

文章编号:1003-207(2009)03-0040-07

基于机制转换与随机波动的我国短期利率研究

吴吉林¹,陶旺升²

(1. 厦门大学王亚南经济研究院,福建 厦门 361005;2. 厦门大学经济学院,福建 厦门 361005)

摘要:本文针对我国短期利率具有非线性,易受政策影响,波动较大并存在结构变化等特点,在 Smith(2002)机制转换随机波动模型基础上,引入了非线性漂移项,并同时考虑了随机波动方程中常数项、滞后一阶项及方差的机制转换。该模型应用于我国银行间7天同业拆月度利率的研究发现,银行7天同业拆借利率存在明显的非线性、机制转换和波动的水平效应,而且引入机制转换后波动的持久性显著下降。另外,研究还发现高位概率对应着高的波动率和高的通货膨胀率,而低位概率对应着低的波动率和低的通货膨胀率。

关键词:短期利率;机制转换;随机波动;Kim 滤子

中图分类号:F224 **文献标识码:**A

1 引言

短期利率一直是宏观经济学、金融学中研究的热点问题。因为它是央行执行货币政策的重要工具,并且在固定收益证券定价和利率风险管理中发挥核心作用。在研究短期利率的动态模型中,最早提出的是单因子扩散模型如 Vasicek(1977)、CIR(1985)以及 CKLS(1992),这些模型都假设漂移项为线性。然而 Ait-Sahalia(1996)通过比较模型隐含的概率密度与非参数方法得到的实际概率密度,发现欧元七天短期利率的漂移项和扩散项中存在明显的非线性^[7,9,16],因此他提出了漂移项与扩散项都为非线性的单因子模型^[11]。虽然该模型比线性单因子模型能更准确地描述短期利率的均值回归特征,但是仍无法解释市场利率变动的一些更重要经验事实如利率变动的非正态性,尖峰性以及波动的聚类效应(洪永淼、林海,2006)^[20]。为了解释这些现象,一些学者提出了许多更为复杂的模型,如 Brenner 等(1996)在扩散项中引入了 GARCH 效应^[5], Andersen & Lund(1997)、Ball & Torous(1999)在 CKLS 模型中引入了随机波动效应^[2,3]。但研究发现引入 ARCH/GARCH 和随机波动虽能显著提高短期利率的样本内拟合效果,但波动效应持久不衰,

甚至随机波动效应还呈爆炸似扩张。正如 Lamoureux & Lastrapes(1990)、Chapman & Person(2001)等所证实,信息、政策和异常事件冲击必然会引起利率发生结构变化,未考虑结构变化会使模型存在误设的可能,从而错误地夸大了波动的持久性^[8,14]。因此,在模型中引入反映结构变化的机制转换就非常必要。如 Cai(1994)在 ARCH 模型中引入机制转换考察了期限为3个月的美国国债月回报率,发现该利率存在的两个机制分别对应于石油危机和1979-1982年的美联储“货币政策实验”^[6]。Gray(1996)提出了机制转换的 GARCH 模型并用来研究美国短期利率,发现该模型比普通的 GARCH 模型更胜一筹,而且引入机制转换后,波动的持久性下降^[10]。Smith(2002)发现在随机波动模型中引入机制转换后,模型的拟合能力不仅有较大提高,而且利率波动的持久性也显著下降^[15]。但他只考虑随机波动方程中常数项的机制转换,而没有把波动滞后一阶系数及方差的机制转换考虑在内。Kalimipalli & Susmel(2004)在 Smith 模型基础上使用马尔可夫蒙特卡罗(MCMC)方法也考察了美国短期利率波动的结构变化并得到同样结论,该模型与 Smith 模型的不同之处是弹性参数设为0.5,利率波动不仅与当前状态有关还与前期状态有关^[12]。另外,Benito et al.(2007)对欧元隔夜利率的研究发现引入跳跃、机制转换的单因子模型在样本内拟合与样本外预测的表现比跳跃模型或机制转换模型更佳^[4]。

我国学者对短期利率的研究起步较晚。吴冲锋

收稿日期:2008-12-30;修订日期:2009-04-15

作者简介:吴吉林(1979-),男(汉族),浙江安吉人,厦门大学王亚南经济研究院与密苏里州立大学哥伦比亚校区联合培养博士研究生,研究方向:固定收益衍生品定价、金融时间序列。

等(2000)利用国债回购利率研究了单因子 Vasicek 模型和 CIR 模型,发现两模型实证结果相差很大^[24]。谢赤和吴雄伟(2002)在回归中使用虚拟变量证实了我国利率存在结构转换^[25]。陈晖和谢赤(2004)运用 Gray 提出的机制转换 GARCH 模型考察了银行间 30 天同业拆借利率,进一步证实中国利率的确存在机制转换,并在利率波动较小时存在均值回归现象,而在利率波动较大时不存在均值回归^[19]。洪永淼和林海(2006)利用 GARCH 模型、马尔可夫机制转换模型以及跳跃-扩散模型等首次较系统的对我国短期利率进行了研究,结果证实单因子扩散模型中引入 GARCH、跳跃或机制转换效应会大大地改善短期利率模型的表现,并降低模型设定误差。刘金全和郑挺国(2006)在 CKLS 模型中引入机制转换研究了我国同业拆借市场的月度加权利率,发现漂移项和扩散项都呈现非线性,其中漂移函数表现为强烈的随机游走过程或均值回归过程,而扩散项表现为低波动状态或高波动状态^[20]。由于利率的变动模式会随着时间的、经济环境和金融制度的改变而改变,潘婉彬等(2006)用核回归非参数方法估计了中国银行间 7 天回购利率的时间相依 CKLS 模型,发现该模型比时齐 CKLS 模型在波动率预报上更精确。张金清和周茂彬(2008)^[26]在 Vasicek 模型中引入与宏观经济变量相关的跳跃因子发现,我国短期利率不仅存在均值回复和扩散行为,还存在显著的跳跃行为,并且跳跃强度存在显著的正向水平效应和宏观经济效应^[22]。潘婉彬等(2008)提出了门限 CKLS 模型并借助于 bootstrap 广义似然比检验发现,门限 CKLS 模型能较好的刻画利率期限中漂移项的非线性,并在 0.1 的显著水平下优于 CKLS 模型^[23]。

本文在 Smith 的机制转换及随机波动模型基础上研究中国银行间 7 天同业拆借月度平均加权利率,探索中国短期利率特征。鉴于上述研究发现我国短期利率具有非线性、波动较大、存在结构变化以及时变性较强等特点,本文模型在 Smith 模型基础上主要做以下改进(1)在漂移项中引入 Ait-Sahalia (1996)提出的非线性形式。(2)不仅考虑波动水平的机制转换,而且也把波动滞后一阶系数及方差的机制转换考虑在内。(3)状态转移概率不仅包括常数形式,还包括时变的 logistic 函数形式。

2 模型与计量方法

单因子扩散模型假设短期利率 r_t 的动态过程

为 $dr_t = \mu(r_{t-1},) dt + (r_{t-1},) dW_t$, 其中, $\mu(r_{t-1},)$ 和 $(r_{t-1},)$ 分别为漂移项和扩散项, W_t 为标准布朗运动。 $\mu(r_{t-1},)$ 、 $(r_{t-1},)$ 完全决定了单因子扩散模型的运动规律。在 Ait-Sahalia(1996)的非线性扩散模型中, $\mu(r_{t-1},) = \theta_0 + \theta_1 r_{t-1} + \alpha_2 r_{t-1}^2 + \alpha_3 r_{t-1}^3$, $(r_{t-1},) = \sigma_{t-1} r_{t-1}$ 。通过离散近似表述, Ait-Sahalia 短期利率模型可写为:

$$r_t = \theta_0 + \theta_1 r_{t-1} + \alpha_2 r_{t-1}^2 + \alpha_3 r_{t-1}^3 + \sigma_{t-1} r_{t-1} \epsilon_t, \epsilon_t \sim iid. N(0,1) \tag{1}$$

其中 $r_t = r_t - r_{t-1}$, σ_{t-1} 为滞后一阶标准差, α_2 为波动的弹性参数,决定了短期利率波动的平稳性。如果 $\alpha_2 = 0$, 则波动存在水平效应。令 $x_t = \ln(r_t - \theta_0 - \theta_1 r_{t-1} - \alpha_2 r_{t-1}^2 - \alpha_3 r_{t-1}^3)$, $h_t = \ln(\sigma_{t-1}^2)$ 并服从自回归 AR(1) 过程,由上述假设可得:

$$x_t = h_{t-1} + 2 \ln(r_{t-1}) + \ln(\epsilon_t^2) \tag{2}$$

$$h_t = u + \rho h_{t-1} + \epsilon_t, \epsilon_t \sim iid. N(0,1) \tag{3}$$

其中 ϵ_t 、 ϵ_t 相互独立, $\ln(\epsilon_t^2)$ 为服从自由度 1 的对数卡方分布,其均值为 -1.2704, 方差为 $\frac{2}{2}$ ^[11], 令 $\epsilon_t = \ln(\epsilon_t^2) + 1.2704$, 因此, (2) 式可改写为

$$x_t = h_{t-1} + 2 \ln(r_{t-1}) - 1.2704 + \epsilon_t, E(\epsilon_t) = 0, var(\epsilon_t) = \frac{2}{2} \tag{4}$$

(3) 和 (4) 式构成了单一机制的随机波动模型。Smith(2002) 在 (3) 式的常数项 u 中引入了机制转换, 并假设状态转移概率为常数。与发达国家相比, 中国短期利率易受政策影响, 波动较大, 时变性较强, 所以在本文中设 u , ρ 和 σ 都存在两个状态的机制转换, 这样能更好的捕捉到在各个不同状态下波动的不同特征。另外, 状态转移概率设为时变的 logistic 函数, 具体模型设定如下:

$$h_t = u_j + \rho_j h_{t-1} + \sigma_j \epsilon_t, j = 0, 1 \tag{5}$$

状态转移概率函数为:

$$p(s_t = j | s_{t-1} = j, I_{t-1}) = \frac{\exp(\beta_j + \gamma_j r_{t-1})}{1 + \exp(\beta_j + \gamma_j r_{t-1})}, j = 0, 1 \tag{6}$$

其中 $I_{t-1} = \{r_{t-1}, r_{t-2}, \dots, r_0\}$ 为信息集。这里考虑两种情况, 第一种情况为常数转移概率 ($\beta_j = 0$), 并且 $p(s_t = 0 | s_{t-1} = 0, I_{t-1}) = p$ 和 $p(s_t = 1 | s_{t-1} = 1, I_{t-1}) = q$ 。第二种情况为时变转移概率 ($\beta_j \neq 0$)。 (4)、(5)、(6) 构成了马尔可夫机制转换的随机波动模型。由于 h_t 的不可观测性和机制转换的存在, 这给模型的估计带来一定的困难。Kalimipalli & Susmel(2004) 使用马尔可夫蒙特卡罗方

法来估计此类模型,但该方法计算量大,收敛不一定能得到保证。在本文中,我们使用 Kim 滤子方法来估计。Kim 滤子由 Kalman 滤子和 Hamilton 滤子构成。令 $h_{t-1}^{(i,j)} = E[h_t | s_t = i, s_{t-1} = j, I_{t-1}]$, $h_{t-1}^i = E[h_t | s_t = i, I_{t-1}]$, $P_{t-1}^{(i,j)} = E[(h_t - h_{t-1}^{(i,j)})^2 | s_t = i, s_{t-1} = j, I_{t-1}]$, $P_{t-1}^i = E[(h_t - h_{t-1}^i)^2 | s_t = i, I_{t-1}]$ 。

第一步, Kalman 滤子:

$$h_{t-1}^{(i,j)} = u_i + i h_{t-1}^{j-1}, P_{t-1}^{(i,j)} = \frac{2}{i} p_{t-1}^{j-1} + \frac{2}{i} j$$

$$h_{t-1}^{(i,j)} = h_{t-1}^{(i,j)} + P_{t-1}^{(i,j)} (P_{t-1}^{(i,j)} + \frac{2}{i})^{-1} (x_t - x_{t-1}^{(i,j)}),$$

$$P_{t-1}^{(i,j)} = P_{t-1}^{(i,j)} - P_{t-1}^{(i,j)} (P_{t-1}^{(i,j)} + \frac{2}{i})^{-1} P_{t-1}^{(i,j)}$$

其中, $x_{t-1}^{(i,j)} = h_{t-1}^{(i,j)} + 2 \ln(r_{t-1}) - 1.2704$ 。

第二步, Hamilton 滤子:

$$f(x_t | I_{t-1}) = \sum_{i=0}^1 \sum_{j=0}^1 f(x_t | s_t = i, s_{t-1} = j, I_{t-1}) \times p(s_t = i | s_{t-1} = j, I_{t-1}) \times p(s_{t-1} = j | I_{t-1})$$

$$p(s_t = j, s_{t-1} = i | I) = \frac{f(x_t | s_t = i, s_{t-1} = j, I_{t-1}) \times p(s_t = i, s_{t-1} = j | I_{t-1})}{f(x_t | I_{t-1})}$$

$$p(s_t = j | I_t) = \sum_{i=1} p(s_t = j, s_{t-1} = i | I_t)$$

$$\text{其中, } f(x_t | s_t = i, s_{t-1} = j, I_{t-1}) = (2 V_{t-1})^{-0.5} \exp(-\frac{1}{2} \frac{(x_t - x_{t-1}^{(i,j)})^2}{V_{t-1}}), V_{t-1} = (P_{t-1}^{(i,j)} + \frac{2}{i})$$

第三步, Kim 近似逼近:

$$h_{t-1}^i = \frac{\sum_{j=0}^1 p(s_t = i, s_{t-1} = j | I_t) h_{t-1}^{(i,j)}}{p(s_t = i | I_t)}$$

$$P_{t-1}^i = \frac{\sum_{j=0}^1 p(s_t = i, s_{t-1} = j | I_t) (P_{t-1}^{(i,j)} + (h_{t-1}^i - h_{t-1}^{(i,j)})^2)}{p(s_t = i | I_t)}$$

通过对上面三步的依次循环可得到条件概率密度函数 $f(x_t | I_{t-1})$, $t = 1, 2 \dots T$, 从而可得到拟极大似然函数 $l(\cdot) = \sum_{t=1}^T \ln(f(x_t | I_{t-1}))$, 其中

为参数集。Kim 滤子的具体计算步骤、初始值的选取、平滑概率 $p(s_t = j | I_T)$ 以及 h_{tT} 和 P_{tT} 的计算可参考 Kim & Nelson(1999)^[13]。

3 实证分析及结果

本文选取我国银行间 7 天同业拆市场月度加权平均利率数据, 样本范围从 1996 年 1 月到 2008 年 10 月, 共计 154 个观察值。数据来源于中经网宏观经济数据库。图一给出了 7 天同业拆借利率的水平, 差分以及它们的直方图。

从图 1 可以看出, 银行间 7 天同业拆借月度加权利率从 1996 年初的 13% 左右逐渐下降到 2005 年 10 月的 1.5% 左右, 然后又逐步上升到 2008 年 10 月的 3% 左右。两次较大的波动分别是 1996 年初到 1999 年中期以及 2006 年到 2008 年 10 月。图中还显示 7 天拆借利率变动具有聚类效应, 利率越高, 波动越强。利率水平分布呈现非正态性, 并向右倾斜。

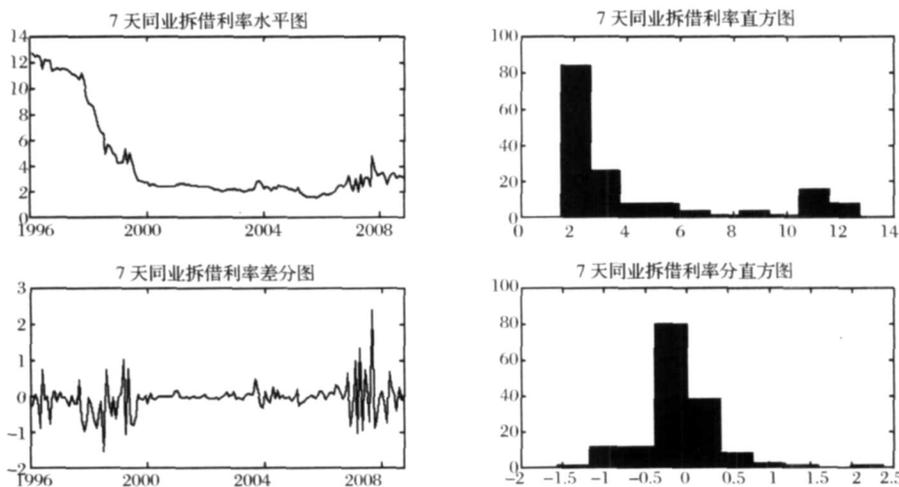


图 1 1996 年 1 月—2008 年 10 月七天同业拆借利率图

表 1 漂移项参数估计

参数	0	1	2	3	ARCH-LM
	0.8847(1.4382)	-0.3359(-2.2310)**	0.0212(2.3284)**	-0.4345(-0.6029)	13.4834**

注: ** 表示在 5% 的水平上显著,下同。

尽管随机波动的存在使(1)式的扩散项中存在异方差,但我们仍能使用 White(1980)异方差一致协方差矩阵估计量(heteroskedasticity-consistent covariance matrix estimator)来获得一致的漂移项参数和标准差^[18]。表一给出了漂移项中各参数估计值。从 t 值可以看出,漂移项中存在明显的非线性。

性。我们使用 Engle 的 ARCH-LM 检验法来检验滞后 5 阶的回归残差中是否存在 ARCH/ GARCH 效应,结果显示在 5% 的水平上拒绝了不存在 ARCH/ GARCH 效应的原假设,因此使用随机波动模型是合理的。

表 2 单一机制随机波动模型各参数及 t 值

参数	μ	1	2	3	likelihood
受限模型	-0.6028(-3.2541***)	0.9233(3.7438***)	0.6839(1.9836**)	0	-354.76
非受限模型	-0.9349(-5.9230***)	0.9047(4.5532***)	0.8499(2.0162**)	1.2160(6.4129***)	-352.61

注: *** 表示在 1% 的水平上显著,下同。

表 2 分别给出了 $\mu = 0$ 以及 μ 为非受限待估参数的单一机制随机模型的估计结果。两模型中滞后一阶系数 μ 都较大,而且 t 值在 1% 水平上都很显著,表明波动效应较持久。采用似然比 LR 检验发现在 5% 水平上拒绝了不存在水平效应的假设,因此对弹性参数做任何的限定性都可能引起模型的误设。非受限随机模型中 $\mu = 1.2160$ 表明短期利率对扩散项的影响是非平稳爆炸似的。另外,央行屡次调整存款准备金以及利率,有可能引起七天同业拆借利率的结构性变化。非受限模型中的 μ 和 μ 的较大值可能由于结构性变化被高估而使得波动效应较持久,这会引引起利率衍生品定价的较大误差,因此我们将考虑存在结构转换的随机波动模型。

(0.8739, 0.9260)、(0.8574, 0.9379), 而模型 2、4 的时变状态转移概率值估计结果相近,我们只给出模型 4 的转移概率时变图,见图 2。通过观测可知,无论转移概率为常数还是为变数,其值都较大,这表明存在明显的机制转换。但无论处于高波动机制还是低波动机制下, μ_0 和 μ_1 值都比单一机制下要小,而且在模型 3、4 中得到的 μ 值也小于 1。这些参数显著的下降表明单一机制的随机波动模型由于没有考虑机制转换而高估了波动的持久性。图 3 中用标准差来表示波动率,图中显示在波动率较小时,单一机制随机模型得到的标准差与马尔可夫转换随机模型的标准差几乎重合,而在波动率较大且波动较频繁时,单一机制随机模型的标准差要明显大于马尔可夫机制转换随机模型的标准差,因此我们可以断定单一机制模型中较大的标准差是由结构冲击引起。Vuong (1989) 提出的非嵌套似然比检验可以正式比较非受限单一机制模型与模型 4 之间在解释波动性中哪个更具有竞争力,其统计量为

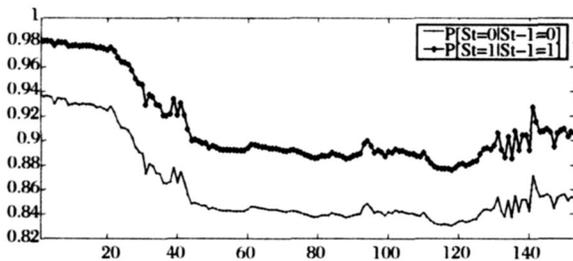


图 2 模型 4 中的过渡概率

表 3 给出了机制转换随机波动模型各参数估计值及 t 值。模型 1 对应 $\mu = 0$ 和常数转移概率;模型 2 对应 $\mu = 0$ 和时变转移概率;模型 3 对应 μ 为自由参数和常数转移概率;模型 4 对应 μ 为自由参数和时变转移概率。模型 1、3 中的 (p, q) 分别为

$$V = n^{-\frac{1}{2}} (L_n^4 - L_n^s) / \hat{\Lambda}_n \sim N(0, 1),$$

其中, $\hat{\Lambda}_n^2 = \frac{1}{n} \sum_1^n [\ln \frac{f_n^4}{f_n^s}]^2 - [\frac{1}{n} \sum_1^n \ln \frac{f_n^4}{f_n^s}]^2$, L_n^4, L_n^s 和 f_n^4, f_n^s 分别为模型 4 和非受限单一机制模型相对应的极大似然值和似然概率函数,具体介绍可参考 Vuong (1989)^[17]。通过计算可得 $V = 6.9652, p = 0.0000$, 这再次证明机制转换的随机波动模型对波动的解释能力更强。进一步研究可知,在处于高波动机制下, μ_0 的绝对值较大,但 μ_0

较小,波动持久性较短,波动的方差 $\hat{\sigma}_0^2$ 较大;而处于低波动机制下, μ_1 的绝对值较小,但 $\hat{\sigma}_1$ 较大,波动持久性增强,波动的方差 $\hat{\sigma}_1^2$ 较小。模型 1、2 分别被嵌套于模型 3、4,似然比 LR 检验再一次在 5% 水平上拒绝了不存在水平效应的假设。因此,在对单因子建模时,一定要考虑扩散项的水平效应。同样,模

型 3 也嵌套于模型 4 中,似然比 LR 检验在 10% 水平上拒绝而在 5% 水平上接受了使用不同过渡概率的两模型无差异的假设。虽然两模型存在较小差异,但状态转移概率为 logistic 的模型 4 表现相对稍佳。

表 3 存在机制转换的随机波动模型各参数及 t 值

参数	模型 1	模型 2	模型 3	模型 4
θ		5.0836(7.2149) ***		1.4402(2.5880) **
ϕ		0.0183(0.3728)		0.0999(1.1064)
λ		-1.3259(-2.8323) ***		1.6841(2.9056) ***
β		1.3419(1.5793)		0.1822(1.0668)
p	0.8739(7.1139) ***		0.8574(5.1364) ***	
q	0.9260(3.1893) ***		0.9379(4.5883) ***	
μ_0	-3.5087(-2.7258) ***	-5.4742(-4.1867) ***	-6.7797(-3.1759) ***	-7.8602(-9.7400) ***
μ_1	-0.5490(-1.4913)	-1.3011(-1.6476) *	-1.6674(-2.3803) **	-0.8154(-1.7030) *
σ_0	0.5060(2.0106) **	0.2874(1.6145) *	0.2079(1.5077)	0.1068(0.6924)
σ_1	0.8324(3.0091) ***	0.6793(3.0195) ***	0.6942(2.5482) ***	0.8349(4.8439) ***
$\hat{\sigma}_0$	0.9695(4.2193) ***	0.9164(5.9219) ***	0.9839(4.1707) ***	0.9742(5.0592) ***
$\hat{\sigma}_1$	0.2806(1.3565)	0.6228(2.4151) **	0.4974(2.8051) ***	0.386(1.7287) *
	0	0	0.7118(3.6041) ***	0.7566(2.2573) **
Likelihood	-349.54	-348.13	-346.61	-344.10

* 表示在 10% 的水平上显著。

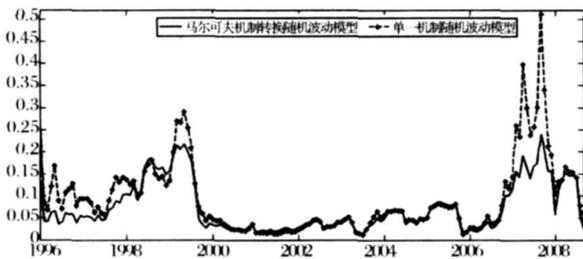


图 3 单一机制和马尔可夫机制转换的随机波动模型标准差图

图 3 给出了高波动机制下的平滑概率 $Pr[S_t = 0 | I_T]$, 图上显示在 1999 年 8 月左右和 2005 年底出现了结构转换。第一个高位概率 (high regime probabilities) 对应于 1996 年到 1999 年亚洲金融危机和我国货币改革(由直接调控转向间接调控)。亚洲金融危机发生后,为了确保我国金融市场的稳定性,央行在 1997 年 5 月到 1999 年 6 月的 2 年时间内连续 6 次下调人民币利率,导致银行间同业拆借利率跳跃性下跌,在 1999 年 8 月左右 7 天拆借利率出现结构性变化。1999 年 8 月到 2005 年底对应着低位概率 (low regime probabilities), 这段时间内 7 天拆借利率波动相对平稳,央行在这期间共 2 次调

整存款准备金,3 次调整利率。从 2005 年底到 2008 年 10 月,7 天拆借利率波动增大,又进入了高位概率,我国在这期间内经历了货币政策的调整(从“稳健”转向“适度从紧”)以及 2008 年的全球金融危机,央行曾 20 次调整存款准备金和 10 次调整利率。而且比较图 3 和图 4 发现,高位概率基本对应着高的波动率,低位概率基本对应着低的波动率。许多研究表明,机制结构的转换是由于受到外在经济周期、货币政策等宏观变量的影响,因此,机制一定和宏观变量间存在着某种关系。通过计算在每个机制下的 CPI 的月平均值,我们发现在高波动机制下 CPI 平均值为 6.88%,而在低波动机制下 CPI 平均值为 1.02%,高波动率下的通货膨胀率是低波动率下通货膨胀率的 6 倍多。

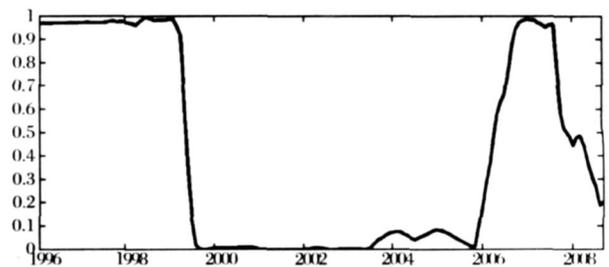


图 4 平滑概率 $Pr[S_t = 0 | I_T]$ 时序图

4 结语

本文在 Smith(2002)的机制转换随机波动模型基础上研究了我国银行间 7 天同业拆借利率的特征。鉴于我国短期利率具有非线性、波动较大、存在结构变化以及时变性较强等特点,本文模型在 Smith 模型基础上主要做了以下改进:(1)在漂移项中引入 Ait-Sahalia(1996)提出的非线性形式。(2)不仅考虑波动水平的机制转换,而且也把波动滞后一阶系数及方差的机制转换考虑在内。(3)状态转移概率不仅包括常数形式,还包括时变的 logistic 函数形式。与陈晖和谢赤(2004)、洪永淼和林海(2006)以及刘金全和郑挺国(2006)等的研究方法相比,本文模型最大的优点是把波动效应本身看成是一个不可观测的随机过程,这大大减少了 GARCH 建模中由于波动的非随机性而带来的可能偏差。而且扩展后的机制转换随机波动模型具有很大的灵活性,能在统一框架内同时考察我国短期利率的非线性、结构变化以及波动效应。与其他研究结果一样,本文的研究也发现我国短期利率存在显著的非线性和明显的机制转换,两个大的结构变化分别发生在 1999 年 8 月左右和 2005 年底;而且在单一机制模型中引入机制转换后,短期利率波动的持久性显著下降,似然比检验显示模型的拟合能力也较大的提高,因此在研究我国短期利率的波动性时,不能忽视结构性变化。另外,本文还发现我国短期利率的波动还存在水平效应,而且引入机制转换后,波动的水平效应显著下降,但依然显著。最后,平滑概率 $\Pr[S_t = 0 | I_t]$ 的高位概率对应着高的波动率和高通货膨胀率,而低位概率对应着低的波动率和低的通货膨胀率。

本文模型由于在波动中引入了随机过程从而能更好的刻画信息、政策等的随机冲击效应,特别适用于考察新兴金融市场收益率的非线性、结构变化以及波动效应等。但像中国这样的新兴金融市场,即使考虑了收益率的结构变化,收益率中还可能存在信息、政策冲击而产生的跳跃行为。因此,在机制转换的波动模型中还同时考虑跳跃因素是今后研究的方向。

参考文献:

[1] Ait-Sahalia, Y.. Testing continuous-time models of the spot interest rate [J]. Review of Financial Studies, 1996, 9: 385 - 426.

[2] Anderson, T., Lund J.. Estimating continuous time stochastic volatility models of the short-term interest rates [J]. Journal of Econometrics, 1997, 77: 343 - 377.

[3] Ball, C., Torous, W.. The stochastic volatility of short-term interest rates: some international evidence [J]. Journal of Finance, 1999, 54: 2339 - 2359.

[4] Benito, F., Leon, a., Nave, J.. Modeling the Euro overnight rate [J]. Journal of Empirical Finance, 2007, 14: 756 - 782.

[5] Brenner, R., Harjes, R., Kroner, K.. Another look at models of the short-term interest rate [J]. Journal of Financial and Quantitative Analysis, 1996, 31: 85 - 107.

[6] Cai, J. A.. Markov model of switching-regime ARCH [J]. Journal of Business & Economic Statistics, 1994, 12: 309 - 316.

[7] Chan, K., Karolyi, G., Longstaff, F., Sanders, A.. An empirical comparison of alternative models of the short-term interest rate [J]. Journal of Finance, 1996, 47: 1209 - 1227.

[8] Chapman, D., Pearson, N.. Recent advances in estimating term-structure models [J]. Financial Analysts Journal, 2001, 57: 77 - 95.

[9] Cox J. C., Ingersoll J. E., Ross, S. A.. A new theory of the term structure of interest rates [J]. Econometrica, 1985, 53: 385 - 407.

[10] Gray, S.. Modeling the conditional distribution of interest rates as a regime-switching process [J]. Journal of Financial Economics, 1996, 42: 27 - 62.

[11] Harvey, A., Ruiz, E., Shephard, N.. Multivariate stochastic variance models [J]. Review of Economic Studies, 1994, 61: 247 - 264.

[12] Kalimipalli, M., Susmel, R.. Regime-Switching Stochastic Volatility and Short Term Interest Rates [J]. Journal of Empirical Finance, 2004, 11: 309 - 329.

[13] Kim, C., Nelson, C.. State-Space Models with Regime Switching [M]. Cambridge, MA: The MIT Press, 1999.

[14] Lamoureux, C., Lastrapes, W.. Persistence in variance, structural change and the GARCH model [J]. Journal of Business & Economic Statistics, 1990, 8: 225 - 234.

[15] Smith, D. R.. Markov-switching and Stochastic volatility diffusion models of short-term interest rates [J]. Journal of Business and Economic Statistics, 2002, 20 (2): 183 - 197.

[16] Vasicek, O.. An equilibrium characterization of the term structure [J]. Journal of Financial Economics, 1977, 5: 177 - 188.

[17] Vuong, Q.. Likelihood ratio tests for model selection and non-nested hypotheses [J]. Econometrica, 1989, 57:

- 307 - 333.
- [18] White, H. . A Heteroskedasticity-Consistent Covariance Matrix Estimator and a Direct Test for Heteroskedasticity[J]. *Econometrica*, 1980, 48: 817 - 838.
- [19] 陈晖, 谢赤. 中国银行间同业拆借市场利率结构转换研究[J]. *管理科学*, 2004, (4): 65 - 70.
- [20] 洪永淼, 林海. 中国市场利率动态研究—基于短期国债回购利率的实证分析[J]. *经济学(季刊)*, 2006, (2): 511 - 532.
- [21] 刘金全, 郑挺国. 利率期限结构的马尔科夫区制转移模型与实证分析[J]. *经济研究*, 2006, (11): 82 - 91.
- [22] 潘婉彬, 陶利斌, 缪柏其. 时间相依利率扩散模型的非参数估计[J]. *中国管理科学*, 2006, (6): 1 - 5.
- [23] 潘婉彬, 陶利斌, 缪柏其. 利率期限结构模型非线性建模[J]. *中国管理科学*, 2008, 16(5): 17 - 21.
- [24] 吴冲锋, 王海成, 吴文锋. *金融工程研究* [M]. 上海: 上海交通大学出版社, 2000.
- [25] 谢赤, 吴雄伟. 一个基于水平模型的利率结构转换模型[J]. *系统工程*, 2002, 20(1): 20 - 23.
- [26] 张金清, 周茂彬. 中国短期利率跳跃行为的实证研究[J]. *统计研究*, 2008, (1): 59 - 64.

Markov-Regime Switching and Stochastic Volatility Model of Short-Term Interest Rate in China

WU Ji-lin¹, TAO Wang-sheng²

(1. Wang Yan-nan Economics Institute, Xiamen University, Xiamen 361005, China;

2. School of Economics, Xiamen University, Xiamen 361005, China)

Abstract : In view of nonlinearity, policy impacts, big volatility and possible structural changes in Chinese short rate, this paper extends the Markov-regime switching and stochastic volatility model proposed by Smith(2002) and introduces nonlinearity to drift and markov switches to all coefficients in stochastic volatility equation. Using Chinese 7-day interbank offered rate data, we find there exists obvious nonlinearity, regime switching and level volatility effects in the rate, and obvious volatility persistence reduction after taking the regime switching into account. Additionally, high-regime probabilities imply high volatility and high inflation rate, low-regime probabilities imply low volatility and low inflation rate.

Key words : short rate; Markov-regime switching; stochastic volatility; Kim filter