

西南地区城镇化与产业结构升级关系研究^{*}

马智利¹, 陈滨²

(1, 2 重庆大学 贸易与行政学院, 重庆 400030)

[摘要] 用中国西南地区 1978 ~ 2006 年反映城镇化发展和产业结构升级的指标数据, 利用现代计量经济学的非平稳时间序列分析方法, 定量探究中国西南地区城镇化发展与产业结构升级之间的内在联系。结果表明, 中国西南地区城镇化发展和产业结构升级之间存在一种长期关系, 但其关系不是十分显著; 同时, 城镇化进程的加快有助于该地区产业结构升级, 但是产业结构升级不能为城镇化水平的提高提供支持。

[关键词] 城镇化率; 产业结构升级; 西南地区; VEC模型; Granger因果关系

[中图分类号] F127 [文献标识码] A [文章编号] 1672 - 0598(2008)06 - 0041 - 03

本文研究的中国西南地区是指按照行政区划划分的云南、贵州、四川、重庆、西藏三省一市一区, 该地区地理位置偏远, 土地贫瘠, 贫困人口多, 经济结构复杂, 包括了正在形成和发展的成渝经济圈、三峡库区、川南资源聚集区以及广大少数民族聚居地。随着我国西部大开发的推进, 西南地区城镇化水平有了大幅提高, 但与全国相比还有一定的差距。作为一个发展中国家, 工业化和城镇化始终是我国经济发展的两大主题。西南地区城镇化研究对于整个中国城镇化的区域差异研究意义重大。

1867年西班牙工程师 A. Serda在《城市化基本理论》一书中首先使用了 Urbanization的概念。随后, 世界各国都开始广泛关注这项经济指标。代表人物有, 德国经济学家冯·杜能(Von Thunen 1826)的农业区位理论。德国经济学家韦伯(Weber 1909)的工业区位理论。法国佩鲁(Perrou 1955)认为“增长极”理论。该理论比较符合区域经济不平衡发展的客观实际, 主要强调产业间的联系, 而忽略了对经济增长的空间演化机制的分析。我国在这一领域的研究起步较晚。在我国, 一般使用“城镇化”来代替这一指标, 蔡孝箴(1990)指出城市化道路的区域差别, 不同地区的城市发展不平衡。不同地区的城市发展都应遵循“成本—效益”分析原则, 由于各自的自然、社会、经济条件和发展阶段不同, 发展的方针也有所区别。辜胜阻

(1993)论述了中国城镇化的区域差异及其区域发展模式, 分析三大地带、六大区域、30个省区的城镇化差异, 得出中国西部城镇化的主要模式为自生型城镇化、非农化模式。王嗣均(1996)等人直接提出区域城市化, 并就中国城市化区域发展和省区城市化进程做了深入研究。周凯、刘辉锋(2006)指出目前区域与城市的发展现状表现出明显的模块系统特征。

尽管国内外学者对城镇化与产业结构升级之间的关系做出了积极的探索, 但是更多的只是从理论上研究二者之间的关系, 并且角度比较宏观。本论文在借鉴已有理论研究成果的基础上, 充分注重中国西南地区的区域特征, 借助现代计量经济学中的非平稳时间序列分析方法, 对理论上的中国西南城镇化与产业结构升级之间的关系进行验证和定量描述。

一、城镇化与产业结构升级的实证研究: 方法、数据与检验

(一) 分析方法与检验模型

本文采用现代计量经济学中的非平稳时间序列分析方法。向量误差修正模型(Vector Error Correction, VEC) VAR模型是使用模型中的所有当期变量对所有变量的若干滞后变量进行回归, 是一种非结

* [收稿日期] 2008 - 10 - 21

[作者简介] 马智利(1963 -), 男, 山东菏泽人, 重庆大学贸易与行政学院, 教授, 研究方向: 城市房地产。

陈滨(1984 -), 男, 安徽安庆人, 重庆大学贸易与行政学院, 硕士研究生。

构化的多方程模型,用于预测相互联系的时间序列系统及分析随机扰动对变量系统的动态冲击,从而解释各种经济冲击对经济变量形成的影响。向量误差修正(VEC)模型,是在非平稳数据具有协整关系的基础上建立的,是对于 VAR 模型的修正。其模型一般形式为:

$$Vy_t = aem_{t-1} + \sum_{i=1}^{p-1} Vy_{t-i} \quad t=1, 2, L, T$$

其中 Δ 表示变量的一阶差分, ecm_{t-1} 是误差修正项,反映变量之间的长期均衡关系,系数向量反映变量之间的均衡偏离长期均衡状态时,将其调整到均衡状态时的调整速度。所有作为解释变量的差分项的系数反映各变量的短期波动对作为被解释变量的短期变化的影响。本文在对城镇化发展和产业结构升级的变量数据进行平稳性的单位根检验的基础上,通过协整分析,建立向量误差修正模型,从而考察两者之间的关系。

(二) 指标选取与数据来源

本文采取 1978 - 2006 年度数据,城镇化率指标代表城镇化发展水平,即城镇人口与总人口的比值来表示,记为 UR_t 以二三产业产值之和占 GDP 的比重来衡量产业结构状况,记为 NS_t 这里对数据进行以下说明: 1. 西南地区数据是由西藏、云南、贵州、四川、重庆各省、市、自治区加总而来的,数据均来自各省市统计年鉴及作者的计算。2 由于受行政区划的影响,川渝两地的数据在 1997 年以前的直接采用四川省数据,1997 年之后采取两地数据的总量指标。3 云南、贵州两省的城镇人口统计口径在 2000 年发生了变化,为了消除不规则要素的影响,揭示经济发展中的客观变化,将云南和贵州两省 2000 年以后的数据采用移动平均的方法加以预测。

(三) 单位根检验

将整理所得数据分别取对数,以期在消除异方差的同时不改变函数的单调性,记为 $LnUR_t, LnNS_t$ 首先对变量的时间序列进行单位根检验。采用 AIC 和 SC 最小原则,加之 Likelihood 判断,得出 $LnUR_t$ 和 $LnNS_t$ 的最佳滞后期为 3。利用 Eviews5.0 进行单位根(ADF)检验。

表 1: ADF 单位根检验结果

原变量序列	ADF 值	临界值	一阶差分	ADF 值	临界值	结论
$LnUR_t$	-2.4420	-2.6274*	$LnUR_t$	-6.6465	-3.6999***	(1)
$LnNS_t$	0.1821	-2.6251*	$LnNS_t$	-4.7018	-3.6999***	(1)

注: 表中的 Δ 表示一阶差分, Δ^2 表示二阶差分; ***、**、* 和 Δ 分别表示在 1%、5% 和 10% 的置信水平下通过显著性检验; 结论中的 $I(0, 1)$, 0 表示原始系列平稳, 1 表示一阶差分平稳。

可以看出,变量 $LnUR_t$ 和 $LnNS_t$ 的原始系列是非平稳的; $LnUR_t$ 和 $LnNS_t$ ADF 的绝对值大于 1% 置信水平下临界值的绝对值,表明在 99% 的置信水平下认为都不存在单位根,为一阶单整。记为 $LnUR_t \sim I(1), LnNS_t \sim I(1)$ 。

(四) 协整检验

通过迹(Trace)检验和最大特征根(Maximum Eigenvalue)两种检验方法对变量进行协整检验。

表 2: 特征根迹检验

原假设	特征根	Trace(p)	-max(p)
0 个协整向量 *	0.444815	18.83236(0.0151)	15.29980(0.0342)
至少一个协整向量	0.127042	3.532566(0.0602)	3.841466(0.0602)

注: * 表示在 5% 的显著性水平下拒绝原假设。

从检验结果中可以得出,在 5% 的显著性水平下,滞后 2 期时存在一个协整向量,表明中国西南地区的城镇化和产业结构升级之间存在某中长期稳定的关系。括号中的数值为 T 检验量,可以看出在 5% 的水平下,该方程通过检验。

(五) VEC 模型建立

根据前文所述的向量误差修正模型构建本文的 VEC 模型:

$$ecm_{t-1} = LnUR_t(-1) - 0.8401 * LnNS_t(-1) + 2.8953 \quad (2)$$

(0.6809)

$$\Delta LnUR_t = -0.0940 * ecm_{t-1} + 0.3806 * \Delta LnUR_t(-1) + 0.2244 * \Delta LnUR_t(-2) \quad (3)$$

(0.0545) (0.1941) (0.2037)

$$- 3.4991 * \Delta LnNS_t(-1) - 0.5113 * \Delta LnNS_t(-2) + 0.0226 \quad (4)$$

(1.1498) (1.0833) (0.0248)

$$\Delta LnNS_t = 0.0022 * ecm_{t-1} + 0.0715 * \Delta LnUR_t(-1) + 0.0269 * \Delta LnUR_t(-2) \quad (4)$$

(0.0409) (0.0385) (0.0504)

$$+ 0.1186 * \Delta LnNS_t(-1) - 0.0949 * \Delta LnNS_t(-2) + 0.0130 \quad (4)$$

(0.2269) (0.2147) (0.0049)

上面估计的 VEC(2) 模型,方程(3)和方程(4)下面括号中的数值依次为各系数的 t 统计量检验值。显然,上述两方程中所估计的系数大部分在统计上达到显著。同时方程不存在异方差和自相关,残差序列具有平稳性且 J-B 检验(P=0.40)表明在 5% 的显著水平上,回归残差序列均满足正态性,方程整体拟合度较高,且模型通过平稳性检验。同时 VEC 模型 AIC 和 SC 的值分别为 -7.13 和 -6.45,满足模型有效性的要求,模型整体解释力较强。

(六) Granger 因果关系检验

我们采用格兰杰因果检验方法检验各变量之间的因果关系,检验结果如表 3(滞后期为 2 期)。

表 3: 因果关系检验

原假设	观测值	F 统计量	P 值	结论
$LnNS_t$ does not Granger Cause $LnUR_t$	27	3.06614	0.06690	接受
$LnUR_t$ does not Granger Cause $LnNS_t$		4.09388	0.03080	拒绝

从因果检验关系来看,在中国西南地区,产业结构升级不是城镇化率提高的原因,城镇化提高时产业结构升级的原因,二者之间存在单向因果关系。这里有必要结合中国西南地区的具体情况做进一步的原因阐释。

二、相关结论与政策建议

通过上文的分析,可以得到以下结论:城镇化率和产业结构升级的指标都是非平稳的,但它们的一阶差分序列都是平稳的。这说明了虽然它们自身的短期规律难以把握,但它们相互之间有可能存在长期均衡的关系。中国西南地区城镇化进程的加快有助于该地区产业结构升级,但是产业结构升级不能为城镇化水平的提高提供支持。究其原因,首先,中国西部的城镇化模式是一种自生型、非农化模式³,特点表现为城镇农村城镇化水平低,且其工业化水平低,城镇化和工业化主要靠城市的辐射和扩散。西南地区整体经济辐射实力不是很强,导致城市的辐射和扩散作用有限。第二,中国产业结构升级主要依赖资本的投入。在中国西南地区,科技水平相对低下,在实行西部大开发的战略中,中国加大西部支持力度,才使该区域快速发展。而这种资金的支持,并没有真正的提高生产技术水平,对产业升级作用有限。第三,中国西南地区城镇化更多受政策因素制约,像三峡库区的某些县市,基本上没有相关产业的支持,这种城乡建制的改变来推进的城镇化建设没有发挥产业结构升级的作用。

基于以上分析,本文提出如下建议:(1)政府在城镇规划过程中,要科学规划合理布局,城镇规划和产业发展相联系,首先考虑建设具有一定规模效应和集聚效应的县城和县域中心镇,逐步形成“中小城

市——中心镇——集镇”体系,从而有力承接产业的转移,充分发挥产业结构升级对于城镇化的作用,促进区域的和谐发展。(2)加强西部地区的内陆型开放,积极引进先进的技术、设备和人才,提高劳动生产率,经济增长由粗放型改变为集约型,从而发挥产业升级带动城镇化发展的效应。(3)加强成渝经济圈、昆明、贵阳大城市的建设,充分发挥城市经济圈对产业的带动效应;同时,注重对于诸如攀枝花钢铁基地等产业带的建设,加强基础设施建设,促进产业结构升级,从而带动西南地区城镇化建设。

[参考文献]

- [1] F. Perroux, Note sur la notion de pole de croissance, *Economie Appliquee* [M]. 1955.
- [2] Friedmann J. *Urbanization Planning and National Development* [M]. London, Sage Publications, 1973.
- [3] Myrdal G. *Economic Theory and Underdeveloped Regions* [M]. London: Duckworth, 1957.
- [4] 蔡孝箴. 社会主义城市经济学 [M]. 南开大学出版社, 1990.
- [5] 辜胜阻. 非农化及城镇化理论与实践 [M]. 武汉大学出版社, 1993.
- [6] 王嗣均. 中国城市化区域发展问题研究 [M]. 高等教育出版社, 1996.
- [7] 景普秋. 中国工业化与城镇化互动发展研究 [M]. 经济科学出版社, 2003.
- [8] 李子奈. 计量经济学 [M]. 高等教育出版社, 2000.
- [9] 高铁梅. 计量经济学分析方法与建模 [M]. 清华大学出版社, 2006.
- [10] 周一星. 对我国城市发展方针的讨论 [J]. 城市规划, 1988, (3).

(责任编辑:朱德东)

Study of the relationship between urbanization and industrial structure upgrading in southwest of China

MA Zhi-li, CHEN Bin

(School of Trade and Public Administration, Chongqing University, Chongqing 400030, China)

Abstract: By using the data from 1978 - 2006 of southwest of China which reflect urbanization and industrial structure upgrading, by using unit root test of modern econometrics and based on quantitatively studying inner relationship between urbanization and industrial structure upgrading in southwest of China, this paper points out that there is a long-term relation between urbanization development in southwest China and industrial structure upgrading, but the relation is not obvious, meanwhile, urbanization process acceleration is helpful to industrial structure upgrading in this area, but industrial structure upgrading can not support upgrading of urbanization level.

Keywords: urbanization rate; industrial structure upgrading; southwest area; VEC Model; Granger causality relation