

我国潜在产出、结构预算与财政态势的关联性研究

石柱鲜, 王立勇

(吉林大学数量经济研究中心 吉林大学商学院, 长春 130012)

摘要: 本文利用基于新凯恩斯型动态模型的状态空间模型对潜在产出进行估计, 并利用估计结果计算出政府财政预算中的结构性成分和周期性成分。通过对周期性预算余额和结构性预算余额的分析发现, 我国财政自动稳定器功能较弱, 财政收入和支出的周期性波动相对较小; 周期性预算余额的变化与经济周期波动相吻合; 我国 98 以来的财政态势具有明显的反周期特点, 其对于拉动经济增长、减少经济波动起到了重要的作用。通过对财政态势的可持续性检验知, 我国目前的财政态势不具有可持续性, 政府采取的由扩张的财政政策向中性财政政策的过渡是正确的。

关键词: 潜在产出; 结构预算; 周期性预算; 财政态势; 新凯恩斯型动态模型

中图分类号: F224.0

文献标识码: A

1 引言

经济学家普遍认为政府预算余额是顺周期的 (procyclical), 政府实际预算余额既反映了经济的短期影响, 也包括了经济的长期影响 (Robert Hagamann, 1999)。前者主要是指因实际产出偏离潜在产出而引起的支出和收入的周期性波动, 属于财政的自动稳定器范畴 (automatic stabilizers), 它反映了政府控制之外因素的影响。自动稳定器功能随着经济周期波动而自动变化, 并随着产出缺口的弥合而自动消失。相比而言, 长期影响主要源于政府的可支配财政政策 (discretionary fiscal policy), 指的是预算余额的结构性成分 (Patrice Muller and Robert, 1984), 是真正反映一国财政态势 (fiscal stance) 的指标。

在评价和制定财政政策的过程中, 区分财政预算的结构性成分和周期性成分是必要的。如果不加区分, 我们会错误地根据预算余额的周期性波动过高或过低调整财政杠杆 (fiscal levers), 使得旨在抵消短期影响的可支配的财政政策趋于失败, 即可能会增加经济主体决策的不确定性, 又可能在中期上导致不可持续的债务积累。通过把预算余额中的周期性成分分离出去, 可以使得财政支出和税收的长期过程得到更有效的控制。而且, 为了使设定和追求的财政赤字目标独立于经济周期波动, 我们必须将自动稳定器的作用抵消。

随着经济的不断增长, 预算余额的周期性影响和中期财政可持续性 (sustainability) 受到了学术界和管理当局的广泛关注。很多国家的政府部门和 IMF、OECD 等机构都定期公布结构预算余额 (SBB) 的估计值, 以作为经济决策的参考指标。目前, 国外关于结构预算方面的研究越来越多。

Alan Blinder 和 Robert Solow (1974)、de Leeuw and Holloway (1982、1983)、Patrice Muller and Robert (1984) 提出了结构预算的概念, 认为结构预算余额 (又称周期调整的预算余额) 在许多方面优于非周期调整的余额, 并分析了结构预算余额的发展趋势和预算赤字来源, 同时给出估计结构预算余额的方法; Glante Giorno (1995) 给出了估计潜在产出的两种方法, 并采用生产函数法估计潜在产出和产出缺口, 从而估计了美国、日本和英国等多个国家结构预算余额; Antonior Fatas (1998) 利用面板数据和 VAR 模型分析了财政自动稳定器功能和可支配财政政策对经济增长的影响, 类似的研究还有 Fatas and Mihov (2000)、Alan.J.Auerbach (2002) 和 Kerim-Peren Arim (2004);

Peter Brandner (1998) 研究了结构预算赤字和财政可持续性 (sustainability) 之间的关系, 其认为如果结构预算缺口 (structural primary gap) 达到平衡或者盈余, 就可认为财政态势在中期上是可持续的; Robert Hagemann (1999) 详细介绍了 IMF 估计结构预算的方法, 并指出结构预算余额作为分析财政政策的指标可能存在的问题, 这需要我们在对该指标做出解释时加以注意; Nina Legeida (2000) 研究了过渡经济中的结构赤字的估计问题; Pan Van den Noord (2000) 研究了财政自动稳定器功能的大小和作用, 并详细给出税收收入和财政支出的弹性计算公式和方法, 主要思想是将收入和支出项目分别基于产出回归; Kwang-Yeol Yoo (2003) 利用 OECD 方法计算了韩国的结构赤字, 并分析了其财政态势; Hjelm (2003) 在同一个模型, 即结构 VAR 模型, 同时估计了自然失业率、产出缺口和结构预算余额。Robert (2004) 给出了计算财政收入支出弹性和结构预算余额的另一种方法, 其利用预算余额基于产出缺口回归直接得到预算中的周期性成分。

近年来, 我国一些学者对结构性预算也进行过研究。蔡江南 (1990) 曾就我国 1950~1988 年周期性赤字和结构性赤字进行过研究, 但他所提的“周期性赤字”与通常所说的周期性赤字完全不同。赵昕东 (2000) 估计了我国 1984~1999 年的结构性赤字, 在估计潜在产出时使用的是波峰相连法, 而这种方法的最大问题是选取波峰时存在很大随意性, 且要求选取的两个波峰之间的时间跨度要足够长, 比如几十年。郭庆旺 (2003) 利用了趋势消去法 (HP、BP 滤波) 和潜在产出法估算了我国 1978~2002 年的结构性赤字和周期性赤字。然而, 在运用潜在产出法时, 一方面假设潜在财政支出和现实财政支出相等。事实上, 财政支出的某些项目, 如失业救济金是随着就业水平的不同而不同的, 即它的潜在水平与现实水平有所不同, 这导致结构性赤字估算的误差; 另一方面, 他的潜在产出数据是利用生产函数法进行估计。

本文是利用状态空间模型估算我国的潜在产出, 在估计结构预算余额时抛弃了潜在财政支出和实际财政支出相等的假设, 并利用估算结果分析了我国的经济周期性波动、财政态势及其与经济增长的关系。文章的第二部分, 主要是利用基于新凯恩斯型动态模型的状态空间模型估计我国的潜在产出和产出缺口; 在第三部分中, 根据第二部分的估计结果, 我们利用 Patrice Muller and Robert (1984) 的方法来估计我国的结构性预算余额和周期性预算余额; 在第四部分, 我们分析了周期性预算余额和我国的经济周期波动状况; 第五部分, 借助结构预算余额的估计结果分析了可支配财政政策与经济增长之间的关系, 并检验了我国财政态势的可持续性; 最后给出本文的主要结论。

2 我国潜在产出的估计

结构预算余额是建立在这样的假设之上的: 潜在产出反映经济的长期潜在的增长, 实际产出总是随着经济周期的循环围绕潜在产出水平上下波动。从而实际预算余额也总是围绕结构预算余额上下波动。为了将财政预算余额中的周期性成分分离出来, 必须对潜在产出和产出缺口进行估计。

潜在产出的估计方法很多, Canova (1993), Nicoletti and Reichlin (1993), Dupasquier 等 (1999) 和 Iris Claus (2000) 认为目前估计方法主要分为三类: 第一是使用机械的滤波, 如 HP 滤波和 BK 滤波 (Baxter 和 King, 1991); 第二是生产函数法 (Torres and Martin, 1989); 第三是利用状态空间模型 (Apel and Jansson, 1999)。

虽然从经济学角度使用生产函数方法更具有说服力, 但存在两个弊端: 一是生产函数形式的确定; 二是所用数据在国内不易得到或有缺陷; 而 HP 滤波方法的使用也存在两个问题: 一是端点问题 (end-point problem); 二是该方法不能很好处理结构突变问题, 在选择反映趋势产出 (trend output) 估计方差的参数上具有很大的随意性。鉴于此, 本文对于潜在产出的估计是采用基于新凯恩斯型动态模型的状态空间模型。

2.1 模型的提出

本文所用的状态空间模型是依据美国学者 Laubach 和 Williams (2003) 提出的产出缺口 (或 GDP 偏移率) 和短期自然利率的关系模型。

设 y_t 为实际产出的对数, y_t^* 为潜在产出的对数, r_t 为实际短期利率, r_t^* 为短期自然利率, 则可将 Laubach 和 Williams (2003) 中 IS 曲线改写如下:

$$y_t - y_t^* = \alpha_1(y_{t-1} - y_{t-1}^*) + \alpha_2(y_{t-2} - y_{t-2}^*) - \alpha_3[(r_{t-1} - r_{t-1}^*) + (r_{t-2} - r_{t-2}^*)]/2 + \varepsilon_{1t} \quad (1)$$

其中, $y_t - y_t^*$ 为产出缺口, $r_t - r_t^*$ 为实际利率缺口, ε_{1t} 为序列不相关的扰动误差。根据经济理论, 上式中各系数均为正, 右边第三项前面的负号表明 IS 曲线向右下倾斜。

接下来, 我们根据 Laubach 和 Williams (2003) 所描述的新凯恩斯总供给曲线来识别潜在产出水平。核心通货膨胀率 π_t 由自身的滞后值、产出缺口、相对价格冲击 x_t 和序列不相关的扰动误差 ε_{2t} 所决定:

$$\pi_t = \beta_1 \pi_{t-1} + \frac{\beta_2}{3} \sum_{i=2}^4 \pi_{t-i} + \beta_3(y_{t-1} - y_{t-1}^*) + \beta_4 x_t + \beta_5 x_{t-1} + \varepsilon_{2t} \quad (2)$$

其中, 相对价格冲击 x_t 是以原材料购进价格指数衡量的通货膨胀与核心通货膨胀 π_t 之差¹, 这是因为我国有效需求不足, 经济增长模式仍为资本拉动型, 通货膨胀主要来自供给或成本方面的推动, 因此我们在模型中主要考虑的是原材料购进价格对一般物价水平的冲击。

显然, (1) 式为 IS 曲线, (2) 式为总供给曲线, 二者组成的方程系统即为新凯恩斯型动态模型。

根据相关的经济理论知, 短期自然利率由长期自然利率和需求冲击两部分构成。因此我们指定:

$$r_t^* = \theta \cdot g_t + z_t \quad (3)$$

其中, g_t 是我们对潜在增长率的估计, 它与长期自然利率近似一致, 即系数 θ 应近似为 1, z_t 表示影响短期自然利率的其他需求冲击成份, 这里假定它服从以下自回归过程:

$$z_t = \phi \cdot z_{t-1} + \varepsilon_{3t} \quad (4)$$

另外, 在不存在其他扰动时, 潜在产出水平以潜在增长率的速度增长:

$$y_t^* = y_{t-1}^* + g_{t-1} + \varepsilon_{4t} \quad (5)$$

这里又假定潜在增长率服从如下自回归过程:

$$g_t = g_{t-1} + \varepsilon_{5t} \quad (6)$$

式 (1) - (6) 构成了本文的状态空间模型, 其中 (1) 和 (2) 为量测方程 (或信号方程), (3) - (6) 为转移方程 (或状态方程), 各式中的滞后长度是适应性选择的结果。

2.2 单位根检验和协整检验

我们选用 1996 年 1 季度到 2004 年 4 季度的数据²为样本。为了避免伪回归问题, 状态空间模型要求变量是平稳的或者存在协整关系, 因此我们首先对模型中的四个可观测变量³: 实际产出的对数 y_t 、实际利率 r_t 、核心通货膨胀 π_t 、相对价格冲击 x_t 进行单位根检验, 以判断其平稳性。

表 1 变量的单位根检验结果

序列名	y_t	Δy_t	r_t	Δr_t	π_t	$\Delta \pi_t$	x_t	Δx_t
ADF 统计量	0.649	-7.489**	1.310	-2.124*	-0.495	-5.034*	-2.251	-6.393*
PP 统计量	2.474	-4.168*	2.077	-2.210*	-0.591	-3.310*	-2.110	-2.987**

*表示在 5% 的水平下显著 **表示在 1% 的水平下显著

表 1 列出了模型中各个变量的 ADF 检验和 PP 检验结果, 其中符号 Δ 表示序列的一阶差分。根

据表 1 中列出的单位根检验结果来看，在 5% 的显著性水平下，模型中的四个可观测变量均显著，即接受“至少存在一个单位根”的原假设，而它们的差分序列则均拒绝存在单位根的原假设。因此，我们推断实际产出的对数、实际利率、核心通货膨胀和相对价格冲击均为非平稳序列，且服从一阶单整过程。因此我们需要对这些单整序列进行协整检验来确定它们之间是否存在长期稳定关系。

本文利用 Johansen 协整检验来判断模型各方程所包含的时间序列之间的长期稳定关系，检验结果如表 2、表 3 所示，其中 r 表示协整关系的个数，*号表示在 5% 的水平下显著。

表 2 y_t 和 r_t 之间的协整检验结果

原假设	$r=0$	$r \leq 1$
备选假设	$r \geq 1$	$r \geq 2$
特征值	0.5022	0.2242
统计量	34.2494*	9.14026
5% 临界值	20.2618	9.1645

表 3 π_t 、 y_t 和 x_t 之间的协整检验结果

原假设	$r=0$	$r \leq 1$	$r \leq 2$
备选假设	$r \geq 1$	$r \geq 2$	$r \geq 3$
特征值	0.7084	0.2885	0.1471
统计量	62.3506*	17.9834	5.7293
5% 临界值	35.1928	20.2618	9.1645

从表 2 和表 3 的检验结果可以看出，在 5% 的显著性水平下，实际产出的对数 y_t 和实际利率 r_t 之间至少存在一个显著的协整关系；实际产出的对数 y_t 、核心通货膨胀 π_t 和相对价格冲击 x_t 之间同样至少存在一个显著的协整关系。因此，我们建立的量测方程 (1) 和 (2) 不存在伪回归问题。

2.3 模型的估计结果

我们用 Kalman 滤波对模型进行了估计，所有计算过程均由经济计量软件 Eviews 完成。表 4 是模型参数的估计值。

表 4 模型参数的估计结果

系数	α_1	α_2	α_3	β_1	β_2	β_3	β_4	β_5	θ	ϕ
估计值	0.6402	0.1651	0.6999	0.3329	0.5017	0.2015	0.1898	0.1796	1.00001	0.9863
p-值	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000

从表 4 列出的模型中各参数的估计结果可以看到，各估计参数均显著非零，并且所有参数的估计结果均为正，与 IS 曲线和新凯恩斯总供给曲线所揭示的变量关系完全一致。

根据估计出来的模型，得到我国产出缺口指标，其结果如图 1 所示：

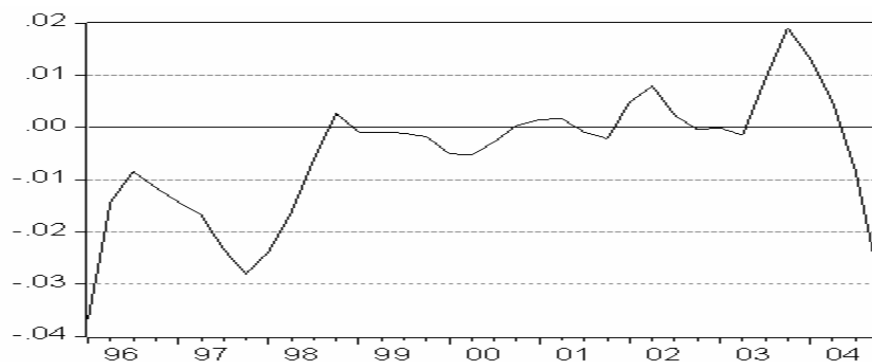


图 1 产出缺口

3 我国结构性预算余额和周期性预算余额的估计

得到潜在产出和产出缺口的估计结果后，接下来，我们进入结构性预算余额和周期性预算余额

的估计。

3.1 结构预算余额的估计方法

长期以来，许多经济学家（de Leeuw and Holloway，1982、1983；Patrice Muller and Robert，1984）发现实际预算余额在评价现行财政政策方面并不可靠，它无法反映真正的财政态势，从而他们提出了结构预算的概念。结构预算余额反映了在除去财政收入和支出周期性波动后的政府预算状况，是生产要素利用率达到“正常水平”（normal）的财政状况，它代表了经济周期处于扩张和收缩的中间位置（midway）时的财政收入和支出之间的差异。而周期性成分就是我们所指自动稳定器成分。

假设政府预算余额 B 可以表示成

$$B = R - E \quad (6)$$

其中， R 表示财政收入， E 表示财政支出。预算余额可以分解成结构成分 B^S 和周期部分 B^C ，即

$$B = B^S + B^C \quad (7)$$

结构成分和周期成分需要估计，从实际余额中减去周期成分，得到的就是结构预算余额，即

$$B^S = B - B^C \quad (8)$$

可见，估计结构预算余额的第一步是估计政府预算对于经济周期波动的敏感性。目前，估计周期成分的方法很多，根据我国税收和政府支出的数据特点，我们采用 Robert et al.(1984)方法。

为了阐述的方便，我们假设实际财政赤字是产出的线性函数（财政收支与 GDP 存在协整关系）：

$$B = R - G = \beta + m \cdot Y \quad (9)$$

B 表示财政赤字， R 表示财政收入， G 表示财政支出， β 表示政策的离散改变， m 表示赤字对 GDP 的边际改变， m^r 表示财政收入对 GDP 的边际改变，而 m^g 表示财政支出对 GDP 的边际改变。

$$dB/dY = dR/dY - dG/dY = m^r - m^g = m \quad (10)$$

$$b = B/Y = R/Y - G/Y = s^r - s^g = \beta/Y + m, \quad b \text{ 表示赤字率} \quad (11)$$

赤字率对收入自动变化率表示为

$$db/dY = (m - b)/Y \quad (12)$$

如果分析每年的赤字变化情况，则有

$$\begin{aligned} B_t &= B_{t-1} + \Delta\beta + m \cdot \Delta Y \\ &= B_{t-1} + (\Delta\beta^r - \Delta\beta^g) + (e^r s_{t-1}^r - e^g s_{t-1}^g) \cdot \Delta Y \end{aligned} \quad (13)$$

其中： $e = m/s_{t-1}$ 为弹性值。上式中的中间一项衡量的是政策对收入和支出的影响；最后一项反映了赤字对经济增长的反应。同样，我们将赤字率分解成

$$b_t = b_{t-1} + \Delta\beta/Y_t + [(e^r - 1)s_{t-1}^r - (e^g - 1)s_{t-1}^g] \cdot \Delta Y/Y_t \quad (14)$$

上式表明收入和支出占 GDP 的比例取决于短期政策干预和已有政策的内在影响。

将第 t 年的收入变动分解为周期性成分和长期成分如下：

$$Y_t = Y_{t-1}(1+r) + (a-r) \cdot Y_{t-1} \quad (15)$$

上式第一项表示长期增长，第二项表示周期缺口。则

$$\Delta Y_t = r \cdot Y_{t-1} + (a-r) \cdot Y_{t-1} \quad (16)$$

其中， a 表示实际产出增长率； r 表示潜在产出增长率。经过分解得到结构预算的计算公式为：

$$B_t = B_{t-1} + \Delta \beta_t + m \cdot (rY_{t-1}) + m \cdot (a-r) \cdot Y_{t-1} \quad (17)$$

在式(17)中，等式右边的第二项反映了政策变化，第三项被称为财政拖累(fiscal drag)，表示赤字率的自动改变，而最后一项表示财政收支的周期性预算余额。二、三两项共同反映了政府可支配的变化(discretionary change)，前三项之和是结构性预算余额。同样，赤字率的计算公式为：

$$b_t = b_{t-1} + \Delta \beta_t / (Y_{t-1} \cdot (1+r)) + [(e^r - 1)s_{t-1}^r - (e^s - 1)s_{t-1}^s] \cdot r / (1+r) + (m - b_t) \cdot (a-r) / (1+r) \quad (18)$$

可见，当 $a-r=0$ 时，周期性预算余额为零，此时的预算余额即为结构性预算余额。

3.2 估计结果

我们选用 1996 年一季度到 2004 年四季度的数据估计上述模型⁴，对数据我们利用 X12 方法进行了季节调整。在估计的过程中，先利用 ADF 检验变量的平稳性，避免伪回归现象的发生。检验结果如下，其中 R 表示财政收入、G 表示财政支出。

表 5 变量的单位根检验结果

序列名	R	ΔR	G	ΔG	GDP	ΔGDP
ADF 统计量	0.951	-5.293*	-2.559	-13.624*	-0.837	-6.704*

*表示在 1%的水平下显著 **表示在 5%的水平下显著

其中，符号 Δ 表示序列的一阶差分。根据表 5 的结果，在 1%的显著性水平下，三个变量存在单位根，且为一阶单整过程。因此我们对其进行协整检验来确定它们之间是否存在长期稳定关系。

表 6 R 与 GDP 之间协整检验结果

原假设	$r=0$	$r \leq 1$
备选假设	$r > 1$	$r > 2$
特征值	0.5916	0.0117
统计量	29.0339*	0.3755
5%临界值	12.3209	4.1299

表 7 G 与 GDP 之间的协整检验结果

原假设	$r=0$	$r \leq 1$
备选假设	$r > 1$	$r > 2$
特征值	0.4618	0.0351
统计量	20.9689*	1.1419
5%临界值	12.3209	4.1299

利用协整系数我们可以得到结构预算余额和周期性预算余额的估计结果如图 2 所示（皆表示成当期 GDP 的比例）：

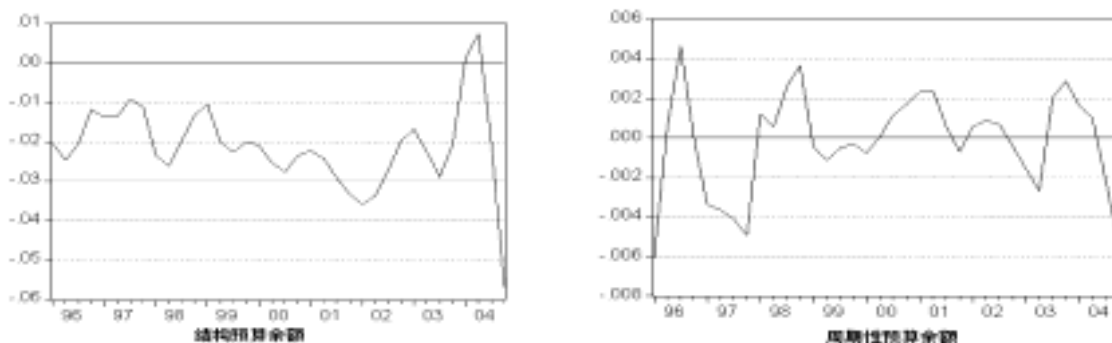


图 2 结构预算余额与周期性预算余额

4 周期性预算余额和经济周期波动

周期性预算余额是由经济周期波动决定的，它体现经济运行对财政平衡的决定作用，是一种内

生变量。它随着经济周期波动而自动产生和增减，是经济周期波动的反映。当经济陷入衰退时，由于 GDP 增长减慢或下降，失业人数增加，收入减少，所得税总额降低，尤其是实行超额累进所得税的国家更为明显。同时，政府支出却趋向于增加，维持性支出难以减少，制度性社会福利支出和失业救济金要大幅增加，于是不可避免地将自动产生或增加周期性赤字，即使税收制度和政府支出制度没有任何改变，财政赤字也会增加。反之，当经济处于繁荣时期，政府税收增加，相关支出减少，这部分赤字将随之减少。

可见，周期性预算余额应该反映我国经济周期的波动情况，通过对它的分析可以加深对我国经济周期波动的理解。

（一）我国的自动稳定器功能较弱，财政收入和支出的周期性波动较小

从图 3 中可以看出，我国财政系统的一个明显特征是周期性波动较小。衡量周期敏感性的重要指标是赤字比例对 GDP 的半弹性 (semi-elasticity)，即 GDP 变化 1%而引起赤字比例的变化额，

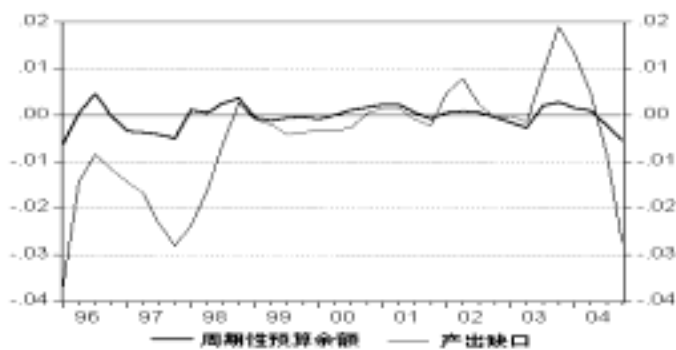


图 3 自动稳定器与产出缺口

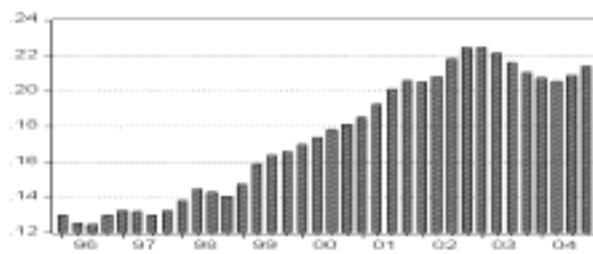


图 4 财政支出占 GDP 的比例 (%)

我国 1996~1999 年间约为 0.19⁵，同期韩国及 OECD 国家平均为 0.47。我国的产出缺口在 1996-2004 年间在 -4%~2% 之间波动，而周期性预算余额的主要波动范围仅为 GDP 的 -0.6%~0.46%。由此可见，我国财政预算余额的波动主要源于结构性成分，即赤字的产生主要不是由 GDP 的下降或增长速度下降引起的，而是体制改革过程中“两个比重”持续下降所致。

财政赤字的周期性波动较小的主要原因在于我国的“小政府”⁶，根据传统经济理论，政府税收或支出占 GDP 的比例越大，财政对经济波动的敏感性就越高。

从图 4 可以看出，我国近几年财政支出占 GDP 的比例有了较快的上升，从 1996 年的 13% 上升到 2004 年的 22% 左右。但这一比例与其他国家相比仍有很大的差距。由于资料的获取困难，我们仅列出 1999 年我国与 OECD 国家财政支出比例和周期敏感性的比较(见图 5)。从图 5 可以看出，在所列国家中，我国的财政支出占 GDP 比例最低，财政对经济的敏感性也最低。

除此以外，自动稳定器功能较弱恰恰说明了我国的税收结构以间接税（增值税、营业税等流转税）为主，在我国目前的税制结构中，流转税所占的比重高达 60% 左右，而所得税的比重只有 2

0%左右, 个人所得税只占10%左右, 个人所得税比重过低使税收制度发挥自动调节经济运行的作用受到局限, 而且税收的征收模式是分类、分项征收, 有些项目未实行累计税率。同时, 我国的社会保障制度覆盖面窄, 社会保障支出占财政支出比重小, 也是自动稳定器作用较弱的原因之一。但随着我国社会保障支出所占比例的提高, 自动稳定器功能也有扩大的趋势。

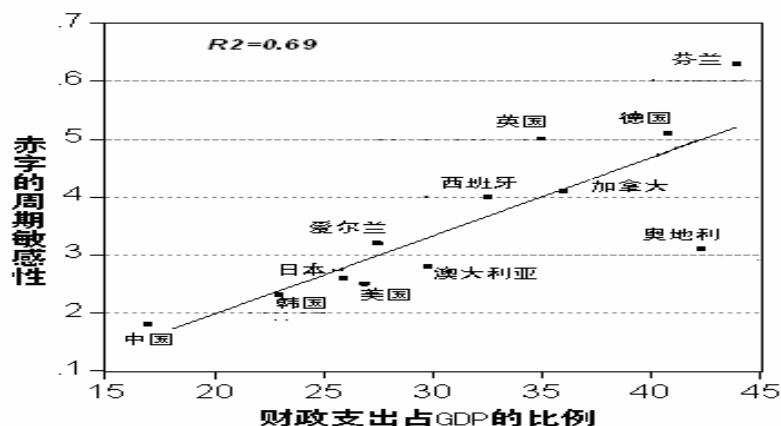


图5 赤字 (net lending) 周期敏感性与政府规模, 1999

(二) 周期性预算余额的变化与宏观经济周期波动相吻合

根据估计结果可以看出, 预算余额的周期性成分与宏观经济波动吻合的很好, 周期性预算余额的变化趋势与产出缺口的变化趋势基本保持一致。通过对周期性预算余额基于产出缺口回归可得 (cyclical 表示周期性预算余额, gdppyl 表示产出缺口, 括号内是参数估计的 t 统计值):

$$cyclical_t = 0.7285 * cyclical_{t-1} + 0.2280 * gdppyl_t \quad (19)$$

(6.2627) (5.7276)

$DW=1.84$ $Adjusted R^2 = 0.69$

从式 (19) 中可以看出, 周期性预算余额与产出缺口呈正相关关系, 产出缺口每增加 1%, 周期性预算余额会随着增加 0.2280%;

根据周期性预算余额的估计结果, 1996-2004 年间我国经济周期循环的峰谷大致情况列示如下:

表 8 1996-2004 周期性预算余额波动情况 (+表示盈余 -表示赤字, 表示成占 GDP 的百分比)

峰			谷		
日期	产出缺口	周期性预算余额	日期	产出缺口	周期性预算余额
1996 年 3 季度	-0.84	0.46	1999 年 2 季度	-0.19	-0.11
2002 年 2 季度	0.8	0.09	2003 年 2 季度	-0.15	-0.27
2003 年 4 季度	1.9	0.29			

这与许多合成指数及一致指数对经济周期的预测结果相近, 说明周期性预算余额的波动在很大程度上准确反映了我国宏观经济的景气状况: 由于受到东南亚金融危机以及我国国内有效需求不足的影响, 我国经济在 1999 年达到波谷的同时, 周期性预算余额也达到局部最小值; 随后由于积极性财政政策的启动, 产出缺口逐渐减少, 并趋向正值, 周期性预算余额也有所改善, 由赤字变为盈余, 并在 2002 年我国经济繁荣时期达到了较高的水平; 2003 年由于受到非典疫情的影响, 周期性预算余额随着经济的滑坡而恶化, 于 2003 年 2 季度达到波谷位置, 并因为国家扩张性财政政策的实施迅速得到改善, 于 2003 年底达到局部正的最大值。

可见, 我国周期性预算余额与产出缺口的波动基本一致, 这符合经济学原理。然而, 它们也存

在差异，主要表现在：1996年3季度产出缺口为负，即实际产出水平低于潜在产出水平时，周期性预算余额却为正。这主要是因为：一方面，我国的社会保障制度并不健全，社会保障支出随着经济周期的波动而自动调节的功能不很理想；另一方面，我国的税收制度仍然以间接税制为主，个人所得税额在税收总额中所占比例仍然很低，特别在税收征管上存在问题，税收征管制度有待完善。这要求我国应尽快完善社会保障制度、税收制度和税收征管制度，促使财政自动稳定器功能更好的发挥作用。

5 结构预算余额、财政态势与经济增长

一般而言，结构预算余额是准确衡量财政态势的指标 (Patrice Muller and Robert, 1984)。根据我们对结构预算余额的估计结果 (见图 6)，可以看出近年来我国财政态势的一些特点。

(一) 98年以来积极有效的反周期财政政策 (countercyclical fiscal policy)

从图 6 中可以看出，我国 96~97 年间政府实行的是紧缩性的财政政策，在这期间，结构预算余

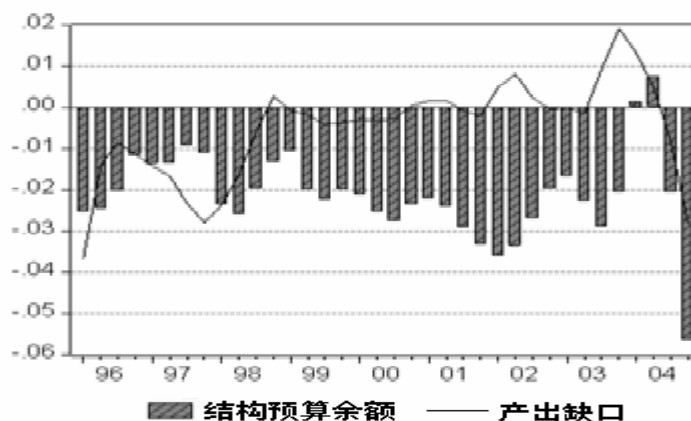


图 6 产出缺口与财政态势

额从-2.4%降到-0.9%，这主要是出于控制通货膨胀的需要；而 1998 年以来，结构赤字平均达到-2%以上，且高居不下，特别是 2001 和 2002 年某些季度的结构赤字甚至超过 3% (3%是欧盟的赤字警戒线)，这说明我国政府自 98 年以来一直在实行积极扩张的财政政策。在这期间，赤字扩张的主要原因在于，一方面，1998 年亚洲金融危机导致我国经济下滑，面对这种形势，中央加大宏观调控力度，增加了财政

支出，1998 年增发了 1000 亿元中长期建设性国债，赤字规模相应扩大到 1673 亿元，比上年增加 542 亿元。1999 年经济形势继续严峻，当年分两次增发国债 1100 亿元，同时增加赤字 689 亿元。2000 年经济形势出现好转，虽然为了保证在建项目的资金需要，继续增发 1500 亿元建设性国债，但同时加大收入征管和支出控制的力度，当年赤字却只增加 129 亿元，扩张力度明显削弱。另一方面，2002 年，为了应对美国 911 恐怖袭击事件对我国经济造成的不利影响，政府再一次启动了扩张的财政政策，结构财政赤字有所增加。同时，近年来，政府陆续增加基础设施建设投资，陆续加大农林水利和生态环境保护投入力度，继续实施天然林保护工程；积极支持外贸出口，进一步提高出口退税率；大力支持科教兴国、增加教育经费和科技投入；增加国防费支出和海关、边防部门缉私经费及政法机关办案经费，加大转移支付；为扩大内需，增加公务员工资支出等等，这些都是造成结构预算赤字的重要原因。然而需要注意的是，在 2004 年的某些季度，我国财政出现了少许结构性盈余 (低于 1%)，使得 2004 年全年的财政赤字比前几年有所下降，这表明我国存在由积极扩张的财政政策向中性财政政策转化的趋势。

而且，我国财政政策表现出明显的反周期特点。98 年以来，政府为扩大内需、拉动经济增长，

审时度势地采取增发国债、引导社会投资扩大的积极财政政策，进而拉动消费需求，对经济进行反周期调节。1998—2004 年间，我国 7 年累计发行长期建设国债 9000 亿元，主要用于基础设施建设，每年拉动 GDP 增长 1.5 到 2 个百分点。据财政部测算，1 元的国债投资可以拉动 10 元的社会投资。图 6 显示，在 2000 末、2002 年二季度以及 2003 年末，我国经济实际产出超过潜在产出，处于经济过热阶段，此时我国的财政政策表现出紧缩的趋势，特别是在 2003 年末，结构赤字出现了盈余；而在 2003 年二季度我国经济处于低谷时，财政政策是高度扩张的，结构赤字从-1.7%降到-3%，这一措施成功地拉动了经济增长，使产出缺口从-0.15 上升到 2%左右。这说明我国财政政策对于刺激总需求、稳定经济增长、熨平经济波动等方面发挥了不可替代的作用。

另外，图 6 还反映出我国可支配财政政策具有一定的时滞效应，这一方面说明我们应尽力使财政自动稳定器发挥功能，因为自动稳定器功能能够克服可支配财政政策的时滞效应；另一方面，我们应加强对经济周期波动的预测，克服这种时滞效应。

(二) 可支配财政政策、通货膨胀与经济增长之间关系的实证检验

根据结构预算余额的估计结果，我们借鉴 Antonio Fatas(1998)年的研究成果利用 VAR 模型来检验我国可支配财政政策对经济增长的影响。根据 Antonio Fatas(1998)的观点，我们采用结构预算余额作为衡量财政态势的指标，而不用实际赤字，主要是因为实际赤字既反映了可支配财政政策的影响，同时又融合了内生经济波动的成分。

财政赤字、通货膨胀与经济增长之间存在相互影响关系，它们都是经济系统的内生变量，而不是通常意义上的内生变量和外生变量之间的关系（张焕明，2003），其中一个变量的脉冲（impulse）或新息（innovation）可直接影响其它变量的变化，同时又间接地通过其他变量的变化影响自身的发展路径。因此，结构预算余额、通货膨胀和 GDP 是本文 VAR 模型的三个内生变量，分别用 structural、inflation 和 GDP 表示。变量均采用季度数据⁷，且都进行了 X12 季节调整。我们利用 eviews 5.0 估算三变量的 VAR 模型，得到部分脉冲响应函数⁸如图 7 所示。

从图 7 我们可以看出：结构赤字的增加（扩张的财政政策）对 GDP 有正向的拉动效应，该效应在第 3 期达到最大，随后则慢慢衰减，这说明近年来我国可支配财政政策确实能够促进经济增长，但 GDP 对赤字增加的反应存在时滞，在第 3 期达到最大；结构赤字的增加在短期内引起物价上涨，但物价上涨的幅度很小，不及 0.2%，且物价的反应同样存在滞后性，且时滞大约为 5 期，之后影响逐渐消失。这说明中国的通货膨胀不仅是一个货币现象，也是一个财政现象；这要求我们除货币政策外，还应高度重视财政政策的通货膨胀效应以寻求更好的政策组合来治理中国的通货膨胀或通货紧缩问题；通货膨胀率的提高会使得结构预算盈余增加、赤字减少，改善国家财政状况，这主要是因为通货膨胀使得政府的债务隐性减少，实际的利息支付也减少，即产生通货膨胀税（inflation tax）。然而这种作用力度很小，在滞后 3 期后很快缩减为零。

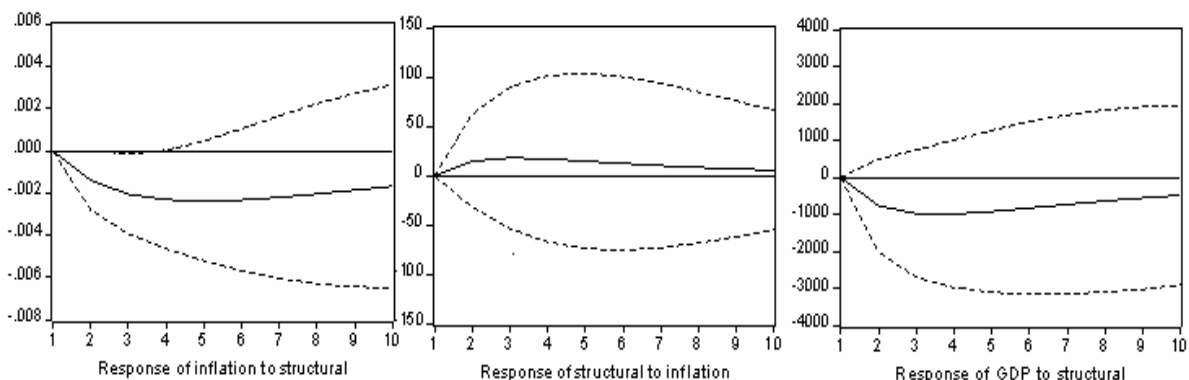


图 7 结构预算余额、通货膨胀与 GDP 之间的脉冲相应函数

(三) 财政态势的可持续性检验

经过以上分析可知，我国近年来的可支配财政政策确实促进了经济增长，减少经济波动，但是否意味着我国可以继续或无限制地实行扩张性财政政策呢？下面我们将对我国财政态势的可持续性进行分析。

我国的结构赤字在 1996~2004 期间平均停留在 2.16%的水平上，低于 OECD 国家的平均水平，且国债负担率 2004 年仅为 18.7%，远远低于国际警戒线 60%的标准，这似乎意味着，我国政府可以继续以前的财政态势，可以继续通过大规模举债来为赤字融资。然而，我们发现，一方面，我国结构赤字虽然不高，但赤字的增长速度过快，呈指数化增长趋势，且赤字依存度较高(郭庆旺,2002)；另一方面，虽然国债负担率较低，但国债负担率的增长速度很快，从 1996 年的 7.28%增长到 2004 年的 18.7%，增长两倍以上。而且考虑到隐性债务后，我国的国债负担率达到 75%~100%⁹，远远超过 60%警戒线水平。另外，我国的国债依存度也很高，超过国际警戒线水平，进一步说明我国财政支出过多依赖债务收入，财政状况不容乐观。而且通过 Granger 因果性检验发现，国债付息与财政赤字之间存在明显的因果关系，这说明了我国国债偿债率很高，利息支付在财政支出中所占比例不断增加。

下面我们将利用 Peter Brandner (1998) 的方法来检验我国目前财政态势的可持续性。Peter Brandner (1998) 认为如果结构预算缺口(structural primary gap)达到平衡或者盈余，就可认为财政态势在中期上是可持续的；在这里，结构预算缺口定义为政府实际的结构预算余额与维持债务稳定所需要的结构余额之差 (Winckler, Hochreiter 和 Brandner,1997)。结构预算缺口的计算过程如下：

$$b_t - b_{t-1} = (r_t - g_t) \times b_{t-1} + structural_t \quad (20)$$

其中， $b_t - b_{t-1}$ 表示债务比率的变化， r_t 表示真实利率， g_t 表示 GDP 增长率， $structural_t$ 表示结构主要预算余额。Peter Brandner (1998) 的公式中包含铸币税部分，即将其从上式右边减去，然而在对我国财政分析中，由于我国预算覆盖面较窄，货币发行收入不一定纳入财政账户，铸币税部分可以忽略 (马拴友, 2001)。

从而只要真实利率大于 GDP 增长率，维持债务稳定所需的结构主要预算余额 $structural_t^*$ 为：

$$structural_t^* = -(r_t - g_t)b_{t-1} \quad (21)$$

式 (20) 的经济含义是：在真实利率大于经济增长率时，要使政府能够偿还初始债务，即通过增税而非借新债还旧债机制偿还，则财政每年需要保持等于 $-(r_t - g_t)b_{t-1}$ 的盈余，或者每年将宏观税负净提高 $-(r_t - g_t)b_{t-1}$ ，才能偿还最初借的债务，否则政府就没有偿债能力。从而结构预算缺口为：

$$结构预算缺口 = structural_t - structural_t^* \quad (22)$$

表 9 结构预算缺口的计算结果

	1997	1998	1999	2000	2001	2002	2003	2004
<i>structural</i>	-0.0119	-0.0206	-0.0184	-0.0244	-0.0272	-0.029	-0.0219	-0.0188
<i>structural</i> *	-0.0024	-0.0029	-0.0039	-0.0041	-0.0026	2.29E-05	0.0047	0.0065
预算缺口	-0.0095	-0.0176	-0.0145	-0.0203	-0.0246	-2.90E-02	-0.0266	-0.0253

需要说明的是，首先，在计算 GDP 增长率时，我们采用 Peter Brandner (1998) 的建议，利用 HP 滤波取其趋势值 ($\lambda = 7$)。其次，在评价财政可持续性时，所用的利率不是我国的短期或长期国债利率，它在新古典理论中等于资本的长期成本或资本的边际产出，可以用没有扭曲的市场的

长期真实利率来近似。由于我国当前利率没有完全市场化，存在金融管制和压抑，国债利率不能客观反映我国的长期真实利率。Dinh (1999) 认为把发展中国家的真实利率定为 10% 比较合适。本文据此计算我国 1997~2004 年的结构预算缺口¹⁰如表 8 所示。

从表8中可以看出，要想维持我国债务的稳定性，结构预算余额至少应在-0.4%~0.6%之间，而我国实际结构预算余额在-1%~2.9%之间，且结构预算缺口明显小于零，这说明我国的财政态势不具有可持续性。可见我国财政政策近年来虽然拉动了经济增长，减少了经济周期波动，但我们不能因此而继续运用扩张性的财政态势，不能靠大规模的发行国债为赤字融资，相反，我们应该及时调整财政政策的方向，应由积极的财政政策向中性的财政政策转型，并控制赤字的发展。

6 简要结论

本文首先运用基于新凯恩斯型动态模型的状态空间模型估计我国的潜在产出和产出缺口，并利用估计结果计算了我国财政预算余额中的结构性成分和周期性成分的大小。通过对结构预算余额和周期性预算余额的分析，我们发现：我国的自动稳定器功能较弱，财政收入和支出的周期性波动较小，我国的财政预算余额的波动主要源于结构性成分。自动稳定器功能较弱是由我国的“小政府”状况、我国以间接税为主的税制结构以及社会保障制度覆盖面窄所决定。然而，随着我国社会保障支出所占比例的增加和税制改革，自动稳定器功能也有扩大的趋势；我国周期性预算余额的变化与经济周期波动相吻合，它的变化可以很好的反映我国的宏观经济景气状况；我国自98以来的财政态势基本上是扩张性的，对我国经济增长有很大的拉动作用。这期间的财政政策具有明显的反周期特点，即在经济衰退时，能够增加支出以刺激总需求，成功地拉动经济增长，同时VAR模型的实证结果也支持这一论断。然而，可支配财政政策对经济的拉动作用存在时滞，这意味着我们应尽力让自动稳定器发挥作用，并增加对经济周期的预测能力，以减少时滞效应；同时，我们还发现赤字有提高通货膨胀的效应，这和我国目前较大的赤字规模与通货紧缩或较低的通货膨胀现实并不矛盾，我国目前财政赤字的扩大是在有效需求不足、经济高速增长、主要向商业银行发行国债弥补赤字、银行惜贷、稳健的货币政策调控和居民预期变化等情况下进行的，这样，赤字提高通货膨胀的效应被堵塞和扭曲了。但随着以上情况的改善，以及政府偿还债务的高峰期的到来，赤字就会明显的促进物价上涨；另外，通过结构预算缺口的计算，发现我国财政态势不具有可持续性，说明虽然可支配财政政策有拉动经济增长、减少经济波动的作用，但不能成为因此成为继续保持目前扩张的财政态势的理由，而应积极调整财政的方向，由扩张性财政政策向中性财政政策过渡，并控制赤字的发生，最终应保持少许赤字或盈余。

参考文献：

- [1] Pratrice Muller and Robert W.R.Price. Structural Budget Deficit and Fiscal Stance [P]. Working Paper NO. 15, OECD Economics and Statistics Department, 1984.
- [2] Claude Giorno, Pete Richardson, Deborah Roseveare and Paul van den Noord. Estimating Potential Output, Output Gaps and Structural Budget Balances [P]. Working Paper No.152, OECD Economics Department, 1995.
- [3] Kwang-Yeol Yoo and Hyung-soo Park. Assessing Fiscal Policy in Korea: Measuring the Cyclically-Adjusted Budget Balance [P]. Working Paper 03-03, OECD Economics Department, 2003.
- [4] Robert Boije. The General Government Structural Budget Balance [J]. Economic Review, 2004.
- [5] Paul van den Noord. The Size and Role of Automatic Fiscal Stabilizers in the 1990s and Beyond [P]. Working Paper NO. 230, Economics Department, 2000.
- [6] Peter Brandner. Structural Budget Deficits and Sustainability of Fiscal Positions in the European Union [P]. Working Paper No.26, Oesterreichische Nationalbank, 1998.

The Relative Research for Potential Output, Structural Budget Balance and Fiscal Stance in China

Shi Zhuxian , Wang Liyong

(Quantitative Research Center of Economics, Business School, Jilin University, Changchun, 130012)

Abstract: In this paper, potential output in China are estimated by neo-Keynesian dynamic model. Structural budget balance and cyclical budget balance estimated with the results above suggest that the impact of automatic fiscal stabilizer in China is small, tax revenues and expenditure exhibit a very low cyclical, reflecting a small size of government sector; Cyclical budget balance moves in line with business cycle; Fiscal stance in China since from 1998 has been counter-cyclical, which succeeds in stimulating macro-economy and counteracting economic fluctuation. According to sustainability test of fiscal stance, we know that fiscal stance at present is unsustainable, which suggests that it is right for our government to turn expansionary fiscal policy to the neutral one.

Key words: potential output; structural budget balance; cyclical budget balance; fiscal stance; neo-Keynesian dynamic model

收稿日期：2004-12-24

基金项目：教育部人文社会科学博士点基金项目（03JB790043）；教育部人文社会科学重点研究基地重大课题（02JAZJD790008）。

作者简介：石柱鲜（1947 - ），男，吉林延吉人，吉林大学数量经济研究中心、教授、博士生导师。王立勇（1977 - ），男，山东烟台人，吉林大学商学院数量经济博士研究生。

¹ 以原材料购进价格衡量的通货膨胀 π_t^m 根据原材料购进价格指数计算，由于（2）式中的变量均以变化率来表示，若以 p_t 表示一般物价水平， p_t^m 表示原材料物价水平，则相对价格 p_t^m/p_t 的变化率 x_t 可表示成：

$$\begin{aligned} x_t &= [(p_t^m/p_t) - (p_{t-1}^m/p_{t-1})] / (p_{t-1}^m/p_{t-1}) \approx \ln((p_t^m/p_t) - \ln(p_{t-1}^m/p_{t-1})) \\ &= \ln(p_t^m/p_{t-1}^m) - \ln(p_t/p_{t-1}) \approx (p_t^m - p_{t-1}^m) / p_{t-1}^m - (p_t - p_{t-1}) / p_{t-1} = \pi_t^m - \pi_t \end{aligned}$$

² 本文所用数据来源于《中国人民银行统计季报》、《经济景气统计月报》和国家统计局网站（www.stats.gov.cn）。

³ 实际产出根据名义 GDP 与消费物价指数（CPI，1990 年第一季度为 100）计算所得，即实际产出 = (名义 GDP ÷ CPI) × 100；实际利率为六个月期名义贷款利率减去半年期通货膨胀；核心通货膨胀根据消费物价指数（CPI，1990 年第一季度为 100）计算： $\pi_t = (CPI_t - CPI_{t-1}) / CPI_{t-1}$ 。

⁴ 所用数据取自《景气分析统计月报》

⁵ 利用净贷款（net lending）对 GDP 对数值回归得到。

⁶ 根据一国财政支出占 GDP 比例划分，比例越低，认为政府规模越小

⁷ inflation 和 GDP 数据取自《中国统计年鉴》和《景气分析统计月报》，样本区间从 1996 年一季度至 2004 年四季度。

⁸ 脉冲是指一个标准差的脉冲，且标准差是通过 mento carlo 模拟 100 次得到。

⁹ 世界银行估计结果

¹⁰ 由于国债余额的季度数据较难得到，本部分统一采用年度数据。