

上海产业发展、外来人口及城镇化关系研究

林文生

(上海大学 悉尼工商学院, 上海 201800)

摘要: 文章基于上海市 1978 ~ 2010 年年度数据, 在 VECM 框架下分析了上海第二、第三产业发展、外来人口及城镇化之间的长期均衡关系和相互动态影响。研究结果表明, 上海第二产业发展是第三产业发展的格兰杰原因, 而且是第三产业发展和城镇化的长期驱动力; 第三产业发展对第二产业的发展有短期推动作用, 并能够长期带动外来人口增长; 外来人口上升和城镇化对第二、第三产业发展有短期内的促进作用和长期内的阻碍作用。本文对如何进一步推动上海各产业发展和加强城市人口管理, 提出了一些政策建议。

关键词: 产业发展; 外来人口; 城镇化; 误差修正模型

中图分类号: C921 **文献标识码:** A **文章编号:** 1000 - 4149 (2013) 04 - 0039 - 07

Study on the Relationships among Industrial Development , Non-local Population and Urbanization in Shanghai

LIN Wen-sheng

(Sydney Institute of Language and Commerce , Shanghai University , Shanghai 201800 , China)

Abstract: Using the data from 1978 to 2010 , and under VECM system , this paper examines the long term equilibrium and dynamic relationships among the development of the secondary and tertiary industries , non-local population and urbanization in Shanghai. The conclusions are: the secondary industry causes the development of the tertiary sector , and is the long term impetus for the tertiary industry and urbanization; the tertiary sector can only temporarily drive the secondary industry , yet it is the main cause for the non-local population growth , which , along with urbanization , can only contributes temporarily to industry growth. Some policy suggestions are made on how to further upgrade and optimize industries and how to better administrate non-local population and urbanization in Shanghai in the conclusion.

Keywords: industrial development; non-local population; urbanization; VECM

收稿日期: 2012 - 12 - 29; 修订日期: 2013 - 05 - 26

作者简介: 林文生 (1967 -) , 江西分宜人, 上海大学悉尼工商学院讲师, (韩国) 建国大学外聘助理教授, 金融学博士。研究方向: 区域经济学、国际经济学和货币金融学。

一、引言

自 20 世纪 90 年代初上海制定“优先发展第三产业、调整优化第二产业、稳定发展第一产业”的“三二一”产业发展方针以来,上海产业发展与结构调整获得显著成果。1999 年上海第三产业名义产值超过了第一和第二产业名义产值之和,占总产值的 50.84%,在 2010 年该指标上升到 57.28%,第三产业现已成为与第二产业并驾齐驱的支柱产业。两大产业在共同推动经济增长的同时,也加速了上海的人口城市化进程。按照上海户籍人口中非农人口占比的衡量标准,上海的城市化率在 1978 年为 58.7%,1994 年首次超过了 70%,2010 年达到 88.9% 的高水平^①。

国外学术界从工业化、产业结构变迁和现代服务业发展等多方面对产业发展与城市化关系的相关研究中,从不同角度直接或间接阐明了产业发展和城市化之间的密切关联,认为两者之间存在长期均衡关系,这也是本文研究的理论基础。例如,在劳动力无限供给的古典经济学假设条件下,刘易斯二元经济发展理论认为,如果农业部门存在大量边际生产率为零的剩余劳动力,随着工业部门的资本积累,剩余劳动力向城市工业部门转移,从而实现工业部门的持续扩张,直至剩余劳动力枯竭为止^[1]。显而易见,刘易斯所描述的这一过程既是工业化过程,也是城市化过程,劳动力在两部门之间转移的同时也实现了地域上的转移。库兹涅茨(Kuznets)较早注意到城市化发展与产业结构变动之间的相互关联,他指出产业结构变动对城市化的影响是由产业的不同属性所引起的^[2]。随着现代服务业的蓬勃发展及其对城市化的推动,学者们更加强调工业和服务业发展对城市化的共同作用,例如戴维斯(Davis)等人认为当工业和现代服务业逐步替代农业成为主导产业时,劳动力随之从农业转移到城市制造业和服务业^[3]。

国内学术界关于中国城市化和产业发展有大量相关研究,但针对上海的相关研究尚且不多。冯晓华使用上海市户籍人口中的非农人口占总人口的比重作为人口城市化水平的衡量指标,通过简单回归所得弹性系数探讨了上海三次产业及子产业与城市化的关系^[4]。吴俊等人同样利用上海市户籍非农人口占总人口的比重作为城市化指标,通过参考上海三次产业及子产业与城市化水平之间的相关系数,认为在 1978~2002 年期间,上海城市化进程与工业化进程负相关,与第三产业发展正相关,而且第三产业中的非传统行业与城市化水平相关性较高^[5]。

在人口城市化研究中,国内学者们多采用户籍人口中非农人口占总人口的比重作为一个城市或地区人口城市化的狭义指标,但这一指标往往低估了人口城市化水平。广义上的人口城市化不仅包括本地农业人口向非农人口的转化,也包括外地人口的迁入。对于上海这样拥有大量无上海户籍的外来人口(即常住人口减去户籍人口)的大都市,户籍人口中非农人口占比不能反映其人口城市化的真实水平。上海市外来人口在 1978 年只有 5.72 万人,随着改革开放和上海经济的发展,尤其是自 1990 年上海开始产业结构优化和调整以来,吸引了大量外来人口涌入上海,在 2010 年外来人口达到 890 万,在 32 年里增长了约 155 倍,占上海 2302.66 万总人口(即常住人口)中的 38.67%。而且外来人口的迁入是上海户籍人口增长的基础,从 1990~2010 年的 20 年里,上海户籍人口总数年平均增长率(机械增长率)约为 6.14%,但户籍人口的自然增长率却持续为负,在 20 年间年均自然增长率约为 -1.8‰^②,这反映了上海户籍人口增长依赖于外来人口的持续迁入。

鉴于外来人口对上海人口总量和人口城市化的重要影响,本文使用外来人口率和城镇化率作为上海人口城市化的两个衡量指标。其中,外来人口(不含从外地迁入的上海新户籍人口)率为总人口中的外来人口占比,城镇化率为上海户籍人口中非农人口占比,据此研究上海人口城市化水平与第二、第三产业发展之间的动态关系。考虑到第一产业产值仅占上海总产值的 0.26%(2010 年数据),

① 诺瑟姆(Northam)按照城市人口占总人口的比重将城市化进程划分为三个阶段:30%以下为城市化低速发展的初级阶段,30%~70%为中期高速增长阶段,70%以上为后期成熟稳定阶段,全过程如一条“S”型曲线,又称诺瑟姆曲线(参见:Northam, R. M. Urban Geography [M]. New York: John Wiley & Sons, 1975: 66)。当然,诺瑟姆的观点适用于国家和地区层面,但不妨作为上海城市化研究的参考。

② 数据来源《上海统计年鉴》(2011)。

本文暂且忽略第一产业，而重点研究上海第二、第三产业实际产值、外来人口率和城镇化率相关的以下三个方面的问题：第一，各变量是否存在长期均衡关系，以及长期均衡在短期偏离后如何调整；第二，各变量相互之间的格兰杰因果关系；第三，各变量相互影响的动态特征。

二、数据选择与平稳性检验

1. 数据选择

本文采用 1978 ~ 2010 年上海第二、第三产业实际产值、外来人口率和城镇化率四个序列变量的年度数据来构建分析模型。根据以 1978 年为基期的第二、第三产业产值指数，对两个产业的名义产值进行平减化处理以获得实际产值。四个序列都取对数，分别以 *LNIND2*、*LNIND3*、*LNNSH* 和 *LNURN* 来表示。四个变量相应的原始数据均来源于《上海统计年鉴》(2011 年)。

2. 数据平稳性检验

作为后面时间序列分析的基础，在构建模型之前，先进行数据平稳性检验。单位根检验是判断时间序列平稳性最常用的方法，本文采用 ADF 检验法 (Augmented Dickey-Fuller Test)。选择滞后阶数时，采取 SIC 准则。临界值选用 Mackinnon 临界值。ADF 单位根检验结果如表 1 所示。

表 1 显示，*LNIND2*、*LNIND3*、*LNNSH* 和 *LNURN* 四个序列变量的水平值即使在 10% 的显著水平下也都不能平稳，而四个序列的一阶差分在 1% 或 5% 的显著性水平下均平稳，即四个变量同为一阶单整，记为 *I* (1)。据此可知四个变量存在协整关系的可能，可构建模型进行协整检验和相关分析。

表 1 ADF 单位根检验							
变量	检验形式	1% 临界值	5% 临界值	10% 临界值	t 统计值	P 值	结论
<i>LNIND2</i>	(C, T, 1)	-4.285	-3.563	-3.215	-2.396	0.3743	非平稳
<i>DLNIND2</i>	(C, -, 0)	-3.661	-2.960	-2.619	-3.157	0.0326	平稳
<i>LNIND3</i>	(C, T, 1)	-4.285	-3.563	-3.215	-1.441	0.8280	非平稳
<i>DLNIND3</i>	(C, -, 0)	-3.662	-2.960	-2.619	-5.505	0.0001	平稳
<i>LNNSH</i>	(C, T, 3)	-4.310	-3.574	-3.222	0.110	0.9958	非平稳
<i>DLNNSH</i>	(C, -, 0)	-3.662	-2.960	-2.619	-4.371	0.0017	平稳
<i>LNURN</i>	(C, T, 1)	-4.285	-3.563	-3.215	-2.474	0.3377	非平稳
<i>DLNURN</i>	(C, -, 0)	-3.662	-2.960	-2.619	-3.553	0.0130	平稳

注：表中 (C, T, 1) 表示被检验序列含截距项和时间趋势，并根据 SIC 准则选择滞后 1 期，其余依此类推；本文各表原始数据均来源于上海市统计局《上海统计年鉴》(2011 年)。

三、实证分析

1. VAR 模型

由四个变量构建的 VAR (*p*) 模型如下：

$$Y_t = C + \Phi_1 Y_{t-1} + \Phi_2 Y_{t-2} + \cdots + \Phi_p Y_{t-p} + \varepsilon_t \tag{1}$$

其中，*Y_t* 为包含四个序列的列向量，*Y_{t-i}* (*i* = 1, 2, ..., *p*) 表示各序列滞后项。*C* 是 4 维常数向量。 Φ_i 表示在 *t-i* 期的自回归系数矩阵。 ε_t 是 4 维向量白噪音。选用 FPE 和 AIC 法则确定最佳滞后阶数 *p* 为 3，可构建 3 阶的 VAR (3) 模型：

$$Y_t = C + \Phi_1 Y_{t-1} + \Phi_2 Y_{t-2} + \Phi_3 Y_{t-3} + \varepsilon_t \tag{2}$$

经检验，该模型满足稳定性要求，特征多项式根的倒数都在单位圆内。在 5% 的显著水平下，该 VAR (3) 模型残差不存在序列自相关，并通过了残差正态性检验。为了更加简洁，可引入滞后算子将模型 (2) 改写成如下形式：

$$\Phi(L) Y_t = C + \varepsilon_t \tag{3}$$

其中， $\Phi(L)$ 是滞后算子多项式矩阵， $\Phi(L) = I_4 - \Phi_1 L - \Phi_2 L^2 - \Phi_3 L^3$ 。

2. 协整检验

以上 VAR 模型的构建是基于四个 *I* (1) 变量之间存在协整关系的预先假设，需在协整检验并确认存在协整关系的基础上，将该模型转换成误差修正模型 (VECM)。

表 2 给出了协整检验结果，在 5% 显著性水平下，约翰森（Johansen）迹检验结果显示，*LNIND2*、*LNIND3*、*LNNSH* 和 *LNURN* 之间存在一个协整关系，具有长期均衡关系。至此，协整检验考察了第二、第三产业与人口城市化是否存在协整关系以及协整关系的个数，但并没有说明协整关系的动态具体特征。以下通过误差修正模型的构建，以及该模型系统下的格兰杰因果关系检验和脉冲响应函数分析来进一步补充说明。

3. 误差修正模型

根据协整检验结果，可将 VAR 模型（3）改写成如下 VECM 表达式：

$$\Phi^*(L)\Delta Y_t = C + AB'Y_{t-1} + \varepsilon_t = C + AZ_{t-1} + \varepsilon_t \quad (4)$$

其中，*B* 为协整向量，*A* 为调整系数，存在 $\Pi = AB'$ ，且 $Z_{t-1} = B'Y_{t-1} \sim I(0)$ 。协整向量 *B* 和调整系数 *A* 是 VECM 要估计的核心内容，表 3 给出了协整向量 *B* 的估计结果。表 3 中 *LNIND2* 被标准化为 1，协整向量 $B = (1 \ -0.479 \ -0.064 \ -2.356 \ 6.172)'$ ，表达了各变量长期均衡关系，并且在 5% 的显著水平下，该长期均衡关系具有统计显著性。

根据协整向量所表达的均衡关系，可写出如下协整等式：

$$vecm_t = LNIND2_t - 0.479 LNIND3_t - 0.064 LNNSH_t - 2.356 LNURN_t + 6.172 \quad (5)$$

(0.062) (0.023) (0.367)

其中，*vecm* 是误差修正项，代表四个 *I*(1) 变量的平稳线性组合，均值为 0。括号内为标准差。由此，我们估计出四个序列在样本期间内的一个长期关联性，即从长期来看，*t* 期 *LNIND2* 的上升与同期 *LNIND3*、*LNNSH* 和 *LNURN* 的上升相对应。例如，当 *LNIND2_t* 上升 1% 时，*LNIND3_t*、*LNNSH_t* 和 *LNURN_t* 相应地分别上升 0.479%、0.064% 和 2.356%。

从修正速度来看，调整系数的大小反映了各变量对均衡短期偏离的修正速度，其中 *LNNSH* 对均衡偏离的修正速度（绝对值）最大，为 -0.555，表明在 *t* 年 *LNNSH* 的年度修正为上年度均衡关系偏离的约 56%。修正速度其次为 *LNURN* 和 *LNIND3*，分别为 0.138 为 -0.113，*LNIND2* 修正速度最小，为 0.0009。然而，四个变量的调整系数中，*LNURN* 调整系数在 5% 的显著水平下具有显著性，而其他三个变量的调整系数都没有统计显著性，这表明 *LNIND2*、*LNIND3* 和 *LNNSH* 这三个变量针对长期均衡的短期偏离没有显著反应，换言之，四个变量的短期内相互影响主要体现为 *LNURN* 对其他三个变量的状况变化作出反应，而不是相反（见表 4）。

由于四个变量中只有 *LNURN* 的修正具有统计显著性，而且修正速度较慢只有 0.138，这意味着四个变量在短期的均衡偏离难以较快地向长期均衡状态调整。如图 1 所示，在 33 年的样本期间里，四个变量的短期波动较大地偏离于长期均衡关系，而且偏离均衡之后需要较长的修正时间，如 1983 年和 2001 年开始的两次均衡偏离分别经过约 10 年修正才恢复到均衡状态，最大的正负偏离分别发生在 1991 年初和 2003 年末。这些都发生在上海外来人口持续大量迁入和第三产业大幅度增长时期。

协整向量只反映各变量在长期均衡中的对应关系，调整系数说明各变量对长期均衡关系在短期偏离后的调整速度。下面借助格兰杰因果检验和脉冲响应函数分析进一步阐明四个变量之间的关系。

表 2 Johansen 迹检验

零假设（协整个数）	迹统计量	5% 水平临界值	P 值
无*	54.886	47.856	0.0095
至多 1 个	24.045	29.797	0.1985
至多 2 个	6.064	15.495	0.6880

注：临界值和 P 值参考 MacKinnon, J., A. Haug and L. Michelis. Numerical Distribution Functions of Likelihood Ratio Tests for Cointegration [J]. Journal of Applied Econometrics, 1999, (14); * 表示在 5% 显著水平下拒绝零假设。

表 3 协整向量 B

<i>LNIND2</i>	<i>LNIND3</i>	<i>LNNSH</i>	<i>LNURN</i>
1	-0.479***	-0.064***	-2.356***
	(0.062)	(0.023)	(0.367)

注：***表示在 5% 显著性水平下具有统计显著性；括号内为标准差。

表 4 调整系数 A

$\Delta LNIND2$	$\Delta LNIND3$	$\Delta LNNSH$	$\Delta LNURN$
0.0009	-0.113	-0.555	0.138***
(0.247)	(0.182)	(0.858)	(0.024)

4. VECM 系统下的格兰杰因果关系检验

格兰杰因果关系检验要考察的是模型中某一变量是否有助于提高其他变量的预测效果,因而格兰杰因果关系的实质是各变量之间的预测关系,与一般意义上的因果关系不同。尽管如此,格兰杰因果关系检验被广泛用来分析时序变量之间的相互影响关系。为了说明 VECM 系统下的格兰杰因果检验原理,有必要对 VECM 加以改写。通过对模型 (2) 的右边加减 $\Phi_3 Y_{t-2}$ 之后再加减 $(\Phi_2 + \Phi_3) Y_{t-1}$,可以得到 VECM 的另一表达式:

$$\Delta Y_t = C + AB'Y_{t-1} + \sum_{i=1}^{p-1} \Pi_i \Delta Y_{t-i} + \varepsilon_t \quad (6)$$

其中, $\Pi_i = -\sum_{j=i+1}^p \Phi_j$, $p = 3$ 。

(6) 式中设定的 $B'Y_{t-1}$ 是平稳的,其重要意义是包含了模型中四个 I(1) 变量之间的长期均衡关系。根据模型 (6) 可以看出,VECM 系统下的格兰杰因果关系检验就是在协整框架下对矩阵 Π_i 中的相应系数进行联合显著性检验。例如,如果要检验 ΔY_t 中的 $\Delta LNURN$ 与其他变量间是否存在格兰杰因果关系,就是检验模型 (6) 右边其他变量的各滞后项 (共滞后两期) 系数是否显著为 0。该检验过程在统计上是可行的,这是由于 (6) 式中的向量 ΔY_t 、 ΔY_{t-i} 以及 $B'Y_{t-1}$ 都是平稳的,可以对相应系数的假设 (如假设 $\Delta LNIND3_{t-i}$ 的对应系数都为 0) 进行传统统计检验。在本文的检验中使用了 LR (Likelihood Ratio) 检验法,表 5 列出的是检验结果。

表 5 显示有四个格兰杰因果关系存在。在 5% 显著水平下,第二产业增长为第三产业增长的格兰杰原因,城镇化和外来人口变化对第三产业增长没有预测效果。在 1% 的显著性水平下,第三产业增长和外来人口占比的上升是城镇化发展的格兰杰原因。在 10% 的显著性

水平下,第二产业的增长也能够成为城镇化发展的格兰杰原因。可见,格兰杰因果检验的结果与前面对各变量长期均衡调整系数的分析结论是较一致的,即,是第二产业、第三产业和外来人口影响城镇化,而不是相反。

5. VECM 系统下的脉冲响应函数分析

为了便于说明 VECM 系统下的脉冲响应函数分析,可将 VECM 模型中 (6) 式转换成如下的向量自回归形式。

$$Y_t = C + (AB' + \Pi_j) Y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (7)$$

其中, $\Pi_j = I_4 - \sum_{j=1}^p \Phi_j$, $j \neq i$, $p = 3$ 。

在 (7) 式中,向量 Y_t 中四个变量各自相应的自回归方程中都包含了 $AB'Y_{t-1}$ 这一协整关系的影响。这样,随着时间的推移,一个变量的扰动冲击在协整系统内不断传递,对自身和其他变量产生临时性或长久性的动态影响。为避免模型中变量排序对脉冲响应函数分析的影响,本文在 IRF 分析中采用了皮萨南 (Pesaran) 等人提出的广义 IRF (Generalized IRE) 方法^[6]。图 2 ~ 图 5 给出了 VECM 系统下的广义脉冲响应函数分析结果,为简洁,各图采用合并形式,并省略了 90% 的置信区间上下界。

如图 2 ~ 图 5 所示,在 VECM 系统下各变量受到一个正的标准差扰动新息 (innovation) 冲击后,



图 1 四个变量长期均衡的短期偏离与调整

表 5 VECM 系统下格兰杰因果关系检验

变量	$\Delta LNIND2$	$\Delta LNIND3$	$\Delta LNNSH$	$\Delta LNURN$
$\Delta LNIND2$		0.027	0.530	0.066
$\Delta LNIND3$	0.376		0.498	0.000
$\Delta LNNSH$	0.576	0.464		0.009
$\Delta LNURN$	0.832	0.523	0.951	

注: 表中数据为 LR 检验统计量对应的 p 值。

受到的影响（即正或负的响应）可以是临时性的，最终会收敛于0，但也可以是永久性的，最终会稳定在一定水平上。例如第二产业受到的冲击中只有第三产业的冲击可看成是临时性的，而第三产业、外来人口和城镇化受到的冲击则全都是永久性的。

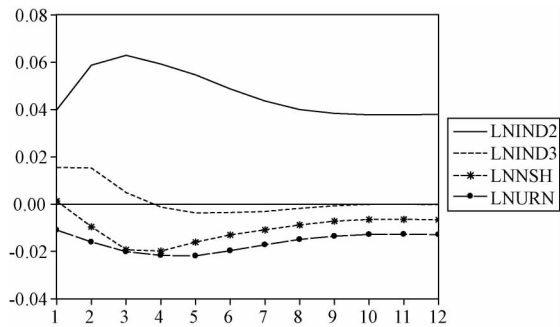


图2 LNIND2 对一个标准差扰动的响应

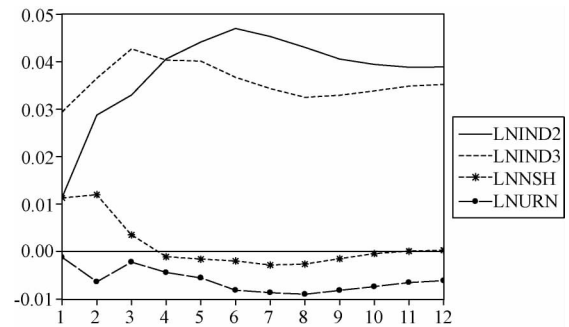


图3 LNIND3 对一个标准差扰动的响应

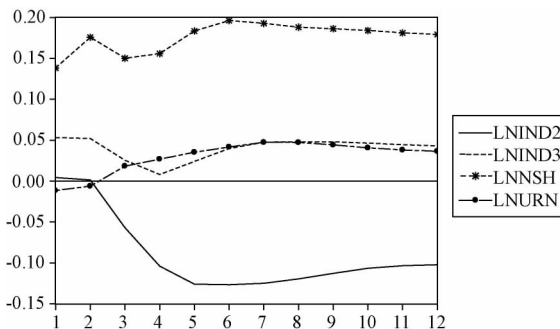


图4 LNNSH 对一个标准差扰动的响应

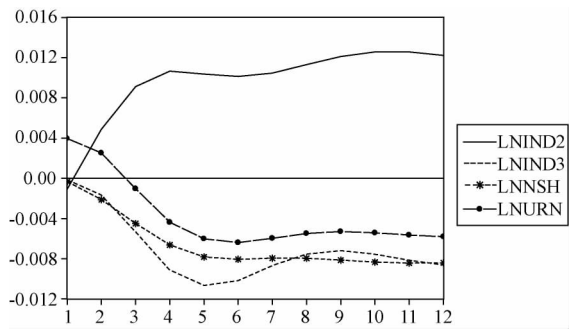


图5 LNURN 对一个标准差扰动的响应

从第二和第三产业相互的脉冲响应动态特征来看，图2和图3显示，第二产业的发展对第三产业产生较大的长期正向冲击，在第6期达到高峰之后有所缓落但趋于稳定。第三产业的发展对第二产业的影响在前三期是正向冲击，第四期后为负向冲击，且冲击相对较小，在滞后9期后趋向于0。

从第二、第三产业对人口城市化的扰动冲击来看（图4和图5），两者的扰动对外来人口和城镇化的影响不同。在第二产业影响下，外来人口只在前两期有微弱正向响应，在第2期后为较大的长久性负向响应，而城镇化在第2期后正向响应开始明显上升，至第4期后趋于稳定；第三产业对外来人口和城镇化的扰动冲击则基本相反，即第三产业长期正向冲击外来人口，长期负向冲击城镇化。

从人口城市化对第二、第三产业的扰动冲击来看，图2和图3显示，外来人口和城镇化的一个正的标准差扰动对两次产业不能构成长期稳定的促进作用，这符合生产要素边际效应递减的经济学一般原理。在外来人口数量上升后，第二产业仅在第1期有非常微弱的正向响应，之后为长期负向响应，而第三产业在前3期的响应为正，之后有长达6期的较低负向响应，再趋向为0。可见外来人口不能直接促进第二产业发展，但外来人口数量上升能够对第三产业产生短期的正向影响，进而间接支撑第三产业对第二产业的短期促进作用。城镇化扰动新息也不能直接导致第二、第三产业正向响应，但结合图2、图3和图4，可知城镇化通过正向冲击外来人口，后者再短暂正向冲击第三产业，进而又对第二产业产生间接的临时性促进作用。

从外来人口和城镇化之间的脉冲响应来看，图4和图5显示，外来人口在城镇化冲击滞后2期之后有持久的正向响应，而反过来城镇化针对外来人口冲击只有负向响应，即城镇化可促进外来人口迁入，而外来人口迁入不能直接促进城镇化，其原因之一是大量的外来人口进入到上海城镇地区，加大了本地户籍人口的城镇就业压力。

四、结论与政策建议

总结上述实证研究结果并结合引言中的问题,可以得出以下关于第二、第三产业、外来人口以及城镇化之间相互关系的结论。

第一,上海第二、第三产业发展与上海外来人口和城镇化之间存在长期均衡关系,在短期产生均衡偏离时,主要依赖城镇化向长期均衡调整但调整过程缓慢,短期均衡偏离需要较长时间来修正。

第二,从相互影响的因果关系和动态过程来看,格兰杰因果检验和脉冲响应函数分析的结果说明,上海第二产业的发展主要决定于自身,第三产业的发展对第二产业只有短暂性的促进作用,外来人口和城镇化对第二产业有短期的间接推动作用和长期的直接负面影响。在第三产业的发展中,第二产业发展是其格兰杰原因和长期主要驱动力,而外来人口对第三产业只有短暂性的直接推动作用,城镇化对第三产业有短暂的间接推动和长期负面影响。第二、第三产业对人口城市化的影响不同,第二产业在长期促进的是城镇化,而第三产业在短期和长期促进的是外来人口上升。外来人口的增加虽与第三产业的发展密切相关,但主要决定于外来人口的自身因素,第二、第三产业的发展都不能构成外来人口增长的格兰杰原因。另外,第二、第三产业和外来人口都是城镇化发展的格兰杰原因。

本文的研究对上海产业优化和调整以及人口管理有如下启示。

首先,以第二产业为根本,加强各产业之间的均衡协调发展。在上海第三产业发展相对落后的背景下提倡优先发展第三产业的策略是毋庸置疑的,但第二产业是第三产业稳定发展的长期驱动力,在目前上海优先发展第三产业和调整优化第二产业的过程中,不能降低第二产业发展的重要性,否则会使第三产业长期发展的基础不稳和动力不足。

其次,以产业耦合为纽带,优化第三产业结构和吸收外地高层次人才。经过几十年的持续发展,上海第三产业到了该优化升级的阶段。在上海第三产业内部结构的优化中,不仅要结合上海本地优势来发展传统和现代新型服务业,也要强调第三产业与第二产业相融合,重点强化与制造业相关的服务业发展。例如信息产业横跨第二和第三产业,包括信息产品制造业、信息服务业和信息传输业,对于这一类产业应当有所侧重,使第三产业和第二产业更紧密结合,交相促进。同时由于上海第三产业是外来人口上升的主要产业推动力,第三产业的优化升级有助于有选择地吸纳人才,降低外来无户籍人口的粗放盲目性涌入和层次低的弊端。

最后,以外来人口管理为重点,加强城市人口管理。近二十多年来上海外来人口占比的急剧上升,客观上要求外来人口管理应当成为上海未来人口管理的重点。由于外来人口上升只能短暂性促进第三产业的发展,外来人口(以及非农人口)增长对产业发展的边际效应递减,在长期成为产业发展的阻碍。因此,在户籍管理制度之外,应通过各项措施不断提高在沪外来人口整体知识和技能,并提供必要的生活和工作便利,为产业进一步升级和优化打下良好的人力资源基础,以提高上海人口管理和各产业发展的相互促进效应。

参考文献:

- [1] Lewis, W. A. Economic Development with Unlimited Supply of Labor [J]. The Manchester School of Economic and Social Studies, 1954, (22).
- [2] Simon Kuznets. Modern Economic Growth: Rate, Structure and Expansion [M]. New Haven: Yale University Press, 1966: 529.
- [3] Davis, J. C. and J. V. Henderson. Evidence on the Political Economy of the Urbanization Process [J]. Journal of Urban Economics, 2003, (33).
- [4] 冯晓华. 上海产业结构对城市化进程影响的定量分析 [J]. 上海统计, 2002, (9).
- [5] 吴俊, 邹礼瑞. 上海农村城市化发展与产业结构调整互动关系分析 [J]. 安徽农业科学, 2006, (2).
- [6] Pesaran, M. and Y. Shin. Generalized Impulse Response Analysis in Linear Multivariate Models [J]. Economics Letters, 1998, 58.

[责任编辑 冯 乐]