

# 西部地区财政支出、城镇化与经济增长关系的实证研究

袁丹<sup>1</sup>, 雷宏振<sup>2</sup>

(1. 西安建筑科技大学 管理学院, 陕西 西安 710311; 2. 陕西师范大学 国际商学院, 陕西 西安 710119)

**摘要:** 本文基于1993年~2011年的数据构建VAR(3)模型, 实证分析了西部地区财政支出、城镇化和经济增长之间的动态关系, 并进行了长期协整关系分析。结果表明: 三个变量共同作用时都是任一变量的格兰杰原因。在短期内, 经济增长受到城镇化的正向影响, 滞后三期的系数较大, 对来自城镇化冲击的正向反馈出现较慢; 城镇化受经济增长的影响较大, 对来自经济增长冲击的正向反馈出现较快, 也受到滞后三期的城镇化的较大影响。在长期内, 城镇化、财政支出和经济增长之间存在均衡的协整关系, 城镇化对经济增长有积极的促进作用。

**关键词:** 西部地区; 城镇化; 经济增长; 财政支出

**基金项目:** 中央高校重点科研课题(10SZZD03); 陕西师范大学研究生培养创新基金项目(2013CXB017)

**作者简介:** 袁丹(1985-), 女, 陕西西安人, 讲师, 主要从事产业发展研究; 雷宏振(1966-), 男, 陕西合阳人, 教授, 博士生导师, 主要从事产业发展研究。

**中图分类号:** F127      **文献标识码:** A      **文章编号:** 1006-1096(2015)04-0019-06

**收稿日期:** 2014-01-04

DOI:10.15931/j.cnki.1006-1096.2015.04.004

从1995年小城镇改革开始到2000年提出城镇化战略迄今, 我国城镇化进程不断提速, 也伴随着对城镇化的理解的一些误区, 如认为只要加快城镇化就会带来经济增长, 过分强调城镇化对拉动经济的作用(黄毅, 2006)。但仍不能否认, 城镇化或称城市化(Urbanization)的发展, 为我国经济增长提供了动力(中国经济增长前沿课题组, 2011)。随着我国改革的不断深入和西部大开发战略实施, 西部地区的经济有了长足的发展, 但西部地区经济欠发达的地位还没有根本改变, 并且与东部发达地区差距有拉大的趋势, 西部地区的城镇化发展也相对滞后。2000年西部地区的平均城镇化率为35.8%, 分别比全国和东部地区均值低0.4%和13.2%。2011年西部地区的平均城镇化率为42.8%, 比2000年提高了7%, 分别比全国和东部地区均值低8.5%和20.7%<sup>①</sup>, 发展较慢, 且与我国和东部地区均值的差距进一步拉大。城镇化对西部地区经济增长的影响如何? 影响系数有多大? 城镇化离不开资金的支持, 且我国城镇化受政府的影响较大, 西部地区城镇化受财政支出影响是否显著? 这些问题值得我们探

讨。我国正处在经济转型的重要阶段, 十八大报告确定我国实施“新型城镇化战略”, 这些问题的研究与解决, 对于西部地区在经济和城镇化快速发展的新阶段, 实现新跨越, 在全国经济中发挥更大的作用, 具有重要的意义。

本文将采用VAR模型方法、格兰杰因果检验及脉冲响应函数分析及长期均衡关系的协整检验, 实证研究西部地区财政支出、城镇化和经济增长之间的相互动态关系, 以期为促进西部地区城镇化和经济增长的政策建议提供经验支持。

## 一、文献评述

城镇化或称城市化(Urbanization), 是指农村人口持续向第二、第三产业和城镇转移, 非农产业在城镇不断集中, 城镇的规模不断扩大, 数量持续增加, 城镇的生活和生产方式向农村普及, 城镇所包含的物质和精神文明向广大农村扩展的社会、经济发展的全过程。本文中的城镇化或称城市化主要指人口的城镇化(简新华等, 2010)。在城镇化(或城市化)对经济增长的影响方面, 存在争议: Bloom等

(2008) 研究认为,人口城市化水平对经济增长没有因果效应,没有证据表明城市化水平影响经济增长的速度。Bai 等(2012) 研究发现中国的城市建成区扩张和人均 GDP 在城市和省级层面上都存在着长期的双向因果关系。Turok 等(2013) 以非洲和亚洲为例,研究指出城市化的发展影响和集聚经济的规模都是变化的,城市化和经济增长之间的没有简单的线性关系,城市化促进经济增长的潜力可能取决于有利的基础设施和机构设置。江笑云等(2013) 基于我国 2000~2009 年省区面板数据,研究了环境城市化与经济发展三者之间的正反馈关系,认为人口城镇化是实现可持续发展的核心举措<sup>[2]</sup>。在经济增长对城市化的影响方面,也存在不一致,Davis 等(2003) 基于世界各国 1960~2009 年的面板数据进行建模分析,与 Chang 等(2006) 利用 72 个国家 42 年的数据分析得到的结论都支持经济增长对城市化水平的正向作用。赵玥等(2008) 对我国 30 个地区进行了实证研究,得出人口城市化水平长期决定经济增长,但经济增长却没有长期决定人口城市化水平的发展的结论。中国经济增长与宏观稳定课题组(2009) 对包括我国在内的世界 38 个国家和地区 1976 年~2007 年间城市化和人均 GDP 进行回归,发现各国的城市化随着人均 GDP 的增长而提高。余吉祥等(2013) 研究指出,随着城市化政策在 20 世纪末的调整,集聚经济在推动中国城市体系演进中的作用得到加强。在财政支出对城镇化影响的方面,也有不一致结论:戴永安(2010) 在实证研究中,以我国内地省份各年 GDP(经 2000 年价格平减指数调整后) 衡量经济城市化效率,发现财政支出每增加 1%,经济城市化效率降低 1.528%。中国经济增长前沿课题组(2011) 的数量分析表明,土地财政和公共支出扩张虽然对城市化有直接加速效应,但如果超前的土地城市化不能带来城市规模收益递增效果,且政府财政收支结构和筹资方式不能转变,则城市的可持续发展就会面临挑战。李强等(2012) 分析指出,政府主导机制是我国城镇化推进模式及动力机制的最突出特征。

在西部地区的相关研究方面,姚奕等(2010) 基于 1978 年~2007 年我国省区面板数据研究发现,西部地区城市化是经济增长的长期原因,但不是其短期原因,长短期内经济增长都不是城市化的原因。石清华(2011) 采用面板数据实证分析,指出西部大开发以来西部(12 个地区) 的经济增长呈发散态势,城市化水平对经济增长的影响系数通过了显著性检验,但相对较小。在城镇化与经济增长的关系和财

政支出对城镇化的影响方面存在较大争议,对城镇化、财政支出和经济增长三者的研究,尤其是以西部地区为考察对象的研究较为缺乏,经验研究方面还需进一步探讨。

## 二、模型设定与数据预处理

### 1. 模型设定

针对大型宏观经济计量模型存在的不足,西姆斯(Sims) 于 1980 年提出非结构化的多方程模型,即向量自回归(Vector Auto-regression, VAR) 模型,VAR 方法基于数据的统计性质,假设所有变量都是内生的,把多个变量作为一个系统分析随机扰动对变量系统的动态影响,可用于对多变量的预测。一个无限制的  $m$  变量  $p$  阶的向量自回归 VAR( $p$ ) 过程为:

$$Y_t = c + \phi_1 Y_{t-1} + \phi_2 \dots + \phi_p Y_{t-p} + \varepsilon_t \quad (1)$$

其中  $t=1, 2, \dots, T$ ,  $T$  为样本时间跨度,  $p$  为滞后阶数,  $Y_t$  是一个  $m$  维向量,  $c$  表示一个  $m$  维的常数向量,  $\phi_j$  是一个  $m \times m$  阶自回归系数矩阵,  $m$  维向量  $\varepsilon_t$  是一个白噪声(靳文汇等 2011)。

本文以西部地区为研究对象,由于西藏的情况比较特殊,部分数据缺失,因此研究范围包括属于西部省级行政区包括内蒙古、广西、四川、重庆、贵州、云南、陕西、甘肃、青海、宁夏和新疆共 11 个省、自治区和直辖市。根据 VAR 模型的一般形式,结合指标选取的合理性和数据的可获得性,本文以西部地区国内生产总值 GDP 之和( $Y$ ) 作为衡量西部地区经济增长的指标,为消除价格水平变化的影响,以 1993 年为基期,基于 1993 年不变价格水平将西部地区当年名义 GDP 进行平减后加总求得,单位为亿元;以地区年末城镇人口占地区总人口的百分比衡量城镇化水平( $C$ ),由西部 11 个地区各年的城镇化水平取平均值后得到,单位为%;以年度财政支出占 GDP 的百分比衡量财政支出( $Z$ ),即为西部地区总的财政支出占该地区总的 GDP 的比重,单位为%。因而,本文研究的模型设定为 3 变量 VAR( $p$ ) 模型,表示为:  $y_t = C + A_1 y_{t-1} + \dots + A_p y_{t-p} + \varepsilon_t$ ,  $t=1, 2, \dots, T$  其中  $y_t$  是 3 维向量,  $p$  是滞后阶数,  $T$  是样本时间跨度,  $A_1 \dots A_p$  是 3 阶待估系数矩阵,  $\varepsilon_t$  是 3 维扰动向量。

### 2. 数据来源及预处理

本文研究的时间跨度为 1993 年~2011 年,数据来源于对应年份《中国统计年鉴》和西部 11 个省市(或自治区) 的统计年鉴及《新中国 60 年统计资料汇编》。其中重庆的数据在 1997 年后与四川省分

开统计,但对西部地区的加总数据不存在影响。为了消除异方差的影响,并考虑到对各时间序列数据取对数形式之后不会改变它们之间的计量关系,对各变量数据取对数,分别表示为:  $LnGDP$ 、 $LnC$  和  $LnZ$ 。为防止时间序列数据出现伪回归,本文采用 ADF 单位根方法检验时间序列数据的平稳性时,  $LnGDP$ 、 $LnC$  和  $LnZ$  都不平稳,但取一阶差分后,即  $D.LnY$ 、 $D.LnC$  和  $D.LnZ$  序列的 ADF 检验值分别小于 10%、1% 和 5% 显著性水平下的临界值,因而拒绝存在单位根的原假设,  $D.LnY$ 、 $D.LnC$  和  $D.LnZ$  都为一阶单整序列  $I(1)$ 。下面,本文将采用 Stata12.0

软件,进一步对  $D.LnY$ 、 $D.LnC$  和  $D.LnZ$  序列进行实证分析。

### 三、模型实证分析

#### 1. 模型阶数的确定

在建立 VAR 模型前,需先确定回归模型的滞后阶数。VAR 模型滞后阶数选择的检验结果如表 1 所示,在所有标准中,滞后阶数为 3 时,在 LR(似然比)检验、赤池信息准则 AIC、施瓦茨信息准则 SBIC 3 个判断标准下都是最优的。因此,应选定滞后阶数为 3。

表 1 VAR 模型滞后阶数检验结果

滞后	LL	LR	df	p	AIC	HQIC	SBIC
0	62.4033			-8.48618	-8.49886	-8.34924*	
1	70.089	15.371	9	0.081	-8.29842	-8.34913	-7.75066
2	79.136	118.094	9	0.034	-8.30515	-8.39389	-7.34657
3	97.2769	36.282*	9	0.000	-9.61098*	-9.73775*	-8.24158

注: \* 表示每种检验标准选择的滞后阶数。

#### 2. 格兰杰(Granger)因果关系检验

为了确定经济变量之间是否存在因果关系以及影响的方向,可进行 Granger 因果关系检验。该检验是一种动态相关关系,是因果关系的必要条件,原假设都假定变量间的因果关系不成立,如果 P 值小于 0.01、0.05 或 0.1,即出现小概率事件,则拒绝原假设。本文对西部地区经济增长、城镇化和财政支出三个变量进行了格兰杰因果关系检验,如表 2 所示,西部地区在 1993 年~2011 年,(1)当三个变量共同作用时,城镇化、财政支出都是经济增长的格兰

杰原因,经济增长和财政支出都是城镇化的格兰杰原因,经济增长和城镇化都是财政支出的格兰杰原因;(2)在单变量之间,城镇化和经济增长之间、财政支出和经济增长之间分别存在双向的格兰杰因果关系。城镇化和财政支出分别是经济增长的格兰杰原因,经济增长也分别是城镇化和财政支出的格兰杰原因;(3)城镇化是财政支出的单向格兰杰原因,表明单个变量财政支出的过去值不能帮助预测城镇化的未来值。

表 2 格兰杰(Granger)因果关系检验结果

原假设	卡方统计量	df	p 值	结果
所有变量不是经济增长的 Granger 原因	35.597	6	0.000	拒绝
所有变量不是城镇化的 Granger 原因	18.707	6	0.005	拒绝
所有变量不是财政支出的 Granger 原因	45.646	6	0.000	拒绝
城镇化不是经济增长的 Granger 原因	17.124	3	0.001	拒绝
经济增长不是城镇化的 Granger 原因	14.83	3	0.002	拒绝
财政支出不是经济增长的 Granger 原因	26.39	3	0.000	拒绝
经济增长不是财政支出的 Granger 原因	16.742	3	0.001	拒绝
财政支出不是城镇化的 Granger 原因	5.3843	3	0.146	接受
城镇化不是财政支出的 Granger 原因	15.503	3	0.001	拒绝

#### 3. 模型估计与稳定性检验

基于格兰杰因果关系,本文进一步对三个变量间的关系进行 VAR(3) 模型估计。得到模型的 AIC、SBIC 分别为 -9.158772 和 -7.742671,都较小,经济增长、城镇化和财政支出三个变量模型整体显著性水平的 P 值分别均在 1% 的显著性水平下通过了检验,三个模型拟合得都比较好。具体的参

数估计结果如表 3 所示:可以看到,  $L1D.LnC$ 、 $L2D.LnC$  和  $L3D.LnC$  对  $D.LnY$  的影响系数分别为 0.1104、0.0856 和 0.4046,西部地区城镇化对经济增长的正向影响较大,  $L2D.LnC$  和  $L3D.LnC$  对  $D.LnY$  的影响系数分别为 0.2745 和 0.4579,表明财政支出对城镇化存在正向影响,但城镇化对经济增长和财政支出对城镇化都存在滞后效应,滞后三期的

正向影响系数都较大。但城镇化受经济增长的影响系数要显著大于财政支出。财政支出主要受自身和经济增长的影响,  $LD.LnZ$  和  $LD.LnY$  对  $LD.LnZ$  的

影响系数分别为 0.9469 和 0.6949, 这符合财政支出行为的稳定性以及其受地方经济影响的实际情况。

表 3 VAR(3) 模型参数估计结果

解释变量	模型(1)	模型(2)	模型(3)
	$D.LnY$	$D.LnC$	$D.LnZ$
$LD.LnY$	0.0531(0.29)	1.1081(2.05)	0.6949(2.65)
$L2D.LnY$	0.7917(3.40)	1.7626(2.58)	-1.1428(-3.44)
$L3D.LnY$	-1.2068(-4.54)	0.0487(0.06)	0.2868(0.76)
$LD.LnC$	0.1104(1.47)	-0.4296(-1.95)	-0.1459(-1.37)
$L2D.LnC$	0.0856(1.09)	-0.2902(-1.26)	0.2875(2.57)
$L3D.LnC$	0.4046(4.04)	0.2160(0.73)	0.1918(1.34)
$LD.LnZ$	-0.7693(-4.87)	-0.3399(-0.73)	0.9469(4.20)
$L2D.LnZ$	0.7948(4.14)	0.2745(0.49)	-0.5344(-1.95)
$L3D.LnZ$	-0.4132(-2.50)	0.4579(0.94)	-0.0168(-0.07)
_cons	0.0754(3.95)	-0.1095(-1.96)	0.0402(1.47)
P > chi2	0.0000	0.0090	0.0000
R - sq	0.7253	0.5943	0.8065

注: D. 表示一阶差分, LD. 表示一阶差分滞后一期, L2D. 表示一阶差分滞后二期, L3D. 表示一阶差分滞后三期, 括号内数字是相应的  $t$  统计量值。

为了保证模型系统的稳定性, 需对模型的滞后结构进行检验。AR 根的单位圆检验结果如图 1 所示, 模型所有的特征根都位于单位圆内, 即都小于 1, 表明模型是稳定的, 模型的拟合效果较好, 可以进行脉冲响应函数分析。

#### 4. 脉冲响应函数分析

为进一步分析变量间的动态关系, 本文采用正交脉冲响应函数分析西部地区经济增长、城镇化和财政支出之间的动态关系。如图 2 所示, 图中横轴表示信息作用的期间数, 纵轴表示因变量对解释变量的响应程度, 两侧的虚线是脉冲响应函数 95% 的置信区间, 显示冲击响应的可能范围。四条函数曲线依次为西部地区经济增长分别对来自城镇化和财政支出的冲击的反映, 西部地区城镇化对来自经济

增长和财政支出冲击的反映。

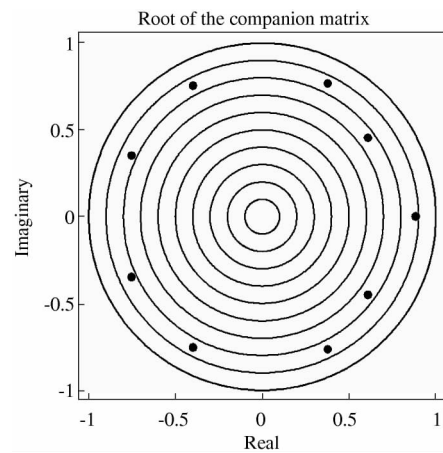


图 1 模型稳定性检验

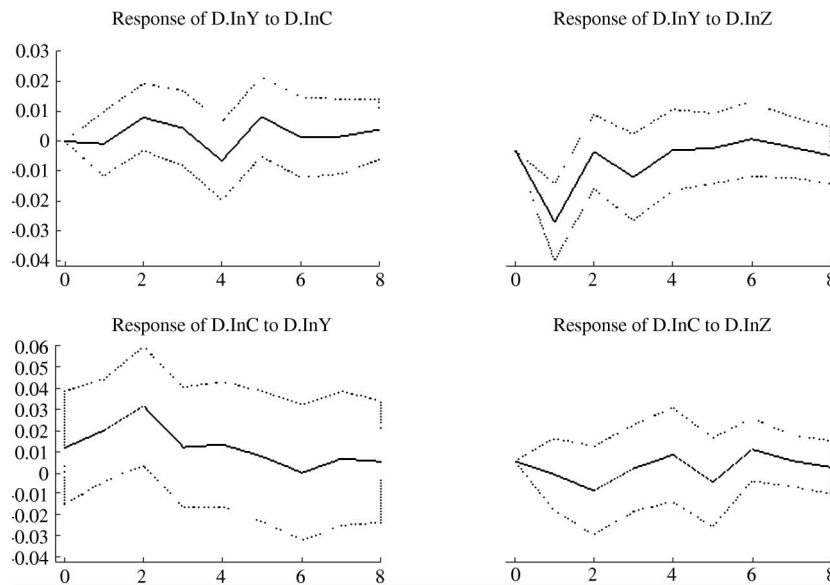


图 2 正交脉冲响应图

可以看到,在样本观察期内,西部地区经济增长对来自城镇化的冲击在第一期不明显,但在第二期即出现较强的正向效应,除第四期下降至最低后,基本保持正向的小幅波动;城镇化对来自财政支出的冲击在第一期呈现负向效应,从第三期转为正向效应,后期以0为中心呈震荡状态;城镇化对来自经济增长的冲击在第一期呈现正向效应,并逐渐增强,短期的正向效应显著。经济增长对来自财政支出的冲击在第一期呈现负向效应,并逐渐减弱,从第四期转为正向效应。表明在短期内,经济增长对来自城镇化冲击,城镇化对来自财政支出的冲击的正向反馈都出现较慢,且后期有小幅起伏;而城镇化对来自经济增长的冲击正向反馈出现较快,但后期逐步减小。

### 5. 长期均衡关系分析

为了检验  $D.LnY$ 、 $D.LnC$  和  $D.LnZ$  三者之间是否存在长期均衡关系,可进行协整关系检验。对于三变量模型,应使用 Johansen 约翰森协整检验。在滞后阶数为3时,检验结果如表4所示,当秩的个数为1时,迹统计量为12.9526,小于5%显著性水平下的临界值。因此接受存在一个协整关系的零假设,财政支出、城镇化和经济增长之间存在一个协整关系。

表4 Johansen 协整检验结果

假设的协整关系个数	LL	特征值	迹统计量	5% 临界值
0	72.773386	.	32.5557	29.68
1	82.574933	0.70630	12.9526*	15.41
2	86.904414	0.41794	4.2937	3.76

注: \* 表示在5%的显著性水平下拒绝原假设。

据此,在95%的概率下,有理由相信西部地区财政支出、城镇化和经济增长之间存在长期均衡关系,得到关于  $D.LnY$ 、 $D.LnC$  和  $D.LnZ$  的协整关系方程:

$$D.LnY_t = 0.533D.LnC_t - 0.381D.LnZ_t + 0.053(0.089^{***}) \quad (0.065^{***}) \quad (2)$$

在(2)式中, $t$ 为时期数,圆括号内为渐进标准误差,\*\*\*表示在1%的显著水平下显著,该协整方程表明,从长期来看,西部地区  $D.LnC$  每增长1%,会引起  $D.LnY$  增加0.533%。

## 四、结论与建议

本文基于西部地区1993~2011年的数据,通过构建VAR(3)模型,格兰杰因果检验及脉冲响应函数分析,实证研究了城镇化、财政支出和经济增长之间的动态关系,并对三者之间的长期均衡关系进行

了协整方程估计,主要得到以下结论:(1)西部地区财政支出、城镇化和经济增长三个变量相互影响,三个变量共同作用时都是任一变量的格兰杰原因。城镇化和经济增长之间、财政支出和经济增长之间分别存在双向的格兰杰因果关系,城镇化是财政支出的单向格兰杰原因,单个财政支出变量的过去值不能帮助预测城镇化的未来值;(2)模型的拟合效果较好,具有稳定性,模型估计和脉冲响应函数分析的结果表明,在短期内,城镇化对经济增长,财政支出对城镇化分别存在正向影响,但都存在滞后效应,滞后三期的正向影响比较显著。经济增长对来自城镇化冲击,城镇化对来自财政支出的冲击的正向反馈都出现较慢,且后期有小幅起伏;(3)城镇化受经济增长的影响较大,对来自经济增长冲击的正向反馈出现较快,但后期逐步减小;(4)根据协整分析的结果,在长期内,城镇化、财政支出和经济增长之间存在均衡关系,西部地区  $D.LnC$  每增长1%,会引起  $D.LnY$  增加0.533%。

据此,提出以下几点建议:(1)将滞后效应纳入到规划和决策中。西部地区立足于本地的工业、资源、交通和地理环境等条件制定政策和规划时,应考虑到城镇化对经济增长以及财政支出对城镇化存在的滞后效应,提高政策和规划的前瞻性和合理性。制定和相应调整社会经济发展、城镇化发展土地利用和主体功能等相关方面的长短期规划和政策,促进不同时期和区域间的协调发展。(2)提高城镇化的质量,促进经济增长。优化产业布局,促进产业升级,实现西部地区城镇化与产业化的融合发展。加强西部地区城镇化发展的基础设施、机构服务建设和生态环境保护,活跃市场力量,鼓励资金和人才流入。改革和完善户籍制度、社会保障制度、产业分割制度及相关管理服务,建设具有产业内核和内在城市社会功能的城镇体系,引导人口集聚,实现真正意义的“村民”变“市民”。提高西部地区城镇化发展的“造血功能”和质量,发挥城镇化对西部地区经济增长的促进作用。(3)保持较高的经济增长速度,实现财政对城镇化支出的适应性增长。西部地区应大力发展经济,持续推动经济的告诉增长,突出经济增长的效益,为地区财政提供强大的经济支撑,增加财政收入,保持对城镇化财政支出规模与经济增长和财政收入的适应性增长。(4)优化财政支出结构,提高财政资金对城镇化的支出效益。控制行政管理费用支出的不合理增长,调整和优化西部地区财政支出结构,相对提高财政资金对城镇化支出的预算和支持。完善财政管理和监督体制,明确财政

支出对城镇化支出的项目,加强监督,促进财政资金对城镇化的支出管理的透明化和规范化,提高西部地区财政支出在城镇化方面的使用效率和效益。更好地发展城镇化,以城镇化发展促进经济增长。

①根据《中国统计年鉴2012》和《新中国60年统计资料汇编》中2011年和2000年西部地区数据计算得到。

#### 参考文献:

- 戴永安. 2010. 中国城市化效率及其影响因素——基于随机前沿生产函数的分析[J]. 数量经济技术经济研究(12): 103-117.
- 黄毅. 2006. 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)(4): 147-151.
- 简新华,何志扬,黄锟. 2010. 中国城镇化与特色城镇化道路[M]. 济南: 山东人民出版社.
- 江笑云,汪冲. 2013. 经济增长、城市化与环境污染排放的联立非线性关系[J]. 经济经纬(5): 42-47.
- 靳云汇,等. 2011. 高级计量经济学下册[M]. 北京: 北京大学出版社.
- 李强,陈宇琳,刘精明. 2012. 中国城镇化“推进模式”研究[J]. 中国社会科学(7): 82-100.
- 石清华. 2011. 西部大开发以来西部地区经济收敛性及影响经济增长的因素分析[J]. 经济问题探索(8): 71-76.
- 姚奕,郭军华. 2010. 我国城市化与经济增长的因果关系研究——基于1978-2007年东、中、西部、东北地区面板数据[J]. 人文地理(6): 42-46.

- 余吉祥,段玉彬. 2013. 集聚经济与中国城市体系优化——跨省迁移视角的研究[J]. 统计与信息论坛(4): 67-73.
- 赵玥,徐盈之. 2008. 我国人口城市化水平与经济增长的关系分析——基于面板数据的实证分析[J]. 华东经济管理(10): 44-47.
- 中国经济增长前沿课题组. 2011. 城市化、财政扩张与经济增长[J]. 经济研究(11): 4-20.
- 中国经济增长与宏观稳定课题组. 2009. 城市化、产业效率与经济增长[J]. 经济研究(10): 4-21.
- BAI X, CHEN J, SHI P. 2012. Landscape urbanization and economic growth in China: positive feedbacks and sustainability dilemmas [J]. Environmental Science & Technology, 46(1): 132-139.
- BLOOM D E, CANNING D, FINK G. 2008. Urbanization and the wealth of nations [J]. Science, 319: 772-775.
- CHANG G H, BRADA J C. 2006. The paradox of china's growing under-urbanization [J]. Economic Systems, 30(1): 24-40.
- DAVIS J C, HENDERSON J V. 2003. Evidence on the political economy of the urbanization process [J]. Journal of Urban Economics, 53(1): 98-125.
- TUOK I, MCGRANAHAN G. 2013. Urbanization and economic growth: the arguments and evidence for Africa and Asia [J]. Environment and Urbanization, 25(2): 465-482.

(编校: 家伟)

## An Empirical Study of the Relationships between Financial Expenditure , Urbanization and Economic Growth in Western China

YUAN Dan<sup>1</sup>, LEI Hong-zhen<sup>2</sup>

(1. School of Management, Xi'an University of Architecture & Technology, Xi'an Shanxi 710311;

2. International Business School, Shaanxi Normal University, Xi'an 710119, China)

**Abstract:** According to the data during 1993-2011, the paper does an empirical analysis about the dynamic relationships between financial expenditure, urbanization and economic growth in western China by using a VAR model, and it also analyzes the long run co-integration relationship. It concludes that: (1) Three variables together are the Granger cause to any one of them. (2) In the short term, economic growth is positively influenced by urbanization with a bigger coefficient of the third lagged of urbanization, and gives a slower positive response to the impulse of urbanization. Urbanization is mainly influenced by economic growth, and gives a quicker positive response to the impulse of economic growth. It also influenced by the third lagged of financial expenditure positively. (3) Financial expenditure, urbanization and economic growth have the long-term co-integration relationships, and urbanization promotes economic growth in western China.

**Key words:** Western China; Urbanization; Economic Growth; Financial Expenditure