

Doi:10.3969/j.issn.1672-0105.2015.01.014

重庆城镇化水平与经济增长关系的实证研究

胡青华

(重庆大学城市科技学院 经济管理学院, 重庆 永川 402167)

摘要: 通过选取 1996—2012 年重庆城镇化率和人均 GDP 的时间序列数据, 利用协整理论, 对城镇化水平和经济增长之间的关系进行实证分析。研究发现, 重庆城镇化水平与经济增长之间存在着长期均衡关系, 但这两序列之间关系并没有呈现出“双增”效应。

关键词: 城镇化; 经济增长; 协整关系

中图分类号: F127

文献标识码: A

文章编号: 1672-0105 (2015) 01-0060-04

An Empirical Study of the Relationship between Urbanization Level and Economic Growth in Chongqing

HU Qing-hua

(School of Economics and Management, City College of Science and Technology,

Chongqing University, Yongchuan, 402167, China)

Abstract: By selecting Chongqing urbanization rate and the time series data of per capita GDP from 1996 to 2012. This study carried out a demonstration analysis on the relationship between urbanization level and economic growth with co-integration theory and found that there existed a long-term equilibrium relationship between Chongqing urbanization level and economic growth, but their sequences relationship did not present a "double-increasing" effect.

Key words: urbanization; economic growth; co-integration relationship

自确定为直辖市以来, 重庆的经济增长有了明显的变化。2012 年, 重庆全年 GDP 为 11 459 亿元, 比上年增长 13.6%; 全年人均地区生产总值达到 39 083 元, 比上年增长 12.4%^①。与此同时, 城镇化也以前所未有的速度与规模发展。1996—2012 年间, 重庆人口城镇化率已由 29.5% 上升至 57%, 提高了 27.5 个百分点。其中, 城镇人口由 2 875.3 万人上升至 2 945 万人, 增加了 69.7 万人。一系列统计数据表明, 城镇化是促进经济增长的重要引擎。通过选取经济增长和城镇化两个指标, 来衡量这两个指标之间存在怎样的量化关系? 两者互动关系如何? 成为我们研究的课题。

一、文献概述

对于城镇化与经济增长之间的关系, 国内外很

多学者从不同角度对其进行了有益的探索。美国著名经济学家 Lampard(1956) 研究发现, 美国城市发展与经济增长之间存在明显的正相关关系。郭松(2006)^[1]对 1978—2003 年中国的相关数据进行分析, 采用协整检验方法, 得出结果表明: 中国经济增长与城市化水平之间存在着协整关系, 即长期均衡关系。周小刚、陈东有(2008)^[2]利用协整理论, 对江西城镇化和经济增长之间的关系进行协整分析, 得出江西城镇化率每提高一个百分点, 人均 GDP 增加 515 元。师应来、付英俊(2011)^[3]从人口城镇化角度入手建立多元线性回归模型, 发现城镇化进程与经济发展关系紧密, 两者之间存在着互相促进、互为因果的关系。张志勇、李连庆(2012)^[4]对 1978—2009 年山东的相关数据进行分析, 实证结果表明, 山东城镇化水平与经济增长之间存在着协整

收稿日期: 2014-11-06; 修回日期: 2014-12-22

作者简介: 胡青华, 重庆大学城市科技学院讲师, 主要研究方向: 企业管理、财务会计。

关系,且两者变动具有同向性。

二、指标选取与数据处理

选取1996—2012年的城镇化水平(Ur)和人均地区生产总值(GDP)两个指标进行计量分析。其中,城镇化水平为城镇人口占总人口的比重;采用人均GDP作为经济增长的代表。文中所用的数据均来自《重庆统计年鉴2013》。

为满足数据可比性,我们利用eviews3.1软件,对所选取指标及取值进行了相关处理。为消除价格影响,本文采用的人均地区生产总值为实际的GDP。为消除数据的剧烈波动,使之趋于线性化,分别对这两个指标取自然对数,记为LnUR和LnGDP。变量选取及其取值的处理结果见表1。

表1 变量选取及其取值的处理结果

年份	人均实际GDP/元	城镇化率UR/%	LnGDP	LnUR
1996	926.098 4	29.5	6.831 0	3.384 4
1997	956.482 16	31	6.863 3	3.434 0
1998	934.505 86	32.6	6.840 0	3.484 3
1999	899.287 26	34.3	6.801 6	3.535 1
2000	891.066 61	35.6	6.792 4	3.572 3
2001	901.475 92	37.4	6.804 0	3.621 7
2002	922.037 06	39.9	6.826 6	3.686 4
2003	944.952 22	41.9	6.851 1	3.735 3
2004	998.618 78	43.5	6.906 4	3.772 8
2005	1 021.662 1	45.2	6.929 2	3.811 1
2006	1 023.271 2	46.7	6.930 8	3.843 7
2007	1 056.950 4	48.3	6.963 1	3.877 4
2008	1 143.415 2	50	7.041 8	3.912 0
2009	1 120.946 8	51.6	7.021 9	3.943 5
2010	1 161.496 7	53	7.057 5	3.970 3
2011	1 261.057 1	55	7.139 7	4.007 3
2012	1 265.495 9	57	7.143 2	4.043 1

资料来源:《重庆统计年鉴2013》

三、重庆城镇化与经济增长关系的实证分析

(一) 数据平稳性检验

协整分析的前提是时间序列是非平稳的,所以对时间序列的平稳性进行检验。我们从上表中的数据可以看出,人均实际GDP和城镇化率之间基本呈现同向增长的趋势,所以这两个时间序列均不平稳。本文采用ADF单位根检验方法检验LnGDP和

LnUR之间的平稳性,避免“伪回归”现象。检验结果如表2所示。

表2 变量GDP和UR的ADF检验

变量	ADF值	三个显著水平下			P值	检验结果
		ADF的临界值				
		1/%	5/%	10/%		
LnGDP	-4.278 6	-4.887	-3.828 8	-3.358 8	0.02	不平稳
ΔLnGDP	-3.270 63	-3.963 5	-3.081 8	-2.682 9	0.01	不平稳
Δ ² LnGDP	-4.801 164	-4.011 3	-3.100 3	-2.692 7	0	平稳
LnUR	-0.743 284	-4.671 2	-3.734 7	-3.308 6	0.01	不平稳
ΔLnUR	-4.369 359	-4.461 3	-3.269 5	-2.782 2	0.33	不平稳
Δ ² LnUR	-3.994 384	-2.757	-1.967 7	-1.628 5	0	平稳

注释:(1) Δ、Δ²分别表示序列的一阶差分、二阶差分。(2)严格假定,ADF检验值只有在1%的显著水平下小于ADF临界值,才表明该时间序列是平稳的。

由检验结果可知,变量LnGDP和LnUR及ΔLnGDP和ΔLnUR在1%、5%、10%三个显著性水平下接受原假设,即LnGDP和LnUR及ΔLnGDP和ΔLnUR是非平稳的。而Δ²LnGDP和Δ²LnUR在三个显著性水平下都拒绝原假设,表明Δ²LnGDP和Δ²LnUR序列是平稳的。因此:LnGDP和LnUR都是二阶单整时间序列,即I(2)。

(二) 格兰杰因果关系

进一步借助Granger因果关系检验来判断人均实际GDP和城镇化率这两序列之间的相互影响关系。即探讨重庆城镇化与经济增长是否存在一种相互促进的因果关系。如果确定了这两者的因果关系,就可以建立回归模型,并对计量模型进行估计,为下一步的协整检验奠定基础。本文采取滞后1-2期,对人均实际GDP和城镇化率进行格兰杰因果检验,结果如表3所示。

表3 格兰杰因果关系检验

滞后期数	观测数	原假设	F统计量	P值
1	16	LNUR does not Granger Cause LNGDP	4.413 86	0.055 72
		LNGDP does not Granger Cause LNUR	0.359 36	0.559 16
		LNUR does not Granger Cause LNGDP	5.363 4	0.026 14
2	15	LNGDP does not Granger Cause LNUR	0.616 26	0.559 26
		LNUR does not Granger Cause LNGDP		

滞后1期和滞后2期的Granger因果关系检验可以看出:在5%的显著水平下,0.559 16>0.05、

0.559 26>0.05, 检验结果表明接受“人均实际GDP的变动不是城镇化水平的Granger原因”, 即人均实际GDP的变动不能够引起城镇化率的变动。

从滞后1期的Granger检验可以得出: 在10%的显著水平下, $0.055\ 72 < 0.10$, 拒绝原假设, 人均实际GDP和城镇化率UR之间存在单向的Granger关系, 即城镇化水平对推进经济增长有积极的作用。同理, 滞后2期的检验结果和滞后1期的Granger检验结果一致。

上述Granger因果检验表明: 在重庆的社会经济发展中, 城镇化建设对经济增长具有正向的推动作用, 相反, 经济增长没有促进城镇化的发展。可以看出, 重庆经济增长与城镇化发展之间不具有平稳性, 二者具有明显的单向格兰杰因果关系。

(三) 协整检验

经过数据平稳性检验可知, 序列LnGDP和LnUR都为二阶单整序列, 是进行协整检验的前提条件, 由此可以对其进行协整检验, 根据两步法建立协整关系。

由Granger因果关系检验, 建立LnGDP对LnUR的回归方程, 结果如下:

$$\text{LnGDP}_t = \beta_0 + \beta_1 \text{LnUR}_t + \mu_t \quad (1)$$

估计的回归方程为:

$$\text{LnGDP}_t = 5.091\ 578 + 0.490\ 091 \text{LnUR}_t + \mu_t \quad (2)$$

$R^2=0.764\ 132$, 调整的 $R^2=0.748\ 408$, $DW=0.369\ 822$, $F=48.594\ 95$

从模型的估计结果来看, 拟合优度较好。 R^2 项有力地说明了城镇化建设对经济发展具有较强的解释能力。

并由此得到残差序列:

$$\mu_t = \text{LnGDP}_t - 5.091\ 578 - 0.490\ 091 \text{LnUR}_t \quad (3)$$

对上式的残差序列进行平稳性检验, 检验结果见表4。

表4 ADF协整关系检验

变量	ADF检验值	显著水平	临界值	检验结果
		1%	-2.862 2	
μ_t	-4.006 57	5%	-1.979 1	I(0)
		10%	-1.633 7	

检验结果显示, μ_t 在1%的显著水平下拒绝原假设 ($-4.006\ 57 < -2.862\ 2$), 接受 μ_t 是平稳过程的结论, 即 $\mu_t \sim I(0)$ 。通过分析可知: 1996—2012年期间, 重庆城镇化水平和经济增长之间存在着长期均

衡关系。

(四) 建立误差修正模型

(三) 检验了人均实际GDP和城镇化率UR两个序列之间的协整关系。我们令 $ECM_t = \mu_t$, 建立描述经济增长和城镇化水平短期波动的误差修正模型:

$$\Delta \text{LnGDP}_t = \beta_0 + \alpha \text{ecm}_{t-1} + \beta_1 \Delta \text{LnUR}_t + \varepsilon_t \quad (4)$$

估计得到:

$$\begin{aligned} \Delta \text{LnGDP}_t = & 0.079\ 655 - 0.413\ 124 \text{ecm}_{t-1} - 0.055\ 875 \\ & \Delta \text{LnUR}_t + 0.187\ 321 \Delta \text{LnGDP}_{t-1} + \\ & -1.607\ 082 \Delta \text{LnUR}_{t-1} \end{aligned} \quad (5)$$

对(4)式进行回归分析, 我们得到: $R^2=0.478\ 597$, 调整的 $R^2=0.0270\ 036$, $F=2.294\ 76$, $DW=2.132\ 653$ 。其中的 ecm_{t-1} 代表时间序列LnGDP和LnUR长期均衡关系的残差序列滞后一期的值。

模型表明: 长期均衡方程式(2)中, 城镇化率每提高1%, 则人均实际GDP就会增长0.490 09%。误差修正模型式(5)中, LnGDP和LnUR的短期动态变化与前期的“均衡”误差有关联。通过分析可知: 短期内, 经济增长的波动不仅受到上1期城镇化水平、上1期经济增长和城镇化水平的影响, 同时还受到短期波动的影响。误差修正项的系数为负值, 反映了对偏离长期均衡的调整力度, 符合反向修正机制。通过系数估计值(-0.413 124), 可以得知: 当短期波动偏离长期均衡时, 届时协整关系将起到引力线的作用, 将以41%的调整力度将非均衡状态回到长期均衡状态^②。

四、结论

自1997年直辖市以来, 重庆经济增长迅速, 城镇化水平也相应大幅度提升。本文利用协整关系检验和格兰杰因果检验, 探讨了1996—2012年重庆经济增长和城镇化水平之间的关系。结果表明:

第一, 格兰杰因果检验显示: 城镇化的发展会促进经济的增长, 而经济增长对城镇化的推动不是很大。这一结果和重庆的实际情况相符。直辖市以来, 重庆大力进行城镇化建设, 积极推进统筹城乡发展的配套机制, 一定程度上推动了经济的增长, 但经济增长效应通过城镇化建设来表现的并不是很充分。因此, 政府在制定相关政策时, 要把重点体现在二者的相互促进关系上, 实现二者的均衡发展。

第二, 协整方程显示: 重庆城镇化水平和经济

增长之间存在着长期均衡的、协同的协整关系,并建立了关系式。从长期看,城镇化水平每提高1%,人均地区生产总值将增长0.490 09%。这表明,推动城镇化的发展,有利于促进经济的增长。尽管重庆经济增长与城镇化发展之间具有不平稳性,但从总体来看,经济的增长对推动城镇化建设有一定的积极作用。因此,增强经济增长与城镇化发展之间的有机联系,能够大力促进生产力的发展。

第三,误差修正模型(ecm)反映了城镇化水平与经济增长短期波动偏离长期均衡关系的程度^③。短期内,经济增长的波动不仅受到上1期城镇化水平、上1期经济增长和城镇化水平的影响,同时,

还受到短期波动的影响。误差修正项的系数为负值(-0.413 124),反映了对偏离长期均衡的调整力度,符合反向误差修正机制。通过ecm项回归系数,可以得知:如果本期的经济增长偏离长期均衡值,届时协整关系将起到引力线的作用,将以41%的调整力度将非均衡状态回到长期均衡状态。

从整个的分析过程可知,重庆市城镇化与经济增长之间确实存在一种稳定的长期均衡关系,城镇化水平的提高,对重庆市经济增长具有一定的推动作用。但经济增长对城镇化的辐射作用还没充分发挥出来。因此,如何推动重庆经济的快速发展,如何协调城镇化步伐与经济发展水平之间的关系,将是今后探讨的重要内容。

注释:

- ①此数据来自2012年重庆市国民经济和社会发展统计公报,最终数据以《重庆统计年鉴2013》为准。
- ②崔志卫.山西省城镇化建设与经济增长关系研究[D].山西财经大学,2012,2.
- ③胡青华,李晓艳,李聪慧.重庆市产业结构与经济增长关系的实证研究[J].濮阳职业技术学院学报,2014(8):133.

参考文献:

- [1] 郭松.我国城市化水平对经济增长影响的实证研究[J].黑龙江对外经贸,2006(8):66-67.
- [2] 周小刚,陈东有.江西城镇化与经济增长协整关系的实证研究[J].江西社会科学,2008(8):32-36.
- [3] 师应来,付英俊,苏波.湖北省城镇化与经济发展水平关系研究[J].统计与决策,2011:136-138.
- [4] 张志勇,李连庆.城镇化水平与经济增长互动效应的动态分析—基于山东省1978—2009年的数据[J].山东财政学院学报,2012(9):64.
- [5] 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.

(责任编辑:台新民)