

---

# 基于 VAR 模型的湖南省城市化进程与 经济增长关联效应分析

周小敏<sup>1</sup>

(湖南科技学院 经济与管理学院, 湖南 永州 425199)

**【摘要】:** 本文选取 1990~2015 年湖南省城市化率和 GDP 增长率数据, 构建 VAR 模型检验湖南省城市化进程与经济增长的关联效应。检验结果表明湖南省的城市化率与 GDP 增长率之间存在长期的均衡关系, 经济增长是推动湖南省城市化进程的格兰杰原因, 但城市化进程不是促进湖南省经济增长的格兰杰原因。脉冲响应分析和方差分解的结果表明经济增长对湖南省的城市化水平有较为明显的推动作用, 而城市化进程对湖南省经济增长的影响较弱。

**【关键词】:** 城市化 经济增长 关联效应 VAR 模型

**【中图分类号】** F299.2 **【文献标识码】** A

## 1 引言

国内外学者对城市化进程和经济增长之间的关联效应进行了大量的研究。Lampard(1995)的研究发现美国的经济发展与城市化进程之间存在相互促进的关系。Bertinelli 和 Strobl(2003)通过分析 1960-1990 年 39 个国家的数据, 发现经济增长与城市聚集之间呈现出 U 形的非线性关系。Hemann 和 Khan(2008)的研究发现, 城市化进程并没有发挥促进非洲国家经济发展的作用。马成文(2010)的研究结果显示, 城市化进程促进了安徽省的经济增长。熊艳喜和李波平(2011)利用 VAR 模型分析的结果显示湖北省的城市化进程与经济增长之间不存在相互影响的长期均衡关系。葛腾飞(2012)选取江苏省 1978~2010 年的面板数据分析城市化与经济增长之间的相互关系, 结果显示江苏省城市化与区域经济增长具有相互推动的作用, 且城市化对经济增长的影响程度因不同的城市而异。

由于中国的经济发展水平和城市化水平存在显著的区域差异, 因此研究中部份城市化与经济增长之间的相互作用关系具有必要的现实意义。本文选取 1990~2015 年湖南省城市化率和 GDP 数据, 利用 VAR 模型来研究湖南省的城市化水平与经济增长之间的关联关系。

## 2 湖南省城市化进程与经济增长关联效应的实证分析

### 2.1 变量选取与数据处理

本文选择城市化率(CSHL)作为城市化水平的度量指标, 通过计算总人口中城镇人口所占比重来测算。GDP 增长率(GDPL)作为

---

<sup>1</sup>作者简介: 周小敏(1980-), 男, 湖南永州市人, 讲师, 研究方向: 社会保障、经济统计。

基金项目: 湖南省教育厅科学研究项目“基于空间计量模型的湖南省城市化进程驱动经济增长的实证研究”(16C0696)的研究成果

经济增长的度量指标。本文选取 1990~2015 年之间的城镇人口、总人口以及国内生产总值的来进行时间序列分析，以上数据均来自 1990-2015 年期间的湖南省统计年鉴。在后续建模过程中，城市化率 (CSHL) 和 GDP 增长率 (GDPL) 数据均进行对数化处理。

## 2.2 VAR 模型构建与相关分析

对时序数据进行平稳性检验是构建 VAR 模型所必需满足的前提条件，表 1 给出了变量平稳性的 ADF 检验结果。

表 1 变量平稳性 ADF 检验结果

变量	检验形式 (C, T, L)	ADF 检验值	临界值 (1%)	临界值 (5%)	P 值	结论
Lncshl	(C, T, 0)	-1.589	-3.724	-2.986	0.4732	非平稳
$\Delta$ Lncshl	(C, T, 1)	-4.69	-3.738	-2.992	0.0011	平稳
Lngdpl	(C, T, 0)	-1.704	-3.724	-2.986	0.4171	非平稳
$\Delta$ Lngdpl	(C, T, 1)	-4.143	-3.738	-2.992	0.0039	平稳

检验结果显示，原始序列均为非平稳序列，而一阶差分序列均为平稳序列，因此判定各变量的原始序列都是 I(1) 时间序列，满足了构建 VAR 模型的条件。在建立 VAR 模型之前，还需要进一步确定模型中各变量的滞后期。表 2 给出了确定 VAR 模型中变量滞后阶数的判定准则。

表 2 VAR 模型滞后期的选取

Lag	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	-19.52945	NA	2.23E-02	1.872126	1.970865	1.896959
1	40.00273	103.5342*	0.000179*	-2.956759	-2.660543*	-2.882261
2	42.76329	4.320883	0.000201	-2.848982	-2.355289*	-2.724819
3	45.7558	4.16349	2.25E-04	-2.761374	-2.070203	-2.587546

通常采用 LR 准则、赤池 (AIC) 信息准则以及施瓦茨 (SC) 准则来作为确定变量滞后期的判定准则，一般是先借助 AIC 准则和 SC 准则选择，当这两个准则的判定结果不一致的时候，再借助 LR 准则来优选滞后期。显然，由表 2 可知，应选择一阶作为模型中变量的滞后期，建立 VAR(1) 模型。模型估计结果为：

$$\text{LNCSHL} = 0.969215 * \text{LNCSHL}(-1) + 0.003298 * \text{LNGDPL}(-1) + 0.137877 \quad (1)$$

$$\text{LNGDPL} = -0.180584 * \text{LNCSHL}(-1) + 0.72177 * \text{LNGDPL}(-1) + 0.498318 \quad (2)$$

此时，还需要利用单位根检验对所构建的 VAR(1) 模型的结构稳定性进行平稳性检验。检验结果显示 VAR 模型中不存在大于 1 的特征根，说明该 VAR(1) 模型的结构是稳定的，两个序列间存在协整关系，意味着城市化和经济增长之间存在长期均衡关系。通过协整检验只能初步判断变量间是否存在长期的均衡关系，而判断这种均衡关系是否为因果关系，则需进一步通过格兰杰因果关系检验来完成。

表 3 格兰杰因果关系检验结果

原假设	滞后期	样本观测值个数	F 统计量	P 值
Lngdpl 不是 Lncsh1 的 Granger 原因 Lncsh1 不是 Lngdpl 的 Granger 原因	1	25	0.07684	0.78421
			0.63815	0.43292
Lngdpl 不是 Lncsh1 的 Granger 原因 Lncsh1 不是 Lngdpl 的 Granger 原因	2	24	1.1034	0.35208
			1.03776	0.37348
Lngdpl 不是 Lncsh1 的 Granger 原因 Lncsh1 不是 Lngdpl 的 Granger 原因	3	23	0.98799	0.42336
			0.40195	0.74
Lngdpl 不是 Lncsh1 的 Granger 原因 Lncsh1 不是 Lngdpl 的 Granger 原因	4	22	3.049	0.05619
			1.73449	0.20238
Lngdpl 不是 Lncsh1 的 Granger 原因 Lncsh1 不是 Lngdpl 的 Granger 原因	5	21	2.30519	0.02229
			1.26421	0.35074
Lngdpl 不是 Lncsh1 的 Granger 原因 Lncsh1 不是 Lngdpl 的 Granger 原因	6	20	3.72051	0.05469
			0.89433	0.5461

检验结果如表 3 所示，在 5% 的显著性水平下，在滞后 1 期到滞后 6 期的检验结果中，滞后 4 期时经济增长不是城市化水平格兰杰原因的概率最高，但仅为 0.05，这说明经济增长对湖南省城市化水平的推动作用非常明显，意味着经济增长是推动湖南省城市化进程的格兰杰原因。与此同时，在 5% 的显著性水平下，在滞后 1 期到滞后 6 期的检验结果中，城市化水平不是经济增长格兰杰原因的概率均在 0.2 以上，说明湖南省的城市化进程虽然对经济增长产生了一定的推动作用，但作用不明显，意味着城市化进程不是推动湖南省经济增长的格兰杰原因。

### 2.3 脉冲响应分析和方差分解

由于 VAR 模型中的参数在经济意义上的解释性不是很清晰，而脉冲响应分析则可以通过对模型中的随机误差项施加一个标准差大小的冲击，分析模型中的内生变量对误差项所带来的冲击的反应，度量该冲击对模型中当期和未来期内生变量的值所产生的影响程度。下面通过脉冲响应函数分析方法来描述城市化率和 GDP 增长率的脉冲响应，结果如图 1-2 所示。

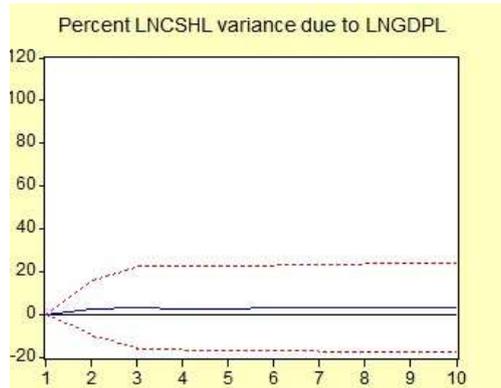


图 1 城市化水平对经济增长的脉冲响应

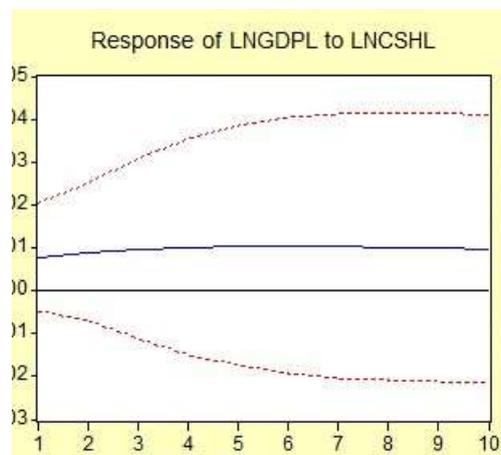


图 2 经济增长对城市化水平的脉冲响应

脉冲响应分析的结果显示，城市化率对 GDP 增长率的正向冲击在短期内较强，而在长期内冲击会逐渐削弱。而 GDP 增长率对城市化率的冲击在短期和长期内均维持在较高水平。至于对城市化水平和经济增长二者之间不同结构冲击的重要程度进行评估，则需通过方差分解来做进一步分析。

表 4 的结果显示，在第 1 期，城市化水平的波动只受到其自身波动的影响，而从第 2 期开始受其自身冲击的影响就开始慢慢减弱，而同期的经济增长对城市化水平波动的冲击则开始逐步增强，直至第 10 期的 27.7%，之后该影响将处于相对稳定的状态，这种变化趋势和前面脉冲响应分析的结果相一致。与此同时，在第 1 期，经济增长就同时受到城市化水平冲击与自身波动的双重影响，不过此时其受自身波动的影响为 95.2%，要远大于城市化水平冲击产生的影响。从第 2 期开始，城市化水平冲击对经济增长的影响呈现缓慢的上升趋势，直至增长到第 10 期的 5.82%；同期，经济增长受其自身波动的影响持续下降，之后保持相对稳定，这和脉冲响应函数分析的结果相一致。结果说明城市化与经济增长对彼此波动的反应呈逐步增强的趋势。

### 3.4 结论与建议

本文选取 1990~2015 年湖南省城市化率和 GDP 增长率数据，通过对湖南省城市化率与经济增长率两个时序数据进行 VAR 建模，检验湖南省城市化进程与经济增长的关联效应。实证分析结果显示：在长期内，湖南省的城市化率和经济增长率之间存在着稳定的均衡关系。经济增长是推动湖南省城市化进程的格兰杰原因，经济的快速增长对湖南省的城市化进程发挥了重要作用。

与此同时，城市化进程却并不是促进湖南省经济增长的格兰杰原因，城市化进程对湖南省的经济增长存在短期的促进作用，但这种作用在长期内将会逐渐变弱。

要想发挥城市化进程推动区域经济增长的引擎作用，湖南省应推动产业结构升级，提高城市化水平的内涵，确保城市内部能够有效集聚各种物质和人力资本，才能使得城市化进程对经济增长的促进作用得到更大程度地释放。湖南省应坚持正确的城市化道路，提高产业支撑能力，提高城镇综合承载能力以及发挥发达地区的带动作用，优化城市化布局和形态，加强城市化管理，不断提升城市化水平。在城市化进程中，应坚持以大带小、以点带面的原则，发挥大城市的辐射作用，大力发展中小城市，通过统筹规划来逐步形成诸如长株潭之类的城市群，并依托城市群对经济资源的集聚能力，实现湖南省的城市化进程与经济社会发展的相互促进。

表 4 方差分解结果

Period	城市化水平的均方差分解结果			GDPL 的均方差分解结果		
	S. E.	城市化水平占比 (%)	GDPL 占比 (%)	S. E.	城市化水平占比 (%)	GDPL 占比 (%)
1	0.032	100	0	0.360	4.754	95.245
2	0.044	99.906	0.093	0.444	4.756	95.243
3	0.054	98.154	1.845	0.481	4.785	95.214
4	0.062	93.695	6.304	0.499	4.789	95.210
5	0.068	84.503	15.496	0.508	4.833	95.166
6	0.074	76.332	23.667	0.512	4.872	95.1273
7	0.079	74.165	25.834	0.515	5.014	94.985
8	0.083	72.590	27.409	0.516	5.220	94.779
9	0.087	72.489	27.510	0.516	5.492	94.507
10	0.091	72.257	27.742	0.517	5.824	94.175

**参考文献:**

- [1] 马成文, 从新萍. 城镇化对安徽经济增长影响的效应分析与前景展望[J]. 产业与科技论坛, 2010(11).
- [2] 熊艳喜, 李波平. 经济增长、产业结构变化与人口城市化实证分析[J]. 统计与决策, 2011(19).
- [3] 韩燕, 聂华林. 我国城市化水平与区域经济增长差异实证研究[J]. 城市问题, 2012(04).
- [4] 谭善勇. 中国城市化的经济增长效应研究[D]. 首都经济贸易大学, 2013.
- [5] 程开明. 中国城市化与经济增长的协调度研究[J]. 商业经济与管理, 2010(09).

- 
- [6]赵苑达. 城市化与区域经济协调发展研究[M]. 北京: 中国社会科学出版社, 2003.
- [7]施建刚, 王哲. 中国城市化与经济发展水平关系研究[J]. 中国人口科学, 2012(02).
- [8]孙平军, 丁四保, 修春亮. 北京市人口-经济-空间城市化耦合协调性分析[J]. 城市规划, 2012(05).
- [9]韩燕, 聂华林. 我国城市化水平与区域经济增长差异实证研究[J]. 城市问题, 2012(04).
- [10]苏雪串. 中国的城市化与二元经济转化[M]. 北京: 首都经济贸易大学出版社, 2005.