

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

洪永森 林海*

摘要 本文利用上海证券交易所1996年7月22日至2004年8月26日期间的7天国债回购利率对各种短期利率模型进行了实证分析和检验。结果表明,引入GARCH、机制转换以及跳跃因子可大大地提高短期利率动态模型的拟合效果。我们发现在1996—1998年间,国债回购利率水平、波动性以及突然跳跃的概率都要高于1999年以后,但是利率波动性对利率水平变化的敏感性则在1999年以后变得更强了。我们使用了Hong and Li (2004)新近提出的非参数检验方法比较了各个模型的相对表现,发现没有一个模型可以准确描述中国短期利率波动。

关键词 GARCH, 马尔科夫机制转换, 短期利率

一、前言

利率期限结构 (term structure of interest rates), 是某个时点不同期限的利率所组成的一条曲线。它是资产定价、金融产品设计、保值和风险管理、套利以及投机等的基准, 也是中央银行控制短期利率变化以影响中长期利率变化的传递机制。利率期限结构的动态规律一直是金融领域一个基础性的研究问题。在中国, 研究利率期限结构对发展和完善中国资本市场具有重要的理论意义和现实意义。首先, 它为中国的资产定价提供一个坚实的理论依据。利率期限结构不仅在债券 (包括政府债券和公司债券) 定价中起着基准作用, 而且还给各种衍生产品特别是固定收益衍生产品提供了定价基准¹。如可转换债券就是一个典型的衍生金融产品, 它的定价依赖于对市场利率及其变动的准确估计。这些相关资产和衍生产品的定价, 都严重依赖于市场利率动态模型。其次, 它可以促进中国资本市场的完善。一个完善的市场应该是一个定价合理、不存在套利机会的市场。通过利率期限结构的准确动态估计, 就可

* 洪永森, 康奈尔大学经济学系, 厦门大学; 林海, 厦门大学金融学系, 厦门大学王亚南经济研究院, 厦门大学应用经济学博士后流动站。通讯作者及地址: 林海, 厦门大学金融学系, 厦门, 361005; 电话: 0592-2186976; E-mail: cfc@xmu.edu.cn。论文作者洪永森得到中国国家自然科学基金会海外杰出青年基金以及教育部“长江学者讲座教授”计划的资助, 作者林海得到厦门大学王亚南经济研究院“2005年科研计划”的资助。作者特别感谢匿名审稿人所提出的富有建设性的意见。作者也感谢厦门大学郑振龙、陈灯塔以及首届中国金融学年会的其他参会人员对文章的批评和建议。本文获首届中国金融学年会论文评选二等奖。

¹ 详细的分析参考林海和郑振龙 (2004)。

以为政府提供有关市场价格是否合理的信息,为减少市场套利,促进市场的完善提供指导性的理论建议。第三,市场利率动态模型研究可以为我国的利率市场化进程提供基准利率支持。利率市场化是我国利率体系改革的一个方向。在利率市场化改革的进程中,如何确定市场基准利率是一项十分重要的基础性工作。它必须建立在市场上投资者预期的基础之上,并能够切实地反映这种预期。第四,利率期限结构是中央银行控制短期利率变化以影响长期利率变化的传导机制。研究动态利率期限结构可以为央行制定合理适时的利率政策和引导投资走向提供政策建议。第五,利率风险是投资者面临的一个重要风险,通过对利率期限结构的动态估计,就可以对未来利率变动进行一个比较有效的预测,从而为投资者的保值和风险管理提供有用的信息。

在利率期限结构中,瞬时即期利率(*instantaneous spot rate*)是起着决定性作用的内生变量。根据市场期望假设,中长期利率等于未来相应时期内瞬时即期利率总和的期望。如果存在流动性溢酬,中长期利率则等于未来相应时期内瞬时即期利率总和的期望加上一个流动性溢酬。

由于瞬时即期利率在利率期限结构以及现代金融中的重要基础性作用,许多学者力图通过各种模型来刻画瞬时即期利率的动态规律,如 Vasicek (1977) 和 Cox, Ingersoll and Ross (CIR, 1985) 模型。Chan, Karolyi, Longstaff and Sanders (CKLS, 1992), Bali (1999), Chapman and Pearson (2001) 以及 Dai and Singleton (2003) 都对此进行了详细的回顾和综述。

在研究市场利率动态规律的过程中,最早提出的模型是各种单因子扩散模型(*single-factor diffusion models*),如 Vasicek (1977), CIR (1985), CKLS (1992) 等。这些模型的实证研究都表明,美国市场利率存在显著的均值回归(线性漂移)现象,而且利率的波动受到利率水平的影响,即所谓的“水平效应”(level effect)。但是,非线性漂移则无法得到一致的证实。一些研究,如 Ait-Sahalia (1996), Stanton (1997), Ahn and Gao (1999) 发现存在非线性漂移,而另一些研究,如 Chapman and Pearson (2001), Pritsker (1998), Hong, Li and Zhao (2004) 则对此提出了质疑。

虽然单因子扩散模型可以比较准确地描绘市场利率的均值回归现象,但是他们无法解释市场利率变动的一些重要经验事实——如利率变动的非正态性、尖峰性以及波动聚类效应(*volatility clustering*)。为了解释这些现象,不少研究使用了更为复杂的模型,如 Anderson and Lund (1997) 和 Gallant and Tauchen (1998) 等采用随机波动模型(*stochastic volatility models*), Brenner, Harjes and Kroner (1996) 等采用 GARCH 模型, Bansal and Zhou (2001), Gray (1996), Ball and Torous (1998), Ang and Bekaert (2002), Sanders and Unal (1988), Li and Xu (2002) 等采用马尔科夫机制转换模型以及 Baz and Das (1996) 和 Das (2002) 等采用跳跃—扩散模型。这些研究发现了美国市场利率变动的一些重要事实特征。首先,随机波动模型和 GARCH

模型对解释市场利率变动的条件异方差十分重要。随机波动模型和 GARCH 模型可以显著地提高单因子扩散模型的拟合效果。其次，机制转化和跳跃因子有助于解释利率的波动聚类，特别是利率的尖峰肥尾现象。第三，一旦引入随机波动、GARCH、机制转换或跳跃，利率变动均值漂移项设置的重要性就显著降低了。模型中的方差项设置的重要性远远超过漂移项 (Bali, 2001; Durham, 2003)。而且，在漂移项中增加额外的参数设定对提高模型的拟合程度影响很小 (Durham, 2003)。

可以看出，分析和刻画市场利率的动态变动的研究已取得长足的进步，并获得了一些基本性的结论。但是这些研究大都基于发达国家的市场利率数据，尤其是美国的数据。针对发展中国家的研究相对较少，利用中国利率数据进行分析的研究则少之又少。当然这与中国利率市场化刚起步不久、债券市场规模不大不无关系。谢赤和吴雄伟 (2002) 通过广义矩方法，使用中国货币市场的数据，对 Vasicek 模型和 CIR 模型进行了实证检验。林海和郑振龙 (2004) 通过一个可变波动率的纯跳跃模型对中国政府利率的变动进行了模拟和分析，并在考虑 GARCH 效应的基础上研究了中国市场利率的动态行为。范龙振 (2003) 使用两因子 Vasicek 模型对上海证券交易所的国债利率进行了实证分析。这些研究对我国市场利率变动的建模问题进行了初步有益的尝试，但是它们都估计和分析某种特定类别的模型，没有对各种短期利率动态模型，如马尔科夫转换机制模型和跳跃—扩散模型等进行综合的估计和考察，也没有对各个模型进行全面的比较。马明和向桢 (2002) 则从历史演变的角度剖析我国的利率期限结构，并在此基础上提出了一系列的改革建议。

从上面国内外的分析，我们可以得出一些有关我国利率期限结构现状研究的一个感性认识：首先，国外的研究都集中于分析发达国家的市场利率，因而我们无从知道中国的市场利率是否具有和美国等发达国家市场利率同样或类似的特征。其次，因为国内对市场利率的实证研究都只集中于估计某个模型，我们无法确切地知道各个模型刻画中国市场利率的好坏，也无法知道能够最好地刻画发达国家短期利率变动的模型是否同样可以最佳地刻画中国短期利率的动态特征。基于这些认识，本文的研究目的就是要使用各种最新利率模型，分析和研究中国的市场利率和美国市场利率在统计特征上的异同点，并讨论各个模型在刻画中国短期利率动态特征时的具体表现。

在第二部分，我们将详细介绍我们要考察的各种短期利率动态模型以及我们所选取的中国短期市场利率——上海证券交易所 7 天回购利率。在第三部分，我们详细分析各种模型的估计和拟合结果，并在此基础上剖析同美国等发达国家市场利率之间的区别。第四部分利用 Hong and Li (2004) 新近提出的非参数检验方法对各个利率模型进行进一步的比较检验。第五部分是本文的结论。

二、模型和数据

(一) 模型

本文的主要目的是对中国短期市场利率的动态行为做一个全面的分析并与美国短期利率的动态行为特征相比较,所使用的模型包括目前在外国利率研究中最新的各种短期利率动态模型。具体而言,可以分为:(1)单因子扩散模型;(2)GARCH模型;(3)马尔科夫机制转换模型;(4)跳跃—扩散模型。现在我们依次对这些利率模型作简要介绍。

1. 单因子扩散模型

单因子扩散模型假定瞬时短期利率 r_t 的变动服从:

$$dr_t = \mu(r_t, \theta) dt + \sigma(r_t, \theta) dW_t,$$

这里, $\mu(r_t, \theta)$ 和 $\sigma(r_t, \theta)$ 分别代表漂移和方差函数,而 W_t 是一个标准布朗运动。对单因子扩散模型而言, $\mu(r_t, \theta)$ 和 $\sigma(r_t, \theta)$ 完全决定了模型的转移概率密度函数(transition density),即整个动态变化规律。在这类单因子扩散模型中,漂移项可以为0、线性函数或非线性函数;方差项可以是常数,或者和利率水平有关²。具体的模型包括随机游走(RW)模型、对数正态(lognormal)模型、Dothan模型、纯水平效应(constant elasticity variance, CEV)模型、Vasicek模型、CIR模型、CKLS模型以及非线性漂移(nonlinear drift)模型。这些模型可以统一表述于Ait-Sahalia(1996)的非线性模型之中:

$$\mu(r_t, \theta) = \alpha_{-1} r_{t-1}^{-1} + \alpha_0 + \alpha_1 r_{t-1} + \alpha_2 r_{t-1}^2, \quad \sigma(r_t, \theta) = \sigma r_{t-1}^\rho$$

通过离散近似表述,瞬时短期利率的变化大致服从:

$$\begin{cases} \Delta r_t = \alpha_{-1} r_{t-1}^{-1} + \alpha_0 + \alpha_1 r_{t-1} + \alpha_2 r_{t-1}^2 + \sigma r_{t-1}^\rho z_t, \\ \{z_t\} \sim \text{iid. } N(0, 1). \end{cases}$$

这里, $\Delta r_t = r_t - r_{t-1}$ 。各个模型的参数设定具体情况参见表1(a)³。

2. GARCH模型

虽然单因子扩散模型在金融定价中最经常使用,但是众多的研究(如Brenner, Harjes and Kroner(1996), Anderson and Lund(1997))表明,利率同股票市场一样,存在明显的波动聚类效应(volatility clustering)。Bren-

² 称为水平效应(level effect),通常假设为 $\sigma(r_t, \theta) = \sigma r_{t-1}^\rho$, 参数 ρ 称为方差常弹性系数。

³ 应该指出,连续时间扩散模型的转移概率密度函数和它的离散近似模型的转移概率密度函数并不一致,由离散近似模型估计出来的参数值是有偏的。但是经验表明,如果使用的利率数据是日数据,则参数估计的偏度是很小的,可以忽略不计。参看 Das(2002)。

ner 等 (1996) 因此在利率模型中引入了 GARCH 效应, 并发现 GARCH 模型可以显著地提高单因子扩散模型的拟合效果。

本文采用的 GARCH 模型是在单因子扩散 (离散近似) 模型的基础上引入 GARCH 效应, 可以归纳为:

$$\begin{cases} \Delta r_t = \alpha_{-1} r_{t-1}^{-1} + \alpha_0 + \alpha_1 r_{t-1} + \alpha_2 r_{t-1}^2 + \sigma_{t-1}^\rho \sqrt{h_t} z_t, \\ h_t = \beta_0 + h_{t-1} (\beta_2 + \beta_1 r_{t-2}^2 z_{t-1}^2), \\ \{z_t\} \sim \text{iid. } N(0, 1). \end{cases}$$

具体模型则包括无漂移 (no drift) GARCH、线性漂移 (linear drift) GARCH、非线性漂移 (nonlinear drift) GARCH 以及水平效应和 GARCH 的混合模型, 即无漂移—CEV GARCH, 线性漂移—CEV GARCH 和非线性漂移—CEV GARCH 模型。具体的参数设定参见表 1(b)。为了模型识别, 我们令 $\sigma=1$ 。

3. 马尔科夫机制转换模型

很多研究表明, 由于受到经济周期、货币政策等宏观经济条件的影响, 在不同的时期, 市场利率的动态规律有可能发生差异。Gary (1996), Ball and Torous (1998) 和 Ang and Bakaert (2002) 等利用 Hamilton (1989) 提出的马尔科夫机制转换模型对此进行了研究。

在我们考察的马尔科夫机制转换模型中, 我们假设市场瞬时短期利率的变化服从两个机制的安排, 用状态变量 $s_t=1, 2$ 表示, 其变动遵循一个两状态的一阶马尔科夫链。根据 Ang and Bakaert (2002), 我们假设状态变量 s_t 的转换概率和前一期的利率水平有关:

$$\Pr(s_t = l \mid s_{t-1} = l) = \frac{1}{1 + \exp(-c_l - d_l r_{t-1})}, \quad l = 1, 2.$$

整个模型可以概括为:

$$\begin{cases} \Delta r_t = \alpha_{-1}(s_t) r_{t-1}^{-1} + \alpha_0(s_t) + \alpha_1(s_t) r_{t-1} + \alpha_2(s_t) r_{t-1}^2 + \sigma(s_t) r_{t-1}^\rho \sqrt{h_t} z_t, \\ h_t = \beta_0 + \beta_1 E[e(r_{t-2}, s_{t-1} \mid r_{t-2}, s_{t-2})]^2 + \beta_2 h_{t-1}, \\ e(r_{t-2}, s_{t-1} \mid r_{t-2}, s_{t-2}) = [\Delta r_{t-1} - E(\Delta r_{t-1} \mid r_{t-2}, s_{t-1})] / \sigma(s_{t-1}), \\ \{z_t\} \sim \text{iid. } N(0, 1). \end{cases}$$

在具体的模型设定方面, 我们考察三种形式的漂移项: 无漂移、线性漂移和非线性漂移; 在方差项上, 我们分析三种形式: 常弹性方差 (CEV)、GARCH 和 CEV-GARCH。参数设定参见表 1(c)。与 GARCH 模型类似, 为了模型识别, 当状态变量 $s_t=1$ 时我们令 $\sigma(s_t)=1$ 。可以看出, 机制转换模型的条件密度函数为:

$$\Pr(\Delta r_t | I_{t-1}) = \sum_{l=1}^2 \Pr(\Delta r_t | s_t = l, I_{t-1}) \Pr(s_t = l | I_{t-1}),$$

这里 I_{t-1} 是时刻 $t-1$ 时可以利用的历史信息集合。这个条件概率密度函数为两个正态分布的加权平均, 所以机制转换模型在模拟利率变动的非正态性上具有相当的灵活性。

4. 跳跃—扩散模型

各种重大经济信息的公布和央行的政策变化及市场干预都会对市场利率产生跳跃性的影响。Das (2002) 和 Johannes (2004) 的研究表明, 一般的扩散模型均无法解释利率波动所存在的过度尖峰 (leptokurtosis) 现象, 而跳跃—扩散模型则是刻画这个现象的一个很有效方法。

跳跃—扩散模型可以归纳为:

$$\begin{cases} \Delta r_t = \alpha_{-1} r_{t-1}^{-1} + \alpha_0 + \alpha_1 r_{t-1} + \alpha_2 r_{t-1}^2 + \sigma r_{t-1}^{\rho} \sqrt{h_t} z_t + J(\psi, \gamma^2) \pi(q_t), \\ h_t = \beta_0 + \beta_1 [r_{t-1} - E(r_{t-1} | r_{t-2})]^2 + \beta_2 h_{t-1}, \\ \{z_t\} \sim \text{iid. } N(0, 1), \\ \{\pi(q_t)\} \sim \text{iid. Bernoulli}(q_t), \\ J \sim N(\psi, \gamma^2). \end{cases}$$

这里不随时间变化的随机变量 J 代表跳跃幅度, q_t 则代表跳跃的概率并等于:

$$q_t = \frac{1}{1 + \exp(-c - dr_{t-1})}.$$

与马尔科夫转换机制模型一样, 我们考虑无漂移、线性漂移以及非线性漂移三种漂移形式以及常弹性方差 (CEV)、GARCH 以及 CEV-GARCH 三种方差形式。具体设定参见表 1(d)。

与马尔科夫机制转换模型类似, 跳跃—扩散模型的条件概率密度函数为:

$$\begin{aligned} & \Pr(\Delta r_{t-1} | I_{t-1}) \\ &= (1 - q_t) \frac{1}{\sqrt{2\pi\sigma^2(r_{t-1})}} \exp\left\{-\frac{[\Delta r_t - \mu(r_{t-1})]^2}{2\sigma^2(r_{t-1})}\right\} \\ &+ q_t \frac{1}{\sqrt{2\pi[\sigma^2(r_{t-1}) + \gamma^2]}} \exp\left\{-\frac{[\Delta r_t - \mu(r_{t-1}) - \psi]^2}{2[\sigma^2(r_{t-1}) + \gamma^2]}\right\}. \end{aligned}$$

这也是两个正态分布的加权平均。因此, 跳跃—扩散模型和马尔科夫机制转换模型类似, 都是通过两个正态分布的混合来描述利率行为。与马尔科夫机制转换模型相比, 跳跃—扩散模型的设定相对简单。在马尔科夫机制转换模型中, 漂移项的所有系数都是可变的; 而在跳跃—扩散模型中, 只有条件均值和方差的截矩项可以改变。

表 1 各种短期利率动态模型

模型	$\mu(r_t, \theta)$	$\sigma(r_t, \theta)$
(a) 单因子扩散模型		
随机游走	α_0	σ
对数正态	$\alpha_1 r_{t-1}$	σr_{t-1}
Dothan 模型	0	σr_{t-1}
纯 CEV 模型	0	σr_{t-1}^ρ
Vasicek 模型	$\alpha_0 + \alpha_1 r_{t-1}$	σ
CIR 模型	$\alpha_0 + \alpha_1 r_{t-1}$	$\sigma r_{t-1}^{0.5}$
CKLS 模型	$\alpha_0 + \alpha_1 r_{t-1}$	σr_{t-1}^ρ
非线性漂移模型	$\alpha_{-1} r_{t-1}^{-1} + \alpha_0 + \alpha_1 r_{t-1} + \alpha_2 r_{t-1}^2$	σr_{t-1}^ρ
(b) GARCH 模型		
无漂移 GARCH	0	$\sqrt{h_t}$
线性漂移 GARCH	$\alpha_0 + \alpha_1 r_{t-1}$	$\sqrt{h_t}$
非线性漂移 GARCH	$\alpha_{-1}/r_{t-1} + \alpha_0 + \alpha_1 r_{t-1} + \alpha_2 r_{t-1}^2 + \sigma r_{t-1} z_t$	$\sqrt{h_t}$
无漂移 CEV-GARCH	0	$r_{t-1}^\rho \sqrt{h_t}$
线性漂移 CEV-GARCH	$\alpha_0 + \alpha_1 r_{t-1}$	$r_{t-1}^\rho \sqrt{h_t}$
非线性漂移 CEV GARCH	$\alpha_{-1} r_{t-1}^{-1} + \alpha_0 + \alpha_1 r_{t-1} + \alpha_2 r_{t-1}^2$	$r_{t-1}^\rho \sqrt{h_t}$
(c) 马尔科夫机制转换模型		
无漂移 RS CEV	0	$\sigma(s_t) r_{t-1}^{\rho(s_t)}$
线性漂移 RS CEV	$\alpha_0 + \alpha_1 r_{t-1}$	$\sigma(s_t) r_{t-1}^{\rho(s_t)}$
非线性漂移 RS CEV	$\alpha_{-1} r_{t-1}^{-1} + \alpha_0 + \alpha_1 r_{t-1} + \alpha_2 r_{t-1}^2$	$\sigma(s_t) r_{t-1}^{\rho(s_t)}$
无漂移 RS GARCH	0	$\sigma(s_t) \sqrt{h_t}$
线性漂移 RS GARCH	$\alpha_0 + \alpha_1 r_{t-1}$	$\sigma(s_t) \sqrt{h_t}$
非线性漂移 RS GARCH	$\alpha_{-1} r_{t-1}^{-1} + \alpha_0 + \alpha_1 r_{t-1} + \alpha_2 r_{t-1}^2$	$\sigma(s_t) \sqrt{h_t}$
无漂移 RS CEV GARCH	0	$\sigma(s_t) r_{t-1}^{\rho(s_t)} \sqrt{h_t}$
线性漂移 RS CEV GARCH	$\alpha_0 + \alpha_1 r_{t-1}$	$\sigma(s_t) r_{t-1}^{\rho(s_t)} \sqrt{h_t}$
非线性漂移 RS CEV GARCH	$\alpha_{-1} r_{t-1}^{-1} + \alpha_0 + \alpha_1 r_{t-1} + \alpha_2 r_{t-1}^2$	$\sigma(s_t) r_{t-1}^{\rho(s_t)} \sqrt{h_t}$
(d) 跳跃—扩散模型		
无漂移 JD CEV	0	σr_{t-1}^ρ
线性漂移 JD CEV	$\alpha_0 + \alpha_1 r_{t-1}$	σr_{t-1}^ρ
非线性漂移 JD CEV	$\alpha_{-1} r_{t-1}^{-1} + \alpha_0 + \alpha_1 r_{t-1} + \alpha_2 r_{t-1}^2$	σr_{t-1}^ρ
无漂移 JD GARCH	0	$\sqrt{h_t}$
线性漂移 JD GARCH	$\alpha_0 + \alpha_1 r_{t-1}$	$\sqrt{h_t}$
非线性漂移 JD GARCH	$\alpha_{-1} r_{t-1}^{-1} + \alpha_0 + \alpha_1 r_{t-1} + \alpha_2 r_{t-1}^2$	$\sqrt{h_t}$
无漂移 JD CEV GARCH	0	$r_{t-1}^\rho \sqrt{h_t}$
线性漂移 JD CEV GARCH	$\alpha_0 + \alpha_1 r_{t-1}$	$r_{t-1}^\rho \sqrt{h_t}$
非线性漂移 JD CEV GARCH	$\alpha_{-1} r_{t-1}^{-1} + \alpha_0 + \alpha_1 r_{t-1} + \alpha_2 r_{t-1}^2$	$r_{t-1}^\rho \sqrt{h_t}$

注：GARCH 模型设定为： $h_t = \beta_0 + h_{t-1}(\beta_2 + \beta_1 r_{t-2}^\rho z_{t-1}^2)$ 。

(二) 数据

在研究短期利率动态模型时,一般都是用短期债务收益率代表瞬时即期利率。如 Gray (1996), CKLS (1992) 以及 Hong, Li and Zhao (2004) 使用美国 1 个月国债利率, Stanton (1997) 和 Anderson and Lund (1997) 使用美国三个月国债利率, Ait-Sahalia (1996) 使用 7 天欧元利率, Conley, Hansen, Luttmer and Scheinkman (1997) 和 Das (2002) 使用联邦基准利率。中国尚未建立一个系统性的短期国债市场,没有相应的短期国债利率。国内一些研究使用同业拆借利率(如谢赤和吴雄伟, 2002), 另一些研究则使用从长期国债价格中用样条函数方法估计出来的短期市场利率(如林海和郑振龙, 2004)。在本文中,我们使用上海证券交易所国债回购市场的 7 天回购短期利率。与同业拆借市场相比,回购市场参与机构的范围更加广泛,而且债券回购的风险又低于信用拆借。从 1999 年起,国内回购市场的交易量已经超过了同业拆借市场,因此它更能反映中国市场资金流动性的松紧。与使用样条函数估计出的短期利率相比,直接利用回购市场利率数据可以避免估计过程中可能产生的误差。我们估计的时间窗口从 1996 年 7 月 22 日至 2004 年 8 月 26 日,共 1954 个样本点。但是这些原始数据并不能代表真正的 7 天回购利率,其主要原因在于节假日会对回购时间产生影响。比如在某天进行了一个 7 天回购的操作,按照常规必须在 7 天之后按照一定价格将国债买回,中间的差价就代表借贷的利息;如果在 7 天之后刚好碰到节假日等原因而引起的闭市,则回购行为就会顺延至下一个交易日,但是支付的利息并没有增加,所以实际支付的利率会下降。从市场上我们可以明显地发现,每当碰到 7 天之后闭市,国债回购利率都会有所上涨,以此来抵消回购日顺延带来的利率下降。为了对真正意义上的 7 天回购利率进行分析,我们对原始数据进行了重新处理⁴。

图 1 画出了经过处理之后的 7 天回购利率的水平、每天变动以及他们的直方图。从图中可以明显看出利率变动的聚类效应,利率水平越高,利率波动一般也越大(如 1999 年以前)。回购利率在 1999 年后有一个显著的变化。利率水平的分布向右倾斜,并有一个长长的右尾部。大多数的回购利率变动很小,但是会突然出现很大的跳跃。与美国等发达国家市场利率变动相对比较平稳不同,中国回购利率的跳跃行为却经常发生。这是由中国国债回购市场的特殊性决定的。由于中国股市在 1999 年以前存在严重的 IPO 股价低估现象,在 IPO 股票公开上市的第一天,股票价格通常会迅猛上涨。在一级市场上申购新股并在上市交易日当天卖掉所获得的利润每年可以超过 50%,甚至

⁴ 处理的方法是:真实的 7 天回购利率 r' 等于 $\frac{r \times 7}{t}$, r 是 7 天回购利率交易所标记利率, t 是回购日距离交易日的真实天数。可以看出,如果 $t=7, r'=r$, 也就是说,如果 7 天后可以回购,交易所标记利率等于真正回购利率;但是如果 $t>7, r'<r$, 交易所标记利率高于真正回购利率。

100%。在这种非正常暴利的驱使下，众多的机构投资者都疯狂地参与到一级市场的股票申购中。每当有新股发行，机构投资者就利用高额的市场利率从国债回购市场上借入资金用于一级市场申购，从而带动国债回购利率的暴涨。如果没有新股发行，国债回购利率迅速下跌。这些现象都表明中国的国债回购利率同样存在尖峰等特征，因此可用国际上较流行的短期利率动态模型进行刻画。

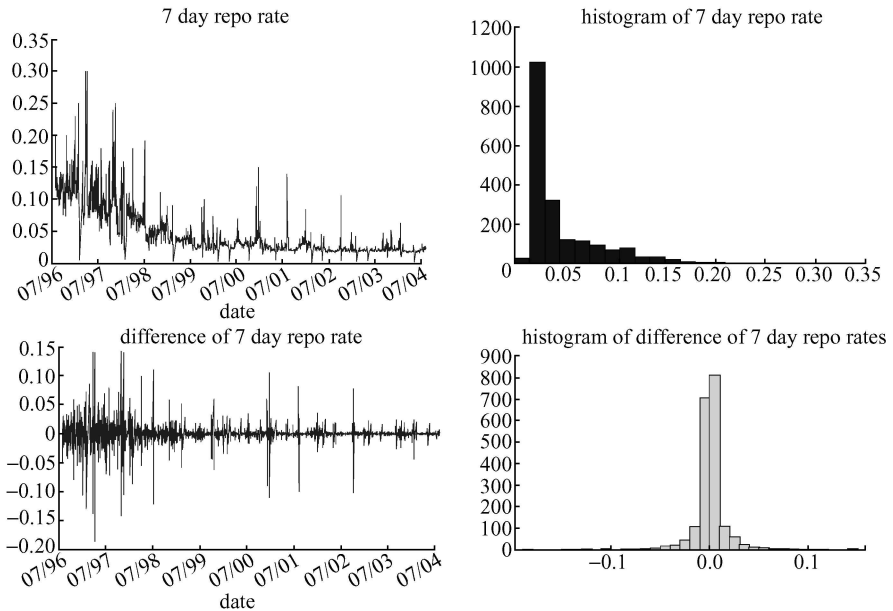


图 1 1996 年 7 月 22 日—2004 年 8 月 26 交易所 7 天国债回购利率

我们所选择的估计方法为最大似然值法 (MLE)。在估计过程中，我们所选择的算法为 BHHH，程序运行通过 GAUSS windows 6.0。为了考虑在 1999 年前后所存在的显著差异，我们在漂移、波动和弹性参数上都引入了虚拟变量，分别用 $\alpha_D, \sigma_D, \rho_D$ 表示。

三、实证分析结果

(一) 单因子扩散模型

表 2 列出了各个单因子扩散模型的估计结果，参数估计的标准误以及各个模型估计的似然值。Vaiscek, CIR 和 CKLS 模型的估计结果都表明我国国债回购利率存在均值回归现象，利率的长期均值大约为 2.7% (即 $-\alpha_0/\alpha_1$ 估计值)。随机游走模型和非线性漂移模型的一些漂移项参数并不显著。Dot 模型的参数估计都是显著的，但是模型的似然值最小。这与美国短期利率模型估计相同。通过对纯 CEV, CKLS 以及非线性漂移模型比较，我们可以发

现非线性漂移模型的作用虽然小于线性漂移,但是它是不可忽略的。在纯CEV模型基础上加入线性漂移项,似然值从5680.69上升到5881.61。引入非线性漂移之后,似然值则增加至5995.76。这与Hong, Li and Zhao (2004)对美国利率市场所作的实证检验结果不同。而且水平效应也很明显,所有的弹性参数都是显著的。但是与美国利率弹性系数的研究结论不同(CKLS (1992)估计的结果为1.5, Hong, Li and Zhao (2004)的估计结果为0.25),我们的参数估计大约为0.5,这与CIR模型的平方根规则基本一致。虚拟变量的估计结果则表明国债回购利率在1999年前后存在明显的变化。一些具有比较高似然值的模型,如Vasicek模型,CIR模型,CKLS模型以及非线性漂移模型,其截距虚拟变量 α_D 显著为正,表明在1999年以前利率水平比较高。Vasicek模型和CIR模型的方差虚拟变量 σ_D 显著地大于0,但是纯CEV模型,CKLS模型以及非线性漂移模型的水平效应弹性系数的虚拟变量 ρ_D 显著地小于0。这些结果表明,国债回购利率的波动率在1999年后变小了,但对利率水平的敏感性则在1999年后变强了。这可能有两个方面的原因:一方面,在1999年之前,短期资金的借贷主要在同业拆借市场进行,回购市场的交易不很活跃;而在1999年之后,回购市场的交易迅速地超过了同业拆借市场,⁵回购市场成为机构投资者进行短期资金融通的主要场所。这些机构投资者的短期资金融通行为更多地受到当时市场利率水平的影响,利率波动对利率水平的敏感性因而上升。另一方面,在1999年之后,中国证监会不断地在股票发行制度方面进行改革并对银行资金进入股票市场采取了非常严格的限制,IPO股价的低估现象逐渐减少(现在中国股票市场上已经出现了IPO股票上市首日开盘价跌破发行价的情况),出于单纯的股票一级市场短期套利而用高利率回购获得短期资金的现象逐步减少,利率的波动性和发生突然变动的可能性都随之降低,更多的是在原有的利率水平左右变动。

表2 单因子扩散模型的参数估计结果

参数	随机游走	对数正态	Dot	纯CEV	Vasicek	CIR	CKLS	非线性漂移
α_{-1}								2.2E-5 (2.00E-06)
α_0	-1.40E-05 (2.81E-04)	0.1021 (0.03072)			9.74E-03 (5.34E-04)	0.013 (4.66E-04)	0.0104 (5.22E-04)	6.799E-03 (9.44E-04)
α_1					-0.3664 (0.017696)	-0.45 (0.01867)	-0.375 (0.0193)	-0.2818 (0.04153)
α_2								-0.09359 (0.2546)

⁵ 对同业市场和回购市场的交易量的统计,可以参阅中国金融市场统计月报。

(续表)

参数	随机游走	对数正态	Dot	纯 CEV	Vasicek	CIR	CKLS	非线性漂移
σ	0.0104 (0.0002)	1.1319 (0.0218)	1.1365 (0.0219)	0.0347 (0.0016)	0.0092 (0.0002)	0.0533 (0.001)	0.0358 (0.0023)	0.0532 (0.0036)
ρ				0.3434 (0.0114)			0.4085 (0.0154)	0.5177 (0.0182)
α_D	-2.53E-04 (1.21E-03)	-0.02841 (0.04871)			0.02862 (1.599E-03)	0.0247 (1.37E-03)	0.0221 (1.55E-03)	0.01803 (1.466E-03)
σ_D	0.0186 (0.0009)	-0.2001 (0.0346)	-0.2018 (0.0347)		0.0182 (0.0008)	0.042 (0.003)		
ρ_D				-0.2276 (0.0148)			-0.2421 (0.0156)	-0.2173 (0.0140)
似然值	5525.11	3605.10	3597.75	5680.69	5722.50	5854.59	5881.61	5995.76

注：括号中为参数估计的标准误。

(二) GARCH 模型

表 3 列出了 GARCH 模型的估计结果。可以明显地看出，引入 GARCH 效应显著提高了单因子扩散模型的拟合效果。似然值从单因子扩散模型不到 6000 增加到超过了 6200。所有的 GARCH 模型设定参数都是显著的。在不考虑水平效应的情况下，GARCH 模型中的参数之和 $\hat{\beta}_1 + \hat{\beta}_2$ 稍稍大于 1。而如果考虑水平效应， $\hat{\beta}_1 + \hat{\beta}_2$ 有所上升。但是，国债回购利率仍然可能是严格平稳的时间序列（参阅 Nelson, 1991）。水平效应仍然十分显著，不过弹性系数估计值大约在 0.3 左右，要小于单因子扩散模型的 0.5。条件方差的模型设定会影响到漂移项参数的估计。但是它们仍然是显著的，同样也表明了均值回归现象的存在，这与美国短期利率在引入 GARCH 之后均值回归迅速减少的结果存在差异。大部分模型的虚拟变量 σ_D 都显著的大于 0，表明 1999 年以前利率波动率比较高。而且，条件均值和条件方差的模型设定对虚拟变量的估计有很大的影响。其主要原因是不同的条件均值和条件方差设定会改变我们对利率动态变化过程的假设，从而导致差异性参数 $(\alpha_D, \rho_D, \sigma_D)$ 的估计结果发生变化。对无漂移 GARCH-CEV 模型和线性漂移 GARCH-CEV 模型， α_D 的估计不显著，而 ρ_D 显著为负。但是，引入非线性漂移项之后， α_D 和 ρ_D 变得显著地大于 0。这与单因子模型中 ρ_D 显著小于 0 的估计结果不同。在所有的 GARCH 模型中，非线性漂移 GARCH-CEV 模型具有最大的似然值，拟合效果最好。显然，非线性漂移的引入对分析我国国债回购利率的动态变动是十分重要的。

表3 GARCH模型的参数估计结果

参数	无漂移	线性漂移	非线性漂移	无漂移 CEV	线性漂移 CEV	非线性漂移 CEV
α_{-1}			4.70E-05 (7.0E-06)			4.3E-05 (4.00E-06)
α_0		2.734E-03 (3.67E-04)	-3.401E-03 (9.24E-05)		2.584E-03 (3.49E-04)	-4.356E-03 (7.06E-04)
α_1		-0.1206 (0.01702)	0.08445 (0.03704)		-0.1082 (0.0156)	0.1613 (0.0307)
α_2			-1.1289 (0.2765)			-1.8788 (0.1988)
ρ				0.1588 (0.0254)	0.1593 (0.0321)	0.3078 (0.0278)
β_0	1.994E-06 (3.22E-07)	4.06E-06 (6.63E-07)	1.826E-06 (3.42E-07)	7.786E-06 (2.124E-06)	1.5142E-05 (4.423E-06)	1.4982E-05 (4.077E-06)
β_1	0.3968 (0.0303)	1.0224 (0.1203)	0.6296 (0.0670)	1.1617 (0.2207)	2.9405 (0.7119)	3.744 (0.8011)
β_2	0.7120 (0.0125)	0.4677 (0.0429)	0.6416 (0.0247)	0.7066 (0.0138)	0.4552 (0.0358)	0.7165 (0.0132)
α_D		-1.271E-03 (7.57E-04)	-3.857E-03 (8.20E-04)		-2.38E-4 (1.81E-03)	0.01169 (1.53E-03)
σ_D	0.3620 (0.0576)	0.1397 (0.0551)	0.1039 (0.0504)			
ρ_D				-0.0708 (0.0174)	-0.1526 (0.0730)	0.0874 (0.02)
似然值	6200.75	6279.06	6306.81	6214.98	6290.89	6349.94

注:括号中为参数估计的标准误。

(三) 马尔科夫机制转换模型

表4列出了马尔科夫机制转换模型的估计结果。估计结果表明国债回购利率存在两个明显不同的运行机制。线性漂移模型的估计结果同样证实了均值回归的存在,其中一个状态的利率均值比较高(6.73%),另一个比较低(2.76%)。所有的GARCH参数都是显著的,参数之和 $\hat{\beta}_1 + \hat{\beta}_2$ 在不考虑水平效应条件下稍稍大于1,而在考虑水平效应时则大大的超过1。两个运行机制的水平效应参数估计非常稳定,而且都是显著的,其中一个大约为0.5,另一个为1.5。这两个机制的水平效应参数估计都大于美国短期利率的估计结果,而且比美国短期利率的估计结果稳定。条件方差的模型设定会影响到波动率的估计⁶。对CEV模型而言,一种运行机制的波动率大约是另一种运行机制的8倍;在GARCH模型中大约是5倍。而CEV-GARCH模型的估计结果较不稳定,取决于漂移项的模型设定。无漂移项时两个状态的波动率倍数是2

⁶ 其原因同上文中条件均值和条件方差设定改变虚拟变量参数估计结果类似。不同的条件方差模型设定意味着我们对利率动态过程的不同假定,就会对波动率等相关参数的估计产生影响。

倍，而线性漂移和非线性漂移模型的两个状态波动率倍数则分别大约是 6 倍和 3 倍。美国短期利率的估计结果则相对比较稳定。波动率和水平效应之间的关系也不稳定，CEV 模型（包括无漂移、线性漂移与非线性漂移）的高波动率与强水平效应对应，处于高波动率运行机制的国债回购利率波动更加依赖于其利率水平，无漂移 CEV-GARCH 模型的高波动率对应于强水平效应，而线性漂移和非线性漂移则刚好相反。这与美国短期利率的估计结果不同。和 GARCH 模型相比，马尔科夫机制转换模型具有更高的似然值，表明它可以进一步地提高模型的拟合效果。在所有的马尔科夫机制转换模型中，考虑水平效应的模型的表现要好于考虑 GARCH 模型，这与美国短期利率的实证结果刚好相反。同时引入水平效应和 GARCH 效应则对提高模型的拟合效果没有好处。同样的，非线性漂移的马尔科夫机制转换模型具有最大似然值，虽然一些参数估计是不显著的。

表 4 马尔科夫机制转换模型的参数估计结果

参数	无漂移 CEV	线性漂移 CEV	非线性漂移 CEV	无漂移 GARCH	线性漂移 GARCH	非线性漂移 GARCH	无漂移 CEV- GARCH	线性漂移 CEV- GARCH	非线性漂移 CEV- GARCH
$\alpha_{-1}^{(1)}$			2.04E-04 (3.5E-05)			2.7E-05 (2.8E-05)			5.00E-06 (5.00E-06)
$\alpha_0^{(1)}$		1.40E-3 (2.64E-04)	-0.01521 (3.379E-03)		6.73E-04 (1.39E-04)	-5.08E-04 (3.03E-04)		0.00106 (1.92E-04)	2.123E-03 (3.53E-04)
$\alpha_1^{(1)}$		-0.0508 (0.01146)	0.3026 (0.095)		-0.08167 (0.02446)	0.3911 (0.0945)		-0.06787 (0.03122)	-0.9640 (0.1914)
$\alpha_2^{(1)}$			-1.6047 (0.6995)			-3.0240 (0.5742)			11.9651 (2.3512)
$\alpha_{-1}^{(2)}$			2.2E-05 (9.00E-06)			6.2E-05 (1.20E-05)			2.47E-04 (2.4E-05)
$\alpha_0^{(2)}$		0.01911 (2.079E-3)	-0.009521 (0.005431)		1.5E-04 (2.50E-05)	-2.18E-04 (1.21E-04)		2.18E-04 (2.80E-05)	-1.98E-03 (2E-04)
$\alpha_1^{(2)}$		-0.2839 (0.0572)	-0.01512 (0.1920)		-0.0681 (0.0111)	-0.04969 (0.03787)		-0.08878 (0.01212)	0.4468 (0.0475)
$\alpha_2^{(2)}$			-1.6792 (1.0398)			0.6761 (0.2973)			-2.9128 (0.2599)
$\rho^{(1)}$	1.4795 (0.0407)	1.4386 (0.0537)	1.4947 (0.0381)	0	0	0	0.4329 (0.0413)	0.2712 (0.0351)	0.5454 (0.0545)
$\rho^{(2)}$	0.2419 (0.0375)	0.4150 (0.0405)	0.3518 (0.0682)	0	0	0	0.7162 (0.0457)	1.3156 (0.0541)	1.3632 (0.0461)
$\sigma^{(1)}$	0.6353 (0.08816)	0.5353 (0.1014)	0.06206 (0.08143)	1	1	1	1	1	1
$\sigma^{(2)}$	0.06599 (9.96E-03)	0.1077 (0.01619)	0.0803 (0.02099)	0.2008 (0.0103)	0.2233 (0.0117)	0.2102 (0.0126)	0.4408 (1.4866)	6.1191 (1.1199)	3.545 (0.7657)
β_0				7.8E-05 (1.7E-05)	6.578E-06 (1.372E-06)	7.11E-06 (1.56E-06)	3.80E-03 (1.24E-03)	2.27E-03 (7.92E-04)	1.216E-01 (5.54E-02)
β_1				0.0929	0.1132	0.1098	26.4987	6.4414	100.1910

(续表)

参数	无漂移 CEV	线性漂移 CEV	非线性漂移 CEV	无漂移 GARCH	线性漂移 GARCH	非线性漂移 GARCH	无漂移 CEV- GARCH	线性漂移 CEV- GARCH	非线性漂移 CEV- GARCH
				(0.0144)	(0.0170)	(0.0209)	(6.6496)	(2.6340)	(37.6058)
β_2				0.7857	0.7674	0.7676	0.2438	0.1506	0.1263
				(0.0169)	(0.0190)	(0.0237)	(0.0397)	(0.1419)	(0.1309)
c_1	-2.9052	-2.8861	-2.7275	-0.1056	-0.1996	0.4781	-2.2637	-1.0593	-1.3487
	(0.2234)	(0.2232)	(0.2937)	(0.2454)	(0.2504)	(0.4356)	(0.6635)	(0.3381)	(0.2912)
d_1	7.6123	8.0743	5.9252	-8.1197	-9.0335	-17.2068	116.76	19.0164	29.7506
	(5.0422)	(5.0622)	(8.6452)	(2.4242)	(2.8395)	(4.0973)	(27.84)	(7.2729)	(5.5602)
c_2	-0.8963	-0.5430	-0.5028	-3.0802	-3.1372	-3.1915	-2.6187	-3.396	-2.1102
	(0.2961)	(0.2949)	(0.2922)	(0.2261)	(0.2446)	(0.2638)	(0.1839)	(0.3297)	(0.1669)
d_2	8.7697	0.2587	-1.8408	27.1278	25.1505	30.0579	11.8228	37.90	-51.826
	(5.319)	(4.8145)	(5.3644)	(4.7078)	(5.4329)	(5.735)	(3.9583)	(10.2606)	(22.995)
似然值	6877.59	6928.47	6962.83	6835.64	6869.30	6929.35	6877.51	6935.50	6997.92

注:括号中为参数估计的标准误。

(四) 跳跃—扩散模型

表5列出了各个跳跃—扩散模型的参数估计结果。均值回归同样是显著的,长期均值大约为2.34%。所有的GARCH参数也都是显著的,而且参数之和小于1。这意味着跳跃有助于解释部分的波动聚类效应。不考虑GARCH效应时,水平效应的参数估计约为1.5;而引入GARCH效应之后,水平效应马上降到小于0.2左右。这都大于对美国短期利率所作的实证检验结果。因此GARCH可以揭示部分的利率波动聚类现象。而且,和马尔科夫机制转换模型不同,跳跃—扩散模型的转移概率的参数估计在GARCH设定和CEV-GARCH设定下都是显著的。条件均值和条件方差的模型设定会影响到跳跃幅度的估计。CEV模型设定条件下,跳跃幅度大约为1%。在GARCH设定条件下,跳跃幅度则迅速下降;同时考虑CEV和GARCH效应结果也基本类似。而美国短期利率的估计结果则是迅速上升。另外,中国波动率估计结果非常稳定的保持在2.3%左右。虚拟变量 α_D 和 σ_D 大都是显著的,同样表明1999年以前国债回购利率水平较高,波动较大。跳跃转移概率的虚拟变量也都是显著的,这表明1999年后国债回购利率的跳跃行为相对较少发生。在所有的跳跃—扩散模型中,含有水平效应的模型表现要稍稍好于含有GARCH效应,这与美国短期利率的实证结果相反。同时引入水平效应和GARCH效应则帮助不大。非线性漂移的跳跃—扩散模型具有最大的似然值,虽然有一些参数是不显著的。

表 5 跳跃—扩散模型的参数估计结果

参数	无漂移 CEV	线性漂移 CEV	非线性漂移 CEV	无漂移 GARCH	线性漂移 GARCH	非线性漂移 GARCH	无漂移 CEV- GARCH	线性漂移 CEV- GARCH	非线性漂移 CEV- GARCH
α_{-1}			4.80E-05 (1.20E-06)			4.6E-05 (5.00E-06)			5.8E-05 (6.00E-06)
α_0		3.043E-03 (3.47E-04)	-4.25E-04 (1.256E-03)		2.476E-03 (3.09E-04)	-1.72E-03 (3.15E-04)		2.546E-03 (3.17E-04)	-2.668E-03 (7.46E-04)
α_1		-0.1298 (0.01599)	-0.08296 (0.04243)		-0.1097 (0.01399)	1.59E-04 (6.507E-03)		-0.1131 (0.01439)	0.02135 (0.02960)
α_2			0.3124 (0.3446)			-0.8377 (0.1536)			-0.9654 (0.2557)
ρ	1.9596 (0.0642)	1.8560 (0.0660)	1.9306 (0.0624)				-0.0236 (0.0408)	0.0506 (0.0413)	0.1762 (0.0493)
σ	3.9957 (0.9343)	2.5962 (0.6291)	3.3771 (0.7733)						
β_0				2.68E-06 (2.93E-07)	2.652E-06 (3.51E-07)	1.152E-06 (1.83E-07)	2.203E-06 (7.62E-07)	3.89E-06 (1.4E-06)	4.977E-06 (2.131E-06)
β_1				0.4163 (0.0508)	0.3922 (0.0537)	0.2514 (0.0364)	0.3628 (0.1143)	0.5908 (0.1882)	0.7879 (0.2947)
β_2				0.0811 (0.0301)	0.1043 (0.0471)	0.4913 (0.0393)	0.0827 (0.0340)	0.1040 (0.0454)	0.49 (0.0409)
c	0.6953 (0.4924)	1.4108 (0.441)	1.4129 (0.4506)	5.2362 (0.4391)	4.8305 (0.4403)	4.9892 (0.4909)	5.2974 (0.4492)	4.6979 (0.4551)	4.6341 (0.4858)
d	62.5886 (22.9778)	29.7391 (19.4544)	28.7330 (19.7320)	-119.84 (14.66)	-101.1267 (15.3808)	-92.7187 (16.5926)	-121.5257 (14.9623)	-95.3798 (16.0539)	-80.86 (16.8226)
ψ	0.0093 (0.0015)	0.0102 (0.0016)	0.0087 (0.0015)	-0.0017 (0.0010)	0.0022 (0.0014)	0.0028 (0.0024)	-0.0019 (0.0011)	0.0024 (0.0014)	0.0045 (0.0023)
γ	0.0211 (0.0012)	0.0208 (0.0012)	0.0205 (0.0015)	0.0234 (0.0011)	0.0231 (0.0011)	0.0260 (0.0016)	0.0238 (0.0011)	0.0231 (0.0011)	0.0253 (0.0016)
α_D		3.825E-03 (1.04E-03)	2.818E-03 (6.63E-04)		5.214E-03 (6.51E-04)	5.178E-03 (6.89E-04)		5.313E-03 (6.56E-04)	5.077E-03 (7.50E-04)
ρ_D	0.3624 (0.0526)	0.2862 (0.0573)	0.3194 (0.0491)				-0.0870 (0.0326)	-0.0369 (0.0352)	-0.0011 (0.0753)
σ_D				0.2699 (0.1049)	0.1987 (0.1215)	0.0818 (0.0907)			
c_D	-2.4901 (0.6878)	-2.5047 (0.6925)	-2.9520 (0.6713)	-2.6224 (0.7303)	-1.7552 (0.7994)	-1.5609 (0.8322)	-2.5494 (0.7476)	-1.6449 (0.8115)	-1.5242 (0.8943)
d_D	-30.0531 (23.7532)	-10.8175 (20.6163)	-1.4542 (21.1031)	85.95 (16.37)	58.958 (17.8585)	56.1302 (18.2188)	85.8984 (16.5754)	53.1498 (18.3853)	49.1961 (18.3187)
似然 值	6873.72	6916.74	6933.99	6846.53	6896.21	6931.18	6846.31	6896.21	6935.81

注：括号中为参数估计的标准误。

根据上面的实证分析结果,我们可以发现中国国债回购利率的一些重要变动特征:

(1) 市场利率存在明显的均值回归现象。似然值的比较结果表明,引入非线性漂移可以提高样本的拟合程度,虽然有些参数的估计结果不是显著的。而且,条件均值的模型设定会影响到其他变量,如波动率、水平效应参数等的估计,这与美国短期利率的建模情形不同。

(2) GARCH 模型或水平效应对解释市场利率变动的条件异方差是十分重要的。同时考虑 GARCH 效应与水平效应则对改善模型的拟合结果帮助不大。与美国短期利率的检验结果相反,水平效应的表现要好于 GARCH 效应。表 6 具体列出了中国和美国短期利率检验结果的各种差异。发生这些差异的可能原因有:第一,机制上的差异。中国利率尚未实现真正的市场化,短期国债回购利率也无法完全体现出市场利率变化的特征;第二,市场发展程度和参与者行为上的差异。由于中国金融市场发展不完善,参与者参与短期国债回购基本上出于投机目标而不是套期保值等风险管理的目标,如经常为了在股票市场上进行 IPO 投机而在短期国债回购市场上大量融资。这些行为上的差异也直接导致了中美两国短期利率动态特征的差异。

(3) 机制转换和跳跃模型有助于解释波动率的聚类现象,特别是利率的尖峰厚尾现象。

(4) 国债回购利率在 1996—1998 年间的波动特征和 1999 年之后存在显著的差别。在 1999 年以前,利率水平更高,波动幅度也更大,发生突然跳跃的可能性也更高,但是利率波动性对利率水平的敏感性较低。

表 6 中美短期利率检验结果比较

(a) 单因子扩散模型	
中国	美国
1. 非线性漂移的作用不可忽视; 2. 弹性参数估计为 0.5。	1. 非线性漂移作用的结论不一致: Ait-Sahalia (1996), Stanton (1997), Ahn and Gao (1999) 认为存在, Hong, Li and Zhao (2004), Chapman and Pearson (2000), Pritsker (1998) 对此提出了置疑; 2. CKLS (1992) 估计的弹性为 1.5, Hong, Li and Zhao (2004) 的估计弹性为 0.25。
(b) GARCH 模型	
中国	美国
引入 GARCH 之后,均值回归现象仍然显著	引入 GARCH 之后,均值回归现象大大减少

(续表)

(c) 马尔科夫机制转换模型	
中国	美国
1. 两个机制的水平效应参数约为 1.5 和 0.5, 大于美国的检验结果; 2. 两个机制的均值回归仍然显著; 3. 两个机制的波动率倍数关系不稳定, CEV 设定设定大约 8 倍, GARCH 设定设定大约是 5 倍, CEV-GARCH 设定则不稳定; 4. 两个机制中波动率与水平效应的对应关系不稳定, CEV 设定条件下高波动率与强水平效应对应, 而 CEV-GARCH 设定则不稳定; 5. CEV 模型的似然值高于 GARCH 模型。	1. 两个机制的水平效应参数约为 0.8 和 0.1; 2. 两个机制只有一个均值回归是显著的; 3. 两个机制的波动率倍数关系相对稳定, CEV 设定大约是 30 倍, GARCH 设定大约是 4 倍, CEV-GARCH 设定大约是 3 倍; 4. 两个机制中波动率与水平效应的对应关系稳定, CEV 设定条件下高波动率与弱水平效应对应, 而 CEV-GARCH 设定则是高波动率与强水平效应对应; 5. GARCH 模型的似然值高于 CEV 模型。
(d) 跳跃—扩散模型	
中国	美国
1. 水平效应参数在不考虑 GARCH 时为 1.5, 引入 GARCH 之后迅速下降至 0.2; 2. GARCH 设定条件下跳跃幅度比 CEV 设定小; 3. CEV 模型的似然值高于 GARCH 模型。	1. 水平效应参数在不考虑 GARCH 时为 0.9, 引入 GARCH 之后迅速下降至 0.1; 2. GARCH 设定条件下的跳跃幅度比 CEV 设定大; 3. GARCH 模型的似然值高于 CEV 模型。

四、模型设定的非参数检验

虽然上述研究表明引入非线性漂移、GARCH、机制转换和跳跃效应能够很好地刻画中国短期利率的一些重要特征, 但是这些模型是否已经足以刻画中国短期利率的动态规律, 则需要进一步地研究。此外, 各个模型的相对表现不能简单地比较它们的似然值, 因为与线性回归模型的 R^2 一样, 一个包含较多变量和参数的利率模型的似然值也将较大, 即使其中一些变量没有解释能力。另外, 我们考虑的利率模型有很多 (如马尔科夫机制转换模型) 不能用传统的似然比检验 (likelihood ratio test) 来比较。Hong and Li (2004) 最近提出用非参数方法来检验时间序列动态模型设定的正确性。这一检验方法适用于各种动态概率分布模型, 包括本文所研究的所有短期利率模型。由于采用非参数方法, 这种检验方法对各种各样的模型设定错误均有很强的检测能力。此外, 检验统计量的渐近行为与估计参数的数目和大小无关, 因此某一模型包含很多没有解释能力的变量就不可能会当作最好的模型, 虽然它的似然值可能最大。Hong and Li (2004) 检验统计量因此可以被视为衡量模型正确性的一个标尺。检验统计量越小, 表明该模型就越接近正确设定。有关该检验更详细地说明, 请参阅 Hong and Li (2004)。

为了进一步对各个模型的表现进行全面的比较, 我们用 Hong and Li (2004) 检验方法来比较各个利率模型。检验统计量为 Hong and Li (2004) 所提出 $\hat{Q}(j)$ 的统计量。如果模型设定正确, 当样本数 $T \rightarrow \infty, \hat{Q}(j) \rightarrow N(0, 1)$ 。

如果模型设定有误,当 $T \rightarrow \infty, \hat{Q}(j) \rightarrow \infty$ 。这里 j 代表计算统计量时所用到的滞后阶数。我们选择了 $j=1, 5, 10$ 。表7列出了各个模型具体的统计结果。

表7 各个短期利率动态模型的 $\hat{Q}(j)$

(a) 单因子扩散模型									
j	随机游走	对数正态	Dot	纯 CEV	Vasicek	CIR	CKLS	非线性漂移	
1	535.61	5728.87	820.22	460.88	403.85	311.15	337.46	287.81	
5	1070.21	11033.40	1576.36	917.45	824.95	635.93	708.81	592.54	
10	1423.23	14471.64	2107.14	1222.17	1102.93	841.44	951.43	795.06	
(b) GARCH 模型									
j	无漂移	线性漂移	非线性漂移	无漂移	线性漂移	非线性漂移			
	CEV	CEV	CEV	CEV	CEV	CEV			
1	195.39	126.39	136.54	191.04	126.01	143.99			
5	373.58	269.71	273.11	368.12	264.83	288.84			
10	505.39	374.66	369.54	499.27	367.68	393.79			
(c) 马尔科夫机制转换模型									
j	无漂移	线性漂移	非线性漂移	无漂移	线性漂移	非线性漂移	无漂移	线性漂移	非线性漂移
	CEV	CEV	CEV	GARCH	GARCH	GARCH	CEV-	CEV-	CEV-
							GARCH	GARCH	GARCH
1	33.10	17.31	15.34	30.49	21.94	19.64	28.23	14.34	11.66
5	42.54	17.67	19.02	37.51	24.73	24.22	39.54	11.97	13.50
10	53.10	19.86	23.51	45.62	29.50	28.84	51.01	12.13	15.91
(d) 跳跃—扩散模型									
j	无漂移	线性漂移	非线性漂移	无漂移	线性漂移	非线性漂移	无漂移	线性漂移	非线性漂移
	CEV	CEV	CEV	GARCH	GARCH	GARCH	CEV-	CEV-	CEV-
							GARCH	GARCH	GARCH
1	34.20	21.48	20.01	27.64	17.88	20.35	26.97	18.11	18.92
5	39.93	24.84	24.15	40.57	23.85	28.36	39.66	24.25	25.43
10	44.86	27.28	26.52	51.75	30.63	35.52	50.55	31.29	31.36

从表中可以明显地看出,在单因子扩散模型引入 GARCH 之后,模型的 $\hat{Q}(j)$ 统计值迅速下降,表明模型误差大大减少。引入机制转换和跳跃效应之后, $\hat{Q}(j)$ 统计量进一步下跌。这表明引入 GARCH、机制转换和跳跃因子确实可以显著地提高短期利率模型的解释能力。这与上面最大似然估计结果是一致的。在单因子扩散模型中,非线性漂移模型的 $\hat{Q}(j)$ 值最小,说明模型的设定误差最小,这与似然值比较结果一致;但对数正态模型的 $\hat{Q}(j)$ 值最大,意味着它的模型设定误差最大,这与似然值比较结果不同。在 GARCH 模型中,引入水平效应并没有降低模型的 $\hat{Q}(j)$ 值,具有最大似然值的非线性漂移 CEV 模型的 $\hat{Q}(j)$ 值反而大于线性漂移和非线性漂移模型,说明它反而增加了模型设定的误差,这与似然值比较的结果不同。而且在 GARCH 模型中引入非线性漂移之后, $\hat{Q}(j)$ 值并没有减少,有的反而增加了,如非线性漂移 CEV 模型的 $\hat{Q}(j)$ 值大于线性漂移 CEV 模型。这说明在 GARCH 模型中引入水平效应和非线性漂移之后似然值的上升是通过增加一些不具有解释能力的变量

获得的，它并没有实质性地减少模型的设定误差。在马尔科夫机制转换模型中，含有水平效应的模型的 $\hat{Q}(j)$ 值大都小于含有 GARCH 效应的 $\hat{Q}(j)$ 值（除了无漂移模型设定），说明含有水平效应的模型的设定误差小于含有 GARCH 效应模型，这与似然值比较结果基本一致。在马尔科夫机制转换模型中引入非线性漂移可以降低模型的 $\hat{Q}(j)$ 值，但是降低幅度远远小于引入线性漂移；同时考虑水平效应和 GARCH 效应也可以稍微地减少模型的设定误差。在马尔科夫机制转换模型中，我们无法找到一个 $\hat{Q}(j)$ 值在各个阶数上全部最小的模型，线性漂移 CEV 和非线性漂移 CEV 在所有的马尔科夫机制转换模型中误差最小。在跳跃—扩散模型中，引入非线性漂移无法减少模型的设定误差。非线性漂移 GARCH 模型的设定误差大于线性漂移 GARCH 模型，而非线性漂移 CEV-GARCH 模型的设定误差则稍稍大于线性漂移 CEV-GARCH 模型。在无漂移和线性漂移条件下，CEV 模型的 $\hat{Q}(j)$ 值并不小于 GARCH 模型，虽然 CEV 模型的似然值更大。非线性漂移 CEV 模型的 $\hat{Q}(j)$ 值则小于非线性漂移 GARCH 模型，这说明非线性漂移 CEV 模型的设定误差更小，这与最大似然值的比较结果一致。同时考虑水平效应和 GARCH 效应都无法减少 $\hat{Q}(j)$ 值，因而无法减少模型的设定误差⁷。

需要强调的是，虽然引入 GARCH、机制转换和跳跃效应可以大大减少模型设定的错误，但是这些模型仍然被显著地拒绝了。这表明，尽管我们已经在短期利率动态波动的模型设定上取得了很大的进步，我们还没有获得一个可以用于准确描述中国短期利率动态行为的模型。这与 Hong and Li (2004) 对美国市场所得出的结论一致。因而对中国短期利率建模仍需付出很大的努力。由于中国利率政策的突然变动对短期国债回购利率的跳跃性影响，引入跳跃效应的中国短期利率模型应该是一个可行的发展方向。当然，我国的利率还没有实现真正的市场化。改革开放以来，中国一贯实行较为严格的利率控制政策，尽管近年来利率管制力度有所放松。从这个意义上说，我们所研究的短期国债回购利率在样本考察期内还无法完全体现出市场利率的变化特征。这也是我们在研究中国短期利率模型时需要考虑的因素。

五、结 论

本文利用金融计量学一些新近提出的统计模型和方法，分析刻画中国短期市场利率的动态特征。通过对 1996 年 7 月 22 日至 2004 年 8 月 26 日的 7 天短期国债回购利率的实证分析，我们得到短期利率模型在中国回购市场的一

⁷ 引入 GARCH、机制转换以及跳跃之后非线性漂移设定无法降低 $\hat{Q}(j)$ 统计量的主要原因是当我们在单因子扩散模型中引入其他模型设定的时候，非线性漂移关系可能就会被其他的模型设定捕捉到，导致非线性漂移设定无法改善模型设定误差，甚至产生新的误差。

些基本结论:

(1) 在单因子扩散模型基础上引入 GARCH、机制转换和跳跃效应可以大大地改善短期利率模型的表现,降低模型设定误差。同时考虑 GARCH 效应和水平效应对改善模型则不仅帮助不大,反而会增加模型的设定误差。

(2) 市场存在明显的均值回归现象。非线性漂移对减少模型的设定误差大都是不可忽略的,但是它在减少模型误差、改善模型表现中所起的作用远远小于线性漂移。

(3) 各个模型的设定都显著地被拒绝了,表明虽然我们已经在利率期限结构模型上获得了长足的进步,但还没有找到一个可用于描述中国利率变动的正确模型。由于中国利率政策的突然变动对短期国债回购利率的跳跃性影响,引入跳跃效应的中国短期利率模型应该是一个可行的发展方向。

参考文献

- [1] Ahn, D. and B. Gao, "A Parametric Nonlinear Model of Term Structure Dynamics", *Review of Financial Studies*, 1999, 12, 721—762.
- [2] Ait-Sahalia, Y., "Testing Continuous-Time Models of the Spot Interest Rate", *Review of Financial Studies*, 1996, 9, 385—426.
- [3] Anderson, T. G. and J. Lund, "Estimating Continuous-Time Stochastic Volatility Models of the Short-Term Interest Rate", *Journal of Econometrics*, 1997, 72, 343—377.
- [4] Ang, A. and G. Bekaert, "Regime Switches in Interest Rates", *Journal of Business and Economic Statistics*, 2002, 20, 163—182.
- [5] Bali, T. G., "An Empirical Comparison of Continuous Time Models of the Short Term Interest Rate", *The Journal of Futures Markets*, 1999, 19(7), 777—797.
- [6] Bali, T. G., "Nonlinear Parametric Models of the Short-Term Interest Rate", unpublished manuscript, Baruch College, 2001.
- [7] Ball, C. and W. Torous, "Regime Shifts in Short-Term Riskless Interest Rates", unpublished manuscript, University of California Los Angeles, 1998.
- [8] Bansal, R. and H. Zhou, "Term Structure of Interest Rate with Regime Shifts", *Working paper*, Duke University, 2001.
- [9] Baz, J., and S. R. Das, "Analytical Approximation of the Term Structure for Jump-Diffusion Processes: a Numerical Analysis", *Journal of Fixed Income*, 1996, 6(1), 78—86.
- [10] Brenner, R. J., R. H. Harjes and K. B. Kroner, "Another Look at Models of Short-Term Interest Rate", *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 1996, 31, 85—107.
- [11] Chan, K. C., G. A. Karolyi, F. A. Longstaff and A. B. Sanders, "An Empirical Comparison of Alternative Models of the Short-Term Interest Rate", *Journal of Finance*, 1992, 47(3), 1209—1227.
- [12] Chapman, D. and N. Pearson, "Recent Advances in Estimating Models of the Term-Structure", *Financial Analysts Journal*, 2001, 57(4), 77—95.
- [13] Conley, T. G., L. P. Hansen, E. G. J. Luttmer and J. A. Scheinkman, "Short-Term Interest Rates as Subordinated Diffusions", *Review of Financial Studies*, 1997, 10(3), 525—578.

- [14] Cox, J. C., J. E. Ingersoll and S. A. Ross, "A Theory of the Term Structure of Interest Rates", *Econometrica*, 1985, 53(2), 385—407.
- [15] Dai, Q. and K. Singleton, "Term Structure Dynamics in Theory and Reality", *Review of Financial Studies*, 2003, 16(3), 631—678.
- [16] Das, S. R., "The Surprise Element: Jumps in Interest Rates", *Journal of Econometrics*, 2002, 106(1), 27—65.
- [17] Durham, G. B., "Likelihood-Based Specification Analysis of Continuous-Time Models of the Short-Term Interest Rate", *Journal of Financial Economics*, 2003, 70(3), 463—487.
- [18] 范龙振, "上交所债券利率期限结构与两因子 Vasicek 模型", 《复旦学报(自然科学版)》, 2003 年第 5 期, 第 136—141 页。
- [19] Gallant, A. R. and G. Tauchen, "Reprojecting Partially Observed Systems With Applications to Interest Rate Diffusions", *Journal of the American Statistical Association*, 1998, 93(441), 10—24.
- [20] Gray, S., "Modeling the Conditional Distribution of Interest Rates as a Regime-Switching Process", *Journal of Financial Economics*, 1996, 42, 27—62.
- [21] Hamilton, J. D., "A New Approach to the Econometric Analysis of Nonstationary Time Series and the Business Cycle", *Econometrica*, 1989, 57(2), 357—384.
- [22] Hong, Y. and H. Li, 2004, "Nonparametric Specification Testing for Continuous-Time Models With Applications to Interest Rate Term Structures", *Review of Financial Studies*, forthcoming.
- [23] Hong, Y., H. Li and F. Zhao, "Out-of-Sample Performance of Discrete-Time Spot Interest Rate Models", *Journal of Business and Economic Statistics*, forthcoming.
- [24] Johannes, M., "The Statistical and Economic Role of Jumps in Continuous-time Interest Rate Models", *Journal of Finance*, 2004, 59, 227—260.
- [25] 林海、郑振龙, 《中国利率期限结构: 理论及应用》。北京: 中国财经出版社, 2004 年。
- [26] 马明、向桢, "中国利率期限结构分析", 《经济学(季刊)》, 2002 年第 1 卷第 3 期, 第 699—714 页。
- [27] Nelson, D., "Conditional Heteroskedasticity in Asset Returns: A New Approach", *Econometrica*, 1991, 59, 347—370.
- [28] Pritsker, M., "Nonparametric Density Estimation and Tests of Continuous Time Interest Rate Models", *Review of Financial Studies*, 1998, 11(3), 449—487.
- [29] Sanders, A. B. and H. Unal, "On the Intertemporal Behavior of the Short-Term Rate of Interest", *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 1988, 23(4), 417—423.
- [30] Stanton, R., "A Nonparametric Model of Term Structure Dynamics and the Market Price of Interest Rate Risk", *Journal of Finance*, 1997, 52(5), 1973—2002.
- [31] Vasicek, O., "An Equilibrium Characterization of the Term Structure", *Journal of Financial Economics*, 1977, 5, 177—188.
- [32] 谢赤、吴雄伟, "基于 Vasicek 模型和 CIR 模型中的中国货币市场利率行为实证分析", 《中国管理科学》, 2002 年第 3 期, 第 23—26 页。

Performance of Discrete-Time Spot Rate Models in China: An Empirical Test on Chinese Repo Rates

YONGMIAO HONG

(*Cornell University, Xiamen University*)

HAI LIN

(*Xiamen University*)

Abstract We examine a wide variety of popular spot interest rate models in China using daily data of 7-day repo rates from July 22, 1996 to August 26, 2004. The estimation suggests that introducing GARCH, regime-switching and jump effect substantially improves the fitting degree of the spot rate models. We find that the level and volatility of the spot rates, and the jump probability were significantly higher before 1999. However, the sensitivity of interest rate volatility to the change of interest rate level became stronger after 1999. To further compare the relative performance of different models, we use the nonparametric specification test recently proposed by Hong and Li (2004). The results show that we still have not obtained an exact dynamic model.

JEL Classification E40, G00, G12