

# 中国城市化波动的解释： 工业化波动和服务化波动的冲击\*

朱英明

**【摘要】**文章利用消除趋势法得到的城市化、工业化和服务化的周期成分度量城市化、工业化和服务化的波动,并简要分析了中国城市化、工业化和服务化的波动特点。研究表明,中国城市化波动可以划分为6个不同的发展阶段;工业化波动最为剧烈,服务化波动最为平缓,城市化波动介于二者之间;城市化波动滞后于服务化波动,服务化波动滞后于工业化波动;城市化波动主要源于自身波动的冲击,工业化波动和服务化波动冲击的影响较小;城市化波动分别对工业化波动和服务化波动的脉冲响应曲线均为明显的正弦波,但脉冲响应时滞及冲击力度明显不同;工业化波动对城市化波动具有显著的负向影响,服务化波动对城市化波动具有显著的正向影响。

**【关键词】**城市化波动 工业化波动 服务化波动 冲击

**【作者】**朱英明 南京理工大学经济管理学院,教授。

自20世纪60年代以来,中国独特的城市化现象一直是学术界研究的热点,研究主要涉及中国城市化、工业化和经济发展间的关系问题,其中最具代表性的主题是中国的城市化滞后问题。Perkins(1969)在对中国农业发展研究中较早提出了中国滞后城市化的观点。Cell(1979)在对中国反城市化的研究中,得出中国的城市化滞后于工业化。Whyte(1983)在对中国当代城镇和乡村的研究中,认为城镇和乡村的人为分割导致中国的城市化滞后。陈亚军、刘晓萍(1996)认为,改革开放前30年的体制特点,是造成城市化滞后于工业化和经济发展水平的根本性因素。Lin(1998)从反城市主义或城市倾向的视角,对中国城市化受控下的工业化进行了研究。Dong等(2000)对中国改革开放前的工业发展及其政府垄断研究时发现,中国的城市化严重滞后于工业化与经济发展。李文(2001)认为,中国人口就业结构的转换严重滞后于产业结构的变动,中国的城市化滞后是产业结构与就业结构严重错位的结果。郭克莎(2002)的研究表明,中国的城市化并没有严重滞后于工业化。中国的问题在于工业化的偏差而不在于城市化的偏差。工业化的偏差主要表现之一是,工业化过程中服务业发展(经济服务化)严重滞后,影响了非农就业的增长,进而影响到城市化水平的提

\* 本文得到教育部人文社会科学研究项目(批准号:09YJA790103)资助。

高。白南生(2003)将中国经济中存在的结构偏差归结为高工业化和低服务业比重、产业结构中的高工业化和低城市化。

尽管现有研究涉及工业化、服务化对城市化的影响问题,但对城市化波动的相关问题还缺乏研究,尤其是城市化波动的形成根源及工业化波动冲击和服务化波动冲击对城市化波动的影响问题仍是一个空白,本文试图在这方面进行初步探讨。

## 一、中国城市化、工业化、服务化的波动分析

### (一) 数据来源与水平测度

本文中的城市人口数据是选取不同年份《中国统计年鉴》中的“市镇人口”或“城镇人口”数据,包括城市市区(城镇镇区)辖区内的全部人口,由于不同年份《中国统计年鉴》的数据存在矛盾或明显的错误,在对历年《中国统计年鉴》的数据进行了分析比较后,选择本研究需要的数据。其中,1952~1983年“市镇人口”数据来自于1990年《中国统计年鉴》;1984~1989年的“市镇人口”数据,来自于2001年的《中国统计年鉴》中的“城镇人口”;1990~2007年的“城镇人口”来自于2008年的《中国统计年鉴》。工业从业人员数据为全部工业从业人员数据,其中1952~1982年数据来自于1983年《中国统计年鉴》,1983~1984年数据来自于1985年《中国统计年鉴》,1985~1998年数据来自于1999年《中国统计年鉴》,1999~2002年数据来自于2003年《中国统计年鉴》,从2004年开始,《中国统计年鉴》没有统计全部工业从业人员数据。

美国学者弗里德曼将城市化过程区分为城市化Ⅰ和城市化Ⅱ。前者包括人口和非农业生产活动在规模不同的城市环境中的地域集中过程、非城市性景观转化为城市性景观的地域推进过程;后者包括城市文化、城市生活方式和价值观在农村的地域推进过程。因此,城市化Ⅰ是可见的、物化了的或实体性的过程,而城市化Ⅱ则是抽象的、精神上的过程。城市化Ⅰ可称之为广义城市化,城市化Ⅱ可称之为狭义城市化,研究工作的重点应该是狭义城市化(许学强,1997)。对于城市化水平的度量,一般采用人口城市化率,即城市人口占总人口的百分比(郭克莎,2002)。在本文中,我们以特定时期(一年)内城市人口与总人口的百分比作为城市化水平的度量标准。

工业化是一种过程。表现在两方面:首先,国民收入(或地区收入)中制造业和第三产业所占比例的提高;其次,在制造业和第三产业就业的劳动人口比例有增加的趋势。在两种比率增加的同时,除了暂时的中断以外,整个人口的人均收入也增加(Eatwell等,1996)。按照这一定义,工业化过程主要表现为非农产值比重和就业比重的提高过程。按照郭克莎(2002)的观点,由于中国存在工业化偏差问题,不宜直接用工业产值(增加值)比重作为衡量工业化水平的指标,而工业就业比重则是一个衡量工业化水平的直接指标。本研究以特定时期(一年)内工业从业人员占总从业人员的百分比作为工业化水平的度量标准。

服务化主要表现为第三产业产值比重和就业比重的增加过程(贺有利,2008)。基于与工业化水平度量标准相一致的考虑,服务化水平的衡量指标以特定时期(一年)内第三产业

从业人员与总从业人员的百分比表示。

(二) 城市化、工业化、服务化波动的动态度量

利用消除趋势法,将实际城市化水平(U)、实际工业化水平(I)和实际服务化水平(S)分别分解为趋势成分和周期成分。将所得的城市化周期成分(Uc)、工业化周期成分(Ic)和服务化周期成分(Sc)分别作为城市化波动、工业化波动和服务化波动的动态度量。

利用消除趋势法估算 U<sub>c</sub>、I<sub>c</sub> 和 S<sub>c</sub> 时,可以利用 Hodrick–Prescott 滤波方法(Hodrick等,1997),对包含趋势成分{Y<sub>t</sub><sup>T</sup>}和周期成分{Y<sub>t</sub><sup>C</sup>}的时间序列{Y<sub>t</sub>}进行分解,则:

$$Y_t = Y_t^T + Y_t^C, \quad t=1, 2, 3, \dots, T$$

计算 HP 滤波就是从{Y<sub>t</sub>}中将{Y<sub>t</sub><sup>T</sup>}和{Y<sub>t</sub><sup>C</sup>}分离出来。时间序列{Y<sub>t</sub>}中的可观测部分趋势{Y<sub>t</sub><sup>T</sup>}常被定义为下面最小化问题的解:

$$\min \left\{ \sum_{t=1}^T (Y_t - Y_t^T)^2 + \lambda \sum_{t=1}^T [(Y_{t+1}^T - Y_t^T) - (Y_t^T - Y_{t-1}^T)]^2 \right\}$$

在利用 HP 滤波分析中国城市化波动、工业化波动和服务化波动时,我们采用 OECD 的建议取 λ=25。利用 Eviews 6.0 软件,可以得到 1952~2007 年中国城市化波动、工业化波动和服务化波动的变动状况(见表 1)。

表 1 中国城市化波动、工业化波动与服务化波动的变动状况

年份	工业化(%)	服务化(%)	城市化(%)	工业化波动(%)	服务化波动(%)	城市化波动(%)
1952	6.01	9.07	12.46	0.2678	1.0866	0.1309
1953	6.43	8.90	13.31	0.0816	0.2891	0.2943
1954	6.88	8.24	13.69	-0.0853	-1.0419	-0.0176
1955	6.27	8.16	13.48	-1.3368	-1.8913	-0.9416
1956	5.97	8.71	14.62	-2.3137	-2.2226	-0.5542
1957	5.89	9.76	15.39	-3.0629	-2.1035	-0.5540
1958	16.60	15.17	16.25	7.1211	2.4774	-0.4374
1959	11.01	17.19	18.41	1.4061	4.0052	1.0712
1960	11.51	18.36	19.75	2.1553	5.1563	1.9350
1961	8.69	11.67	19.29	-0.1244	-1.1032	1.2144
1962	6.58	9.94	17.33	-1.5724	-2.1836	-0.8277
1963	6.13	9.89	16.84	-1.4030	-1.5510	-1.3069
1964	6.11	9.92	18.37	-0.9476	-0.9042	0.2742
1965	6.38	10.00	17.98	-0.3915	-0.3097	-0.0246
1966	6.62	9.76	17.86	-0.0624	-0.1381	-0.0246
1967	6.59	9.70	17.74	-0.1917	0.1224	-0.0059
1968	6.55	9.74	17.62	-0.5090	0.4092	0.0221
1969	7.12	9.26	17.50	-0.3757	0.1148	0.0505
1970	8.16	9.01	17.38	0.1068	-0.0147	0.0693
1971	9.08	9.08	17.26	0.4025	0.1023	0.0667

表1 中国城市化波动、工业化波动与服务化波动的变动状况

续表

年份	工业化(%)	服务化(%)	城市化(%)	工业化波动(%)	服务化波动(%)	城市化波动(%)
1972	9.75	9.19	17.13	0.4307	0.1779	0.0179
1973	10.11	9.01	17.20	0.1648	-0.1300	0.1156
1974	10.44	8.94	17.16	-0.0988	-0.4403	0.0317
1975	11.22	9.33	17.34	0.1293	-0.4171	0.0735
1976	12.08	9.73	17.44	0.4926	-0.5066	-0.0829
1977	12.21	10.68	17.55	0.1897	-0.1483	-0.3746
1978	12.48	12.18	17.92	0.0791	0.6983	-0.5751
1979	13.02	12.62	18.96	0.2719	0.4699	-0.2829
1980	13.22	13.06	19.39	0.1360	0.2451	-0.7638
1981	13.26	13.57	20.16	-0.1815	0.0938	-1.0420
1982	13.09	13.45	20.80	-0.7690	-0.6939	-1.5313
1983	12.97	14.23	23.50	-1.3977	-0.6017	0.0564
1984	13.15	16.06	31.90	-1.8179	0.5343	7.5201
1985	16.74	16.76	23.71	1.1358	0.5725	-1.2731
1986	17.51	17.18	24.52	1.3618	0.3794	-0.8772
1987	17.70	17.80	25.32	1.1829	0.4291	-0.3951
1988	17.78	18.28	25.81	1.0974	0.3601	-0.1847
1989	17.29	18.31	26.21	0.6262	-0.1759	-0.0679
1990	15.17	18.51	26.41	-1.3533	-0.6120	-0.1896
1991	15.35	18.90	26.94	-0.9993	-0.9739	-0.0515
1992	15.59	19.80	27.46	-0.5854	-0.9631	-0.0182
1993	15.77	21.20	27.99	-0.2254	-0.5718	-0.0918
1994	16.03	23.00	28.51	0.2501	0.1559	-0.3141
1995	16.18	24.80	29.04	0.6899	0.8991	-0.6828
1996	15.89	26.00	30.48	0.7926	1.1306	-0.3033
1997	15.46	26.40	31.91	0.8592	0.6870	-0.0737
1998	13.33	26.70	33.35	-0.7010	0.2600	0.0601
1999	12.69	26.90	34.78	-0.7631	-0.1864	0.1152
2000	12.38	27.50	36.22	-0.5241	-0.1984	0.1462
2001	12.23	27.70	37.66	-0.1605	-0.6150	0.1732
2002	12.42	28.60	39.09	0.5223	-0.3670	0.2103
2003	NA	29.30	40.53	NA	-0.3609	0.2949
2004	NA	30.60	41.76	NA	0.2118	0.2157
2005	NA	31.35	42.99	NA	0.2239	0.1799
2006	NA	32.22	43.90	NA	0.3596	-0.1441
2007	NA	32.36	44.94	NA	-0.2256	-0.3251

## 二、中国城市化波动的特征分析

### (一) 中国城市化波动的发展过程分析

中国实际城市化发展的突出特点是受政治和经济因素的冲击影响较大,相应出现多次波动现象。中国城市化周期成分呈现出围绕趋势成分曲线上下波动的特点(见图1),比实际城市化进程的波动更为复杂,根据其波动状况,可将中国城市化波动划分为以下6个阶段。

1.工业化起步阶段(1952~1958年)。城市化波动表现出类似正弦函数的波动特征,城市化进程的波动性较大,实际城市化水平快速提高。城市化波动的最大值为0.29%,最小值为-0.94%,均值-0.30%,变异系数为-1.49。实际城市化水平由1952年的12.46%,提高到1958年的16.25%,年均增长4.52%。以“156项”大型建设项目为中心、由694个大中型建设项目组成的工业建设,是影响城市化波动的主要因素。

2.工业化大幅波动阶段(1959~1964年)。城市化波动表现出类似正弦函数的波动特征,城市化进程的波动性很大,实际城市化过程中出现第一次逆城市化现象。城市化波动的最大值为1.94%,最小值为0.27%,均值0.39%,变异系数为3.20。实际城市化水平由1959年的18.41%,降低到1964年的18.37%,年均降低0.04%。工业化过程中的“大跃进”和工业调整政策,是影响城市化波动的主要因素。

3.工业化停滞阶段(1965~1976年)。城市化波动表现出近似水平线的特征,城市化进程的波动性微弱,实际城市化过程中出现第二次逆城市化现象。城市化波动的最大值为0.12%,最小值为-0.01%,均值0.03%,变异系数为2.11。实际城市化水平由1965年的17.98%,降低到1976年的17.44%,年均降低0.28%。“文化大革命”是影响城市化波动的主要因素。

4.经济体制改革阶段(1977~1985年)。城市化波动表现出类似正弦函数的波动特征,城市化进程的波动性最大,实际城市化水平增长较快。城市化波动的最大值为7.52%,最小值为-1.53%,均值0.20%,变异系数为14.50。实际城市化水平由1977年的17.55%,提高到1985年的23.71%,年均增长3.83%。农村体制改革的推进及放宽建镇标准、实行镇管村体制,是影响城市化波动的主要因素。城镇人口统计标准的放宽导致1984年的城市化出现最大的波动性。

5.经济环境治理整顿阶段(1986~1995年)。城市化波动表现出倒U形的波动特征,城市化进程的波动性小,实际城市化水平增速放缓。城市化波动范围在水平轴之下,波动绝对值的最大值为0.88%,波动

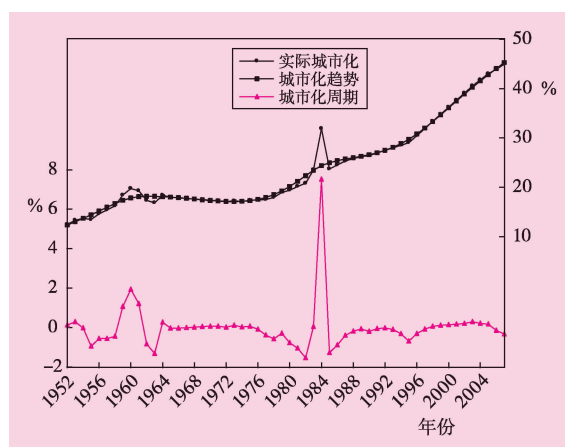


图1 中国实际城市化、城市化趋势和城市化周期序列

绝对值的最小值为 0.02%，均值 -0.29%，变异系数为 -1.01。实际城市化水平由 1986 年的 24.52%，提高到 1995 年的 29.04%，年均增长 1.90%。城市经济体制改革的推进以及总体开放格局的形成，是影响城市化波动的主要因素。

6. 全球化、市场化阶段(1996~2007 年)。城市化波动表现出倒 U 形的波动特征，城市化进程的波动性较小，实际城市化水平稳定快速增长。城市化波动的最大值为 0.29%，最小值为 -0.33%，均值 0.05%，变异系数为 4.55。实际城市化水平由 1996 年的 30.48%，提高到 2007 年的 44.94%，年均增长 3.59%。市场配置资源作用的加强是影响城市化波动的主要因素。

(二) 中国城市化波动与工业化波动、服务化波动的关联分析

根据表 1 中城市化波动、工业化波动和服务化波动的数据，我们绘制出中国 1952~2007 年间城市化波动、工业化波动和服务化波动图(见图 2)。利用 Statistica 6.0 软件，可以对 1952~2007 年城市化波动、工业化波动和服务化波动状况分别进行拟合，得到其波动方程(见表 2)。

表 2 1952~2007 年中国城市化波动、工业化波动、服务化波动的拟合

拟合方程	振幅 (A)	角频率 ( $\omega$ )	初相 ( $\varphi$ )	周期 ( $T=2\pi/\omega$ )	右移距离 ( $\varphi/\omega$ )
$U_c: y=0.3438\sin(0.5048x-3.0237)$	0.3438	0.5048	-3.0237	12.4469	5.9899
$I_c: y=-0.961\sin(0.6932x-1.0657)$	0.9610	0.6932	-1.0657	9.0640	1.5374
$S_c: y=0.2341\sin(0.3405x-1.6705)$	0.2341	0.3405	-1.6705	18.4528	4.9060

由表 2 可以看出，中国 1952~2007 年间城市化波动、工业化波动和服务化波动间存在以下关系：(1) 城市化波动、工业化波动和服务化波动均表现出形如  $y=A\sin(\omega x+\varphi)$  的正弦函数的波动特征，但三者间在波动振幅(A)、周期( $T=2\pi/\omega$ )、平移距离( $\varphi/\omega$ )间存在较大差异，表明 1952~2007 年间中国城市化波动、工业化波动和服务化波动间在波动方向、波动程度、滞后状况等方面存在较大差异。(2) 由拟合方程表达式可以看出，工业化波动拟合方程振幅前的系数为负，而城市化波动和服务化波动方程振幅前的系数均为正。这表明，就波动方向来说，1952~2007 年中国工业化波动的方向与城市化波动、服务化波动的方向相反。

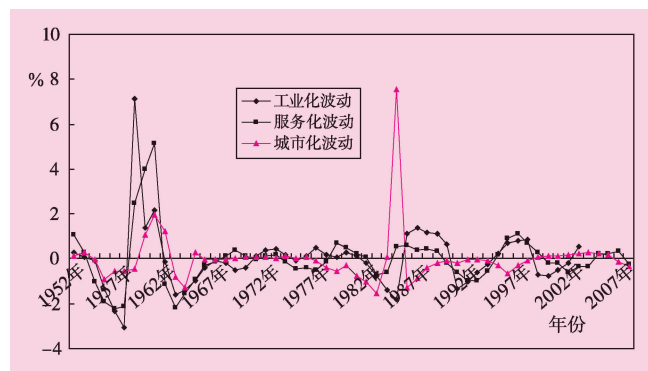


图 2 1952~2007 年中国城市化波动、工业化波动和服务化波动

(3) 通过比较城市化波动、工业化波动和服务化波动拟合方程的振幅和周期，可以发现，工业化波动的振幅最大，周期最小；服务化波动的振幅最小，周期最大；城市化波动的振幅与周期均

介于二者之间。这说明,就波动程度而言,1952~2007年工业化波动最为剧烈,服务化波动最为平缓,城市化波动程度介于工业化波动和服务化波动之间。(4)通过比较城市化波动、工业化波动和服务化波动的拟合方程的平移距离( $\varphi/\omega$ ),可以发现,就滞后状况而言,1952~2007年城市化波动滞后于服务化波动,服务化波动又滞后于工业化波动。就彼此间的滞后程度而言,城市化波动滞后于工业化波动的程度最大(5.9899~1.5374),服务化波动滞后于工业化波动的程度次之(4.9060~1.5374),城市化波动滞后于服务化波动的程度最小(5.9899~4.9060)。

城市地理学理论认为,服务业的规模和结构,取决于城市化的水平和城市规模结构(许学强等,1997)。国家计委发展规划司(2002)的研究表明,服务业的一个重要特点,即绝大多数服务产品,其生产与消费在时间和空间上具有高度同一性。因而,人口必须集中到一定规模时,服务企业才能盈利,服务业才能作为产业来经营。服务业的内部结构与城市规模结构也有关,一般说来,高附加值的、为生产服务的、新兴的服务业,往往与城市规模关联。如在特大城市和大城市,金融保险、会计法律、信息服务等比较发达,博物馆、剧院、体育馆比较集中;在中小城市,特别是小城镇,这些产业缺乏需求基础,很难发展起来。服务业发展滞后的根本原因除了市场化、产业化、国际化滞后外,最重要的就是城市化滞后。服务业与城市化的发展都是分工演进的结果,地理接近可以降低由分工产生的协调费用,这使城市化内生于分工的深化,而服务业本身就是分工的产物,同时它又具有降低交易费用、推动分工细化的作用。因此,当分工发展到一定阶段必然导致服务业与城市化的共同演进(高敏,2009)。目前中国服务业总体增长速度较快,但与世界其他经济体相比,存在服务业增加值比重偏低、就业比重偏低和劳均增加值偏低的现象,中国整体服务业的劳动生产率增长滞后,其就业份额增长相对较快的主因是服务业劳动生产率增长相对滞后,服务需求与服务部门发展处于一种极不均衡的状态(程大众,2004)。这也印证了中国服务化滞后于工业化现象。

### 三、工业化波动、服务化波动对城市化波动的影响分析

#### (一) 城市化波动对工业化波动与服务化波动的脉冲响应分析

按照脉冲响应函数方法的要求,首先检验1952~2007年间城市化波动、工业化波动和服务化波动序列的平稳性。单位根的ADF检验结果显示,它们在1%的显著性水平下都拒绝原假设,接受不存在单位根的结论,表明这3个时间序列均为平稳序列。其次,检验1952~2007年间城市化波动与工业化波动和服务化波动间是否存在协整关系。单位根检验结果显示,它们在1%的显著性水平下都拒绝了原假设,接受其残差序列不存在单位根的结论,表明城市化波动分别与工业化波动和服务化波动间存在协整关系,因而城市化波动分别与工业化波动和服务化波动间具有长期均衡关系。最后,确定VAR模型滞后阶数。结果显示,5个评价指标(LR、FPE、AIC、SC和HQ)认为应建立VAR(3)模型,我们由此建立城市化波动、工业化波动和服务化波动的VAR(3)模型,并给出城市化波动对工业化波动与服务化波动冲击的反应结果(见图3)。

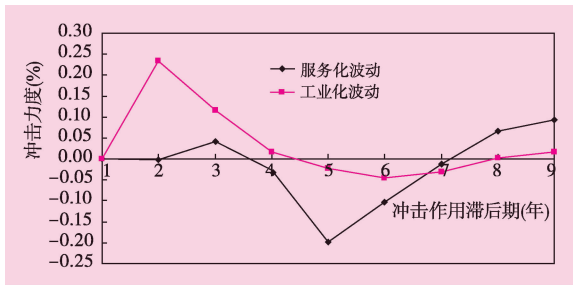


图3 中国城市化波动对工业化波动、服务化波动冲击的反应

从图3可以看出，城市化波动对于服务化波动冲击的脉冲响应曲线是一个明显的正弦波。脉冲响应的具体时间轨迹为：当1个百分点的服务化波动冲击发生之后，城市化波动出现了明显的正向反应，并在2年后达到最大值，此时城市化水平增加0.234个百分点。此后，服务化波动对城市化波动的冲击持续减弱，并于第六年降低到最小值，此时城市

化水平减少0.046个百分点。随后，服务化波动对城市化波动的冲击开始加强，在第八年城市化水平增加0.002个百分点。至此，城市化波动对于服务化波动冲击的脉冲响应曲线，形成一个完整的周期。

城市化波动对于工业化波动冲击的脉冲响应曲线也是一个较为明显的正弦波。脉冲响应的具体时间轨迹为：当1个百分点的工业化波动冲击发生之后，城市化波动出现了明显的正向反应，并在3年后达到最大值，此时城市化水平增加0.041个百分点。此后，工业化波动对城市化波动的冲击持续减弱，并于第五年降低到最小值，此时城市化水平减少0.199个百分点。随后，工业化波动对城市化波动的冲击开始加强，在第七年城市化水平增加0.011个百分点。至此，城市化波动对于工业化波动冲击的脉冲响应曲线，形成一个较为完整的周期(周期为7年)。

上述分析表明，城市化波动对于服务化波动的脉冲响应模式与城市化波动对于工业化波动的脉冲响应模式非常相似。不同之处在于脉冲响应时滞及冲击力度方面，其中城市化波动对于服务化波动的脉冲响应时滞短于城市化波动对于工业化波动的脉冲响应时滞，服务化波动对城市化波动的冲击力度大于工业化波动对城市化波动的冲击力度。可能的原因在于，一方面，伴随着中国城市化的发展，人口进一步向城市集中，产业进一步向园区集聚，服务业向城市的集聚程度更高；另一方面，伴随着中国城市化的发展，为了进一步提升城市功能，政府陆续出台了一系列促进城市服务业发展的政策。两个方面综合作用的结果是，城市化和服务化间的关系更加密切。因此，一旦服务化过程发生波动，将会对城市化过程产生更大的影响，由此引发城市化的更大波动。

### (二) 城市化波动的方差分解分析

方差分解是通过分析每一个结构冲击对内生变量变化(通常用方差来度量)的贡献度，进一步评价不同结构冲击的重要性。其基本思路如下：

预测前s期向量自回归的误差为：

$$y_{t+s} - \hat{y}_{t+s|t} = \varepsilon_{t+s} + \Psi_1 \varepsilon_{t+s-1} + \dots + \Psi_{s-1} \varepsilon_{t+1} \quad (1)$$

因此，前s期预测的均方误差(MSE)为：



$$MSE(\hat{y}_{t+s|t})=E[(y_{t+s}-\hat{y}_{t+s|t})(y_{t+s}-\hat{y}_{t+s|t})']=\Sigma+\Psi_1\Sigma\Psi_1'+\dots+\Psi_{s-1}\Sigma\Psi_{s-1}' \quad (2)$$

利用乔利斯基分解将方差矩阵  $\Sigma$  进行正交分解,然后利用式(2)给出每个正交化信息对前  $s$  期预测 MSE 的贡献。根据不同冲击对各变量前  $s$  期预测 MSE 的贡献率,就可以分析不同冲击对各变量的重要程度(贾俊雪,2008)。从表 3 可以看出,1~4 年,城市化波动自身冲击的贡献率高达 96%以上,而工业化波动和服务化波动冲击的贡献率总和不足 4%。至第九年,城市化波动自身冲击的贡献率仍高达 92.95%,而工业化波动和服务化波动冲击的贡献率分别为 3.36%和 3.69%。这表明无论短期还是长期,城市化波动主要源于自身波动的冲击,工业化波动和服务化波动冲击的影响较小。就工业化波动和服务化波动对城市化波动影响的重要性而言,无论短期还是长期,都是服务化波动冲击的贡献更大一些。进一步分析发现,短期服务化波动冲击的贡献度远远大于工业化波动冲击的贡献度;长期则服务化波动冲击的贡献度与工业化波动冲击的贡献度相差不大。

表 3 中国城市化波动的方差分解

	时 期 (年)								
	1	2	3	4	5	6	7	8	9
标准差	1.27	1.30	1.36	1.37	1.39	1.39	1.39	1.39	1.40
城市化波动冲击(%)	100	96.79	96.22	96.24	94.25	93.64	93.59	93.38	92.95
工业化波动冲击(%)	0	0.00	0.09	0.13	2.18	2.71	2.71	2.93	3.36
服务化波动冲击(%)	0	3.21	3.69	3.63	3.58	3.65	3.70	3.69	3.69

纵观世界城市化发展的历史可以看出,城市化过程是个自然而然的形成过程,是市场选择的产物(白南生,2003)。美国地理学家诺瑟姆通过对世界各国城市化发展的研究,得出城市化进程遵循 S 形曲线的发展规律。与之相对应,城市化波动也具有围绕该 S 形曲线上、下波动的发展规律(谢文蕙、邓卫,1996)。无论外部冲击(包括工业化波动冲击和服务化波动冲击)如何,市场机制下城市化波动固有的发展规律不会因此而改变。城市化波动自身的冲击是引致城市化波动的内因,而工业化波动和服务化波动的冲击则是引致城市化波动的诱因。此外,与工业相比,服务业具有明显的就业弹性,并且随着经济发展水平的提高其对整个就业的带动效应不断增强。同时,从中国经济增长和产业结构变动的趋势看,工业就业比重上升的空间已经较小,非农产业就业比重的较快上升只能主要依靠服务业的迅速扩张(郭克莎,2002)。因此,按照工业与服务业就业弹性演进的逻辑分析,服务化波动对城市化波动冲击程度将高于工业化波动对城市化波动冲击程度。

从保持中国城市化持续稳定发展的角度看,主要的政策措施应是努力降低城市化自身波动。此外,短期应采取一系列措施来降低服务化波动对城市化波动的冲击,远期的政策目标应是同时降低工业化波动和服务化波动对城市化波动的冲击。

### (三) 城市化波动、工业化波动与服务化波动间格兰杰因果分析

对于两个变量  $y$  与  $x$ ,如果关于所有的  $s>0$ ,基于  $(y_t, y_{t-1}, \dots)$  预测  $y_{t+s}$  得到的均方误差,

与基于 $(y_t, y_{t-1}, \dots)$ 和 $(x_t, x_{t-1}, \dots)$ 两者得到的 $y_{t+h}$ 的均方误差相同,则 $y$ 不是由 $x$  Granger引起的。反过来,如果 $x$ 不是由 $y$  Granger引起的,那么, $y$ 与 $x$ 之间不存在格兰杰因果关系。考虑到中国城市化波动、工业化波动与服务化波动间存在的滞后关系,本文从滞后1期开始进行格兰杰因果检验,一直检验到每个VAR方程的系数估计出现观察数不足时为止。表4给出了所有拒绝原假设的检验结果。

由表4可以看出,在5%的显著性水平下,滞后期为2时,服务化波动与工业化波动之间存在着双向格兰杰因果关系,表明服务化波动可以在较短时间内引起工业化波动,工业化波动也可以在较短时间内引起服务化波动。在滞后期为3、4、5、6、7、8时,工业化波动均为服务化波动的格兰杰原因,工业化波动与服务化波动间是一种单向关系,表明工业化波动经过较长的时间后,才会引起服务化波动。在滞后期为7、8、9、10时,城市化波动均为工业化波动的格兰杰原因,城市化波动与工业化波动间是一种单向关系,表明城市化波动经过更长的时间后,才会引起工业化波动。在滞后期为12时,工业化波动与城市化波动之间存在着双向格兰杰因果关系,表明工业化波动在很长的时间内引起城市化波动,城市化波动也在很长时间内引起工业化波动。此外,服务化波动分别为城市化波动和工业化波动的格兰杰原因,表明服务化波动经过很长时间后,将分别引起城市化波动和工业化波动。

城市化、工业化和服务化间的协调发展,是一条十分重要的国际经验。彼此间既不能超前,也不宜滞后,否则,将阻滞其他过程的推进(高波,1994)。作为实际城市化、实际工业化和

实际服务化重要组成部分的城市化波动、工业化波动和服务化波动间也需要协调发展,否则也将会出现彼此间不能协调发展的状况。反映在中国城市化波动、工业化波动和服务化波动方面,表现为城市化波动滞后于服务化波动,服务化波动又滞后于工业化波动。由于服务化波动滞后在中国滞后连锁关系链上处于具有承上启下作用的关键环节,所以从三者彼此协调发展的客观规律看,服务化波动的冲击首先将引发工业化波动,同时工业化波动对服务化波动具有反馈作用;随后,工业化波动的冲击会继续对服务化波动产生反馈作用;随着时间的继续推移,通过服务化波动的中介作用,城市化波动的冲击将引

表4 中国城市化波动、工业化波动和服务化波动 Granger 因果检验

原假设	滞后阶数	$\chi^2$ 值	P值
Sc不能Granger引起Ic	2	6.0470	0.0486
Ic不能Granger引起Sc	2	7.0048	0.0301
Ic不能Granger引起Sc	3	33.4383	0.0000
Ic不能Granger引起Sc	4	41.6670	0.0000
Ic不能Granger引起Sc	5	38.3147	0.0000
Ic不能Granger引起Sc	6	32.2684	0.0000
Uc不能Granger引起Ic	7	36.9306	0.0000
Ic不能Granger引起Sc	7	103.9557	0.0000
Uc不能Granger引起Ic	8	45.5116	0.0000
Ic不能Granger引起Sc	8	72.4025	0.0000
Uc不能Granger引起Ic	9	59.5135	0.0000
Uc不能Granger引起Ic	10	41.5681	0.0000
Ic不能Granger引起Uc	12	129.2029	0.0000
Uc不能Granger引起Ic	12	35.5081	0.0004
Sc不能Granger引起Uc	12	135.0723	0.0000
Sc不能Granger引起Ic	12	37.7683	0.0002

发工业化波动,同时工业化波动对城市化波动具有反馈作用。从城市化波动、工业化波动和服务化波动的逻辑顺序和演进过程看,服务化波动起着重要的中介作用,在较短时间内服务化波动和工业化波动间具有互为因果关系。从长期来看,城市化波动与工业化波动间具有互为因果的关系,服务化波动也是引起城市化波动和工业化波动的重要原因。

从总体上看,在较短时间内,工业化波动与服务化波动间存在双向或单向格兰杰因果关系。在较长时间内,城市化波动与工业化波动间存在双向或单向格兰杰因果关系。从城市化波动、工业化波动和服务化波动间协调发展的角度看,短期可以通过工业化波动和服务化波动间的双向或单向因果关系来促进其协调发展;长期则需要通过城市化波动和工业化波动间的双向或单向因果关系来促进其协调发展。

#### (四) 城市化波动的回归分析

在上述向量自回归模型分析的基础上,本文利用一般线性回归模型,进一步分析工业化波动和服务化波动对城市化波动的影响(见表5)。采用 White 异方差检验,在 1% 的显著性水平下接受回归方程的残差序列不存在异方差的原假设。采用 Breusch-Godfrey 序列相关的 LM 检验,在 1% 的显著性水平下接受回归方程的残差序列不存在序列自相关的原假设。

从表 5 可以看出,在 1% 的显著性水平下,工业化波动对城市化波动具有显著的负向影响,而服务化波动对城市化波动具有显著的正向影响。当工业化波动水平增加 1 倍时,城市化波动水平将减少 44.74%;当服务化波动水平增加 1 倍时,城市化波动水平将增加 60.03%。因此,从促进中国城市化平稳健康发展的角度,当务之急应采取各种政策措施降低服务化波动对城市化波动带来的较大冲击。

在城市化发展的动力机制中,农业发展是城市化的初始动力,工业化是城市化的根本

表 5 中国城市化波动的线性回归分析

解释变量	系数	标准差	t 统计值	概率值	Adj.R <sup>2</sup>	D-W 值
工业化波动	-0.4474	0.1513	-2.9575	0.0048	0.2004	2.1457
服务化波动	0.6003	0.1658	3.6211	0.0007		

动力,第三产业发展(即服务化)是城市化的后续动力(谢文蕙、邓卫,1996)。日本地理学家国松久弥认为,现代城市化过程就是第二产业和第三产业聚集的过程。随着发达国家工业现代化的实现,工业化在城市化过程中的作用减弱,第三产业在城市化中的作用日益突出(许学强等,1997)。基于上述实际城市化动力机制的论述,可以得出一个基本判断,即伴随中国城市化进程的不断推进,城市化波动的动力机制将随之发生变化,工业化波动在城市化波动过程中的作用将逐渐减弱,服务化波动在城市化波动中的作用将逐渐增强。上述的理论分析进一步验证了城市化过程中,工业化波动和服务化波动对城市化波动作用的差异。

## 四、结 语

本研究表明,中国城市化波动经历了不同的发展阶段并呈现出不同的波动特征。城市化波动滞后于服务化波动,服务化波动又滞后于工业化波动。城市化波动主要源于自身波

动的冲击。短期内工业化波动与服务化波动间存在双向或单向格兰杰因果关系,城市化波动与工业化波动间在长期则存在双向或单向格兰杰因果关系。城市化波动对工业化波动和服务化波动的脉冲响应曲线均为明显的正弦波,工业化波动对城市化波动具有显著的负向影响,服务化波动对城市化波动具有显著的正向影响。

本研究的政策含义在于:从保持中国城市化持续稳定发展的角度看,主要的政策措施应是努力降低城市化自身波动。从促进中国城市化平稳健康发展的角度,当务之急应采取各种政策措施降低服务化波动对城市化波动带来的较大冲击。从促进城市化波动、工业化波动和服务化波动间协调发展的角度看,短期应通过工业化波动和服务化波动间的双向或单向因果关系来促进其协调发展,长期则需要通过城市化波动和工业化波动间的双向或单向因果关系来促进其协调发展。

#### 参考文献:

1. 白南生(2003):《中国的城市化》,《管理世界》,第11期。
2. 陈亚军、刘晓萍(1996):《我国城市化进程的回顾与展望》,《管理世界》,第6期。
3. 程大众(2004):《中国服务业增长的特点、原因及影响:鲍莫尔—富克斯假说及其经验研究》,《中国社会科学》,第2期。
4. 高波(1994):《世纪之交的中国工业化、城市化战略》,《管理世界》,第4期。
5. 高敏(2009):《服务业发展与城市化内在联系的多视角解析》,《经济问题探索》,第12期。
6. 高传胜、李善同(2007):《经济服务化的中国悖论与中国推进经济服务化的战略选择》,《经济经纬》,第4期。
7. 国家计委发展规划司(2002):《从战略高度看加快服务业发展》,《宏观经济管理》,第3期。
8. 郭克莎(2002):《工业化与城市化关系的经济学分析》,《中国社会科学》,第2期。
9. 贺有利(2008):《三产化/服务化:中国特色第三产业/服务业道路探讨》,人民出版社。
10. 贾俊雪(2008):《中国经济周期波动特征及原因研究》,中国金融出版社。
11. 李文(2001):《城市化滞后的经济后果分析》,《中国社会科学》,第4期。
12. 谢文蕙、邓卫(1996):《城市经济学》,清华大学出版社。
13. 许学强等(1997):《城市地理学》,高等教育出版社。
14. Eatwell J.等(1996):《新帕尔格雷夫经济学大辞典》,经济科学出版社。
15. Cell, C.P.(1979), De-urbanization in China: The Urban-rural Contradiction. *Bulletin of Concerned Asian Scholars*, 11(1): 62-72.
16. Dong, X.Y. and L.Putterman(2000), Pre-reform Industry and the State Monopsony in China. *Journal of Comparative Economics*. 28(1): 32-60.
17. Hodrick, R.J. and E.C. Prescott(1997), Postwar US Business Cycle: an Empirical Investigation. *Journal of Money, Credit and Banking*. 29(1): 1-16.
18. Lin, G.C.S.(1998), China's Industrialization with Controlled Urbanization: Anti-urbanism or Urban-biased?. *Issues & Studies*, 34(6): 98-116.
19. Perkins, D.(1969), *Agricultural Development in China 1368-1968*. Chicago: Aldine Publishing Company.
20. Whyte, M.K. (1983), Town and Country in Contemporary China. *Comparative Urban Research*. 10(1): 9-20.

(责任编辑:朱犁)