

城市化进程与服务业发展的 动态关系探讨*

——基于江苏省域的样本检验

李程骅 郑琼洁

摘要 发达国家在现代化进程中,城市化与服务业发展之间存在着较强的对应关系。改革开放以来,我国的城市化进程主要以工业化为主导,服务业的作用尚未显现出来。江苏作为中国经济的先发地区、长三角城市群的主要区域,以往的城市化也主要是工业化推动的。本文以江苏省 1990—2010 年数据作为区域样本,利用 ARDL 模型探讨城市化进程与服务业发展的动态关系,表明了江苏的服务业在长期和短期都对城市化有着正向的促进作用,而城市化在长期和短期尚未明显作用于服务业。江苏在以率先基本实现现代化为目标的新一轮城市化进程中,必须加快构建服务经济体系,让城市的转型升级与现代服务业的大发展形成互动,从而走出一条集约发展、精明增长的实践创新路径。

关键词 城市化;服务业;江苏;动态关系;ARDL 方法

中图分类号 F293.1 **文献标识码** A **文章编号** 1001-8263(2012)02-0020-06

作者简介 李程骅:南京市社会科学院副院长、研究员、博导 南京 210018;郑琼洁:河海大学商学院博士研究生 南京 210018

一、问题的提出及理论与现实观照

世界发达国家的经验数据表明:随着经济发展水平的提高,一国城市化进程与其第三产业的发展水平呈现出高度的正相关。Singlemann^①(1978)最早指出了城市化是第三产业发展的原因,Daniels 等^②(1991)通过美国大中小城市区域的第三产业发展的实证研究,得出城市是第三产业发展的基础,城市化的发展促进了第三产业的扩张。

然而,对于发展中国家而言,城市化与第三产业的互动关系并不如发达国家表现的那么明显,它们的城市化

水平落后于工业化进程,这种“滞后城市化”造成了服务业发展水平难以提高,服务业发展与城市化进程无法形成良性的互动,李健英^③(2002)曾计算出 1952—1980 年第三产业与城市化的相关系数为 -0.63,证明在 50—70 年代我国第三产业的发展与城市化之间的关系并不理想,呈现负相关。当代中国在 30 多年的高速工业化和城市化进程中,1980—2009 年的第三产业与城市化的相关系数为 0.9484^④,呈现出高度正相关。这说明改革开放以来,我国的第三产业与城市化之间出现了良性循环关系。在城市化推进服务业发展方面,江小涓等^⑤(2004)研究表明城市化水平是第三产业发展的重要因素,

* 本文是国家社科基金项目“现代服务业发展推动我国城市转型研究”(11BGL103)的阶段性研究成果之一。

Changetal^⑥(2006)对中国城市化和经济发展的研究表明,城市化能够带来服务业的发展,郭文杰^⑦(2006)利用计量方法得出城市化刺激了服务业的需求,是服务业的重要原因。同时,也有研究表明,第三产业的发展加快了城市化过程。俞国琴^⑧(2004)也认为第三产业的发展对城市化进程有一定的推动作用。然而,也有学者通过研究得出一些与一般规律相背离的发现,如李健英^⑨(2000)认为我国在计划体制下推行的重工业超前发展战略,人为地割断工业化与城市化、第三产业发展的内在联系,使城市化与第三产业发展形成了特有的负相关关系,倪鹏飞^⑩(2004)提出城市化对中国城市服务业的规模及其增长存在积极的贡献作用,对其比例及其增长却表现出此消彼长的关系。胡拥军等^⑪(2010)通过改革开放30年中国城市化进程与服务业发展的实证分析,认为城市化率对服务业就业比重的变化存在负贡献作用。更进一步地检索相关文献发现,有学者通过不同省市的实证分析也得出类似的结论,如方俊伟等^⑫(2007)利用浙江省1982-2004年的数据,实证分析得出现代服务业发展与城市化进程无显著因果关系。刘汉辉等^⑬(2009)通过对广东省第三产业与城市化协整关系的实证研究,得出第三产业不是城市化的Granger原因。出现这种情况的原因,是由于中国作为地域广阔的大国,城市化进程呈现出明显的区域性特征,珠三角、长三角和环渤海等东部沿海地区与中西部的城市群在产业结构、城市化进程的阶段性不同,工业化与后工业化具有的特征不一样,从而造成了以上存在的不同判断。

那么,在当代中国的城市化进程中,如何突破以往的工业化推进城市化的路径依赖,把服务业尤其是现代服务业的大发展作为城市化的新引擎?因为这直接影响到转变发展方式的成效,也影响到城市的转型和部分区域的现代化进程。对于中国的城市发展,城市化与服务业发展之间究竟存在怎样的关系?是否存在格兰杰(Granger)因果关系和长期的均衡关系?为此,本文以江苏省1990-2010年的样本数据,试图探讨江苏城市化进程与服务业发展的动态关系,以此来认识现代服务业为引领的新型城市化,对促进江苏率先基本实现现代化以及提升整个长三角地区发展质量的重要意义。

二、江苏城市化与服务业发展的关系描述及国际比较

“十二五”期间,江苏处在转型升级、率先基本实现现代化的关键时期,也是服务业大发展的重要机遇期。江苏作为长三角地区的重要省份,其城市化和服务业的发展一直处于全国前列。2010年,江苏产业结构进一步优

化,三次产业增加值比例调整为6.1:52.5:41.4,城市化率已达60.6%,成为推动经济快速发展的主要动力之一。图1表明了江苏城市化率与第三产业的发展关系,可以看到,1999年后,江苏城市化率超过第三产业比值,呈现稳步上升态势。表1体现了江苏在各不同时期城市化高速发展的情况,尤其在经历“八五”、“九五”时期的快速增长后,城市化仍处于高速增长期。

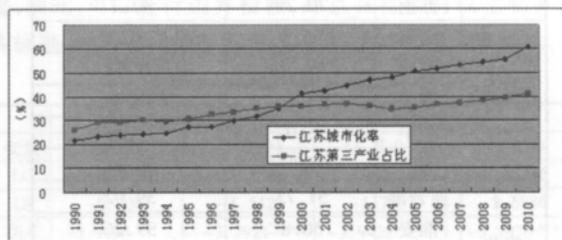


图1 江苏城市化与第三产业发展情况

表1 江苏各时期城镇人口增长和城市化速度比较

时期	年份	城镇人口增长规模(万人/年)	总人口增长率(%)	城镇人口总增长率(%)	城市化年均提高幅度(个百分点)
“六五”时期	1981-1985	42.2	4.6	23.4	0.55
“七五”时期	1986-1990	69.4	8.9	31.2	0.73
“八五”时期	1991-1995	94.0	4.4	32.2	1.15
“九五”时期	1996-2000	222.4	3.7	57.6	2.84
“十五”时期	2001-2005	158.3	3.6	26.0	1.80
“十一五”时期	2006-2010	187.1	3.7	24.4	2.04

资料来源《世纪之交的中国人口-江苏卷》,中国统计出版社2005年版;《江苏统计年鉴(2011)》,中国统计出版社,2011年。

从2010年江苏三大区域的服务业发展与城市化进程的关系来看,江苏整体样本呈现出正向的线性关系(见图2)。从第三产业占比来看,由于受区位、经济发展等因素的限制,江苏省三大区域在服务业发展方面存在着明显的差距。2010年,苏南、苏中、苏北第三产业增加值分别为11006.3亿元、2900.9亿元和3438.9亿元,苏南是苏中、苏北的3.8倍和3.2倍。从表2可以看出,2010年各地区的三产结构中,苏南的第三产业比重最大,苏北次之,苏中最弱,仅为37.46%。

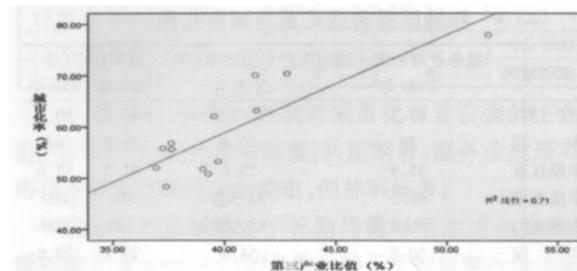


图2 2010年江苏省城市化与服务业的关系图

表2 2010年江苏三大区域的城市化与服务业发展关系

区域	地区	2010年	
		城市化率(%)	第三产业比值(%)
苏南	南京	77.93	51.85
	无锡	70.33	42.8
	常州	63.17	41.43
	苏州	70.03	41.38
	镇江	61.98	39.52
	苏南	70.29	43.7
苏中	南通	55.8	37.25
	扬州	56.75	37.62
	泰州	55.64	37.64
	苏中	56.02	37.46
苏北	徐州	53.16	39.71
	连云港	51.75	39.02
	淮安	50.8	39.26
	盐城	51.96	36.95
	宿迁	48.32	37.39
	苏北	51.51	38.55

资料来源《2011江苏统计年鉴》。

从城市化率看,苏北、苏中、苏南呈阶梯式上升。根据城市化三阶段论,即城市化水平低于30%为低速增长阶段,处在农业社会时期、城市化水平在30%—60%之间为高速增长阶段,处于工业化前期到工业化后期阶段、城市化水平高于60%为成熟的城市化社会,即进入工业化后期阶段。可以判断,江苏整体城市化水平已开始向成熟的城市化社会迈进。然而,苏中、苏北、苏南地区的城市化存在阶段性差异,只有苏南地区(城市化率为70.29%)已经步入成熟的城市化社会,而苏中(城市化率为56.02%)、苏北(城市化率为51.51%)仍然处于城市化的快速发展阶段。

从2000年与2009年的世界主要国家和地区的城市化率与服务业增加值占GDP比重看(见表3),江苏城市化率虽然高于中国整体的城市化率,但是与发达国家和地区的数据相比,只是处于中下水平,尤其是服务业发展较为滞后,与其他国家和地区存在很大的差距。

表3 2000年和2009年世界主要国家和地区服务业比重与城市化率

国家和地区	服务业增加值占国内生产总值比重(%)		城市化率(%)	
	2000年	2009年	2000年	2009年
世界	67.2	69.4②	46.7	50.3
中国	39	43.4	35.8	44
中国江苏	35.9	39.6	41.5	55.6
中国香港	86.5	92.3②	100	100
中国澳门	90.3	85.9②	100	100
印度	50.5	54.6	27.7	29.8
巴基斯坦	50.8	54.9	33.2	36.6
南非	65	65.8	56.9	61.2
日本	65.8	69.3②	65.2	66.6

意大利	68.8	70.9①	67.2	68.2
俄罗斯联邦	55.6	57.8①	73.4	72.8
德国	68.5	69.0①	73.1	73.7
西班牙	66.4	68.1①	76.3	77.3
墨西哥	67.8	58.3	74.7	77.5
法国	74.3	77.5①	75.8	77.6
韩国	57.3	60.9①	79.6	81.7
美国	74.6	77.4②	79.1	82
荷兰	72.4	72.9①	76.8	82.4
巴西	66.7	66.2	81.2	86
澳大利亚	69.6	68.4①	87.2	88.9
英国	71.7	75.7①	89.4	90
阿根廷	67.4	57.9①	90.1	92.2
新加坡	64.3	74.0①	100	100

数据来源《国际统计年鉴(2010)》。

注:其中①表示参照2008年数据,②表示参照2007年数据。

目前,关于江苏城市化与服务业发展动态关系的研究尚未引起普遍关注。已有的文献大多数侧重于较为宏观层面的分析,并以时间序列分析为主要方法,但该方法依赖渐近理论的应用,要求数据具有大样本特征,因此简单地使用“协整——误差修正——因果关系”的研究范式存在一定不足。为了弥补以往研究方法的局限性,本文尝试用ARDL方法,从一个相对中观的角度探讨江苏城市化进程与服务发展之间的动态关系。

三、数据来源和模型建立

(一) 数据来源

本文使用江苏城市化率(C)和服务业占比(S)两个指标。城市化的本质是人口的集聚,目前国内外学者大多以城镇人口占总人口的比重作为城市化水平测量的通用指标,本文也采用这一定义来测定江苏省城市化水平。关于服务业发展指标,本文使用服务业产值占GDP的比重来衡量。相关数据来源于《2011江苏统计年鉴》。

(二) 模型建立

ARDL(autoregressive distributed lag)称为自回归分布滞后模型,是一种较新的协整检验方法,最早由Charemza和Deadman^⑭(1992)提出,随后由Pesaran^⑮(1997)、Pesaran和Smith^⑯(1998)、Pesaran和Shin等^⑰(2001)推广和普及。与传统的EG两步法和Johansen检验法相比,ARDL方法对数据的平稳性要求不高,在小样本情况下也足够稳健,且无论变量间是否相互协整,都可用该方法进行检验。鉴于上述优点,本文采用该方法对城市化与服务业之间的协整及因果关系进行研究。

1. 协整检验(边界检验)

协整关系也即长期动态关系,假设以C代表城市化率,S为服务业占GDP的比值,则可以使用以下两个方程研究城市化与服务业之间的动态关系。

$$\Delta C_t = \text{inpt} + \sum_{i=1}^k \alpha_i \Delta C_{t-i} + \sum_{j=0}^q \beta_j \Delta S_{t-j} + \lambda C_{t-1} + \theta S_{t-1} + \varepsilon_t \quad (1)$$

$$\Delta S_t = \text{inpt} + \sum_{i=1}^k \alpha_i \Delta S_{t-i} + \sum_{j=0}^q \beta_j \Delta C_{t-j} + \lambda S_{t-1} + \theta C_{t-1} + \varepsilon_t \quad (2)$$

其中 λ 和 θ 代表了协整关系或长期动态关系, α 和 β 代表了短期动态关系, ε_t 为一白噪声过程, k 和 q 分别代表最大的滞后阶数, inpt 代表常数项。存在长期动态关系的原假设和备择假设简写为:

$$H_0: \lambda = \theta = 0$$

$$H_1: H_0 \text{ 不成立}$$

这里使用 F 统计量进行联合显著性检验, F 统计量从一个非规则的渐进分布, 如果计算得到的 F 统计量大于临界值, 则拒绝原假设, 表明服务业与城市化之间存在协整关系; 假如计算得到的 F 统计量小于临界值, 则接受原假设, 表明不存在协整关系^⑬。

2. Granger 因果关系

当两变量存在协整关系时, ARDL 模型可以通过对变量水平值及其滞后项回归来确定长期因果关系, 同时, 还可构造 ECM 来检验变量间的短期 Granger 因果关系并反映修正机制对偏离长期均衡时的调整。在 ARDL 方法中, 检验长期 Granger 因果关系主要是判断回归方程中回归因子的系数显著性, 短期关系则可以根据 ECM 中差分项的系数显著性确定。具体而言, 误差修正模型如下:

$$\Delta C_t = c + \sum_{i=1}^m \alpha_i \Delta C_{t-i} + \sum_{j=0}^n \beta_j \Delta S_{t-j} + \varphi \text{ecm}_{t-1} + \varepsilon_t \quad (3)$$

$$\Delta S_t = c + \sum_{i=1}^m \alpha_i \Delta S_{t-i} + \sum_{j=0}^n \beta_j \Delta C_{t-j} + \varphi \text{ecm}_{t-1} + \varepsilon_t \quad (4)$$

其中 φecm 代表误差修正项, m, n 代表最大的滞后阶数, Δ 代表对变量取一阶差分。

而当变量之间不存在协整关系时, 它们有可能存在短期因果关系, 因此, 要对它们之间的短期关系进行讨论, 具体采用如下两个模型:

$$\Delta C_t = c + \sum_{i=1}^m \alpha_i \Delta C_{t-i} + \sum_{j=0}^n \beta_j \Delta S_{t-j} + \varepsilon_t \quad (5)$$

$$\Delta S_t = c + \sum_{i=1}^m \alpha_i \Delta S_{t-i} + \sum_{j=0}^n \beta_j \Delta C_{t-j} + \varepsilon_t \quad (6)$$

对该模型进行 F 联合检验, 原假设是 $H_0: \alpha = \beta = 0$, 备择假设是 $H_1: H_0$ 不成立。F 显著, 则拒绝原假设, 即它们之间存在该方向的短期关系, 否则接受原假设, 即两者之间不存在该方向的短期因果关系。

四、实证检验结果

(一) 单位根检验

ARDL 检验方法虽然对数据的平稳性要求不高, 但是要求变量的单整阶数不能超过 1, 否则可能出现虚假“伪”

回归现象。因此, 在建立计量模型之前要对所用的时间序列进行单位根检验, 以确定各序列的平稳性及单整阶数。本文使用 Augmented Dickey - Fuller (ADF) 和非参数的 Phillips - Perron test (PP) 两种单位根检验法, 分别对所有变量的水平值及其一阶差分进行检验, 以判断其稳定性^⑭。结果如表 4 所示。

由表 4 可知, 城市化和服务业这两个指标都为一阶单整, 因此, 可以进行边界检验, 并且在检验时以上临界值为标准, 对下临界值则不予考虑, 即无法拒绝原假设。

表 4 单位根检验结果

变量	ADF 检验值		PP 检验值	
	(C, ρ , ρ)	(C, T, ρ)	(C, ρ , ρ)	(C, T, ρ)
LC	-0.6036	-1.3583	-0.6029	-1.5596
LS	-0.4061	-1.5422	-1.7937	-2.6986
DLC	-3.9393 ***	-3.7921 **	-3.9432 ***	-3.7976 **
DLS	-4.7563 ***	-4.3628 **	-4.7126 ***	-4.3423 **

注: ADF 检验与 PP 检验的原假设都是变量含有单位根, ADF 检验采用 SIC 准则自动选取滞后阶数, PP 检验采用的是 Default (Bartlett kernel) 方法, Newey - West Bandwidth 准则。*、**、*** 分别代表在 10%、5% 和 1% 显著性水平上通过检验, 以下表格规定与之相同。检验式中的 C、T 分别表示模型中的常数项、时间趋势项, (C, ρ , ρ) 表示含截距项不含趋势项, (C, T, 0) 表示含截距项含趋势项。LC、LS 分别表示取对数后的城市化率和服务业比重, D 表示差分过程, 下同。

(二) 基于 ARDL 模型的边界检验

ARDL 检验是通过 Microfit4.0 软件操作完成的, 协整关系的证明基于方程 (1) 和 (2) 进行。在运用方程进行检验前, 首先采用 SBC 准则确定滞后阶数^⑮, 与此同时, 在兼顾考虑自由度的影响下, 最终选用了合适的滞后阶数 3 阶。时间序列中一般是要加入时间趋势项, 若趋势项系数不显著, 则可以直接运用不含趋势项的方程进行估计。估计结果为表 5 所示:

结果显示, 服务业对城市化存在协整关系, 而城市化对服务业不存在协整关系。

表 5 服务业与城市化的协整关系

原假设	滞后阶数	时间趋势项	F 值
LS 到 LC 无协整关系	3	有	5.2380
LS 到 LC 无协整关系	3	无	4.3202 ***
LC 到 LS 无协整关系	3	有	16.9082
LC 到 LS 无协整关系	3	无	0.0981

从长期看, 服务业发展对城市化有着较强的正向冲击, 为 3.1595, 并且非常显著; 从短期看, 服务业发展对城市化虽具有微弱的正向冲击, 但并不显著。

误差修正模型描述了长期均衡对短期波动的影响, 误差修正项 $\text{ecm}(-1)$ 的系数反映了受到短期冲击后向长期均衡收敛的速度, 系数的绝对值越大, 说明对冲击的调整速度越快。表 6 中除了 DLS 的系数外, 其它系数都

是统计显著的。误差修正项 ECM 的系数为 -0.30033 (0.002) ,是统计上高度显著,并且有正确的符号为负。当偏离长期均衡时,误差修正机制能将偏离部分以 30.033% 的速度向长期均衡调整。

表6 ARDL(1 2) 估计长期关系系数
及短期误差修正模型(SIC 因变量 LNC)

回归	系数	标准误	T 值
Long run			
LS	3.1595	.33224	9.5096[.000]
INPT	-7.3439	1.1842	-6.2013[.000]
Error Correction Representation for the Selected ARDL Model			
DLS	.40425	.32026	1.2623[.229]
DLS1	-.87356	.38089	-2.2935[.039]
DINPT	-2.2056	.71623	-3.0795[.009]
ecm(-1)	-.30033	.080234	-3.7432[.002]

注:表中 Long run 表示是长期系数检验,Error Correction Representation for the Selected ARDL Model 表明短期误差修正模型结果,主要考察短期关系以及误差调节机制。

其中 $E_{cm} = LNC - 3.1595 * LNS + 7.3439 * INPT$

(三) ARDL 检验非协整变量之间的短期关系

协整检验只是论证了服务业与城市化之间是否存在长期的均衡关系,但是否构成因果关系还需通过 Granger 检验方法来做进一步检验。通过方程(5)和(6)得到结果如下:

表7 短期检验结果

	F 值	P 值
dLC→dLS	0.87538	0.48324
dLS→dLC	3.84301**	0.04186

注:本检验采用 AIC,滞后阶数为 3,且只含截距项不含趋势项。

结果显示 dLC→dLS 过程 F 值不显著,因此拒绝原假设,即城市化对服务业不存在短期因果关系。dLS→dLC 过程 F 值显著,因此拒绝原假设,即服务业对城市化存在着短期的因果关系。

五、结论和启示

通过对江苏省域 1990-2010 年数据的实证分析,可以得出以下结论和启示:

从较长周期看,江苏服务业发展对城市化有着较强的正向影响,并且非常显著;而城市化与服务业之间不存在协整关系。但从短期看,服务业发展是城市化的原因,而城市化不是服务业的原因。这说明江苏在过去的城市化以工业化为主导来推动的,服务业尚未显现重要作用。根据城市经济理论研究,城市化受农业、工业和第三产业的推动和发展,随着江苏城市化进程的深入,服务业逐渐发挥重要作用。服务业发展引起产业结构优化升级,提

供更多的就业岗位吸纳大量劳动力,促进要素和资源流动,从而推动了城市化进程,是城市化水平的重要原因。而江苏城市化在过去的 20 年间不显著作用于服务业,这一轨迹表明与国际上城市化基本路径不一致,带有较强的粗放型特征。因此,在当前江苏转型发展、构建服务经济结构过程中,要加快转变发展方式和产业结构调整步伐,尤其通过生产性服务业发展,引进国际服务业企业进入,大力发展研发经济、总部经济,即加快服务业的大发展来促进再城市化、城市现代化。

当然,对于服务业发展过程中出现的逆规律性问题,特别是江苏城市化进程与服务业发展的不协调性,也可以有以下解释:一是城市二元体制下统计口径的偏误。城市化指标主要采用城镇人口占总人口的比值,而改革开放以来在较长时期内城市人口主要是户籍意义上的非农业人口,从统计意义上人为压低了城市化率的比值,而从第五次全国人口普查开始,进城就业、居住半年以上的流动人口(主要是农民工)被计入城镇人口,从而导致了城市化率的偏高,对实证研究结果造成了偏误。二是城市化与工业化进程脱节。发达国家的经验表明,服务业与城市化的良性发展,是工业化进程中经济机体自发运行的产物。而江苏城市化和工业化带有深刻的制度转轨印记和政府主导色彩,市场要素的资源配置则退居其次。在江苏高速的城市化进程中,我们必须看到,城市和区域经济发展水平的差距,大中小城市的空间布局不合理,在本质上更是强化了城乡二元结构的差异。三是城市化中“结构性空洞”和“结构性功能失调”导致的偏误。张鸿雁等^②(2011)指出“结构性空洞”和“结构性功能失调”是当代中国城市化社会问题发生和发展的根源之一。由于江苏城市化与发展结构本身存在着不合理的结构问题,如果一味强调部分大中城市结构的高级化、服务业的现代化而不匹配相应的高级化专业人才和就业群体,势必会造成结构性问题,将会导致城市化与服务业发展的更大的不协调。

正是基于以上的战略审视,江苏在“十二五”规划中提出,到 2015 年江苏城市化率达 63%,服务业占比提高到 48%。要实现这一目标,各城市必须转变观念,协同推进产业空间与城市空间的布局和优化,促进城市化与服务业发展的良性互动,全方位推进现代服务业为主导的新型城市化。江苏作为长三角的主要区域,在长三角协同发展中,既要树立“全域江苏”的整体发展战略,又要注意苏南、苏中和苏北地区在现代服务业、先进制造业发展上的梯度分工。其次,进一步强化中心城市的辐射带动作用。区域性中心城市是服务业的集聚区,在服务业的发展上具有较强的辐射力和集聚力。江苏应以南京都市

圈为载体,促进以南京为核心的都市圈地区在高端服务业上的发展提升城市建设水平和辐射带动能力。同时,在省内形成多个服务业的集聚发展区,促进江苏省服务业规模的提升以及集聚能力的提高。在创新经济主导下,促进宁镇扬“同城化”,加强徐州都市圈建设和苏锡常都市圈协调发展,推进南通、泰州等沿江城市跨江联动发展。这种以城市为核心、以城市群或城市圈为主体的新型城市体系的加快建立,能更好地推动服务业与城市化形成良好的互动关系。再者,要通过科学发展考核体系的落实,来推进江苏区域协同发展。目前,苏中、苏北、苏南地区的城市化差异虽在缩小,但是仍然处在不同阶段。根据城市化三阶段论,只有苏南地区(城市化率为70.29%)已经步入成熟的城市化社会,而苏中(城市化率为56.02%)、苏北(城市化率为51.51%)仍然处于城市化的快速发展阶段,城市化程度相对偏低在一定程度上从需求方面限制了第三产业的发展。此外,城市化发展进程的差异产生鲜明的城市空间落差,加之各地区缺乏实际的协同动作,从而容易导致结构性问题的出现和城市病的蔓延。江苏国际化战略的实施,应通过全球城市体系、国际产业价值链来整合国际、国内的相关发展要素,形成城市、区域发展现代服务业的协同力量,推进创新型城市建设和集约化主导的新型城市化。

注:

- ①Singelmann J, “From Agriculture to Services: The Transformation of Industrial Employment”, Beverly Hills, CA: Sage Publication, 1978, pp. 78 - 84.
- ②Daniels P. W., “The planning Response to Urban Service Sector Growth: An International Comparison”, *Growth and Change*, 1991, pp. 3 - 26.
- ③李健英《第三产业与城市化相关性的中外差异分析》,《南方经济》2002年第8期。
- ④笔者采用李健英计算第三产业与城市化相关系数的方法,即运用得出1980 - 2009年第三产业与城市化的相关系数。
- ⑤江小涓、李辉《服务业与中国经济:相关性和加快增长的潜

力》,《经济研究》2004年第1期。

- ⑥Chang G H. and Brada J. C., “The paradox of China’s growing under - urbanization”, *Economic Systems*, 2006, pp. 24 - 40.
- ⑦郭文杰《服务业增长、城市化与经济发展》,《当代经济科学》2006年第9期。
- ⑧俞国琴《城市现代服务业的发展》,《上海经济研究》2004年第12期。
- ⑨李健英《我国第三产业与城市化低相关性分析》,《城市问题》2000年第1期。
- ⑩倪鹏飞《中国城市服务业发展:假设与验证》,《财贸经济》2004年第7期。
- ⑪胡拥军、李志阳、毛爽《中国城市化进程对服务业影响的实证分析——事实、悖论与解释》,《当代经济管理》2010年第11期。
- ⑫方俊伟、刘根《浙江省现代服务业与城市化的协整及 Granger 检验》,《工业技术经济》2007年第7期。
- ⑬刘汉辉、侯军《广东省第三产业与城市化协整关系的实证研究》,《华东师范大学学报》(社会科学版)2009年第4期。
- ⑭Charemza WW, Deadman D F., “New directions in Econometric Practice”, England: Edward Elgar, 1992, pp. 45 - 67.
- ⑮Pesaran, M. H., Pesaran, B., “Working with Microfit 4. 0. Camfit Data Ltd”, Cambridge, 1997, pp. 35 - 56.
- ⑯Phillips, P. C. B, Perron P., “Testing for a unit root in time series regressions”, *Biometrika*, 1988, pp. 335 - 346.
- ⑰Pesaran, M. H., Shin, Y., Smith, R. J., “Bounds testing approaches to the analysis of level relationships”, *Journal of Applied Econometrics*, 2001, pp. 289 - 326.
- ⑱有关 F 检验的具体原理及临界值表可参考文献 17。
- ⑲具体原理可查阅 Maddala and Kim(1998) 有关 ADF and PP 方法的介绍以及参考文献 16。
- ⑳一般依据施瓦茨贝叶斯准则(SBC)或赤池信息准则(AIC)选择合适的滞后阶数。本文为简单模型,故均可。
- ㉑张鸿雁、谢静等《城市进化论——中国城市化进程中的社会问题与治理创新》,东南大学出版社2011年版,第85页。

(责任编辑:清 菡)

(下转第33页)

Undertake International Service Outsourcing , Technology Spillover and Local Enterprises' Improvement of Innovation Ability: Empirical analysis based on Jiangsu software and service outsourcing industry

Ren Zhicheng & Zhang Erzhen

Abstract: In recent years , the service outsourcing industry has been rapidly developing and producing extensive economic effects. Based on the microcosmic enterprises' statistics of three service outsourcing base cities that are selected as samples , this dissertation empirically studies the effect of technology spillover gained by software industry from undertaking international outsourcing on improvement of innovation ability. The results of the study shows , undertaking international software outsourcing gains technology spillover , and then the innovation ability of enterprise will be improved. Among various potential channels of technology spillover , the effect of human capital is the most prominent , and the less one is technology transfer of the party awarding contract. The government indirectly influences technology spillover of services outsourcing by means of effecting level of enterprise's human capital , improving the innovation ability of local enterprises.

Key words: service outsourcing; technology spillover; human capital; software industry

(上接第 25 页)

Study on Dynamic Relationship between Urbanization and Service Industry: Based on the sample of Jiangsu province

Li Chenghua & Zheng Qiongjie

Abstract: The modernization process of the developed countries shows that there is a strong corresponding relationship between urbanization and service industry development. However , after the reform and opening up , the function of service industry has not been revealed because Chinese urbanization is mainly dominated by industrialization. As one of the developed areas and the main province of Yangtze River delta area , the former urbanization of Jiangsu is as well as mainly promoted by industrialization. This paper uses 1990 - 2010 data of Jiangsu as a regional sample , and adopts ARDL model to explore the dynamic relationship between urbanization and service development. The result shows that in short and long term , the service is the promotion factor to urbanization. However , urbanization has not yet apparent effect to service industry. It implies that Jiangsu should accelerate the establishment of service economy system , and push forward interactive activities between the urban transformation and modern service. Therefore , an intensive development and the practice of smart growth innovation path can be tracked out.

Key words: urbanization; service; Jiangsu province; dynamic relationship; ARDL model