

# 城市化与产业结构优化

## ——基于湖南省的动态计量分析

韩 峰,李玉双

(湖南大学 经济与贸易学院,湖南长沙 410079)

**摘要:**在城市化与产业结构综合指标体系的基础上,通过建立 VAR 模型对城市化综合水平与产业结构相关指数的关系进行动态计量分析,结果表明:城市化综合水平对产业结构综合指数、产值结构综合指数、就业结构综合指数存在单向的因果关系;城市化与产值结构综合指数存在唯一的长期均衡关系,且对产值结构的影响短期内为正、长期为负。城市化综合水平对产业结构综合指数与就业结构综合指数无论从短期还是长期来看均具有持久的正向效应,并且其冲击长期内能解释产业结构预测误差的 70% 左右。城市化是促使湖南省产业结构由低级向高级演进的重要因素,整体上有利于产业结构优化升级。

**关键词:**城市化综合水平;产业结构;主成分分析;动态计量分析

**中图分类号:**F291.1 **文献标识码:**A **文章编号:**1672-8750(2010)04-0008-08 **收稿日期:**2010-04-10

**作者简介:**韩峰(1984—),男,山东邹平人,湖南大学经济与贸易学院博士生,主要研究方向为区域经济、应用计量经济;李玉双(1982—),男,河南潢川人,湖南大学经济与贸易学院博士生,主要研究方向为计量经济与宏观经济。

**基金项目:**国家社科重大项目(07&ZD017)

### 一、引言

城市化是经济和社会发展的必然趋势,城市化的推进必然伴随着产业的发展。英国经济学家配第和克拉克在研究产业结构变动规律的过程中指出随着人均国民收入的提高,劳动力会首先由第一产业转向第二产业,当人均国民收入水平进一步提高时,就业人口便大量转向第三产业<sup>[1]</sup>。Sovani 在分析过度城市化问题时对经济增长与人口在产业间流动的关系从理论上进行了论证<sup>[2]</sup>。贝利最早对该问题进行了实证分析,他选用 95 个国家的 43 个变量进行主成分分析,得到经济、教育、技术和人口四个主要影响城市发展的因素,证明人口在产业间的分布与经济增长之间存在正相关关系<sup>[3]</sup>。然而人们更为关心的是经济结构内部各产业增长与就业变动的关系。库兹涅茨利用现代经济统计体系,对产业结构变动与经济发展的关系进行了较彻

底的考察,指出经济增长长期伴随着人口结构的转变,第二、三产业本身的发展必须以城市为载体,劳动力由第一产业向二、三产业转移的过程就是城市化过程<sup>[4]</sup>。库兹涅茨的分析深化了“配第-克拉克定律”,使结构变革与经济发展之间的关系更加明晰化,更有助于人们对结构变革规律性的把握。20 世纪 70 年代以后,对结构变革与经济发展关系的研究深入到更为广泛的领域。美国经济学家钱纳里提出的“标准结构”显示,城市第二、三产业的就业人口会随着城市人口的增加而增加,工业化是城市化的动因,必然引起产业结构的变化<sup>[5]</sup>。Gilbert 和 Gugler 以城镇人口占总人口比重表示城市化率,以第二、三产业产值占总产值比重表示工业化水平建立回归模型进行的实证研究发现,城市化率与第二、三产业发展高度正相关,与第一产业发展负相关<sup>[6]</sup>。Henderson 采用城市化与人均 GDP 的截面数据进行回归分析,得出二者的相关系数为

以上研究表明经济增长、工业化以及产业结构演进与城市化之间存在相关性,但这些研究大都是经验分析,很少有对于内在的互动机制的研究。直到1988年Lucas才较为明确地提出了城市化与经济增长的命题<sup>[9]</sup>。此后,Mashall通过大量研究,证实人口城市化水平与国民生活水平正相关<sup>[10]</sup>。Moomaw和Shatter通过回归分析,指出城市化随着农村生产率的增加而降低,随着工业化水平、人均GDP等增长而上升<sup>[11]</sup>。

除此之外,伴随工业化进程的深入,产业集聚带来的集聚效应对城市化发挥了重要作用。Enright指出产业在地理上的集中会产生明显的集聚效应,有利于集群产业竞争力的提高并促进区域工业化与城镇化的互动发展<sup>[12]</sup>。Henderson指出一个国家在从以农业为基础的经济向以工业和服务业为主导的经济发展过程中,人口和产业集聚在城市地区的高度集中,可以提高工业或服务生产者之间信息外溢的效率,形成更加高效的劳动力市场,并且有利于节省生产者之间货物交换时或者将产品销售给本地居民时的交通运输成本,进而推进城镇化<sup>[13]</sup>。Carter认为城市本身具有的聚集经济为城市区域内的各种创新活动提供了便利条件,创新活动一方面为产业发展注入新的活力,促进人口、企业等进一步向城市集聚,另一方面其在城市系统中的梯度转移或扩散促进了区域间产业的区域转移,带动了中小城市发展和农村城镇化<sup>[14]</sup>。

现有研究大多基于城市化的人口指标,很少有对具体区域的城市化的指标体系进行设定、评价和分析,而且现有研究采用的定性分析和静态模型也无法反映产业结构各变量在城市化冲击下的动态变化过程。因此,从多方面衡量城市化与产业结构的综合发展水平并探求二者相互作用的内在机制及其动态影响过程,具有重要理论价值和实践意义。

## 二、城市化综合水平与产业结构综合指数测算

由于城市化与产业结构系统的复杂性,因此我们需要建立一套科学完整的评价指标体系,对其发展水平进行全面的衡量和测算。许多学者对城市化指标体系进行了研究,1960年日本城市地理学

家稻永幸男提出了一个城市度指标,用来研究东京郊区城市化推进情况,城市度由五类16个分指标复合而成<sup>[15]</sup>。黄晓军等将城市化指标确定为人口城市化、空间城市化与经济城市化<sup>[16]</sup>。刘耀彬等在分析江西省城市化对环境影响时,根据江西省的实际情况将城市化的涵义由三维拓展到人口、经济、生活方式与空间四维,然后又设置了16个子指标<sup>[17]</sup>。还有学者将城市化分为城市化发展水平与城市化发展潜力两大维度,其中城市化发展水平又有经济、人民生活、城市设施、资源环境五个方面,城市发展潜力又包括城市设施、人民生活、资源环境三个方面,总共有51个子指标<sup>[18]</sup>。可见城市化涵义非常丰富,包含众多因子,我们在具体确定城市化指标时应遵循指标选择的科学性、系统性、可比性、可操作性、独立性原则,既不能泛泛而谈,也不能以偏概全,而是要根据具体研究对象斟酌确定。本文在前人研究的基础上,综合考虑湖南省经济发展等各方面因素和资料搜集的可能性,主要从人口城市化、经济城市化、空间城市化以及生活方式城市化四个方面来构建城市化的衡量体系(见表1)。

表1 湖南省城市化指标体系

目标层	准则层	指标层
湖南省城市化指标体系	人口城市化 B <sub>1</sub>	城镇人口比重 C <sub>1</sub>
		非农人口比重 C <sub>2</sub>
	经济城市化 B <sub>2</sub>	工业总产值 C <sub>3</sub>
		非农产值比重 C <sub>4</sub>
		人均GDP C <sub>5</sub>
		第二、三产值比 C <sub>6</sub>
		财政支出占总支出比重 C <sub>7</sub>
	生活方式城市化 B <sub>3</sub>	城镇人均消费支出水平 C <sub>8</sub>
		人均公共绿地面积 C <sub>9</sub>
		每万人医生数 C <sub>10</sub>
		每万人大学生数 C <sub>11</sub>
		城镇人均居住面积 C <sub>12</sub>
	空间城市化 B <sub>4</sub>	道路面积 C <sub>13</sub>
		建成区面积 C <sub>14</sub>

产业结构是指国民经济各产业在生产规模上的比例关系以及它们之间的相互关联方式。产业按照不同标准具有不同的分类方式,不同的学者也对产业结构的演进规律进行了深入分析。三次产业比重协调发展以及演进规律是产业结构优化的重要体现,它不仅体现了各产业之间比例合理、投入产出均衡的合理化要求,也体现了高加工度

化、高附加值化、技术集约化、知识化和服务化的高度化要求。黄晓军、李林、刘向阳等在研究区域产业结构系统时主要考虑三次产业演进规律确定了综合指标体系<sup>[16,18-19]</sup>。因此,本文依据三次产业分类法,从产业产值结构和产业就业结构两个方面来构建产业结构的指标体系(见表2)。

表2 湖南省产业结构指标体系

目标层	准则层	指标层
湖南省产业结构指标体系	产业产值结构 B <sub>1</sub>	第一产业产值占 GDP 比重 C <sub>1</sub>
		第二产业产值占 GDP 比重 C <sub>2</sub>
		第三产业产值占 GDP 比重 C <sub>3</sub>
	产业就业结构 B <sub>2</sub>	第一产业就业人口占总就业人口比重 C <sub>4</sub>
		第二产业就业人口占总就业人口比重 C <sub>5</sub>
		第三产业就业人口占总就业人口比重 C <sub>6</sub>

本文数据主要来源于各年《湖南省统计年鉴》和湖南省统计年报以及湖南省统计信息网,直接获取或者计算加工而成,数据区间为1988年至2008年。为便于分析,本文用URBAN代表城市化综合水平,用CYJG表示产业结构综合指数。为了更加深入分析城市化与产业结构之间的作用关系,本文还使用了产值结构综合指数CZJG和就业结构综合指数JYJG两个变量。

要定量评价城市化与土地利用系统之间的关系,首先要求得各系统的综合评价指数。由于两指标系统存在复杂性和不确定性,彼此之间又具有一定相关性,它们在信息上势必发生重叠,导致评价结果模糊。为尽量消除这些影响及减少人为因素干扰,本文用主成分分析法对两系统综合发展状况进行定量评价。为消除主成分分析法得到的负数数值影响,本文根据统计学中的 $3\sigma$ 原则,运用公式 $Y_i^* = H + Y_i$ 进行坐标平移,得到城市化与产业结构系统各年的综合评价指数,见图1至图3。

图1显示了城市化综合水平在1988年至2008年间的走势,城市化水平在过去的二十多年间呈现加速上升趋势。图2、图3显示,产业结构在不断向着高度化、合理化的方向发展,这说明湖南省就业结构与产值结构的发展趋势符合产业结构由低级向高级演进的规律。但是,就业结构综合指数近几年来一直低于产值结构,第一产业就业比重占主要地位,第二、三产业就业比重仍然比

较低。显然,湖南省就业结构落后于产值结构,仍有大量劳动力滞留在农村,劳动力转移的任务依然非常艰巨。

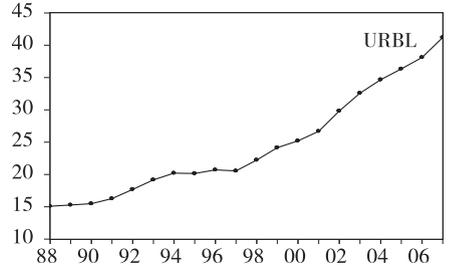


图1 城市化综合发展水平

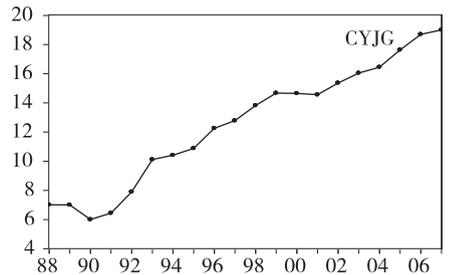


图2 产业结构综合指数

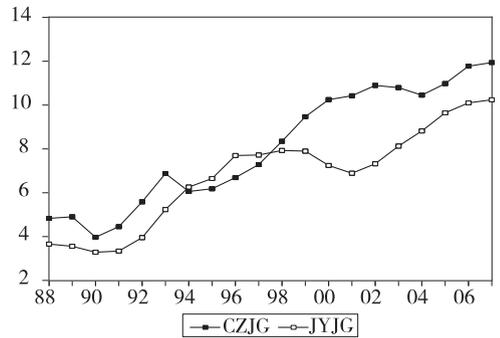


图3 产值结构与就业结构综合发展指数

### 三、城市化与产业结构演进关系的动态分析

#### (一) 变量的单位根检验

在VAR模型中,进行脉冲响应分析的前提条件是其误差向量要满足白噪声序列。所以,本文首先对城市化综合指标与产业结构综合指标、产值结构综合指标、就业结构综合指标进行单位根检验,以确定其平稳性。本文采用ADF方法进行单位根检验。在检验形式的确定上,首先采用图形观察,其次进一步检验趋势项或常数项的显著性。检验结果如表3所示。

表3 单位根检验结果

变量	ADF 检验值	检验形式	1% 临界值	5% 临界值	10% 临界值	结论
URBAN	-0.20354	(c,t,2)	-4.532598	-3.673616	-3.277364	不平稳
$\Delta$ URBAN	-5.68134***	(c,t,7)	-5.238475	-4.393634	-3.420431	平稳
CYJG	-6.379806***	(c,t,7)	-4.792299	-3.875302	-3.388330	平稳
CZJG	-3.297149	(c,t,5)	-4.800080	-3.791172	-3.342253	不平稳
$\Delta$ CZJG	-4.380207***	(c,0,1)	-3.886751	-3.052169	-2.666593	平稳
JYJG	-4.666778**	(c,t,7)	-4.992279	-3.875302	-3.388330	平稳

注: $\Delta$ 代表一阶差分;括号内前两个字符表示检验的类型(c为含常数项,0为不含常数项;t为含趋势项,0为不含趋势项),第三个字符表示滞后的阶数;\*表示在10%水平上显著,\*\*表示在5%水平上显著,\*\*\*表示在1%水平上显著。

从表3可以看出,城市化综合水平与产值结构综合指数的一阶差分在1%显著水平上拒绝非平稳序列的原假设,说明URBAN与CZJG都是一阶单整序列。产业结构综合指数与就业结构综合指数原序列分别在1%与5%的水平上通过检验,二者原序列是平稳的。可见,URBAN与CYJG、JYJG不是同阶单整的,不存在协整关系;URBAN与CZJG都是I(1)序列,二者可能存在协整关系。

## (二) 协整分析与因果关系检验

### 1. 协整检验

以上变量中URBAN与CZJG均是非平稳的一阶单整序列,二者可能存在协整关系。我们用Johansen极大似然估计法对变量进行协整分析。Johansen协整检验是基于VAR(向量自回归模型)的检验方法。因此,在协整分析之前首先建立VAR模型。综合考虑AIC、SC信息标准以及LR检验结果,模型滞后期确定为1。协整检验结果如表4所示。

表4显示,城市化综合水平与产值结构综合指数存在一个协整关系,即二者之间具有长期稳

定的比例关系,说明城市化综合水平的提高与产业产值结构综合指数存在唯一的长期动态均衡关系,即具有长期的一致性。

表4 协整检验结果

原假设	迹检验		最大特征值检验	
	统计量	临界值	统计量	临界值
0**	20.70974	18.39771	20.58752	17.14769
1	0.122221	3.841466	0.122221	3.841466

注:协整方程有截距,有线性趋势;\*\*表示在5%水平上显著。

### 2. Granger 因果关系检验

协整关系显示,URBAN与CZJG之间存在长期的协整关系,而URBAN与CYJG、JYJG之间却不在此关系。为了进一步判断城市化与产业结构综合指数、就业结构综合指数之间的因果关系,我们首先对URBAN和CZJG进行差分处理,然后再对 $\Delta$ URBAN与CYJG、JYJG、 $\Delta$ CZJG进行Granger因果检验。Granger因果关系检验结果见表5。

表5 Granger 检验结果

变量	原假设(非变动的原因)	最优滞后期	F值	P值	结论
$\Delta$ URBAN与CYJG	$\Delta$ URBAN $\rightarrow$ CYJG	2	5.68357**	0.017	拒绝原假设
	$\Delta$ URBAN $\leftarrow$ CYJG		0.01540	0.793	接受原假设
$\Delta$ URBAN与JYJG	$\Delta$ URBAN $\rightarrow$ JYJG	6	4.64461*	0.064	拒绝原假设
	$\Delta$ URBAN $\leftarrow$ JYJG		0.60943	0.719	接受原假设
$\Delta$ URBAN与 $\Delta$ CZJG	$\Delta$ URBAN $\rightarrow$ $\Delta$ CZJG	1	6.95542**	0.015	拒绝原假设
	$\Delta$ URBAN $\leftarrow$ $\Delta$ CZJG		0.01491	0.904	接受原假设

注: $\Delta$ 代表一阶差分;\*表示在10%水平上拒绝原假设,\*\*表示在5%水平上拒绝原假设。

城市化与产业结构、就业结构和产值结构综合指数Granger因果检验的最优滞后期分别为2、6、1,这表明城市化分别在滞后第2期、第6期和第1期对产业结构综合指数、就业结构综

合指数和产值结构综合指数的预测有帮助;同时还说明产业结构综合指数和产值结构综合指数的变动更依赖于城市化变动的路径,原因可能是湖南省要素市场特别是劳动力市场发

育还欠完善,从而导致就业结构的变动落后于产值结构的变动。检验结果显示:城市化综合指数在 10% 显著水平上是就业结构综合指数变动的 Granger 原因;在 5% 显著水平上是产业结构综合指数、产值结构综合指数变动的 Granger 原因。产业结构的发展却不是城市化变动的原因,这可能因为湖南省工业化基础本身比较薄弱,而且市场化不足,要素流动以及产业集聚程度不能够有效地发挥对城市化的推动作用。因此,在湖南省城市化与产业结构关系中,城市化作为人文驱动的方面,它不仅对产业结构综合水平产生作用,而且对产值结构的发展以及就业人口在产业中的分布都产生冲击,具体这种冲击的效果有多大、是否具有长期性,还需通过脉冲响应与方差分解进一步分析。

### (三) 脉冲响应分析

以上分析显示,城市化综合水平与产值结构综合指数存在协整关系,而且是产值结构变动的 Granger 原因;*URBAN* 与 *CYJG*、*JYJG* 虽然不存在协整关系,但格兰杰因果检验显示城市化是就业结构综合指数以及产业结构综合指数变动的原因。因此,我们可以利用 Sims 提出的向量自回归 (VAR) 技术以  $\Delta URBAN$  与 *CYJG*、*JYJG* 建立水平 VAR 模型,以 *URBAN* 与 *CZJG* 建立 VEC 模型进行冲击反应分析,以进一步探索城市化发展对产业结构各综合指数的动态作用过程。

因为在运用 VAR 模型进行估计的过程中必须先进行正交处理而得到对角化矩阵,而响应的 Cholesky 分解方法严重依赖于 VAR 系统中各个变量的顺序,所以,本文选用广义脉冲响应函数 (GIRF) 进行分析。广义脉冲响应函数的含义为在扰动项上施加一个标准差的冲击对内生变量当前值和未来值所带来的影响。在此函数中,对某一个变量的冲击直接影响该变量,并且通过 VAR 模型的动态结构传导给其他所有的内生变量。其中冲击标准差由 Monte Carlo 模拟方法得到。我们用  $\Delta URBAN$  表示城市化的变动速度。我们给定城市化综合水平一个标准冲击,得到了产业结构各综合指数的脉冲响应函数。其中横轴表示冲击作用的滞后期间数(单位为年),纵轴表示对冲击的响应程度,实线表示脉冲响应函数,代表了产业结构各综合指数对城市化综合水平的冲击。具体脉冲响应情况见图 4 至图 6。

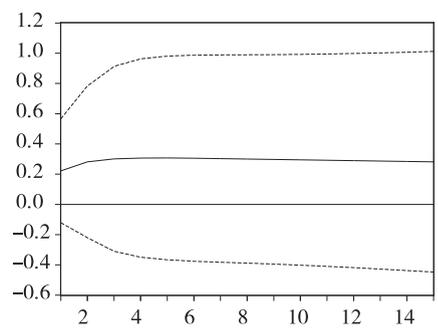


图4 产业结构综合指数对城市化的响应

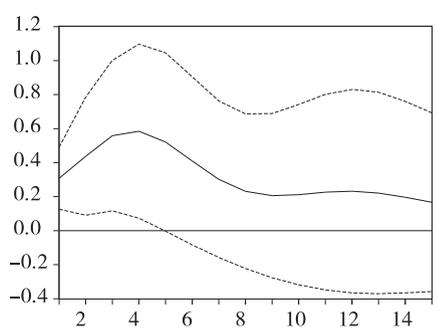


图5 就业结构综合指数对城市化的响应

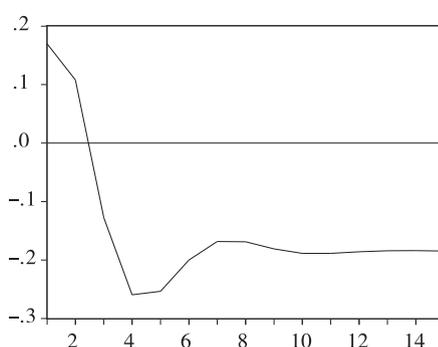


图6 产值结构综合指数对城市化的响应

从图 4 可以看出,本期给城市化一个正的标准冲击,产业结构综合指数立即同向波动,说明湖南省城市化综合水平的提高对产业结构的发展具有正向的冲击效果,即随着城市化水平提高,产业结构将越来越趋于合理化和高度化,而且这一效果具有持久性。图 5 显示,受到城市化综合水平一个正的标准冲击后,就业结构综合指数立即呈现上浮波动趋势,大概在第 4 期达到最大,随后逐渐下降,到第 8 期趋于稳定。可见,城市化综合水平提高对就业结构综合指数也具有正的持续冲击效果,即随着城市化水平提高,就业结构不断趋于优化。从图 6 可以看出,产值结构综合指数在受到城市化的冲击后立即上浮,随后快速下降,第 3 期出现负值,到第 4 期达到最小值,然后缓慢小幅

上升,到第9期趋于稳定。可见,城市化综合水平提高对产值结构综合指数短期内具有正向冲击效果,而长期却具有持续的负向效应,即城市化短期内有利于产值结构优化升级,但不足以支持产值结构优化升级的持久性。这可能由于湖南省要素流动市场化不足、工业基础比较薄弱,产业集聚程度低,对城市化拉动不足。另外,城市化推动下的服务行业基本上还是餐饮、娱乐等低端服务部门,而像物流、咨询等生产性服务行业发展不足,从而第三产业产值贡献比较低。

(四) 方差分解分析

脉冲响应函数描述的是 VAR 模型中的一个内生变量的冲击通过 VAR 系统对其他内生变量的影响。而方差分解 (variance decomposition) 是把内生变量中的变化分解为对 VAR 的分量冲击,进一步评价不同结构冲击的重要性。某一时间序列预测的误差方差是自身扰动项及系统其他扰动项共同作用的结果,冲击分解的目的就是要将系统的均方差 (Mean Square Error) 分解为各个变量冲击所作的贡献,由此来衡量各个变量在系统变动中的贡献率,即方差分解分析提供了对 VAP 模型中的内生变量产生作用的每个随机扰动的相对重要性的信息。因此,为进一步评价不同结构冲击的重要性,分析结构冲击对内生变量变化的贡献度,本文通过建立方差分解模型,分别对产业结构综合指数、就业结构综合指数和产值结构综合

指数的预测均方差进行分解。结果见表 6。

由于变量同时也是影响其本身的重要因素,因而在考虑其他因素对该变量影响的重要性的时候也应将该变量本身作为一个影响因素考虑进来。这样,在有限的研究期限内,就可以在有效地控制变量自身影响的同时,研究其他因素在该变量预测误差变动中的贡献率或重要程度,提高研究的准确度。表 6 显示,产业结构综合指数、就业结构综合指数以及产值结构综合指数从第 1 期就受到自身以及城市化综合水平的影响。产业结构综合指数与就业结构综合指数受城市化综合水平的影响从开始就大于自身波动的影响。产值结构综合指数受城市化综合水平的影响到第 6 期的时候超过其自身成为影响其变动的主导因素。此外,城市化综合水平对产业结构综合指数预测误差的贡献度各期相差不大(能解释产业结构变化的 70% 左右),在第 4 期达到最大值后基本稳定。城市化综合水平对就业结构综合指数与产值结构综合指数预测误差的贡献度逐期增加,分别从第 1 期的 50.2835%、16.1511% 上升到第 15 期的 73.0589% 和 72.1882%,而且仍有继续增加的趋势。城市化综合水平变化对产业结构综合指数、产值结构综合指数和就业结构综合指数的影响要明显大于产业结构变动对城市化的作用,城市化发展成为产业结构演进的一个重要推动因素。

表 6 产业结构综合指数、就业结构综合指数和产值结构综合指数对城市化的方差分解结果

T	产业结构综合指数方差分解			就业结构综合指数方差分解			产值结构综合指数方差分解		
	CZJG	S. E.	URBAN	CZJG	S. E.	URBAN	JYJG	S. E.	URBAN
1	0.7160	65.0888	34.9112	0.7178	50.2835	49.7165	0.7593	16.1511	83.8489
2	0.7993	68.8356	31.1644	0.7980	51.5529	48.4471	1.2432	18.0860	81.9140
3	0.8186	71.1538	28.8462	0.8225	57.6780	42.3220	1.6284	23.4726	76.5274
4	1.0532	72.4743	27.5257	0.8255	63.6249	36.3751	1.9198	38.6756	61.3245
5	1.1829	70.6986	29.3014	0.8333	67.8743	32.1257	2.1514	48.4224	51.5776
6	1.2352	72.1481	27.8519	0.8699	70.3061	29.6939	2.3537	53.2213	46.7787
7	1.3478	71.4687	28.5313	0.9272	71.5088	28.4912	2.5426	56.1176	43.8825
8	1.4370	71.8983	28.1017	0.9792	72.0733	27.9267	2.7222	58.6901	41.3099
9	1.4379	71.8095	28.1905	1.0118	72.2744	27.7256	2.8920	61.2709	38.7291
10	1.4573	71.5091	28.4909	1.0272	72.2692	27.7309	3.0518	63.7099	36.2901
11	1.4703	70.6095	29.3905	1.0330	72.2583	27.7417	3.2030	65.8641	34.1359
12	1.4793	70.8427	29.1573	1.0351	72.3781	27.6219	3.3471	67.7280	32.2720
13	1.5125	71.3942	28.6058	1.0369	72.6104	27.3896	3.4853	69.3677	30.6323
14	1.5137	70.8385	29.1615	1.0402	72.8599	27.1401	3.6183	70.8436	29.1564
15	1.5542	70.2092	29.7908	1.0453	73.0589	26.9411	3.7467	72.1882	27.8118

注:每个变量下面数字给出不同期限的预测误差中该变量的贡献份额,T表示预测期限,S.E.在表示不同期限的预测误差。

## 四、结论与政策建议

### (一) 主要结论

本文在构建城市化与产业结构综合指标体系的基础上,利用主成分分析法得出城市化与产业结构的综合评价指数,然后通过建立 VAR 模型,采用脉冲响应和方差分解分析的动态计量经济方法,对湖南省城市化与产业结构的关系进行了实证分析。本文得出以下主要结论:

第一,通过对城市化综合水平和产业结构综合指数的统计,我们发现近二十年来,湖南省城市化水平逐步提高,湖南省已经进入城市化全面发展的新时期,产业结构优化步伐逐步加快,非农产业在国民经济中的地位越来越突出。然而,城乡二元经济结构特征依然明显,城市化、工业化的任务仍然非常艰巨。

第二,协整检验表明,城市化综合水平与产值结构综合指数存在唯一的长期动态均衡关系,但它与产业结构综合指数、就业结构综合指数之间不存在长期稳定的均衡关系。格兰杰因果检验进一步说明,湖南省城市化综合水平分别是产业结构综合指数、就业结构综合指数、产值结构综合指数的格兰杰原因,反之则不成立。

第三,整体来看,城市化有利于产业结构优化升级。脉冲响应分析显示,城市化综合水平对产业结构综合指数具有持久的正向效应,城市化在长期内有利于产业结构的合理化和高度化。城市化综合水平对就业结构综合指数也具有持久的正向效应,即对劳动力从第一产业向第二、三产业转移具有持久的促进作用,但这种作用随着时间的推移而降低。城市化对产值结构的作用,从短期来看有利于第二、三产业的发展,从而促进产值结构不断优化,但长期内会使产值结构状况恶化。

### (二) 政策启示

第一,加强产业集聚,促进产业规模发展。从本文分析可知,湖南省城市化不仅对整个产业结构产生作用,而且对劳动力在各产业中的分布、产值结构的发展产生冲击,但产业结构发展却不能有效引致城市化水平的提高。其原因在于湖南省产业发展比较分散,不能有效地发挥规模经济优势,不能吸引更多的产业和人口向城市转移,阻碍了城市化进程。本文认为,湖南省产业发展的重点应在于加强产业集聚,发挥产业规模经济优势,

为城市化的顺利推进提供动力。

第二,加快工业化进程,夯实经济发展基础,为第三产业的发展提供坚实的基础。加快工业建设,特别是可以通过鼓励和发展高关联度、高加工度和高附加值的产业,带动相关产业发展,满足城市化需要,从而带动物流、咨询、商务等生产性服务业的发展,加速产业结构优化升级的步伐<sup>[20]</sup>。

第三,完善市场经济体制,为劳动力等要素在城乡间自由流动提供制度平台。本文建议政府一方面应有步骤地消除城乡制度(尤其是户籍制度)差异,加快劳动力等要素的市场化步伐,为农业劳动力向城镇转移提供一个平等的制度平台;另一方面应积极发挥城市化对农村剩余劳动力转移的引导作用,鼓励农村剩余劳动力进城务工或创业,有步骤地消除城乡差异,改变长期以来困扰经济协调发展的城乡“二元结构”的经济模式。

### 参考文献:

- [1] Clark C. The conditions of economic progress[M]. London:McMillan,1957:56.
- [2] Sovani N V. The analysis of over-urbanization[J]. Economic Development and Cultural Change, 1964(2):37.
- [3] 成德宁. 城市化与经济发展——理论、模式与政策[M]. 北京:科学出版社,2004:124.
- [4] Kuznets S. Modern economic growth: rate[J]. Structure and spread,1966,24:74.
- [5] 安虎森. 区域经济学通论[M]. 北京:经济科学出版社,2004:295.
- [6] Gilbert A, Gugler J. Cities, poverty and development[M]. Oxford:Oxford University Press, 1982:216.
- [7] Henderson J V. Urbanization and economic development[J]. Annals of Economics and Finance,2003(4):275-341.
- [8] Henderson J V. Urbanization, economic geography and growth[M]. North Holland:prepared for Handbook of Economic Growth, 2004:175-224.
- [9] Lucas R E Jr. On the mechanics of economic development[J]. Journal of Monetary Economics, 1988, 49:783-792.
- [10] Marshall U J. The structure of urban system[M]. Toronto:University of Toronto Press, 1989:56-59.
- [11] Moomaw R L, Shatter A M. Urbanization and economic development: a bias toward large cities[J]. Journal of

- [12] Enright M. Geographic concentration and industrial organization [D]. Harvard University, 1991: 23 - 34.
- [13] Henderson J V. The effects of urban concentration on economic growth [R]. NBER working paper, 2000, NO. 7503: 54.
- [14] Carter A R. Innovation in urban systems; the interrelationship between urban and national economic development [J]. Annals of Regional Science, 1988, 22: 66 - 80.
- [15] 国松弥久. 城市化过程 [C] // 中国城市科学研究会. 国外城市化译文集. 北京: 中国城市规划设计研究院情报所, 1997: 67 - 79.

- [16] 黄晓军, 李诚固, 黄馨. 东北地区城市化与产业结构演变相互作用模型 [J]. 经济地理, 2008 (1): 55 - 57.
- [17] 刘耀彬. 江西省城市化与生态环境关系的动态计量分析 [J]. 资源科学, 2008 (6): 830.
- [18] 李林. 产业结构与中国省际城市化进程差异分析 [J]. 管理现代化, 2007 (3): 63.
- [19] 刘向阳, 金东来. 江西省城市化与产业结构的定量分析 [J]. 华东经济管理, 2008 (2): 62 - 66.
- [20] 韩峰, 廖进中. 人口城市化与产业结构变迁——基于湖南省的实证检验 [J]. 西北人口, 2009 (2): 1 - 10.

(责任编辑: 杨凤春)

## Urbanization and Optimization of the Industrial Structure: Dynamic Econometric Analysis Based on Hunan Province

HAN Feng, LI Yu-shuang

(College of Economics and Trade, Hunan University, Changsha 410079, China)

**Abstract:** Based on the index system of urbanization and industrial structure, a dynamic econometric analysis is made on the comprehensive index of urbanization level and industrial structure based on VAR mode. The results reveal that the comprehensive level of urbanization is the Granger cause of the comprehensive index of industrial structure, output structure and employment structure, but the contrary is not established. There are long-term relationships between comprehensive index of urbanization and output structure, and the short-term effect of the comprehensive level of urbanization on the output structure is positive though the long-term impact is negative. The urbanization plays a lasting positive role on the comprehensive index of industrial structure and employment structure either in a short term or long term, and its impact can explain approximately seventy percent of the prediction error of the industrial structure. On the whole, it can be seen that urbanization plays an important role in upgrading the industrial structure of Hunan province and optimizing industrial structure, but the effects of industrial structure optimization on the urbanization are very weak.

**Key words:** comprehensive level of urbanization; industrial structure; principal component analysis; dynamic econometric analysis