

积极财政政策宏观经济效益分析 ——基于宏观计量模型的研究

摘要

本文通过一个宏观计量模型来研究积极财政政策的宏观经济效益。与传统模型所不同的是，我们的模型不仅考虑了需求，同时也引入了社会的供给能力。研究表明积极财政政策的实施为我国在 2003 年底彻底走出通货紧缩的阴影作出了不可磨灭的贡献。而到了 2002 年，积极财政政策的拉动效应也已开始递减，这为此后逐渐淡出的积极财政政策提供了一定的依据。

1、引言

中国在 1997 年开始出现了的通货紧缩，为此国家动用了积极的财政政策。从 1998 年到 2002 年期间，中国政府每年大约发行了 2000 个亿以上的国债，这些国债大多用于基础建设的投资。毫无疑问积极财政政策的实施为我国在 2003 年底彻底走出通货紧缩的阴影作出了不可磨灭的贡献。与此同时，由国债投资所建成的一大批基础设施，也为我国未来经济保持长期高速增长提供了坚实的基础。

国内关于积极财政政策宏观经济效益的研究从积极财政政策开始实施时刻起就一直在进行。国家社会科学基金、国家自然科学基金、国家软科学研究计划、财政部有关部门以及一些地方和单位为此设立了许多研究项目，有关的研究论文、报告和著作更是数不胜数。然而，许多研究是以理论研究和定性分析为主，缺少准确的数据支持和缺少建立在经济数学模型基础上的定量分析。与此同时，几乎所有的研究都是集中在积极财政政策对需求的拉动上，而很少考

虑积极财政政策所形成的一大批基础设施对提升整个国家经济整体实力（或生产能力）的作用。

本文将通过一个宏观计量模型来研究积极财政政策的宏观经济效益。与传统模型所不同的是，我们的模型不仅考虑了需求，同时也引入了社会的供给能力。从而，它不仅区别于建立在一般均衡基础上的以供给为核心的新古典模型（如实际商业周期模型等），同时也区别于传统凯恩斯类型的总需求模型（如 IS-LM 和 AS-AD 模型等）。尽管如此，这样一种模型本质上仍然是具有凯恩斯特点的非均衡模型。由于中国所具有的转型经济和发展中国家的特点，这种具有凯恩斯特点的宏观经济模型更适合于对中国经济的研究。

本文结构安排如下：第二部分构筑宏观模型，第三部分为模型的估计，第四部分为积极财政政策的宏观经济效益分析，最后第五部分是一个简单的总结。

2、宏观经济模型

我们将首先建立一个简单的单部门宏观经济模型。该模型将为我们评估积极财政政策提供一个统一的框架。正如我们所指出的，该模型是一个具有许多凯恩斯特点的非均衡模型。这种非均衡性不仅表现在劳动力市场和产品市场上，与此同时，价格对非均衡的调整也具有滞后和黏性。

总供给(或总产出)

令 Y_t 代表实际总产出(即实际 GDP)， Y_t^d 代表实际总需求，总产出与总需求之间的差额为实际存货 V_t 的变化。于是我们有

$$Y_t = Y_t^d + V_t - V_{t-1}。 \quad (1)$$

上式表明存货 V_t 是按其 t 期的期末值衡量。

有理由相信，总产出 Y_t 是由预期的总需求 Y_t^e 决定。经过存货纠正后，总产出 Y_t 可表示为：

$$Y_t = Y_t^e + V_t^d - V_{t-1}， \quad (2)$$

以上， V_t^d 为理想的库存水平， $V_t^d - V_{t-1}$ 可以理解为库存纠正量。如果预期 Y_t^e 能够实现，即 $Y_t^d = Y_t^e$ ，则由公式(1)和公式(2)，我们得到 $V_t = V_t^d$ ，即 t 期的期末

存货等于其理想的存货。

关于理想的库存水平 V_t^d ，我们假定它与 Y_t^e 满足线性关系：

$$V_t^d = \beta_v Y_t^e, \quad (3)$$

其中，参数 $\beta_v > 0$ 。

接下来我们分析总需求的预期 Y_t^e 是如何决定的。一个更符合实际的假设是厂商期望的是经济(或实际 GDP)的增长率 g_t^e 。这样，通过对增长率的预期，我们可以测算出厂商的总需求预期。按照预期的适应性调整规则(the rule of adaptive expectation)，我们有：

$$g_t^e = g_{t-1}^e + \beta_g (g_{t-1} - g_{t-1}^e)。 \quad (4)$$

其中，参数 $\beta_g > 0$ 。

总生产能力

需要说明的是，通常按生产函数所给出的产量只能理解为一个社会的总生产能力。我们设该生产能力为 Y_t^p 。由于中国仍然是一个发展中国家，而发展中国家的一个特点是经济的二元结构和与此相对应的无限的劳动力供给，因此在中国当前经济条件下，生产能力不受劳动力供给的制约，而完全由资本存量所决定。这种资本和劳动力之间的不可替代性表明生产函数是 Leontief 型而不是 Cobb-Daugl ass 型，即

$$Y_t^p = A_t K_t, \quad (5)$$

这里， K_t 为 t 期的资本存量， A_t 为产量 - 资本比(可理解为资本生产力)。显然，按照等式(2.5)所给出的生产函数， A_t 的上升反映了技术的进步，即同样的资本投入能创造出更多的生产能力。

给定生产能力 Y_t^p ，生产能力利用率 U_t 就可以写成

$$U_t = \frac{Y_t}{Y_t^p}。 \quad (6)$$

此外，资本存量 K_t 服从如下累积规律：

$$K_t = (1 - d_K)K_{t-1} + I_{t-1} + G_{I,t-1} \quad (7)$$

以上， I_{t-1} 为企业投资； $G_{I,t-1}$ 为政府投资； d_K 为折旧率。需要注意的是，按照公式(7)，我们并没有区分政府资本和企业资本。这主要是由于我们没有相关的数据。

接下来，我们将考查技术 A_t 的决定因素。根据 Romer(1990)，技术是人类思想和知识的凝聚。具体的说，技术可以表现为各种论文、专著、设计和专利等。由于技术是非竞争的，即一项技术可以同时被不同的人和企业使用，因此技术存量的提高通常意味着要素生产力的提高。令技术存量的提高为 $A_t - A_{t-1}$ ，按照 Romer(1990)，我们有

$$A_t - A_{t-1} = \kappa A_{t-1} H_{t-1}。$$

该公式表明技术存量的提高取决于现有的技术存量 A_{t-1} 和用于科研的人力资本 H_{t-1} 。由于经验数据表明 A_{t-1} 和 H_{t-1} 对新技术的产生具有某种程度的边际递减效应，因此 Jone(1995)和 Gong, Greiner and Semmler (2004)分别对上述公式进行了修正。按照后者，

$$A_t = (1 - d_A)A_{t-1} + \kappa A_{t-1}^\phi H_{t-1}^\theta, \quad (8)$$

以上， ϕ ， θ 和 d_A 都为(0, 1)区间上的参数，其中 d_A 可以理解为技术或知识的折旧率。

总需求

按照定义， t 期国内产品的实际总需求 Y_t^d 可以表示为

$$Y_t^d = C_t + I_t + G_t + E_t - M_t, \quad (9)$$

其中， C_t 表示消费； I_t 表示企业(包括外资企业)投资； G_t 是政府支出； E_t 是出口； M_t 是进口。所有变量都为实际值。其中对于消费函数，我们采用如下简单形式：

$$C_t = c(Y_t - T_t) , \quad (10)$$

这里，参数 $c \in (0,1)$ 为边际和平均消费倾向； T_t 表示税收； $Y_t - T_t$ 可以被看成是家庭在 t 期的可支配收入。

对于投资函数，我们假定：

$$I_t = [n + \xi_u (U_{t-1} - \bar{U}) - \xi_\gamma (\gamma_t - \bar{\gamma})] K_{t-1} , \quad (11)$$

以上，参数 ξ_u 和 ξ_γ 都为正值； γ_t 为实际利率； \bar{U} 和 $\bar{\gamma}$ 分别为 U_t 和 γ_t 的稳定状态（由各自的样本均值衡量）。这样， $(U_{t-1} - \bar{U})$ 和 $(\gamma_t - \bar{\gamma})$ 分别表示 U_{t-1} 和 γ_t 对于它们各自稳定状态的偏离。该公式表明，投资是为了创造生产能力，因此，当生产能力紧缺时（由较高的 U_{t-1} 反映），投资较高，反之亦然。与此同时，投资也取决于融资成本（这里由利率 γ_t 反映）。在另一篇文章中，作者使用货币供给增长率来代替(11)式中的利率，并提供了相应微观基础的讨论。我们想说明的是，此两种类型的投资方程并不冲突。这里，我们只需假设利率和货币供给增长率是密切相关，而这也和中国的宏观调控实践相一致。有关讨论随后展开。

与消费函数相对应，我们假定进口 M_t 与实际总产出 Y_t 成线性关系：

$$M_t = mY_t , \quad (12)$$

以上，参数 $m \in (0,1)$ 为边际进口倾向。

最后，对于总需求中的其他变量 G_t 和 E_t ，我们都假定它们为外生变量。

劳动力市场

我们现在考查劳动力市场。根据标准的凯恩斯理论，劳动力的需求 L_t^d 由产量 Y_t 决定。因此，

$$L_t^d = l_t Y_t , \quad (13)$$

以上， l_t 可被看作是劳动生产率，它取决于生产技术。与生产函数(5)中的 A_t 相类似，我们同样允许劳动生产率可随时间而变化。

见龚刚和林毅夫(2005)。

假定劳动力供给 L_t^s 为外生变量。于是，给定劳动力供给 L_t^s 和劳动力需求 L_t^d ，就业率 N_t 由如下方程给出：

$$N_t = \frac{L_t^d}{L_t^s}。 \quad (14)$$

可以预见，相对于劳动力需求而言，劳动力的供给是绝对过分的，而这将影响我们的工资公式。

价格与工资

现在我们考查价格与工资的决定。我们首先假定价格和工资会对产品市场和劳动力市场的非均衡进行调整。然而，价格的这种调整是有黏性的，即价格的调整既不及时，也不会一步到位，这也同时意味着市场在大多数情况下是不能出清的。按照被广泛讨论的双重菲利普斯曲线(参见 Fair 2000 和 Flaschel, Gong and Semmler 2001)，我们可以把价格和工资的动态变化写成如下形式：

$$w_t = \alpha_w + \beta_n(N_{t-1} - \bar{N}) + \beta_p(p_{t-1} - \bar{p}) + \beta_s(s_t - \bar{s})， \quad (15)$$

$$p_t = \alpha_p + \beta_u(U_{t-1} - \bar{U}) + \beta_w(w_t - \bar{w})， \quad (16)$$

以上， p_t 为通货膨胀率； w_t 为名义工资增长率； s_t 可理解成 t 期的供给冲击，它可能包含生产率的变化和进口产品的价格变化等。 \bar{p} 、 \bar{w} 、 \bar{s} 、 \bar{N} 和 \bar{U} 分别为变量 p_t 、 w_t 、 s_t 、 N_t 和 U_t 的稳定状态。当实际的 N_t 和 U_t 超过 \bar{N} 和 \bar{U} ，工资和价格的增长 p_t 和 w_t 将被加速。显然，上述价格-工资模型是建立在相当对称的有关价格和工资浮动原因的假设上。一方面价格和工资的增长来源于需求或市场的非均衡压力(分别由 $U_{t-1} - \bar{U}$ 和 $N_{t-1} - \bar{N}$ 代表)；另一方面，它们同时也被成本所拉动(分别由 $w_t - \bar{w}$ 、 $p_{t-1} - \bar{p}$ 和 $s_t - \bar{s}$ 衡量)。

金融部门和货币政策

当前，中国的宏观调控手段是多种多样的。就货币政策而言，我国的货币当局不仅采用了货币供给(体现为一系列的贷款计划)，同时也使用了利率作为其执行货币政策的手段。事实上，这两种手段通常会同时使用(或双管齐下)。例如当经济不景气时，不仅货币供给量会增加，同时利率也会下跌。由于我们在公

有关这种价格调整的微观讨论请参见 Rotemberg(1982)、Calvo(1983)和龚刚(2005，第八章)等。

式(11)中只引入了利率作为投资融资的约束条件,因此,我们这里只需考虑利用类似于 Taylor 规则(Taylor, 1993)的如下利率方程来反映我国的货币政策对中国宏观经济的影响:

$$r_t = \alpha_r + \pi_u (U_{t-1} - \bar{U}) + \pi_p (p_{t-1} - \bar{p})。 \quad (17)$$

以上公式表明,利率对生产能力利用率和通货膨胀率作出反应。此外,给定名义利率 r_t , 实际 γ_t 则可以近似的写成:

$$\gamma_t \approx r_t - p_t。 \quad (18)$$

3、模型的估计

接下来我们将讨论如何估计模型中的各项结构参数。首先需要说明的是,我们不可能也没有必要对模型中的所有参数同时进行估计。该模型包括很多预期和其他难以观察的变量,比如 Y_t^e 、 Y_t^p 和 A_t 等。尽管很多方程式是线性的,但是方程中按一般线性方法所能估计的参数通常是多个结构参数的某种组合。这就导致了估计中可能产生的非线性问题。因此,在这种情况下,只要有可能,我们将逐一的利用单个方程对模型中的结构参数进行估计。此种方法经常被用于估计多变量和多等式的大型宏观经济模型。参见 Flaschel, Gong and Semmler (2001, 2002) 等。

参数估计和方差报告

我们把所有的结构参数分为 9 个组。表 1 列出了它们的估计值和标准差。图 1 则给出了估计所得的行为方程与样本数据的拟和。所有数据都是年度数据。由于样本数据有限,我们的参数估计并不能完全尽如人意。接下来我们将解释表 1 中的估计值是如何得到的。

参见 Flaschel, Gong and Semmler(2001, 2002)等。

表 1 参数的估计值(括号中数据为相应的标准差)

组号	公式名	估 计
组 1	总产出	$\beta_v = 0.19263944$ (0.23127676)
		$\beta_g = 0.79507000$ (0.086237402)
组 2	总生产能力	$DW = 1.3280782$ $d_A = 0.050119677$ (0.023144909)
		$\kappa = 0.029150236$ (0.018540790)
		$\phi = 0.42438351$ (0.20121231)
		$\theta = 0.045019019$ (0.015880795)
组 3	消费函数	$DW = 0.27919849$ $c = 0.55655823$ (0.039881745)
		$\rho = 0.084069604$ (0.12371841)
组 4	进口函数	$DW = 2.0279207$ $m = 0.24100159$ (0.13609667)
		$\lambda = 0.91799218$ (0.10959640)
组 5	投资函数	$DW = 1.7821576$ $n = 0.17525083$ (0.045326)
		$\xi_\gamma = 0.13796748$ (0.057158)
		$\xi_u = 0.21060652$ (0.144796)
		$\zeta = 0.922954$ (0.039141)
组 6	利率函数	$DW = 1.3401401$ $\alpha_r = 0.084330$ (0.002277)
		$\pi_p = 0.194758$ (0.037045)
		$\pi_u = 0.057427$ (0.043193)
组 7	价格等式	$DW = 1.3401401$ $\alpha_p = 0.061850$ (0.010004)
		$\beta_w = 0.609875$ (0.136310)
		$DW = 1.2821608$ $\beta_u = 0.524998$ (0.166568)
组 8	工资等式	$\alpha_w = 0.139150$ (0.010835)
		$\beta_p = 0.728425$ (0.174598)
		$\beta_u = 0$
		$\beta_s = 0.670502$ (0.131393)
组 9	其他参数	$DW = 1.9056814$ $d_K = 0.037323715$ (0.018440299)
		$\bar{p} = 0.061850000$ (0.073880611)
		$\bar{\gamma} = 0.020715000$ (0.061688336)
		$\bar{w} = 0.13915000$ (0.076112987)
		$\bar{U} = 0.93819089$ (0.062286831)
		$\bar{s} = 0.057872150$ (0.096504353)

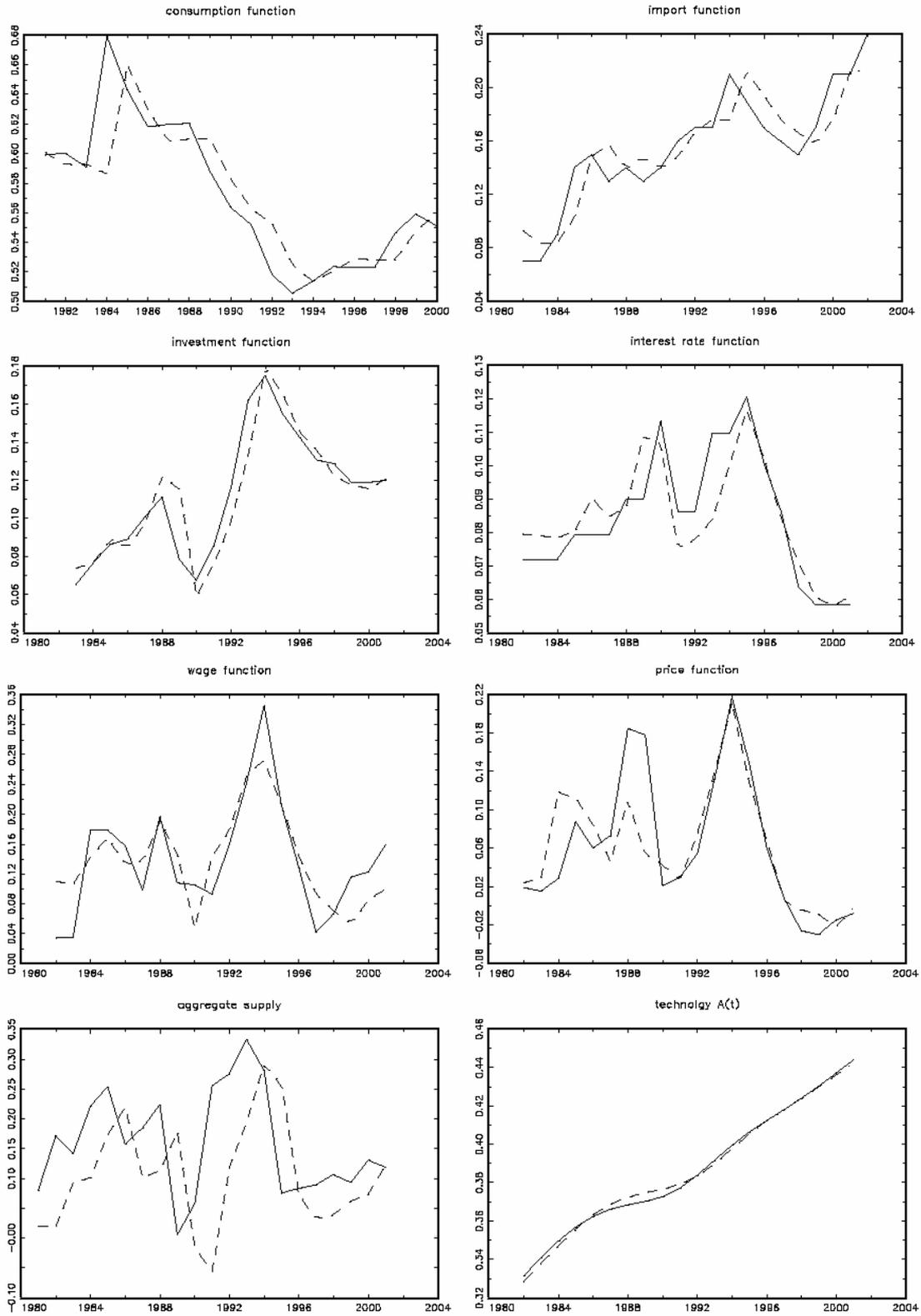


图 1 估计所得的行为方程与样本数据的拟和

3-9 组的参数估计

我们的讨论首先从第 9 组开始。我们发现 9 组中的参数大多可解释为样本平

均值或定义在只有一个结构参数的方程中。这就允许我们使用一阶距的方法 (method of first moments) 对它们进行估计。

尽管一阶矩方法能同样用于估计消费函数(10)和进口函数(12)中的参数 c 和 m ,然而我们发现其结果并不令人满意。为此我们允许 c 和 m 能随时间而变化。我们假设

$$c_t = c + u_t , \quad (19)$$

$$u_t = \rho u_{t-1} + v_t , \quad (20)$$

$$m_t = m + \eta_t , \quad (21)$$

$$\eta_t = \lambda \eta_{t-1} + \varepsilon_t , \quad (22)$$

其中 , $c_t \equiv C_t / (Y_{t-1} - T_{t-1})$; $m_t \equiv M_t / Y_t$; v_t 和 ε_t 都假设为独立同分布 (*i.i.d.*) 的正态随机变量。这表示边际消费和进口倾向都服从于一阶自回归 AR (1) 过程。将公式 (20) 和 (22) 分别代入(19)和(21) , 我们得到

$$c_t = c_0 + c_1 c_{t-1} + v_t , \quad (23)$$

$$m_t = m_0 + m_1 m_{t-1} + \varepsilon_t . \quad (24)$$

其中 , $c_0 = c(1-\rho)$, $c_1 = \rho$, $m_0 = m(1-\lambda)$, $m_1 = \lambda$ 。现在我们可以用最小二乘法(OLS)对上述方程进行估计。而有关的结构参数 c 、 m 、 ρ 和 λ 则由下列公式获得 :

$$\rho = c_1 , \quad c = \frac{c_0}{1-\rho} ,$$

$$\lambda = m_1 , \quad m = \frac{m_0}{1-\lambda} .$$

需要说明的是 , 此种方法无法使我们直接得到参数 c 等的估计方差。为此我们必须把该估计看成是非线性估计。这样 , 我们就可以使用 Judge et. al (1988, p508-510) 所讨论的方法来求解参数估计值 c 等的标准差。在这一计算过程中 , 我们利用 GAUSS 语言中的 GRARDP 程序来计算有关的一阶导数矩阵。该矩阵被用于推导参数估计值的协方差矩阵。

对于投资函数(5)中的参数估计 , 我们采用如下估计方程 :

$$i_t = n + \xi_i (U_{t-1} - \bar{U}) - \xi_\gamma (\gamma_t - \bar{\gamma}) + \mu_t , \quad (25)$$

$$\mu_t = \zeta\mu_{t-1} + v_t, \quad (26)$$

其中, $i_t \equiv I_t / K_{t-1}$; v_t 同样为独立同分布的正态随机变量。这里我们所采用的估计方法为 Cochrane - Orcutt 方法。

此外, 在对工资、价格和利率方程(15)-(17)进行估计时, 我们假定方程中所有的干扰项都为服从独立同分布的正态随机变量。这样, 我们就可以直接利用普通的最小二乘法对它们进行估计。

需要说明的是, 在我们对工资公式(15)进行估计时, 我们用劳动生产率(实际 GDP 与就业之比)来代表供给冲击, 即解释变量 s_t 。与此同时, 我们发现参数 β_n 的估计值极不显著, 因此, 我们令它为 0。这也同时意味着劳动力市场的供求状态对工资没有任何影响, 或者说, 在中国劳动力市场一直是处于供过于求的状态。劳动力市场的这种供过于求反映了由中国二元经济结构所造成的大量农村剩余劳动力的存在。

总供给的参数估计

对于产出方程(1)-(4)中的结构参数 β_v 和 β_g 的估计则更为困难。首先, 我们无法得到期望值 g_t^e 和 Y_t^e ; 其次, 尽管我们可以从方程(1)中推算出 ΔV_t , 但是, 我们并没有存货 V_t 的数据(这需要有一个存货的初始值)。为了避免使用数据 V_t , 我们的估计需要建立在对方程(2)进行一阶差分的基础上。与此同时, 利用(3)对 V_t^d 进行置换, 我们得到

$$\Delta Y_t = (1 + \beta_v)\Delta Y_t^e - \Delta V_{t-1}. \quad (27)$$

按照预期增长率 g_t^e 的定义, 我们有 $\Delta Y_t^e = g_t^e Y_{t-1}^d$ 。将其代入公式(27), 我们可以得到参数 β_v 的估计方程:

$$y_t = (1 + \beta_v)g_t^e + v_t, \quad (28)$$

其中,

$$y_t \equiv \frac{\Delta Y_t + \Delta V_{t-1}}{Y_{t-1}^d} = \frac{Y_t - Y_{t-1}^d}{Y_{t-1}^d},$$

以上, 误差项 v_t 同样被假定为服从独立同分布的正态随机变量。

显然，对于 β_v 的估计需要获得时间序列 g_t^e ，该数值我们无法得到。然而给出参数 β_g 和 g_t^e 的初始值 g_0^e ，我们能从(4)中推算出 g_t^e 。假定 $g_0^e = g_0$ ，也即预期增长率 g_t^e 的初始值等于其实际的观察值。设立目标函数：

$$f(\beta_g) = e(\beta_g)'e(\beta_g) \quad (29)$$

这里， $e(\beta_g)$ 是在给定的 β_g 情况下，对方程(28)进行线性回归所得的误差向量。这样 $f(\beta_g)$ 就可以看成是该误差的平方和。由此，对于参数 β_v 和 β_g 的估计可以看成是寻找一个 β_g 使得目标函数 $f(\beta_g)$ 最小。这里，我们使用网络搜索法来实行这一最优化过程。

技术函数中的参数估计

需要说明的是，上述估计过程中所使用的数据大多可以从国家统计年鉴中获得，资本存量 K_t 则来源于张军(2003)。然而，对于技术函数中的参数 d_A 、 ϕ 和 θ 的估计，我们首先需要解决无法观测的变量 A_t 和 Y_t^p 的数据来源问题。

如果我们假定生产用电力消耗与资本设备的实际使用成线性相关，则通过利用生产用电力消耗数据，我们就能测算出 A_t 和 Y_t^p 。假定一定时期内生产用电力消耗和资本服务使用量成固定比例，也即

$$S_t = hE_t, \quad (30)$$

其中， S_t 为资本服务的使用量，即 $S_t = U_t K_t$ ； E_t 为生产用电量； h 为一个正实数。给定 S_t 及公式(5)和(6)，相应的实际产出则可由下式导出：

$$Y_t = A_t S_t. \quad (31)$$

进一步将(30)代入(31)，我们得到

$$Y_t = A_t h E_t. \quad (32)$$

对(32)式两边分别求自然对数并进行差分，我们可得到

有关网络搜索法的介绍可参见 Hamilton (1995, p133-134)。
该假设在西方理论界研究真实商业周期 RBC 时通常被采用。参见 Burnside, Eichenbaum and Rebelo (1995, 1996)。

$$\bar{Y}_t = \bar{A}_t + \bar{E}_t \quad (33)$$

以上 \bar{Y}_t 、 \bar{A}_t 和 \bar{E}_t 分别表示为产出、技术和用电量的对数差分(近似于它们的增长率)。

由于 Y_t 和 E_t 都是已知的, 由公式(33)我们可以算出 \bar{A}_t , 再进一步由(32)解得 h 。给定 h , 我们可以按公式(30)求得资本服务量 S_t , 并进而按定义 $S_t = U_t K_t$ 导出 U_t 。给定 U_t 和 A_t , 我们可以进一步通过公式(6)测算出 Y_t^p 。

需要说明的是, 在按公式(32)求解 h 时, 我们需要的是 A_t , 而我们从(33)式中得到的则是其增长率 \bar{A}_t 。因此我们必须有个基年(这里采用 1980 年)的资本生产率 A_0 。现假定基年的资本设备利用率为 100%, 则 A_0 可由公式 $A_0 = Y_0 / K_0$ 求得。图 2 给出了我们所测算出的 U_t 、 Y_t^p 和 A_t 的时间序列。

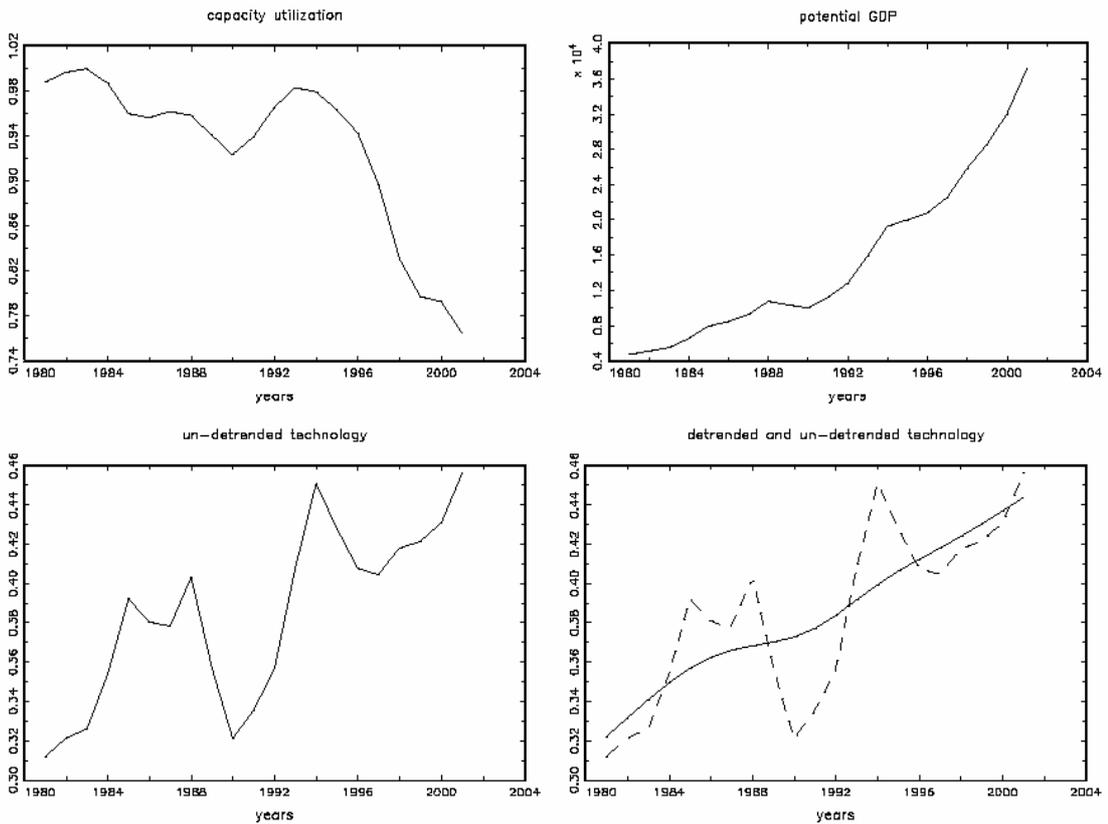


图 2 U_t 、 Y_t^p 和 A_t 的时间序列

需要说明的是, 由此而测算出的技术存量 A_t 具有较大的波动, 甚至会出现技术退步。显然此种情况与我们所想象的实际情况有所不同。我们可以想象技术总是在不断进步, 技术的存量也在不断增加, 而且这种增加应是一个平缓的过程, 不应

出现大起大落。显然，这种过分的波动来源于各种误差干扰（如我们所假定的用电量与资本服务量之间线性关系中所出现的误差）。因此，我们有必要对图 2 中 C 格的 A_t 进行滤波（或光滑）处理，经过滤波以后的 A_t 由图 2 中的 D 格所示。

给定数据 A_t ，我们就可估计技术函数(8)中的结构参数 d_A 、 ϕ 和 θ 。然而，在此之前，我们仍然要对公式(8)的 H 作一番解释。按照 Romer (1990)的原意， H 为用于科研的人力资本。然而，除了现有的技术存量和人力资本的投入外，技术的提高也有赖于科研所需的物质投入和有效的激励机制。研究需要设备和经费，而有效的激励机制（如专利制度和科学贡献的奖励制度等）对技术进步的作用也是显而易见的。因此，如果我们使用国内现有的数据， H 可以看成是国家用于教育和科研的投入。

估计所采用的方法仍然是最小二乘法，即使误差平方之和为最小。然而由于方程所体现的非线性，我们必须采用一种全局数值优化(global optimization algorithm)的方法对参数进行估计。在这一研究中，我们所采用的是模拟淬火(simulated annealing)法。

4、积极财政政策宏观经济效益分析

接下来，我们将利用我们所估计的模型分析和测算过去 5 年(1998-2002)积极财政政策给我国经济带来的影响。测算所依据的原则是“有无原则”(with and without principle)。这一原则在项目评估时经常被使用。按照这一原则，我们分别计算在“有”和“无”积极财政政策条件下我们所关心的各项经济指标，如 GDP 增长率，通货膨胀率和就业率等。比较这些指标的不同就能使我们测算积极财政政策的宏观经济效益。

无论是“有”还是“无”，我们都必须通过对模型的模拟，计算出有关的宏观经济指标。关于这一模拟，我们要求：

- 所有外生变量都用实际样本值来表示；
- 所有随机变量的实现值都用模型估计时所留下的残差来表示；
- 所有内生变量都由模型的模拟计算得到。

这里，我们所使用的滤波器是 H-P 滤波器。

模拟淬火法最初由 Metropolis et al. (1953) 提出，后来得到了 Vanderbilt and Louie (1984)、Bohachevsky et al. (1986) 以及 Corana et al. (1987) 的推广。该方法在经济学中最初见之于 Semmler and Gong (1996) 和 Gong (1997)。

假设过去 5 年里没有积极(或扩张性)的财政政策，政府支出应等于税收。因此，所谓没有(或无)积极财政政策的条件是：令过去 5 年里每年的政府支出等于其当年的税收。与此同时，我们还必须考虑到在没有积极财政政策条件下，政府的支出结构也有可能发生变化。为此，我们使用国债投资中的支出结构来推算在没有积极财政政策情况下的支出结构。表 2 给出了这一推算。

表 2 “无”积极财政政策条件下的政府支出结构推算
(按 1980 年不变价格计算)

年份	教育和科研支出			增加社会总资本的支出		
	实际支出	国债中的支出	“无”条件下的支出推算	实际支出	国债中的支出	“无”条件下的支出推算
	(1)	(2)	(3)=(1)-(2)	(4)	(5)	(6)=(4)-(5)
1998	579.78105	3.7493347	576.03172	351.73580	277.71858	74.017223
1999	679.46931	44.598276	634.87103	769.71070	174.32372	595.38698
2000	780.97864	56.692483	724.28616	1185.2131	336.46989	848.74317
2001	964.80822	53.008911	911.79931	1690.2073	365.60321	1324.6040
2002	1002.9792	68.601887	934.37736	1859.2280	275.27961	1583.9484

需要说明的是，尽管对于“无”积极财政政策的情况，我们有理由使用对模型的模拟计算出有关的宏观经济指标，然而，为什么对于“有”积极财政政策的情况，我们不能直接使用实际的样本观察值来代表相关的经济指标？由于模型的参数估计和设定本身也有可能产生误差，因此，即使我们引入了误差项的实现值和实际的外生变量，当我们对模型进行模拟时，仍然有可能使模型的模拟值与样本值有偏离。为了使由模型的参数估计和模型的设定等原因所引起的误差对评估的影响减少到最少，我们对于在“有”积极财政政策条件下的经济指标的测量与“无”积极财政政策条件相似，即都通过对模型的模拟算出，两者的不同仅仅体现在政府支出的总量和结构上。

表 3 给出了过去 5 年积极财政政策宏观经济效益的评估。

首先，我们需要说的是，这里的财政赤字与国债支出并非完全相同。当政府的支出大于其税收时，它仍然可以动用除发行国债之外的其它资源，如过去的财

按照由财政部经济建设司所提供的材料，国债投资中用于科技进步和教育的投资主要有两项：一项是技术进步和产业升级，另一项是教育、文化和卫生。该两项支出的历年分布情况请参见表 2-2 中的第三列。与此同时，国债投资中的许多项目可以看成是增加社会总资本，这些支出项目包括农林水、生态、电网改造、交通、城市基础设施和环保。该类支出的历年分布情况由表 2-2 中的第六行所示。

政积余等，来弥补其支出。

表 3 过去五年积极财政政策的宏观经济效益(按 1980 年不变价格计算)

年份	财政赤字(亿元)	GDP 增长率的拉动	通货膨胀率的拉动	就业量(万人)拉动
1998	411.18954	0.00000000	0.00000000	0.00000000
1999	688.79590	0.021020973	0.00000000	443.22172
2000	936.84045	0.040580557	0.0052523568	1259.4389
2001	1036.3501	0.051568633	0.019452433	2166.7029
2002	379.01244	0.056630177	0.037591193	3040.8006

其次，按照我们所构造的模型，政府的支出无论从供给或需求角度看，它对经济的影响都有一定的滞后。因此，98 年的积极财政政策对 98 的国民经济并没有什么影响。当然这里并不意味着现实中这种影响就不存在。如果我们的模型是以季度(或月度)为一期进行估计，此种影响显然就可以得到反映。

第三，表中所反映的拉动效应是一种累积效果。以 2002 年的 GDP 增长率拉动 0.056630177 为例，该数据表明，假如没有 1998-2001 年的积极财政政策，则 2002 年的实际 GDP 将减少 5.6630177 个百分点。按照这一思路，2001 年的积极财政政策给 2002 年 GDP 的拉动效应为 $5.6630177 - 5.1568633 \approx 0.5$ 个百分点。尽管与前期积极财政政策的拉动效应相比，这一效应似乎在递减。然而，我们也应同时看到，它在创造 2002 年的就业机会上的贡献并没有过分减弱。

5、结束语

本文利用了一个简单的宏观计量模型对 1998-2002 年期间积极财政政策的宏观经济效益进行了测算。研究表明积极财政政策的实施为我国在 2003 年底彻底走出通货紧缩的阴影作出了不可磨灭的贡献。而到了 2002 年，积极财政政策的拉动效应也已递减，这也此后逐渐淡出的积极财政政策提供了一定的依据。

由于目前积极财政政策已经淡出，因此本文的意义更多的在于其理论和技术应用的研究，希望本文能够抛砖引玉，对未来我国宏观经济政策的研究(特别是定量分析)有所启发和借鉴。

参考文献

- 龚刚：《宏观经济学，中国经济的视角》[M]，清华大学出版社，北京，第一版，2005
- 龚刚和林毅夫：《过度冲击—中国经济“缩长”之解释》[J]，清华大学中国经济研究中心工作论文，2005。
- 张军和章元：《对中国资本存量 K 的再估计》[J]，《经济研究》，2003 年，第 7 期，35-43 页。
- Bohachevsky, I. O., M. E. Johnson and M. L. Stein：《Generalized Simulated Annealing for Function Optimization》[J]，《Technometrics》，1986, Vol. 28, 209-217.
- Burnside, C., M. Eichenbaum and S. Rebelo：《Capital Utilization and Returns to Scale》[J]，《NBER Working Paper》，1995, No. 5125.
- Burnside, C., M. Eichenbaum and S. Rebelo：《Sectoral Solow Residuals》[J]，《European Economic Review》，1996，Vol. 40：861-869.
- Calvo, G. A.: 《Staggered Contracts in a Utility Maximization Framework》[J]，《Journal of Monetary Economics》，1983, Vol. 12: 383-398.
- Corana, A., M. C. Martini, and S. Ridella: 《Minimizing Multi-modal Functions of Continuous Variables with the Simulated Annealing Algorithm》[J]，《ACM Transactions on Mathematical Software》，1987, Vol. 13, 262-280.
- Fair, R. C.: 《Testing the NAIRU Model for the United States》[J]，《The Review of Economics and Statistics》，2000, 64-71.
- Flashchel, P., G. Gong and W. Semmler: 《A Keynesian Econometric Framework for Studying Monetary Policy Rules》[J]，《Journal of Economic Behavior and Organization》，2001, Vol.46, 101-136.
- Flaschel, P., G. Gong and W. Semmler: 《A Macroeconometric Study on Monetary Policy Rule, Geman and EMU》[J]，《Jahrbuch fur Wirtschaftswissenschaften》，2002, Vol. 53, 1-31.
- Gong , G.: 《Essays in Economic Fluctuation》[M]，《Ph. D. Dissertation》，New York：New School University，U. S. A., 1997.
- Gong, G., A. Greiner and W. Semmler: 《Endogenous Growth: Estimating the Romer Model for the U.S. and Germany》[J]，《Oxford Bulletin of Economics and Statistics》，2004, Vol. 66, 147-164.

- Hamilton, J. D.: 《Time Series Analysis》 [M], Princeton : Princeton University Press, 1995.
- Jones, C.: 《R&D-Based Models of Economic Growth》 [J] , 《Journal of Political Economy》 , 1995, Vol. 103, p.759-784.
- Judge, G. G., W. E. Griffiths, R. C. Hill and T. C. Lee : 《The Theory and Practice of Econometrics》 [M], 2nd edition, New York : Wiley, 1988.
- Metropolis, N., A. W. Rosenbluth, M. N. Rosenbluth, A. M. Teller and E. Teller: 《Equation of State Calculation by Fast Computing Machines》 [J], 《The Journal of Chemical Physics》 , 1953, Vol. 21, 1087-1092.
- Romer, P.: 《Endogenous Technical Change》 [J], 《Journal of Political Economy》 1990, Vol. 98 , 71-102.
- Rotemberg, J.: 《Sticky Prices in the United States》 [J], 《Journal of Political Economy》 , 1982, Vol. 90, 1187-1211.
- Semmler, W. and G. Gong: 《Estimating Parameters in Real Business Cycle Models》 [J], 《Journal of Economic Behavior and Organization》 , 1996, Vol. 30, 301–325
- Taylor, J.: 《Discretion versus Policy in Practice》 [J] , 《Carnegie- Rochester Conference Series on Public Policy》 , 1993, Vol. 39, 195-214 .
- Vanderbilt, D. and S. G. Louis: 《A Monte Carlo Simulated Annealing Approach to Optimization over Continuous Variables》 [J] , 《Journal of Computational Physics》 , 1984, Vol. 56, 259-271.