

# 中国三次产业就业人数的实证分析

## ——基于 1952 ~ 2006 年数据

刘 江<sup>1,2</sup>

(1.北京物资学院 劳动人事系,北京 101149;2.中国社会科学院 数量经济技术经济研究所,北京 100732)

**摘 要** 根据 1952 ~ 2006 年间中国三次产业就业的人数,利用向量自回归模型(VAR)分析了三者之间的动态相关性。结果表明,55 年来中国三次产业就业结构的变化基本符合配第—克拉克定律,但各产业就业总量的变化却与之不甚相符。在中国目前的经济背景下,预计第二产业就业人数将继续上升,将在 5 年后达到峰值。第三产业就业人数预计在 2024 年左右达到高峰,但不会超过第一产业就业人数。中国促进就业的关键在于第二产业的发展。

**关键词** 三次产业 就业 脉冲响应函数 协整关系

中图分类号:F062.9

文献标识码:A

文章编号:1671-4970(2009)01-0056-06

如果以改革开放的 1978 年为界,中国前 26 年与后 28 年的经济增长方式虽有不同,但三次产业的就业人数都在上升。图 1 是中国 55 年来三次产业就业总人数的时间序列。数据显示,第三产业就业人数的增速最快,第二产业次之,第一产业最慢,而且第一产业就业人数变化与世界上多数发达国家的经验相反。图 2 显示了中国 55 年间三次产业就业比例结构(资料来源:根据《中国统计年鉴(2007)》)。如 1952 年一、二和三次产业就业比例是 83.54% : 7.39% : 9.07%;1978 年是 70.50% : 17.30% : 12.20%;2006 年是 42.60% : 25.20% : 32.20%。总趋势是第一产业就业比例不断下降,第二产业增速趋缓,第三产业快速上升。中国 2006 年的数据大体相当于美国 19 世纪 90 年代 40% : 28% : 30% 的水平,日本 20 世纪 40 年代 45% : 24% : 31% 的水平<sup>[1]</sup>。

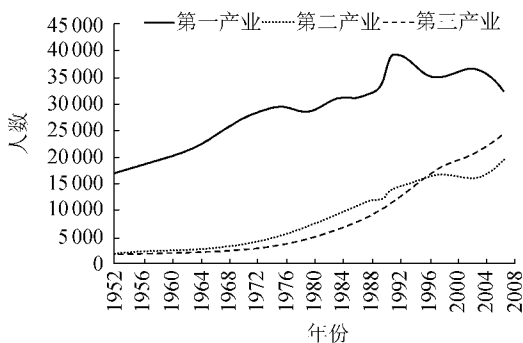


图 1 中国 1952 ~ 2006 年三次产业就业总人数时间序列

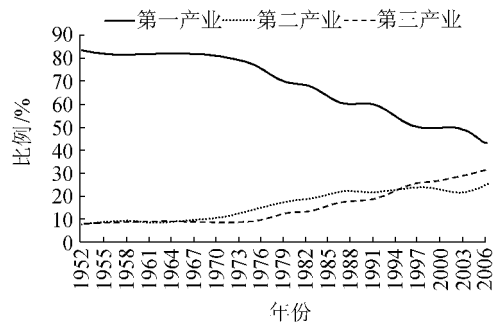


图 2 中国 1952 ~ 2006 年三次产业就业比例

中国当前面临的突出问题是经济增长虽然强劲,但就业压力随之增加。加之 2008 年是国有企业实施政策性关闭破产的最后一年,以及贯彻技术创新实现经济持续增长的政策等原因,必然造成更多冗员。同期城镇需要就业的劳动力约 2500 万,新增就业岗位约 1000 万,缺口近 1500 万。在农村则有近 1 亿左右的过剩劳动力<sup>[2]</sup>。

从国际情况看,人民币的迅速升值也影响了国内的就业水平。如从 2005 年 7 月实行汇率改革到 2008 年 4 月,人民币汇率从 8.11 元升值为 7.01 元,累计升值达 13.56%。导致东南沿海外向型经济区的出口压力骤增,沿海企业大批破产,影响到 1.5 亿多人的就业<sup>[3]</sup>。胡昭玲等根据 1998 ~ 2003 年中国 32 个工业行业贸易对就业效应的研究表明,出口占国内产值的份额每增加 1%,劳动需求增加 0.19%<sup>[4]</sup>。

基于此,在当前的经济形势下,中国三次产业就业人数的长期关系及未来的变化趋势如何,值得关注。

## 一、文献综述

“配第一克拉克定律”指出了现代经济中随着人均国民收入的不断提高,国民产出和劳动力的比重将在一、二、三次产业之间顺序上升。彭效军发现,20世纪80年代以来,在环太平洋地区、南美、东南欧,产业结构和就业分布也印证了这一规律<sup>[5]</sup>。从就业与经济增长的关系看,阿塞·奥肯根据美国55个季度(1947~1960年)的数据,得出当失业率超过自然失业率水平(4%)时,失业率每增加1%实际GNP将损失3%的结论<sup>[6]</sup>。

蔡昉等研究了中国经济增长对就业增长的贡献,实际国内生产总值每增长1%,就业可增长0.74%。平均工资每降低1%,可以增加就业1.32%。实际上就是劳动对资本的替代率<sup>[7]</sup>。关于如何促进中国就业,郭克莎等<sup>[8-10]</sup>认为应大力发展第三产业,改变产业结构才能进一步刺激经济持久发展和带动就业增长。张车伟等<sup>[11]</sup>分析了中国在加入WTO之后各产业的就业结构变化,认为入世对农业的影响主要体现在收入而不是就业上;入世对工业就业具有增加效应,对第三产业就业拉动最大。齐建国<sup>[12]</sup>研究了技术进步与就业之间的关系,认为提高就业的关键是加速城市化,发展第三产业。吕忠伟<sup>[13]</sup>认为对就业有影响的行业是批发和零售贸易餐饮业、建筑业和交通运输仓储邮电业。其中建筑业是第二产业,其他两个行业属于第三产业,第一产业农业不具有就业吸纳能力。但也指出,还需要结合其他指标一并进行评价。张世贤<sup>[14]</sup>则认为中国工业的生产效率要高于第三产业,同样的投入第二产业的产出要明显高于第三产业。胡鞍钢的研究表明:“八五”期间高经济增长率和高投资增长率并没有带动相应的高就业增长率,并从劳动力供给和资本深化的角度提供了解释。龚玉泉等<sup>[15-16]</sup>进一步研究了中国经济增长与就业弹性下降的具体情况。蔡昉等<sup>[17]</sup>给出了经济增长未拉动就业增长的两个解释。一是反周期的宏观经济政策无法解决自然失业;二是宏观经济政策所引导的投资方向往往是就业密集度较低的行业,导致反周期措施拉动就业的能力大为降低。林秀梅<sup>[18]</sup>发现,GDP与三次产业产出结构,产出结构与就业结构之间互为因果关系。但是产出结构和就业结构调整没有引起就业的相应增加。胡金波等<sup>[19]</sup>针对我国现阶段就业压力不断加大的状况提出,可靠的措施是加大税收和财

政转移支付的调节力度,通过“削峰填谷”促进社会平均消费倾向的提高,推动整体消费需求的增长,不断创造更多的就业机会。在继续实施积极的财政政策的同时,积极增加财政收入,加快税收改革由生产型的增值税制向消费税制转变的步伐,促进经济的可持续发展。

上述文献从不同角度分析了影响就业的关键因素,但就业水平显然是一个综合因素共同作用的结果,除经济因素之外还有社会因素、文化因素等。此外,对三者之间的长期定量关系未做分析与进一步预测。因此,本文的实证分析思路是,任何一个变量当期值受到自身前期值的影响,是综合因素的相互作用的结果。所以主要根据三次产业就业人数自身的滞后期变量分析三次产业就业人数之间的定量关系及趋势。

## 二、实证分析

本文所用的数据主要来源于《中国统计年鉴(2007)》和中宏产业经济数据库。对于缺失数据,采取的措施是根据缺失数据前后值的趋势变化,假定当期增长率不变来推算就业数量。并分别以 $P_1$ , $P_2$ , $P_3$ 表示三次产业就业人数取自然对数之后的数值。经过对数处理后,原序列的协整关系并不会因此受到影响,而且可消弱异方差。本文的主要计量分析工具是向量自回归模型(Vector Auto Regression,简称VAR)。该模型由克里斯托夫·西姆斯提出,是一种非结构化的多方程模型,可以避开结构建模方法中每个内生变量关于所有内生变量建模的滞后值函数的建模问题。通过把所有当期变量对所有变量的若干滞后项的回归,进行相关时间序列系统的预测,并估计随机扰动对变量系统的动态影响。由于该模型提供了一个非常丰富的结构,并能捕捉到数据的更多特征,所以在预测方面比传统的结构模型更准确。但缺点是该模型缺乏理论基础且参数过多,比如一个VAR模型有 $N$ 个变量,滞后期为 $K$ ,要估计的参数个数为 $KN^2$ 个,通常需要该系统的脉冲响应函数或者方差分解推断向量自回归的内涵。一般的VAR模型表达式可写为

$$Y_t = \alpha_1 Y_{t-1} + \alpha_2 Y_{t-2} + \dots + \alpha_p Y_{t-p} + \beta_1 X_t + \dots + \beta_r X_{t-r} + \varepsilon_t \quad (1)$$

式中: $Y_t$ 为 $m$ 维内生向量, $X_t$ 为 $d$ 维外生向量。 $\alpha_1, \alpha_2, \dots, \alpha_p$ 和 $\beta_1, \beta_2, \dots, \beta_r$ 为待估计的参数矩阵。内生向量和外生向量分别有 $p$ 阶和 $r$ 阶滞后期,最优滞后阶的选取一般由赤池(Akaike)信息准则(AIC)和施瓦茨(Schwartz)准则(SC)取最小值来确定。 $\varepsilon_t$

在 VAR 模型中称为新息项(随机扰动项)条件是同时刻的元素可以彼此相关,但不能与自身滞后值和等式右边的变量相关。由于内生向量的滞后值在等式右边,同时相关并不成为问题,OLS(普通最小二乘法)估计的统计参数仍具有一致性。

### 1. 平稳性检验

为避免数据不平稳导致的伪回归,笔者运用迪克和福勒<sup>[20]</sup>提出的 ADF 方法进行单位根检验,检验方程根据是否有截距项、时间趋势分为 3 类:方程(2)中无截距项也无时间趋势,方程(3)中有截距项无时间趋势,方程(4)中二者都有。

$$Dy_t = \rho y_{t-1} + \sum_i^k \gamma_i Dy_{t-i} + \mu_t \quad (2)$$

$$Dy_t = \alpha_0 + \rho y_{t-1} + \sum_i^k \gamma_i Dy_{t-i} + \mu_t \quad (3)$$

$$Dy_t = \alpha_0 + \alpha_1 t + \rho y_{t-1} + \sum_i^k \gamma_i Dy_{t-i} + \mu_t \quad (4)$$

零假设是  $H_0: \rho = 0$ ,即存在单位根,序列非平稳。由于统计量的分布是非标准分布,因此使用 Mackinnon 临界值判断序列是否平稳。如果检验统计值大于临界值则拒绝零假设,认为序列平稳。三次产业就业数据的 ADF 单位根检验的结果见表 1。结果表明,原序列不平稳,但分别经过一阶差分后,成为一阶平稳序列。据此可以进一步分析三者之间是否存在协整关系。

表 1  $P_1, P_2, P_3$  的单位根检验

变量	检验类型 (c, t, k)	ADF 统计量	临界值 (1%)	临界值 (5%)	临界值 (10%)	结论
$P_1$	(c, 0, 1)	-2.20435	-3.56002	-2.91765	-2.59669	非平稳
$P_2$	(c, 0, 0)	-1.63654	-3.55747	-2.91657	-2.59612	非平稳
$P_3$	(c, t, 1)	-1.80133	-4.14086	-3.49696	-3.17758	非平稳
$D(P_1)$	(0, 0, 0)	-3.81732*	-2.60932	-1.94712	-1.61287	平稳
$D(P_2)$	(c, 0, 1)	-2.619***	-3.56267	-2.91878	-2.59729	平稳
$D(P_3)$	(c, 0, 0)	-4.74588*	-3.56002	-2.91765	-2.59669	平稳

注 ①检验类型中的 c, t 和 k 分别表示有常数项、趋势项和滞后项;②滞后期的选择按 Newey-West 选项自动选择;③ D 为序列的一阶差分;④\* 为在 1% 的显著水平上拒绝非平稳假设;\*\*\* 为在 10% 的水平上拒绝非平稳假设。

在确定 VAR 模型结构时,先确定滞后期  $k$ 。 $k$  值过小,误差项存在严重自相关,导致估计参数的非一致性。 $k$  值过大,自由度就会减小,导致模型参数估计量的有效性差。在计量经济中,主要考虑 3 个准则。对于赤池信息准则(AIC)和施瓦茨准则(SC)原则是在增加  $k$  值的过程中使 AIC 或 SC 的值达到最小。LR(似然比)统计量也是常用的检验准则。选择标准是当模型滞后期的增加不会导致极大似然函数值的显著提高时,LR 统计量的值小于临界值。经过比较,本文选择滞后 2 期时,除满足上述 3 个准则外,最终预测误差准则(Final Prediction Error,简称 FPE)、汉南-奎因准则(Hannan-Quinn)也都满足。结果见表 2。

表 2 滞后期选择检验结果

Lag	logL	LR 值	FPE 值	AIC 值	SC 值	HQ 值
0	17.12157	NA	0.000113	-0.576390	-0.460565	-0.532446
1	319.0413	554.5464	$7.25 \times 10^{-10}$	-12.53230	-12.06899	-12.35652
2	353.1670	58.50120*	$2.61 \times 10^{-10}$ *	-13.55784*	-12.74706*	-13.25023*
3	357.1691	6.370781	$3.24 \times 10^{-10}$	-13.35384	-12.19558	-12.91440
4	360.2767	4.566268	$4.21 \times 10^{-10}$	-13.11334	-11.60760	-12.54206

注:\* 为理想的取值。

根据 3 个时间序列可建立 VAR(2)模型如下,从模型各系数的  $t$  检验统计量看,每个方程中的因变量对于自身的滞后 1 期和 2 期参数都是显著的。对于不显著的变量,在建立 VAR 模型时一般不进行删除,仍然保留各个滞后变量<sup>[21]</sup>。需要说明的是,VAR 模型主要是用来分析整体变量及其滞后值的相互作用,以及基于该模型的脉冲响应函数分析和方差分解分析,对于对单个参数的解释并非重点。

对该模型的平稳性检验结果表明,特征方程的根的模均小于单位圆,所以模型稳定,可以进行脉冲响应分析。从静态拟合效果看,平均绝对值误差百分比(Mean Absolute Percentage Error,简称 MAPE)和泰尔不等系数(Theil Inequality Coefficient,简称 TIC)都较理想。MAPE 值分别是 0.12%, 0.23% 和 0.21%,TIC 分别是 0.01%, 0.02% 和 0.02%。对 2007 年三次产业就业人数的预测结果分别是 31 756, 19 947 和 25 337 万人。

$$\begin{cases} P_{1t} = 1.42P_{1t-1} - 0.51P_{1t-2} - 0.15P_{2t-1} + 0.23P_{2t-2} - 0.28P_{3t-1} + 0.22P_{3t-2} + 0.86 \\ (11.56) \quad (-4.08) \quad (-1.27) \quad (1.89) \quad (-2.05) \quad (1.71) \quad (2.12) \end{cases} \quad (5)$$

$$\begin{cases} P_{2t} = -0.27P_{1t-1} + 0.38P_{1t-2} + 1.43P_{2t-1} - 0.43P_{2t-2} - 0.15P_{3t-1} + 0.11P_{3t-2} - 0.72 \\ (-1.63) \quad (2.21) \quad (8.56) \quad (-2.63) \quad (-0.80) \quad (0.63) \quad (-1.30) \end{cases} \quad (6)$$

$$\begin{cases} P_{3t} = -0.23P_{1t-1} + 0.22P_{1t-2} - 0.21P_{2t-1} + 0.30P_{2t-2} + 1.25P_{3t-1} - 0.33P_{3t-2} + 0.09 \\ (-1.49) \quad (1.42) \quad (-1.41) \quad (2.02) \quad (7.53) \quad (-2.08) \quad (0.17) \end{cases} \quad (7)$$

## 2. 格兰杰(Granger)因果关系

虽然通过实证分析可以得到三次产业就业人数的长期关系,但没有表明他们之间是否存在因果关系。由于 Granger 因果检验对变量的滞后项较敏感,因此一般要对不同的滞后期进行尝试,以提高结论的可靠性。配对 Granger 因果检验式为

$$y_t = \alpha_0 + \alpha_1 y_{t-1} + \dots + \alpha_l y_{t-l} + \beta_1 x_{t-1} + \dots + \beta_l x_{t-l} + \varepsilon_t \quad (8)$$

$$x_t = \alpha_0 + \alpha_1 x_{t-1} + \dots + \alpha_l x_{t-l} + \beta_1 y_{t-1} + \dots + \beta_l y_{t-l} + \mu_t \quad (9)$$

联合零假设是:  $\beta_1 = \beta_2 = \dots = \beta_l = 0$

零假设对(8)式意味着  $x_t$  不是  $y_t$  的 Granger 成因(9)式意味着  $y_t$  不是  $x_t$  的 Granger 成因。上述检验可用 Wald 检验的  $F$  统计量完成。即

$$F = \frac{(SSE_r - SSE_u)/k}{SSE_u/(T - kN)} \quad (10)$$

其中  $SSE_r$  表示约束模型的残差平方和,  $SSE_u$  表示无约束模型下的残差平方和。  $k$  表示最大滞后阶数,  $N$  表示 VAR 模型中所含当期的变量个数,  $T$  表示样本容量。在零假设条件下,  $F$  统计量近似服从  $F(k, T - kN)$  分布。

Granger 指出,如果变量之间是协整的,则至少存在一个方向上的 Granger 原因,在非协整情况下,任何原因的推断将都是无效的<sup>22</sup>。通过对 3 个时间序列的配对 Granger 成因检验,将结果显著的部分列于表 3。

实证分析结果表明,滞后一期情况下,第一产业是第二和第三产业就业人数变化的 Granger 原因,即前者为后两者提供了劳动力资源,第二产业和第三产业之间由于产业的互补性,双方互相促进了就业水平的提高。滞后二期的结果基本得出了相似的结论,不同之处是第三产业的就业并非是第二产业就业的 Granger 原因,即并未带动第二产业就业人数的变化。滞后三期的结果表明,第一产业和第二产业都促进了第三产业就业人数的增加。第二产业同时也影响了第一产业的就业。滞后四期的实证分析结果表明,第二产业就业人数的同时促进了第一和第三产业就业人数的增加。从上述滞后一期到滞后六期,最稳健的结论是第二产业就业人数是第三产业就业人数的 Granger 原因。换言之,55 年来中国第二产业的发展实际上为中国产业结构的优化起到了关键作用。由于第二产业就业结构的优化,实际上促进了第三产业就业人数的提高。就业弹性的变化在就业增长分析过程中,只是一个结果而不是原因。关键在于中国在此期间技术装备水平更加完善,既有高技术的发展,也有劳动密集型工业的发展,并由

表 3 Granger 因果关系检验

滞后期	观测值数	Granger 非因果关系描述	F 值	P 值
1	54	$P_1$ 不是 $P_2$ 的 Granger 成因	4.961 78	0.030 35
		$P_1$ 不是 $P_3$ 的 Granger 成因	4.630 17	0.036 17
		$P_3$ 不是 $P_2$ 的 Granger 成因	11.447 5	0.001 38
		$P_2$ 不是 $P_3$ 的 Granger 成因	18.161 6	$8.8 \times 10^{-5}$
2	53	$P_1$ 不是 $P_2$ 的 Granger 成因	4.208 26	0.020 70
		$P_1$ 不是 $P_3$ 的 Granger 成因	3.841 13	0.028 35
		$P_2$ 不是 $P_3$ 的 Granger 成因	8.755 12	0.000 57
3	52	$P_2$ 不是 $P_1$ 的 Granger 成因	3.889 24	0.014 85
		$P_1$ 不是 $P_3$ 的 Granger 成因	2.270 62	0.093 20
		$P_2$ 不是 $P_3$ 的 Granger 成因	5.419 03	0.002 87
4	51	$P_2$ 不是 $P_1$ 的 Granger 成因	2.679 28	0.044 56
		$P_2$ 不是 $P_3$ 的 Granger 成因	4.091 66	0.006 87
5	50	$P_2$ 不是 $P_1$ 的 Granger 成因	2.111 48	0.084 50
		$P_2$ 不是 $P_3$ 的 Granger 成因	3.714 62	0.007 60
6	49	$P_3$ 不是 $P_2$ 的 Granger 成因	2.677 02	0.029 82
		$P_2$ 不是 $P_3$ 的 Granger 成因	4.216 51	0.002 59

此带动了第三产业就业水平的提高。事实上,随着我国从农业大国转向工业大国步伐加快,走新型工业化之路成为当前中国优化产业结构的方向。中国社会科学院经济学部课题组的研究表明,2002 年中国工业化处于中期阶段,2005 年处于工业化中后期。如果未来中国能够保持“十五”期间工业化水平综合指数的年均增长速度,到 2015 ~ 2018 年,再经过 10 ~ 13 年的加速工业化进程,中国工业化将基本实现<sup>23</sup>。据此判断,第二产业就业人数将会在上升一段时间后,由于技术的全面进步,就业人数的增速会有所下降。

对三次产业就业人数未来的趋势进行分析,结果表明,第一产业就业总人数将在今后 10 年表现为平稳中略有下降,相对比重将下降。这是由于中国第二产业和第三产业的就业拉动作用不会显著上升所致。第二产业的就业人数将呈现稳中有升的趋势,并在 2011 年或 2012 年将达到高峰,模型的预测结果分别是 17 029.63 万人和 17 026.46 万人,随后

将逐期下降。蔡昉的研究表明,中国将在今后6年进入“刘易斯转折点”。这将意味着劳动力供给数量会下降,工资会长涨。过去靠投入刺激经济增长的生产方式需要转而依靠生产力提高及技术进步来推动经济增长<sup>[24]</sup>。这一结果与本文的预测基本相似,见图3( $P$ 为就业人数的对数值),第三产业的就业人数则会不断上升,上升速度最快。但进一步的预测表明,到2024年第三产业的总就业人数将达到最高峰29101.65万人。这是由于中国经济增长的持续性会受到其他产业发展水平以及资源、技术、体制创新的影响,意味着这段期间处于重新调整的阶段。

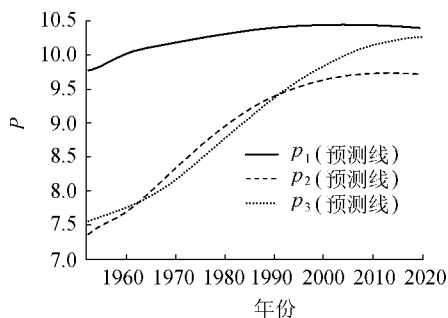


图3 中国三次产业就业人数的动态预测

### 3. 协整关系

由于三次产业就业相互影响,尤其是第二产业就业对第三产业就业具有显著的Granger因果影响关系。那么三者之间的定量关系究竟如何,可以通过Johansen协整检验来做定量分析。结果如式(10)。对协整关系的残差进行单位根检验结果表明,这是一个含截距项的平稳序列,说明协整关系是稳定的。

$$P_1 = 7.88 + 0.83P_2 - 0.56P_3 \quad (11)$$

(- 8.10) (5.40)

式(11)表明,从长期看, $P_1$ 对 $P_2$ 的弹性系数是0.83,即第二产业就业人数每增加1%,第一产业的就业人数增加0.83%。 $P_1$ 对 $P_3$ 的弹性系数是-0.56。表明中国在第三产业的就业人数增加的情况下,第一产业就业人数会趋于下降。这一结果与通

过前后期数据的简单对比计算结果不同,而是根据过去的的数据考虑到未来的趋势。该结果一定程度上印证了配第一克拉克定律在中国的适用性。按照中国的经济结构与发展趋势,第一产业就业与第三产业的就业会有相反的趋势。

### 4. 脉冲响应函数分析

基于VAR模型的脉冲响应函数,可以通过方程中新息的变动,研究对系统中各个变量所造成的冲击强度和影响时滞。但在利用脉冲响应函数进行分析时,采用的是乔利斯基分解技术,关键是使误差项正交化。所以乔利斯基分解的结果依赖于系统内变量的排序。Koop, Pesaran 和 Potter<sup>[25]</sup>提出了广义脉冲响应和广义方差分解,以避免正交化对变量排序的依赖性。本文的脉冲响应函数的分析结果见图4。

图4(a)表明第一产业就业人数在受到新息的一个单位标准差影响下,在第三期(2009)将达到顶峰,之后会不断下降,第一产业就业人数将继续下降。图4(b)表明,第二产业的就业人数将在受到新息一个单位标准差的冲击下,将会有所上升,并在第四期(2010)达到高峰值,趋于平稳下降。图4(c)表明,第三产业就业人数在受到新息的一个单位标准差的冲击下,将不断上升。这种就业趋势的变化,根本原因在于中国当前的工业化过程,不同于以欧、美这些发达国家为代表自然成长型方式,也不同于发展中国家通过本国政府战略选择型的外生性方式。这种混合方式实际上取决于中国的两个约束,一是工业基础薄弱下的人口约束;二是典型“二元社会结构”的约束。从而决定了中国的二元经济结构将是一个长期过程。第一产业就业人数即使在一定条件下有所上升,也会在第四或第五期达到顶峰。第二产业就业人数受益于制造业和建筑业的发展也会上升。并将在第五或第六期达到高峰。第三产业的就业弹性较高,吸纳的就业人数也将不断增加,是我国就业的主要增长极。但分析结果表明,就业增速趋缓。

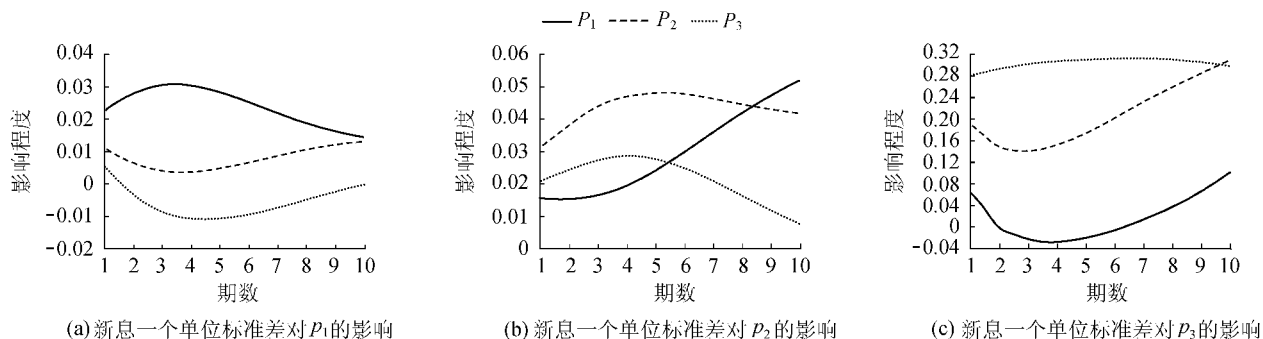


图4 三次产业就业人数对新息一个单位标准差的响应

### 三、结 语

#### 1. 中国就业问题关键在于第二产业

从就业结构突破来提升就业水平可能是促进就业总量提升的一个可行途径。在当前知识经济与信息化的背景下,我国产业优化的关键环节,关键在于把以信息化为代表的新技术应用到工业化建设过程,并在人力资源投入上加大力度。这已经被欧、美、日及部分新兴工业化的经验所证明。

#### 2. 产业升级过程中,政府的作用是关键

政府适时、有力的监管,尤其是发挥行业组织的作用,完善有利于中间性组织成长的法律环境,对内资企业实行国民待遇,都将有利于国内企业的成长,并带动相应的就业水平的提高。

#### 3. 政策搭配

短期政策的选择方向可以是鼓励就业弹性高的第三产业发展,但长期政策重点,应在工业领域。从地区的产业政策看,对于经济较发达区域,市场机制宜发挥主要作用,政府更宜扮演“守夜人”的角色。对于经济欠发达的地区,利用“后发优势”借鉴发达地区的经验,同时避免“后发劣势”的影响。对于处于二者之间的经济地区,相机决定主导产业。

需要补充说明的是,由于经济系统是一个极其复杂的社会系统,几乎所有变量都无法有效控制。因此,上述计量模型得出的结论,实质上是一种统计结论,未纳入模型的随机扰动因素对于转型期间的中国而言,可能在一些特殊条件下导致计离群值的出现。如果出现这种情况,可能会为我们深入研究发展中大国的三次产业就业人数的变化规律提供更有价值的信息。

#### 参考文献:

- [1] 杨治. 产业经济学导论[M]. 北京: 中国人民大学出版社, 1985: 41-57.
- [2] 梁达. 中国当前的就业形势[EB/OL]. [2008-04-16]. <http://www.cnfund.cn/news/news/2008/04/16/142008041650666.html>.
- [3] 叶檀. 人民币汇率升值与中国就业[EB/OL]. [2008-4-27]. <http://www.ln.chinanews.com.cn/NewsCenter/details-30694.html>.
- [4] 胡昭玲, 刘旭. 中国工业品贸易的就业效应: 基于 32 个行业面数据的实证分析[J]. 财贸经济, 2007(8): 88-93.
- [5] 彭效军. 我国产业结构调整与人口迁移研究: 配第一克拉克定律的实证分析[J]. 思想战线, 2002, 28(6): 23-26.
- [6] 转引自罗润东, 张灿, 周强. 论奥肯定律在中国经济转轨

条件下的扩展[J]. 延边大学学报: 社会科学版, 1999(1): 69-71.

- [7] 蔡昉, 王德文. 中国经济增长可持续性劳动贡献[J]. 经济研究, 1999(10): 62-69.
- [8] 郭克莎. 总量问题还是结构问题[J]. 经济研究, 1999(9): 15-21.
- [9] 吕文婧, 胡雁雁. 产业结构的就业比较分析[J]. 首都经济贸易大学学报, 2003(2): 41-44.
- [10] 转引自胡鞍钢. 中国就业状况分析[J]. 管理世界, 1997(3): 36-54.
- [11] 张车伟, 蔡昉. 试论加入 WTO 对中国就业结构的影响[J]. 当代经济科学, 2002, 24(3): 14-19.
- [12] 齐建国. 中国总量就业与科技进步的关系研究[J]. 数量经济技术经济研究, 2002(12): 24-29.
- [13] 吕忠伟. 中国各行业吸纳就业能力的实证研究[J]. 兰州学刊, 2006(5): 171-173.
- [14] 张世贤. 工业投资效率与产业结构变动的实证研究[J]. 管理世界, 2000(5): 79-85.
- [15] 龚玉泉, 袁志刚. 中国经济增长与就业增长的非一致性及其形成机理[J]. 经济学动态, 2002(10): 35-39.
- [16] 李红松. 我国经济增长与就业弹性问题研究[J]. 财经研究, 2003, 29(4): 23-27.
- [17] 蔡昉, 都阳, 高文书. 就业弹性、自然失业和宏观经济政策: 为什么经济增长没有带来显性就业[J]. 经济研究, 2004(9): 18-25.
- [18] 林秀梅. 我国转型期经济增长、经济结构与就业的关联性研究[D]. 长春: 吉林大学, 2007.
- [19] 胡金波, 郑垂勇. 影响我国现阶段就业问题的宏观经济因素分析[J]. 河海大学学报: 哲学社会科学版, 2003, 3(1): 15-17.
- [20] DICKEY D A, FULLER W A. Likelihood ratio statistics for autoregressive time series with a unit root[J]. Econometrica, 1981(49): 57-72.
- [21] 易丹辉. 数据分析与 Eviews 应用[M]. 北京: 中国统计出版社, 2002: 169.
- [22] GRANGER C W J. Testing for causality: a personal viewpoint[J]. Journal of Economic Dynamics and Control, 1980(2): 329-352.
- [23] 中国社会科学院经济学部课题组. 我国进入工业化中期后半阶段[EB/OL]. [2008-03-11]. [http://edu1.macrochina.com.cn/include/shownews.asp?text\\_id=k017187800000100001](http://edu1.macrochina.com.cn/include/shownews.asp?text_id=k017187800000100001).
- [24] 蔡昉. 中国就业与刘易斯拐点[EB/OL]. [2008-04-24]. [http://edu1.macrochina.com.cn/include/shownews.asp?text\\_id=s0177079000021000093](http://edu1.macrochina.com.cn/include/shownews.asp?text_id=s0177079000021000093).
- [25] KOOP G M, PESARAN H, POTTER S M. Impulse response analysis in nonlinear multivariate models[J]. Journal of Econometric, 1996(74): 119-247.