

# 我国银行间同业拆借利率的动态研究<sup>①</sup>

## ——基于跳跃 - 扩散 - 机制转换模型的实证分析

吴吉林<sup>1</sup>, 张二华<sup>2</sup>, 原鹏飞<sup>3</sup>

(1. 山东大学经济研究院, 济南 250100; 2. 上海财经大学经济学院, 上海 200439;  
3. 国家统计局统计科学研究所, 北京 100826)

**摘要:** 针对我国短期利率易受政策影响, 波动较大并存在结构变化等特点, 构建了跳跃 - 扩散 - 机制转换模型, 同时考察了银行间 7 天同业拆借利率的波动、跳跃和结构变化三种效应, 发现我国同业拆借利率不仅具有均值回归特性而且还存在明显的跳跃与机制转换, 并且该模型比其嵌套的受限模型表现更佳. 在高波动状态下利率波动的水平效应和 ARCH 效应可以忽略; 低波动状态下, 水平效应可以忽略. 另外, 跳跃具有聚类效应, 高(低)的跳跃概率和高(低)状态概率对应着高(低)利率和较高(低)的波动率, 跳跃主要发生在高状态机制下, 低状态机制下发生跳跃的可能性很小.

**关键词:** 同业拆借利率; 跳跃; 扩散; 机制转换; ARCH 效应

**中图分类号:** F832   **文献标识码:** A   **文章编号:** 1007 - 9807(2011)11 - 0033 - 09

## 0 引言

短期利率是央行执行货币政策的重要传导工具, 并且在金融衍生品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模型如 Vasicek、CIR、CKLS 以及 Ait-Sahalia<sup>[1-4]</sup>等, 它假设短期利率的动态过程完全由漂移项和扩散项决定. 虽然这些模型能基本描述短期利率的均值回归和扩散运动, 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(洪永淼和林海<sup>[5]</sup>). 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<sup>[6]</sup>在扩散项中引入了 GARCH 效应, Andersen 和 Lund<sup>[7]</sup>、Ball 和 Torous<sup>[8]</sup>在 CKLS 模型中引入了随机波动效应. 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 和 Lastrapes<sup>[9]</sup>、

Chapman 和 Person<sup>[10]</sup>等所证实, 信息、政策和异常事件冲击必然会引起利率发生跳跃和结构变化, 未考虑跳跃或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. 因此, 在模型中引入跳跃或机制转换就非常必要. 如 Cai、Gray<sup>[11-12]</sup>分别在 ARCH、GARCH 模型中引入机制转换, Smith、Kalimipalli 和 Susmel<sup>[13-14]</sup>在随机波动模型中引入机制转换. 他们都发现引入机制转换后模型拟合能力不仅有较大提高, 而且波动的持久性也显著下降. Johannes<sup>[15]</sup>发现跳跃行为在利率的变动中发挥着重要作用, 并对利率衍生品定价产生显著影响. 另外, Das<sup>[16]</sup>在单因子 ARCH 模型中引入了跳跃后发现跳跃因子在刻画美国短期利率中发挥着必不可少的作用, 而且在跳跃、扩散基础上再引入机制转换能更进一步改善模型的拟合效果. Benito 等<sup>[17]</sup>对欧元隔夜利率的研究证实了包含跳跃、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都较好.

① 收稿日期: 2009 - 03 - 10; 修订日期: 2010 - 09 - 07.

作者简介: 吴吉林(1979—), 男, 浙江安吉人, 博士, 讲师. Email: rainforest1061@gmail.com

相对于国外学者,国内学者对短期利率的研究起步较晚,研究方法主要集中在以下三类:第一类为简单单因子模型,如,吴冲锋<sup>[18]</sup>等利用单因子 Vasicek 模型和 CIR 模型研究了国债回购利率特征,但发现两模型实证结果相差很大.董乐<sup>[19]</sup>以银行间和交易所的回购利率为研究对象,在 Vasicek、CIR、CKLS 利率模型基础上,检验了它们的均值回复特征.马晓兰和潘冠中<sup>[20]</sup>提出了更一般的单因子扩散模型,并考察了 7 天回购利率的运动特征.基于 SNP-EMM 法,范龙振<sup>[21]</sup>比较了多种不同的单因子利率模型能否描述上海证券交易所国债交易的短期利率的变动特征.第二类为单因子基础上的结构变化模型.如,谢赤和吴雄伟<sup>[22]</sup>在回归中使用虚拟变量证实了我国利率存在结构转换.陈晖和谢赤<sup>[23]</sup>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,且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.刘金全和郑挺国<sup>[24]</sup>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.吴吉林和陶旺升<sup>[25]</sup>在 Ait-Sahalia<sup>[4]</sup>非线性扩散模型基础上引入了随机波动和机制转换,发现我国银行 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.第三类为单因子基础上的跳跃模型.如,林海和郑振龙<sup>[26]</sup>使用纯跳跃模型对中国政府利率变动行为进行了模拟和分析.陈晖和谢赤<sup>[27]</sup>比较了 Jump-ARCH 模型与其嵌套模型间的拟合能力,发现 Jump-ARCH 模型在刻画我国短期利率的动态特征上是最优的,并且跳跃还存在周内效应.张金清和周茂彬<sup>[28]</sup>从宏观信息冲击视角出发,通过在 Vasicek 模型中引入与宏观经济变量相关的跳跃成分发现,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.另外,Hong 等<sup>[29]</sup>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地对我国短期利率研究结果证实,

在单因子扩散模型中考虑波动、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.同时还发现 IPO 新股发行以及宏观信息和政策冲击对我国利率运动特征产生显著影响.

虽然在单因子模型中引入跳跃或机制转换等效应能大大地改善模型的表现,但正如洪永森和林海<sup>[5]</sup>所指出,没有一个简单的利率模型可以准确描述中国短期利率特征.与发达国家利率市场相比,我国短期利率市场更易受信息、政策冲击影响,利率波动较大,并可能存在较多的跳跃和结构变化.忽略波动、跳跃和机制转换中的任何一种效应都将可能引致模型的误设.国外学者 Benito 等<sup>[17]</sup>对欧洲短期利率的研究中发现,同时引入 ARCH、机制转换和跳跃将明显改善模型的拟合效果.而到目前为止,我国学者还没有在统一框架内同时考虑这三种可能的效应,他们至多只在波动基础上考虑跳跃效应或者机制转换效应.作为洪永森和林海<sup>[5]</sup>以及吴吉林和陶旺升<sup>[25]</sup>研究工作的继续,试图首次在统一框架内通过同时考察这三种效应来研究我国短期利率的动态特征,然后主要比较该模型与任何只考虑一种或两种效应的模型间的优劣.相对于单一机制扩散-跳跃模型,引入机制转换后,由于假设高低状态下存在不同均值回归速度和跳跃幅度,这使得我们更容易发现单一机制不能揭示的短期利率特征;相对于不考虑跳跃的扩散-机制转换模型,在高低两状态下引入不同幅度和强度的跳跃因素,将有助于更好了解短期利率波动的聚类特征.至少从检验结果来看,考虑三种效应的跳跃-扩散-机制转换模型比只考虑一种或两种效应的其它模型表现要好.

## 1 模型构建与实证方法

### 1.1 7 天同业拆借利率数据特征分析

选取我国银行间 7 天同业拆借市场月度加权平均利率作为短期利率数据,样本范围从 1996 年 1 月到 2008 年 11 月,共计 155 个观察值.所有数据来源于锐思金融研究数据库,并经过等价的年度复利化处理.图 1 给出了 7 天同业拆借利率的水平和差分图.图 1(a) 显示 7 天同业拆借月度加

权利率从 1996 年初的 9% 左右逐渐下降到 2005 年 10 月的 1.5% 左右, 然后又逐步略有上升. 从图 1(b) 可以看出两次较大的波动分别是 1997 年

底到 1999 年中期以及 2006 年初到 2008 年 11 月, 并且 7 天拆借利率变动具有聚类效应, 利率越高, 波动越强.

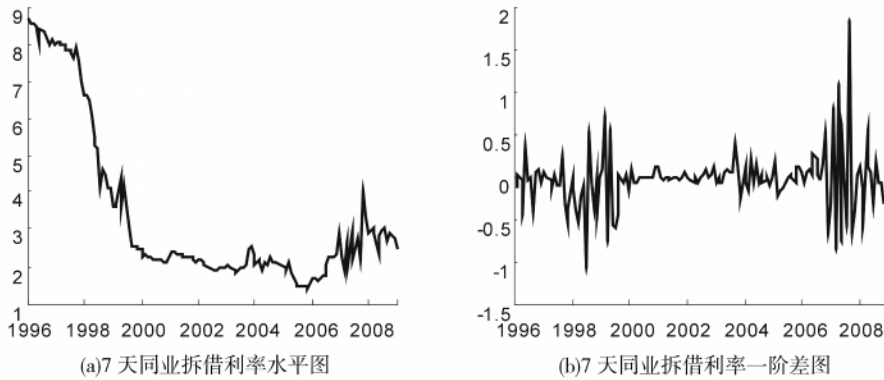


图 1 1996 年 1 月—2008 年 11 月七天同业拆借利率图

Fig. 1 The plot of 7-day interbank offered rate from Jan. 1996 to Oct. 2008

表 1 给出了 7 天同业拆借利率的水平值和一阶差分统计量性质. 其偏度和峰度在 5% 的水平上都显著不等于 0, 因此 7 天拆借利率具有明显的尖峰性质. Jarque-Bera 统计量在 1% 的水平上拒绝了水平值和差分服从正态分布的假设. 并且 ARCH-LM 检验支持同业拆借利率的水平值

和差分分别在 1% 和 10% 的显著水平上存在自回归条件异方差即 ARCH 效应. 由图 1 和表 1 分析可知, 我国银行间 7 天拆借利率具有尖峰、非正态性质, 并且波动较大, 可能存在跳跃和结构变化. 因此, 在本文中同时考察波动、跳跃和机制转换效应具有合理性.

表 1 同业拆借利率统计量性质描述

Table 1 Statistical property of interbank offered rate

	均值	方差	偏度	峰度	Jarque-Bera	ARCH-LM(1)
$r_t$	3.379	4.792	1.419 **	3.459 **	53.314 ***	48.172 ***
$\Delta r_t$	-0.042	0.107	1.158 **	11.049 **	450.106 ***	19.259 ***

注: \*\*、\*、\* 表示在 1%、5%、10% 水平上显著, 下同. ARCH-LM 滞后阶的选取, 使用经验法则即滞后项的大小由样本量的平方根决定.

### 1.2 跳跃 - 扩散 - 机制转换模型构建

主要目的是构建跳跃 - 扩散 - 机制转换模型, 并在统一框架内同时考察波动、跳跃或机制转换等三种效应, 然后比较该模型与其它只含一种或两种效应模型间的优劣. 借鉴 CKLS 模型, 假设短期利率  $r_t$  具有均值回复特性, 均值回归速度为  $-\beta$ , 均值回归速度与长期均值  $\bar{r}$  之乘积为  $\alpha$ ; 鉴于我国短期利率的波动同时存在水平效应 ( $\rho \neq 0$ ) 和 ARCH/GARCH 效应 (洪永森和林海<sup>[5]</sup>, 吴吉林和陶旺升<sup>[25]</sup>), 我们在 CKLS 模型的扩散项中同时考虑这两项效应<sup>②</sup>. 另外, 为了刻画短期内利率变化的尖峰、厚尾、非线性等特征以及考虑到我

国短期利率受央行干预程度较大等原因而引起可能的较多跳跃行为和结构性变化, 我们在模型中引入跳跃因子和机制转换. 跳跃次数用泊松计数过程描述, 跳跃幅度  $J$  被假设为一正态分布  $N(\mu, \theta^2)$ . 图 1(b) 显示利率变动即  $|r_t - r_{t-1}|$  具有聚类效应, 其绝对值越大, 利率在下期发生跳跃的可能性越大. 据此, 设定  $t$  时泊松计数过程的跳跃概率 (强度) 是上期利率变动幅度的函数即  $\lambda_t$  为  $|r_{t-1} - r_{t-2}|$  的函数. 数据为经过年度复利化处理的月度数据, 泊松计数过程的性质表明, 在很短时间  $\Delta t$  内利

② ARCH 模型和 GARCH 模型都能描述波动效应, 而且 ARCH 模型也是 GARCH 模型的一种特殊形式. 使用 GARCH 模型和 ARCH 模型对我们的实证结果不产生影响, 而且在既考虑跳跃又考虑机制转换的模型中, GARCH 的设置将涉及到状态路径相依和跳跃概率, 这使得模型的估计较繁琐. 为了模型的简洁, 使用 ARCH 模型.

率发生多次跳跃的概率是  $\Delta t$  的高阶无穷小, 而样本数据频率为 0.083 ( $\Delta t = 1/12$ ) ,因此完全可以用贝努利随机变量  $\Delta\pi(\lambda_t)$  来近似泊松计数过程的增量过程. 机制转换由两状态变量  $S_t = 0, 1$  组成, 其变动遵循一阶马尔可夫链, 并假设状态变量

$S_t$  的过渡概率  $P$  为常数矩阵形式即  $\begin{bmatrix} p & 1-p \\ 1-q & q \end{bmatrix}$ . 基于上述假设, 构建包含跳跃—扩散—机制转换的我国短期利率模型的离散形式可近似表示为

$$\begin{cases} \Delta r_t = (\alpha_{S_t} + \beta_{S_t} r_{t-1}) + \sigma_{S_t} r_{t-1}^{\rho(S_t)} \varepsilon_t + J_{S_t} \Delta\pi(\lambda_t) \\ \sigma_{S_t}^2 = \omega_{0S_t} + \omega_{1S_t} [\Delta r_{t-1} - E_{t-2}(\Delta r_{t-1})]^2, \quad \omega_{1S_t} \geq 0 \\ \Pr(\Delta\pi(\lambda_t) = 1) = \lambda_t, \Pr(\Delta\pi(\lambda_t) = 0) = 1 - \lambda_t \\ \lambda_t = \frac{\exp(c + d|r_{t-1} - r_{t-2}|)}{1 + \exp(c + d|r_{t-1} - r_{t-2}|)}, \quad S_t = 0, 1 \\ p(S_t=0 | S_{t-1}=0) = p, p(S_t=1 | S_{t-1}=1) = q, \quad \varepsilon_t \sim \text{iid}N(0, 1), J_{S_t} \sim N(\mu_{S_t}, \theta_{S_t}^2) \end{cases} \quad (1)$$

其中, 贝努利随机变量  $\Delta\pi(\lambda_t)$  表示在很短时间内利率发生跳跃的次数, 如果  $\Delta\pi(\lambda_t) = 0$ , 则表示利率没有发生跳跃, 而  $\Delta\pi(\lambda_t) = 1$  表示利率发生一次跳跃.  $\lambda_t$  和  $p(S_t = j | S_{t-1} = j)$  分别为跳跃概率和转移概率, 其值位于 0 和 1 之间. 刻画动态概率特征的常用函数有 logistic 和 probit, 把跳跃概率  $\lambda_t$  设为 logistic 函数.

### 1.3 模型参数估计

设  $I_{t-1} = \{r_{t-1}, r_{t-2}, \dots, r_0\}$  为  $t-1$  时的信息集, 在每个状态  $S_t$  下,  $\Delta r_t$  的条件概率密度函数为

$$f(\Delta r_t | S_t, I_{t-1}) = (1 - \lambda_t) \times f(\Delta r_t | S_t, \Delta\pi(\lambda_t) = 0 | I_{t-1}) + \lambda_t \times f(\Delta r_t | S_t, \Delta\pi(\lambda_t) = 1 | I_{t-1}) \quad (2)$$

其中

$$f(\Delta r_t | S_t, \Delta\pi(\lambda_t) = i | I_{t-1}) = \frac{1}{\sqrt{2\pi(\sigma_{S_t}^2 r_{t-1}^{2\rho(S_t)} + i\theta_{S_t}^2)}} \times \exp\left(-\frac{(\Delta r_t - \alpha_{S_t} - \beta_{S_t} r_{t-1} - i\mu_{S_t})^2}{2(\sigma_{S_t}^2 r_{t-1}^{2\rho(S_t)} + i\theta_{S_t}^2)}\right), \quad i = 0, 1 \quad (3)$$

最后, 由 Hamilton 滤子可得

$$p(S_t = i | I_{t-1}) = \sum_{j=0}^1 p(S_t = i | S_{t-1} = j | I_{t-1}) \times p[S_{t-1} = j | I_{t-1}] \quad (4)$$

$$f(\Delta r_t | I_{t-1}) = \sum_{i=0}^1 p(S_t = i | I_{t-1}) \times f(\Delta r_t | S_t = i | I_{t-1}) \quad (5)$$

$$p(S_t = i | I_t) = \frac{f(\Delta r_t | S_t = i | I_{t-1}) \times p[S_t = i | I_{t-1}]}{f(\Delta r_t | I_{t-1})} \quad (6)$$

通过对上面三步的依次循环, 可得条件概率密度函数  $f(\Delta r_t | I_{t-1})$ ,  $t = 1, \dots, T$ . 设待估参数集合为

$\psi$ , 最优化极大似然函数  $\psi^* = \arg \max_{\psi} \sum_{t=1}^T \ln f(\Delta r_t | I_{t-1})$ . 另外,  $\Delta r_t$  的条件均值与条件方差分别为

$$E_{t-1}(\Delta r_t | I_{t-1}) = \sum_{S_t=0}^1 p(S_t | I_{t-1}) \tilde{\mu}_{S_t, t} \quad (7)$$

$$\text{Var}_{t-1}(\Delta r_t | I_{t-1}) = \sum_{S_t=0}^1 p(S_t | I_{t-1}) \times (\tilde{\sigma}_{S_t, t}^2 + \tilde{\mu}_{S_t, t}^2) - \left[\sum_{S_t=0}^1 p(S_t | I_{t-1}) \tilde{\mu}_{S_t, t}\right]^2 \quad (8)$$

其中  $\tilde{\mu}_{S_t, t} = \alpha_{S_t} + \beta_{S_t} r_{t-1} + \lambda_t \mu_{S_t}$ ,  $\tilde{\sigma}_{S_t, t}^2 = \sigma_{S_t}^2 r_{t-1}^{2\rho(S_t)} + \lambda_t [\theta_{S_t}^2 + (1 - \lambda_t) \mu_{S_t}^2]$ .

## 2 实证分析及结果

跳跃—扩散—机制转换模型能把许多其他模型嵌于其内, 如当  $S_t = 0, J\Delta\pi(\lambda_t) = 0$  时, 该模型变为单因子扩散模型, 记为模型 1; 当  $S_t = 0$  时, 该模型变为跳跃—扩散模型, 记为模型 2; 当  $J\Delta\pi(\lambda_t) = 0$  时, 该模型变为机制转换—扩散模型, 记为模型 3; 当  $\omega_{1S_t} = 0$  时, 该模型为不含 ARCH 效应的跳跃—机制转换模型, 记为模型 4; 而跳跃—扩散—机制转换模型本身记为模型 5.

为了比较跳跃 - 扩散 - 机制转换模型与这些嵌套的模型在刻画我国 7 天同业拆借利率的表现, 表 2 给出了各模型的参数估计结果及  $t$  值. 在各模型中  $\beta$  都为负值表明 7 天同业拆市场月度利率存在明显的均值回归, 但各均值回归速度存在一定差异. 模型 2、4、5 中, 参数  $c$ 、 $d$  使得各跳跃概率  $\lambda_i$  在多处都大于 0, 因此 7 天同业拆借利率存在明显的跳跃行为; 同样, 模型 3、4、5 中, Ang 和 Bekaert<sup>[30]</sup> 的状态分类测度  $RCM = 400 \times \frac{1}{T} \sum_{i=1}^T p_i(1-p_i)$ <sup>③</sup> 显示, 我国同业拆市场月度加权利率存在明显的两状态的机制转换(见表 2, 斜杠前(后)为高(低)波动状态下的 RCM 值). 状态 0 对应着高波动状态, 而状态 1 对应着低波动状态. 同时高波动状态对应着高利率, 而低波动状态对应着低利率, 在高(低)波动状态下, 利率波动越大(小), 其偏离均值越远(近), 因此向均值的回归速度越快(慢). 表 2 中的  $\beta_0$  和  $\beta_1$  值显示高状态下的均值回归速度是低状态下均值回归速度的 7 ~ 12 倍左右.

首先, 比较两个单一机制模型. 与模型 1 相比, 模型 2 由于引入了跳跃因子后, 无论是均值回归速度  $\beta_0$ 、利率波动的水平效应  $\rho_0$  还是利率波动的 ARCH 效应  $\omega_{10}$  都出现下降, 特别是波动的水平效应从模型 1 中的 0.639 下降到模型 2 中的 0.023, 其在 10% 的显著性水平上仍不能拒绝为 0, 因此跳跃因子的引入由于能捕捉利率非正常的较大变动使得利率的波动水平效应消失, 而且, 极大似然值也呈现较大的上升, 从模型 1 中的 4.509 上升到模型 2 中的 40.439. 另外, 模型 2 中的跳跃幅度在 10% 水平上不能拒绝为 0, 因此, 利率发生正向、负向跳跃的幅度相差不大.

但单一机制模型不能反映经济的结构变化, 而且假定无论是在高利率下还是低利率下, 均值回顾速度、波动的 ARCH 效应和水平效应都相同, 所有这些假定都未必能够反映我国同业拆借市场利率的真正特点. 因此, 相对于模型 1、模型 2、模型 3、模型 4、模型 5 由于引入两状态的机制转换增加了模型的灵活性, 而且在不同的机制下设

定不同的均值回归速度、不同波动的 ARCH 效应、水平效应, 这些都能更清晰地揭示同业拆借市场利率的特征. 由于在 CKLS 模型中引入跳跃和机制转换后, 模型 5 相对于模型 2、模型 3 将存在不可识别的噪声参数, 普通的似然比检验失去有效性, 而 Vuong<sup>[31]</sup> 提出的广义似然比检验可以用来判定存在噪声参数的任何嵌套或非嵌套两模型间在解释短期利率特征中哪个更具有竞争力, 其统计量为

$$V = n^{-\frac{1}{2}}(L_n^u - L_n^r) / \hat{\omega}_n \rightarrow N(0, 1) \quad (9)$$

其中  $\hat{\omega}_n^2 = \frac{1}{n} \sum_1^n [\ln \frac{f_n^u}{f_n^r}]^2 - [\frac{1}{n} \sum_1^n \ln \frac{f_n^u}{f_n^r}]^2$ ,  $L_n^u$ 、 $L_n^r$  和  $f_n^u$ 、 $f_n^r$  分别为非受限模型和受限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<sup>[31]</sup>.

相对于模型 1, 引入机制转换后, 模型 3 的极大似然值从 4.509 上升到 48.195. 同样, 相对于模型 2, 模型 5 由于引入了机制转换后, 极大似然值从 40.439 上升到 81.406, 广义似然比检验的  $V$  等于 8.309, 在 1% 的显著性水平上更支持模型 5. 与模型 3、4 相比, 广义似然比检验的  $V$  分别等于 6.180 和 2.857, 也同在 1% 的显著性水平上更支持模型 5. 由式(8)知, 在各状态  $S_i$  下, 跳跃因子能解释利率部分变动的大小为  $\lambda_i \mu_{S_i}$ , 这降低了利率在均值附近的波动幅度, 从而降低了利率的均值回归速度. 因此, 相对于模型 3, 模型 5 中均值回归速度明显下降; 但 ARCH 效应的引入对各状态  $S_i$  下的利率变化不产生影响. 因此, 相对于模型 4、模型 5 中的均值回归速度变化不大. 同样由式(9)知, 在各状态  $S_i$  下, 方差中来自跳跃效应部分为  $\lambda_i [\theta_{S_i}^2 + (1 - \lambda_i) \mu_{S_i}^2]$ , 而来自水平效应和 ARCH 效应部分为  $\sigma_{S_i}^2 \rho_{i-1}^{2\rho(S_i)}$ . 跳跃效应和 ARCH 效应都能解释利率部分方差的变化, 因此, 相对于模型 3 和模型 4, 模型 5 由于分别引入了跳跃和 ARCH 效应, 从而使得在低波动状态下, 波动的水平效应可以忽略, 但 ARCH 效应依然存在; 在高波动状态下, 波动的水平效应和 ARCH 效应都可以忽略.

③ 其值位于 0 ~ 100, 值越小, 机制越明显. 当  $RCM = 0$  时, 这时  $p_i = 1$  或 0, 表明存在非常明显的机制转换, 而当  $RCM = 100$  时, 这时  $p_i = 0.5$ , 表明不确定是否存在机制转换. 本质上,  $RCM$  值为样本的方差估计值.

表2 各模型参数估计与比较

Table 2 Parameter estimation and comparison of different models

参数	模型 1	模型 2	模型 3	模型 4	模型 5
$\alpha_0$	0.032(2.933) ***	0.028(1.210)	0.437(3.458) ***	0.253(4.433) ***	0.259(5.172) ***
$\alpha_1$			0.021(5.191) ***	0.012(3.147) ***	0.010(2.369) ***
$\beta_0$	-0.012(-4.191) ***	-0.006(-1.984) **	-0.117(-7.375) ***	-0.078(-6.827) ***	-0.072(-4.651) ***
$\beta_1$			-0.012(-2.982) ***	-0.008(-1.702) *	-0.006(-1.217)
$\rho_0$	0.639(5.175) ***	0.023(0.690)	0.005(0.596)	0.017(0.181)	0.005(0.392)
$\rho_1$			0.516(4.109) ***	0.308(2.019) **	0.053(0.830)
$\omega_{00}$	0.008(1.183)	0.003(0.274)	0.070(2.738) ***	0.028(1.318)	0.013(1.731) *
$\omega_{01}$			0.008(0.600)	0.007(0.178)	0.004(0.430)
$\omega_{10}$	0.564(12.059) ***	0.410(3.393) ***	0.426(2.906) ***		0.018(0.384)
$\omega_{11}$			0.507(3.611) ***		0.286(2.238) **
$\mu_0$		0.071(0.829)		0.115(2.074) **	0.115(2.218) **
$\mu_1$				0.002(0.281)	-0.035(-0.751)
$\theta_{02}$		0.167(1.720) *		0.364(6.738) ***	0.273(5.106) ***
$\theta_{12}$				0.092(2.420) ***	0.097(2.191) **
$c$		-1.409(-2.429) ***		-4.301(-2.103) **	-9.289(-2.421) ***
$d$		3.468(7.051) ***		11.836(6.006) ***	18.945(5.102) ***
$p_{00}$			0.952(29.348) ***	0.979(30.537) ***	0.948(27.795) ***
$p_{11}$			0.959(35.606) ***	0.958(29.133) ***	0.956(29.273) ***
$RCM$			18.278/15.728	8.224/16.094	19.718/16.826
$Loglik$	4.509	40.439	48.195	69.203	81.406

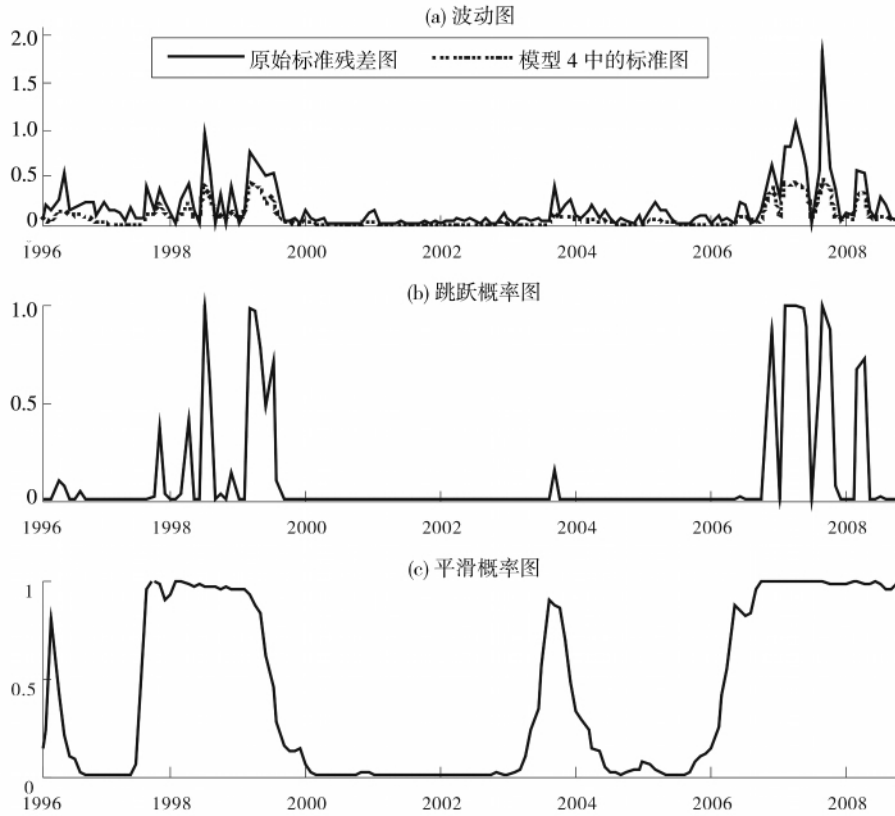


图2 波动、跳跃概率与平滑概率图

Fig. 2 The plots of volatility, jump probability and smooth probability

通过模型 5 与模型 1、模型 2、模型 3、模型 4 比较可知,同时考虑三种效应的跳跃-扩散-机制转换模型比任何只考虑两种效应的其它模型表现要好.在引入跳跃和机制转换后,高波动概率机制下的水平效应和 ARCH 效应都消失,这意味着高波动机制下的波动是由跳跃和结构变化引起的;而在低波动机制下,虽然波动的水平效应也消失,但仍旧在 5% 水平上存在 ARCH 效应,所以 ARCH 效应不能忽略.以上说明在刻画我国银行间 7 天同业拆借利率时,ARCH、跳跃和机制转换等三种效应是不可缺少的.

图 2(a) 中给出了利率变动的标准残差绝对值以及从模型 5 中获得的利率变动标准差,并用其表示同业拆借利率变动的波动率,其中,原始标准残差来自于使用 White<sup>[32]</sup> 异方差一致协方差矩阵估计量对  $\Delta r_t = a + \beta r_{t-1}$  的估计,而模型 5 的标准差来自于式(9)中方差的平方根.图中显示相对于原始数据得到的残差波动图,引入了跳跃和机制转换后,模型 5 获得的标准差有较大下降,我们可以断定跳跃、机制转换的引入由于能更加准确的刻画信息、政策冲击而引起的波动变化,许多“貌似”较大的波动应归因于跳跃因素和结构变化的存在.

图 2(b)、图 2(c) 分别给出了模型 5 的跳跃概率和高波动状态下的平滑概率  $\Pr[S_t = 0 | I_T]$  图.图中显示,与波动的聚类效应一样,跳跃也具有聚类效应,较大的跳跃概率紧跟着较大跳跃概率的可能性较大,而较小的跳跃概率紧跟着较小跳跃概率的可能性也较大.图 2(b) 中较大的跳跃概率对应着图 2(c) 中平滑概率的高状态概率,而且也对应着图 2(a) 中较大的波动率.这表明跳跃主要发生在高状态机制下.在高状态机制下,利率的波动幅度较大,引起跳跃发生的可能性也较大;而在低状态机制下,利率的变化较小,其发生跳跃的概率也较小.第一个较大跳跃概率区和高状态概率对应于 1997 年中期到 1999 年中期的亚洲金融危机和我国货币改革(由直接调控转向间接调控).在亚洲金融危机期间,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变化,并在 1999 年下半年 7 天拆借利率出现结构性变化,进入低状态概率,同时跳跃强度也进入较小的平稳区,这段时间一直持续到 2006 年初,但其间也存在持续时间较短的机制转换如在 2004 年前的几个月内.但总体来讲,这段时间内,7 天拆借利率波动相对平稳,央行共 2 次调整存款准备金,3 次调整利率.从 2006 年初到 2008 年 11 月,7 天拆借利率波动增大,又进入了高机制概率,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 2007 年开始的全球次贷危机,在这段时间内央行曾 21 次调整存款准备金和 11 次调整利率.

### 3 结束语

通过在单因子模型中引入 ARCH、跳跃和机制转换,对我国银行间 7 天同业拆借利率进行了考察.研究结果发现:第一,波动、跳跃和机制转换效应在刻画我国 7 天同业拆借利率中都发挥着必不可少的作用,跳跃-扩散-机制转换模型比任何只考虑一种、两种效应的模型表现更佳.第二,我国同业拆借利率不仅存在明显的均值回归效应,而且存在跳跃与机制转换.两次较大的跳跃区和机制转换分别对应着 1997 年中期到 1999 年中期的亚洲金融危机和我国货币改革以及 2006 年初到 2008 年 11 月的我国货币政策的调整和 2007 年开始的次贷危机.第三,跳跃和机制转换在解释利率的波动率中发挥着重要的作用.在高波动状态下,ARCH 效应和水平效应都可以忽略;而在低波动状态下,由于 ARCH 效应的存在,水平效应可以忽略.第四,跳跃具有聚类效应,较大的跳跃概率紧跟着较大跳跃概率的可能性较大,而较小的跳跃概率紧跟着较小跳跃概率的可能性也较大.另外,平滑概率  $\Pr[S_t = 0 | I_T]$  的高状态概率和高的跳跃概率对应着高利率和较高的波动率,而低状态概率和低的跳跃概率对应着低利率和低的波动率,跳跃主要发生在高状态机制下,而低状态机制下发生跳跃的概率几乎为零.

## 参考文献:

- [1] Vasicek O. An equilibrium characterization of the term structure [J]. *Journal of Financial Economics*, 1977, 5(2): 177 - 188.
- [2] Cox J C, Ingersoll J E, Ross S A. A new theory of the term structure of interest rates [J]. *Econometrica*, 1985, 53(2): 385 - 407.
- [3] Chan K, Karolyi G, Longstaff F, et al. An empirical comparison of alternative models of the short-term interest rate [J]. *Journal of Finance*, 1992, 47(3): 1209 - 1227.
- [4] Ait-Sahalia Y. Testing continuous-time models of the spot interest rate [J]. *Review of Financial Studies*, 1996, 9(2): 385 - 426.
- [5] 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, 5(2): 511 - 532.  
Hong Yongmiao, Lin Hai. Performance of discrete-time spot rate models in China: An empirical test on Chinese Repo Rates [J]. *China Economic Quarterly*, 2006, 5(2): 511 - 532. (in Chinese)
- [6] 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(1): 85 - 107.
- [7] Anderson T, Lund J. Estimating continuous time stochastic volatility models of the short-term interest rates [J]. *Journal of Econometrics*, 1997, 77(2): 343 - 377.
- [8] Ball C, Torous W. The stochastic volatility of short-term interest rates: Some international evidence [J]. *Journal of Finance*, 1999, 54(6): 2339 - 2359.
- [9] Lamoureux C, Lastrapes W. Persistence in variance, structural change and the GARCH model [J]. *Journal of Business & Economic Statistics*, 1990, 8(2): 225 - 234.
- [10] Chapman D, Pearson N. Recent advances in estimating term-structure models [J]. *Financial Analysts Journal*, 2001, 57(4): 77 - 95.
- [11] Cai J. A Markov model of switching-regime ARCH [J]. *Journal of Business & Economic Statistics*, 1994, 12(3): 309 - 316.
- [12] Gray S. Modeling the conditional distribution of interest rates as a regime-switching process [J]. *Journal of Financial Economics*, 1996, 42(1): 27 - 62.
- [13] 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.
- [14] Kalimipalli M, Susmel R. Regime-switching stochastic volatility and short term interest rates [J]. *Journal of Empirical Finance*, 2002, 11(3): 309 - 329.
- [15] Johannes M. The statistical and economic role of jumps in continuous time interest rate models [J]. *Journal of Finance*, 2004, 59(1): 227 - 260.
- [16] Das S. The surprise element: Jumps in interest rates [J]. *Journal of Econometrics*, 2002, 106(1): 27 - 65.
- [17] Benito F, Leon A, Nave J. Modeling the Euro overnight rate [J]. *Journal of Empirical Finance*, 2007, 14: 756 - 782.
- [18] 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: 37 - 38.  
Wu Chongfeng, Wang Haicheng, Wu Wenfeng. *The Research on Financial Engineering* [M]. Shanghai: Shanghai Jiaotong University Press, 2000: 37 - 38. (in Chinese)
- [19] 董乐. 我国短期利率均值回复假设的实证研究 [J]. *数量经济技术经济研究*, 2006, 23(11): 151 - 160.  
Dong Le. An empirical test of mean-reversion hypothesis of short-term interest rate in China [J]. *Quantitative and Technical Economics*, 2006, 23(11): 151 - 160. (in Chinese)
- [20] 马晓兰, 潘冠中. 单因子利率期限结构模型的广义矩估计及对中国货币市场的实证检验 [J]. *数量经济技术经济研究*, 2006, 23(1): 107 - 116.  
Ma Xiaolan, Pan Guanzhong. GMM estimation for single-factor term structure of interest rate models and the empirical test of Chinese money market [J]. *Quantitative and Technical Economics*, 2006, 23(1): 107 - 116. (in Chinese)
- [21] 范龙振. 短期利率模型在上交所债券市场上的实证分析 [J]. *管理科学学报*, 2007, 10(2): 80 - 89.  
Fan Longzhen. Empirical analysis of short interest rate models with half-year interest rate in the Shanghai Stock Exchange [J]. *Journal of Management Sciences in China*, 2007, 10(2): 80 - 89. (in Chinese)



- [22] 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.  
Xie Chi, Wu Xiongwei. The regime switching model based on the level model[J]. System Engineering, 2003, 20(1): 20–23. (in Chinese)
- [23] 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, 17(4): 65–70.  
Chen Hui, Xie Chi. An analysis on regime-switching of interest rate in the inter-bank market of China[J]. Management Sciences in China, 2004, 17(4): 65–70. (in Chinese)
- [24] 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, 41(11): 82–91.  
Liu Jinquan, Zheng Tingguo. Markov regime switching model and empirical analysis of the term structure of interest rates[J]. Economic Research Journal, 2006, 41(11): 82–91. (in Chinese)
- [25] 吴吉林, 陶旺升. 基于机制转换与随机波动的我国短期利率研究[J]. 中国管理科学, 2009, 17(3): 40–46.  
Wu Jilin, Tao Wangsheng. Markov-regime switching and stochastic volatility model of short-term interest rate in China[J]. Chinese Journal of Management Science. 2009, 17(3): 40–46. (in Chinese)
- [26] 林 海, 郑振龙. 中国利率动态模型研究[J]. 财经问题研究, 2005, 262(9): 45–49.  
Lin Hai, Zheng Zhenlong. Dynamic behavior of interest rates in China[J]. Research on Financial and Economic Issues, 2005, 262(9): 45–49. (in Chinese)
- [27] 陈 晖, 谢 赤. 包含 Jump-Arch 过程的利率模型及其应用[J]. 管理科学学报, 2008, 11(2): 80–90.  
Chen Hui, Xie Chi. Diffusion model including the jump-arch process and its application[J]. Journal of Management Sciences in China, 2008, 11(2): 80–90. (in Chinese)
- [28] 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, 25(1): 59–64.  
Zhang Jinqing, Zhou Maobin. Empirical research on the jump behavior of chinese short rate[J]. Journal of Statistical Research, 2008, 25(1): 59–64. (in Chinese)
- [29] Hong Y, Lin H, Wang S Y. Modeling the dynamics of Chinese spot interest rates[J]. Journal of Banking and Finance, 2010, 34(6): 1047–1061.
- [30] Ang A, Bekaert G. Regime switches in interest rates[J]. Journal of Business and Economic Statistics, 2002, 20(2): 163–182.
- [31] Vuong Q. Likelihood ratio tests for model selection and non-nested hypotheses[J]. Econometrica, 1989, 57(2): 307–333.
- [32] White H. A heteroskedasticity-consistent covariance matrix estimator and a direct test for heteroskedasticity[J]. Econometrica, 1980, 48(4): 817–838.

## Study on dynamic behavior of Chinese interbank offered rate: The empirical analysis based on jump-diffusion-regime switching model

WU Ji-lin<sup>1</sup>, ZHANG Er-hua<sup>2</sup>, YUAN Peng-fei<sup>3</sup>

1. The Center for Economic Research, Shandong University, Jinan 250100, China

2. The School of Economics, Shanghai University of Finance and Economics, Shanghai 200439, China

3. Research Institute of Statistical Sciences of NBS, Beijing 100826, China

**Abstract:** In view of policy impacts, big volatility and possible structural changes in Chinese short rate, this paper proposes a jump-diffusion-regime switching model, and then uses it to study volatility, jump and regime switch effects in Chinese 7-day interbank offered rates, we find there exists not only mean-reversion but also jump and regime switch effects in the rate. The model is much better than any other nested models that only consider two effects. We also find the level effects and ARCH effects in volatility are negligible in high-volatility regime, and the level effects can be omitted in low-volatility regime. Additionally, the jump exhibits clustering effects. High( low) -jump probability and high( low) regime probability are matched with high( low) interest rate and high( low) volatility jump almost occurs in high regime probability.

**Key words:** Chinese interbank offered rate; jump; diffusion; regime switching; ARCH effect