

数量经济研究
第2卷 第1辑
2011年3月

The Journal of Quantitative Economics
VoL. 2. No.1
March 2011

中国核心通货膨胀的估计——基于贝叶斯 Gibbs Sampler 状态空间模型*

赵昕东 汤丹

(华侨大学数量经济研究院, 泉州, 362021)

摘要: 核心通货膨胀的测量对宏观经济政策的制定和对经济形势的判断有着重要的意义。观测到的通货膨胀可以分解为趋势性成分和暂时成分, 其中的趋势性成分即核心通货膨胀。本文应用贝叶斯 Gibbs Sampler 状态空间模型对 1991-2010 年的中国核心 CPI 进行了估计。结果表明, 所估计的核心 CPI 很好地反映了货币政策的变化, 同观测到的 CPI 相比核心 CPI 与货币供给的增长率具有更强的相关性。

关键字: 贝叶斯 Gibbs Sampler; 状态空间模型; 核心通货膨胀

中图分类号: F714

文献标识码: A

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

Abstract: Core inflation is very important to the judgment of economic situation and adoption of the macroeconomic policies. The observed inflation can be decomposed into permanent component, which is the so called core inflation, and temporary component. In this paper, we estimate China's core inflation from 1991 to 2010 using State Space model based on Bayesian Gibbs Sampler. The result show that the estimated core inflation reflects the fluctuation of money supply very well. Compared with the CPI, the core CPI has much stronger correlation with the growth rate of money supply.

Key words: Bayesian Gibbs Sampler, State-space model, Core inflation

引言

2009年11月中国CPI同比增长率由负转正,此后逐步走高,2010年8月CPI同比增长率为3.5%,创22个月以来的历史新高,2010年10月进一步升高到4.4%。面对如此的经济形势,许多专家学者提出了相应的政策建议,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年第一季度GDP同比增长率为11.9%,第二季度GDP同比增长率为10.3%,而第三季度GDP同比增长率为9.6%,因此,也有些专家学者提出我国经济可能出现二次探底。那么如何准确地判断经济形势,以及是否会出现经济的“滞涨”,

*[投稿日期]: 2011-01-17

[作者简介]: 赵昕东,福建省泉州市华侨大学数量经济研究院, xzhao@hqu.edu.cn; 汤丹,福建省泉州市华侨大学数量经济研究院。

一个关键问题是正确认识当前物价上涨的结构变化。衡量一个国家的通货膨胀率的指标很多，如居民消费价格指数 CPI、工业品出厂价格指数 PPI 和 GDP 平减指数等，其中最常用的是 CPI，根据 CPI 的走势对经济形势的走势进行判断，同时它也是货币当局制定货币政策参考的重要指标。普遍认为 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 在短期内产生暂时性波动，无法反映货币供给的变化及总供给和总需求的真正关系，而且可能对政策的制定产生误导。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的停滞，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，即使其它类商品价格稳定，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，因此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，它是指观测到的总体通货膨胀中长期的、持续的趋势成分。通货膨胀可以分解为长期趋势成分和短期波动成分，计算核心通货膨胀即剔除通货膨胀中的短期波动成分，而保留长期持续的趋势成分（Eckstein,1981）。在货币政策决策的过程中，核心通货膨胀是货币政策决策者应该主要参考的指标，因为它是由货币因素所引致的并只有通过货币手段才能调控。

与 CPI 相比，核心 CPI 具有如下优势。首先，核心 CPI 比其它经济指标能够更好的提供货币政策指导，因为它测量的是通货膨胀的持久性而不会受到个别商品价格水平暂时波动的影响，相对于 CPI 或 PPI 能够更好的反映经济形势，因此 CPI 是中央银行应该真正关注的指标。其次，货币政策的决策部门需要区分通货膨胀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，如果是由个别商品价格上升引起的，那么应该针对个别商品采取措施，而不应该采取全面的收缩性货币政策；如果核心通货膨胀发生了趋势性变化，那么就必须采取相应的货币政策。第三，核心通货膨胀有较强的预测能力，而且可以使公众更好的了解经济形势，降低通货膨胀的不确定性，对通货膨胀的趋势走向做出更加准确的预期。在研究领域，由于核心通货膨胀是不可观测的，因此对核心通货膨胀的测量成为宏观经济学研究的一个重要课题。

本文的结构安排如下：第二部分对核心通货膨胀的概念及测量的方法进行介绍；第三部分建立估计核心通货膨胀的状态空间模型，并对算法的过程进行描述；第四部分对模型的参数进行估计及数据分析；第五步部分针对估计的中国核心 CPI 进行和政策分析；最后是全文的结论。

1 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对其还没有一个明确的定义。Friedman 讲过：“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 and Vahey (1995,p1130)定义核心通货膨胀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率看作是核心通货膨胀率，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

胀率。Bryan 和 Cecchetti (1994)对核心通货膨胀的定义均为构成 CPI 的各成分的长期共同成分。综上所述,各位学者的各种定义中有一个共同的思想,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,所以只能用各种方法进行估计。近年来,从统计和经济时间序列等角度,出现了一些测量核心通货膨胀的方法,例如剔除法(exclusion method)、修正均值法(trimmed mean)、加权中位数法(weighted median)、结构向量自回归法(SVAR)、共同趋势法(common trend)和动态因子指数法(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指数作为核心通货膨胀。由于食品和能源在短期内有显著的波动性,因此大多数国家将这两项成分从 CPI 中排除计算核心通货膨胀,虽然这种方法简单可行,但是不同的时间,具有显著波动性的成分不止这两项成分。Bryan 和 Cecchetti (1993)提出修正均值法(trimmed mean)是将 CPI 中的各成分按价格波动幅度排序,将波动幅度最大和最小的成分排除,然后重新计算剩余成分的权数得出核心通货膨胀。而加权中位数法(weighted median)同样是将 CPI 中的成分按价格波动幅度排序,处于中位数成分的价格波动率即为核心通货膨胀率。以上测量核心通货膨胀的方法具有较大的主观性,所以具有一定的局限性。Cogley (2002)应用平滑技术法(smoothing)对核心通货膨胀进行了讨论,主要使用季节调整法如 X11、X12 或者 H-P 滤波法消除短期波动,但是, X11 和 X12 方法缺少经济理论的支持,使用较少。

Quah 和 Vahey (1995)提出结构向量自回归模型(SVAR)测量核心通货膨胀。它以货币的长期中性理论为基础,以价格指数和产出增长率是平稳序列为假设条件,建立包含价格指数和产出两个变量的 SVAR 模型,估计得到通货膨胀的长期成分即为核心通货膨胀。Claus (1997)、Bagliano 和 Morana(2003)应用 SVAR 模型估计了美国和英国的核心通货膨胀。共同趋势法(common trend)是 SVAR 模型的延伸,由于经济变量之间通常存在协整关系,可以包含许多的经济变量,充分利用经济变量包含的信息,得出的结果比较符合实际,Warne (1993)详细介绍了这种方法。Bryan and Cecchetti (1994, 1999)从货币的角度(即认为核心通货膨胀是由货币的增长引起的,并且对未来整体通货膨胀的预测提供帮助)分离出 CPI 中所有成分的共同成分,而这个共同成分就是各成分的持久成分,即核心通货膨胀,Bryan and Cecchetti 称这种方法为“动态因子指数”(DFI)法。DFI 方法同时考察了价格指数变动的横截面数据和时间序列数据。但是对数据要求较高,因此没有得到广泛的应用。大量研究表明,CPI 及其中的成分大多数是非平稳序列,根据这一数据特征,Stock and Watson (1991)提出了基于由协整理论所派生的误差修正模型(VECM)调节系数的分解所形成的共同趋势模型计算核心通货膨胀的方法,其基本思想是构成 CPI 各成分的序列均是非平稳序列,并且之间存在可以分解为共同趋势成分和共同周期成分的协整关系,共同趋势成分即是 CPI 中各成分共同的长期成分,则共同趋势成分即为核心通货膨胀。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。

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, Wall 和 Hamilton (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。首先，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它参数。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。其次，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是有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，无法直接进行状态向量和各个参数的估计，而马尔科夫链蒙特卡洛（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。吉伯斯样本生成器（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马尔科夫链蒙特卡洛（MCMC）方法。GS 算法最初是由 Geman and 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(Qian and Zhao, 2007；赵昕东, 2008)，统计推断、计量模型的参数估计（de Pooter 等人, 2006）等研究领域得到广泛应用。赵昕东, 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。

2 基于 BGS 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 $g(\tilde{\beta}_t, \Omega)$ ，给定参数 $\tilde{\beta}_t, \Omega$ 条件下 Y 的条件分布为 $f(Y | \tilde{\beta}_t, \Omega)$ ，观测值 Y 的边际分布是 $f(Y)$ ，给定观测值后参数的后验分布为 $p(\tilde{\beta}_t, \Omega | Y)$ 。因此联合分布 $h(\tilde{\beta}_t, \Omega, Y)$ 表示为：

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

贝叶斯定理如下：

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

因为 $f(Y)$ 没有实际的作用，故

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

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。Gibbs Sampler 思想最早由 Geman 和 Geman(1984) 提出的。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：

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

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 and Cecchetti (1994) 所表述，核心通货膨胀是持续时期较长的价格变动成分，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 π_t 是观测到的通货膨胀率， π_t^l 是不可观测的核心通货膨胀率， π_t^c 是非核心通货膨胀率。 ε_t^l 是由总供给和总需求引起的冲击， ε_t^c 是暂时冲击， $M_{2,t}$ 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，即核心核心通货膨胀和非核心通货膨胀。核心通货膨胀率主要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

$\tilde{\pi}_t^l = [\pi_1^l, \pi_2^l, \dots, \pi_T^l]'$ ， $\tilde{\pi}_t^c = [\pi_1^c, \pi_2^c, \dots, \pi_T^c]'$ ， $\tilde{\alpha}$ 与 $\tilde{\beta}$ 是滞后多项式的未知参数。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 π_t 、 $M_{2,t}$ ，参数 $\tilde{\alpha} = [\alpha_1, \dots, \alpha_T]'$ 、 $\tilde{\beta} = [\beta_1, \dots, \beta_T]'$ 、 σ_l^2 和 σ_c^2 已知的情况下，生成状态变量 $\pi_t^l = [\pi_1^l, \pi_2^l, \dots, \pi_T^l]'$ 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 π_T^l 的样本，然后根据 $p(\pi_t^l | \pi_{t+1}^l, \tilde{\pi}_t)$ 在已知 π_{t+1}^l 的条件下生成 π_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

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

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

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

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

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 π_T^l 的样本。以下是在 π_T^l 一致条件下根据 (10) 式生成 π_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 π_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 σ_l^2 的样本。将 (2)

式写为矩阵形式： $\pi_t^l = X^* \tilde{\alpha} + \varepsilon_t^l$ ，则 $1/\sigma_l^2$ 的似然函数为：

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

由于给定 $1/\sigma_c^2$ 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：

$$p\left(\frac{1}{\sigma_c^2} \mid \pi_t^c, \tilde{\alpha}\right) \propto \left(\frac{1}{\sigma_c^2}\right)^{-\frac{\nu_1}{2}-1} \exp\left(-\frac{u_1}{2\sigma_c^2}\right)$$

其中 $\nu_1 = T$ ， $u_1 = (\pi_t^c - X^* \tilde{\alpha})' (\pi_t^c - X^* \tilde{\alpha})$ ，则 σ_c^2 的条件后验分布服从逆 Gamma 分布，

$\sigma_c^2 \mid \pi_t^c, \tilde{\alpha} \sim IG\left(\frac{\nu_1}{2}, \frac{u_1}{2}\right)$ ，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 π_t^c 和 $\tilde{\beta}$ 已知的条件下生成 σ_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：

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

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：

$$p\left(\frac{1}{\sigma_c^2} \mid \pi_t^c, \tilde{\beta}\right) \propto \left(\frac{1}{\sigma_c^2}\right)^{-\frac{\nu_2}{2}-1} \exp\left(-\frac{u_2}{2\sigma_c^2}\right)$$

其中， $\nu_2 = T$ ， $u_2 = (\pi_t^c - \pi_t^{c*} \tilde{\beta})' (\pi_t^c - \pi_t^{c*} \tilde{\beta})$ ，则 σ_c^2 的条件后验分布服从逆 Gamma 分布，

$\sigma_c^2 \mid \pi_t^c, \tilde{\beta} \sim IG\left(\frac{\nu_2}{2}, \frac{u_2}{2}\right)$ ，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 π_t^c 和 σ_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：

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

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：

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

则 $\tilde{\beta} \mid \pi_t^c, \sigma_c^2$ 的条件后验分布服从正态分布，即 $\tilde{\beta} \mid \pi_t^c, \sigma_c^2 \sim N((\pi_t^{c*})^{-1} \pi_t^c, (\pi_t^{c*} \pi_t^{c*})^{-1} \sigma_c^2)$ ，

根据 $\tilde{\beta}$ 的分布生成它的样本，并作为下一次循环的初值。

本文中以上算法过程通过 Gauss 程序来实现的。

3 模型参数的估计及数据分析

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 M2 增长率和 CPI 增长率的年度数据，2010 年数据是 2010 年 1-10 月的增长率，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货币供给增长率以及滞后一期和滞后二期的货币供给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，将当期的货币供给增长率以及滞后一期和滞后二期的货币供给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：

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

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

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

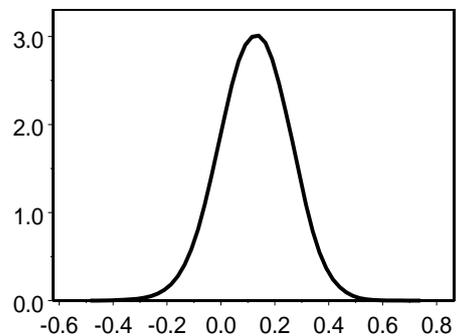
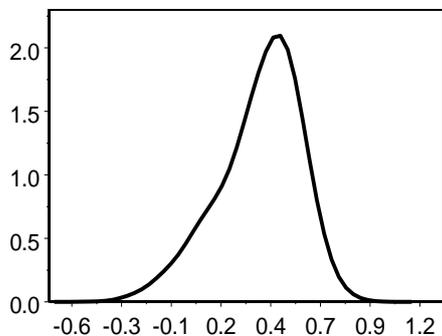
对以上模型的估计过程需要作几点说明：

- 1、有关初值的确定，由于选择不同初值对预热期的长短有影响，但是如果生成的样本足够多，并且舍去的样本足够多，那么初值的选取对最终结果并没有影响。因此，在计算过程中每个参数生成 4500 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% 的样本更具可靠性。由于计算机生成的伪随机数可能包含“后效性”，对所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 1000 个样本。
- 2、对于参数 α_1 、 α_2 、 β_1 和 β_2 的先验分布均采用均匀正态分布，由于经济周期波动的延续性及货币政策的实施具有一定的时滞性，滞后一期和滞后二期的货币供给增长率的系数均为正，且 $E(\alpha_1) > E(\alpha_2)$ ；对于 σ_l^2 、 σ_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 α_1 、 α_2 、 σ_l^2 、 σ_c^2 及 β_1 的估计结果

参数	α_1	α_2	σ_l^2	σ_c^2	β_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



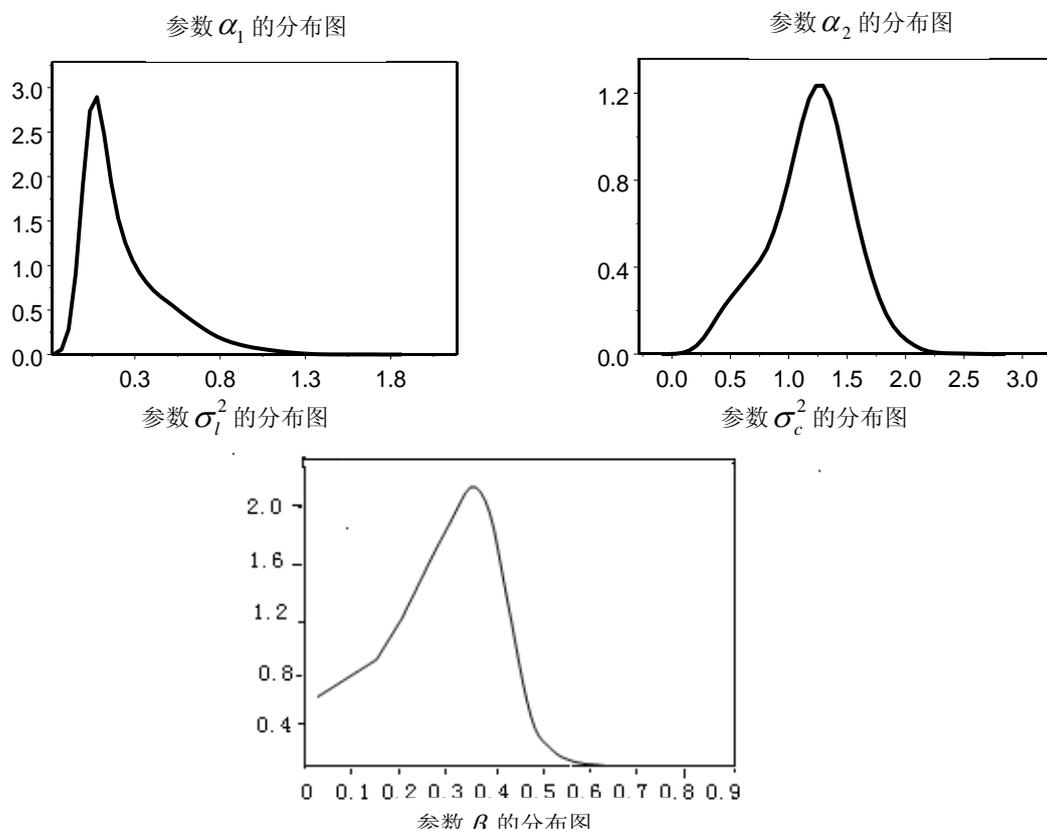


图 1: 参数 α_1 、 α_2 、 σ_l^2 、 σ_c^2 及 β_1 的分布图

4 中国的核心通货膨胀及政策

估计出的核心 CPI 与 CPI 的走势如下:

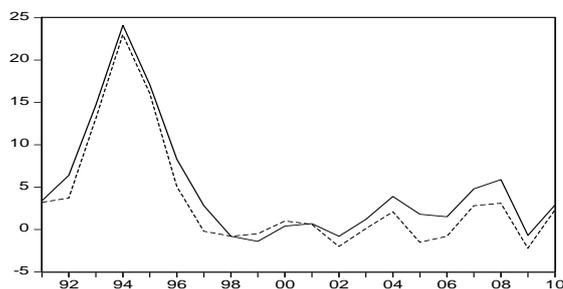


图 2: CPI (实线) 与核心 CPI (虚线)

由图 2, 核心 CPI 的波动幅度明显小于 CPI 的波动幅度, 并且经计算 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观测到的通货膨胀具有较小波动性的推断, 原因在于由食品价格变动等暂时冲击的影响已被排除。总体上看除 1999-2000 年外

核心 CPI 均低于 CPI，其原因是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上涨，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较低。

表 3 是估计的核心 CPI 与货币供给增长率的相关系数和 CPI 与货币供给增长率的相关系数的比较，结果表明，核心 CPI 与货币供给增长率的相关性远大于 CPI 与货币供给增长率的相关性。

表 3：核心 CPI 和 CPI 分别与 M_2 增长率的相关系数

M_2 增长率的滞后期	1	2	3
核心 CPI 与 M_2 增长率的相关系数	0.743	0.328	0.033
CPI 与 M_2 增长率的相关系数	0.689	0.248	0.016

2007 年以来猪肉价格的上涨、冰冻和地震灾害，中国遭受了前所未有的随机冲击，使得中国通货膨胀波动幅度较大，但核心通货膨胀的波动幅度较小。并且在从紧的货币政策和美国金融危机的影响下，2008 年核心 CPI 持续回落。2007 年全年先后进行了 6 次加息，中央银行进行了 4 次的调高存款准备金率，使得从紧的货币政策还在延续。直至 2008 年 10 月，中央银行才开始降低利率实施宽松的货币政策。2010 年人民银行工作会议上提出，我国将保持货币政策的连续性和稳定性，继续实施适度宽松的货币政策。事实也表明，实施宽松的货币政策以来，2010 年 1-10 月 CPI 同比增长率为 3.0%，核心 CPI 为 1.96%，占 CPI 的 65%，可见从前十个月的核心 CPI 看 2010 年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 达到 2.87%，与年初提出的将通货膨胀的控制目标 3% 已经相当接近，面临发生全面通货膨胀的风险，因此央行于 2010 年 10 月 20 日进行的加息以及 11 月 16 日和 11 月 29 日连续的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。加息有利的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。因此，加息及提高存款准备金率在改善宏观调控、促进结构调整方面产生积极的影响。

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，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%。从中长期来看，中国不会发生失控的、持续的通货膨胀，虽然物价上涨已经不可避免，但是全年 CPI 的增长还是在预期中，基于中国经济增长的长期潜力来看，即使出现也无大碍。从总体宏观经济状况上看，中国经济无论是经济增长速度，还是物价的上涨，都是保持在一个基本稳定的状态。

5 结 论

本文应用基于 Gibbs Sampler 的状态空间模型对中国的核心通货膨胀进行估计。结果显示估计的核心 CPI 很好的反映了 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。本文的结论及意义概述为：

1. 根据经济理论和现实意义，建立估计核心通货膨胀的状态空间模型，将 BGS 应用于估计的过程，克服了状态空间估计方法的不足，提高了算法的准确性。从总体上对 CPI

进行划分,将其分为持久成分和暂时成分,即核心 CPI 和非核心 CPI,应用本文提出的模型,对中国的核心通货膨胀进行估计,直接排除了 CPI 中所有成分的暂时波动,不需要逐个排除暂时波动,更不需要对各成分分配权重,这样所估计的核心通货膨胀不具有主观性,因此更加的准确。

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 与货币供给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,而且在绝大多数年份核心 CPI 低于 CPI,其原因是食品价格增长率在绝大多数年份高于用来测量 CPI 的其它商品的价格增长率。

综上所述,与 CPI 相比,核心 CPI 能够更好的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,将有利于公众更好的了解国家的政策,提高了政策的透明度和可行性,对未来的通货膨胀做出更好的预测。

参考文献

- [1]赵留彦.中国核心通胀率与产出缺口经验分析.经济学(季刊),2006(5):4.
- [2]赵昕东.基于 SVAR 模型的中国核心通货膨胀的估计与应用.统计研究,2008(7):25.
- [3]王少平,谭本艳.中国的核心通货膨胀率及其动态调整行为.世界经济,2009(11).
- [4]范跃进,冯维江.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[J].管理世界,2005(5).
- [5]Bryan, M. and Cecchetti, Stephen G. 1994. Measuring Core Inflation . Chapter 6 in Mankiw, N. G. ed. Monetary Policy , University of Chicago Press.
- [6]Bryan, Michael F. and Cecchetti, Stephen G. 1999.“Inflation and the Distribution of Price Changes”, Review of Economics and Statistics .81(2) :188-197.
- [7]Burmeister, E., Wall, K.D. and Hamilton, J.D.1986. “Estimation of Unobserved Rational Expected Monthly inflation Using Kalman Filtering.” Journal of Business and Economic Statistics, 4:147-160.
- [8]Bagliano, F. C. and Morana, C. 2003. “Measuring US Core Inflation: A Common Trends Approach”, Journal of Macroeconomics, Vol. 25:197-212.
- [9]Cecchetti, S. 1997. Measuring short-run inflation for central bankers, Federal Reserve Bank of St. Louis review, 79(3):143-155.
- [10]Claus, I. 1997. A measure of underlying inflation in the United States, Bank of Canada working paper 97-20.
- [11]Casella, G. and George, E. I.1992. “Explaining the Gibbs Sampler”[J]. Amer. Statist. 46:167-174.
- [12]Eckstein, O. 1981. Core Inflation, Prentice Hall, Englewood Cliffs, N. J.
- [13]Friedman, M. 1963. Inflation, Causes and Consequences, Asia Publishing House, New York.
- [14]Garnier, J. and Wilhelmssen, B. 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]Harvey, A. C. 2008. “Modeling the Phillips Curve with Unobserved Components” Faculty of Economics,

Cambridge University working paper.

- [16]Howitt,Peter.1997. "Alternative Strategies for Aggregating Prices in the CPI: Commentary." Federal Reserve Bank of St. Louis Review, May/June 79(3):139-41.
- [17]Geman, S. , and Geman, D. 1984. "Stochastic relaxation, Gibbs distributions, and the Bayesian restoration of images"[C]. IEEE Transactions on Pattern Analysis and Machine Intelligence, 6: 721-741.
- [18]Kim, C. and Nelson, C. R. 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.
- [19]Kim, C. and Nelson, C. R. 1999. "State Space Model with Regime Switching Classical and Gibbs Sampling and Gibbs Sampling Applications", Chapter 8, The MIT Press.
- [20]Quah, D. and Vahey, S. P. 1995. Measuring Core Inflation, The Economic Journal , Vol. 105:1130-1144.
- [21] Roger, S. 1998. Core Inflation: Concepts, Uses and Measurement. Reserve Bank of New Zealand, G98/9.
- [22] Romer, David .1996. Advanced Macroeconomics. New York : Mc Graw-Hill Companies.
- [23]Stock, J . H. and Watson, M. W. 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. Cambridge: Cambridge University Press 63-89.