

政策干预对经济影响的测算方法

蔡基栋 冯文权

本文对政策干预或突发事件施加于经济活动的影响,提出了几种测算方法,并具体分析了中国城市经济体制改革对工业发展的影响,建立了轻工业对农业、重工业的传递函数干预分析模型。

一、引言

经济的发展是一个自然增长过程,有其自身的发展规律。国家作为宏观经济管理机构,为了推动经济的发展,必然要制定一系列的经济政策、法规来维护经济的持续、稳定、协调发展。建国四十多年来,我国的社会主义建设取得了举世瞩目的成就,特别是党的十一届三中全会以来的改革开放政策更是使我国国民经济发生了根本性的变化。改革开放的十多年是我国国民经济发展最兴盛、国力增长最快、人民得到实惠最多的时期。国民生产总值由1978年的3588亿元增加到1991年的19580亿元,按可比价格计算,平均每年增长8.6%,高于前26年(1953—1978)平均每年增长6.1%的速度。农业总产值由1978年的1397亿元,增加到1991年的8008亿元,按可比价格计算,平均每年增长5.8%,大大超过前26年平均增长2.7%的速度。工业总产值由1978年的4234亿元增加到1991年的28255亿元,按可比价格计算,平均每年增长12.2%,也快于前26年平均每年增长11.4%的速度。这些成绩的取得是与改革、开放以来实行的经济政策、改革措施分不开的。但是,我们知道,经济发展将随着科学技术的进步,投资的增加而逐年有所发展的。因此,我们有必要消除经济发展的自然增长因素,分离出政策干预对经济增长所起的作用,来具体分析、评价政策的好坏,看看它对经济增长的促进作用到底有多大。这对我国制定正确而有效的经济政策,有着重大的参考意义。

二、政策干预对经济影响的测算方法

根据以前提出的干预变量,干预影响的基本形式及统计分析模型^①,我们提出以下几种政策干预对经济影响的测算方法。

(一)传统分解模式。

在给定的经济时间序列是月度或季度数据下,可以采用此模式。设该经济时间序列为 $y_0, y_1, \dots, y_t, \dots$ 。它的传统分解模式有加法型、乘法型、混合型,例如混合型: $y_t = T \cdot S \cdot C_t + \varepsilon_t$ 。

设政策干预的影响形式为：

$$x_t = \frac{\omega(B)}{\delta(B)} I_t^T$$

I_t^T 是干预变量，可取 S_t^T 或 P_t^T 。 $\omega(B), \delta(B)$ 是后移算子 B 的多项式。

该模式由于使用的是月度或季度数据，能更准确地反映政策干预的效果，特别适用于某一具体方面的经济政策。

(二) ARIMA 模式。

此模式就是一种单变量时间序列的自回归滑动平均模型： $y_t = \frac{\theta(B)}{\psi(B)} a_t$ 。

这里， $y_t = \nabla^d Y_t$ 是原始序列 Y_t 经差分后得到的平稳序列。如果对一个长序列来讲，有多个政策干预，则统计数据是多项政策干预的结果，干预影响形式为：

$$X_t = \sum_{i=1}^m \frac{\omega_i(B)}{\delta_i(B)} I_{t_i}^T$$

这里 T_i 是第 i 项政策干预开始的时间。

(三) 传递函数模式。

此模式就是一种多变量时间序列模式。设对时间序列 y_t 构成影响的有多个解释变量 x_{1t}, \dots, x_{nt} ，其传递函数形式为：

$$y_t = \sum_{i=1}^n \frac{\omega_i(B)}{\delta_i(B)} B^{b_i} x_{it} + \frac{\theta(B)}{\varphi(B)} a_t$$

这里 b_i 为第 i 个解释变量起作用的绝对滞后时间。又设有 m 项政策干预，则干预影响形式为：

$$X_t = \sum_{i=1}^m \frac{\sigma_i(B)}{\theta_i(B)} I_{t_i}^T$$

要看出由于政策干预带来的经济增长，进而测算政策干预对经济影响的程度，一般采取以下几个步骤：

(1) 根据干预分析影响前或影响后的历史统计数据，拟合出一个合适的模型，估计出有关参数，根据此模型作预测，由政策干预后的实际统计数据减去预测值，初步得到干预影响值。

(2) 分析序列的具体情况和干预变量的性质，也就是政策干预影响是突然开始的，还是逐渐开始的，是长期持续下去，还是只产生短暂的影响，试验性地给出一个干预分析模型。然后根据(1)得到的干预影响值估计出有关参数。

(3) 根据(2)给出的干预统计分析模型算出干预影响的拟合值，用实际的政策干预后的统计数据减去这些拟合值，得到消除干预影响后的净化数据。

(4) 根据(3)得到的净化数据，通过模型识别，拟合出一个合适的模型，估计出有关参数，并对残差进行诊断检验。

(5) 由(4)得到的净化模型，计算序列的拟合值，并与政策干预后的实际统计数据进行比较分析，就可知道完全是由政策施行带来的每期增加量或减少量。

在处理实际带有干预影响统计数据时，并不一定要严格按以上的步骤进行。①如果在模型识别以前，对干预影响已有十分清楚的了解，以至于通过数据分析，就能确定干预影响部分，那么就不必进行(1)，直接进行步骤(2)。②如果实际统计数据干预影响并不十分明显，可暂不考虑干预影响，毫不犹豫地利用全部数据去识别模型，并试验性地建立模型，然后通过模型计算出的残差来识别、测算干预影响，并进行诊断检验。

以上的步骤实际上对干预影响的处理经过了几次反复，这些反复是必需的，每次反复都使

我们对干预影响的认识更详实与接近实际。

三、我国城市经济体制改革对工业生产的干预影响 (单变量时间序列 ARIMA 模型)

我国的城市经济体制改革自党的十一届三中全会以来,就开始酝酿、准备、试验,到 1984 年十二届三中全会,城市经济体制改革开始全面展开。其间,以扩大企业自主权,增强企业活力为中心的城市经济体制改革由点到面,由单项突破到全面配套,由生产领域到流通领域,循序渐进,逐渐深化,在各个方面都进行了卓有成效的改革,工业生产取得了前所未有的发展速度。其成效可用一系列数字来说明,从工业总产值指数的增长情况看:

第一个时期(1950—1978 年):以 1952 年为 100,1978 年增长到 1659,这 26 年平均每年增长 11.4%。

第二个时期(1978—1988 年):指数从 1659 增加到 5525.4,平均每年增长 12.8%。显然,工业发展速度加快了,因此,城市经济体制改革是成功的。但是对这种成功,我们要分析出自然增长是多少,由于体制改革产生的影响又是多少。我们将用政策干预的统计分析模型进行测算。

(1)城市经济体制改革对工业发展的干预影响及干预形式。

城市经济体制改革,实际上是执行一系列旨在加速城市经济发展的经济政策,包括许许多多的方面、内容。对发展工业生产来讲,就是执行一种新的工业政策,这种政策对工业总产值指数产生的影响就是政策干预的结果。为了从数量上看清这些影响,有必要消除序列的随机干扰以便把工业总产值指数的自然增长趋势反映出来。为此,我们对原始序列作了时段长为 5 的滑动平均,再取对数差分。设 $\{X_t\}$ 为原始序列,数据的变换公式为:

$$Y_t = \frac{X_{t-2} + X_{t-1} + X_t + X_{t+1} + X_{t+2}}{5}$$

$$x_t = \ln Y_t - \ln Y_{t-1}$$

通过上述变换得到如下表的数据。

表 1

t	25	26	27	28	29	30
年	1976	1977	1978	1979	1980	1981
x_t	0.091555	0.102841	0.093244	0.091403	0.081111	0.079807
t	31	32	33	34	35	36
年	1982	1983	1984	1985	1986	1987
x_t	0.096190	0.122445	0.130847	0.146677	0.163063	0.143160
t	37	38				
年	1988	1989				
x_t	0.119635	0.124075				

根据城市经济体制改革的实际进程,1978—1983年为改革的试验阶段,1984—1988年为改革的全面展开阶段。又通过上表数据及实际测算看到1978—1983年政策干预的效果不十分明显,基本上还是一种自然增长过程,但自1984年城市经济体制改革全面展开以来,工业生产出现了较大幅度的增长。干预影响是逐渐开始,长期持续下去。因此干预影响可取如下形式:

$$Z_t = \frac{\omega}{1-\delta B} S_t^T$$

$$\text{其中: } S_t^T = \begin{cases} 0 & \text{1984年以前} \\ 1 & \text{1984年及其以后, } T=1984\text{年。} \end{cases}$$

(2) 干预模型的建立及干预影响的测算。

通过本文第二部分介绍的政策干预对经济活动影响的测算方法,我们对序列 x_t 建立了单变量干预分析模型:

$$x_t = 0.0879255 + 0.9827622y_{t-1} - 0.4088218y_{t-2} + \frac{0.0500653}{1-0.1615846B} S_t^T \quad (0.1)$$

$$\text{其中: } S_t^T = \begin{cases} 0 & \text{1984年以前} \\ 1 & \text{1984年及其以后} \end{cases}$$

通过模型(0.1)测算了1984—1989年各年由于政策干预所带来的影响,具体数据 g_t 列于表2。

表 2

t 年	33 1984	34 1985	35 1986	36 1987	37 1988	38 1989
g_t	0.012376	0.071935	0.060835	0.035323	0.040748	0.056187

换算成可比价格指数,就得到表3。

表 3

t 年	33 1984	34 1985	35 1986	36 1987	37 1988	38 1989
g_t	36.698261	279.3529	549.46036	774.90235	1049.7051	1450.6129

可见,工业总产值在其由于技术的进步、劳动力资源及投资的增加而增长外,纯粹由于实行城市经济体制改革的各项政策干预使得工业产值指数1984年增加了36.698261,1985年增加了279.3529,1986年增加了549.46036,1987年增加了774.90235,1988年增加了1049.7051,1989年增加了1450.6129。值得指出的是,表(3)的绝对数值是随着工业总产值指数的不断增加,改革的不断深化而逐年有所增加的。政策干预的成效不能单从这些绝对数值来看,还

要看到它们的相对数,例如增长率、占当年工业产值指数的百分率等。表(2)的数值基本上反映了城市经济体制改革对工业总产值指数的干预影响。

以上的定量分析结果也是与实际的改革进程造成的影响相一致的。让我们来看一看 1984 年至 1989 年中国城市经济体制改革的进程及制定的一些重要经济政策,这对下面分析轻工业产值的干预影响也是有益的。1984 年 5 月 10 日,国务院作出《关于进一步扩大国营工业企业自主权的暂行规定》,这是企业运行机制改革的重要一步,对经济生活产生重大影响。10 月 20 日,中共十二届三中全会通过了《中共中央关于经济体制改革的决定》,《决定》提出了社会主义有计划商品经济的论断,全会确定加快以城市为重点的整个经济体制改革的步伐,以利于更好地开创社会主义现代化建设的新局面。这次全会标志着我国经济体制改革进入了以城市经济体制改革为中心的阶段。1986 年 12 月 5 日,国务院发布《关于深化企业改革,增强企业活力的若干规定》明确指出,要推行多种形式的经营承包责任制,给经营者以充分的经营自主权。1988 年 9 月 26 日至 9 月 30 日,十三届三中全会在北京举行,全会确定,把明后两年改革和建设的重点突出地放在治理经济环境和整顿经济秩序上来。1989 年 11 月 6 日至 9 日,党的十三届五中全会在北京举行,会议决定,包括 1989 年在内,用三年或者更长一点时间,基本完成治理整顿任务。

通过以上定量与定性分析,我们看到 1984 年以中共十二届三中全会通过的《决定》为基本精神,作出的一些重大改革措施,当年并未给工业生产造成很大的影响,但随着城市经济体制改革的深入及一些改革措施的出台,给以后几年的工业生产却造成很大影响,1985 年与 1986 年这两年的干预影响达到高潮。然后,随着改革和建设的重点转到治理经济环境和整顿经济秩序上来,一些紧缩性政策的出台使工业生产没有取得如期的效果。从经济长期稳定发展的角度来讲,治理整顿是必须的。现在治理整顿的任务已基本完成,我们的改革开放步子可以迈得更大一点,胆子也要变得更大一点。这样我国的工业生产乃至整个国民经济一定会取得更快的发展速度,经济实力将大大增强,将会提前实现我国的第二步战略目标。

四、城市经济体制改革对轻工业生产的干预影响 (多变量时序传递函数模型)

经济体制改革对轻工业生产的干预影响本可以通过单变量干预分析模型测算,但考虑到农业、重工业对发展轻工业生产具有重要的作用,因为农业为轻工业提供了众多的原材料,农业的发展、农民收入的增加及需求的扩大也将刺激轻工业的发展;而重工业为轻工业提供了机械设备、燃料及动力,对轻工业发展有着直接的影响。因此把农业、重工业作为传递函数的解释变量,测算政策干预对轻工业生产的影响将更全面、准确。

(一)传递函数干预分析模型的建模步骤:

设构成序列 y_t 的解释变量有 n 个,分别为 x_{1t}, \dots, x_{nt} , 这里 $x_{1t}, x_{2t}, \dots, x_{nt}$ 均是消除了干预影响的净化序列,或者它们本身就是没有干预影响的数据序列。

(1)用单变量干预分析模型消除序列 y_t 的干预影响,得到消除了政策干预影响的被解释变量序列,仍设为 y_t 。

(2)计算 y_t 与各解释变量 x_{1t}, \dots, x_{nt} 的相关系数 r_i , 取其最大者,不妨设为 r_1 。根据文献^⑥提供的传递函数建模步骤,包括识别传递函数的阶,估计参数及对系统部分的诊断检验,建立 y_t

与 x_{1t} 的传递函数模型: $y_t = \frac{\omega_1(B)}{\delta_1(B)} x_{1,t-b_1} + e_{1t}$, 这里 e_{1t} 是误差序列。

(3) 计算 e_{1t} 与剩下的各解释变量的相关系数 r_{1i} 。取其最大者, 不妨设为 r_{12} 。用传递函数的建模步骤, 建立 e_{1t} 与 x_{2t} 的传递函数模型:

$$e_{1t} = \frac{\omega_2(B)}{\delta_2(B)} x_{2,t-b_2} + e_{2t}$$

对系统部分 $\frac{\omega_2(B)}{\delta_2(B)} x_{2,t-b_2}$ 进行诊断检验, 包括 $\omega_2(B)$, $\delta_2(B)$ 的平稳可逆域检验及参数估计的统计检验。若通过了诊断检验, 则 e_{2t} 继续与剩下的解释变量作传递函数。若没有通过, 则到此为止, 不需再与剩下的解释变量作传递函数。

现设 y_t 与 k 个解释变量有互相关关系, 不妨设为 x_{1t}, \dots, x_{kt} , 其传递函数模型为:

$$y_t = \sum_{i=1}^k \frac{\omega_i(B)}{\delta_i(B)} x_{i,t-b_i} + e_{kt}$$

这里 e_{kt} 是噪声序列。

(4) 对噪声序列 e_{kt} 通过模型识别, 参数估计, 建立一个单变量的 ARMA(p, q) 模型。设为 $e_{kt} = \frac{\theta(B)}{\varphi(B)} a_t$

(5) 对整个传递函数模型进行诊断检验。包括两个方面:

① 残差序列 a_t 的样本自相关的 Q 统计量检验, 即检验 a_t 是否为白噪声序列。

② 残差互相关检验。通过计算 a_t 与各解释变量的白化序列 a_{it} 的样本互相关, 构造 Q 统计量, 检验 $\rho_{a_i a}(k)$ 是否显示出明显的相关类型。

若通过了诊断检验, 即可组建传递函数模型:

$$y_t = \sum_{i=1}^k \frac{\omega_i(B)}{\delta_i(B)} x_{i,t-b_i} + \frac{\theta(B)}{\varphi(B)} a_t$$

(6) 通过传递函数模型计算 y_t 的拟合值, 用实际的统计数据减去拟合值, 即可看出政策干预影响并得到用传递函数模型计算的干预影响值, 然后具体分析政策干预影响及干预形式, 试验性地给出一个干预分析模型, 并估计出参数。

(7) 组建传递函数干预分析模型。

$$y_t = \sum_{i=1}^k \frac{\omega_i(B)}{\delta_i(B)} x_{i,t-b_i} + \frac{\theta(B)}{\varphi(B)} a_t + \sum_{i=1}^m \frac{\sigma_i(B)}{\varphi_i(B)} I_{it}^{\eta_i}$$

(二) 轻工业对农业、重工业的传递函数干预分析模型的计算及经济体制改革对轻工业生产干预影响的测算。

在开始模型计算前, 需对原始序列实行变换, 使它们平稳化。设 Y_t, X_t, Z_t 分别表示按可比价格计算的轻工业产值指数、农业产值指数、重工业产值指数, 对它们施行的变换如下:

$$y_t = (1-B) \ln Y_t - \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n (1-B) \ln Y_i \quad (0.2)$$

$$x_t = (1-B) \ln X_t - \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n (1-B) \ln X_i \quad (0.3)$$

$$z_t = (1-B) \ln Z_t - \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n (1-B) \ln Z_i \quad (0.4)$$

第一步: 计算消除了农业经济体制改革干预影响的农业产值净化序列 x_{nt} , 消除了城市经济体制改革干预影响的轻、重工业产值净化序列 y_{nt}, z_{nt} 。

第二步: 通过比较 y_{nt} 与 x_{nt}, z_{nt} 的相关系数, 发现 $r_{y_n, x_n} = 0.232, r_{y_n, z_n} = 0.781$ 。所以首先建

立 yn_t 与 zn_t 的传递函数。

计算 zn_t 的样本自相关函数与偏相关函数, 识别它为 ARMA(1, 3) 模型。估计出它的参数得到

$$zn_t = 0.42728zn_{t-1} + \alpha_t - 0.112467\alpha_{t-1} - 0.305776\alpha_{t-2} - 0.396957\alpha_{t-3}$$

由此可计算出 zn_t 的白化序列 α_t 为

$$\alpha_t = \frac{1 - 0.42728B}{1 - 0.112467B - 0.305776B^2 - 0.396957B^3} zn_t \quad (0.5)$$

第三步: 漂白序列 yn_t , 将变换(0.5)作用在输出序列 yn_t 上, 得到

$$\beta_t = \frac{1 - 0.42728B}{1 - 0.112467B - 0.305776B^2 - 0.396957B^3} yn_t \quad (0.6)$$

第四步: 计算 α_t 与 β_t 的互相关函数, 并经过识别, 得到 $r=0, s=0, b=0$

所以 yn_t 对 zn_t 的传递函数部分为 $yn_t = czn_t$ 。又通过最小二乘法估计得到

$$yn_t = 0.416799zn_t + e_t$$

第五步: 计算 xn_t 的样本自相关函数与偏相关函数, 识别它为 MA(5) 模型。估计出它的参数得到

$$xn_t = \alpha_{1t} + 0.65833\alpha_{1,t-1} - 0.0554084\alpha_{1,t-2} - 0.1376535\alpha_{1,t-3} - 0.2653519\alpha_{1,t-4} - 0.5323667\alpha_{1,t-5}$$

由此可求出 xn_t 的白化序列 α_{1t} 为

$$\alpha_{1t} = \frac{1}{1 + 0.65833B - 0.0554084B^2 - 0.1376535B^3 - 0.2653519B^4 - 0.5323667B^5} xn_t \quad (0.7)$$

第六步: 漂白序列 e_t 。将变换(0.7)作用到序列 e_t 上, 得到

$$\beta_{1t} = \frac{1}{1 + 0.65833B - 0.0554084B^2 - 0.1376535B^3 - 0.2653519B^4 - 0.5323667B^5} e_t \quad (0.8)$$

第七步: 计算 α_{1t}, β_{1t} 的互相关函数, 并经过识别, 得到 $r=0, s=0, b=1$

所以 e_t 对 xn_t 的传递函数系统部分为:

$$e_t = (\omega_0 - \omega_1 B - \omega_2 B^2) xn_{t-1}$$

又通过最小二乘法估计得到

$$e_t = (0.776669 - 0.222624B + 0.29152B^2) xn_{t-1} + e_{1t}$$

第八步: 对于噪声部分, 经计算可识别为 MA(2) 模型, 又通过参数估计得到

$$e_{1t} = a_t - 0.016405a_{t-1} - 0.268211a_{t-2}$$

综合上述步骤, 得到轻工业总产值的传递函数模型为:

$$yn_t = 0.416799zn_t + (0.776669 - 0.222624B + 0.29152B^2) xn_{t-1} + a_t - 0.016405a_{t-1} - 0.268211a_{t-2}$$

最后, 进行诊断检验。具体检验如下:

(1) 平稳可逆域检验。由于

$$0.776669 - 0.222624\lambda + 0.29152\lambda^2 = 0$$

其根为 $0.38 \pm 1.58i$, 在单位园外

$$1 - 0.016405\lambda - 0.268211\lambda^2 = 0$$

其根为 $1.9, -1.96$, 在单位园外

故满足平稳可逆条件。

(2) 残差序列 a_t 的样本自相关的 Q 统计量检验。

通过计算得 $Q(k) = 16.906$

这里 $k=24$ $k-p-q=22$

查 χ^2 分布表可知 $\chi_{0.05}^2(22)=33.9$, 得到

$$Q(k)=16.906 < \chi_{0.05}^2(22)=33.9$$

因此可以认为 a_t 是白噪声序列。

(3) 残差序列 a_t 与白化序列 α_t, α_{1t} 的样本互相关的 Q 统计量检验。

$$\text{通过计算得到统计量 } Q(k)=m(m+2) \sum_{k=0}^{26} \frac{1}{m-k} \rho_{aa}^2(k)=33.67$$

这里 $m=38, k=26, k-r-s=26$

查表得 $\chi_{0.05}^2(26)=38.9$, 由此得到

$$Q(k)=33.67 < \chi_{0.05}^2(26)=38.9$$

故可认为 α_t 与 a_t 不存在互相关。

$$\text{又通过计算得到统计量 } Q(k_1)=m_1(m_1+2) \sum_{k=0}^{k_1} \frac{1}{m_1-k} \rho_{\alpha_1 a}^2(k)=31.6$$

这里 $m_1=35, k_1=23, k_1-r_1-s_1=21$

查表得 $\chi_{0.05}^2(21)=32.7$, 由此得到

$$Q(k_1)=31.6 < \chi_{0.05}^2(21)=32.7$$

故可以认为 α_{1t} 与 a_t 不存在互相关。

第九步: 经济体制改革对轻工业生产的干预影响测算。

通过传递函数模型计算出轻工业产值指数的拟合值, 并用实际统计数据减去这些拟合值, 得到干预影响值 g_t , 如表 4 所示。

表 4

t	32	33	34	35	36	37	38
年	1984	1985	1986	1987	1988	1989	1990
g_t	0.018947	0.061638	0.059633	0.044896	0.057860	0.051638	0.050389

通过数据分析及考虑实际干预影响, 我们试验性地选取如下的干预分析模式。

$$g_t = \frac{\omega}{1 - \delta_1 B - \delta_2 B^2} S_t^T \quad (0.9)$$

这里 $S_t^T = \begin{cases} 0 & 1984 \text{ 年以前} \\ 1 & 1984 \text{ 年及以后} \end{cases}$

求估(0.9)式中的参数, 得到

$$g_t = \frac{0.057179}{1 - 0.429929B - 0.087458B^2} S_t^T$$

这样就得到了轻工业对农业、重工业的传递函数干预分析模型:

$$y_t = 0.416799z_{nt} + (0.776669 - 0.222624B + 0.29152B^2)x_{nt-1} + a_t - 0.016405a_{t-1} - 0.268211a_{t-2} + \frac{0.057179}{1 - 0.0429929B - 0.087458B^2} S_t^T$$

把表 4 的数据还原为原始序列的指数形式, 得到表 5。

表 5

t 年	32 1984	33 1985	34 1986	35 1987	36 1988	37 1989	38 1990
g _t	92.554	250.254	393.559	637.571	982.884	1249.705	1447.678

应该说轻工业受政策干预的影响比重工业要大些,因为我国的轻工业一般是加工业,规模相对来说较小,覆盖面大,生产单位多,城市经济体制改革首先给这些轻工业生产部门注入了活力,生产得到较快的发展;而重工业生产单位一般是大型企业,受制于计划约束,因此受经济体制改革的影响要小些。

从我国的实际市场状况来看,也不难验证上述结论。自党的十一届三中全会后,城市经济体制改革开始试验、探索以来,特别是党的十二届三中全会后,城市经济体制改革全面展开以来,市场上的商品日渐丰富,商店里货源充足,购销两旺,呈现出一遍繁荣景象,某些商品开始出现供过于求的状况,形成由顾客来挑选的买方市场。与改革、开放前相比,居民买到家的商品不仅数量大大增加了,质量也开始趋向高档,生活水平大为改善。

以上的定性分析结果与我们对经济体制改革造成的干预影响定量测算结果也是一致的。通过比较轻工业与工业受到的政策干预影响,我们看到轻工业的政策干预影响值占轻工业产值的比重大于工业的政策干预影响值占工业产值的比重。经济体制改革给轻工业的干预影响比给整个工业的干预影响要大。

通过测算党的十二届三中全会以来城市经济体制改革对工业生产与轻工业生产的干预影响,我们认为城市经济体制改革是成功的。现在,随着改革开放步伐的加快,我们要进一步解放思想,大胆创新,把改革开放的步子迈得更大一些。这样,我国的工业生产乃至整个国民经济一定会取得更高的发展速度,人民群众的生活将得到更大的改善,可以预见,到本世纪末将一定能达到小康水平。

参 考 文 献

- ① 冯文权:《政策干预或突发事件影响的统计分析模型》,《统计与决策》1990年第6期。
 - ② 冯文权:《经济预测与决策技术》,武汉大学出版社,1989年版。
 - ③ Walter Vandaele, Applied Time Series and Box—Jenkins Models, Academic Press, INC. 1983.
- ※ 自然科学基金管理学部资助研究项目。项目编号 79070059

(本文责任编辑 邹惠卿)