

中国利率动态模型研究

林海 郑振龙
(厦门大学金融系, 361005)

作者简介:

郑振龙, 1966 年出生, 男, 汉族, 经济学博士, 美国加州大学洛杉矶分校富布莱特研究学者, 现任厦门大学金融系副主任(主持工作)、教授、博士生导师、厦门大学证券研究中心常务副主任。在国内外公开发行的学术刊物上发表了近百篇学术论文, 出版了 22 部(含合作)著、编、译著作。电话: 0592-5920923, 13328311066。Email: zlzheng@jingxian.xmu.edu.cn。通讯地址: 厦门大学金融系。邮编: 361005。

林海, 1977 年月出生, 男, 汉族, 厦门大学金融系 2001 级博士研究生。在国内公开刊物发表近 20 篇学术论文。电话: 0592-2194794, 13616036900。Email: xmulh2@163.com。通讯地址: 厦门大学 2073 信箱。邮编: 361005。

中国利率动态模型研究¹

Dynamic Behavior of Interest Rates in China

内容提要：本文对中国两种高度相关的利率的动态行为进行了直观的考察和分析。第一种利率是政府利率，由中央银行决定和颁布，可以用一个单纯的跳跃过程进行描述。我们给出了跳跃强度的估计，并且通过不同的检验证明它是稳定可靠的。跳跃幅度能够满足确保利率有合理范围的条件，并且体现出一定的经济周期内涵。第二种利率是根据政府债券的交易价格利用样条估计法计算的市场利率。本文从实证角度比较了市场利率的几个模型，包括 Vasicek 模型、Vasicek-GARCH(1,1)模型、CIR 模型、CIR-GARCH(1,1)模型等。检验结果表明 Vasicek 模型表现最好。接着，本文对由于单位根问题引起的估计偏误问题进行了分析，一般方法和 GPH 方法都无法拒绝单位根假设。最后，本文还对政府利率变动对市场利率的影响进行了简单的分析和评价。

关键词：利率 动态行为 跳跃过程 均值回归 单位根

Abstract: This paper examines intuitively the dynamic behavior of two highly relevant kinds of interest rate in China. The first one is the government rate, which is decided and published by the central bank and can be simulated by pure jump process. Estimation of the jump intension is given out, and by different robustness test, it keeps stable. The jump size has met the condition to make interest rate within reasonable bounds and shows some meaning of economic cycle behavior. The second one is the market rate, which is estimated by spline approximation based on the transaction data of government bonds. Several models, including Vasicek model, Vasicek-GARCH (1,1) model, CIR model, and CIR-GARCH(1,1), are empirically tested and the best performance is done by the simple Vasicek model. Furthermore, the estimate bias problem due to the near unit root process is tested and evidenced by both traditional methods and GPH test. Impact of government rate on market rate is finally checked and analyzed.

Key Words: Interest Rate, Dynamic Behavior, Jump Process, Mean Reversion, Unit Root Process

JEL Classification : G120 G140

前言

利率问题一直是金融研究的一个焦点问题。学者提出了一些基本的假设和动态模型，并对这些假设和模型进行了大量的实证检验，一些模型甚至还被运用与利率衍生产品的定价。从 Vasicek(1977)和 Cox, Ingersoll and Ross (CIR(1985a,b))起，大量更为复杂的模型不断被提出和分析。在纯漂移的模型中，不仅考虑了利率的水平，一些其他的因素也被考虑并加入到模型中 (Longstaff and Schwartz (1992), Brenner, Harjes and Kroner (1996))。Constantinides (1992)提出了 CIR 模型的非线性一般化。Bansal and Zhou (2001) ,以及 Sanders and Unal (1988) 提出了利率的机制转换模型。更为重要的是，跳跃过程已经成为利率分析中一个必不可少的

¹本文是教育部优秀青年教师资助计划“中国信用风险度量和控制模型”项目的中期研究成果之一。

组成部分，可以提高模型的解释能力 (Lin and Yeh (2001), Das(2002))²。

对动态模型的实证检验也随着理论分析逐步发展。Durham (2002), Bali (1999), Chan et.(1992), Brown and Dybvig (1986)对不同的模型进行了实证分析和比较。Ball and Torous (1996)提出如果利率时间序列近似于单位根，则均值回归系数将会上偏。一些研究表明利率无法拒绝单位根过程(Mankiw and Miron (1986), Rose (1988))，但是同时也有一些研究拒绝了单位根假设 (Lai (1997), Wang and Zhang (1997), Pesando (1979))。

在中国，也有人对利率进行了一些基本的研究。谢赤和吴雄伟(2002)利用一月期的银行间利率实证分析了 Vasicek 模型 和 CIR 模型，发现 Vasicek 模型优于 CIR 模型。范兴亭和方兆本(2001) 分析了中国可转换债券的定价问题。郑振龙和林海(2002a,b,c) 估计了中国债券市场的利率期限结构，流动性溢价以及信用风险溢价。

中国有两种高度相关的利率：政府利率和市场利率。政府利率由中央银行决定和颁布，并且会突然发生变动。它可以用一个单纯的跳跃过程进行描述。市场利率每天都在发生变化，可以通过政府债券的价格进行估计。它的变化体现出一定程度上的均值回归现象，但是由于单位根问题的存在，这个估计是有偏的。

本文主要是对中国利率，包括政府利率和市场利率，的动态行为做一个的估计和考察。因为对单纯跳跃过程而言，似然函数不存在，我们只能通过矩估计来进行分析。我们可以发现一些周期性的证据，但是必须经过可靠性检验。对市场利率而言，我们在郑振龙和林海 (2002a)静态估计的基础上，检验了一些模型，包括 Vasicek 模型，Vasicek-GARCH 模型，CIR 模型，以及 CIR-GARCH 模型，结果表明 Vasicek 模型表现最好。但是由于存在由单位根问题所带来的估计偏误 (Ball and Torous (1996))，必须对市场利率进行平稳性检验以保证模型的稳定性。为了避免传统单位根检验拒绝不足的问题，本文使用了谱分析的 GPH 方法。这个检验同样无法拒绝单位根的假设，因此模型的参数估计是有偏的。为了避免政府利率对市场利率的影响，我们重新调整了市场利率，得出的结论仍然保持不变。

本文的结构为：第一部分提出政府利率的单纯跳跃模型。第二部分估计跳跃的强度并进行可靠性检验。第三部分对政府利率跳跃的幅度进行分析。第四部分，利用郑振龙和林海 (2002a)静态估计的市场利率，对一些模型进行了实证分析，分析表明 Vasicek 模型效果最好成绩。第五部分对单位根引起的估计偏误问题进行了分析。第六部分分析了政府利率变动对市场利率的影响。第七部分则是一个简单的结论。

1 . 政府利率的单纯跳跃过程

单因子利率均值回归漂移模型可以表示为：

$$dr(t) = k(u(t) - r_t)dt + \mathbf{s}(t)dW_t$$

其中 k 表示向均值调整的速度， $u(t)$ 表示时刻 t 的利率均值， $\mathbf{s}(t)$ 则表示波动率， $W(t)$ 代表布朗运动。如果考虑漂移—跳跃过程，

$$dr(t) = k(u(t) - r_t)dt + \mathbf{s}(t)dW_t + JdP,$$

J 代表服从某些分布的随机变量，一般是正态分布 $N(\mathbf{a}, \mathbf{q}^2)$ ， dP 代表强度为 \mathbf{I} 的泊松分布。

该漂移—跳跃过程的似然函数可以表示为：

² 对利率期限结构研究的一个综述可以参考 Dai and Singleton (2002).

$$f(u(t), k, \mathbf{s}(t), \mathbf{a}, \mathbf{q}, \mathbf{l}) = \sum_{n=0}^{\infty} \exp(-\mathbf{l}) \frac{\mathbf{l}^n}{n!} \frac{1}{\sqrt{2\mathbf{p}(\mathbf{s}(t)^2 + n\mathbf{q}^2)}} \exp\left(-\frac{(\Delta r_t - ku(t) + kr_t - n\mathbf{a})^2}{2(\mathbf{s}(t)^2 + n\mathbf{q}^2)}\right)$$

因此，参数可以通过最大似然法进行估计³。

但是在中国，政府利率由央行决定并保持一段时间不变。它完全不同于漂移过程或者漂移—跳跃过程。它类似于一个单纯跳跃过程：

$$dr_t = JdP$$

其中， J 服从正态分布 $N(\mathbf{a}, \mathbf{q}^2)$ ， dP 是参数为 \mathbf{l} 的泊松分布。

推论 1. 单纯跳跃过程的似然函数不存在，因此不能用最大似然法进行参数的估计。

证明：如果 $dP = n \neq 0$ ，对离散时间序列而言，

$\Delta r_t \rightarrow N(n\mathbf{a}, n\mathbf{q}^2)$ ，概率为 $\exp(-\mathbf{l}) \frac{\mathbf{l}^n}{n!}$ ，在似然函数中就可以表示为：

$$\exp(-\mathbf{l}) \frac{\mathbf{l}^n}{n!} \frac{1}{\sqrt{2\mathbf{p}n\mathbf{q}^2}} \exp\left(-\frac{(\Delta r_t - n\mathbf{a})^2}{2n\mathbf{q}^2}\right).$$

但是如果 $dP = 0$ ， $p(\Delta r_t = 0) = 1, p(\Delta r_t \neq 0) = 0$ ，不是一个连续函数，因此连续的概率密度函数就不存在。

推论 2. 对具有相对较短时间的离散数据的单纯跳跃过程，矩方法可以用于对参数进行直观的估计。

证明：因为跳跃过程是二项式过程在一断长时间内的极限。在一个较短的时间内，我们可以用二项式过程对跳跃过程 $dr_t = JdP$ 进行近似地描述：

$$dr_t = 0, \text{ 概率为 } 1 - \mathbf{l}; dr_t \rightarrow N(\mathbf{a}, \mathbf{q}^2) \text{ 概率为 } \mathbf{l}.$$

则， $E(dr_t) = \mathbf{l}\mathbf{a}, \mathbf{s}^2(dr_t) = \mathbf{l}\mathbf{q}^2$ 。对离散时间序列而言，

³ 因为

$$\begin{aligned} \int f(u(t), k, \mathbf{s}(t), \mathbf{a}, \mathbf{q}, \mathbf{l}) d\Delta r_t &= \sum_{n=0}^{\infty} \exp(-\mathbf{l}) \frac{\mathbf{l}^n}{n!} \int \frac{1}{\sqrt{2\mathbf{p}(\mathbf{s}(t)^2 + n\mathbf{q}^2)}} \exp\left(-\frac{(\Delta r_t - ku(t) + kr_t - n\mathbf{a})^2}{2(\mathbf{s}(t)^2 + n\mathbf{q}^2)}\right) d\Delta r_t \\ &= \sum_{n=0}^{\infty} \exp(-\mathbf{l}) \frac{\mathbf{l}^n}{n!} = 1 \end{aligned}$$

$$\hat{E}(dr_t) = \frac{\sum_{i=1}^N \Delta r_i}{N} = \frac{\sum_{j=1}^n \Delta r_j}{n} \times \frac{n}{N} = \hat{\mathbf{a}} \times \frac{n}{N}, \text{ 其中 } N, n \text{ 分别代表数据的数量以及跳跃的次数。}$$

因此，对 \mathbf{I} 的直观估计为 $\text{is } \hat{\mathbf{I}} = \frac{n}{N}$ 。

2. \mathbf{I} 的估计和可靠性检验

在中国，利率受到央行的监管，没有每天发生变动。因为 1980 年之前和 1980 年之后中国的政策发生了极大的变化，我们将 1980 年以前的数据剔除掉，估计 1980 年以后的跳跃参数。我们使用从 1980 年 4 月到 2002 年 12 月一年期存款利率的月数据，总共 271 个数据。差分序列有 270 个数据。

在 270 个数据中，15 个数据显著异于 0，可以代表跳跃的次数。因此 \mathbf{I} 的大约估计为 $\frac{15}{270} \approx 0.056$ 。

但是这个估计是一个粗略的估计，需要通过可靠性检验。因为 \mathbf{I} 参数和正态分布之间是一个独立的关系，我们可以单独地对 \mathbf{I} 进行估计。

推论 3. 如果过程 $N(t)$ 服从泊松分布，则跳跃时间的序列 $T_n, n=1,2,3,4\dots$ 服从参数为 \mathbf{I} 和 n 的 Γ 分布。

证明:

$$\begin{aligned} P(T_n \leq t) &= P(N(t) \geq n) = \sum_{i=n}^{\infty} e^{-\mathbf{I}t} \frac{(\mathbf{I}t)^i}{i!}, \\ \frac{\partial P}{\partial t} &= \sum_{i=n}^{\infty} [(-\mathbf{I})e^{-\mathbf{I}t} \frac{(\mathbf{I}t)^i}{i!} + e^{-\mathbf{I}t} \frac{\mathbf{I}t^{i-1}}{(i-1)!}] , \\ &= \mathbf{I} e^{-\mathbf{I}t} \sum_{i=n}^{\infty} \left(\frac{(\mathbf{I}t)^{i-1}}{(i-1)!} - \frac{(\mathbf{I}t)^i}{i!} \right) = \mathbf{I} e^{-\mathbf{I}t} \frac{(\mathbf{I}t)^{n-1}}{(n-1)!} \end{aligned}$$

这是 Γ 分布的概率密度函数。而且

$$f(T_n = t) = \mathbf{I} e^{-\mathbf{I}t} \frac{(\mathbf{I}t)^{n-1}}{(n-1)!},$$

$$f(T_1 = t_1, T_2 = t_2, \dots, T_n = t_n) = \prod_{i=1}^n \mathbf{I} e^{-\mathbf{I}t_i} \frac{(\mathbf{I}t_i)^{i-1}}{(i-1)!},$$

$$\begin{aligned} \log f(T_1, \dots, T_n) &= \sum_{i=1}^n (\log \mathbf{I} - \mathbf{I}t_i + (i-1)\log \mathbf{I} + (i-1)\log t_i - \log(i-1)!) \\ &= \frac{n(n+1)}{2} \log \mathbf{I} - \mathbf{I} \sum t_i + \sum ((n-1)\log t_i + \log(n-1)!) \end{aligned}$$

$$\frac{\partial f}{\partial I} = \frac{n(n+1)}{2I} - \sum t_i = 0$$

$$\hat{I} = \frac{n(n+1)}{2\sum t_i}$$

推论 4. 如果过程 $N(t)$ 服从参数为 I 的泊松分布，两个跳跃之间的时间间隔 $M_1, M_2, \dots, M_n, M_i = T_i - T_{i-1}$ ，服从均值为 $1/I$ 的指数分布。

证明:

$$P(M \leq t) = 1 - P(M > t) = 1 - P(N(t) = 0) = 1 - e^{-It},$$

$$\frac{\partial P}{\partial t} = -I e^{-It}$$

由直接的泊松分布，矩估计， Γ 分布以及指数分布估计的 I 见表 1。

Table 1 I 的估计

	泊松分布	矩估计	Γ 分布	指数分布
\hat{I}	0.056	0.056	0.048	0.057
5% 置信区间	[0.031,0.091]			[0.037,0.10]

从表 1 中，我们可以看出，泊松分布，矩估计，以及指数分布的估计结果几乎相同， Γ 分布的估计结果也在其他分布的 5% 置信区间之内。因此，不同方法估计出来的 I 是稳定的。

3. 政府利率的跳跃幅度

估计出 I 后，我们可以借着估计跳跃的幅度 (a, q^2) 。

推论 5: 如果政府利率在一个合理的范围内， a 等于 0。

证明: 如果 $a \neq 0$ ， $E(dr_t) = Ia \neq 0$ 。当 $a > 0$ ，它向上倾斜，政府利率就会上升至一个不合理的高水平。当 $a < 0$ ，它向下倾斜，政府利率就会降至负数⁴。

(a, q^2) 的估计结果见表 2。我们可以看出， a 没有显著异于 0，这符合合理界限条件。

而且，它还具有一定的经济周期内涵。当经济陷入停滞，政府需要刺激经济增长时，政府利率就会下跌，利率的变动就为负数。当经济过热，政府需要抑制经济增长时，政府利率就会上升，利率的变动就为正数。随着经济周期的正向变动和负向变动互相抵消，使跳跃的均值接近于 0。

表 2. 跳跃幅度 (a, q) 的估计

⁴ 我们也可以看出，一般的漂移模型也满足 $E(dr_t) = 0$ 。

	\hat{a}	\hat{q}
估计值	-0.25%	1.70%
标准误	0.44%	---
T 检验值	0.56	---

必须注意的是，这个估计是一个无条件估计，没有考虑到条件信息问题。因此，我们如果使用这个模型预测和模拟政府利率的变动，在一些条件下就可能产生负利率。为了更好的对政府利率进行预测，条件信息，包括利率的历史变动，经济状况等还必须考虑在内。

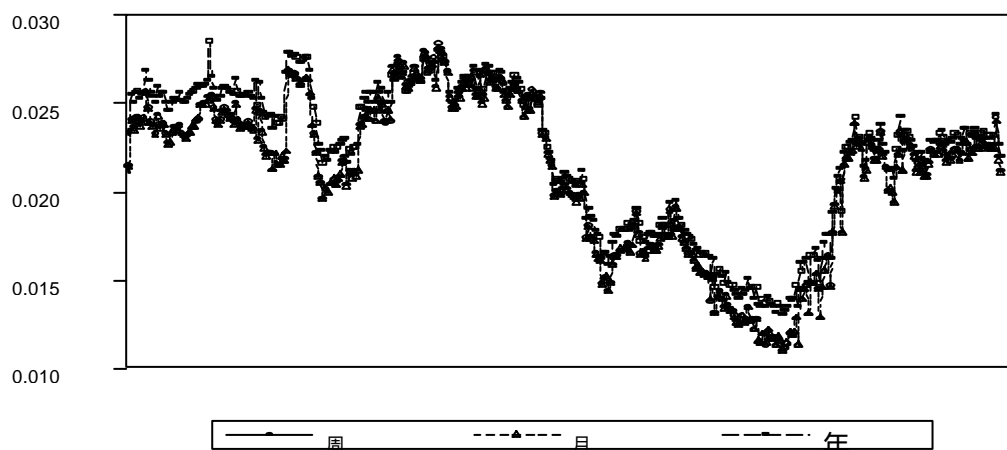
4. 中国市场利率的动态行为

从这部分开始，我们将视角转向市场利率。市场利率由市场的供求决定，能够反映市场的状况。在中国，投资者无法根据市场利率储蓄或借贷，只能通过政府债券的买卖。购买债券意味着他们以市场利率储蓄，出售政府债券则可以表示按照政府利率借款。因此政府债券的价格就可以用于估计不同期限的市场利率，通常称之为“利率期限结构”。

一般而言，利率期限结构可以从贴现债券的价格中直接估计，因为在这种情况下利率等于债券的到期利率。但是在中国，上海证券交易所和深圳证券交易所所有公开交易的债券都是息票债券。对这些债券而言，就不能用直接的传统方法，因为此时利率不再等于到期利率。McCulloch(1971), Lin and Yeh(2001), Carleton and Cooper(1976) 都试图解决这个问题并提出了各种方法，其中样条估计法是最普遍的一种方法。郑振龙和林海(2002a)比较了不同的估计方法，选择了合适的参数，利用 McCulloch (1971) 方法对中国利率期限结构进行了估计。郑振龙和林海(2002b,c) 又进一步分析了中国市场利率的流动性溢价和信用风险溢价。本文将直接利用郑振龙和林海(2002a)的估计结果，对中国市场利率的动态行为作一个实证分析。

中国债券市场的发展远远落后于股票市场。债券的数量和种类都远远少于股票。债券的缺乏极大地限制了利率期限结构的估计。在 2001 年 5 月以前，交易所只有 5 种政府债券，样条估计不能给出显著的估计结果。我们只能将估计限制在 2001 年 5 月到 2002 年 12 月。在这个时期内，回归的 R^2 均超过 95%，显著性水平都超过 5%。郑振龙和林海 (2002a) 估计的是周数据，但为了分析市场利率的动态行为，我们使用了从 2001 年 5 月 8 日至 2003 年 1 月 3 日的日数据，共 402 个数据。市场利率的变动（周利率、月利率、年利率）见图 1。周利率几乎和月利率重合，年利率稍微大于月利率。从图中可以直观地看出一些均值回归现象。市场利率在大约 2% 左右移动。

图 1：中国市场利率的动态变化。



为了分析中国市场利率的动态行为，我们使用了不同的模型，即 Vasicek 模型, Vasicek-GARCH(1,1) 模型, CIR 模型,以及 CIR-GARCH(1,1) 模型⁵。分析的数据是周利率, 月利率, 以及年利率的日数据。估计的结果参见表 3,4, 5⁶。

我们可以从表中明显看出，周利率数据和月利率数据的估计结果几乎相同。Vasicek 模型, Vasicek-GARCH (1,1)模型,以及 CIR 模型在不同的显著性水平上是显著的，CIR-GARCH(1,1) 模型的估计结果不显著。但是作为一个完整的随机过程，只有 Vasicek 模型和 CIR 模型在 10% 水平上显著(由每个估计的 F 检验值可知)。Vasicek 模型的对数似然值比 CIR 模型要大得多。对年数据而言，只有 Vasicek 模型和 CIR 模型是显著的，Vasicek 模型的对数似然值同样远远大于 CIR 模型。这意味着 Vasicek 模型的拟合效果要好于 CIR 模型，这与 Xie and Wu (2002)的结论一致⁷。不同模型的长期利率均值是稳定的，周利率的长期均值为 2.08%，月利率为 2.14%，年利率为 2.25%。但是，我们发现模型的 R^2 太小，只能解释一小部分的利率变动。

表 3： 中国市场利率的动态模型：周利率	
模型 1. Vasicek 模型: $\Delta r_t = k(u - r_t) + e_t, e_t \rightarrow N(0, \mathbf{s}^2)$	
估计结果: $\hat{k} = 0.019^*(1.94), \hat{u} = 2.08\%*(1.90), \mathbf{s} = 0.09\%$ $R^2 = 0.9\%, F = 3.78^*, \log = 2262.91$	
模型 2. Vasicek-GARCH(1,1)模型: $\Delta r_t = k(u - r_t) + e_t,$ $e_t = \sqrt{h_t}v_t, v_t \rightarrow i.i.d.(0,1),$ $h_t = \mathbf{k} + a_1h_{t-1} + b_1e_{t-1}^2$	
估计结果: $\hat{k} = 0.019^*(1.88), \hat{u} = 2.02\%*(1.80),$ $\hat{\mathbf{K}} = 2.08E - 07^{***}(2.75), \hat{a}_1 = 0.60^{***}(5.20), \hat{b}_1 = 0.15^{***}(3.51)$ $R^2 = 0.9\%, F = 0.92, \log = 2268.8$	
模型 3. CIR 模型: $\Delta r_t = k(u - r_t) + \sqrt{r_t}e_t, e_t \rightarrow N(0, \mathbf{s}^2)$	
估计结果: $\hat{k} = 0.018^*(1.94), \hat{u} = 2.06\%*(1.99), \mathbf{s} = 0.6\%;$ $R^2 = 1\%, F = 3.90^{**}, \log = 1473.95$	

⁵ 由于历史太短,跳跃问题和机制转换问题在分析中不作考虑。

⁶ Vasicek 模型和 CIR 模型的估计通过最小二乘法和普通广义矩方法同时进行，得出的结论相似。Vasicek-GARCH 模型和 CIR-ARCH 模型通过最大似然值法进行估计。

⁷ 他们使用的数据是银行间一月利率，估计的长期均值为 9%，这是一个不合理的估计。而且他们也没有考虑到估计的偏差问题。

$\Delta r_t = k(u - r_t) + \sqrt{r_t} e_t,$
模型 4. CIR-GARCH(1,1) 模型: $e_t = \sqrt{h_t} v_t, v_t \rightarrow i.i.d.(0,1),$
$h_t = k + a_1 h_{t-1} + b_1 e_{t-1}^2$
估计结果: $\hat{k} = 0.009(1.14), \hat{u} = 1.78\%(1.04),$ $\hat{K} = 2.81E - 05^{***} (2.75), \hat{a}_1 = -0.06(1.15), \hat{b}_1 = 0.35^{***} (4.81)$ $R^2 = 0.5\%, F = 0.58, \log = 1495.46$

注:*,**,***分别表示显著性水平为 1%,5%,10% 。

括号中的数值表示 t 检验值。

表 4. 中国市场利率的动态模型：月利率
模型 1. Vasicek 模型: $\Delta r_t = k(u - r_t) + e_t, e_t \rightarrow N(0, \mathbf{s}^2)$
估计结果: $\hat{k} = 0.018^* (1.92), \hat{u} = 2.14\% ^* (1.98), \mathbf{s} = 0.08\%$ $R^2 = 0.9\%, F = 3.68^*, \log = 2271.06$
$\Delta r_t = k(u - r_t) + e_t,$
模型 2. Vasicek-GARCH(1,1)模型: $e_t = \sqrt{h_t} v_t, v_t \rightarrow i.i.d.(0,1),$
$h_t = k + a_1 h_{t-1} + b_1 e_{t-1}^2$
估计结果: $\hat{k} = 0.018^{**} (2.21), \hat{u} = 2.12\% ^{**} (2.15),$ $\hat{K} = 1.64E - 07^{***} (3.05), \hat{a}_1 = 0.60^{***} (7.14), \hat{b}_1 = 0.15^{***} (4.33)$ $R^2 = 0.9\%, F = 0.91, \log = 2280.32$
模型 3. CIR model: $\Delta r_t = k(u - r_t) + \sqrt{r_t} e_t, e_t \rightarrow N(0, \mathbf{s}^2)$
估计结果: $\hat{k} = 0.017^* (1.92), \hat{u} = 2.14\% ^* (1.97), \mathbf{s} = 0.6\%;$ $R^2 = 1\%, F = 3.84^{**}, \log = 1481.20$
$\Delta r_t = k(u - r_t) + \sqrt{r_t} e_t,$
模型 4. CIR-GARCH(1,1) model: $e_t = \sqrt{h_t} v_t, v_t \rightarrow i.i.d.(0,1),$
$h_t = k + a_1 h_{t-1} + b_1 e_{t-1}^2$
估计结果:

$$\hat{k} = 0.008(1.02), \hat{u} = 1.55\%(0.83),$$

$$\hat{K} = 2.47E - 05^{***} (12.35), \hat{a}_1 = -0.06^{**} (2.40), \hat{b}_1 = 0.43^{***} (4.92)$$

$$R^2 = 0.4\%, F = 0.36, \log = 1507.08$$

注:*,**,***分别表示显著性水平为 1%,5%,10%。
括号中的数值表示 t 检验值。

表 5. 中国市场利率的动态模型：年利率

模型 1. Vasicek 模型: $\Delta r_t = k(u - r_t) + e_t, e_t \rightarrow N(0, \mathbf{s}^2)$

估计结果:

$$\hat{k} = 0.014^* (1.70), \hat{u} = 2.25\% ^* (1.98), \mathbf{s} = 0.07\%$$

$$R^2 = 0.7\%, F = 2.90^*, \log = 2343.85$$

$$\Delta r_t = k(u - r_t) + e_t,$$

模型 2. Vasicek-GARCH(1,1)模型: $e_t = \sqrt{h_t} v_t, v_t \rightarrow i.i.d.(0,1),$

$$h_t = \mathbf{k} + a_1 h_{t-1} + b_1 e_{t-1}^2$$

估计结果:

$$\hat{k} = 0.014(0.85), \hat{u} = 2.26\%(0.85),$$

$$\hat{K} = 6.83E - 08(0.26), \hat{a}_1 = 0.60^{**} (1.97), \hat{b}_1 = 0.15(1.44)$$

$$R^2 = 0.7\%, F = 0.72, \log = 2337.12$$

模型 3. CIR 模型: $\Delta r_t = k(u - r_t) + \sqrt{r_t} e_t, e_t \rightarrow N(0, \mathbf{s}^2)$

估计结果:

$$\hat{k} = 0.014^* (1.70), \hat{u} = 2.13\% ^* (1.72), \mathbf{s} = 0.48\%;$$

$$R^2 = 0.7\%, F = 2.97^*, \log = 1568.69$$

$$\Delta r_t = k(u - r_t) + \sqrt{r_t} e_t,$$

模型 4. CIR-GARCH(1,1) 模型: $e_t = \sqrt{h_t} v_t, v_t \rightarrow i.i.d.(0,1),$

$$h_t = \mathbf{k} + a_1 h_{t-1} + b_1 e_{t-1}^2$$

估计结果:

$$\hat{k} = 0.014(0.83), \hat{u} = 2.23\%(0.91),$$

$$\hat{K} = 6.54E - 06(0.51), a_1 = 0.60^{**} (2.00), b_1 = 0.15(1.48)$$

$$R^2 = 0.7\%, F = 0.69, \log = 1586.62$$

注:*,**,***分别表示显著性水平为 1%,5%,10%。
括号中的数值表示 t 检验值。

5. 动态模型的估计偏误

Ball and Torous (1996)通过模拟得出结论认为如果利率时间序列近似于单位根过程，那么所有的估计方法，包括最小方差法，广义矩方法，以及最大似然值法等，都会导致模型中均值回归调整系数的高估。为了保证模型在定价中的有效适用性，我们还必须检验利率时间序列是否是一个单位根过程。

传统的单位根检验，ADF 检验和 PP 检验参见表 6。两个检验值都不是显著的，因此无法拒绝单位根的原假设。

表 6: 中国市场利率的单位根检验：传统方法

ADF 检验值	周利率: -1.54	1% 临界值*	-3.4489
	月利率: -1.53	5% 临界值	-2.869
	年利率: -1.41	10% 临界值	-2.5708
PP 检验值	周利率: -1.72	1% 临界值*	-3.4487
	月利率: -1.70	5% 临界值	-2.869
	年利率: -1.51	10% 临界值	-2.5707

注：*表示拒绝单位根原假设的 MacKinnon 临界值。

但是，Lai(1997)指出传统的单位根检验容易导致拒绝不足，因为它只考虑整数阶，即 $I(1)$ 或者 $I(0)$ ，但是没有考虑到分数阶，即 $I(d)$ ， $0 < d < 1$ 。Lai (1997) 使用了 Geweke and Porter-Hudak(GPH(1983)) 谱回归的方法对这个分数阶的问题进行了分析。这个方法可以检测到传统方法检测不到的均值回归。因此如果我们要检验中国市场利率的单位根过程，单单使用传统方法是不够的。

和 Lai (1997)类似，GPH 方法通过一个对差分时间序列的谱回归估计出 d^8 ：

$$\ln(I(I_j)) = f_0 - f_1 \ln(4\sin^2(I_j/2)) + h_t, j = 1, 2, 3, \dots, n$$

其中 $I(I_j)$ 指频率为 $I_j = 2\pi j/T$ 时的样本周期图； $n = T^d$ ， $0 < d < 1$ 只用于回归的坐标数目。 f_1 的最小二乘估计是 $1-d$ 的无偏估计，而且对 d 的显著性可以通过一般的 t 检验。

对一个有 T 个数据的时间序列样本，频率为 I_j 的样本周期图， $I(I_j)$ 的计算公式为：

$$\hat{I}(I_j) = \frac{1}{2p} \sum_{k=-T+1}^{T-1} \hat{g}_j e^{-iI_j k}, i^2 = -1, \text{或者}$$

$$\hat{I}(I_j) = \frac{1}{2p} (\hat{g}_0 + 2 \sum_{k=1}^{T-1} \hat{g}_k \cos(I_j k)), ,$$

其中 \hat{g}_j 表示样本序列的 j 阶自协方差。

⁸ 在 Lai (1997)，使用的是真实的利率。但是在本文中，是用名义数据。因为时间比较短，通货膨胀率不会发生太大的变化。

$$\hat{g}_j = \begin{cases} T^{-1} \sum_{t=j+1}^T (y_t - \bar{y})(y_{t-j} - \bar{y}), j = 0, 1, 2, \dots, T-1 \\ \hat{g}_{-j}, j = -1, -2, \dots, -T+1 \end{cases}$$

和 Lai(1997)一样, we select $d = 0.60, 0.625, 0.65$, 因为样本数量没有太大的区别。估计的结果参见表 7。

序列	U	d	GPH 检验值	
			H0:d=1;H1:d<1	H0:d=0;H1:d>0
周利率	0.6	0.982	-0.135	7.383***
	0.625	0.955	-0.387	8.162***
	0.65	0.938	-0.609	9.160***
月利率	0.6	0.963	-0.28	7.241***
	0.625	0.935	-0.545	7.877***
	0.65	0.918	-0.791	8.818***
年利率	0.6	0.901	-0.801	7.278***
	0.625	0.892	-0.938	7.723***
	0.65	0.913	-0.86	9.040***

注：*** 表示显著性水平为 1%。

在考虑了谱回归之后, d 仍然无法显著异于 1 , 中国市场利率的单位根过程的假设仍然不能被拒绝。

因此, 和大多数拒绝利率单位根假设的文献不同, 比如 Lai(1997), Wang and Zhang(1997), Pesando (1979), 我们仍然不能拒绝市场利率的 I(1)假设。主要的原因可能是由于时间太短, 因为我们只有不到两年时间的交易数据, 但是均值回归一般要在长期内才能观测得到。

总之, 由于市场利率接近于 I(1)过程, 均值回归调整速度的估计就向上偏差, 不能用于利率产品定价时市场利率变化路径的模拟。而且, R^2 也很小, 在模拟过程中也会产生很大的误差。

幸运的是, 长期的利率均值估计不会受到单位根问题的影响。因此, 要对中国的一般衍生产品进行定价, 比如将要推出的股指期货或者股指期货期权, 我们可以假定利率等于长期均值并保持不变, 这样就可以避免模型使用不当而带来的定价错误。当然这也会同时带来一些定价的误差。但是, 如果我们需要对利率衍生产品进行定价, 比如固定利率证券, 就必须在模型的选择和可靠性检验方面作进一步深入地研究。

6. 政府利率变动对市场利率的影响

中国的政府利率是主导性利率, 在很大程度上影响着市场利率。有些人可能会提出, 在考虑了政府利率对市场利率的影响之后, 单位根假设就有可能被拒绝, 均值回归系数就能保持稳定。为了对这个问题进行分析, 我们根据政府利率的变动对市场利率进行了重新调整, 以剔除政府利率对市场利率的影响。

在 2001 年 5 月 8 日至 2003 年 1 月 3 日期间, 政府利率只发生过一次变动, 即 2002 年 2 月 21 日中国人民银行宣布降低利率, 幅度为 0.27%。因此, 我们对市场利率进行重新调整, 将 2002 年 2 月 21 日之后的利率提高相同的幅度, 以剔除政府利率变动的

⁹ GPH 检验的临界值参见附录。

影响。传统的单位根检验结果和 GPH 方法检验结果参见表 8 和表 9。

表 8: 中国市场调整利率的单位根检验：传统方法

ADF 检验	周利率: -1.70	1%	临界值*	-3.4489
	月利率: -1.69	5%	临界值	-2.869
	年利率: -1.57	10%	临界值	-2.5708
PP 检验	周利率: -2.07	1%	临界值*	-3.4487
	月利率: -1.57	5%	临界值	-2.869
	年利率: -1.87	10%	临界值	-2.5707

注：*表示拒绝单位根假设的 MacKinnon 临界值。

表 9 . 中国市场调整利率的单位根检验：GPH 方法

序列	U	D	GPH 检验	
			H0: d=1; H1: d<1	H0: d=0; H1: d>0
周利率	0.6	0.962	-0.255	6.456***
	0.625	0.943	-0.441	7.310***
	0.65	0.921	-0.675	7.872***
月利率	0.6	0.944	-0.368	6.211***
	0.625	0.926	-0.561	7.015***
	0.65	0.899	-0.835	7.430***
年利率	0.6	0.96	-0.599	9.505***
	0.625	0.945	-0.938	10.396***
	0.65	0.892	-1.069	8.832***

同样，在考虑了政府利率的跳跃之后，单位根问题仍然存在。

由于中国国债交易的历史太短，很难准确地分析中国政府利率变动对市场利率的影响¹⁰。但是从中国市场利率的变动途中可以直观地看出政府利率对市场利率的影响。在央行宣布降息之前和之后的一段时间里，市场利率也随着降低。这意味着市场在将息之前已经在一定程度上预期到了。在消息公布之后，市场利率持续降低，意味着市场对信息的调整持续了一段时间，不是马上完成的。这些都表明了债券市场不是一个有效的市场。因此，虽然市场利率无法拒绝单位根假设，但它不是一个有效的市场。

但是，随着时间的推移，政府利率对市场利率的影响就逐渐的消失了，市场利率逐渐恢复到它的长期均值水平。这可以部分证实市场利率的均值回归。

7、结论

通过上面的实证分析，我们可以得出几个有关中国市场利率动态行为的几个特征：

1. 中国政府利率的变动可以用一个单纯的跳跃过程进行描述。跳跃强度的估计是稳定可靠的，而且跳跃幅度的估计也具有合理性，反映出一定的经济周期内涵。
2. 通过几个模型，即 Vasicek 模型，Vasicek-GARCH(1,1)模型，CIR 模型，以及 CIR-GARCH(1,1)模型对中国市场利率的变动所作的动态实证分析，结果表明 Vasicek 模型能够较好地拟合中国的国债数据。
3. 传统的检验方法和利用谱回归的 GPH 方法都无法拒绝中国市场利率的单位根假设。
4. 由于中国市场利率所存在的单位根问题，动态模型中均值回归调整系数是有偏的。不能直接用于利率衍生产品的定价，需要进行进一步的研究和分析。

¹⁰ 我们试图利用漂移—跳跃模型分析政府利率对市场利率的影响，但是无法得到一个有效的结果。估计的软件采用 MATLAB 6.1 和 EViews 3.1。

5. 即使考虑了政府利率对市场利率的影响，市场利率仍然不能拒绝单位根假设。

6. 由于国债交易的历史短，很难利用模型准确地分析政府利率变动对市场利率的影响，只能通过市场利率的变动途中直观地进行分析。分析表明，政府利率对市场利率的变动存在着较大的影响，而且国债市场能够在一定程度上预测到政府利率的变动，但是调整速度比较慢，表明中国债券市场不是一个有效市场。政府利率对市场利率的影响随着时间的推移而逐渐的消失，市场利率逐渐的趋向其长期均值，在一定程度上验证了均值回归过程。

附录：

表 10: GPH 检验的有效样本临界值 (Lai (1997))

GPH 检验值				
U	5% test			10% test
Testing H0:d=1 against H1: d<1				
0.6	-1.805			-1.358
0.625	-1.783			-1.347
0.65	-1.272			-1.343
Testing H0:d=0 against H1: d>0				
0.6	1.627			1.277
0.625	1.625			1.267
0.65	1.622			1.267

参考文献:

Bali, T.G., 1999, "An Empirical Comparison of Continuous Time Models of the Short Term Interest Rate", *The Journal of Futures Markets*, vol.19, 777-797.

Ball, C.A., and W.N. Torous, 1996, "Unit Roots and the Estimation of Interest Rates Dynamics", *Journal of Empirical Finance*, vol.3, 215-238.

Bansal,R.,and H. Zhou, 2001, "Term Structure of Interest Rate with Regime Shifts", Working paper of Duke University.

Brenner, R. J., R. H. Harjes, and K. B. Kroner, 1996, "Another Look at Models of Short-Term Interest Rate", *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, Vol. 31, 95-107.

Brown, S.J., and P.H. Dybvig, 1986, "the Empirical Implications of the Cox, Ingersoll, Ross Theory of the Term Structure of Interest Rates", *Journal of Finance*, vol.41, 617-630.

Carleton, W. T., and I.A. Cooper, 1976, "Estimation and Uses of the Term Structure of Interest Rates", *Journal of Finance*, vol.31, 1067-1083.

Chan, K. C., G. A.Karolyi, F.A.Longstaff, and A.B.Sanders, 1992, "An Empirical Comparison of Alternative Models of the Short-Term Interest Rate", *Journal of Finance*, 47,1209-1227.

Constantinides, G.M., 1992, "A Theory of the Nominal Term Structure of Interest Rates", *Review of Financial Studies*, vol.5, 531-552.

Cox, J. C., J. E. Ingersoll Jr., and S. A. Ross, 1985a, "An Intertemporal General Equilibrium Model of Asset Prices", *Econometrica*, vol. 53, 363-384.

- Cox, J. C., J.E. Ingersoll Jr., and S.A. Ross, 1985b, "A Theory of the Term Structure of Interest Rates", *Econometrica*, vol.53, 385-407.
- Dai, Qiang and K. Singleton, 2002, "Term Structure Dynamics in Theory and Reality", *New York University Working Paper*.
- Das, Sanjiv R., 2002, "The Surprise Element: Jumps in Interest Rate", *Journal of Econometrics*, vol. 106, 27-65.
- Durham, G. B., 2002, "Likelihood-Based Specification Analysis of Continuous-Time Models of the Short-Term Interest Rates", *University of Iowa working paper*.
- Geweke, J., and Porter-Hudak S.,1983, "The Estimation and Application of Long Memory Time Series Models", *Journal of Time Series Analysis*, vol.4, 221-238.
- Lai, K.S., 1997,"Long-Term Persistence in the Real Interest Rate: Some Evidence of Fractional Unit Root", *International Journal of Finance and Economics*, vol.2, 225-235.
- Lin, B.H., and S.K. Yeh, 2001, "Estimation for Factor Models of the Term Structure of Interest Rates with Jumps: the Case of the Taiwanese Government Bond Market", *Journal of International Financial Markets, Institutions and Money*, vol.11, 167-197.
- Longstaff, F.A., and E.S. Schwartz, 1992,"Interest Rate Volatility and the Term Structure :A Two-Factor General Equilibrium Model", *Journal of Finance*, vol.47, 1259-1282.
- Mankiw, N.G., and J.A. Miron, 1986, "The Changing Behavior of the Term Structure of Interest Rates", *Quarterly Journal of Economics*, vol.101, 211-228.
- McCulloch, J.H., 1971,"Measuring the Term Structure of Interest Rates", *Journal of Business*, vol.44, 19-31.
- Pesando, J.E., 1979, "On the Random Walk Characteristics of Short and Long-Term Interest Rates in an Efficient Market", *Journal of Money, Credit and Banking*, vol.11, 457-466.
- Rose, A.K., 1988, "Is the Real Interest Rate Stable", *Journal of Finance*, vol.43, 1095-1112.
- Sanders, A.B., and H. Unal, 1988, "On the Intertemporal Behavior of the Short-Term Rate of Interest", *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, vol.23, 417-423.
- Vasicek , O., 1977, "An Equilibrium Characterization of the Term Structure of Interest Rates", *Journal of Financial Economics*, vol.5, 177-188.
- Wang, Yangru, and Hua Zhang, 1997, "Do Interest Rate Follow Unit Root Processes? Evidence from Cross-Maturity Treasury Bill Yields", *Review of Quantitative Finance and Accounting*, vol.8, 69-81.
- 谢赤, 吴雄伟, 2002, "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 6 期。
- 范兴亭, 方兆本, 2001, "随即利率条件下可转换债券定价模型的经验检验", 《中国管理科学》2001 年第 6 期。
- 郑振龙, 林海, 2002a, "中国市场利率期限结构的静态估计", 厦门大学研究报告, <http://efinance.nease.net/1966.htm>。
- 郑振龙, 林海, 2002b, "中国市场利率流动性溢酬研究", 厦门大学研究报告, <http://efinance.nease.net/1966.htm>。
- 郑振龙, 林海, 2002c, "中国信用风险溢酬研究", 厦门大学研究报告, <http://efinance.nease.net/1966.htm>。