化水平与经济增长互动关系协整分析

——以江西省为例

陈利兵 张子龙^{*1}

萍乡学院经济管理学院

【内容摘要】：本文以江西省为例，根据江西省 1978-2010 年的统计数据，运用单位根检验、协整检验、格兰杰因果关系检验等计量模型，利用 Eviews6.0 分析软件，对江西省城镇化水平与经济增长之间的关系进行实证研究。结果表明，城镇化水平与经济增长之间存在着协整关系；从格兰杰因果检验来看，经济增长对江西省城镇化水平的提高具有重要的作用，但城镇化水平与经济增长只存在着单向因果关系，城镇化水平不是经济增长的格兰杰原因，仅仅通过人口城镇化来促进经济增长的作用比较有限。

【关键词】：城镇化水平，经济增长，协整检验，E-G 两步法

问题的提出

十八大报告指出，我国要走新型的工业化、城镇化发展道路，新型城镇化被称为中国经济增长和社会发展的强大引擎。龙永图(2010)、左小蕾(2010)等认为，在国内经济转型的背景下，城镇化是我国未来经济发展的重要动力，城镇化水平和经济增长之间呈现出显著的相关关系，经济增长与城镇化水平之间有很大的一致性。

另一方面，段爱明(2011)等人指出，采取鼓励城镇化水平提高的政策并不能典型地促进经济增长，城镇化水平与经济增长之间的关系依赖于政府的政策、制度的安排和城市间互动等因素。李宇嘉(2013)认为城镇化是伴随工业化的一个自然过程，这个过程中，是工业化带动了城镇化，而非城镇化推动工业化，城镇化是工业化的结果而非原因，经济增长在很大程度上是靠工业化来推动的，而非城镇化，城镇化不应是经济增长的“工具”。梁欣然(2007)通过对安徽省的数据检验表明，城镇化水平与经济增长之间存在着单向的因果关系，城镇化不是经济增长的格兰杰原因。

改革开放以来，江西经济发展很快，从 1978-2010 年，经济总量从 87 亿元增长到 9451.26 亿元，增长了 108.6 倍。城镇化水平也从 1978 年的 16.75% 上升到 2010 年的 44.06%。江西经济增长与城镇化水平之间的关系问题，是值得研究的课题。本文利用江西省 1978-2010 年的数据，运用 Eviews6.0 进行数据的定量分析，通过协整检验和格兰杰因果关系检验，对江西省城镇化水平与经济增长之间的数量依存关系和因果关系进行研究，具有一定的现实意义。

数据来源与处理

¹ **作者简介**：陈利兵，1977 年生，男，浙江台州人，讲师，经济学硕士，主要研究方向：区域经济与城市经济。
张子龙，1979 年生，男，浙江丽水人，讲师，经济学硕士，研究方向：产业经济。

本文使用的数据来源于 2011 年的《江西省统计年鉴》，样本区间为 1978-2010 年的数据。城镇化水平 (URB) 是以人口的城镇化指标来衡量，即非农业人口数量/总人口数量。该指标较为客观地反映人口在城乡空间的分布情况，是衡量城镇化水平比较通用的指标。经济增长 (GDP) 指标以国内生产总值来表示。

为了消除可能存在的异方差，需要对数据进行处理，处理方法是原时间序列取对数，分别记为 LnURB、LnGDP，相应的一阶差分记为 Δ LnURB、Δ LnGDP。

实证分析

(一) 各时间序列平稳性检验

时间序列分析经常遇到数据的平稳性问题，假如时间序列数据是非平衡的，则回归的结果是不可信的，该回归只是一个模拟回归。检查时间序列平稳性的通用方法是单位根检验，本文采用 ADF (Augmented Dickey-Fuller) 检验方法，如果原假设的时间序列存在单位根，则时间序列是非平稳的，如果不存在单位根，则时间序列是平稳的。对城镇化水平和经济增长的各项指标进行检验，结果见表 1。通过分析，LnGDP、LnURB 序列接受原假设，存在单位根，均为非平稳序列，但其一阶差分后的序列 Δ LnGDP、Δ LnURB 在 1% 的显著性水平下都拒绝原假设，一阶差分序列没有单位根，都是平稳序列，因此 LnGDP、LnURB 都是 1 阶平稳序列。

表1 城镇化水平和经济增长各个时间序列的ADF检验

变量	检验类型 (c, t, k)	ADF检验统计量	临界值 (1%)	P值	AIC	SC	结论
LnGDP	(c, 0, 1)	0.77	-3.66	0.023	-3.03	-2.89	非平稳
Δ LnGDP	(c, 0, 0)	-6.27	-3.67	0.000	-2.92	-2.83	平稳
LnURB	(c, 0, 1)	0.97	-3.66	0.004	-5.11	-4.97	非平稳
Δ LnURB	(c, 0, 0)	-8.35	-3.67	0.000	-5.15	-5.06	平稳

注：(c, t, k) 为检验类型，其中 c 表示常数项，t 表示时间趋势项，k 表示滞后阶数项，0 表示无，k 的取值由 AIC 和 SC 最小化准则确定。

(二) 协整检验

从 ADF 检验结果来看，LnURB 和 LnGDP 都是一阶单整序列，即 1(1)，可以进行协整检验。对 LnURB 和 LnGDP 进行协整检验目的是论证它们是否存在长期的稳定关系。由于只考虑城镇化水平与经济增长水平两个变量，在进行协整检验时使用 Engle-Grange 两步法检验。

首先用 OLS 方法对 LnGDP 和 LnURB 进行回归，得到回归方程：

$$LnGDP_t = -8.518 + 4.721 LnURB_t + e_t$$

(-10.729)

(19.277)

$$R^2=0.9230, \quad \bar{R}^2=0.9205, \quad DW=0.0894, \quad F=371.61 \quad (1)$$

该回归方程的残差项为 e_t ， $e_t = LnGDP_t - (-8.518 + 4.721 LnURB_t)$ 。从回归方程的参数看，拟合优度达到 92.3%，但 DW 值太低，说明残差 e_t 有可能存在自相关，有必要对 e_t 进行平稳性检验，残差 e_t 检验结果如表 2 所示。检验结果显示，ADF 检验统计量为 -3.06，小于在 5% 的显著性水平下的临界值 -2.96，P 值为 0.005，表明拒绝原假设，残差序列没有单位根， e_t 是平稳序列， $e_t \sim 1(1)$ ，所以变量 $LnGDP_t$ 与 $LnURB_t$ 是 (1, 1) 阶协整关系。

表2 残差 e_t 的ADF检验

变量	检验类型 (c, t, k)	ADF检验统计量	临界值			P值	DW	结论
			1%	5%	10%			
et	(c, 0, 1)	-3.06	-3.66	-2.96	-2.62	0.005	1.85	平稳

(三) 误差修正模型的建立

上述回归方程是一个长期的静态均衡模型，为了既能反映不同时间序列的长期均衡关系，又能反映短期偏离向长期均衡修正的机制，弥补长期静态模型的不足，需要建立误差修正模型。如果变量之间是协整关系，它们之间的这种短期非均衡关系可以通过误差修正模型 (ECM, Error Correction Model) 来描述。

如果两个变量 X 与 Y 的长远均衡关系用 $Y_t = \alpha_0 + \alpha_1 X_t + \mu_t$ 来表示，由于现实经济中 X 与 Y 很少处于均衡点上，因此，建模时需要用数据的动态非均衡过程来逼近经济理论的长期均衡过程，最一般的模型是自回归分布滞后模型 (ADL 模型, autoregressive distributed lag)，具有 (1, 1) 阶分布滞后形式的模型如下：

$$Y_t = \beta_0 + \beta_1 Y_{t-1} + \beta_2 X_t + \beta_3 X_{t-1} + \mu_t \quad (2)$$

此模型可以看出， Y 的 t 期值与 X 的 t 期值有关，也与 $t-1$ 期的 X 与 Y 值有关，考虑到变量的非平稳性，不能直接用 OLS 法，需要进行变形，在式 (2) 的两端减去 Y_{t-1} ，在右边加减 $\beta_0 X_{t-1}$ 到：

$$\Delta Y_t = \beta_0 + (\beta_1 - 1) Y_{t-1} + \beta_2 \Delta X_t + (\beta_2 + \beta_3) X_{t-1} + \mu_t \quad (3)$$

利用 $\beta_2 + \beta_3 = \alpha_1 (1 - \beta_1)$ ， $\beta_0 = \alpha_0 (1 - \beta_1)$ ，式 (3) 可以改成：

$$\Delta Y_t = \beta_2 \Delta X_t + \delta (Y_{t-1} - \alpha_0 - \alpha_1 X_{t-1}) + \mu_t \quad (4)$$

式中 $\delta = \beta_1 - 1$ ，其中 $Y_{t-1} - \alpha_0 - \alpha_1 X_{t-1}$ 就是误差修正项，记作 ECM_{t-1} ，公式 (4) 简化为：

$$\Delta Y_t = \beta_2 \Delta X_t + \delta ECM_{t-1} + \mu_t \quad (5)$$

通过 OLS 法，建立的误差修正模型为：

$$\Delta \ln GDP_t = 3.213 \Delta \ln URB_t - 0.032 ECM_{t-1} \quad (6)$$

$$(6.103) \quad (-0.67)$$

$$R^2 = 0.634, DW = 0.79$$

(四) Granger 因果关系检验

通过上述分析，可知城镇化水平与经济增长两个变量之间存在一阶协整关系，接下来通过格兰杰因果关系检验来确定二者的因果关系，检验结果如表 3 所示。

表3 LnGDP和LnURB的格兰杰因果关系检验

原假设	滞后期	F统计量	P值	结论
LnGDP不是LnURB的Granger原因	1	1.53423	0.2254	接受
LnURB不是LnGDP的Granger原因		0.03160	0.8601	接受
LnGDP不是LnURB的Granger原因	2	1.54916	0.2314	接受
LnURB不是LnGDP的Granger原因		0.24801	0.7822	接受
LnGDP不是LnURB的Granger原因	3	5.91729	0.0038	拒绝
LnURB不是LnGDP的Granger原因		0.25364	0.8579	接受
LnGDP不是LnURB的Granger原因	4	3.43637	0.0271	拒绝
LnURB不是LnGDP的Granger原因		0.58089	0.6800	接受

注：1.表中的P值是原假设成立的概率值；2.判别标准是，在5%的显著性水平下，概率值大于5%时接受原假设，否则拒绝原假设。

检验结果显示，在滞后期3年和4年，LnGDP不是LnURB的格兰杰原因的的概率在0.38%和2.71%，通过不断试验，滞后期4年以上也都是拒绝原假设，这说明江西省经济增长是城镇化水平的格兰杰原因。但从城镇化水平对经济增长的作用来看，在滞后期1年至4年，LnURB不是LnGDP的格兰杰原因的的概率始终都在68%以上，接受原假设，说明江西省城镇化水平不经济增长的格兰杰原因，这一结论与梁欣然(2007)检验结论相吻合。

结论

通过上述单位根检验、协整检验、误差修正模型建立和格兰杰因果关系检验，可以得出以下结论：

首先，江西省城镇化水平与经济增长之间存在较强的相关关系，两个指标取对数后，经过一阶差分，通过了ADF检验，不存在单位根，是平稳性序列。协整检验表明，它们之间构成了长期稳定的均衡关系，由于取了对数，江西省城镇化水平对经济增长的弹性系数为4.721，即江西省城镇化水平每提高1%，经济总量会有4.721%的增长与之相对应。

其次，根据ECM模型可以看出，江西省城镇化水平与经济增长之间存在密切联系，两者之间同方向变动，城镇化水平变化1%，引起经济增长变化3.213%。误差修正系数 δ 为-0.032，小于0，符合反向修正机制，意味着向平衡状态较快收敛。若当期的江西省经济增长变化偏离了城镇化水平与经济增长之间的均衡，在下一期，会有3.2%的偏差得到反向的修正，反之亦然。随着经济总量的提高，江西省城镇化水平肯定会得到提高，这符合经济发展规律。

再次，从格兰杰因果关系检验来看，城镇化水平与经济增长存在着单向因果关系，经济增长是江西省城镇化水平的格兰杰原因，在滞后期3年以上表现非常明显，通过工业化带动经济增长会引起人口向城镇集聚，城镇化水平明显提高，说明经济增长对城镇化水平的提高具有重要的作用。但是检验结果表明，城镇化水平不是经济增长的格兰杰原因，江西省城镇化对经济增长基本上没有起到很大的促进作用，即使有的话，促进作用也是很明显的。所以从目前来看，通过人口城镇化来促进江西经济增长的作用是比较有限的。

参考文献：

- [1] 龙永图. 城镇化和工业化是中国经济增长的动力[J]. IT时代周刊, 2010(6)
- [2] 左小蕾. 城镇化是新的经济增长点[J]. 上海国资, 2016(3)
- [3] 段爱明. 城镇化与农村经济发展关系文献综述[J]. 武汉金融, 2011(8)
- [4] 李宇嘉. 城镇化不应是经济增长工具[N]. 证券时报, 2013-2-1

[5] 梁欣然. 安徽省城市化与经济增长的相互关系分析[J]. 江淮论坛, 2007 (6)

[6] 高铁梅. 计量经济分析方法与建模[M]. 清华大学出版社, 2006