

# 中国核心通货膨胀的估计

——基于贝叶斯 Gibbs Sampler 状态空间模型

汤丹 赵昕东\*

摘要：观测到的通货膨胀可以分解为趋势成分和暂时成分，其中的趋势成分即核心通货膨胀。准确度量核心通货膨胀对宏观经济政策的制定和经济形势的判断有重要意义。本文首先建立了估计核心通货膨胀的状态空间模型，然后将贝叶斯 Gibbs Sampler 方法应用于估计该状态空间模型的参数，以克服卡尔曼滤波的缺陷。本文估计了 1991 - 2010 年的核心 CPI，结果表明估计的核心 CPI 很好地反映了货币政策的变化，同 CPI 相比，核心 CPI 有较小的波动性并且与货币供给增长率具有更强的相关性。由此得出结论，当前只要食品价格不出现持续的大幅上涨，同时继续保持稳健的货币政策，中国就不会出现严重的通货膨胀，即使个别食品价格上涨造成 CPI 上涨也必然是不可持续的。

关键词：贝叶斯 Gibbs Sampler 状态空间模型 核心通货膨胀

## 一、前言

根据国家统计局的“进度信息”，2009年11月中国居民消费价格指数CPI同比增长率由负转正，此后逐步走高，2010年全年CPI同比增长3.3%，2011年上半年，我国CPI同比上涨5.4%，面临较高的通胀压力。2011年7月的CPI指数同比增长达6.5%，再创新高。6月份各类消费品价格出现普涨现象，其中食品类价格同比上涨14.8%，影响价格总水平上涨约4.38个百分点。面对不断上升的CPI增长率，中央银行采取了相应的货币政策，例如加息、上调存款准备金率等。另一方面，中国GDP的增长速度有所减缓，2010年GDP同比增长率为10.3%，2011年上半年GDP同比增长降为9.6%。因此，也有专家学者提出我国经济可能出现二次探底，不宜采取过于严厉的货币政策。那么如何准确地判断经济形势，是否会出现经济的“滞涨”？本文认为，问题的关键是如何正确认识当前物价上涨的结构变化。CPI持续、全面的上涨代表通货膨胀的发生，然而由于CPI在短期内容易受到个别商品价格波动的影响，使得CPI产生暂时性波动，致使CPI无法反映货币供给的变化及总供给和总需求的真正关系，最终可能导致对经济形势的错误判断。例如，如果是由进口石油价格提高引起的通货膨胀，那么紧缩性经济政策不仅将导致经济停滞，而且无法抑制通货膨胀。目前我国CPI的各成分中食品类比重较大，即使其他类商品价格稳定，而食品价格出现大幅度的上涨，CPI也将出现明显的上涨，这时CPI失去了测量通货膨胀的意义，需要更好的指标对其进行衡量。

核心通货膨胀的概念是在20世纪70年代提出的，当时石油出口国大幅度提高原油价格，导致西方国家发生了严重的成本推动型通货膨胀，而抑制通货膨胀的紧缩性经济政策又导致了经济停滞，研究者经过反思认为不应该只是根据观测到的通货膨胀制定经济政策。某些商品价格的变动仅仅是暂时的，但不同程度地干扰了政府和公众对通货膨胀真实走势的准确判断，可能使得政策决策者制定错误的经济政策。为了避免

\* 汤丹，华侨大学数量经济研究院，邮政编码：362021，电子信箱：tangdan2006yjs@163.com；赵昕东（通讯作者），华侨大学数量经济研究院，邮政编码：362021，电子信箱：zxzhao@hqu.edu.cn。

本文得到国家社科基金重点项目“转变经济增长方式的理论与政策研究”（项目编号：10AJL004）、教育部人文社科青年基金项目“我国通货膨胀持久性及其宏观经济效应研究”（项目编号：10YJC790221）、福建省自然科学基金“供给冲击对我国价格水平的动态影响研究”（项目编号：2009J01312）与华侨大学“中央高校基本科研业务费”国家自然科学基金培育计划专项项目（项目编号：JB-ZR1135）的资助。感谢匿名审稿人的宝贵意见，当然，文责自负。

这种情况出现,为政府和公众提供更可靠的决策依据,需要一个能够反映通货膨胀长期变化趋势的经济指标。1972年的美国经济报告中首次提出剔除抵押利息和食品后的CPI,这一行为具有特别的意义。美国劳工统计局从1978年开始定期公布“剔除食品和能源的CPI”的月度数据。核心通货膨胀是观测到的总体通货膨胀中长期的、持续的趋势成分,因而是货币政策制定者应该主要参考的指标。

与CPI相比,核心CPI具有如下优势。首先,核心CPI比其他经济指标能够更好地反映经济形势。其次,核心通货膨胀是比CPI更好的对制定经济政策具有参考价值的指标。如果通货膨胀率的上升是由个别商品价格上涨引起的,那就不应该采取全面的收缩性的经济政策,而是应该针对个别商品采取措施;如果是由总供给或总需求的变动引起的通货膨胀率的提高,那就需要采取反经济周期的政策。因此,决策部门需要区分通货膨胀率的上升是由个别商品价格变化的暂时冲击引起的还是核心通货膨胀发生了趋势性的变化,如果核心通货膨胀发生了趋势性的变化,就必须采取收缩性的经济政策。再次,核心通货膨胀对未来通货膨胀有更强的预测能力,而CPI等经济指标由于受到较多不确定因素的影响,因此对未来的经济走势难以把握。最后,向公众同时发布通货膨胀率和核心通货膨胀率有利于公众更好地了解经济形势,降低通货膨胀的不确定性,使得公众对未来通货膨胀做出更加准确的预测,降低经济运行的成本。因此,对核心通货膨胀的研究不仅有重要的理论意义,而且对当前经济形势的判断与宏观经济政策的制定有重要的现实意义。

本文余下部分的结构安排如下:第二部分对核心通货膨胀的概念及测量方法进行介绍;第三、四部分建立估计核心通货膨胀的状态空间模型,并对贝叶斯 Gibbs Sampler 算法的估计过程进行描述;第五部分是估计的结果;第六部分针对估计的中国核心CPI进行政策分析;最后是全文的结论。

## 二、核心通货膨胀的定义及测量方法

关于核心通货膨胀的概念目前还没有一个被所有人接受的定义。Friedman(1963)认为“通货膨胀归根结底是一种货币现象,无论何时何地,通货膨胀无一例外都是货币现象。”所以核心通货膨胀可以认为是由货币存量变化引起的通货膨胀。Quah和Vahey(1995)将核心通货膨胀定义为对产出没有中长期影响的通货膨胀成分。Eckstein(1981)将核心通货膨胀定义为市场处于长期均衡时的通货膨胀率。他们的定义不同之处主要是:Eckstein的定义没有考虑经济周期对通货膨胀的影响。Romer(1996)把附加预期的菲利普斯曲线方程中的预期通货膨胀看作核心通货膨胀,也就是产出为潜在产出水平并且没有供给冲击情况下的通货膨胀。Bryan和Cecchetti(1994)将核心通货膨胀定义为CPI各分项目商品价格变动的长期共同成分。综上所述,对核心通货膨胀的各种定义有一个共同的思想,即核心通货膨胀是通货膨胀中长期的、持久的趋势成分。

由于核心通货膨胀是不可观测的,所以只能用各种统计方法进行估计,例如剔除法(exclusion method)、修正均值法(trimmed mean)、加权中位数法(weighted median)、结构向量自回归模型(SVAR)、共同趋势模型(common trend)和动态因子指数模型(dynamic factor index,简称DFI)等。剔除法是从CPI中排除短期内具有显著波动的成分,将余下成分重新分配权重得到的通货膨胀指数作为核心通货膨胀。由于食品和能源价格在短期内波动性相对其他商品更为显著,因此某些国家的统计部门将这两种商品从CPI中排除计算核心通货膨胀,虽然这种方法简单可行,但是在不同的时期波动相对显著的商品并不确定,因此该方法具有较大的局限性。Bryan和Cecchetti(1994)提出的修正均值法是将构成CPI的各分项目商品价格按波动幅度排序,将波动幅度最大和最小的成分排除,然后重新计算剩余商品的权重得出核心通货膨胀。而加权中位数法同样是将构成CPI的分项目商品价格按波动幅度排序,处于中位数的商品价格波动率即为核心通货膨胀率。总体而言,上述测量核心通货膨胀的方法具有较大的主观性。Cogley(2002)讨论了平滑技术(smoothing)对估计核心通货膨胀的适用性,指出常用的季节调整法如X11、X12或者H-P滤波都能够消除CPI的短期波动,但是缺少经济理论的支持。

Quah和Vahey(1995)首先使用结构向量自回归模型(SVAR)测量核心通货膨胀。该模型以垂直的长期菲利普斯曲线和货币的长期中性为理论基础,假定观测到的通货膨胀受到两类冲击的影响:核心通货膨胀冲击(core inflation shock)和非核心通货膨胀冲击(no-core inflation shock),两个冲击彼此独立,互不相关,其中非核心通货膨胀冲击对实际产出的影响是长期的,而核心通货膨胀冲击对实际产出不存在中长期影响。Claus(1997)以及Bagliano和Morawna(2003)分别应用SVAR模型估计了美国和英国的核心通货膨胀。大量的研究表明,CPI各分项目商品的价格变动大多数具有非平稳特征。Stock和Watson(1991)根据CPI的数据

特征,提出了基于误差修正模型(VECM)调节系数的分解所形成的共同趋势(common trend)来估计核心通货膨胀。国内学者对核心通货膨胀的估计也进行了大量的研究,例如范跃进和冯维江(2005)运用剔除法等统计方法计算了中国的核心通货膨胀率。赵昕东(2008)扩展了Quah和Vahey(1995)的两变量SVAR模型,将变量扩展为包含消费价格指数、食品价格指数与产出三个变量。

### 三、应用状态空间模型估计核心通货膨胀

状态空间模型(state space model)由Harvey(1981)提出,它是揭示动态系统中不可观测成分动态特征的模型。状态空间模型广泛应用于估计不可观测的时间变量,如持久收入、预期通货膨胀率和真实利率等,许多时间序列模型都可以改写为状态空间模型。应用状态空间模型,Burmeister等(1986)估计了预期通货膨胀率;Kim和Nelson(1989)估计了变参数货币反应函数;Garnier和Wilhelmsen(2005)估计了自然利率与潜在产出;Harvey(2008)估计了核心通货膨胀率和产出缺口。国内学者赵留彦(2006)建立状态空间模型应用卡尔曼滤波对中国的核心通货膨胀和产出缺口进行了联合估计。

作为估计核心通货膨胀的一种主要方法,目前为止状态空间模型的应用上仍存在两点不足。其一,状态空间的传统估计方法是基于卡尔曼滤波的最大似然估计,但是,这种估计方法存在一个明显的缺陷,即状态变量的估计依赖于其他参数。具体来讲,首先得到未知参数的最大似然估计,然后假定这些参数是非随机的,也就是假定它们的最大似然估计值就是它们的真实值,然而,这与状态空间模型的假设条件相违背。其二,学者们没有考虑货币因素对核心通货膨胀的影响,因此估计的核心通货膨胀缺少经济意义。

为克服状态空间模型估计核心通货膨胀的缺陷,本文一方面采取贝叶斯方法估计核心通货膨胀,贝叶斯方法将所有参数当作随机变量处理,研究者首先根据自己对参数的认识对其分布做出判断,这时参数的分布称为先验分布,体现了研究者的主观认识。在得到样本观测值后,研究者根据观测值信息利用贝叶斯原理修正对先前参数分布的判断。与传统的基于卡尔曼滤波的最大似然估计不同,对状态变量的推断是根据状态变量和超参数的联合分布,而不是条件分布,因此提高了估计的准确性。另一方面,本文在状态空间模型中将货币供给与核心通货膨胀联系起来,将核心通货膨胀看作由货币供给引起的通货膨胀中的那个硬核(hard core)。

贝叶斯估计的后验分布的函数形式往往相当复杂,无法直接对状态向量和各个参数进行估计,而马尔科夫链蒙特卡洛(Markov Chain Monte Carlo,简称MCMC)方法的出现解决了这一困难,使得贝叶斯分析得到了更加广泛的应用。吉布斯样本生成器(Gibbs Sampler,本文以下部分简称GS算法)是最常用的也是最具有代表性的MCMC方法。GS算法最初是由S. Geman和D. Geman(1984)提出和发展的,现已成为计量经济分析中通用的工具。如在时间序列模型选择(赵昕东、钱国骥,2008),统计推断、计量模型的参数估计(de Pooter et al., 2006)等研究领域得到广泛应用。赵昕东和耿鹏(2009)验证了贝叶斯-Gibbs Sampler(简称BGS)方法在估计状态空间模型时比卡尔曼滤波的估计结果更为准确。

### 四、基于BGS算法的状态空间模型估计

状态空间模型的贝叶斯估计原理为:

假定样本的观测值为 $Y$ ,状态向量和超参数的先验分布为 $g(\tilde{\beta}_i, \Omega)$ ,给定参数 $\tilde{\beta}_i, \Omega$ 条件下 $Y$ 的条件分布为 $f(Y|\tilde{\beta}_i, \Omega)$ ,观测值 $Y$ 的边缘分布是 $f(Y)$ ,给定观测值后参数的后验分布为 $p(\tilde{\beta}_i, \Omega|Y)$ 。因此联合分布 $h(\tilde{\beta}_i, \Omega, Y)$ 表示为:

$$h(\tilde{\beta}_i, \Omega, Y) = f(Y|\tilde{\beta}_i, \Omega) g(\tilde{\beta}_i, \Omega) = p(\tilde{\beta}_i, \Omega|Y) f(Y)$$

贝叶斯定理如下:

$$p(\tilde{\beta}_i, \Omega|Y) = \frac{f(Y|\tilde{\beta}_i, \Omega) g(\tilde{\beta}_i, \Omega)}{f(Y)}$$

因为 $f(Y)$ 没有实际的作用,故:

$$p(\tilde{\beta}_i, \Omega|Y) \propto f(Y|\tilde{\beta}_i, \Omega) g(\tilde{\beta}_i, \Omega)$$

由于似然函数  $L(\tilde{\beta}_t, \Omega | Y)$  等价于  $f(Y | \tilde{\beta}_t, \Omega)$ , 所以上式等价于:

$$p(\tilde{\beta}_t, \Omega | Y) \propto L(\tilde{\beta}_t, \Omega | Y) g(\tilde{\beta}_t, \Omega)$$

贝叶斯估计方法被提出后, 由于受到估计手段的限制, 并未得到广泛应用, 但是随着统计计算技术的发展, 通过 MCMC 算法, 可以高效的进行贝叶斯估计。具体算法如下: 设  $f$  为  $K$  维随机变量  $X = (X_1, X_2, \dots, X_k)$  的联合分布,  $X_1, X_2, \dots, X_k$  的条件分布分别是  $f_1, f_2, \dots, f_k$ 。吉伯斯样本生成器是在给定  $x^{(t-1)} = (x_1^{(t-1)}, x_2^{(t-1)}, \dots, x_k^{(t-1)})$  下, 根据以下条件分布生成随机样本  $x^{(t)} = (x_1^{(t)}, x_2^{(t)}, \dots, x_k^{(t)})$  的方法:

$$\begin{aligned} X_1^{(t)} &\sim f_1(x_1 | x_2^{(t-1)}, \dots, x_k^{(t-1)}) \\ X_2^{(t)} &\sim f_2(x_2 | x_1^{(t)}, x_3^{(t-1)}, \dots, x_k^{(t-1)}) \\ &\vdots \\ X_i^{(t)} &\sim f_i(x_i | x_1^{(t)}, \dots, x_{i-1}^{(t)}, x_{i+1}^{(t-1)}, \dots, x_k^{(t-1)}) \\ &\vdots \\ X_k^{(t)} &\sim f_k(x_k | x_1^{(t)}, \dots, x_{k-1}^{(t)}) \end{aligned}$$

它的优点是将多元分布的蒙特卡洛计算简化成一元蒙特卡洛计算, 克服了直接通过多元分布生成样本带来的困难。

根据 Bryan 和 Cecchetti(1994) 核心通货膨胀主要是由货币供给的增加所引起的部分。考虑到通货膨胀率相对货币供给增长率的上升具有时滞性, 可以建立如下的状态空间模型, 反映通货膨胀、核心通货膨胀与货币供给的关系:

$$\pi_t = \pi_t^l + \pi_t^c \quad (1)$$

$$\pi_t^l = \alpha(L) M_{2,t} + \varepsilon_t^l \quad (2)$$

$$\pi_t^c = \beta(L) \pi_t^c + \varepsilon_t^c \quad (3)$$

其中  $\pi_t$  是观测到的通货膨胀率,  $\pi_t^l$  是不可观测的核心通货膨胀率,  $\pi_t^c$  是非核心通货膨胀率。  $M_{2,t}$  是货币供给增长率。(1) 式反映的是通货膨胀可以分解为长期趋势成分和短期波动成分, 即核心通货膨胀和非核心通货膨胀。核心通货膨胀率由货币供给增长率所决定, 而非核心通货膨胀率满足自回归过程,  $\alpha(L)$  和  $\beta(L)$  是滞后多项式。其中  $\varepsilon_t^l \sim N(0, \sigma_l^2)$ ,  $\varepsilon_t^c \sim N(0, \sigma_c^2)$ , 令  $\tilde{\pi}_t^l = [\pi_t^l, \pi_{t-1}^l, \dots, \pi_{t-T}^l]$ ,  $\tilde{\pi}_t^c = [\pi_t^c, \pi_{t-1}^c, \dots, \pi_{t-T}^c]$ ,  $\tilde{\alpha}$  与  $\tilde{\beta}$  分别是滞后多项式  $\alpha(L)$  与  $\beta(L)$  的未知参数。BGS 方法应用在上述状态空间模型的具体估计步骤如下:

第一步: 在观测值  $\pi_t, M_{2,t}$ , 参数  $\tilde{\alpha}, \tilde{\beta}, \sigma_l^2$  和  $\sigma_c^2$  已知的情况下, 生成状态变量  $\pi_t^l = [\pi_t^l, \pi_{t-1}^l, \dots, \pi_{t-T}^l]$  的样本。由马尔科夫性质可以证明:

$$p(\tilde{\pi}_T^l | \tilde{\pi}_T) = p(\pi_T^l | \tilde{\pi}_T) \prod_{t=1}^{T-1} p(\pi_t^l | \pi_{t+1}^l, \tilde{\pi}_t) \quad (4)$$

(4) 式表明, 首先由  $p(\pi_T^l | \tilde{\pi}_T)$  生成  $\pi_T^l$  的样本, 然后根据  $p(\pi_t^l | \pi_{t+1}^l, \tilde{\pi}_t)$  在已知  $\pi_{t+1}^l$  的条件下生成  $\pi_t^l$  的样本, 其中  $t = T-1, \dots, 1$ 。

由于以上的状态空间是线性的和高斯的, 因此  $\pi_t^l | \tilde{\pi}_T$  和  $\pi_t^l | \pi_{t+1}^l, \tilde{\pi}_t$  也是服从高斯(正态)分布的, 即:

$$\pi_T^l | \tilde{\pi}_T \sim N(E_{T|T}, P_{T|T}) \quad (5)$$

$$\pi_t^l | \pi_{t+1}^l, \tilde{\pi}_t \sim N(E_{t|t, \pi_{t+1}^l}, P_{t|t, \pi_{t+1}^l}) \quad (t = T-1, \dots, 1) \quad (6)$$

其中:

$$E_{T|T} = E(\pi_T^l | \tilde{\pi}_T) \quad (7)$$

$$P_{T|T} = Cov(\pi_T^l | \tilde{\pi}_T) \quad (8)$$

$$E_{t|t, \pi_{t+1}^l} = E(\pi_t^l | \pi_{t+1}^l, \tilde{\pi}_t) \quad (9)$$

$$P_{t|t, \pi_{t+1}^l} = Cov(\pi_t^l | \pi_{t+1}^l, \tilde{\pi}_t) \quad (10)$$

应用 Kalman 滤波得到  $E_{T|T}$  和  $P_{T|T}$  作为初值, 通过 (7) 式的分布生成  $\pi_T^l$  的样本。以下是在  $\pi_T^l$  一致条件

下根据(10)式生成  $\pi_t^l (t = T-1, \dots, 1)$  的样本,因此,需要知道  $E_{t|t, \pi_{t+1}^l}$  和  $P_{t|t, \pi_{t+1}^l}$  计算的表达式, Kim 和 Nelson (1999) 给出了它们的表达式:

$$E_{t|t, \pi_{t+1}^l} = \pi_{t|t}^l + P_{t|t} F' (FP_{t|t} F' + Q)^{-1} (\pi_{t+1}^l - F \pi_{t|t}^l)$$

$$P_{t|t, \pi_{t+1}^l} = P_{t|t} - P_{t|t} F' (FP_{t|t} F' + Q)^{-1} F P_{t|t}$$

上式中的  $F$  是状态方程中状态变量的滞后期一期的系数矩阵,  $Q$  是状态方程扰动项的方差。

第二步:(2)式中的  $M_{2,t}$  为货币供给增长率,是可观测的序列,因此可以根据(2)式计算出  $\tilde{\alpha}$ ,再根据  $\pi_t^c = \pi_t - \pi_t^l$  计算  $\pi_t^c$ 。

第三步:在状态向量  $\tilde{\pi}_t^l = [\pi_1^l, \pi_2^l, \dots, \pi_T^l]$  和参数  $\tilde{\alpha}$  已知的条件下生成  $\sigma_t^2$  的样本。将(2)式写为矩阵形式:  $\pi_t^l = X^* \tilde{\alpha} + \varepsilon_t^l$ , 则  $1/\sigma_t^2$  的似然函数为:

$$L\left(\frac{1}{\sigma_t^2} | \pi_t^l, \tilde{\alpha}\right) = (2\pi\sigma_t^2)^{-\frac{T-2}{2}} \exp\left(-\frac{1}{2\sigma_t^2} (\pi_t^l - \pi_t^{l*} \tilde{\alpha})' (\pi_t^l - \pi_t^{l*} \tilde{\alpha})\right)$$

给定  $1/\sigma_t^2$  的先验分布为均匀分布,因此先验分布函数是一个常数。后验分布由先验分布和似然函数合并得到的:

$$p\left(\frac{1}{\sigma_t^2} | \pi_t^l, \tilde{\alpha}\right) \propto \left(\frac{1}{\sigma_t^2}\right)^{-\frac{v_1}{2}-1} \exp\left(-\frac{u_1}{2\sigma_t^2}\right)$$

其中  $v_1 = T$ ,  $u_1 = (\pi_t^l - X^* \tilde{\alpha})' (\pi_t^l - X^* \tilde{\alpha})$ , 则  $\sigma_t^2$  的条件后验分布服从逆 Gamma 分布,  $\sigma_t^2 | \pi_t^l, \tilde{\alpha} \sim IG\left(\frac{v_1}{2}, \frac{u_1}{2}\right)$ , 由此可根据其分布生成它的样本,并作为下一次循环的初值。

第四步:在  $\pi_t^c$  和  $\tilde{\beta}$  已知的条件下生成  $\sigma_c^2$  的样本。将(3)式改写为矩阵的形式:  $\pi_t^c = \pi_t^{c*} \tilde{\beta} + \varepsilon_t^c$ , 则  $1/\sigma_c^2$  的似然函数为:

$$L\left(\frac{1}{\sigma_c^2} | \pi_t^c, \tilde{\beta}\right) = (2\pi\sigma_c^2)^{-\frac{T-2}{2}} \exp\left(-\frac{1}{2\sigma_c^2} (\pi_t^c - \pi_t^{c*} \tilde{\beta})' (\pi_t^c - \pi_t^{c*} \tilde{\beta})\right)$$

给定  $1/\sigma_c^2$  的先验分布是均匀分布,因此先验分布函数为一个常数,后验分布由先验分布与似然函数合并为:

$$p\left(\frac{1}{\sigma_c^2} | \pi_t^c, \tilde{\beta}\right) \propto \left(\frac{1}{\sigma_c^2}\right)^{-\frac{v_2}{2}-1} \exp\left(-\frac{u_2}{2\sigma_c^2}\right)$$

其中  $v_2 = T$ ,  $u_2 = (\pi_t^c - \pi_t^{c*} \tilde{\beta})' (\pi_t^c - \pi_t^{c*} \tilde{\beta})$ , 则  $\sigma_c^2$  的条件后验分布服从逆 Gamma 分布,  $\sigma_c^2 | \pi_t^c, \tilde{\beta} \sim IG\left(\frac{v_2}{2}, \frac{u_2}{2}\right)$  根据其分布生成它的样本,作为下一次循环的初值。

第五步:在  $\pi_t^c$  和  $\sigma_c^2$  已知的条件下生成  $\tilde{\beta}$  的样本。根据矩阵形式  $\pi_t^c = \pi_t^{c*} \tilde{\beta} + \varepsilon_t^c$ ,  $\tilde{\beta}$  的似然函数为:

$$L(\tilde{\beta} | \pi_t^c, \sigma_c^2) = (2\pi\sigma_c^2)^{-\frac{T-2}{2}} \exp\left(-\frac{1}{2\sigma_c^2} (\pi_t^c - \pi_t^{c*} \tilde{\beta})' (\pi_t^c - \pi_t^{c*} \tilde{\beta})\right)$$

给定  $\tilde{\beta}$  的先验分布是均匀分布,即先验分布函数为一个常数。合并先验分布和似然函数得到后验分布为:

$$p(\tilde{\beta} | \pi_t^c, \sigma_c^2) \propto \exp\left(-\frac{1}{2\sigma_c^2} (\pi_t^c - \pi_t^{c*} \tilde{\beta})' (\pi_t^c - \pi_t^{c*} \tilde{\beta})\right)$$

则  $\tilde{\beta} | \pi_t^c, \sigma_c^2$  的条件后验分布服从正态分布,即  $\tilde{\beta} | \pi_t^c, \sigma_c^2 \sim N\left((\pi_t^{c*})^{-1} \pi_t^c, (\pi_t^{c*} \pi_t^{c*})^{-1} \sigma_c^2\right)$  根据  $\tilde{\beta}$  的分布生成它的样本,并作为下一次循环的初值。

以上算法过程通过 Gauss 程序实现。

## 五、数据分析及模型参数估计结果

本文使用 CPI 同比增长率反映中国的通货膨胀率,这是因为所有的经济政策的最终目标是个人福利的最大化,而 CPI 与 GDP 平减指数相比能更好地反映消费者的生活成本,并且考虑了数据的可得性。本文数

据选取 1991 - 2010 年货币供给 M2 增长率和 CPI 的年度数据,其中 2010 年的数据为 1 - 10 月累计值,数据来源为中经网。

考虑到货币供给量的增加引发的通货膨胀有滞后期,所以本文建立模型时首先检验它们之间的相关系数,结果表明当期的通货膨胀率与当期的 M2 增长率以及滞后一期和滞后二期的 M2 增长率都有较强的相关性(分别为 0.75、0.85 和 0.72),在估计模型的最初阶段,将当期的 M2 增长率以及滞后一期和滞后二期的 M2 增长率全部考虑在模型中,但是经检验当期货币供给增长率的系数不显著,因此在模型中将其剔除。最终得到如下的状态空间模型:

$$\pi_t = \pi_t^l + \pi_t^c \quad (11)$$

$$\pi_t^l = \alpha_1 M_{2,t-1} + \alpha_2 M_{2,t-2} + \varepsilon_t^l \quad (12)$$

$$\pi_t^c = \beta_1 \pi_{t-1}^c + \varepsilon_t^c \quad (13)$$

对以上模型的估计过程需要作几点说明:

1. 有关初值的确定,选择不同初值对 MCMC 算法预热期的长短有影响,但是如果生成的样本足够多,并且舍去的初始部分的样本足够多,那么初值的选取对最终结果并没有影响。

2. 为了使样本实现充分的混合,在计算过程中每个参数生成 4 500 个样本,然后舍去前 500 个样本。这样比 Geyer(1992)提出的去掉前 1% ~ 2% 样本更谨慎。由于计算机生成的伪随机数可能包含“后效性”,对生成的状态变量和参数的样本中每隔 4 个取 1 个样本,因此每个参数具有 1 000 个样本。

3. 对于参数  $\alpha_1$ 、 $\alpha_2$ 、 $\beta_1$  和  $\beta_2$  的先验分布均采用均匀正态分布;对于  $\sigma_l^2$ 、 $\sigma_c^2$  的先验分布采用无信息的均匀分布。

应用 BGS 算法对(11) - (13)式模型进行估计,参数的均值、标准差以及各参数的分布图如表 1 和图 1 所示。

表 1 参数  $\alpha_1$ 、 $\alpha_2$ 、 $\sigma_l^2$ 、 $\sigma_c^2$  及  $\beta_1$  的估计结果

参数	$\alpha_1$	$\alpha_2$	$\sigma_l^2$	$\sigma_c^2$	$\beta_1$
初值	0	0	0.5	0.5	0
均值	0.4427	0.2016	0.1084	0.0814	0.3014
标准差	0.1208	0.0961	0.0245	0.0209	0.1481

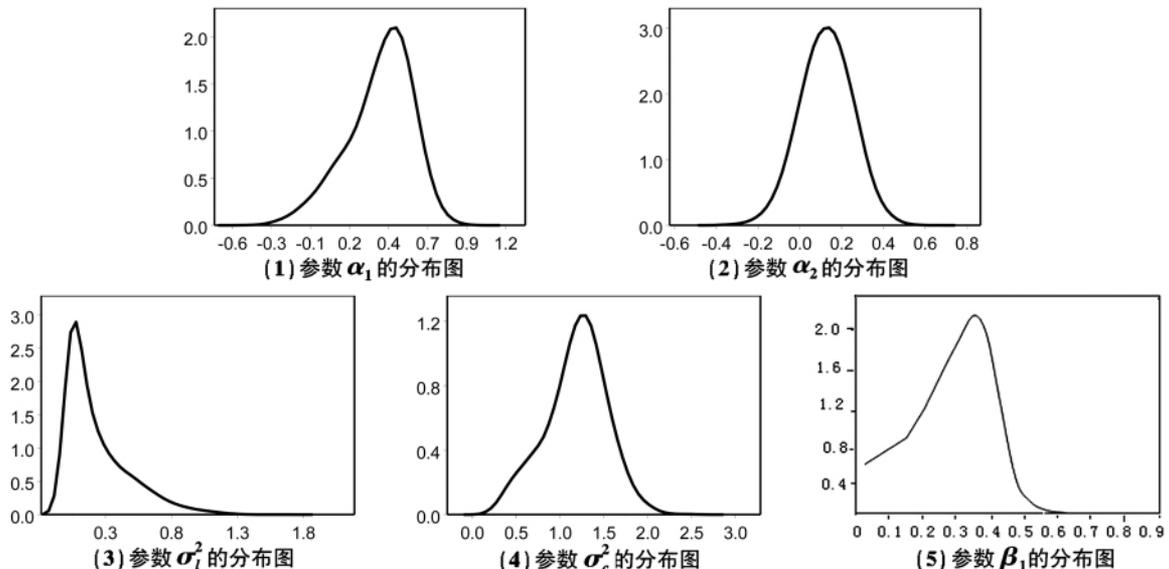


图 1 参数  $\alpha_1$ 、 $\alpha_2$ 、 $\sigma_l^2$ 、 $\sigma_c^2$  及  $\beta_1$  的分布图

## 六、核心通货膨胀的政策含义

估计的核心 CPI 与 CPI 如图 2 所示。

由图 2 核心 CPI 的波动幅度明显小于 CPI 的波动幅度,经计算 1991 - 2010 年 CPI 的标准差为 6.86,核心 CPI 的标准差为 5.83,可见核心 CPI 比 CPI 具有较小的波动性,符合 Bryan 和 Cecchetti (1994) 关于核心

通货膨胀应该比通货膨胀具有较小波动性的推断,原因在于食品价格等经常受到天气、自然灾害等的影响而出现较大幅度波动,因此排除掉受暂时冲击决定的非核心通货膨胀后剩余的核心通货膨胀波动较小。

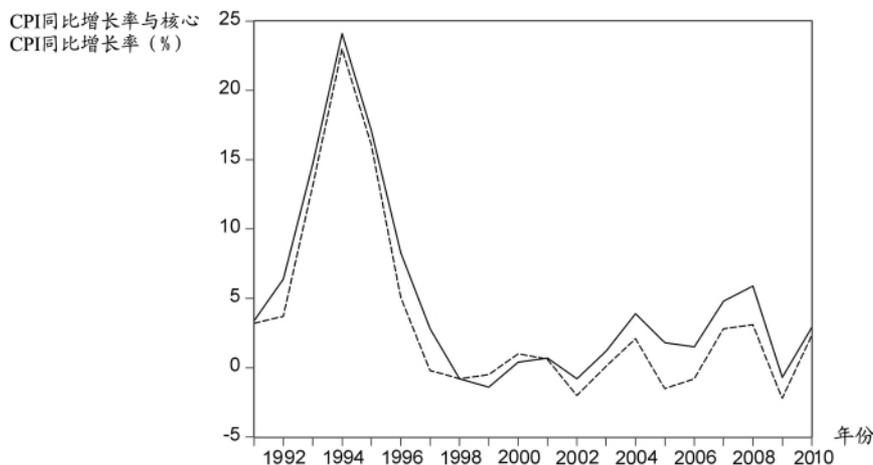


图2 CPI(实线)与核心CPI(虚线)

表2是估计的核心CPI与M<sub>2</sub>增长率的相关系数和CPI与M<sub>2</sub>增长率的相关系数的比较,结果表明,在不同滞后期核心CPI与M<sub>2</sub>增长率的相关系数远大于CPI与M<sub>2</sub>增长率的相关系数。

表2 核心CPI和CPI分别与M<sub>2</sub>增长率的相关系数

M <sub>2</sub> 增长率的滞后期	1	2	3
核心CPI与M <sub>2</sub> 增长率的相关系数	0.743	0.328	0.033
CPI与M <sub>2</sub> 增长率的相关系数	0.689	0.248	0.016

2010年1-10月CPI同比增长率为3.0%,核心CPI为1.96%,占CPI的65%,从2010年前10个月的核心CPI看中国尚未发生全面的通货膨胀。2010年10月CPI同比增长率高达4.4%,根据2010年核心CPI占CPI的比重推算2010年10月的核心CPI为2.87%,与年初提出的通货膨胀的控制目标3%已经相当接近,因此中央银行于2010年10月20日的加息以及11月16日和11月29日连续两次提高存款准备金率的收缩性货币政策是必要而且及时的。加息有利于改善负利率的情况和缓解通货膨胀的压力,而对于收紧流动性来讲,提高存款准备金率是较有效、较直接的方式。

食品价格和居住类价格的上涨依然是物价上涨的主要推动力,根据本文计算的构成CPI的各分项目商品的权重,2010年10月份食品价格上涨为CPI贡献了74%,而居住类价格的上涨为CPI贡献了16.6%。食品中大蒜等的价格上涨具有炒作性质,必然不可持续。预测2011年,只要粮食价格不出现大幅上涨,根据核心通货膨胀的变动趋势中国就不会出现严重的通货膨胀。从中长期来看,只要中国经济持续发展,供给充足,中国就不会发生失控的、持续的通货膨胀。

## 七、结论

本文应用贝叶斯Gibbs Sampler方法估计状态空间模型,并对中国的核心通货膨胀进行了估计。结果显示估计的核心CPI很好地反映了1990-2010年中国通货膨胀的趋势变化,比CPI具有更好的政策参考价值。本文的主要结论如下:

1. 根据经济理论建立估计核心通货膨胀的状态空间模型,将BGS方法应用于状态空间模型的估计,克服了传统估计方法的不足,提高了估计的准确性。

2. 将估计得到的核心CPI与货币供给增长率进行相关性分析,结果显示,核心CPI与M<sub>2</sub>增长率的相关系数较大,核心CPI的走势与货币政策的关系更加密切。可见我们所建立的核心通货膨胀估计模型以及方法的准确性及有效性。

3. 通过对核心CPI与CPI的比较分析发现,核心CPI有较小的波动性,其原因是食品价格经常受到自然灾害等影响,具有较大的波动性,而在计算核心CPI时食品价格波动的暂时影响被排除。

综上所述,与CPI相比,核心CPI能够更好地反映当前的经济形势。如果将核心CPI应用于实际的工作中,并且与实际的CPI同时公布,同时关注核心通货膨胀的动态调整,及时调整货币政策,可以提高政策的透

明度和前瞻性,而且有利于公众更好地了解国家的货币政策。

#### 参考文献:

1. 范跃进,冯维江. 2005 《核心通货膨胀测量及宏观调控的有效性:对中国 1995 - 2004 的实证分析》,《管理世界》第 5 期。
2. 赵留彦. 2006 《中国核心通胀率与产出缺口经验分析》,《经济学(季刊)》第 4 期。
3. 赵昕东. 2008 《基于 SVAR 模型的中国核心通货膨胀的估计与应用》,《统计研究》第 7 期。
4. 赵昕东,耿鹏. 2009 《基于 Bayesian Gibbs Sampler 的状态空间模型估计方法研究及其在中国潜在产出估计上的应用》,《统计研究》第 9 期。
5. 赵昕东,钱国骢. 2008 《基于基伯斯样本生成器的向量自回归模型选择》,《统计研究》第 1 期。
6. Bryan, M. and Stephen G. Cecchetti. 1994. "Measuring Core Inflation." In *Monetary Policy*, ed. N. G. Mankiw, Chapter 6. Chicago: University of Chicago Press.
7. Burmeister, E., K. D. Wall and J. D. Hamilton. 1986. "Estimation of Unobserved Rational Expected Monthly Inflation Using Kalman Filtering." *Journal of Business and Economic Statistics*, 4(2): 147 - 160.
8. Baglioni, F. C., and C. Morana. 2003. "Measuring US Core Inflation: A Common Trends Approach." *Journal of Macroeconomics*, 25(2): 197 - 212.
9. Claus, J. 1997. "A Measure of Underlying Inflation in the United States." Bank of Canada Working Paper 97 - 20.
10. Cogley, T. 2002. "A Simple Adaptive Measure of Core Inflation." *Journal of Money Credit and Banking*, 43(1): 93 - 113.
11. de Pooter, M. D., R. Segers, and H. K. van Dijk. 2006. "On the Practice of Bayesian Inference in Basic Economic Time Series Models Using Gibbs Sampling." Tinbergen Institute Discussion Paper, TI 2006 - 076/4, Econometric Institute, Erasmus Universiteit Rotterdam and Tinbergen Institute.
12. Eckstein, O. 1981. *Core Inflation*. Englewood Cliffs, N. J.: Prentice Hall.
13. Friedman, M. 1963. *Inflation Causes and Consequences*. New York: Asia Publishing House.
14. Garnier, J., and B. Wilhelmsen. 2005. "The Natural Real Interest Rate and the Output Gap in the Euro Area: A Joint Estimation." European Central Bank Working Paper Series, No. 546.
15. Geyer, C. J. 1992. "Practical Markov Chain Monte Carlo." *Statistical Science*, 7(4): 473 - 511.
16. Harvey, A. C. 1981. *Times Series Models*. Oxford: Philip Allan and Humanities Press.
17. Harvey, A. C. 2008. "Modeling the Phillips Curve with Unobserved Components." Faculty of Economics, Cambridge University Working Paper 0805.
18. Geman, S., and D. Geman. 1984. "Stochastic Relaxation, Gibbs Distributions, and the Bayesian Restoration of Images." *IEEE Transactions on Pattern Analysis and Machine Intelligence*, 6(6): 721 - 741.
19. Kim, C., and C. R. Nelson. 1989. "The Time Varying Parameter Model for Modeling Changing Conditional Variance: The Case of Lucas Hypothesis." *Journal of Business and Economic Statistics*, 7(4): 433 - 400.
20. Kim, Chang - Jin., and C. R. Nelson. 1999. *State - Space Models with Regime Switching: Classical Approaches with Applications*, Chapter 8. Cambridge: The MIT Press.
21. Quah, D., and S. P. Vahey. 1995. "Measuring Core Inflation." *The Economic Journal*, 105(432): 1130 - 1144.
22. Romer, David. 1996. *Advanced Macroeconomics*. New York: McGraw - Hill Companies.
23. Stock, J. H., and M. W. Watson. 1991. "A Probability Model of the Coincident Economic Indicators." In *Leading Economic Indicators: New Approaches and Forecasting Records*, ed. K. Lahiri and G. H. Moore, 63 - 89. Cambridge: Cambridge University Press.

## The Estimation of China's Core Inflation: Based on the Bayesian Gibbs Sampler State - Space Model

Tang Dan and Zhao Xindong

(Quantitative Economics Research Institute of Huaqiao University)

**Abstract:** The observed inflation can be decomposed into trend component and temporary component, with the trend being the core inflation. Measuring core inflation precisely is very important to the judgment of economic situation and adoption of the macroeconomic policies. In this paper we firstly establish a state space model of core inflation, and then apply the Bayesian Gibbs Sampler to the estimation of the state space model to overcome the drawback of Kalman filter. We estimate China's core inflation from 1991 to 2010 and the results show that the estimated core inflation reflects the fluctuation of money supply very well. Compared with the CPI, the core CPI has lower volatility and has much stronger correlation with the growth rate of money supply. Finally we analyzed the trend of future price. As long as the food price does not rise continually and substantially, and meanwhile the monetary policy keeps moderate, the increase of CPI caused by the increase of one or two commodity price will not be persistent.

**Key Words:** Bayesian Gibbs Sampler; State - Space Model; Core Inflation

**JEL Classification:** C11, C32, E31

(责任编辑:孙永平)