

中国利率动态模型研究

Dynamic Behavior of Interest Rates in China

林海 郑振龙

(厦门大学金融系, 361005)

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, 可以用一个单纯的可变波动率跳跃过程进行描述。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对市场利率的两个模型, Vasicek 模型和 CIR 模型, 进行了实证上的比较。检验结果表明简单的 Vasicek 模型表现最好。本文还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。

关键词: 利率 动态行为 跳跃过程 均值回归 单位根过程

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. Vasicek model and CIR model 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.

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

Second Draft

Comments are welcome!

Zlzheng@xmu.edu.cn

<http://efinance.nease.net>

June 18, 2003

利率问题一直是金融研究的一个焦点问题。从 Vasicek(1977)和 Cox, Ingersoll and Ross (CIR (1985a,b))起,大量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)。Constantinides (1992)提出了 CIR 模型的非线性一般化。Sanders and Unal (1988)等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组成部分,可以提高模型的解释能力(Das(2002))。

对动态模型的实证检验也随着理论分析逐步发展。Brown and Dybvig (1986)等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(Rose (1988)),但是同时也有一些研究拒绝了单位根假设(如 Pesando (1979)等)。

在中国,也有人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。郑振龙和林海(2003a,b)估计了中国债券市场的利率期限结构和信用风险溢酬。

本文主要是对中国利率(包括政府利率和市场利率)的动态行为进行估计和考察。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简单的分析。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、CIR 模型等。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。

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)静态估计的的市场利率,对一些模型进行了实证分析。第五部分对单位根引起的估计偏误问题进行了分析。第六部分则是一个简单的结论。

1 . 政府利率的单纯跳跃过程

在考虑跳跃情况下,单因子瞬时短期利率均值回归漂移——跳跃模型可以表示为:

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

其中 k 表示向均值调整的速度, $u(t)$ 表示时刻 t 的利率长期均值, $\mathbf{s}(t)$ 则表示波动率, $W(t)$ 代表布朗运动。 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 I 的泊松分布。

漂移——跳跃过程的似然函数存在,并且可以表示为:

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

因此,参数可以通过最大似然法进行估计¹。

¹ 因为

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

$$= \sum_{n=0}^{\infty} \exp(-I) \frac{I^n}{n!} = 1$$

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。跳跃过程的波动率是可变的，和利率水平相关。

$$dr_t = K_t dP,$$

其中， dP 服从参数为 I 的泊松分布， K_t 服从均值为 a ，波动率为 s_{r_t} 的正态分布，即

$K_t \rightarrow N(0, (s_{r_t})^2)$ 。跳跃的波动率随着利率水平的变动而不断的发生变化。

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，

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

$$\exp(-I) \frac{I^n}{n!} \frac{1}{\sqrt{2\pi n(s_{r_t})^2}} \exp\left(-\frac{(\Delta r_t - na)^2}{2n(s_{r_t})^2}\right).$$

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，矩方法可以用于参数估计。

证明：因为跳跃过程是二项式过程在一段长时间内的极限。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：

$$dr_t = 0, \text{ 概率为 } 1-I; dr_t \rightarrow N(a, (s_{r_t})^2) \text{ 概率 } I。$$

则， $E(dr_t) = Ia, s_{r_t}^2(dr_t) = I(s_{r_t})^2$ 。对离散时间序列而言，

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

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

2. I 的估计和可靠性检验

在中国，政府利率由国务院确定，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绝大的变化，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。

² 这边之所以选择利率本身而不是平方根，主要是因为如果使用平方根原则，经过模拟后会有利率为负数的情况发生。

在 270 个数据中，17 个数据显著异于 0，可以代表跳跃的次数。因此 λ 的大约估计为 $\frac{17}{270} \approx 0.063$ 。

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 λ 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 λ 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 λ 和 n 的 Γ 分布。

证明:

$$P(T_n \leq t) = P(N(t) \geq n) = \sum_{i=n}^{\infty} e^{-\lambda t} \frac{(\lambda t)^i}{i!},$$

$$\frac{\partial P}{\partial t} = \sum_{i=n}^{\infty} [(-\lambda) e^{-\lambda t} \frac{(\lambda t)^i}{i!} + e^{-\lambda t} \frac{\lambda^i t^{i-1}}{(i-1)!}]$$

$$= \lambda e^{-\lambda t} \sum_{i=n}^{\infty} \left(\frac{(\lambda t)^{i-1}}{(i-1)!} - \frac{(\lambda t)^i}{i!} \right) = \lambda e^{-\lambda t} \frac{(\lambda t)^{n-1}}{(n-1)!}$$

这是 Γ 分布的概率密度函数。而且

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

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

$$\log f(T_1, \dots, T_n) = \sum_{i=1}^n (\log \lambda - \lambda t_i + (i-1) \log \lambda + (i-1) \log t_i - \log(i-1)!)$$

$$= \frac{n(n+1)}{2} \log \lambda - \lambda \sum t_i + \sum ((n-1) \log t_i + \log(n-1)!)$$

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

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

推论 4. 如果过程 $N(t)$ 服从参数为 λ 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 $1/\lambda$ 的指数分布。

证明:

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

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

由泊松分布、矩估计、 Γ 分布以及指数分布估计的 λ 见表 1。

Table 1 λ 的估计

	泊松分布	矩估计	Γ 分布	指数分布
--	------	-----	-------------	------

\hat{l}	0.063	0.063	0.0561	0.068
5% 置信区间	[0.0367,0.1008]			[0.0437,0.118]

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 l 是稳定的。

3.政府利率的跳跃幅度

因为估计出 l ，而且在很大程度上保持稳定，我们可以接着估计跳跃的幅度 (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 $a \neq 0$, $E(dr_t) = la \neq 0$ 。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，政府利率就会将至负数。

a 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。经济周期的正向变动和负向变动互相抵消，使得跳跃的均值接近于 0。

表 2. 跳跃幅度 a 的估计：

	1 年期利率	3 年期利率	5 年期利率
估计值	-0.22%	-0.25%	-0.30%
标准误	0.34%	0.40%	0.49%
T 检验值	-0.64	-0.63	-0.62

因此，

$$dr_t = K_t dP,$$

经过转化，我们可以得到：

$$dr_t / r_t = (K_t / r_t) dP。$$

令 $J = K_t / r_t$ ，则 $J \rightarrow N(0, s^2)$ 。因此经过转化之后，可变波动率的单纯跳跃模型变为常数波动率的单纯跳跃模型。因为，波动率保持不变，所以，波动率可以通过 $s^2(dr_t / r_t) = l s^2$ 进行估计。

估计的参数结果参见表 3。

表 3：可变波动率条件下跳跃幅度估计：

	1 年期利率	3 年期利率	5 年期利率
\hat{s}	19.75%	19.73%	21.05%

可以看出，跳跃波动率和利率水平之间的关系在不同的时间水平上相当稳定，都在 20% 左右。这说明，中央银行在确定利率变动幅度的时候，考虑更多的是利率变动的比率，而不是利率变动的水平。

该模型和常数波动率的单纯跳跃模型 $dr_t = JdP, P \rightarrow P(I), J \rightarrow N(0, s^2)$ 相比，优越性体现在：(1) 避免了负数利率水平的产生，跳跃波动率为利率水平的一定比例，利率水平低，

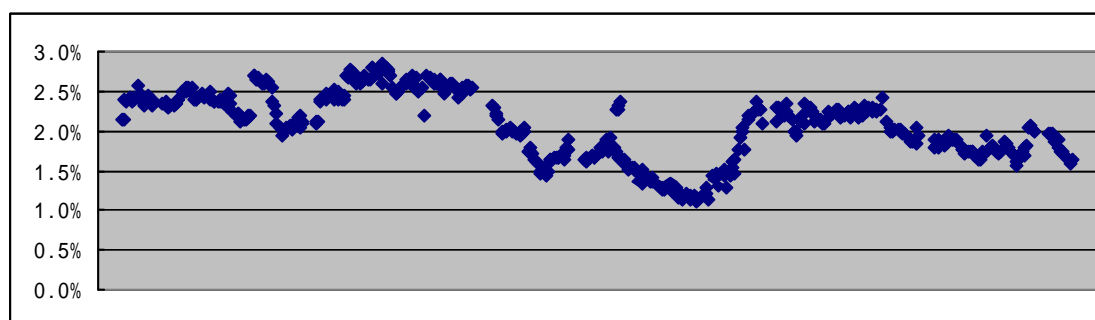
相应的波动率就低；(2) 考虑了利率水平对跳跃波动率的影响，从而反应了一定的条件信息。

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。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)等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(2003a)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。本文将直接利用郑振龙和林海(2003a)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 2003 年 5 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%。市场利率的变动（周利率）见图 1。市场利率在大约 2% 左右移动。



为了分析中国市场利率的动态行为，我们使用了 Vasicek 模型和 CIR 模型。分析的数据是周利率³，估计的结果参见表 4。

我们可以从表中明显的看出，Vasicek 模型和 CIR 模型在 5% 水平上显著(由每个估计的 F 检验值可知)⁴。Vasicek 模型的对数似然值比 CIR 模型要大得多。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⁵。不同模型的长期利率均值是稳定的，周利率的长期均值为 2.01%。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 4： 中国市场利率的动态模型：周利率

表 4： 中国市场利率的动态模型：周利率
模型 1. Vasicek 模型: $\Delta r_t = k(u - r_t) + e_t, e_t \rightarrow N(0, s^2)$

³ 使用月利率和年利率所得出的结论相似，所以为了节省篇幅，这边不列出估计结果。

⁴ 为了检验利率的条件异方差，我们还对加入 GARCH 效应的 Vasicek 模型和 CIR 模型进行了检验，发现检验结果不显著。

⁵ 他们使用的数据是银行间月利率，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。

<p>估计结果:</p> $\hat{k} = 0.018^{**} (2.08), \hat{u} = 2.01\%^{**} (1.99), \mathbf{s} = 0.08\%$ $R^2 = 0.9\%, F = 4.33^{**}, \log = 2797.67$
<p>模型 2. CIR 模型: $\Delta r_t = k(u - r_t) + \sqrt{r_t} \mathbf{e}_t, \mathbf{e}_t \rightarrow N(0, \mathbf{s}^2)$</p>
<p>估计结果:</p> $\hat{k} = 0.018^{**} (2.15), \hat{u} = 2.01\%^{**} (2.15), \mathbf{s} = 0.6\%;$ $R^2 = 0.94\%, F = 4.67^{**}, \log = 1827.73$

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 5。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 5: 中国市场利率的单位根检验: 传统方法

ADF 检验值	周利率: -1.66	1% 临界值*	-3.4489
		5% 临界值	-2.869
		10% 临界值	-2.5708
PP 检验值	周利率: -1.83	1% 临界值*	-3.4487
		5% 临界值	-2.869
		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。

GPH 方法通过一个对差分时间序列的谱回归估计出 d^6 :

$$\ln(I(I_j)) = \mathbf{f}_0 - \mathbf{f}_1 \ln(4\sin^2(I_j/2)) + \mathbf{h}_t, j = 1, 2, 3, \dots, n$$

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。 \mathbf{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。

⁶ 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。

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 g_j 表示样本序列的 j 阶自协方差。

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

和 Lai(1997)一样, 我们选择 $d = 0.60, 0.625, 0.65$, 因为样本数量没有太大的区别。估计的结果参见表 6。

表 6. 中国市场利率的单位根检验: GPH Method				
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	0.953	-0.52	10.36***
	0.625	0.970	-0.35	11.41***
	0.65	0.935	-0.85	11.97***

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, 我们仍然不同拒绝市场利率的 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, 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、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、实证结果表明 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、由于中国市场利率存在单位根问题，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。

参考文献:

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.

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.

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.

Das, Sanjiv R., 2002, "The Surprise Element: Jumps in Interest Rate", *Journal of Econometrics*, vol. 106, 27-65.

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.

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.

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.

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。

郑振龙，林海，2003a，“中国市场利率期限结构的静态估计”，《武汉金融》第 3 期。

郑振龙，林海，2003b，“中国信用风险溢酬研究”，《证券市场导报》第 6 期。