

中国通胀预期的卡尔曼滤波估计

赵留彦*

摘要 基于可观测的月度通胀率和利率序列,本文设定不可观测的预期通胀率和预期真实利率服从向量自回归过程。在理性预期假定下将该过程改写为状态空间表示,根据卡尔曼滤波算法可推断预期通胀率。经验结果显示,以上预期形成机制假定所产生的预期通胀率是实际通胀率的无偏估计,这同理性预期假定是一致的。该预期机制所产生的方程残差近似服从正态分布,并且预期误差小于其他几种预期机制假定下的结果。本文还估计了预期通胀率对货币需求的影响。

关键词 通胀预期,卡尔曼滤波,货币需求

一、引言

价格的上升至少部分地是因为人们预期其会上升。这是说预期通货膨胀是真实通货膨胀的重要决定因素,因为预期通胀直接影响到下期的工资和价格水平以及投资和消费决策。¹研究者普遍认为完全被预期到的通货膨胀对实质经济的影响很小,因为工资、名义利率等会根据预期提前做出同步调整。多数货币经济学家更关注的是通胀的不可预测性或者说不确定性,认为这才是价格扭曲和社会福利损失的根源。社会中通胀预期水平对于中央银行而言也具有政策意义。保持价格稳定是中央银行的一项基本政策目标,既然实际通胀率部分依赖于通胀预期,降低通胀预期就可能成为控制通胀的方式之一。事实上公众的通胀预期甚至决定了中央银行的货币政策能否成功达到其预定目的(Kydland和Prescott, 1977; Barro和Gordon, 1983)。另外根据费雪方程(Fisher's equation),名义利率可以写作预期通胀率与事前(ex ante)预期真实利率之和。给定名义利率,一旦合理确定了通货膨胀的预期值,同时也就确定了真实利率的预期值,而预期真实利率对于投资和消费决策同样具有决定意义。

测量通胀预期的办法总体上可分为两类。一类是通过对厂商和家庭的随机抽样调查或者通过金融市场的某些指标(因为一些金融指标——例如股市

* 北京大学经济学院金融系。通讯地址:北京大学经济学院金融系,100871;电话:(010)51604410; E-mail:zhly@pku.edu.cn。本文写作过程中得到李庆云和王一鸣的指导,匿名审稿人对本文提出了富有建设性的中肯建议,在此谨表感谢。文中错误和疏漏之处完全由作者负责。

¹ 这方面理论上的分析有Friedman(1968), Phelps(1968), Lucas和Rapping(1969),经验上的分析有Turnovsky和Wachter(1972)等。

指数——具有经济“晴雨表”功能)直接获得价格预期,有关该方法的较早文献如 Carlson 和 Parkin (1975)。²另一种方法是设定通胀率与其他经济变量(包括其自身滞后值)关系的计量模型,估计该模型所产生的通胀率的统计投影值(statistical projections)即可视作预期通胀率。随着理性预期理论和宏观计量技术的发展,第二种方法也越来越多地为研究者采用,例如 Dwyer (1981), Mishkin (1981), Fama 和 Gibbons (1982), Frankel (1982), Hamilton (1985), Burmeister 等(1986)。

本文对我国预期通胀的测量即属于后一种方法。本文假定:第一,基于可观测的利率和通胀率序列,不可观测的预期通胀率和预期真实利率变动可近似地通过一个相对简单的低阶向量自回归(VAR)过程表示;第二,现实中人们对通胀的预期是理性的,相对于以经济行为抽象模型化为目的的研究者而言,现实中的人们可能利用利率和通胀率之外的更多信息来形成通胀预期。在以上假定下,VAR过程可改写为状态空间(State Space)表示,进一步即可通过卡尔曼滤波(Kalman Filter)算法求得关于预期通胀率的最优推断(Hamilton, 1985)。在此基础上根据费雪方程还容易测量事前真实利率预期。

尽管预期通胀问题在成熟市场中一直吸引着大量货币经济学和金融学研究者的兴趣,关于我国通胀预期的特点及形成机制的研究并不多见。统计资料的缺乏制约着我国通胀预期研究,然而,更根本的原因可能在于长期计划经济条件下我国生产资料 and 大部分消费品直接由官方计划定价,而该价格长期固定。³即使改革以后直到1990年代初期,大量生产资料的价格仍不是由市场决定的,这样通胀预期自然也缺乏研究意义。进入20世纪90年代以来我国逐步向市场经济转轨,大部分生产资料 and 几乎全部消费品价格被放开,产出、价格、货币等方面的统计资料也趋于完善,这使得量化分析我国的通胀预期问题具备了必要性和可能性。所以从这个意义上本文丰富了我国应用宏观经济学和货币经济学文献。

使用中国1995—2004年间月度数据,根据卡尔曼滤波一步向前(one-step forward)预测方法估计的月度预期通胀率序列的均值为0.152%,相应的实际通胀率均值为0.151%,预期误差(实际通胀率与预期通胀率的差值)均值几乎为0,而且预期误差不存在序列自相关现象。这意味着从较长时间来看,

² 例如,美国密歇根大学ISR(Institute for Social Research)定期发布1948年以来家庭对未来一年通胀率预期的月度抽样调查数据。样本是随机选取的几百个美国家庭。调查问题的具体形式多年来并不尽相同,不过自1977年以来调查问卷一般含有下列问题:你认为以后12个月内总体物价会上升、下降或保持不变?你认为以后12个月内总体物价会上升(下降)多大百分比?这样将人们的反馈信息平均即可作为社会的预期通胀率(Baghestani, 1992)。Carlson和Parkin(1975)采用的英国月度预期通胀率数据也是通过对大约1000人月度抽样调查获得的。

³ 例如1953—1978的25年间官方零售价格指数共上升21.5%,职工生活费用价格指数年均仅上涨0.9%。

通胀预期不存在系统性偏差，这同理性预期假说是一致的。另一方面，预期通胀率的方差却仅为实际通胀率方差的一半，而且预期值的序列相关程度远高于实际值，即预期值相对于实际值更为平滑，这也同人们的经济直觉一致。更为重要的是，本文的预期形成机制设定以及卡尔曼滤波算法对预期通胀率的估计是有效的，基于当月信息对下一个月通胀预期误差的标准差为 0.22%，即真实通胀率会以 95% 的概率落在预期值 ± 0.43 ($= 1.96 \times 0.22$) 个百分点范围内。这一标准差小于其他几种预期形成机制（例如静态预期、外推性预期、适应性预期等）假定下所产生预期误差的标准差。

本文余下部分的安排是：第二部分基于可观测的利率和通胀率，设定预期通胀率和预期真实利率的 VAR 模型，并讨论该模型的状态空间表示与卡尔曼滤波算法；第三部分是模型参数估计结果；第四部分讨论模型所产生的预期通胀率特征以及几种不同预期形成机制假定下预期误差的比较；第五部分简要给出了预期通胀率的一个应用例子——估计我国的货币需求函数，结果表明预期通胀率对人们的现金持有量有显著的负向影响；最后部分是本文结论。

二、预期通胀率的 VAR 模型与状态空间表示

（一）预期通胀率的 VAR 模型

定义 π_t 为 $t-1$ 期至 t 期的通货膨胀率（百分比）。以消费者价格指数（CPI）度量的价格水平记作 p_t ，则

$$\pi_t = [(p_t - p_{t-1}) / p_{t-1}] \times 100\%.$$

π_t^e 为 π_t 的预期， e_t 为预期误差 ($= \pi_t - \pi_t^e$)。 i_t 为 t 期之初给定的名义利率， r_t^e 为预期真实利率 ($= i_t - \pi_t^e$)， r_t 为实际的事后真实利率 ($= i_t - \pi_t$)。我们设定预期真实利率和预期通胀率服从下面的向量自回归 (VAR) 过程（类似的 VAR 设定形成见 Hamilton, 1985）：

$$r_t^e = k_1 + \phi(L)r_t^e + \psi(L)\pi_t^e + \xi(L)\pi_t + \varepsilon_{1t}, \quad (1)$$

$$\pi_t^e = k_2 + \alpha(L)r_t^e + \beta(L)\pi_t^e + \gamma(L)\pi_t + \varepsilon_{2t}, \quad (2)$$

这里 L 为滞后算子， $x(L) = x_1L + x_2L^2 + \dots + x_pL^p$ 。假定 ε_{1t} 和 ε_{2t} 分别与 r_{t-j}^e ， π_{t-j}^e ， π_{t-j} ($j \geq 1$) 不相关，根据 e_t 的定义，这同时意味着下式成立：

$$E(\varepsilon_{i,t} \varepsilon_{i,t-j}) = E(\varepsilon_{i,t} \varepsilon_{k,t+1-j}) = E(\varepsilon_{i,t} \varepsilon_{t-j}) = 0 \quad (i, k = 1, 2; j \geq 1).$$

这实质上是假定预期真实利率和预期通胀率是能够用形如方程 (1) 和方

程(2)的低阶 VAR 表示的相对简单的平稳过程。⁴

以上向量自回归模型的目的并不在于甄别出影响预期真实利率和预期通胀率的所有变量及其影响力度,因为方程(1)和方程(2)不是实际中人们预测利率或通胀的具体规则——事实上研究者无从得知这种具体规则。残差 ε_{1t} 和 ε_{2t} 尽管假定分别与 r_t^e , π_t^e , π_t 的滞后值不相关,却可能同模型之外的其他变量滞后值相关,即实际中人们形成预期时还可能根据其他变量的信息。模型的设定是为了得到预期通胀和预期真实利率在关键的一些决定变量或其滞后值上的统计投影。另外,现实中人们预测下期的通胀 π_{t+1}^e 时,并不知道下期的实际通胀和真实利率信息,而研究者事后推断不可观测的通胀预期时,不仅可借助于 t 期之前的信息进行预测 (predictions), 还可借助于此后的通胀和利率信息进行平滑推断 (smoothed inferences)。当然由于研究者无从得知人们实际预期时所采用的真实规则,这种统计推断只是真正预期值的一种合理近似。

除了假定预期真实利率和预期通胀率过程平稳且相对简单之外,我还假定有效市场和理性预期,即经济当事人会利用当前所能获得的所有信息来形成其通胀预期。根据方程(1)和方程(2),假定 t 期信息集至少含有变量 i_{t+1-j} , π_{t+1-j}^e , π_{t-j} ($j \geq 1$)——按照 r_t^e 的定义,信息集中自然地也同时含有 r_{t+1-j}^e ($j \geq 1$)——于是有下列正交条件:

$$E(e_t \pi_{t-j}) = E(e_t \pi_{t+1-j}^e) = E(e_t r_{t+1-j}^e) = 0 \text{ 对于任何 } j \geq 1 \text{ 成立。}$$

结合方程(1)和方程(2)中残差的定义,有 $E(e_t \varepsilon_{t+1-j}) = 0$ ($j \geq 1$)。于是有以下关于模型的结构假定:

$$E(\varepsilon_{1t} \varepsilon_{2t} \varepsilon_t) E(\varepsilon_{1\tau} \varepsilon_{2\tau} \varepsilon_\tau) = \begin{cases} \begin{pmatrix} \sigma_1^2 & 0 & 0 \\ 0 & \sigma_2^2 & 0 \\ 0 & 0 & \sigma_e^2 \end{pmatrix} & t = \tau; \\ \mathbf{0} & t \neq \tau. \end{cases} \quad (3)$$

(二) VAR 模型的状态空间表示与卡尔曼滤波

将定义式 $r_t^e = i_t - \pi_t^e$ 分别代入方程(1)和方程(2),得到

⁴ 正如 Hamilton (1985) 所指出的,以往不少关于预期通胀和预期利率的设定形式可以视为 VAR 模型的特例。例如 Nelson 和 Schwert (1977), Fama 和 Gibbons (1982) 设定预期真实利率为随机游走过程,这相当于限定方程(1)中 $\phi_1 = 1$, 而其他参数均为 0。Kinal 和 Lahiri (1988) 设定预期真实利率为自回归过程,这是限定方程(1)中 π_t^e 和 π_t 的系数为 0。类似地,如果仅设定预期真实利率为一阶自回归过程,这相当于仅估计方程(1)中参数 ϕ_1 而限定其他参数均为 0。

$$i_t = k_1 + \pi_t^e + (\psi - \phi \chi L) \pi_t^e + \phi(L) i_t + \xi(L) \pi_t + \varepsilon_{1t}, \quad (4)$$

$$\pi_t^e = k_2 + (\beta - \alpha \chi L) \pi_t^e + \alpha(L) i_t + \chi(L) \pi_t + \varepsilon_{2t}. \quad (5)$$

另外, 根据预期误差定义, 有

$$\pi_t = \pi_t^e + e_t. \quad (6)$$

将方程(5)视作状态方程, 方程(4)和方程(6)视作观测方程。系统(4)一(6)可表示为如下状态空间形式:

状态方程:

$$\xi_{t+1} = F\xi_t + Gx_t + v_{t+1},$$

观测方程:

$$y_t = H\xi_t + Ax_t + w_t,$$

其中,

$$\xi_t = [\pi_t^e \ \pi_{t-1}^e \ \dots \ \pi_{t-p}^e],$$

$$x_t = [i_t \ i_{t-1} \ \dots \ i_{t-p} \ \pi_t \ \pi_{t-1} \ \dots \ \pi_{t-p}],$$

$$y_t = [i_t \ \pi_t],$$

$$v_{t+1} = [\varepsilon_{2t+1} \ 0 \ \dots \ 0],$$

$$w_t = [\varepsilon_{1t} \ e_t],$$

$$F = \begin{pmatrix} \beta_1 - \alpha_1 & \beta_2 - \alpha_2 & \dots & \beta_p - \alpha_p & 0 \\ 1 & 0 & \dots & 0 & 0 \\ 0 & 1 & \dots & 0 & 0 \\ \dots & \dots & \dots & \dots & \dots \\ 0 & 0 & 0 & 1 & 0 \end{pmatrix},$$

$$G = \begin{pmatrix} \alpha_1 & \alpha_2 & \dots & \alpha_p & 0 & \gamma_1 & \gamma_2 & \dots & \gamma_p & 0 & k_2 \\ 0 & 0 & \dots & 0 & 0 & 0 & 0 & \dots & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & \dots & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & \dots & 0 & 0 \end{pmatrix},$$

$$H = \begin{pmatrix} 1 & \psi_1 - \phi_1 & \dots & \psi_p - \phi_p \\ 1 & 0 & \dots & 0 \end{pmatrix},$$

$$A = \begin{pmatrix} 0 & \phi_1 & \dots & \phi_p & 0 & \xi_1 & \dots & \xi_p & k_1 \\ 0 & 0 & \dots & 0 & 0 & 0 & \dots & 0 & 0 \end{pmatrix}.$$

另外, 根据上文关于残差特征的设定, 有

$$E v_t v_t' = Q = \begin{pmatrix} \sigma_2^2 & 0 & \dots & 0 \\ 0 & 0 & \dots & 0 \\ 0 & 0 & \dots & 0 \end{pmatrix},$$

$$E w_t w_t' = R = \begin{pmatrix} \sigma_1^2 & 0 \\ 0 & \sigma_e^2 \end{pmatrix}.$$

状态空间表示要求方程(6)中残差 e_t 是零均值的白噪声过程, 这样模型估计中我们实质上施加了理性预期假定——下文预期误差检验表明 e_t 特征的确同该假定相符。

卡尔曼滤波算法从 ξ_t 的无条件初始均值和方差开始, 通过预测和校正(undating)方法对方程

$$\hat{\xi}_{t+1|t} = F \hat{\xi}_{t|t-1} + G x_t + K_t (y_t - H \hat{\xi}_{t|t-1} - A x_t) \quad (7)$$

进行迭代。 $\hat{\xi}_{t+1|t}$ 表示基于常数项和 t 期信息集 $\Omega_t = (y_t, y_{t-1}, \dots, y_1, x_t, x_{t-1}, \dots, x_1)$ 的线性函数对状态变量的一步向前预测。其中 K_t 习惯上称为卡尔曼增益矩阵(Kalman gain):

$$K_t \equiv F P_{t|t-1} H' (H P_{t|t-1} H' + R)^{-1}.$$

这里 $P_{t|t-1}$ 是基于 $t-1$ 期信息对 t 期状态变量预测的最小均方误差(MSE)。相应地, y_{t+1} 的预期值以及 MSE 分别为

$$\hat{y}_{t+1|t} = H \hat{\xi}_{t+1|t} + A x_{t+1},$$

$$E[(y_{t+1} - \hat{y}_{t+1|t})(y_{t+1} - \hat{y}_{t+1|t})'] = H P_{t+1|t} H' + R.$$

关于以上卡尔曼滤波结论的详细讨论见 Hamilton(1994: pp. 377—381) 或者 Kim(1999: pp. 29—37)。

设定 $\{w_t, v_t\}_{t=1}^T$ 服从多元正态分布, 则 y_t 的条件分布为

$$y_t | x_t, \Omega_{t-1} \sim N(H \hat{\xi}_{t|t-1} + A x_t, H P_{t|t-1} H' + R),$$

于是可构造样本对数似然函数

$$\begin{aligned} \log L(\theta) = & -T \log 2\pi - \frac{1}{2} \sum_t \log |H P_{t|t-1} H' + R| \\ & - \frac{1}{2} \sum_t \log (y_t - H \hat{\xi}_{t|t-1} + A x_t)' (H P_{t|t-1} H' + R) \\ & \cdot (y_t - H \hat{\xi}_{t|t-1} + A x_t), \end{aligned}$$

利用数值算法(例如 BHHH 算法)最大化该似然函数, 即可求得参数估计值,

并且可基于方程(7)进一步计算状态变量(预期通胀率)的一步向前预测值。

三、模型估计结果

(一) 数据

本文经验分析使用1994年11月至2004年8月之间的月度数据,共118个月度。在1990年代初期以前,多数生产资料以及部分消费资料的价格并未放开,通胀率的变动很大程度上受到价格改革进程等政策性因素的左右,我们的样本期不包括这一时段。由于我国缺乏连续的国债利率序列,银行存款利率也不能由市场资金供求自由决定,我们使用91天(三个月)国债回购利率衡量名义利率。该利率序列在1994年11月以后存在连续的月度观测,故取样自该月始。⁵我们使用消费者价格指数(CPI)度量价格水平。为了计算本月相对于上月的通胀率,需要价格定基指数月度时序数据。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。⁶利用同比通胀率以及2001年之后的月度环比通胀率可求得1994年至2000年间的价格定基指数以及环比通胀率。⁷月度环比通胀率经过季节调整。2001年之后的月度环比CPI变化率来自于国家统计局编辑的《中国经济景气月报》各期,此前同比CPI变化率来自于《中国统计》月刊各期。

这里有必要提及数据的观测时间。月度 t 的消费价格指数是整个月份多次观测的消费和服务价格数据的加权平均,因此价格指数可视为近似地测量了每月中期(而不是月末)的价格水平。于是,环比通胀率 π_t 基本上反映的是月度 $t-1$ 中期至月度 t 中期价格的变化率。与通胀观测时间相一致,我们选取每月第15日91天国债回购利率收盘价作为下个月度的利率指标 i_t ,若第15日恰为非交易日,则以其前一交易日的收盘价为准。

(二) 模型参数估计

VAR系统(4)和系统(5)中变量滞后阶数的选取并没有一致的标准。经验上对于中国的月度数据我们初始设定滞后阶数为4,此时状态空间模型的参数估计值及标准差见表1第2—3列。预期真实利率和预期通胀率的低阶滞后(滞后1阶或2阶)值对当期的预期真实利率和预期通胀率有显著的解释

⁵ 182天国债回购利率同样能够较好地反映出利率水平,然而该序列直至1996年7月之后才有连续的月度观测。

⁶ 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。

⁷ 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 \div 2001年 t 月同比指数 \times 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。

能力,不过3—4阶滞后值的显著性都很弱。真实通胀率的滞后值尽管对当期预期通胀率有一定解释能力,对预期真实利率却几乎不相关。总体而言,较高阶滞后值的显著性不强,于是我们进一步将滞后阶数缩减为2。此时模型参数值以及标准差分别见表1第4—5列。自然地,随着解释变量数目减少,VAR(2)模型的预期通胀误差(e_t)的标准差略有增大——由原来的0.2171($=\sqrt{0.0473}$)增至0.2249($=\sqrt{0.0506}$)。

表1 状态空间系统的参数估计值以及标准差

系数	VAR(4)		VAR(2)	
	参数值	标准差	参数值	标准差
ϕ_1	0.7806	(0.0900**)	0.6926	(0.0719**)
ϕ_2	-0.1793	(0.1240)	0.2572	(0.0785**)
ϕ_3	0.2578	(0.1509*)		
ϕ_4	0.0867	(0.1318)		
ξ_1	0.0073	(0.0376)	0.0097	(0.0186)
ξ_2	0.0339	(0.0333)	0.0351	(0.0193*)
ξ_3	-0.0287	(0.0301)		
ξ_4	0.0270	(0.0255)		
ψ_1	0.7806	(0.0974**)	0.6933	(0.0719**)
ψ_2	-0.1793	(0.1334)	0.2572	(0.0785**)
ψ_3	0.2578	(0.1491*)		
ψ_4	0.0868	(0.1319)		
α_1	-0.0980	(0.4271)	-0.6467	(0.3924*)
α_2	0.9101	(0.8967)	0.5250	(0.3843)
α_3	-1.3385	(1.1518)		
α_4	0.4582	(0.6210)		
γ_1	-0.1159	(0.1386)	-0.1251	(0.1676)
γ_2	-0.0618	(0.1386)	-0.0374	(0.1100)
γ_3	0.2756	(0.1601*)		
γ_4	-0.0405	(0.1588)		
β_1	0.8243	(0.4397*)	-0.4171	(0.3676)
β_2	0.9100	(0.8986)	1.4804	(0.3896**)
β_3	-1.3384	(1.1687)		
β_4	0.4580	(0.6234)		
k_1	0.0072	(0.0167)	0.0084	(0.0143)
k_2	0.0352	(0.0184*)	0.0481	(0.0150**)
σ_1^2	0.0028	(0.0003**)	0.0028	(0.0002*)
σ_2^2	0.0043	(0.0061)	0.0202	(0.1513)
σ_e^2	0.0473	(0.0083**)	0.0506	(0.0115**)
L	168.04		143.14	
AIC	-2.418		-2.175	
SBC	-1.725		-1.771	

注释: **和*分别表示在95%和90%置信水平上显著, L 表示模型的对数似然值。

VAR(4)时的状态空间共有29个参数,而VAR(2)时仅有17个参数,后者相对于前者待估参数数目减少了12个。给定我们较小的样本规模,

简化的 VAR(2) 模型无疑有一定吸引力。不过尽管 VAR(4) 模型中高阶滞后值的显著性较弱，一般而言并不能简单地将不显著的滞后变量剔除。因为模型中参数之间的相关性较高，考虑到不同阶数滞后值之间可能存在一定共线性，我们难以将每个参数独自的影响区分开来。事实上如前所述，模型的目的在于得到 r_t^e 和 π_t^e 在关键的几个变量（及其滞后值）上的统计投影，而不是精确模拟实际中人们的预期形成规则，故而不必过分专注于参数的显著性。另一方面模型由 VAR(4) 缩减至 VAR(2) 时对数似然值由 168.04 降低至 143.14，似然比统计量为 49.8，以 12 自由度的卡方分布为准，其相应的 p 值小于 0.01。赤池准则 (AIC) 与施瓦茨准则 (SBC) 关于模型选择的结论也不一致。所以表 1 同时列出了两种情形下的估计结果。对多数共同参数而言，两种情形下的估计值并无明显差异。

给定表 1 中的参数估计值即可根据卡尔曼滤波程序 (7) 生成关于状态变量的一步向前预测 π_t^e 。进一步地，我们还希望给定这些参数值模型所生成的预期通胀序列是平稳的。为实施平稳性测试，整理方程 (5) 和方程 (6)，有

$$[1 - \beta(L) + \alpha(L) - \chi(L)]\pi_t^e = k_2 + \alpha(L)i_t - \chi(L)e_t + \varepsilon_{2t}. \quad (8)$$

稳定性要求特征多项式

$$1 - \beta(z) + \alpha(z) - \chi(z) = 0 \quad (9)$$

的所有根落在单位圆外。对于 VAR(4)，其中

$$\begin{aligned} \beta(z) &= 0.8243z + 0.9100z^2 - 1.3384z^3 + 0.4580z^4, \\ \alpha(z) &= -0.0980z + 0.9101z^2 - 1.3385z^3 + 0.4582z^4, \\ \chi(z) &= -0.1159z - 0.0618z^2 + 0.2756z^3 - 0.0405z^4. \end{aligned}$$

而对于 VAR(2)，其中

$$\begin{aligned} \beta(z) &= -0.4171z + 1.4804z^2, \\ \alpha(z) &= -0.6467z + 0.5250z^2, \\ \chi(z) &= -0.1251z - 0.0374z^2. \end{aligned}$$

表 2 方程 (9) 的特征根

VAR(4)		VAR(2)	
特征根	模	特征根	模
$\lambda_1 = -0.5679 - 1.7854i$	1.8735	$\lambda_1 = -1.1021$	1.1021
$\lambda_2 = -0.5679 + 1.7854i$	1.8735	$\lambda_2 = 0.9883$	0.9883
$\lambda_3 = 1.0150$	1.1050		
$\lambda_4 = 6.9057$	6.9057		

特征根见表 2。VAR(4) 系统中状态变量系数的所有特征根绝对值均大于 1，而 VAR(2) 中则存在一个特征根略小于 1 (为 0.9883)。这意味着给

定表 1 中的参数估计值, VAR(4) 生成的 $\hat{\pi}_t^e$ 序列是平稳的, 而 VAR(2) 缺乏稳定性。所以以下对预期通胀的推断以及性质的讨论均基于 VAR(4) 系统。

四、通胀预期特征以及不同预期机制下 通胀预期误差的比较

(一) 模型(4) — (6) 中预期通胀率的特征与经济含义

表 3 是系统(4) — (6) 标准化残差的基本统计特征。这里残差的估计基于全部样本信息 Ω_T , 即估计状态变量(预期通胀率)时采用卡尔曼滤波平滑(smoothed)推断方法⁸。

$$\hat{\xi}_{t+1|T} = \hat{\xi}_{t|t} + Gx_t + P_{t|t}F'P_{t+1|t}^{-1}(\hat{\xi}_{t+1|T} - \hat{\xi}_{t+1|t}).$$

表 3 中观测方程和状态方程的标准化残差均值都接近于 0 (当然方差为 1), 也没有显示出过高的峰度和偏度。Jarque-Bera 和 Kolmogorov-Smirnov 统计量均接受正态分布假定。三个残差估计值序列的相关系数如下:

$$\text{cor}(\hat{\varepsilon}_{1t}, \hat{\varepsilon}_{2t}) = 0.002, \text{cor}(\hat{\varepsilon}_{1t}, \hat{\varepsilon}_{2t}) = -0.152, \text{cor}(\hat{\varepsilon}_{2t}, \hat{\varepsilon}_{et}) = -0.230.$$

任何两列残差的相关性都较小, 意味着模型残差的结构性假定(3)以及关于两个状态方程残差 $w_t = [\varepsilon_{1t}, \varepsilon_{2t}]$ 特征的假定同数据特征近似吻合。残差检验结论尽管在一定程度上提供了模型设定和通胀预期估计有效性的证据, 不过检验残差正态性时还应该注意由于样本量较小, 以上两个统计量均具有较低的势(power), 且容易受到少数极值点的影响。

表 3 模型(4) — (6) 标准化残差的基本统计特征

标准化残差	$\hat{\varepsilon}_t/\hat{\sigma}_e$	$\hat{\varepsilon}_{1t}/\hat{\sigma}_1$	$\hat{\varepsilon}_{2t}/\hat{\sigma}_2$
均值	-0.0054	-0.0298	-0.0350
偏度	-0.3534	0.2211	-0.2808
峰度	3.2001	3.1467	2.9275
Kolmogorov-Smirnov	0.0645 [0.73]	0.1181 [0.08]	0.0800 [0.45]
Jarque-Bera	2.5206 [0.28]	1.0131 [0.60]	1.4964 [0.47]

注释: Kolmogorov-Smirnov 统计量原假定为标准化残差序列服从标准正态分布 [α] 中是 p 值。

附表中列出的是月度名义利率、实际通胀率以及使用程序(7)计算的预期通胀率和预期真实利率。该表最后两行是每个变量在 1995 年 5 月—2004 年 8 月间的均值与方差。实际通胀率与预期通胀率的均值几乎相同, 分别为 0.151% 和 0.152%。平均的月度预期误差估计值 ($\hat{\varepsilon}_t$) 为 -0.001%, 非常接

⁸ 关于该平滑推断公式的详细讨论见 Hamilton (1994: pp. 394—397)。

近于0。112个月中预期误差为正值和负值的频率相似,分别为59个月和53个月。这意味着从较长时间来看人们关于通胀预期不存在系统性偏差,这同理性预期假说是一致的。

测量预期值无偏性的一个简便方法是进行如下回归:

$$\pi_t = a + b\hat{\pi}_t^e + \omega_t, \quad (10)$$

ω_t 是回归残差。无偏预期意味着 $a=0$, $b=1$, 使用1995年5月—2004年8月的数据回归结果如下(小括号中是标准差):

$$\pi_t = 0.0008 + 0.9990\hat{\pi}_t^e,$$

$$(0.0259 \text{ } \chi \text{ } 0.0838)$$

$$R^2 = 0.56; \text{ D-W} = 1.99.$$

约束 $a=0$, $b=1$ 下的 F 统计量为 0.001 (相应的 p 值为 0.998), 再次验证了根据系统(4) — (6) 所构造的 $\hat{\pi}_t^e$ 是 π_t 的无偏预测, 预测值相对于实际值不存在系统性的高估或者低估。

为进一步考察系统(4) — (6) 预期机制设定下通胀预期值的特征, 我们进行如下 OLS 回归:

$$\hat{e}_t = c_0 + c(L)x_t + \omega_t. \quad (11)$$

表4第一行是 $x_t = \hat{e}_t (= \pi_t - \hat{\pi}_t^e)$ 时滞后4阶的回归结果, 明显地, \hat{e}_t 不存在序列相关。表4显示通胀率或者名义利率的滞后值也不再对 \hat{e}_t 有预测信息。有趣的是, 使用模型(4) — (6) 之外的其他宏观指标(例如市场指数、货币增长率、产出增长率等, 这些变量信息在实际中可能对人们预测通胀是有用的, 尽管并未被我们的模型包含进来) 作为解释变量进行形如方程(11)的回归时, 表4仍显示这些变量信息对于预测 \hat{e}_t 或者说进一步减小通胀预期误差并无重要价值。这表明系统(4) — (6) 中仅利用少数关键解释变量求得通胀预期投影的方法是对现实预期机制的一种合理抽象, 同时该结论也符合理性预期假定。

表4 通胀预期误差检验

解释变量	拟合系数	D-W	F(4, 108)
通胀预期误差	0.000	1.96	0.005 [0.999]
实际通胀率	0.004	1.99	0.111 [0.978]
名义利率	0.003	1.97	0.080 [0.988]
上证股指收益率	0.011	1.95	0.310 [0.870]
M_2 增长率	0.042	1.93	1.138 [0.343]
工业产出增长率	0.028	1.85	0.726 [0.576]
消费品零售总额增长率	0.121	1.99	0.951 [0.438]

注释: D-W 表示 Durbin-Watson 统计量, F 统计量原假定是 $c_1 = \dots = c_4 = 0$ [] 中是 p 值。

关于预期值和实际值的比较另一点值得说明的是, 尽管二者均值相似, 预期通胀率的方差却仅为实际通胀率方差的一半, 而且, π_t^e 的自相关程度远高于 π_t (二者的一阶自回归系数分别为 0.874 和 0.537)。表明预期值相对于实际值更为平滑, 这也同我们经济意义上的直观看法一致。图 1 是实际通胀率与预期通胀率的时序图。

比较实际真实利率 (r_t) 和预期真实利率估计值 (\hat{r}_t^e) 所得出的结论相似。二者月度均值接近, 分别为 0.348% 和 0.346%。 r_t 的方差远高于 \hat{r}_t^e 且自相关性低于 \hat{r}_t^e (\hat{r}_t^e 和 r_t 的一阶自回归系数分别为 0.926 和 0.592)。预期真实利率的高度自相关性特点同成熟市场的经验结论一致, 例如关于美国的一些研究文献 (例如 Nelson 等, 1977; Fama 等, 1982) 中直接设定预期真实利率为随机游走过程。图 2 是预期真实利率和实际真实利率的时序图。真实利率预期误差

$$\begin{aligned} v_t &= r_t - \hat{r}_t^e \\ &= (i_t - \pi_t) - (i_t - \pi_t^e) \\ &= -(\pi_t - \pi_t^e) \\ &= -e_t. \end{aligned}$$

即 v_t 恰为通胀预期误差 e_t 的相反数, 所以 v_t 同样不存在系统性偏差和序列相关。

图 3 是预期通胀率和预期真实利率估计值的比较。预期通胀率在 1995 年之后迅速下降, 至 1997 年后基本保持在 0 值附件甚至为负值, 直到 2003 年底又有回升倾向。预期真实利率的走向则相反。明显地二者呈现负相关关系。这同 Mudell (1963) 以及 Tobin (1965) 关于战后美国经验事实的结论一致。

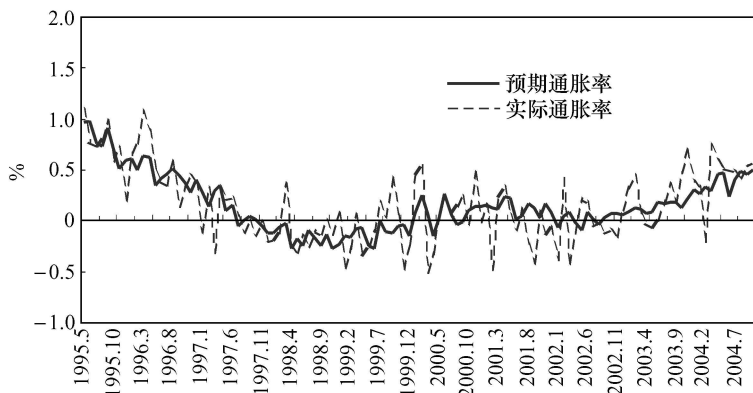


图 1 月度预期通胀率和实际通胀率序列比较

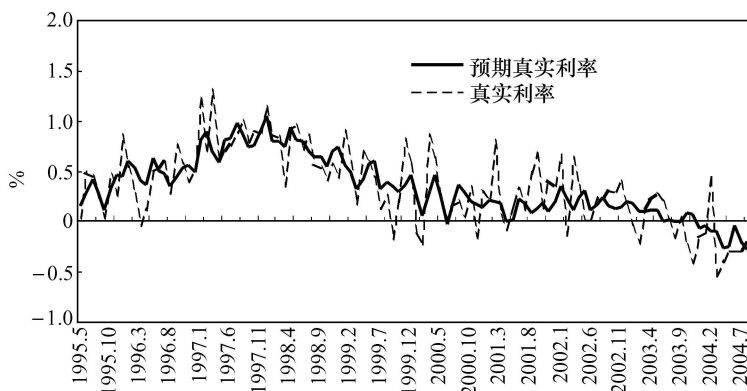


图2 月度预期真实利率和实际真实利率比较

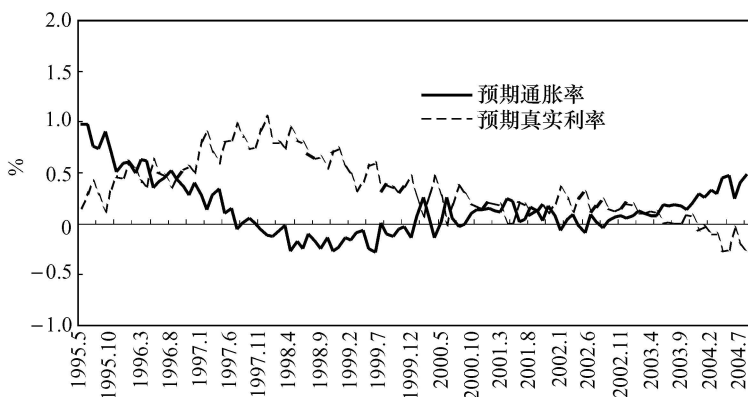


图3 月度预期通胀率和预期真实利率比较

(二) 不同预期形成机制假定下通胀预期误差的比较

1. 静态预期、外推性预期和适应性预期机制

由于研究者无从得知实际中人们形成通胀预期的具体规则，仅能对预期形成机制做出假定，于是通胀预期的估计值很大程度上便取决于这种机制设定形式本身。

静态预期是假定人们对下期的通胀预期等于本期的实际通胀率，即 $\pi_{t+1}^e = \pi_t$ 。尽管在我国每月的通胀率数据时隔一个月后才可能由统计局公布，仍可大体假定本月底时人们能够根据物价信息判定该月的实际通胀率。于是，静态预期方式下预期误差的标准差为 0.3358（样本期 1995 年 5 月—2004 年 8 月，下同），远大于表 1 中卡尔曼滤波技术所得的预期误差的标准差 0.2174 以及附表中 e_t 的标准差 $0.2391 (= \sqrt{0.0572})$ 。

外推性预期假说 (extrapolative expectations) 设定预期通胀率等于上期通胀率加上通胀变化趋势的一个修正值，如下式：

$$\pi_{t+1}^e - \pi_t = \lambda(\pi_t - \pi_{t-1}). \quad (12)$$

如果 $\lambda = 0$, 便简化为静态预期。

适应性预期假说 (adaptive expectations) 则是设定本期预期值等于上期预期加上预期误差的一个修正值:

$$\pi_{t+1}^e - \pi_t^e = \lambda(\pi_t - \pi_t^e). \quad (13)$$

我们也可以综合外推性预期和适应性预期机制来确定预期值 (例如 Valentine, 1977):

$$\pi_{t+1}^e = \pi_t + \lambda_1(\pi_t - \pi_{t-1}) + \lambda_2(\pi_t - \pi_t^e). \quad (14)$$

把 (12) 式、(13) 式和 (14) 式分别结合预期误差定义 $e_t = \pi_t - \pi_t^e$, 有

$$\pi_{t+1} = (1 + \lambda)\pi_t - \lambda\pi_{t-1} + e_{t+1}, \quad (15)$$

$$\pi_{t+1} = \pi_t + e_{t+1} - (1 - \lambda)e_t, \quad (16)$$

$$\pi_{t+1} = (1 + \lambda_1)\pi_t - \lambda_1\pi_{t-1} + e_{t+1} + \lambda_2e_t. \quad (17)$$

我们确定调整系数以形成预期的无偏估计, 即 $E(e_t) = 0$ 。方程 (15) — (17) 中 λ 可以通过对含有参数线性约束的 ARMA 模型估计来求得, 三个方程分别是将通胀率设定为 AR(2)、MA(1) 和 ARMA(2, 1) 过程。ARMA 形式容易写为状态空间形式并使用卡尔曼滤波技术进行估计, 结果见表 5。在三种不同的预期机制设定下, 预期误差的标准差分别为 0.3060 ($= \sqrt{0.0937}$)、0.2715 ($= \sqrt{0.0737}$) 和 0.2678 ($= \sqrt{0.0717}$), 均大于表 1 中 VAR(4) 设定下的标准差 0.2174。

表 5 方程(15)、(16)和方程(17)的估计结果

	(15)		(16)		(17)	
	参数值	标准差	参数值	标准差	参数值	标准差
λ	0.4116	(0.0864**)	0.2485	(0.0648**)		
λ_1					0.0656	(0.1205)
λ_2					-0.7753	(0.0764**)
σ_e^2	0.0937	(0.0135**)	0.0737	(0.0102**)	0.0717	(0.0102**)
L	-25.8013		-12.838		-24.530	

注释: ** 表示在 95% 置信水平上显著, L 表示模型的对数似然值。

2. 加入其他宏观变量滞后值预测通胀

Fama (1981) 建议使用滞后的宏观经济指标, 例如货币供给增长率、利率、产出增长率预测通胀。由于理性的经济人有积极性利用当前能获得的一切信息来形成对以后的预期, 使用滞后的宏观经济指标的方法有其合理性。从数据可获得性方面考虑, 我们假定被用于预测 t 期通胀的信息集合除包括通胀率的自身滞后值之外, 还可能包括滞后的工业产出增长率 (g_t)、广义货

币 M_2 增长率 (m_t) 以及利率 (i_t , 92 天国债回购利率),⁹ 设定通胀率是以上变量滞后值的线性函数

$$\pi_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^{n_1} \alpha_i \pi_{t-i} + \sum_{i=1}^{n_2} \beta_i g_{t-i} + \sum_{i=1}^{n_3} \gamma_i m_{t-i} + \sum_{i=1}^{n_4} \delta_i i_{t-i} + u_t, \quad (18)$$

拟合值 $\hat{\pi}_t$ 视为预期通胀, 残差序列 \hat{u}_t 视为通胀预期误差。我们初始设定每个变量的最大滞后阶数为 4, 参照变量的显著性以及 Anderson 和 Hsiao (1981) 程序最终确定每个变量仅含有滞后一期值。模型估计结果如下 (小括号内是参数标准差, * * 和 * 分别代表在 95% 和 90% 置信水平上显著):

$$\begin{aligned} \pi_t = & -0.6049 + 0.3330\pi_{t-1} + 0.0408g_{t-1} + 0.0699m_{t-1} + 0.2254i_{t-1} \\ & (0.0991^{**}) \quad (0.0746^{**}) \quad (0.0066^{**}) \quad (0.0382^*) \quad (0.0826^{**}) \\ R^2 = & 0.54, \quad D-W = 2.10, \quad \text{s.d.}(\hat{u}_t) = 0.2443 \end{aligned}$$

Durbin-Watson 统计量接近于 2, 仅据此来推断残差 \hat{u}_t 不存在序列相关还必须谨慎, 因为回归式右侧变量中包含因变量的滞后值。不过残差滞后 20 阶之内的 Ljung-Box Q 统计量均不显著。这里通胀预期误差 \hat{u}_t 的标准差为 0.2443, 这比适应性预期的结果有所改进, 不过仍大于预期机制 (4) — (6) 下的相关结果。式 (18) 中如果限定产出和货币增长率滞后值的系数均为 0, 即是简单利用通胀在可观测的通胀率和利率上的线性投影作为预期值。自然地, 这时回归的标准差更大。这意味着系统 (4) — (6) 所设定的预期机制相对于线性模型更有效地利用了数据信息, 因为基于同样的信息集 (可观测的通胀率和利率), 该系统所产生的预期误差更小。

五、预期通胀率的应用：估计中国的货币需求函数

货币持有量与收入正相关, 与持有货币的机会成本负相关, 如 Friedman 指出的“货币需求量依赖于持有货币的收益与成本” (Friedman, 1977: p. 397)。持有货币的机会成本可用预期通胀率 (或预期无风险利率) 来衡量。预期通胀率对货币需求影响的分析可见 Cagan (1956)。关于货币需求与收入和预期通胀率的关系, 经验上一般设定为半对数 (semi-log) 或者双对数 (log-log) 形式。¹⁰ 记实际的货币持有量以及“合意的 (desired)”货币需求量分别为 M 和 M^* , 两类函数可分别设定为

$$\log M^* = a + b \log Y - c\pi^e, \quad (19)$$

⁹ 由于缺乏 GDP 月度数据, 我们仅以工业增加值增长率代替总产出增长率。

¹⁰ 双对数 (log-log) 设定形式的较严格的理论解释见 McCallum (1989) 略有区别的是在 McCallum 模型中假定货币零收益而以债券利率表示持有货币的机会成本。

$$\log M^* = a + b \log Y - c \log \pi^e, \quad (20)$$

其中 b 在第一个方程中表示货币的边际需求倾向, 在第二个方程中表示货币需求的收入弹性。半对数形式意味着预期通胀率每升高一个单位, 货币需求量都会变动相同的百分比 c , 而双对数则意味着预期通胀率同货币需求之间存在固定的弹性系数。

设定货币持有量的调整方程为

$$\log M_t - \log M_{t-1} = \lambda(\log M_t^* - \log M_{t-1}), \quad (21)$$

调整方程要求 $0 \leq \lambda \leq 1$ 。分别将方程(19)或方程(20)带入方程(21), 有

$$\log M_t = \lambda a + \lambda b \log Y_t - \lambda c \pi_t^e + (1 - \lambda) \log M_{t-1}, \quad (22)$$

$$\log M_t = \lambda a + \lambda b \log Y_t - \lambda c \log \pi_t^e + (1 - \lambda) \log M_{t-1}. \quad (23)$$

方程(19) — (23) 中的货币存量 and 收入水平均取实际值(当年价格计算的名义值经过 CPI 减缩), 方程(22) — (23) 可视作货币的短期需求函数, 相应地方程(19) — (20) 可视为长期需求函数。

官方未发布国民收入或 GDP 月度数据。由于农产品在我国 GDP 中所占比重较大, 且农业生产周期长, 估算月度国民收入将是繁琐而不精确的。因此我们使用月度社会消费品零售总额近似表示货币的交易需求。由于样本期内消费品零售一般是现金交易, 相对应地货币存量数据选取流通中现金 M_0 。社会消费品零售总额和 M_0 数据经过 CPI 指数减缩且前者经过季节调整。月度消费品零售总额在 1999 年 12 月以前数据取自《中国市场统计年鉴》1996—2001 年各期。2000 年 1 月—2004 年 8 月数据取自《中国经济景气月报》。 M_0 数据取自《中国人民银行统计季报》1996 年以后各期。月度预期通胀率是上文基于卡尔曼滤波技术的估计结果(见附表)¹¹ 方程(22)和方程(23)的 OLS 估计结果见表 6。

表 6 半对数和双对数货币需求函数估计

半对数	$\log(M)$		双对数	$\log(M)$	
	参数值	标准差		参数值	标准差
常数项	0.0744	(0.0621)	常数项	0.0642	(0.0608)
$\log(Y)$	0.1146	(0.0512**)	$\log(Y)$	0.1177	(0.0513**)
π^e	-0.0185	(0.0081**)	$\log(1 + \pi^e)$	-0.0226	(0.0095**)
$\log(M_{-1})$	0.8978	(0.0430**)	$\log(M_{-1})$	0.8964	(0.0430**)
ρ	-0.4162	(0.0922**)	ρ	-0.4167	(0.0922**)

¹¹ 这里使用上文估计的通胀预期作为方程(22)和方程(23)中的解释变量, 这种“两步”程序是一种局部均衡方法。当然, 更为合适的做法是在一个一般均衡的框架内同时估计通胀预期以及考察其对货币需求函数的影响。

(续表)

半对数	log(M)		双对数	log(M)	
	参数值	标准差		参数值	标准差
R^2	0.989		R^2	0.989	
D-W	2.167		D-W	2.163	
Q(10)	11.986		Q(10)	11.571	
	[0.214]			[0.239]	
λ	0.1021	(0.0430**)	λ	0.1035	(0.0430**)
b	1.1218	(0.0860**)	b	1.1367	(0.0831**)
c	0.1817	(0.0950*)	c	—	

注释:由于某些月份中 π^e 为负值,双对数回归方程(23)中以 $\log(1+\pi^e)$ 替代 $\log(\pi^e)$ 。由于直接进行OLS回归时残差存在序列相关,我使用Cochrane-Orcutt方法予以修正。D-W表示Durbin-Watson统计量。Q(10)表示残差的10阶Ljung-Box Q统计量[]中是 p 值。本表最下三行是根据各变量系数值以及系数的方差—协方差矩阵求得的单个参数的期望值以及标准差,其中标准差根据一阶泰勒展开近似计算。

半对数和双对数模型的估计结果相当接近,每个回归中解释变量系数的符号同经济直觉一致且均显著,通胀预期会显著影响到社会的货币持有量。进一步地,可由短期需求函数的估计结果推断长期货币需求函数中的参数值。方程(22)和方程(23)中解释变量的系数一般为参数 a, b, c, λ 的组合。如果每个系数都是无偏的,则可直接从非线性关系求得单个参数的期望值。标准差的计算使用一阶泰勒级数展开方法。表6的最下三行是根据各变量的系数期望值以及系数的方差—协方差矩阵求得的 λ, b, c 的期望值以及标准差。三个参数都是显著的,且 λ 和 b 在半对数和双对数设定中的估计结果分别接近。

长期中货币的交易需求弹性接近于1,这同发达国家的经验结论一致(例如见Wolman, 1997; Lucas, 2000)。两种设定形式下求得的货币持有量的调整系数几乎相同,分别为0.1021和0.1035,这意味着社会实际的货币持有量以及合意的货币需求之间的差别有10%会在一个月内得以调整,该调整速度折合成年率约为70%,即实际持有量与合意需求量之间的偏离部分一年之后仅有30%仍存在。由于这里考察的是现金,这么快的调整速度不足为奇。半对数形式下,月度预期通胀每上升一个百分点(折合年率为12.7个百分点),当月现金持有量会下降1.85%,而均衡的合意货币需求量则会下降18.2%,该下降幅度相当大,统计上也是显著的。双对数设定形式中通胀预期系数的解释则不那么直观。这是因为某些月份中 π^e 为负值,双对数回归中我以 $\log(1+\pi^e)$ 替代 $\log(\pi^e)$ 。这样 π^e 弹性系数 λ_c 为 $1+\pi^e$ 弹性系数的 $\pi^e/(1+\pi^e)$ 倍,即 $-0.0226 \times \pi^e/(1+\pi^e)$ 。譬如,月度预期通胀率由0.2%上升至1.2%(上升一个百分点,折合年通胀率由2.4%升值15%),即 $(1+\pi^e)$ 变动约80%,此时当月现金持有量下降1.83%($= -0.0226 \times \Delta\pi^e/(1+\pi^e) = -0.0226 \times 1/1.2$),均衡的合意货币需求量将下降17.7%。这同半对

数形式的估计结果基本相同。

六、结 论

预期通货膨胀直接影响到以后的工资和价格水平以及经济单位和个人的投资和消费决策,是真实通货膨胀的重要决定因素。预期与非预期到的通胀对实际经济的影响完全不同,社会中通胀预期水平也直接影响着中央银行货币政策的功效。因此关于通胀预期的特点及形成机制的研究在成熟市场中一直是货币经济学和金融学的重要课题。本文假定不可观测的预期通胀率以及可观测的利率和通胀率之间的动态关系可通过一个相对简单的低阶 VAR 表示,并且现实中人们对通胀的预期是理性的。在此基础上可根据卡尔曼滤波算法进一步向前预测估计中国的月度通胀预期。经验结论显示,以上假定较好地同数据特征吻合。本文求得的预期通胀率序列是实际通胀率序列的无偏估计,这同理性预期假说是一致的。我们进一步作了几种通胀预期机制的比较,结果表明本文预期机制设定以及卡尔曼滤波估计方法是有效的,因为预期误差小于其他预期机制假定下产生的误差。最后我们给出了预期通胀率的一个应用例子——估计我国的货币需求函数,预期通胀率对货币持有量有显著的负向影响。

按照 Carlson 等(1975)的观点,可将预期通胀问题的研究分为相互交错的三个层面:求预期通胀率序列,考察预期通胀的决定以及考察预期通胀对真实通胀和真实经济的影响。本文的分析主要涉及我国预期通胀研究的第一层面,尽管前两个方面事实上难以割裂。如前所述,预期通胀率潜在的应用范围非常广泛。例如,预期通胀率如何影响金融市场中资产的定价和收益行为?预期通胀多大程度上会影响到人们的消费和储蓄决策以及厂商的投资决策?预期和非预期的通胀对商品相对价格的扭曲以及社会福利损失影响分别有多大?通胀预期多大程度上影响了我国央行货币政策的效率?预期通胀与真实利率在我国呈现出何种关系,为什么近年来我国的真实利率维持在如此低水平上?等等。因此,不仅求得预期通胀的合理估计是必要的,预期和非预期通胀对我国实际经济的影响更是值得进一步深入研究的领域。

附表

月度通胀率、真实利率以及基于 VAR(4)模型的卡尔曼滤波状态变量估计

月份	i_t	π_t	r_t	$\hat{\pi}_t^e$	\hat{r}_t^e	e_t	月份	i_t	π_t	r_t	$\hat{\pi}_t^e$	\hat{r}_t^e	e_t
1995.5	1.127	1.096	0.030	0.974	0.152	0.122	1995.9	1.023	0.984	0.039	0.909	0.114	0.075
1995.6	1.269	0.774	0.495	0.979	0.290	-0.20	1995.10	1.053	0.581	0.471	0.711	0.342	-0.12
1995.7	1.183	0.734	0.448	0.765	0.417	-0.03	1995.11	0.978	0.720	0.258	0.510	0.468	0.210
1995.8	1.028	0.797	0.23	0.738	0.289	0.059	1995.12	1.046	0.193	0.852	0.595	0.450	-0.40

(续表)

月份	i_t	π_t	r_t	$\hat{\pi}_t^e$	\hat{r}_t^e	e_t	月份	i_t	π_t	r_t	$\hat{\pi}_t^e$	\hat{r}_t^e	e_t
1996.1	1.208	0.659	0.548	0.605	0.602	0.053	1999.12	0.327	-0.23	0.562	-0.14	0.468	-0.09
1996.2	1.038	0.767	0.270	0.502	0.535	0.264	2000.1	0.322	0.462	-0.13	0.069	0.253	0.393
1996.3	1.046	1.081	-0.03	0.631	0.415	0.450	2000.2	0.322	0.536	-0.21	0.257	0.065	0.278
1996.4	0.993	0.878	0.115	0.624	0.369	0.254	2000.3	0.351	-0.50	0.858	0.071	0.28	-0.57
1996.5	0.987	0.487	0.500	0.354	0.633	0.132	2000.4	0.317	-0.31	0.636	-0.14	0.459	-0.17
1996.6	0.930	0.395	0.534	0.416	0.513	-0.02	2000.5	0.285	0.056	0.228	0.018	0.266	0.038
1996.7	0.933	0.346	0.587	0.454	0.479	-0.10	2000.6	0.241	0.205	0.035	0.260	-0.01	-0.05
1996.8	0.873	0.586	0.286	0.518	0.355	0.068	2000.7	0.246	0.09	0.156	0.057	0.189	0.032
1996.9	0.896	0.143	0.753	0.445	0.450	-0.30	2000.8	0.334	0.140	0.193	-0.02	0.364	0.170
1996.10	0.903	0.329	0.573	0.373	0.530	-0.04	2000.9	0.295	0.243	0.051	0.000	0.297	0.246
1996.11	0.843	0.450	0.392	0.282	0.560	0.167	2000.10	0.303	-0.03	0.341	0.100	0.202	-0.13
1996.12	0.903	0.376	0.527	0.407	0.496	-0.03	2000.11	0.319	0.478	-0.15	0.143	0.176	0.335
1997.1	1.097	-0.11	1.212	0.289	0.808	-0.40	2000.12	0.295	0.000	0.303	0.145	0.150	-0.15
1997.2	1.031	0.324	0.706	0.136	0.894	0.188	2001.1	0.367	0.158	0.209	0.157	0.209	0.00
1997.3	0.992	-0.31	1.307	0.289	0.702	-0.60	2001.2	0.319	-0.47	0.794	0.122	0.196	-0.59
1997.4	0.933	0.334	0.599	0.343	0.590	0.000	2001.3	0.302	0.243	0.058	0.120	0.182	0.123
1997.5	0.915	0.206	0.708	0.105	0.809	0.10	2001.4	0.250	0.333	-0.08	0.242	0.008	0.091
1997.6	0.978	0.218	0.760	0.156	0.822	0.061	2001.5	0.233	0.057	0.176	0.221	0.012	-0.16
1997.7	0.933	0.046	0.887	-0.05	0.985	0.097	2001.6	0.242	-0.08	0.328	0.015	0.226	-0.10
1997.8	0.873	-0.12	0.995	0.01	0.863	-0.13	2001.7	0.233	0.119	0.114	0.040	0.192	0.078
1997.9	0.797	0.005	0.792	0.052	0.745	-0.04	2001.8	0.248	-0.23	0.478	0.164	0.083	-0.39
1997.10	0.764	-0.15	0.917	0.012	0.751	-0.16	2001.9	0.254	-0.42	0.675	0.122	0.131	-0.54
1997.11	0.865	-0.01	0.878	-0.05	0.917	0.038	2001.10	0.214	0.085	0.128	0.032	0.181	0.052
1997.12	0.941	-0.19	1.139	-0.11	1.056	-0.08	2001.11	0.279	-0.13	0.410	0.171	0.107	-0.30
1998.1	0.682	-0.18	0.866	-0.12	0.804	-0.06	2001.12	0.287	-0.06	0.349	0.082	0.204	-0.14
1998.2	0.728	-0.11	0.844	-0.06	0.795	-0.04	2002.1	0.285	-0.37	0.659	-0.06	0.351	-0.30
1998.3	0.720	0.365	0.355	-0.01	0.737	0.382	2002.2	0.283	0.417	-0.13	0.04	0.242	0.376
1998.4	0.674	-0.25	0.930	-0.26	0.941	0.011	2002.3	0.205	-0.42	0.628	0.093	0.112	-0.51
1998.5	0.641	-0.31	0.957	-0.17	0.818	-0.13	2002.4	0.226	-0.12	0.351	-0.01	0.242	-0.10
1998.6	0.565	-0.15	0.716	-0.23	0.803	0.087	2002.5	0.223	0.21	0.012	-0.08	0.309	0.296
1998.7	0.602	-0.25	0.862	-0.09	0.697	-0.16	2002.6	0.205	0.189	0.016	0.087	0.118	0.101
1998.8	0.474	-0.10	0.583	-0.16	0.642	0.059	2002.7	0.188	-0.04	0.232	0.018	0.169	-0.06
1998.9	0.407	-0.12	0.535	-0.24	0.65	0.115	2002.8	0.201	-0.02	0.228	-0.03	0.235	0.007
1998.10	0.416	0.001	0.414	-0.13	0.548	0.134	2002.9	0.190	-0.11	0.310	0.034	0.155	-0.15
1998.11	0.431	-0.13	0.562	-0.26	0.698	0.135	2002.10	0.197	-0.09	0.294	0.072	0.124	-0.16
1998.12	0.509	0.075	0.434	-0.23	0.741	0.307	2002.11	0.23	-0.16	0.391	0.079	0.15	-0.24
1999.1	0.423	-0.46	0.892	-0.14	0.564	-0.32	2002.12	0.259	0.097	0.161	0.057	0.202	0.040
1999.2	0.327	-0.26	0.593	-0.16	0.493	-0.10	2003.1	0.27	0.314	-0.04	0.08	0.19	0.233
1999.3	0.238	0.060	0.178	-0.08	0.321	0.143	2003.2	0.227	0.442	-0.21	0.128	0.099	0.313
1999.4	0.351	-0.34	0.691	-0.06	0.417	-0.27	2003.3	0.21	0.076	0.134	0.108	0.102	-0.03
1999.5	0.323	-0.26	0.584	-0.24	0.57	-0.01	2003.4	0.197	-0.01	0.214	0.075	0.122	-0.09
1999.6	0.323	-0.10	0.433	-0.27	0.598	0.165	2003.5	0.197	-0.06	0.267	0.08	0.116	-0.15
1999.7	0.325	0.188	0.137	0.003	0.322	0.185	2003.6	0.197	0.00	0.196	0.185	0.011	-0.18
1999.8	0.295	0.038	0.256	-0.10	0.395	0.139	2003.7	0.197	0.185	0.012	0.174	0.023	0.010
1999.9	0.238	0.413	-0.17	-0.11	0.358	0.533	2003.8	0.197	0.362	-0.16	0.186	0.01	0.175
1999.10	0.254	0.057	0.197	-0.04	0.304	0.107	2003.9	0.188	0.163	0.025	0.179	0.009	-0.01
1999.11	0.339	-0.47	0.810	-0.03	0.370	-0.43	2003.10	0.230	0.466	-0.23	0.135	0.095	0.331

(续表)

月份	i_t	π_t	r_t	$\hat{\pi}_t^e$	\hat{r}_t^e	$\hat{\epsilon}_t$	月份	i_t	π_t	r_t	$\hat{\pi}_t^e$	\hat{r}_t^e	$\hat{\epsilon}_t$
2003.11	0.280	0.696	-0.41	0.204	0.075	0.491	2004.5	0.221	0.515	-0.29	0.474	-0.25	0.041
2003.12	0.238	0.388	-0.15	0.300	-0.06	0.088	2004.6	0.208	0.503	-0.29	0.244	-0.03	0.258
2004.1	0.234	0.340	-0.10	0.265	-0.03	0.074	2004.7	0.205	0.492	-0.28	0.409	-0.20	0.083
2004.2	0.238	-0.20	0.442	0.334	-0.09	-0.53	2004.8	0.216	0.421	-0.20	0.486	-0.26	-0.06
2004.3	0.199	0.743	-0.54	0.298	-0.09	0.444	均值	0.499	0.151	0.348	0.152	0.346	-0.0015
2004.4	0.189	0.591	-0.40	0.456	-0.26	0.134	方差	0.109	0.131	0.149	0.073	0.089	0.0572

注释:利率和通胀率均是月度值(百分比),年度变化率 x_y 和月度变化率 x_m 之间的简单转换公式为 $x_m = \sqrt[12]{1+x_y} - 1$ 。

参 考 文 献

- [1] Anderson, T. and Hsiao Cheng, "Estimation of Dynamic Models with Error Components", *Journal of the American Statistical Association*, 1981, 76, 598—606.
- [2] Baghestani Hamid, "On the Formation of Expected Inflation under Various Conditions: Some Survey Evidence", *Journal of Business*, 1992, 65, 281—293.
- [3] Barro, R. J. and D. B. Gordon, "A Positive Theory of Monetary Policy in a Natural Rate Model", *Journal of Political Economy*, 1983, 91, 589—610.
- [4] Bodie, Zvi, "Common Stocks as a Hedge against Inflation", *Journal of Finance*, 1976, 31, 459—470.
- [5] Burmeister Edwin, Wall Kent D. and J. D. Hamilton, "Estimation of Unobserved Expected Monthly Inflation Using Kalman Filtering", *Journal of Business and Economic Statistics*, 1986, 4, 147—160.
- [6] Cagan, Phillip, "The Monetary Dynamics of Hyper-Inflation", in M. Friedman (ed.), *Studies in the Quantity Theory of Money*. University of Chicago Press: Chicago, 1956, 25—117.
- [7] Dwyer, Gerald P., "Are Expectations of Inflation Rational? Or is Variation of the Expected Real Interest Rate", *Journal of Monetary Economics*, 1981, 8, 59—84.
- [8] Fama, Eugene F., "Stock Returns, Real Activity, Inflation, and Money", *American Economic Review*, 1981, 71, 545—565.
- [9] Fama, Eugene F. and Michael R. Gibbons, "Inflation, Real Returns and Capital Investment", *Journal of Monetary Economics*, 1982, 9, 295—323.
- [10] Friedman, Milton, "The Role of Monetary Policy", *American Economic Review*, 1968, 58, 1—17.
- [11] Friedman, Milton, "Financial Flow Variables and the Short-run Determination of Long-term Interest Rates", *Journal of Political Economy*, 1977, 85, 661—689.
- [12] Hamilton, J. D., "Uncovering Financial Market Expectations of Inflation", *Journal of Political Economy*, 1985, 93, 1224—1241.
- [13] Hamilton, J. D., *Time Series Analysis*. Princeton University Press: New York, 1994.
- [14] Hess, Patrick F., James L. Bicksler, "Capital Asset Prices versus Time Series Models as Predictors of Inflation: The Expected Real Rate of Interest and Market Efficiency", *Journal of Financial Economics*, 1975, 2, 341—360.
- [15] Kim, Chang-Jin, *State-Space Models with Regime Switching*. MIT Press: Cambridge, Massachusetts, 1999.

- [16] Kinal , Terrence and Kajal , Lahiri , “ A Model for Ex Ante Real Interest Rates and Derived Inflation Forecasts ” , *Journal of the American Statistical Association* , 1983 , 83 , 665—673.
- [17] Kyland , F. E. and E. C. Prescott , “ Rules rather than Discretion : The Inconsistency of Optimal Plans ” , *Journal of Political Economy* , 1977 , 85 , 473—491.
- [18] Lucas , Robert , “ Inflation and Welfare ” , *Econometrica* , 2000 , 68 , 247—274.
- [19] Lucas , Robert. E. and L. A. Rapping , “ Price Expectations and the Phillips Curve ” , *American Economic Review* , 1969 , 59 , 342—350.
- [20] McCallum Bennett T. , *Monetary Economics : Theory and Policy*. Macmillan Publishing Company : New York , 1989.
- [21] Mishkin , Frederic S. , “ The Real Interest Rate : An Empirical Investigation ” , *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy* , 1981 , 15 , 151—200.
- [22] Mundell , Robert , “ Inflation and Real Interest ” , *Journal of Political Economy* , 1963 , 71 , 280—283.
- [23] Nelson , Charles R. , “ Inflation and Rates of Return on Common Stock ” , *Journal of Finance* , 1976 , 31 , 471—483.
- [24] Nelson , Charles R. and G. William Schwert , “ Short-term Interest Rates as Predictors of Inflation : On Testing the Hypothesis that the Real Rate of Interest is Constant ” , *American Economic Review* , 1977 , 67 , 478—486.
- [25] Phelps , E. S. , “ Money-wage Dynamics and Labor-market Equilibrium ” , *Journal of Political Economy* , 1968 , 76 , 678—711.
- [26] Tobin , J. , “ Money and Economic Growth ” , *Econometrica* , 1985 , 33 , 1671—1684.
- [27] Turnovsky , S. J. , and M. L. Wachter , “ A Test of the ‘ Expectations Hypothesis ’ Using Directly Observed Wage and Price Expectations ” , *Review of Economics and Statistics* , 1972 , 54 , 47—54.
- [28] Wolman , Alexander , “ Zero Inflation and the Friedman Rule : A Welfare Comparison ” , *Federal Reserve Bank of Richmond Economic Quarterly* , 1997 , 83 , 1—21.

A Kalman-Filtering Analysis of Inflation Expectations in China

LIUYAN ZHAO
(Peking University)

Abstract Based on observed monthly interest rates and inflation series , I model the unobserved inflation expectations and ex ante real interest rates in a state-space representation , which can be derived from a potential VAR process. The state-space model and inflation expectations can be estimated using Kalman filtering. Given that inflation expectations have been estimated , the ex ante real interest rates can be calculated according to Fisher 's equation. The empirical results show that the mean of expectation errors is close to zero , consistent with the rational expectation hypothesis. More importantly , the standard deviation of the expectation error series from the VAR

system and Kalman filtering is smaller than those from other expectation mechanisms. One of the applications of the estimated inflation expectations is also presented.

JEL Classification E32 , E41 , C32