

# 中国核心通胀率与产出缺口经验分析

赵留彦\*

**摘要** 利用新菲利普斯曲线, 本文设定包含通胀与产出的非观测成分模型估计中国的核心通胀率与产出缺口。通过卡尔曼滤波平滑推断程序, 季度通胀和产出均被分解为互相独立的趋势成分和周期成分。估计结果表明, 二十年来我国的潜在产出变化相对于传统 HP 滤波结果更为平滑, 其近似呈线性增长。这意味着我国产出特征可通过简洁的趋势平稳过程来描述, 而 Nelson and Plosser (1982) 以来普遍采用的单位根过程未必是刻画我国产出的最优模型。核心通胀率推断还表明, 1998—2002 年间的通货紧缩并非如物价指数下降表现的一样严重。

**关键词** 核心通胀率, 产出缺口, 新菲利普斯曲线

## 一、引言

过去的二十多年间, 通货膨胀目标制 (inflation targeting) 相继被多数工业化国家以及不少新兴市场国家 (如巴西、泰国、韩国、菲律宾等) 采用。尽管我国尚未采用该制度, 与通货膨胀目标制国家相似, 维持低通胀环境仍然是我国中央银行实施货币政策的一项重要目标。另一方面, 研究者广泛认识到价格指数 (例如消费者价格指数 CPI、零售价格指数 RPI 等) 变化率并不能精确反映通胀程度。通胀一般被定义为“总体价格水平的持续增长”, 而 CPI 或 RPI 表示特定商品劳务“篮子”的成本。尽管通胀是该篮子成本变化的一个重要原因, 其他诸多原因——包括各类随机供给冲击——都可能导致该篮子中某些商品成本价格的变动。

尽管对消费者而言, 任何原因引起的物价上涨均意味着日常开支的增加, 然而不同原因引起的物价上涨对货币当局则可能具有不同的意义。例如, 粮食价格变动很大程度上受天气等供给因素影响, 由于不是货币现象, 由其导致的价格指数变动便超出了央行货币政策调控的范围。或者, 一些价格变动仅是短期现象而缺乏持续性, 由于存在政策时滞, 货币政策也难以调控这种短期价格波动。所以货币当局应该对其中的短期波动成分和长期趋势成分加以区分, 后者才可能由货币政策因素所引致和调控, 称为“核心通胀率 (core

\* 北京大学经济学院金融系。通讯地址: 北京大学经济学院, 100871; 电话: (010) 52763692; E-mail: zhly@pku.edu.cn。本文的写作受益于和王一鸣的讨论, 霍德明和一位匿名审稿人提出了富有建设性的修改建议, 谨表感谢。文中错误完全由作者负责。

inflation)”。<sup>1</sup>

合适界定核心通胀率对于货币当局分析宏观形势和制定货币政策具有现实意义。如 Cecchetti (1997) 指出, 决策者应该分析通胀的波动特点以排除其中短期扰动成分干扰, 控制其长期趋势成分变化。计算核心通胀的常用方法之一是在价格指数中排除农产品和能源价格变动的的影响。理由是它们受供给冲击影响明显, 短期波动剧烈。例如 Wu (2004) 使用该方法计算中国 1997—2002 的核心通胀率。然而关于该方法的争议在于, 农产品和能源价格的变动未必都是源于供给冲击, 它们仍含有关于未来通胀趋势的信息, 而且供给冲击也不仅局限于农产品和能源市场上。另一种简便方法是对多期(例如 6 个月)的通胀率进行移动平均以剔除短期波动成分。事实上货币当局一直潜意识地使用该方法: 政策反应一般是针对过去较长时间的总体通胀状况做出, 而不依据单个月通胀频繁调整。“修正均值 (Trimmed Mean)”是去除短期波动成分的另一种方法 (Bryan and Cecchetti, 1994)。这种方法除掉价格上升和下降幅度最大的若干(例如各 5% 比例)商品, 只计算中间数据的加权均值。自然地, 以上不同方法计算的核心通胀率并不完全相同, 实行通胀目标制国家中货币当局计算核心通胀率方法的介绍见 Bryan and Cecchetti (1999)。

在刻画短期通胀动态以及衡量通胀压力方面, 产出缺口——真实产出偏离其潜在值的幅度——是一个关键变量。当产出缺口为正值(即存在过度需求)时通胀压力会加大, 这是传统菲利普斯曲线的基本思想。最近二十年来, 通胀动态以及货币政策理论模型中的重要进展是明确地在个人优化框架内讨论价格设定问题。这一进展基于 Taylor (1980) 和 Calvo (1983) 等的开创性研究。他们强调前瞻性个体厂商价格的交错调整行为, 加总这种个体行为, 可导出短期通胀率与产出缺口的理论关系。这种引人微观基础之后的“新凯恩斯主义 (New Keynesian) 菲利普斯曲线”为理解通胀与产出缺口关系提供了新的理论依据。

对产出缺口(或潜在产出)的测量方法总体上可分为两类——统计方法与结构计量方法。结构计量方法是通过设定生产函数来估计潜在产出。该方法基于相应的经济理论, 然而生产要素方面统计资料的不完备却制约了该方法

<sup>1</sup> 关于“核心通胀”存在不同的定义或理解, 概括起来可粗略分为以下几种。第一, 核心通胀是总体通胀中长期持续的趋势成分。根据该定义, 通胀分为长期趋势成分和短期波动成分。计算核心通胀率即是剔除通胀中的短期波动成分。例如 Eckstein (1981) 用生产要素成本的变化趋势表示核心通胀, 它主要反映了长期通胀预期值。第二, 可观测的通胀率应被分为两类成分: 总体价格变动与供给冲击引起的相对价格变动。其中总体价格的变动受货币政策影响, 被视为核心通胀 (Okun, 1970; Flemming, 1976)。第三, 核心通胀是总体通胀中不影响长期产出的成分 (Quah and Vahey, 1995)。尽管几种理解本质上均认同核心通胀是与货币政策有关的物价持续上涨, 然而定义的细节差异仍会导致核心通胀的不同计算方法。

在中国的应用。<sup>2</sup>自 Watson (1986) 与 Clark (1987) 开始, 单变量非观测成分 (unobserved components, UC) 模型在估计潜在产出中得到广泛应用。该统计方法仅使用总产出历史时序数据而不涉及生产要素, 因此对数据信息要求较少, 这一特点适合于我国的应用。不过它反过来又成为模型的不足, 可能造成估计潜在产出时遗漏其他相关信息, 也难以判别出潜在产出变化的原因。

通胀动态及其与产出缺口关系是货币政策规则的一个核心问题, 而现有文献中对我国这方面的经验考察相对不足。有限的文献也一般使用年度数据, 而由于产出的扩张和衰退持续时间往往较短, 年度值可能会掩盖产出和通胀的短期波动特征。这是本文研究的出发点。本文通过新菲利普斯曲线设定, 将 Clark (1987) 单变量方法扩展为包含季度产出与通胀序列的双变量模型, 并通过卡尔曼滤波 (Kalman filter) 程序分离出每个序列中的短期波动成分和长期趋势成分。这样, 在一个统计模型框架内同时估计潜在产出与核心通胀率, 并考察二者关系。双变量模型可视为单变量方法在新菲利普斯曲线基础上的一种拓展。<sup>3</sup>

本文以下的结构安排是: 第二、三部分回顾新凯恩斯主义菲利普斯曲线的基本理论, 并讨论通胀和产出的趋势与周期成分分解程序的设定; 第四部分中将这种双变量非观测成分模型改写为状态空间表示并讨论卡尔曼滤波算法; 第五部分是模型结果; 最后是全文结论。

## 二、新菲利普斯曲线与核心通胀率

Calvo (1983) 设定厂商不能连续地调整价格, 而只是在接收到某种价格调整信息时才调整价格, 并且当调整价格时, 每个厂商都会考虑到其他厂商的定价, 这样价格变化就可能具有粘性。假定价格调整信息的到来遵循外生的泊松过程。每一期中厂商接收到信息的概率均为  $\omega$ , 这样价格调整的平均时间为  $1/\omega$ 。由于信息的到达是随机的, 所以对于单个厂商而言, 价格调整的时间间隔可视为随机变量。

根据 Rotemberg (1982), 假定厂商  $i$  设定  $t$  期价格  $p_{i,t}$  以最小化下列损失函数:

<sup>2</sup> 尽管我国年度资本存量以及年度产出缺口问题在以往文献中已有较多的讨论 (例如 Chow, 1993; Chow and Li, 2002; Gerlach and Peng, 2004), 不过正如 Clark (1987) 所指出, 使用年度数据很大程度上掩盖了周期性经济波动, 而中国要素投入的季度数据远不完善。基于生产函数估计我国季度产出缺口的尝试见 Scheibe (2003)。

<sup>3</sup> 单变量 UC 模型向多变量情形的推广见 Clark (1989)、Kuntter (1994) 对美国, 以及 Gerlach and Smets (1999) 对欧洲货币区的研究。

$$E_t \sum_{j=0}^{\infty} \beta^j (p_{i,t+j} - p_{i,t+j}^*)^2. \quad (1)$$

其中  $E_t$  表示期望算子。损失取决于厂商的事实价格  $p_{i,t}$  和最优价格  $p_i^*$  之间的差异。 $p_i^*$  是没有价格调整成本时的厂商  $i$  的利润最大化价格, 由于假定所有厂商的区别仅在于价格调整时间的不同, 所以同一时刻所有厂商面临的最优价格是相同的, 故  $p_i^*$  省略下标  $i$  (Walsh, 2002, Chapter 5)。

如果经济中的厂商数目足够多, 则每一期中进行价格调整的厂商的比例也为  $\omega$ 。 $j$  期之后仍未进行价格调整的厂商的比例为  $(1-\omega)^j$ , 这即是  $t$  期确定的价格在  $t+j$  期仍然不变的厂商的比例。这样, 损失函数中涉及确定于  $t$  期的价格的部分是:

$$\begin{aligned} & (p_{i,t} - p_i^*)^2 + \beta(1-\omega)(p_{i,t} - p_{i,t+1}^*)^2 + \beta^2(1-\omega)^2(p_{i,t} - p_{i,t+2}^*)^2 + \dots \\ &= \sum_{j=0}^{\infty} \beta^j (1-\omega)^j (p_{i,t} - p_{i,t+j}^*)^2. \end{aligned} \quad (2)$$

最小化该损失函数, 一阶条件为

$$p_{i,t} \sum_{j=0}^{\infty} \beta^j (1-\omega)^j = \sum_{j=0}^{\infty} \beta^j (1-\omega)^j E_t p_{i,t+j}^*.$$

令  $z_t$  为时期  $t$  进行价格调整的  $\omega$  比例厂商所选择的价格, 有

$$z_t = (1 - \beta(1 - \omega)) \sum_{j=0}^{\infty} \beta^j (1 - \omega)^j E_t p_{i,t+j}^*. \quad (3)$$

其中  $(1 - \beta(1 - \omega)) \sum_{j=0}^{\infty} \beta^j (1 - \omega)^j = 1$ , 意味着厂商制定的价格是当前和未来预期最优价格  $p^*$  的加权平均值。 $\omega$  越大, 即调价越频繁, 则厂商越关注当前最优价格, 而给予未来的权重较小。

(3) 可以改写为

$$z_t = (1 - \beta(1 - \omega)) p_i^* + \beta(1 - \omega) E_t z_{t+1}.$$

设定贴现系数  $\beta=1$ ——对于高频(例如季度)数据, 这是对模型的一种合理简化。关于最优价格, 一种方法是将其设定为(例如 Roberts, 1995):

$$p_i^* = \hat{p}_t + \gamma y_t^c + \epsilon_t. \quad (4)$$

其中  $\hat{p}$  为其他厂商的定价。假定所有厂商同质, 有  $\hat{p} = p$ 。 $y^c$  为产出缺口(output gap), 即实际产出偏离潜在产出的幅度(二者的对数差)。预期  $\gamma > 0$ , 当存在过度需求(产出缺口为正值)时会提高最优价格, 即厂商具有向上倾斜的供给曲线。 $\epsilon$  是反映其他影响因素(例如各种供给冲击因素)的随机扰动项。

于是有以下两个方程刻画  $z_t$  和  $p_t$  的动态:

$$z_t = \omega(p_t + \gamma y_t^c + \epsilon_t) + (1 - \omega) E_t z_{t+1}, \quad (5)$$

$$p_t = \omega z_t + (1 - \omega) p_{t-1}. \quad (6)$$

综合方程(5)和(6), 解得总体价格水平

$$p_t = \omega^2 p_t + \omega^2 \gamma y_t^c + \omega^2 \epsilon_t + (1 - \omega) E_t \pi_{t+1} + \omega(1 - \omega) p_t + (1 - \omega) p_{t-1}.$$

其中通货膨胀率  $\pi_t = p_t - p_{t-1}$ 。整理上式有

$$\pi_t = E_t \pi_{t+1} + \gamma' y_t^c + \epsilon_t'. \quad (7)$$

其中  $\gamma' = \omega^2 \gamma / (1 - \omega)$ ,  $\epsilon_t' = \omega^2 / (1 - \omega) \epsilon_t$ 。

方程(7)是新凯恩斯主义菲利普斯曲线的典型设定形式,该方程类似于Friedman和Phelps附加预期的菲利普斯曲线。<sup>4</sup>不过与传统菲利普斯曲线的区别在于,新凯恩斯主义模型中价格具有粘性,因此以后的价格动向是当期价格的重要决定因素,于是出现在方程(7)右侧的是对以后(而不是当期)价格行为的预期。不存在供给冲击,并且实际产出等于潜在产出,即  $y_t^f = \epsilon_t = 0$  时,“均衡通胀率”便为  $\pi_t^* = E_t \pi_{t+1}$ 。

方程(7)中均衡通胀率体现了核心通胀率的传统定义。根据Bryan and Cecchetti(1994),核心通胀率是预期持续时期较长的价格变化成分。这样通胀率中的持续成分应主要由货币政策引起。短期中的价格扰动,例如短期供给冲击,由于不具备持续性,因而不被视为核心通胀率变动。基于价格粘性和理性预期假定,具有前瞻(forward-looking)行为的厂商在制定价格时会考虑到所有未来较长可预测时域内的通胀行为,因此有研究者直接将方程(7)右侧第一项定义为核心通胀率(例如Romer, 1996, p. 230)。这样核心通胀率可理解为与零产出缺口相对应的长期通胀率。

根据以上对核心通胀率的理解,我限定其服从随机游走过程:<sup>5</sup>

$$\pi_t^* = \pi_{t-1}^* + v_t, \quad v_t \sim \text{i. i. d. } N(0, \sigma_v^2). \quad (8)$$

### 三、产出缺口设定——产出的趋势与周期成分分解

传统观点认为潜在产出具有随时间增长的线性趋势,实际产出总是围绕该潜在值上下波动(例如Kyland and Prescott, 1980; Blanchard, 1981)。波动部分即是产出的周期性成分,又称产出缺口。根据这一观点,计算潜在产出的简便方法便是将取对数后的实际产出对常数项和时间趋势进行回归,残差即为平稳的周期成分。该观点可能符合改革以来中国的经济现实。中国GDP以年均约8%的速度较为稳定地增长,虽然这一时期仍伴随着较大的经济扩张和衰退——例如1989—1991年的年均增长率为5.6%,而1992—1996

<sup>4</sup> 使用Rotemberg(1982)的二次价格调整成本模型以及Taylor(1979)的两期交错工资契约模型也能导出类似(7)的方程形式(见Roberts, 1995)。

<sup>5</sup> 核心通胀率可能为更一般的  $I(1)$  或  $I(2)$  非平稳过程。这里限定其为随机游走过程是基于通胀率  $\pi_t$  含有单位根的经验特征。设定核心通胀率为更一般的形式

$$\pi_t^* = \rho \pi_{t-1}^* + \zeta_t,$$

$$\zeta_t = \rho \zeta_{t-1} + v_t, \quad v_t \sim \text{i. i. d. } N(0, \sigma_v^2)$$

时,利用下文的数据可以验证  $\rho$  近似为 0。

年的年均增长率为 12%——不过总体来看,假定潜在产出有常数增长率与中国的特征并无显著背离。

趋势平稳 (trend stationary, 以下简称 TS) 模型是 20 世纪 80 年代以前总产出 (对数) 的标准设定方法。然而此后总产出则更多地被设定为差分平稳 (difference stationary, DS) 模型, 即含有单位根的自回归过程。<sup>6</sup> 根据 DS 模型, 潜在产出不再是一条确定的直线, 而是含漂移项的随机游走过程 (例如 Campbell and Mankiw, 1987; Clark, 1987)。DS 模型与 TS 模型在经济解释上存在显著区别: 在 DS 模型中, 冲击的效应在此后永远存在, 因为冲击直接改变了产出趋势, 影响了未来所有时期的产出水平; 相反, 在 TS 模型中冲击的效应是迅速衰减的, 产出最终会向其线性趋势值恢复。

尽管 TS 理论上区别于 DS, 然而如 Rudebusch (1993) 指出的, 经验中针对总产出序列很难在两类模型之间做出取舍。因为所有关于单位根的检验程序的“势 (power)”都较低, 即过分倾向于接受原假定, 将本来的 TS 过程误认为是单位根过程 (McCallum, 1986; Perron, 1990)。

为了分离潜在产出和产出缺口, 我设定实际对数产出  $y$  服从如下非观测成分模型:

$$y = \bar{y}_t + y_t^c, \quad (9)$$

$$\bar{y}_t = c + \bar{y}_{t-1} + e_t, \quad e_t \sim \text{i. i. d. } (0, \sigma_e^2), \quad (10)$$

$$\Phi(L)y_t^c = \omega_t, \quad \omega_t \sim \text{i. i. d. } (0, \sigma_\omega^2). \quad (11)$$

第一个方程将  $t$  期的真实对数产出分解为两个可加部分, 潜在产出  $\bar{y}_t$  和周期成分  $y_t^c$ 。 $\Phi(L)$  为滞后算子  $L$  的  $p$  阶滞后多项式 ( $= 1 - \phi_1 L - \phi_2 L^2 - \dots - \phi_p L^p$ )。

方程 (10) 中非平稳的潜在产出成分进一步被设定为含漂移的随机游走过程, 漂移项为常数  $c$ 。<sup>7</sup> 尽管表面上潜在产出服从 DS 过程, 不过 (10) 也可将 TS 过程嵌套进来。当残差  $e_t$  的方差很小时, 趋势中的随机部分就相对不重要, 也就是潜在产出更多地由漂移项  $c$  主宰。此时实际产出的波动更多应归因于周期成分。极端地,  $\sigma_e = 0$  时趋势成分为确定的线性趋势。反过来, 如果  $\sigma_e$  较大而  $y^c$  的变动相对较小, 则实际产出的波动更多应归因于潜在的长期趋势的变化, 而不是短期的周期性波动。下文的模拟结果表明同时嵌套这两种可能的过程对研究我国的实际产出尤为重要。

方程 (11) 设定周期成分是无条件均值为 0 的有限阶自回归过程。周期成分的平稳特性要求  $\Phi(L) = 0$  的所有根均落在单位圆外。为简化参数, 我设定

<sup>6</sup> 这一变革源于 Nelson and Plosser (1982), 他们认为, 总产出中的非平稳特性应该通过一阶差分而不是去除线性时间趋势来消除, 差分后的产出即周期成分。

<sup>7</sup> 估计中我还尝试设定漂移项为随机游走过程  $c_t$ , 然而其扰动项的方差估计近似为 0。

$\phi(L)$ 为二阶滞后多项式，并对(11)的系数施加如下约束：<sup>8</sup>

$$y_t^c = \exp(\mu_1)y_{t-1}^c - [\exp(\mu_2)/(1 + \exp(\mu_2))]y_{t-2}^c + \omega_t, \\ \omega_t \sim \text{i. i. d.}(0, \sigma_\omega^2). \quad (12)$$

与著名的HP滤波的比较有助于说明模型(9) — (11)的特征，因为二者均是设定潜在产出为非观测过程。HP滤波是求取 $y_t$ 的长期趋势 $\bar{y}_t$ ，以最小化：

$$\min_{\bar{y}_t} \left\{ \sum_{t=1}^T (y_t - \bar{y}_t)^2 + \lambda \sum_{t=1}^T [(\bar{y}_t - \bar{y}_{t-1}) - (\bar{y}_{t-1} - \bar{y}_{t-2})]^2 \right\}. \quad (13)$$

其中 $\lambda$ 称为“平滑参数”。<sup>9</sup> (9)假定产出可分解为信号(signal, 这里指 $\bar{y}_t$ )和噪音(noise, 这里指 $y_t^c$ )两类可加成分，这样求潜在产出问题与HP滤波一样均构成了“信号提取(signal extraction)”问题。如果周期成分与潜在产出的二阶差分均是独立同分布正态过程(事实上对于周期成分并非如此)， $\bar{y}_t$ 的条件期望值便是给定 $\lambda$ 为二者方差比值时问题(13)的解。对于季度数据，标准的HP滤波中设定 $\lambda=1600$ (Hodrick and Prescott, 1997)，这即是限定噪音信号比值

$$\frac{\text{var}(y_t^c)}{\text{var}[(\bar{y}_{t+1} - \bar{y}_t) - (\bar{y}_t - \bar{y}_{t-1})]} = \frac{\text{var}(y_t^c)}{\text{var}(e_{t+1} - e_t)} = \frac{\text{var}(y_t^c)}{2\text{var}(e_t)} \\ = 1600. \quad (14)$$

其中第二个等号用到 $e_t$ 的独立同分布假定。(14)即限定 $y_t^c$ 的标准差是 $e_t$ 标准差的57倍。这一 $\lambda$ 取值基于美国的经验结论。HP滤波近年来也被广泛应用于研究中国宏观变量波动，然而缺乏充足理由认为平滑我国季度产出时也应该限定 $\lambda$ 取该值，至少直观上我国经济的周期性波动很可能甚于美国。相对于HP滤波，模型(9) — (11)的优势在于噪音信号比值不被事前确定，而是通过我国数据特征来估计。

非观测成分模型的另一个重要假定是趋势成分和周期成分的扰动 $e_t$ 和 $\omega_t$ 互相独立。该假定与现实经济并不完全相符。例如产出的不利冲击(周期成分为负值)往往会降低投资，这会使得资本存量减少，进一步影响到潜在产出。能源价格的提高会提高厂商的经营成本导致产出的短期衰退，同时原来经济中严重依赖能源的部门和厂商可能倒闭，这也使得潜在产出缩减。然而模型(9) — (11)的识别与估计离不开 $e_t$ 和 $\omega_t$ 独立的设定。否则，模型可识别的情形只能是 $e_t$ 和 $\omega_t$ 完全相关。这明显地同经济现实相差更远。例如，

<sup>8</sup> 这即是限定(11)中 $\phi_1 > 0$ 而 $-1 < \phi_2 < 0$ 。设定为AR(2)过程是因为，施加参数限制后的AR(2)能够体现出 $y_t^c$ 的周期波动特征，而过于简化的AR(1)由于其特征多项式不可能含有复根，故一般不被用于描述产出过程。更高阶的AR结构当然也可用，不过经验上一般认为AR(2)便能够充分体现总产出波动特点(美国的经验例如Watson, 1986; Clark, 1987; Rudebusch, 1993, 2002)。对中国1983年1季度—2004年3季度数据的估计结果表明，方程(12)的残差序列 $\omega_t$ 不存在序列相关，且近似为白噪声过程，表明该AR(2)也能够充分刻画我国产出的周期成分行为。

<sup>9</sup> 因为它控制了序列 $\bar{y}_t$ 的平滑程度。 $\lambda$ 越大， $\bar{y}_t$ 就越平滑。极端地， $\lambda = \infty$ ， $\bar{y}_t$ 变为一条直线，这时等同于 $y_t$ 对时间 $t$ 进行最小二乘回归； $\lambda = 0$ 时， $\bar{y}_t$ 与 $y_t$ 重合，即噪音为0。

短期内消费或者政府支出的波动会影响到产出周期变化,但是一般不会影响到潜在产出或长期经济增长。再如,人口老龄化问题在我国逐步加剧,这不可避免地会影响到经济的长期增长趋势,然而似乎不会对短期内的经济周期性波动造成显著影响。现实中  $e_t$  和  $w_t$  甚至还可能负相关。例如,政府改革国有企业和削减财政补贴制度,致使大批国有企业倒闭,这短期内减少了产出,然而可能有利于经济效率的提高,促进长期增长。总体来看,尽管不能完全排除潜在成分和周期成分的扰动项相关的可能,然而这种相关不致太强。至少对经济现实而言,零相关假定优于完全相关假定。

#### 四、模型的状态空间表示与卡尔曼滤波

将(9) — (12) 写为如下状态空间形式。

$$\begin{bmatrix} y_t \\ \pi_t \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} 0 & 1 & 1 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & \gamma & 0 & 1 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} c \\ \bar{y}_t \\ y_t^c \\ y_{t-1}^c \\ \pi_t^* \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} 0 \\ \epsilon_t \end{bmatrix}. \quad (15)$$

(15) 为双变量形式的观测方程,或者简记作矩阵形式

$$x_t = H\xi_t + u_t,$$

状态方程可写为:

$$\begin{bmatrix} c \\ \bar{y}_t \\ y_t^c \\ y_{t-1}^c \\ \pi_t^* \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} 1 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 1 & 1 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & e^{\mu_1} & -\frac{e^{\mu_2}}{1+e^{\mu_2}} & 0 \\ 0 & 0 & 1 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 1 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} c \\ \bar{y}_{t-1} \\ y_{t-1}^c \\ y_{t-2}^c \\ \pi_{t-1}^* \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} 0 \\ e_t \\ 0 \\ v_t \end{bmatrix}, \quad (16)$$

或者简记作矩阵形式

$$\xi_t = F\xi_{t-1} + v_t,$$

其中  $\xi_t$  称为状态向量。为简化似然估计,我设定模型中的残差均服从正态分布。记观测方程和状态方程的协方差矩阵分别为  $R$  和  $Q$ 。

$$E(u_t u_t') = R = \begin{bmatrix} 0 & 0 \\ 0 & \sigma_\epsilon^2 \end{bmatrix},$$

$$E(v_t v_t') = Q = \begin{bmatrix} 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & \sigma_e^2 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & \sigma_w^2 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & \sigma_v^2 \end{bmatrix}.$$



残差  $e_t$  和  $w_t$  互相独立,同时又因为核心通胀率主要受货币政策影响,而与供给或者需求冲击无关,所以  $v_t$  近似独立于  $e_t$  和  $w_t$ 。这样  $Q$  为对角阵。

卡尔曼滤波算法以状态向量的无条件初始均值和方差开始,通过预测(prediction)和校正(updating)方法估计参数值并推断状态变量。具体地,基于  $t-1$  期信息状态变量的预测方程和相应的方差—协方差矩阵为

$$\hat{\xi}_{t|t-1} = F\hat{\xi}_{t-1|t-1}, \quad P_{t|t-1} = FP_{t-1|t-1}F' + Q.$$

加入  $t$  期信息后的校正方程以及相应的方差—协方差矩阵为

$$\hat{\xi}_{t|t} = \hat{\xi}_{t|t-1} + K_t(x_t - H\hat{\xi}_{t|t-1}), \quad P_{t|t} = P_{t|t-1} - K_tHP_{t|t-1}.$$

其中  $K_t = P_{t|t-1}H'(HP_{t|t-1}H' + R)^{-1}$ , 称为卡尔曼增益矩阵(Kalman gain),表示加入  $t$  期新的信息对原来预测的校正程度。关于以上卡尔曼滤波程序以及最大似然估计的详细讨论见 Hamilton (1994, pp. 377—381) 或者 Kim and Nelson (1999, pp. 29—37)。

为了利用全部样本信息获得状态变量的最大似然推断,可借助卡尔曼滤波的平滑(smoothed)算法,该方法应用下列方程由最后时期  $T$  逐步向前递归:

$$\hat{\xi}_{t+1|T} = \hat{\xi}_{t|t} + Gx_t + J_t(\hat{\xi}_{t+1|T} - \hat{\xi}_{t+1|t}). \quad (17)$$

其中  $J_t = P_{t|t}F'P_{t+1|t}^{-1}$ , 相应的方差矩阵为

$$P_{t|T} = P_{t|t} + J_t(P_{t+1|T} - P_{t+1|t})J_t'.$$

## 五、模型估计与结果讨论

### (一) 数据

样本期自 1983 年第一季度至 2004 年第三季度,共 87 个季度观测值。这里使用消费者价格指数(CPI)度量价格水平。为了计算本期相对于上期的通胀率,需要价格定基指数时序数据。然而根据官方公开统计资料仅能获得 2001 年之后的月度环比通胀率,而此前只有同比通胀率。<sup>10</sup> 利用同比通胀率以及 2001 年之后的月度环比通胀率可计算 1983 至 2000 年间的定基价格指数,<sup>11</sup> 然后通过该定基指数求得季度通胀率,这里季度通胀率为本季度最后一个月相对于上季度最后一个月 CPI 变化率。数据经过季节调整。2001 年之后的月度环比 CPI 通胀率来自于国家统计局编辑的各期《中国经济景气月报》,此前同比 CPI 通胀率来自于各期月刊《中国统计》和《中国统计月报》。改革以

<sup>10</sup> 环比是指给定月份相对于上月的变动,而同比是指相对于上年同月的变动。

<sup>11</sup> 已知 2001 年环比数据和此前年份同比数据,可倒推 2000 年环比数据。2000 年  $t$  月环比指数 = 2001 年  $t-1$  月同比指数 ÷ 2001 年  $t$  月同比指数 × 2001 年  $t$  月环比指数。同样地,已知 2000 年环比数据和此前年份同比数据,可倒推 1999 年环比数据。依此类推可求得 1994—2000 年环比数据。

来的同比 CPI 通胀率最早可追溯至 1983 年,故本文样本自该年度开始。

我分别使用两个指标衡量总产出:工业总产值(IP)和 GDP。1983—1989 年工业总产值数据取自各期《中国统计月报》,1990 年之后的数据来自各期《中国统计》和《中国经济统计快报》。《中国统计月报》中工业总产值按照 1980 年不变价格公布,而后两种期刊的数据按照 1990 年不变价格计算。根据 1980 年与 1990 年的 GDP 平减指数关系,可将 1990 年之后的数据折算为 1980 年不变价格。

工业总产值数据的优点在于容易获得较高频率(月度和季度)数据,这对于应用时间序列分析技术考察我国改革以来的经济特征具有重要意义。因为在较短时期内,样本量不足往往成为时序分析方法应用的制约因素;更为重要的是,使用年度数据时会一定程度上掩盖产出的短期波动。然而衡量总产出和经济行为更全面的指标是 GDP。官方统计资料仅给出了 1992 以来的季度现价 GDP 以及不变价的 GDP 增长率,此前仅为年度数据。Abeyasinghe and Rajaguru (2003) 基于 Chow and Lin (1971) 的统计模型对改革以来中国的年度 GDP 进行了季度分解。本文 1983—1992 季度 GDP 取自 Abeyasinghe and Rajaguru (2003),并转换为 1997 年不变价格。此后时期的不变价格 GDP 根据《中国人民银行统计季报》公布的季度增长率计算。最后 IP 和 GDP 数据均经过 X-11 方法季节调整。

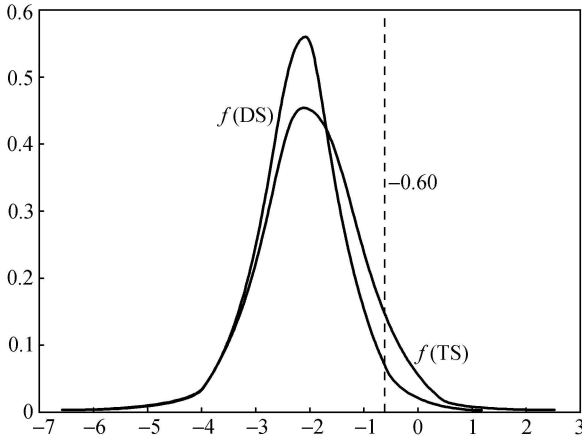
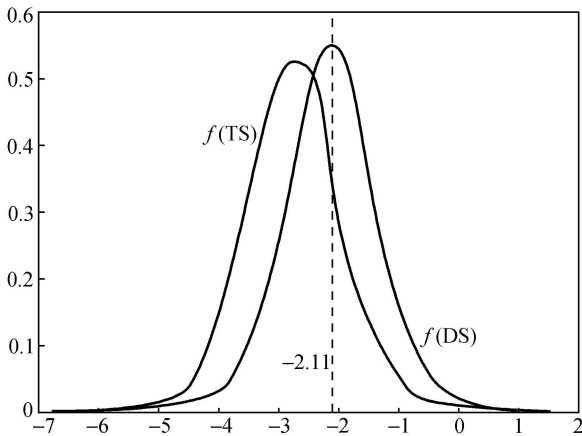
## (二) 实际产出: DS 还是 TS

ADF 检验 (Dickey and Fuller, 1981) 一般被用于区分 TS 和 DS 过程。对于我国的季度产出考虑如下回归:

$$y_t = \mu + \gamma t + \delta y_{t-1} + \sum_{i=1}^n \theta_i \Delta y_{t-i} + \epsilon_t. \quad (18)$$

$y$  分别为对数 GDP 和 IP,  $t$  表示时间趋势。在单位根假定下,  $\delta=1$ 。根据施瓦茨信息准则 (SC) 确定 (18) 中滞后阶数  $n=0$ 。的确,限定  $n=0$  时回归残差也不存在序列相关。对于 1983 年 1 季度—2004 年 3 季度的 IP 和 GDP, ADF 统计量  $\hat{\tau}=(\hat{\delta}-1)/se(\hat{\delta})$  分别为 -0.60 和 -2.11, 其中  $se(\hat{\delta})$  为参数标准差。不过含有单位根时统计量  $\hat{\tau}$  不再服从标准的  $t$  分布,而是严重左偏。根据 Dickey and Fuller (1981), 5% 显著水平下  $\hat{\tau}$  的渐近分布临界值为 -3.46。因此 GDP 和 IP 均不能拒绝单位根假定。

然而 DF 临界值仅是渐近有效的,有限样本下该值与样本规模和扰动项的特性有关。为了评估检验的效率,我重新模拟了  $\hat{\tau}$  统计量的经验分布。使用 bootstrap 方法模拟的 IP 序列的统计量  $\hat{\tau}$  的分布见图 1, 两条经验密度函数  $f(\text{TS})$  和  $f(\text{DS})$  分别是假定 IP 数据的生成服从 TS 和 DS 过程时的模拟结

图 1 IP 统计量  $\hat{\tau}$  的经验分布图 2 GDP 统计量  $\hat{\tau}$  的经验分布

果。<sup>12</sup> 虚线是  $-0.60$  在分布中的位置。 $f(\text{DS})$  的 5% 分位点为  $-3.48\%$ ，这与 DF 的渐近结果接近。 $-0.60$  远大于该值，因此不能拒绝单位根假定。 $f(\text{TS})$  的 95% 置信区间为  $[-3.70, -0.42]$ ， $-0.60$  仍然落在该区间内。因此尽管 ADF 检验接受单位根假定，其实却难以令人满意地置信 IP 为 DS 而非 TS 过程。

<sup>12</sup> 具体地，假定数据生成过程为 DS 时，第一步，取方程(18)的残差序列，然后进行置换抽样，形成新的序列  $\hat{\varepsilon}_t$ ；第二步，给定第一个观测(1983 年第一季度 GDP)，利用方程

$$\hat{y}_t = 0.0288 - 0.0001t + y_{t-1} + \hat{\varepsilon}_t$$

生成  $\hat{y}_t$ ，方程中系数为 DF 检验的回归方程式相关系数估计值；第三步，将  $\hat{y}_t$  对其一滞后值  $\hat{y}_{t-1}$  以及常数、时间趋势进行 OLS 回归，保留  $\hat{y}_{t-1}$  系数的  $\hat{\tau}$  统计量。重复以上步骤 10000 次即模拟得到  $\hat{\tau}$  的经验分布  $f(\text{DS})$ 。类似地，假定数据生成过程为 TS 时，仅将 DS 模拟中的第二步  $\hat{y}_t$  生成过程替换为

$$\hat{y}_t = 0.4086 + 0.0013t + 0.9378y_{t-1} + \hat{\varepsilon}_t$$

其中系数为 IP 数据的 TS 模型的系数估计值。这样可模拟得到 TS 过程  $\hat{\tau}$  的经验分布  $f(\text{TS})$ 。

图2中  $f(\text{TS})$  和  $f(\text{DS})$  分别是假定 GDP 数据的生成服从 TS 和 DS 过程时的模拟结果。 $f(\text{DS})$  的 5% 分位点为  $-3.45\%$ 。 $-2.11$  大于该值,不能拒绝单位根假定。然而  $-2.11$  又落在了  $f(\text{TS})$  的 95% 置信区间  $[-4.28, -1.19]$  内,因此也不能拒绝 TS 假定。这表明单位根检验也未能有效确认出 GDP 到底是 DS 还是 TS 过程。

因此,尽管 Nelson and Plosser (1982) 以来多数文献倾向于接受总产出为单位根过程,然而这一般仅以不能拒绝单位根原假定为证据。当单位根检验的势较低时,便很可能将本来的 TS 过程误认为是单位根过程。所以模型(10)中潜在产出的设定形式同时嵌套了 DS 和 TS 过程,这对于刻画我国总产出的数据特征是必要的。

### (三) 参数估计结果

模型(15) — (16) 的参数估计见表1。两列分别是使用 IP 和 GDP 代表产出时的结果。对于 IP 数据,潜在产出的季度增长趋势估计值为  $3.63\%$ ,这非常接近于实际 IP 的平均增长率  $3.61\%$ 。潜在产出扰动项  $e_t$  的标准差为  $0.045\%$ ,该值仅是周期成分扰动项  $w_t$  标准差的  $1/10$ 。而  $y_t'$  的标准差为  $8.07\%$ ,约为  $e_t$  标准差的 180 倍,远大于标准 HP 滤波的设定值——这意味着卡尔曼滤波估计的趋势成分  $\bar{y}$  相对于 HP 滤波结果更为平滑。这一结果并不奇怪。因为一方面,样本期内我国经济增长速度的多年(例如每 5 年)均值较为稳定,而不像战后美国增长率经历了逐步下降,<sup>13</sup>我国潜在产出增长应该较美国平稳。另一方面作为转轨国家,我国的产出很大程度上受政策因素控制,其周期波动相对于美国更加剧烈。于是我国趋势值的随机变化部分相对于周期成分的波幅而言相当小,潜在 IP 可近似地视为线性趋势增长过程。

表1 模型(15)—(16)参数估计

系数	$y = \log(\text{IP})$	$y = \log(\text{GDP})$
$c$	0.0363(0.0076*)	0.0212(0.0089*)
$\mu_1$	0.2939(0.0517*)	0.3862(0.0454*)
$\mu_2$	-0.2902(0.0425*)	0.1607(0.0062*)
$\gamma'$	0.0318(0.0094*)	0.0212(0.0002*)
$\sigma_{e'}$	$4.92 \times 10^{-3}$ ( $6.24 \times 10^{-4}$ *)	$4.91 \times 10^{-3}$ ( $6.87 \times 10^{-4}$ *)
$\sigma_w$	$2.61 \times 10^{-3}$ ( $4.26 \times 10^{-4}$ *)	$2.94 \times 10^{-3}$ ( $1.68 \times 10^{-4}$ *)
$\sigma_e$	$4.47 \times 10^{-4}$ ( $8.74 \times 10^{-4}$ )	$4.35 \times 10^{-4}$ ( $6.92 \times 10^{-3}$ )
$\sigma_{w'}$	$4.98 \times 10^{-3}$ ( $4.49 \times 10^{-3}$ )	$1.30 \times 10^{-3}$ ( $2.33 \times 10^{-4}$ *)

注:经滞后期调整后共 84 个季度观测,括号中是标准差,\*表示在 5%水平上显著。

<sup>13</sup> 战后美国劳动生产率变化较大。1947—1953 年期间的年度增长率为  $4.20\%$ ,1953—1968 年期间为  $2.61\%$ ,1968—1973 年期间仅为  $1.41\%$ ,70 年代陷入滞胀后甚至更小(Hodrick and Prescott, 1997)。当然近年来有了较大增长,不过 Hodrick and Prescott(1997)尚未包含该段样本。

GDP 数据的结论与 IP 结论相似。潜在 GDP 的季度增长趋势估计值为 2.12%，接近于实际 GDP 的平均增长率 2.24%。GDP 周期成分扰动项标准差为 0.13%，远小于 IP 的 0.50%。因为工业总产值更主要测量的是经济中周期性波动性较强的部门，例如加工业、采矿业、电力工业等，而这类工业部门在 GDP 中所占的比重则相对较小。尽管 GDP 周期成分较 IP 周期成分平稳，不过  $w_t$  标准差仍然为  $e_t$  标准差的 3 倍。同时  $y_t^c$  的标准差 (=5.52%) 为  $e_t$  标准差的 130 倍，也大于 HP 滤波设定值。这样潜在 GDP 也近似为平滑的线性趋势。由于实际产出是潜在产出加上一个平稳的周期成分，这样尽管单位根检验程序一般不能拒绝产出是 DS 过程，至少对改革以来的中国季度数据而言，趋势平稳过程仍然可作为其简单合理的近似。

#### (四) 产出缺口

模型 (15) — (16) 卡尔曼滤波平滑算法估计的潜在 IP 以及 IP 缺口见图 3 和图 4。由于扰动项的残差很小，图 3 中潜在产出近似一条直线。整个样本期内，实际产出在两个时期低于潜在产出（产出缺口为负值），分别为 1989 年 3 季度—1993 年 1 季度，以及 1997 年 2 季度—2003 年 2 季度。这同人们对改革以来我国宏观经济状况的直观认识是一致的。其中前一个衰退期里我国经济改革力度减缓甚至停滞。自 80 年代中期开始，政府为刺激增长而采取了过于宽松的信贷货币政策，同时多数消费品价格被放开，这引起了过高的通胀率。<sup>14、15</sup> 为了抑制通胀，政府从 1988 年第四季度开始大幅提高银行存款利率、削减基本建设投资。高利率和严格的信贷限额造成了乡镇企业大量倒闭以及国有企业亏损。同时出于政治稳定角度考虑，市场化改革的步伐也暂时停顿了。这些措施直接导致了持续达 3 年的严重衰退期。1997 年开始的第二个衰退期则可能源于为追求“软着陆”的紧缩政策、强力国有企业改革政策以及亚洲金融危机。从 1997 年到 2001 年，中国国有企业大量破产，<sup>16</sup> 大量的工人下岗以及经济结构性矛盾（例如城乡收入差距加大）造成了国内需求不足。同时亚洲金融危机的冲击也抑制了出口需求。图 3 和图 4 阴影部分表示负产出缺口时期。衰退较严重的季度里实际工业产出不足潜在产出的 90%。例如在 1991 年第四季度，三年紧缩政策接近尾声时，实际 IP 低于潜在值约 15%。在第二个衰退期，最严重的 2001 年第四季度，实际 IP 低于潜在值的幅度也超过了 12%。

<sup>14</sup> 例如 1988 年 6 月，银行系统贷款总额相对于上年同期上升了 28.6%，而该年度总的现金发行净额是年初计划发行量的 3.4 倍。

<sup>15</sup> 1988 年是中国价格改革过程中重要的一年。该年蔬菜、肉、蛋、烟酒等主要副食品价格相继被放开。这直接导致了 1988 上半年开始的高通胀，其中仅 8 月份相对于上月的月度通胀率便超过 5%，不少城市出现抢购风潮（易纲，1996）。

<sup>16</sup> 这一期间国有企业的户数由 26.2 万减少至 17.4 万，职工人数则缩减将近一半，由 7100 万减少至 3800 万。

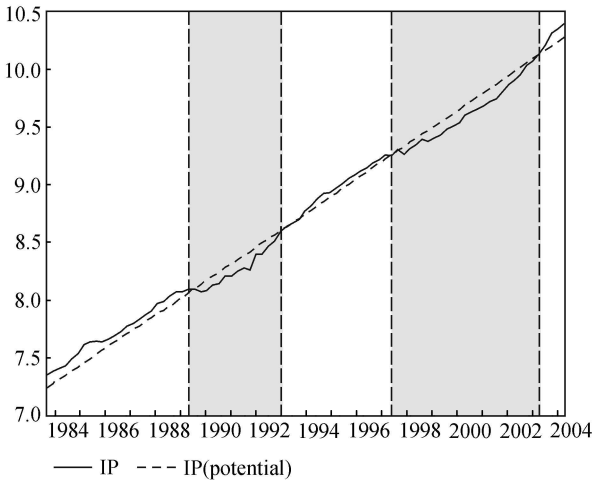


图3 IP(对数)与潜在IP的平滑推断

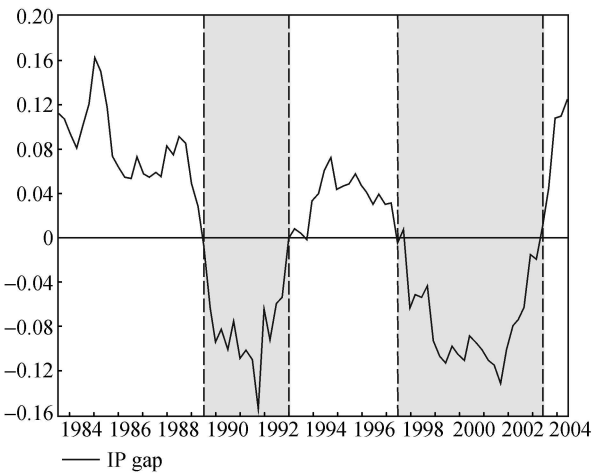


图4 IP缺口的平滑推断

除两个衰退期之外的其他时期可以视为扩张期。样本期初(1983—1984年)体现出的是我国典型的总需求扩张特点。首先是中央政府做出加快经济增长的政治决策,这使得国家计委和其他各级政府部门进行大规模投资立项。这一过程一般还配合以货币信贷扩张政策。于是投资和总需求的增长同时伴随

着通胀率上升。<sup>17</sup>1983年以来的产出总体上经历了两个较大的周期，每个周期持续期约为十年。明显地，改革以来中国宏观经济行为的波动和经济周期体现了政府投资和信贷政策主导的特点。<sup>18</sup>

通过表1中的参数 $\mu_1$ ， $\mu_2$ 以及方程(12)，可将IP周期成分(产出缺口)表示为以下自回归过程：

$$y_t^c = 1.3416y_{t-1}^c - 0.4279y_{t-2}^c + \omega_t, \quad \omega_t \sim \text{i. i. d. } N(0, 2.40 \times 10^{-5}). \quad (19)$$

由于两阶自回归系数之和小于1，该过程是平稳的。图5中实线是(19)的累计脉冲反应函数，即残差的单位扰动对以后时期的累计影响力度。脉冲函数显示IP缺口具有较快的均值自返(mean reversion)性。1单位的不利冲击在两个季度之后影响力度即达到顶峰，造成短期产出缩减1.37单位。不过其不利影响随后便开始衰减，短期产出开始向潜在产出收敛，大约20期(五年)之后该冲击的影响便完全消失了。

图5中虚线是GDP缺口方程的累计脉冲反应函数。类似IP情形，GDP缺口可表示为：

$$y_t^c = 1.4713y_{t-1}^c - 0.5401y_{t-2}^c + \omega_t, \quad \omega_t \sim \text{i. i. d. } N(0, 1.69 \times 10^{-6}). \quad (20)$$

这一过程的持续程度与(19)类似。1单位冲击在两个季度之后影响力度达到最大，为1.62。随后开始衰减，冲击的影响也在大约五年之后完全消失。

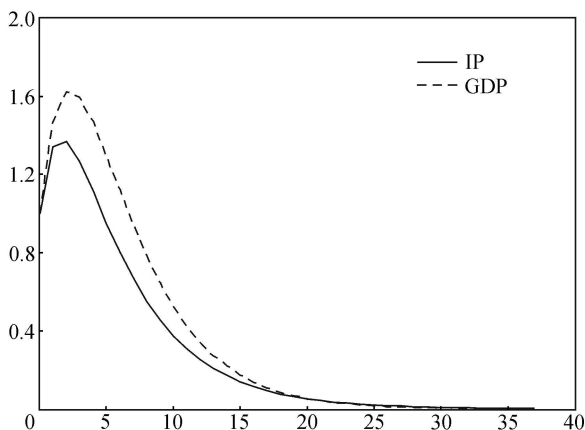


图5 IP缺口与GDP缺口的脉冲反应函数

<sup>17</sup> 1984年(中国人民银行作为中央银行的第一年)中央银行投放了过量货币,该年度净现金发行262亿,超过了建国至1979年现金发行量的总和。然而过热的经济很快又使央行在1985年收紧银根。

<sup>18</sup> 有所区别的是2002年开始的最近一轮投资扩张主要是地方(而非中央)政府主导。

## (五) 核心通胀率

以 IP 表示产出时,使用卡尔曼滤波平滑算法估计的核心通胀率见图 6。方程(7)中的短期扰动成分  $u_t = (\gamma' y_t^c + \epsilon_t')$  可称为“非核心通胀”,即通胀与核心通胀之差 ( $u_t = \pi_t - \pi_t^*$ )。  $u_t$  由产出缺口或随机扰动因素所引起,这样  $u_t$  应该是 0 均值的平稳过程。换言之,由于  $\pi_t$  可分解为核心通胀率  $\pi_t^*$  与一个平稳过程之和,理论上  $\pi_t^*$  与  $\pi_t$  应该具有相同的单整阶数。如果  $\pi_t$  是  $I(1)$  过程,则  $\pi_t^*$  也应为  $I(1)$  过程,并且  $u_t = \pi_t - \pi_t^*$  是 0 均值平稳过程。若  $u_t$  均值不为 0 便意味着  $\pi_t^*$  未能完全体现出  $\pi_t$  的系统性成分,即二者之间存在系统性的偏差;另一方面,若  $\pi_t - \beta\pi_t^*$  平稳 ( $\beta \neq 1$ ),  $\pi_t^*$  的变动会系统性地慢于 ( $\beta > 1$ ) 或快于 ( $\beta < 1$ )  $\pi_t$  变动,这样随时间推移  $\pi_t^*$  也会系统地偏离  $\pi_t$ 。

$\pi_t$ 、 $\pi_t^*$  与  $u_t$  序列的基本统计特征见表 2。产出以 IP 和 GDP 衡量时所估计的核心通胀率差别不大。基于每种产出的  $\pi_t^*$  均值与  $\pi_t$  均值基本相同,即非核心通胀的均值接近于 0。同时  $\pi_t^*$  的标准差小于  $\pi_t$ ,即核心通胀序列较为平滑,因为  $\pi_t^*$  相对于  $\pi_t$  剔除了短期波动成分。ADF 统计量表明,两个核心通胀序列与  $\pi_t$  序列均为  $I(1)$  过程。而两个非预期通胀序列为平稳过程,且自相关并不明显。尽管 ADF 检验的势可能较低,不过这并不影响通过该检验程序确认  $u_{IP}$  和  $u_{GDP}$  是平稳的。

表 2 核心通胀与非核心通胀的统计特征

	$\pi_t$	$\pi_t^*$ (IP)	$\pi_t^*$ (GDP)	$u_{IP}$	$u_{GDP}$
均值 (%)	1.676	1.675	1.707	0.001	-0.031
标准差 (%)	2.049	1.606	1.724	0.752	0.672
$\rho_1$	0.802	0.954	0.958	0.179	0.032
$\rho_2$	0.675	0.858	0.866	0.115	0.015
$\rho_3$	0.518	0.733	0.745	-0.014	-0.098
$\rho_4$	0.371	0.602	0.619	-0.163	-0.249
Q(4)	134.09 [0.00]	227.35 [0.00]	232.61 [0.00]	6.423 [0.17]	6.658 [0.16]
Q(8)	151.65 [0.00]	272.59 [0.00]	284.74 [0.00]	8.706 [0.37]	8.208 [0.41]
ADF 统计量	-2.565	-2.710	-2.625	-5.269*	-6.128*

注: $\pi_t^*$  (IP) 和  $u_{IP}$  分别表示基于 IP 缺口估计的核心与非核心通胀率, $\pi_t^*$  (GDP) 和  $u_{GDP}$  分别表示基于 GDP 缺口估计的核心与非核心通胀率。 $\rho_i$  是第  $i$  阶自回归系数。Q( $i$ ) 表示  $i$  阶 Ljung-Box Q 统计量,中括号中是  $p$  值。ADF 检验中,滞后差分项的阶数的选取以消除参差的序列相关性为准。\* 表示在 5% 水平上显著。

通过 Johansen and Juselius (1990) 的协整程序可以得到与上面单方程序相似的结果。Johansen 检验中,向量自回归模型 (VAR) 滞后 2 阶时 (该滞后阶根据 SC 确定),该程序估计的  $\pi_t$  与  $\pi_t^*$  (IP) 协整系数  $\beta$  为



0.951——即协整关系为  $\pi_t - 0.951\pi_t^*$  (IP)——相应的 VAR 对数似然值为 831.55, 限定  $\beta$  为 1 时 VAR 的对数似然值为 831.41。这样限定  $\beta=1$  的似然比统计量 (LR) 为 0.28, 相应的  $p$  值为 0.59。类似地,  $\pi_t$  与  $\pi_t^*$  (GDP) 的协整系数估计值为 0.99, 限定其为 1 时 LR 和相应  $p$  值分别为 0.01 和 0.91。因此不能拒绝通胀与核心通胀之间的协整系数为 1, 也就是说  $\pi_t - \pi_t^*$  为平稳过程。由于基于 GDP 缺口的核心与非核心通胀估计与基于 IP 的结果相近, 这里不再单独画出图形。

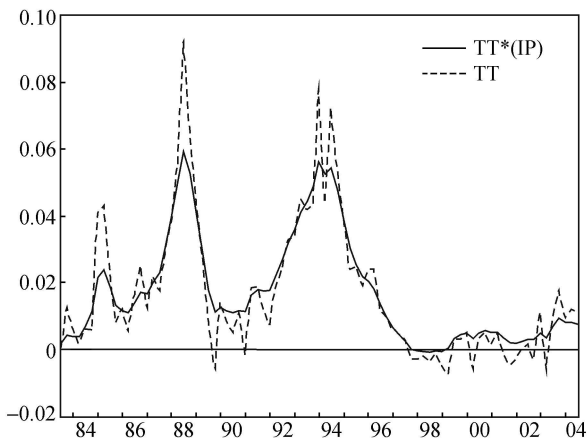


图 6  $\pi_t^*$  基于 IP 缺口的平滑推断

值得说明的是 1998—2002 年间, 关于这一时期是否存在通货紧缩存在广泛的争论 (例如见 Yi, 2000; Lin, 2000)。物价指数在这一时期普遍下降,<sup>19</sup> 然而图 6 显示这一时期  $\pi_t^*$  普遍高于  $\pi_t$ 。核心通胀除在 1998 年近似为 0 外, 其余时期均明显高于 0, 2000 和 2001 的核心通胀大约为 2% (年率)。所以, 以核心通胀率衡量时, 1998—2002 年间尽管处于低通胀环境, 然而通货紧缩现象并不严重。这一时期物价的降低可能主要不是源于货币和信贷政策的紧缩, 而是因为需求的减缩或者说生产能力的短期相对过剩。因为居民收入下降以及粮食等基础产品价格低迷导致的需求不足抑制了价格。

#### (六) 菲利普斯曲线

菲利普斯曲线中的参数  $\gamma'$  的估计值见表 1。无论产出以 IP 还是 GDP 衡量,  $\gamma'$  的符号均与预期一致。以 IP 代表产出时,  $\gamma' = 0.032$ , 意味着其他因素不变时, 工业产出每超出潜在产出一个百分点, 通胀率会高出其潜在值 0.13 个百分点 (年率,  $4 \times 0.032$ ); 反过来工业产出低于潜在产出时, 通胀率也会有相

<sup>19</sup> 从 1998 至 2002 年 CPI 累计下降 1.9%, 而零售价格指数 (RPI) 和 GDP 减缩指数分别累计下降 8.9% 和 4.9%。

同比例的下降。这一数值尽管不大,却极为显著。类似地,GDP缺口每变动一个百分点,非核心通胀率将同向变动0.08个百分点。<sup>20</sup>

根据方程(7), $\gamma' = \omega^2 \gamma / (1 - \omega)$ ,于是 $\gamma'$ 分别与微观结构参数 $\gamma$ (厂商供给弹性)和 $\omega$ (每一期中进行价格调整的厂商的比例)正相关。尽管无法仅根据 $\gamma'$ 估计值同时识别 $\gamma$ 和 $\omega$ ,不过 $\gamma'$ 对潜在微观结构的经济含义可以通过简单的数字例子来说明。例如,假定 $\omega = 1/6$ ,即一年内调整价格的厂商比例约为0.5时,则 $\gamma'$ 值为0.032意味着厂商供给曲线的弹性 $\gamma$ 为0.96。这样,预期需求增长一个百分点将使得厂商最优价格相对于其他厂商定价增加约一个百分点。如果每年有更大比例——例如0.8,即 $\omega = 1/3$ ——的厂商进行价格调整,那么 $\gamma' = 0.032$ 意味着 $\gamma = 0.19$ ,此时供给曲线变得相当平坦。第二种情形可能更接近现实。因为样本期内消费品市场已经放开,厂商能够容易地调整定价,所以 $\omega$ 应该取较大的值。在能够频繁调价情况下,厂商的定价更多受当前,而不是将来的最优价格决定。<sup>21</sup>这也意味着尽管厂商能够频繁调整其产品价格,在货币供给冲击不具序列相关时总体价格水平仍然会呈现出强的粘性。

## 六、结 论

货币当局为判断宏观经济状况、维持价格稳定以及“合理的”产出增长,不得不面对如何测量核心通胀以及潜在产出问题。本文通过双变量非观测成分模型估计中国的季度核心通胀率与产出缺口。相对于单变量模型,双变量程序同时利用通胀率与产出信息将两个变量分解为趋势和周期成分。模型未知参数通过最大似然估计,而潜在产出和核心通胀率等非观测成分则通过卡尔曼滤波的平滑算法推断。

本文对产出过程的设定方式避开经验文献在产出是趋势平稳还是差分平稳问题上的争议。数据结果表明,尽管单位根检验接受产出为差分平稳过程,然而由于趋势值的随机变化成分较小,趋势平稳过程仍然可作为样本期内季度产出数据的良好近似。另一方面,产出趋势成分的卡尔曼滤波估计结果相对于HP滤波结果更为平滑。尽管两类滤波方法本质上均形成“信号提取”

<sup>20</sup> Brandt and Zhu(2000)观察到,改革以来中国的通胀和产出的正相关关系正如菲利普斯曲线所描述,不过他们对这种相关性给出了另一个有趣的解释。中国存在国有和非国有部门,假定非国有部门生产效率高于国有部门,于是经济周期与非国有部门比重的变化直接相关。银行信贷由国有流向非国有部门时出现经济高涨。然而在财政能力不断下降情况下,中央对国有部门的援助不得不更多依赖于铸币税,因此导致高通胀。

<sup>21</sup> Roberts et al.(1994)对美国工业以及工业内部各行业的研究表明,价格调整的频率相当高。例如一些行业一个月内的价格调整比例可达70%。Bils and Klenow(2004)对美国350类商品和劳务价格调整的研究表明,一半商品类别的价格持续时间少于5.5个月,即价格持续时间的中值约为2个季度。这意味着 $\omega$ 约为1/2,供给曲线更为平坦。

问题，但由于本文结果是通过我国季度数据特征估计的，“让数据说话”，这一估计结果应该比基于美国经验的 HP 滤波平滑参数更符合中国产出特征。

实际通胀与估计的核心通胀之间存在系数为 1 的协整关系，即非核心通胀是平稳过程，这一特征符合核心通胀率的本意。尽管物价指数在 1998—2002 年间有较大幅度下降，不过这一时期核心通胀率并没有明显低于 0。这意味着以核心通胀率衡量时该时期我国的通货紧缩现象可能并不严重。短期的供给相对过剩可能是导致这一时期物价下降的重要因素。最后，短期通胀动态与产出缺口显著相关，这与菲利普斯曲线的预期一致。即使现实中厂商能够较为频繁地调整价格，其产品供给曲线仍可能相当平坦，即总体价格呈现强的粘性。

## 参考文献

- [1] Abeyasinghe, Tilak and Gulasekaran Rajaguru, “Quarterly Real GDP Estimates for China and ASEAN4 with a Forecast Evaluation”, Department of Economics, National University of Singapore, Working Paper No. 0404, 2003.
- [2] Bils, Mark and Peter J. Klenow, “Some Evidence on the Importance of Sticky Prices”, *Journal of Political Economy*, 2004, 112(5), 947—985.
- [3] Blanchard, Olivier J., “What is Left of the Multiplier Accelerator”, *American Economic Review*, 1981, 71(2), 150—154.
- [4] Brandt, Loren and Zhu Xiaodong, “Redistribution in a Decentralized Economy: Growth and Inflation in China under Reform”, *Journal of Political Economy*, 2000, 108(2), 422—439.
- [5] Bryan, Michael F. and Cecchetti, Stephen G., “Measuring Core Inflation”, in N. Gregory Mankiw(ed.), *Monetary Policy*. Chicago: University of Chicago Press, 1994.
- [6] Bryan, Michael F. and Cecchetti, Stephen G., “Inflation and the Distribution of Price Changes”, *Review of Economics and Statistics*, 1999, 81(2), 188—197.
- [7] Calvo, Guillermo A., “Staggered Prices in a Utility Maximizing Framework”, *Journal of Monetary Economics*, 1983, 12(3), 383—398.
- [8] Campbell, John Y. and Gregory Mankiw, “Are Output Fluctuations Transitory”, *Quarterly Journal of Economics*, 1987, 102(4), 857—880.
- [9] Cecchetti, Stephen G., “Measuring Short-Run Inflation for Central Bankers”, *Economic Review of the Federal Reserve Bank of St. Louis*, 1997, 79(3), 143—156.
- [10] Chow, Gregory C., “Capital Formation and Economic Growth in China”, *Quarterly Journal of Economics*, 1993, 108(3), 809—842.
- [11] Chow, Gregory C. and Li, Kui-Wai, “China’s Economic Growth: 1952—2010”, *Economic Development and Cultural Change*, 2002, 51(1), 247—56.
- [12] Chow, Gregory C. and Lin An-loh, “Best Linear Unbiased Interpolation, Distribution, and Extrapolation of Time Series by Related Series”, *Review of Economics and Statistics*, 1971, 53(4), 372—375.

- [13] Clark, Peter K. , “The Cyclical Component of U. S. Economic Activity”, *Quarterly Journal of Economics*, 1987, 102(4), 797—814.
- [14] Dickey, David A. and Wayne F. Fuller, “Likelihood Ratio Statistics for Autoregressive Time Series with a Unit Root”, *Econometrica*, 1981, 49(4), 1057—1072.
- [15] Eckstein, Otto, *Core Inflation*. New York: Prentice-Hall, 1981.
- [16] Flemming, John, *Inflation*. New York: Oxford University Press, 1976.
- [17] Fuhrer, Jeff and George Moore, “Inflation Persistence”, *Quarterly Journal of Economics*, 1995, 109(1), 127—159.
- [18] Gali, Jordi and Mark Gertler, “Inflation Dynamics: A Structural Econometric Analysis”, *Journal of Monetary Economics*, 1999, 44(2), 195—222.
- [19] Gerlach, Stefan and Frank Smets, “Output Gaps and Monetary Policy in the EMU Area”, *European Economic Review*, 1999, 43(4), 801—812.
- [20] Gerlach, Stefan and Peng Wensheng, “Output Gaps and Inflation in Mainland China”, Hong Kong, HK Monetary Authority, mimeo, 2004.
- [21] Glai, Jordi, “Technology, Employment, and the Business Cycle: Do Technology Shocks Explain Aggregate Fluctuations”, *American Economic Review*, 1999, 89(1), 249—255.
- [22] Hamilton, James Douglas, *Time Series Analysis*. New York: Princeton University Press, 1994.
- [23] Hodrick, Robert J. and Edward C. Prescott, “Postwar U. S. Business Cycles: An Empirical Investigation”, *Journal of Money, Credit and Banking*, 1997, 29 (1), 1—16.
- [24] Johansen, Soren and Katarina Juselius, “Maximum Likelihood Estimation and Inference on Cointegration with Applications to Money Demand”, *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 1990, 52(2), 169—210.
- [25] Kim, Chang-Jin and Charles R. Nelson, *State-Space Models with Regime Switching*. Cambridge: The MIT Press, 1999.
- [26] Kuttner, Kenneth N. , “Estimating Potential Output as a Latent Variable”, *Journal of Business and Economic Statistics*, 1994, 12(3), 361—368.
- [27] Kyland, Finn and Edward C. Prescott, “A Competitive Theory of Fluctuations and the Feasibility and Desirability of Stabilization Policy”, in Fischer, Stanley (ed. ), *Rational Expectations and Economic Policy*. Chicago: University of Chicago Press, 1980.
- [28] Lin, Justin, “The Current Deflation in China: Causes and Policy Options”, *Asia Pacific Journal of Economics and Business*, 2000, 4(2), 4—21.
- [29] McCallum, Bennett T. , “On ‘Real’ and ‘Sticky-Price’ Theories of the Business Cycle”, *Journal of Money, Credit and Banking*, 1986, 18(4), 397—414.
- [30] Nelson, Charles R. and Charles Plosser, “Trends and Random Walks in Macroeconomic Time Series: Some Evidence and Implications”, *Journal of Monetary Economics*, 1982, 10(2), 139—162.
- [31] Okun, Arthur M. , *The Political Economy of Prosperity*. Brookings Institution, Washington D. C. , 1970.
- [32] Perron, Pierre, “Testing for a Unit Root in a Time Series with a Changing Mean”, *Journal of Business and Economic Statistics*, 1990, 8(2), 153—162.
- [33] Quah, Danny and Shaun P. Vahey, “Measuring Core Inflation”, *Economic Journal*, 1995, 105(432), 1130—1144.
- [34] Roberts, John M. , “New Keynesian Economics and the Phillips Curve”, *Journal of Money, Credit and Banking*, 1995, 27(4), 976—984.

- [35] Roberts, John M., "Is Inflation Sticky", *Journal of Monetary Economics*, 1997, 39(2), 173—196.
- [36] Roberts, John M., David J. Stockton and Charles S. Struckmeyer, "An Evaluation of the Sources of Aggregate Price Rigidity", *Review of Economics and Statistics*, 1994, 76, 142—450.
- [37] Romer, David, *Advanced Macroeconomics*. New York: McGraw-Hill Companies, 1996.
- [38] Rotemberg, Julio J., "Sticky Prices in the United States", *Journal of Political Economy*, 1982, 90(6), 1187—1211.
- [39] Rudebusch, Glenn D., "The Uncertain Unit Root in Real GNP", *American Economic Review*, 1993, 83(1), 264—272.
- [40] Rudebusch, Glenn D., "Assessing Nominal Income Rules for Monetary Policy with Model and Data Uncertainty", *Economic Journal*, 2002, 112(479), 402—432.
- [41] Scheibe, Jorge, "The Chinese Output Gap during the Reform Period 1978—2002", Department of Economics Discussion Paper Series, University of Oxford, 2003.
- [42] Taylor, John B., "Staggered Contracts in a Macro Model", *American Economic Review*, 1979, 69(1), 108—113.
- [43] Taylor, John B., "Aggregate Dynamics and Staggered Contracts", *Journal of Political Economy*, 1980, 88(1), 1—23.
- [44] Walsh, Carl E., *Monetary Theory and Policy*. Cambridge: The MIT Press, 2002.
- [45] Watson, Mark W., "Univariate Detrending Methods with Stochastic Trends", *Journal of Monetary Economics*, 1986, 18(1), 49—75.
- [46] Wu, Deming, "Was there Deflation in China Between 1997 and 2002? An Empirical Study of Price Movement in China", Dissertation of Department of Economics, Stanford University, 2004.
- [47] Yi, Gang, "Deflation and Structural Reform in China", *World Economy and China*, Issue 1—2, 2000.
- [48] 易纲,《中国的货币、银行和金融市场:1984—1993》。上海:上海三联书店、上海人民出版社,1996。

## The Core Inflation Rate and Output Gap in China: An Empirical Investigation

LIUYAN ZHAO  
(Peking University)

**Abstract** Using the New Keynesian Phillips Curve, I estimate the core inflation rate and the output gap in the post-reform period in a bivariate unobserved components model. The trend-cycle decompositions of quarterly output and inflation rate show that the growth rates of potential output are much steadier than the results of standard HP filter. The potential output increases almost linearly in the post-reform period. This implies that the gross output can be treated as a trend stationary process, and the difference stationary process widely adopted

since Nelson and Plosser (1982) is not necessarily the best model for China's output. Inferences on the core inflation rate also show that the deflation from 1998 to 2002 is not as serious as the result showed by price indices.

**JEL Classification** E32, E41, C32