

利率期限结构的马尔科夫区制转移模型 与实证分析*

刘金全 郑挺国

内容提要：本文在利率期限结构中通过纳入马尔科夫(Markov)区制转移，将传统CKLS模型推广到更为一般的状态相依的CKLS模型，并将之应用于对我国1996年1月至2006年3月银行间同业拆借市场六组不同到期日之月度加权平均利率的研究。通过模型估计和检验分析，我们发现在不同区制下不同到期日利率漂移函数和扩散函数均呈现非线性，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，而扩散函数表现为低波动状态或高波动状态。此外，结果表明不同到期日利率期限结构可由缩压的马尔科夫区制转移CKLS模型获得。

关键词：利率期限结构 马尔科夫区制转移 非线性 CKLS模型

一、引言

在金融研究中，利率期限结构的估计是资产定价、金融产品定价、保值和风险管理的基准，所以它一直是研究者讨论的热点问题。自Merton(1973)以来，建立在期限结构变化完全由单一潜在随机因子变化驱动的简单假设上，Vasicek(1977)、Cox et al(1985)、Chan et al(1992)、Ait-Sahalia(1996)和Stanton(1997)等依次提出了多种利率期限结构模型，这些模型被称为“单因子模型”。尽管许多研究发现至少需要三个因子才能完全捕捉利率的变化，但是由于第一个因子(对应利率的水平变化)基本上能够解释利率的变化，^①所以大多数研究都将注意力放在第一个因子上。

关于利率期限结构的传统研究一般都假设利差与利率水平之间的关系是服从线性结构，但同许多其他宏观经济变量或金融时间序列一样，研究者发现利率期限结构也可能呈现非线性。例如Chan et al(1992)提出的著名CKLS模型假设利差是利率水平的线性函数，而波动是利率水平的非线性函数，Ait-Sahalia(1996)和Stanton(1997)则使用非参数方法进一步发现短期利率的漂移是利率水平的非线性函数。这些经验研究在离散时间过程的漂移率和扩散率中都引入了非线性的假设。

在某种意义上，马尔科夫区制转移模型可被视为传统线性模型进行非线性推广的自然模式之一，并且在一些研究中已经得到了应用。这种非线性形式借助于Hamilton(1989)提出的Markov区制转移模型，可以在利率期限结构模型中假设某一内生性的结构性转变，捕捉经济或金融的时变状态变化。Gray(1996)应用推广的马尔科夫区制转移GARCH模型^②，研究在漂移率和由GARCH过

* 刘金全、郑挺国，吉林大学数量经济研究中心，邮政编码：130012，电子信箱：jqliu1964@yahoo.com.cn，jluztg@yahoo.com.cn。本研究得到吉林大学“985工程”项目“中国宏观经济分析与预测”创新基地、国家自然科学基金项目(70471016)、国家社会科学基金项目(05BJL019)和教育部人文社会科学重点研究基地2005年度重大项目(05JJD790078)资助。最后，作者衷心感谢匿名审稿人的有益评论和宝贵意见。

① 如Litterman和Scheinkman(1991)发现美国国库券利率的大约90%变化可由第一个因子解释；Chapman和Pearson(2001)发现99%的收益率变化可由三个因子解释，且(大约)88%变化单独是第一个因子的结果。

② 简称为GRS模型，这类模型是对Hamilton和Susmel(1994)的SWARCH模型的推广。

程刻画的扩散率同时状态相依下短期利率的行为;Campbell et al (1997)认为在利率数据中可能存在某种区制变化,并表明一个区制转移的 CIR 模型可以更好地拟合短期利率数据。不同于传统模型唯一依赖于其利率水平,区制转移模型引入了一个状态变量,其同时允许波动为低而利率为高和波动为高而利率为低的情形。这样一来,通过允许模型参数依赖于利率/经济的潜在状态就可以将线性利率期限结构推广到非线性形式。

近年来,许多国内学者广泛关注我国的利率期限结构,并开始考虑将非线性纳入到应用研究中,获得了一些重要的经验结论。例如李和金等(2003)利用非参数的利率期限结构模型研究上海证券交易所国债回购利率,发现短期利率扩散过程的漂移函数和扩散函数都是非线性的,短期利率的概率分布不服从参数模型所假设的分布;洪永森和林海(2006)利用各种短期利率模型(其中包括单因子扩散模型、GARCH 模型、马尔科夫区制转移模型以及跳跃-扩散模型)对上海证券交易所 7 天国债回购利率进行了实证分析和检验,发现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;马晓兰、潘冠中(2006)在几个著名利率期限结构的基础上,提出了一个新的一般模型,发现它能反映出中国货币市场利率存在着显著的非线性的均值回复效应,也能反映出其波动性对利率水平非常敏感。

本文利用马尔科夫区制转移对传统线性的 CKLS 模型进行推广,并同时考虑在漂移函数和扩散函数或均值回归过程和条件方差过程中引入具有状态相依参数^①。选取我国 1996 年 1 月至 2006 年 3 月 1d、7d、30d、60d、90d、120d 六组不同到期日的银行间同业拆借市场利率,分析了不同期限利率的马尔科夫区制转移 CKLS 模型估计结果。在文中,将对非线性利率期限结构模型给出模型设定和检验,其中使用了 Hansen (1992) 的区制转移模型检验和 Hamilton (1996) 的参数稳定性 Wald 检验。

在第二部分我们将给出基于马尔科夫区制转移 CKLS 模型的研究方法,详细介绍模型设定和检验方法。第三部分对我国银行同业拆借市场利率进行实证分析,包括数据描述、模型估计和分析。最后部分是本文的基本结论。

二、研究方法

1. 短期利率动态

模拟短期利率动态是资产定价理论中最为重要的一个主题,也是研究利率期限结构的重要工具。在金融理论中,短期利率一般可以被模拟为一个时齐的离散过程:

$$dr_t = m(r_t; q)dt + s(r_t; q)dW_t \quad (1)$$

其中 $\{W_t, t^3, 0\}$ 为标准的维纳过程,表示对短期利率的随机冲击, q 为模型参数。漂移函数 $m(x)$ 和扩散函数 $s(x)$ 基本决定了短期利率的动态。大多数的存在模型假设利率呈现均值回归,并且漂移是利率水平的线性函数。

在短期利率的离散假设下,Chan et al (1992) 提出了著名的 CKLS 模型,其可将之前的许多著名短期利率单因子模型缩压为一个“未约束”随机差分方程(SDE),即可以对 CKLS 模型施加一定约束得到其他相关的短期利率单因子模型。CKLS 随机差分方程为:

$$dr_t = (a + br_t)dt + sr_t^g dW_t \quad (2)$$

其中 a 和 b 是刻画利率变化条件均值的参数, s 为利率波动, g 度量利率波动对利率水平的敏感度(或称为弹性参数)。随机过程表明利率变化具有 $(a + br_t)$ 的漂移率和 $s^2 r_t^{2g}$ 的扩散率。因此,我们

^① 这些参数的状态相依性使得我们可以捕捉到利率期限结构的数据生成过程和利率水平均值回归及其波动的非对称性。

可以看出短期利率变化的条件均值和方差都依赖于 r_t 水平。模型表明利率的长期均值为 $-a/b$ ，且向长期均值的均值回归速度由 $-b$ 给出， $-b$ 值越大，对应偏离长期均值 r 的回归速度越快。

表 1 CKLS 模型经参数约束后的各种短期利率模型

模型名称	模型指定	a	b	s	g
Merton (1973)	$dr = a dt + s dW$		0		0
Vasicek(1977)	$dr = (a + br)dt + s dW$				0
Merton (1973) 和 Vasicek (1977) 的模型中假设 $g = 0$ ，即波动与利率水平不相关，且利率有一个固定波动，模型为同方差模型；Cox et al (1985, 简称为 CIR-SR) 假设利率波动与其水平的平方根 ($g = 0.5$) 成比例；Brennan 和 Schwartz (1979) 表明波动直接对应于利率水平 ($g = 1$)；最后，Cox (1975) 方差模型(简称 CEV) 的固定弹性未对 g 施加任何约束。详细见表 1。	$dr = (a + br)dt + sr_{0.5} dW$				0.5
Brennan-Schwartz (1979)	$dr = (a + br)dt + sr dW$				1
Cox(1975)	$dr = br dt + sr^g dW$	0			

对于模型(2),如果我们 对参数施加一定约束,就可以得到其他一些著名的短期利率期限结构模型。例如 Merton (1973) 和 Vasicek (1977) 的模型中假设 $g = 0$ ，即波动与利率水平不相关，且利率有一个固定波动，模型为同方差模型；Cox et al (1985, 简称为 CIR-SR) 假设利率波动与其水平的平方根 ($g = 0.5$) 成比例；Brennan 和 Schwartz (1979) 表明波动直接对应于利率水平 ($g = 1$)；最后，Cox (1975) 方差模型(简称 CEV) 的固定弹性未对 g 施加任何约束。详细见表 1。

2. 区制转移的利率期限结构模型

在本文中,我们从马尔科夫区制转移模型的角度研究短期利率动态,以便捕捉利率期限结构中潜在不可见的经济状态变化。因此如果假设上述 CKLS 模型(2)中的参数均是状态相依的,并考虑离散时间模型,那么我们就得到:

$$Dr_t = a(S_t) + b(S_t)r_{t-1} + s(S_t)r_{t-1}^{g(S_t)} \delta_t \quad (3)$$

其中 $\delta_t; i.i.d. N(0,1)$,且模型参数 a, b, s 和 g 都依赖于未观测状态变量 S_t ,即漂移函数和扩散函数均是状态相依的,状态变量 S_t 服从具有有限状态个数的一阶马尔科夫链。我们将此模型称为推广的 CKLS 离散多区制模型,其主要特点就是允许利率在不同区制具有不同漂移和扩散,同时允许波动为低而利率为高和波动为高而利率为低的情形,而在每个单独区制中仍保留最初的 CKLS 模型函数形式。

如果 S_t 取两个不同值 1 和 2,那么表示利率可能处于两个不同的(未可观测)状态或区制。此时,模型又可表示为分段函数形式,即:

$$Dr_t = \begin{cases} a_0 + b_0 r_{t-1} + s_0 r_{t-1}^{g_0} \delta_t & \text{if } S_t = 1 \\ a_1 + b_1 r_{t-1} + s_1 r_{t-1}^{g_1} \delta_t & \text{if } S_t = 2 \end{cases} \quad (4)$$

一般地,假定 S_t 服从 1 阶马尔科夫链,则其转移概率为:

$$\begin{aligned} P(S_t = 1 | S_{t-1} = 1) &= p, P(S_t = 2 | S_{t-1} = 1) = 1 - p, \\ P(S_t = 2 | S_{t-1} = 2) &= q, P(S_t = 1 | S_{t-1} = 2) = 1 - q \end{aligned} \quad (5)$$

为初始化利率的数据生成过程,我们假设 r_0 已知, I_t 表示 t 时刻信息集,并且 Markov 链 S_t 在 $t = 0$ 时刻以稳态概率开始,也就是:

$$\Pr(S_0 = 1 | I_0) = \frac{1 - q}{2 - p - q}; \Pr(S_0 = 2 | I_0) = \frac{1 - p}{2 - p - q} \quad (6)$$

于是,各个时刻的利率生成过程可形象化为下述示意图:

$$\begin{array}{cccccccccccc} r_0 & \textcircled{R} & r_1 & \textcircled{R} & r_2 & \textcircled{R} & r_3 & \textcircled{R} & L & \textcircled{R} & r_{t-1} & \textcircled{R} & r_t & \textcircled{R} \\ & & & & & & & & & M & & & & \\ & & & & & & & & & & & & & \\ S_0 & \textcircled{R} & S_1 & \textcircled{R} & S_2 & \textcircled{R} & S_3 & \textcircled{R} & L & \textcircled{R} & S_{t-1} & \textcircled{R} & S_t & \textcircled{R} \end{array} \quad (7)$$

在 $t = 0$ 时刻,经济状态 S_0 通过根据二项分布(6)确定。当获得 S_0 时,在 $t = 1$ 时刻的经济状态根据转移概率(5)获得,然后继续根据方程(4)获得利率 r_0 。为获得 r_2 ,我们同样再次根据转移

概率(5)得到 S_2 , 并使用方程(4)得到 r_2 。将这个过程重复迭代便可获得所有利率序列。

根据利率期限结构的马尔科夫区制转移模型及其数据生成过程, 我们可以采用 Hamilton (1989) 方法获得模型参数的极大似然估计, 并可根椐 Kim et al (1998) 的平滑滤波获得模型处于各个状态的平滑概率。

3. 模型设定与检验

在前述马尔科夫区制转移 CKLS 模型中, 转移概率参数 p 和 q 是不可识别的噪声参数, 模型是否表现为非线性需要作进一步检验。这里我们主要介绍两种检验方法, 一种是检验马尔科夫区制转移模型是否非线性的 Hansen (1992) 的似然比检验, 另一种是检验状态参数是否显著不同, 即参数稳定性的 Wald 检验。

首先, Hansen (1992) 的似然比检验。Hansen (1992) 表明在研究马尔科夫区制转移模型时, 由于引入了噪声参数, 传统的似然比检验统计量不能适用于模型的有效性检验, 此时似然比统计量渐近有偏于传统的经典分布。按照 Hansen (1992) 的思想, 我们考虑对马尔科夫区制转移 CKLS 模型的假设检验为:

H_0 : CKLS 模型; H_a : 马尔科夫转移 CKLS 模型

对该假设检验的检验统计量为:

$$LR = L_a(q_a) - L_0(q_0) : c(k)$$

其中 k 为两个模型的参数个数之差, $L_a(q_a)$ 表示给定参数估计值 q_a 下马尔科夫区制转移 CKLS 模型的对数似然值, $L_0(q_0)$ 表示给定参数估计值 q_0 下 CKLS 模型的对数似然值。在原假设成立下, 似然比统计量 LR 渐近服从自由度为 k 的卡方分布。

其次, 参数稳定性的 Wald 检验。基于 Hamilton (1996), 我们关注马尔科夫转移模型参数的稳定性检验, 考虑的五个假设检验, 给出如下:

$$H_0^1: p = 1 - q; H_0^2: q_1 = q_2; H_0^3: b_1 = b_2; H_0^4: s_1 = s_2; H_0^5: g_1 = g_2$$

其中等式两边的量均为参数估计值。后四个假设是显然的, 而第一个是检验转移概率。对上述假设检验的 Wald 检验统计量分别为:

$$t_1(p = 1 - q) = \frac{(p - (1 - q))^2}{\text{Var}(p) + \text{Var}(q) - 2\text{Cov}(p, q)} : c^2(1)$$

$$t_2(q_1 = q_2) = \frac{(q_1 - q_2)^2}{\text{Var}(q_1) + \text{Var}(q_2) - 2\text{Cov}(q_1, q_2)} : c^2(1)$$

$$t_3(b_1 = b_2) = \frac{(b_1 - b_2)^2}{\text{Var}(b_1) + \text{Var}(b_2) - 2\text{Cov}(b_1, b_2)} : c^2(1)$$

$$t_4(s_1 = s_2) = \frac{(s_1 - s_2)^2}{\text{Var}(s_1) + \text{Var}(s_2) - 2\text{Cov}(s_1, s_2)} : c^2(1)$$

$$t_5(g_1 = g_2) = \frac{(g_1 - g_2)^2}{\text{Var}(g_1) + \text{Var}(g_2) - 2\text{Cov}(g_1, g_2)} : c^2(1)$$

其中 $\text{Var}(q)$ 为估计量 q 的方差函数, $\text{Cov}(q_1, q_2)$ 为估计量 q_1 和 q_2 的协方差函数。若拒绝原假设 $H_0^k, k = 1, 2, 3, 4, 5$, 则表明两个估计量在一定显著性水平下不相等, 或不同区制下的参数估计量具有显著性; 否则表明参数是没有明显差异的, 模型参数被误设, 两个参数可以合并为一个参数。

三、数据描述与实证分析

1. 数据描述和基本性质

本文选取我国银行间同业拆借市场 1d、7d、30d、60d、90d 和 120d 的六组月度加权平均利率数

据,样本区间为1996年1月至2006年3月,样本个数为123个观察值。所有数据来自中经网(<http://db.cei.gov.cn>)宏观经济数据库,缺失值采用插值法进行补充。

图1给出了我国银行间同业拆借利率的时间序列图。从该图可以看出,我国银行间同业拆借利率在样本区间内呈逐步下降趋势,均从1996年初的12%左右下降到目前的1.8%左右;随着到期日时间变长,利率波动性变大,平滑度逐渐变弱。图2进一步给出了这些利率序列的一阶差分序列图。从图2还可以看出随着亚洲金融风暴发生之后,银行间同业拆借利率波动变大,特别是1997年7月到2000年初这段时间内的波动最大。

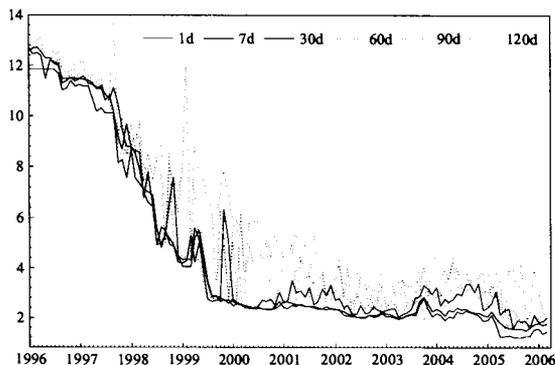


图1 银行间同业拆借利率

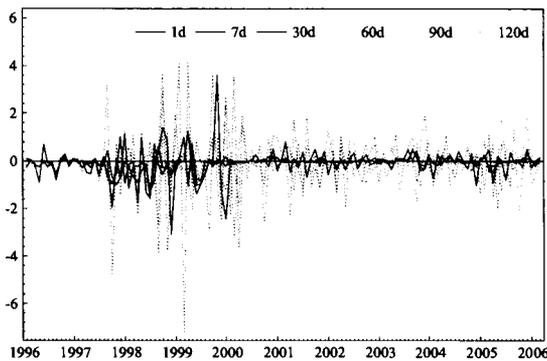


图2 不同期限的利率差分

表2

单位根检验

利率期限	利率序列			利差序列		
	ADF	ADF _c	ADF _t	ADF	ADF _c	ADF _t
1d	-3.5027	-2.3188	-1.1298	-10.6259	-11.16123	-8.5133
7d	-4.0831	-2.7604	-1.0850	-6.5386	-12.2545	-12.9651
30d	-4.0646	-2.8809	-1.2855	-8.2354	-8.9322	-9.5155
60d	-2.6247	-2.1296	-1.9162	-18.2244	-18.4426	-8.7620
90d	-2.7494	-2.0322	-1.9385	-13.7582	-14.0583	-14.1528
170d	-2.5845	-1.9093	-2.6189	-17.7325	-17.8961	-9.7304
5% 临界值	-1.943	-2.877	-3.434	-1.943	-2.877	-3.434

注:ADF表示不含截距和趋势项,ADF_c表示只含截距,ADF_t表示含截距和趋势项。

在估计利率期限结构模型之前,我们先对所有序列进行平稳性分析,即单位根检验,采取一般常用的ADF单位根检验方法。6个序列的单位根检验结果由表1给出,粗体表示在5%水平下拒绝存在单位根原假设。对于利率水平,我们发现在不含截距项和趋势项时,所有利率序列不存在单位根,而在含截距项或趋势项时,除30d期限利率外,所有其他期限利率都存在单位根。对于利率差分序列,我们发现所有期限利率均不存在单位根,即利差序列是平稳的。

2. 模型估计与模型设定

对于CKLS模型和马尔科夫区制转移CKLS模型估计,我们采用极大似然方法进行估计,其中后者针对状态相依利率期限结构模型运用Hamilton(1989)的递归算法。

表2给出关于各种利率的CKLS模型参数估计值。如表所示,所有参数估计值在5%水平下都是显著的。从表中可以看出:均值回归参数 b 随利率到期日时间变长具有明显负值变大趋势,这表明随利率期限增加,利率的均值回归速度变快;同样波动性参数随利率到期日时间变长而呈现变大趋势,利率波动对利率水平的敏感度(即弹性参数 g)则呈相反变动。

表3 CKLS模型估计结果

估计量	1d	7d	30d	60d	90d	120d
a	0.0636** (0.040)	0.0817** (0.018)	0.1682** (0.046)	0.2921** (0.030)	0.5451*** (0.002)	0.3768** (0.015)
b	-0.0367*** (0.006)	-0.0422*** (0.004)	-0.0520** (0.015)	-0.0749*** (0.009)	-0.1120*** (0.003)	-0.0763*** (0.006)
s	0.0882*** (0.000)	0.0558*** (0.000)	0.3562*** (0.000)	0.6505*** (0.000)	0.4870*** (0.000)	0.5537*** (0.000)
g	0.9115*** (0.000)	1.1522*** (0.000)	0.4466*** (0.001)	0.2703** (0.036)	0.5583*** (0.000)	0.3511*** (0.002)
LogL	-11.1178	2.7845	-121.328	-167.192	-191.864	-171.226

注：***表示在1%水平下显著，**表示在5%水平下显著，*表示在10%水平下显著。括弧内为对应参数的p值。

表3给出了马尔科夫区制转移CKLS模型参数未约束时的估计结果以及相应的一些检验统计量。在表3中,大多数参数估计值都在5%水平下是显著的,这就表明这些利率期限结构模型均可能存在非线性,进而通过Hansen检验证实了这一点。从表3中我们可以看出:两种区制下均值回归表现出显著非对称性,即在第一个区制时利率大多表现为未含趋势的随机游走过程,^①而在另一个区制利率则表现快速的均值回归过程,并且该区制下均值回归速度随利率到期日时间变长而有变快趋势;对于波动性参数s,除90d利率之外,其他所有期限利率结果显示第一个区制为低波动状态,第二个区制为高波动状态,而且低波动状态对应了期限利率的随机游走特征,而高波动状态则对应了期限利率的快速均值回归特征;同样,对于敏感度参数g,我们发现在不同区制下该参数对应各自均值过程也呈现不同程度的非对称性。

但是,每个区制的参数是否显著不同是一个重要问题,因为很可能存在模型误设并导致参数估计失实,例如表3中90d的波动性参数估计值非常接近,这意味着一个参数可能被强制区分为两个参数。因此,在表3中,我们继续给出模型的稳定性检验,检验方法详见第二部分。表中检验统计量的相应结果表明在5%水平下,各种利率期限结构模型大都存在参数误设,包括1d利率的截距项与弹性系数、30d利率除转移概率外的所有参数、60d的波动性参数与弹性系数、90d的波动性参数和120d的弹性系数。通过这些检验结果,我们相应地获得了马尔科夫区制转移CKLS模型的约束条件,即对未约束模型(4)施加约束 $q_{11} = q_{12}$,其中 $q_i \in \{a, b, s, g\}$ 。另外,我们可以注意到7d利率期限结构模型为一完全的马尔科夫区制转移CKLS模型,其各检验统计量下是充分的。

由以上结果,我们同样利用极大似然方法估计施加约束后的马尔科夫区制转移CKLS模型,对各种期限利率的估计结果如表4所示。表4结果表明除参数 q_1 、90的 g_1 和120d的 b_1 在10%水平下不显著之外,所有其他参数和检验统计量都是显著的,因此相对未约束马尔科夫区制转移CKLS模型来说,约束模型的参数估计变得更加稳健。通过与表3的估计结果比较,我们可以看出参数估计值变化不大,模型的对数似然值基本不变,Hansen似然比检验结果同样表明利率期限结构是非线性的,这些结果也暗含了模型施加参数约束是适合的。同样可以说明,在各种利率期限结构模型中,非对称形式是显著存在的。

在表4中,我们还注意到相对于未约束的马尔科夫区制转移CKLS模型来说,不同到期日利率的约束模型中波动对利率水平的敏感性参数差异性较大,主要表现在:1d和120d利率分别可由单个g值表示;30d和60d利率的g值均不显著,此时模型就简化为两区制的Vasicek模型;而90d利率同7d利率一样,也可由两个不同的g值来刻画,其中第一个区制下可简化为Vasicek模型。

① 参数a和b在第一个区制时都比较接近于零值,这说明该区制是未含趋势的随机游走过程。

表 4 马尔科夫转移 CKLS 模型参数未约束的估计结果

估计量	1d	7d	30d	60d	90d	120d
p	0.9047*** (0.000)	0.8921*** (0.000)	0.8574*** (0.000)	0.8824*** (0.000)	0.9507*** (0.000)	0.8089*** (0.000)
q	0.8560*** (0.000)	0.8829*** (0.000)	0.6518*** (0.007)	0.7095*** (0.000)	0.9642*** (0.000)	0.9236*** (0.000)
q_1	0.0102 (0.275)	-0.0256** (0.013)	0.0743* (0.040)	0.0224 (0.348)	0.0045 (0.478)	-0.0098 (0.452)
q_2	0.1663** (0.038)	0.1715*** (0.010)	0.3945 (0.192)	1.8567*** (0.002)	1.3870*** (0.001)	0.7696*** (0.001)
b_1	-0.0111** (0.026)	-0.0041 (0.124)	-0.0159** (0.010)	-0.0122* (0.064)	-0.0139* (0.065)	-0.0088 (0.158)
b_2	-0.0851** (0.014)	-0.0737*** (0.007)	-0.1327* (0.058)	-0.4661*** (0.001)	-0.3371*** (0.002)	-0.1737*** (0.002)
s_1	0.0420*** (0.000)	0.0208*** (0.000)	0.2328*** (0.005)	0.2637*** (0.000)	0.3069** (0.004)	0.0919** (0.040)
s_2	0.1203*** (0.000)	0.0699*** (0.000)	0.9836* (0.087)	0.9591** (0.027)	0.2788*** (0.001)	0.4132*** (0.000)
g_1	0.7089*** (0.000)	0.7193*** (0.000)	0.0000 (0.500)	0.0000 (0.500)	0.0012 (0.497)	0.3459* (0.092)
g_2	0.9841*** (0.000)	1.1982*** (0.000)	0.1027 (0.404)	0.3131 (0.183)	1.0314*** (0.000)	0.6214*** (0.000)
LogL	21.2530	40.3582	-82.2413	-104.0125	-152.7155	-145.4874
Hansen 检验	32.3708*** (0.000)	37.5737*** (0.000)	39.0867*** (0.000)	63.1795*** (0.000)	39.1485*** (0.000)	25.7386*** (0.000)
p_1	124.5338*** (0.000)	67.3940*** (0.000)	16.1389*** (0.0001)	38.6523*** (0.000)	559.7296*** (0.000)	83.5997*** (0.000)
p_2	2.7171 (0.010)	7.1845*** (0.007)	0.4983 (0.480)	8.8537*** (0.003)	10.2112*** (0.001)	9.0866*** (0.003)
p_3	3.6493* (0.056)	5.5074** (0.019)	1.9506 (0.163)	9.8480*** (0.002)	8.0858*** (0.005)	8.0717*** (0.005)
p_4	6.2486** (0.0124)	6.5316** (0.011)	1.2297 (0.268)	2.1343 (0.144)	0.0401 (0.841)	8.1625*** (0.004)
p_5	1.4069 (0.236)	3.9791** (0.046)	0.0643 (0.800)	0.8096 (0.368)	14.7735*** (0.000)	0.8512 (0.356)

注：***表示在1%水平下显著，**表示在5%水平下显著，*表示在10%水平下显著。括弧内为对应参数的p值。

因此，我们可最终获得不同到期日下利率期限结构的非线性模型，分别表述为：1d利率期限结构模型为单截距-单弹性系数的马尔科夫转移CKLS模型，7d利率期限结构模型为标准的Markov转移CKLS模型，30d利率期限结构模型为单截距的马尔科夫转移Vasicek模型，60d利率期限结构模型为标准的马尔科夫转移Vasicek模型，90d利率期限结构模型为单波动参数的马尔科夫转移CKLS模型，以及120d利率期限结构模型为单弹性系数的马尔科夫转移CKLS模型。在表4中，相应的稳定性检验结果都表明各参数的检验统计量都在10%下是显著的，所以佐证了各种利率期限结构模型设定的稳健性。

通过对上述马尔科夫区制转移CKLS模型的估计，我们同时还可以获得各种利率在不同时刻的滤子概率值和平滑概率值，主要用以解释利率模型的区制划分情况。图3给出了各种利率期限

表5 马尔科夫转移 CKLS 模型参数约束的估计结果

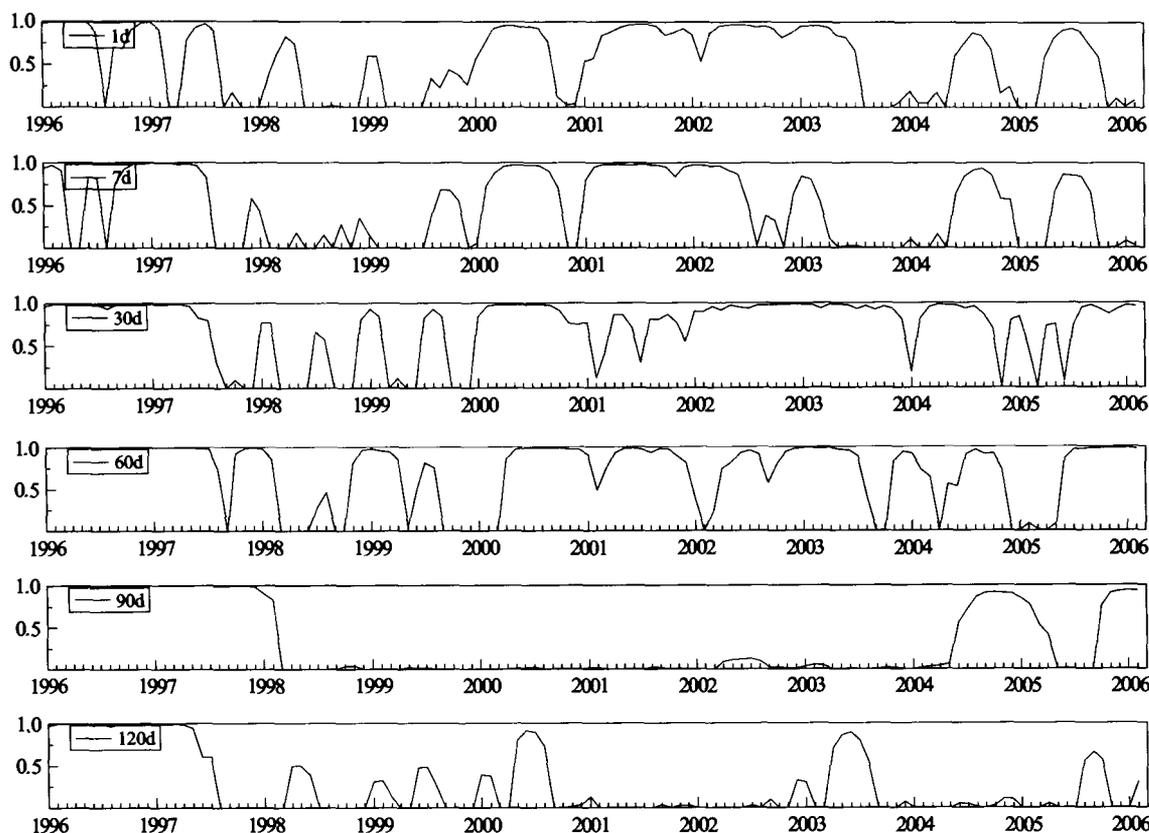
参数	1d	30d	60d	90d	120d
p	0.9078*** (0.000)	0.8621*** (0.000)	0.8890*** (0.000)	0.9510*** (0.000)	0.8184*** (0.000)
q	0.8530*** (0.000)	0.6409*** (0.007)	0.7069*** (0.000)	0.9646*** (0.000)	0.9295*** (0.000)
q_1	0.0169 (0.159)	0.0784** (0.040)	0.0303 (0.293)	0.0116 (0.452)	-0.0156 (0.417)
q_2			1.7412*** (0.004)	1.3736*** (0.000)	0.7461*** (0.001)
b_1	-0.0130** (0.018)	-0.0164*** (0.010)	-0.0130* (0.052)	-0.0146* (0.083)	-0.0086 (0.160)
b_2	-0.0373** (0.031)	-0.0834** (0.011)	-0.4402*** (0.001)	-0.3341*** (0.001)	-0.1682*** (0.002)
s_1	0.0393*** (0.000)	0.2365*** (0.000)	0.2703*** (0.000)	0.2866*** (0.000)	0.0607*** (0.001)
s_2	0.1607*** (0.000)	1.1819*** (0.000)	1.5224*** (0.000)		0.4623*** (0.000)
g_1	0.7768*** (0.000)			0.0318 (0.403)	0.5439*** (0.000)
g_2				1.0128*** (0.000)	
LogL	19.3035	-82.4647	-104.4164	-152.7303	-145.487
Hansen 检验	30.4213*** (0.0000)	38.8633*** (0.0000)	62.7756*** (0.0000)	39.1337*** (0.0000)	25.7390*** (0.0001)
p_1	119.690*** (0.000)	18.430*** (0.000)	39.232*** (0.000)	563.609*** (0.000)	88.153*** (0.000)
p_2			6.8428*** (0.009)	10.4135*** (0.001)	8.8057*** (0.003)
p_3	2833.54* (0.099)	959.94*** (0.000)	9.7843*** (0.002)	8.4184*** (0.004)	8.059*** (0.005)
p_4	775.26*** (0.000)	6.5139** (0.011)	38.9936*** (0.000)		22.146*** (0.000)
p_5				106.28*** (0.000)	

注：***表示在1%水平下显著，**表示在5%水平下显著，*表示在10%水平下显著。括弧内为对应参数的p值。

结构模型的平滑概率估计,此图表明:1d利率与7d利率、30d利率与60d利率和90d利率与120d利率的区制转移情形分别比较相似,均能刻画比较一致的结构变化,即随机游走过程与快速均值回归过程之间的转换,或低波动状态与高波动状态之间的转换;随着利率到期日的增加,利率期限结构从较频繁的随机游走过程变为频繁的均值回归过程,从频繁的低不确定性(波动)变为频繁的高不确定性(波动),这个结果与我们在数据描述部分中获得的结果一致;另外该图解释了可能存在的高利率水平时存在低波动或低利率水平时存在高波动的情形,例如从1996年1月至1997年6月,我国利率水平处于10%以上的高位(见图1),但此时利率波动明显较低,图3中不同到期日利率在该时期均主要显示出低波动的状态。

四、基本结论

本文的主旨在于探寻我国利率期限结构的非线性及其短期利率的基本特征,进而检验非线性

图3 各种利率期限结构模型在区制1时的平滑概率 $\Pr(S_t = 1 | I_t)$

的成立性,从而为我国利率期限结构度量提供新的研究方法。通过在利率期限结构中纳入 Markov 区制转移模型,我们将传统 CKLS 模型推广到更为一般状态相依的 CKLS 模型,即马尔科夫区制转移 CKLS 模型,实证研究主要针对我国 1996 年 1 月至 2006 年 3 月银行间同业拆借市场的六组不同到期日月度加权平均利率。总结本文上述分析,我们获得以下基本结论:

首先,不同到期日利率期限结构均为非线性,在不同区制下其漂移函数和扩散函数均呈现非对称性。在漂移函数中,我们发现第一个区制时利率明显表现为未含趋势的随机游走在过程,而在另一个区制利率则表现快速的均值回归过程。在扩散函数中,我们发现大多数不同到期日利率在第一个区制时为低波动状态,第二个区制为高波动状态。

其次,不同到期日利率期限结构可由压缩的马尔科夫区制转移 CKLS 模型获得,具体如下:1d 利率对应单截距-单弹性系数的区制转移 CKLS 模型,7d 利率对应标准的区制转移 CKLS 模型,30d 利率对应单截距的区制转移 Vasicek 模型,60d 利率对应标准的区制转移 Vasicek 模型,90d 利率对应单波动的区制转移 CKLS 模型,以及 120d 利率对应单弹性系数的区制转移 CKLS 模型。

最后,从区制转移的结果来看,1d 利率与 7d 利率、30d 利率与 60d 利率和 90d 利率与 120d 利率的结果分别比较一致,并且随着利率到期日的增加,利率期限结构从较频繁的随机游走在过程变为较频繁的均值回归过程,从较频繁的低不确定性(波动)变为较频繁的高不确定性(波动)。

概括来说,本文提出的马尔科夫区制转移 CKLS 模型为研究短期利率动态,尤其是非线性情形提供了新的证据。尽管本文在方法研究上获得一定进步,但不乏存在许多不足,如从理论的角度阐明利率期限结构的非线性形成机理、马尔科夫区制个数的设定检验以及利率期限结构是否存在其

它诸如门限模型的非线性形式等,因此这些不足方面也将成为笔者有待深入研究的课题。

参考文献

- 李和金、郑兴山、李湛,2003:《非参数利率期限结构模型的实证检验》,《上海交通大学学报》第4期。
- 洪永森、林海,2006:《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》,《经济学季刊》第1期。
- 马晓兰、潘冠中,2006:《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》,《数量经济技术经济研究》第1期。
- Alt-Sahalia, Y., 1996, "Testing Continuous-Time Models of the Spot Interest Rate", *Review of Financial Studies*, vol. 9, pp. 385—426.
- Brennan, M., and E. Schwartz, 1979, "A Continuous-Time Approach to the Pricing of Bonds", *Journal of Banking and Finance*, vol. 3, pp. 133—155.
- Campbell, J., Lo, A., and Mackinlay, C., 1997, *The Econometrics of Financial Markets*, Princeton Press.
- Chan, K., G. Karolyi, F. Longstaff, and A. Sanders, 1992, "An Empirical Comparison of Alternative Models of the Short-Term Interest Rate", *Journal of Finance*, vol. 47, pp. 1209—27.
- Chapman, D. and N. Pearson, 2001, "Recent Advances in Estimating Models of the Term-Structure", *Financial Analysts Journal*, vol. 57, pp. 77—95.
- Cox, J., 1975, "Notes on Option Pricing I: Constant Elasticity of Variance Diffusions", Working Paper, Stanford University.
- Cox, J. C., J. Ingersoll and S. A. Ross, 1985, "A Theory of the Term Structure of Interest Rates", *Econometrica*, vol. 53, pp. 385—407.
- Gospodinov, Nikolay, 2005, "Testing For Threshold Nonlinearity in Short-Term Interest Rates", *Journal of Financial Econometrics*, vol. 3, pp. 344—371.
- Gray, S. F., 1996, "Modeling the Conditional Distribution of Interest Rates as a Regime-Switching Process", *Journal of Financial Economics*, vol. 42, pp. 27—62.
- Hamilton, J. D., 1989, "A New Approach to the Economic Analysis of Nonstationary Time Series and the Business Cycle", *Econometrica*, vol. 57, pp. 357—384.
- Hamilton, J. D., 1996, "Specification Testing in Markov-switching Time-series Models", *Journal of Econometrics*, vol. 70, pp. 127—157.
- Hansen, B. E., 1992, "The Likelihood Ratio Test under Nonstandard Condition: Testing the Markov Switching Model of GNP", *Journal of Applied Econometrics*, vol. 7, pp. 61—82.
- Kim, Chang-Jin and Charles, R. Nelson, 1998, *State-Space Models with Regime Switching*, MIT Press.
- Litterman R., and Scheinkman J., 1991, "Common Factors Affecting Bond Returns", *Journal of Fixed Income*, vol. 1, pp. 54—61.
- Merton. R. C., 1973, "The Theory of Rational Option Pricing", *Bell Journal of Economics*, vol. 4, pp. 141—183.
- Stanton, R., 1997, "A Nonparametric Model of Term Structure Dynamics and the Market Price of Interest Rate Risk", *Journal of Finance*, vol. 52, pp. 1973—2002.
- Vasicek, O., 1977, "An Equilibrium Characterization of the Term Structure", *Journal of Financial Economics*, vol. 5, pp. 177—188.

Markov Regime Switching Model and Empirical Analysis of the Term Structure of Interest Rates

Liu Jinquan and Zheng Tingguo

(Quantitative Research Center of Economics, Jilin University)

Abstract: By introducing Markov regime switching into the term structure of interest rates, this paper extends traditional CKLS model to a more commonly state-dependent CKLS model, which is applied to study on six different groups of maturities of China inter-bank offered rates (CHIBOR) using monthly data spanning 1996:01 - 2006:03. On the analysis of estimating and examining, we find that both the drift and diffusion function of different maturities are nonlinear under regimes, where the drift function appears to be a process of strong random walk or mean reversion, and the diffusion function appears to be a state of low volatility or high volatility. Additionally, the results show that the term structure of interest rates of different maturities can be obtained with the nested Markov regime switching CKLS model.

Key Words: Term Structure of Interest Rates; Markov Regime Switching; Nonlinearity; CKLS Model

JEL Classification: C390, E430

(责任编辑:王 诚)(校对:子 璇)