

# 银行同业拆借市场利率期限结构实证研究<sup>①</sup>

史敏<sup>1,2</sup>, 汪寿阳<sup>1,2</sup>, 徐山鹰<sup>1</sup>, 陶铄<sup>3</sup>

(1. 中国科学院数学与系统科学研究院, 北京 100080;

2. 中国科学院研究生院管理学院, 北京 100039;

3. 招商银行, 深圳 518040)

**摘要:** 对我国银行同业拆借市场利率期限结构进行了实证研究, 实证结果表明: 中国银行间同业拆借利率在亚洲金融危机后发生了结构性变化, 金融危机发生之前我国银行同业拆借利率支持利率期限结构中的预期理论, 但金融危机发生之后却不能给予预期理论以充分的支持。

**关键词:** 利率期限结构; 预期理论; 银行间同业拆借利率

**中图分类号:** F830.9

**文献标识码:** A

**文章编号:** 1007-9807(2005)05-0043-07

## 0 引言

利率是货币资金的价格, 它从根本上决定着其它金融资产的价格变化. 我国从计划经济向市场经济转型的过程中, 利率市场化是核心的步骤之一. 中国银行间同业拆借利率 (China interbank offered rates, CHIBOR) 是我国最早市场化的利率, 其市场也是货币市场的主要子市场和中央银行实施货币政策的主要场所. 中国银行间同业拆借始于 1978 年—1984 年的金融体制改革, 到目前为止, 已经历了四个阶段: 起步阶段 (1986—1991); 发展和清理阶段 (1992—1995); 规范阶段 (1996); 全国银行间市场形成 (1997). 现在, 央行的调控目标也已经由过去的单一基础货币量调控转向利率与货币量的双向调控. 在金融市场规模不断扩大的情况下, 基础利率调控不但可以直接影响经济、金融市场的走向, 而且更能调控市场信心, 这也是发达国家货币政策的主要目标, 因此中国货币政策的这种转变标志其在不断发展、成熟. 研究同业拆借利率期限结构不仅可以帮助金融机构对自己的金融产品合理定价, 适时地调整资产负债结构以防范风险, 并且可以帮助央行及早采取措施引

导市场利率走向既定的货币政策目标.

国内外关于利率期限结构理论进行检验的文章很多, 但是对未来短期利率的预期是否决定了目前的长期利率仍然存在着争论. 有的结果支持预期在利率期限中起着重要的作用, 有的检验结果却不支持预期理论. 如 Fama<sup>[1]</sup> 对美国 1~6 个月期限的利率进行检验后发现可以接受预期理论; Taylor<sup>[2]</sup> 用 VAR 方法对英国 10, 15, 20 年的政府债券的周数据进行检验后也发现可以接受预期理论; Stefan and Frank<sup>[3]</sup> 对 17 种货币的 1, 3, 6, 12 个月期限的欧洲市场利率进行检验也支持预期理论; Hum, Moody, Museatelli<sup>[4]</sup> 用英国伦敦银行同业拆借市场 1 月、3 月、6 月和 12 月利率数据进行检验, 结果表明除了 1 月和 3 月利率期限结构之外, 其它结果均支持利率期限结构的预期理论; 国内唐齐鸣、高翔<sup>[5]</sup> 用 1996 年 1 月 3 日—1998 年 12 月 31 日 7, 30, 60, 120d 的银行间同业拆借利率日数据进行检验, 发现支持预期理论; 杜海涛<sup>[6]</sup> 用 2001 年 11 月 13 日—2002 年 8 月 2 日的上海证券交易所国债回购数据进行协整检验, 检验结果支持预期理论; 而 Campbell and Shiller<sup>[7]</sup> 用 1952—1987 年的美国政府债券的月度数据进行了检验,

① 收稿日期: 2004-01-05; 修订日期: 2005-05-28.  
基金项目: 国家自然科学基金资助项目 (70221001; 70125001).  
作者简介: 史敏 (1977—), 男, 山西武乡人, 博士生.

却发现不支持预期理论; Sutton<sup>[8]</sup>对美国的长期利率进行研究发现不支持预期理论. Stefan<sup>[9]</sup>对香港1992:01—2000:03之间的1, 3, 6, 9, 12个月期限的银行间同业拆借利率进行检验, 发现在期限溢价为常数时不支持预期理论, 但加上随时间变化的期限溢价时却不能拒绝预期理论. 因此, 考虑随时间变化的风险溢价可能在预期理论的检验中会起到非常重要的作用.

## 1 利率期限结构理论

利率期限结构是指在某一时点上, 债券到期期限和到期收益率之间的关系, 又称收益率曲线. 目前的主要理论有: 预期理论 (Expectation Hypothesis)、流动性偏好理论 (Liquidity Preference Theory) 和市场分割理论 (Market Segmentation Theory).

### 1) 预期理论

预期理论最早由 Fisher 于 1896 年提出, 主要由 Hicks 和 Lucas 发展起来的. 预期理论把对未来利率的预期作为决定当前利率期限结构的关键. 该理论认为: 收益率曲线的形状可解释为投资者对未来利率的预期. 亦即, 一条上升的收益率曲线可以解释为投资者预期未来利率将上升; 同样地, 一条下降的收益率曲线可以解释为投资者预期未来利率将下降. 因此, 预期理论建立在一系列的前提假设之上, 核心为长期利率是该期限内预期的短期利率的加权平均值.

### 2) 流动性偏好理论

由 Hicks 提出的流动性偏好理论在强调预期对收益率曲线的影响的同时, 充分考虑了投资的风险. 该理论强调, 在一个不确定性的世界中, 短期债券由于更具有流动性, 会更受到投资者的青睐. 投资者普遍厌恶风险, 这样对于高流动性债券的偏好将使短期债券的利率水平低于长期债券, 因此长期债券的收益率需要加上一个流动性溢价才能吸引投资者. 因此, 流动性偏好理论认为向上倾斜的收益率曲线更为普遍, 只有当预期未来的短期利率下调, 且下调幅度大于流动性溢价时, 收益率曲线才可能向下倾斜.

### 3) 市场分割理论

Modigliani 对上述两个理论提出了批判, 他认为尽管流动性对于一个考虑暂时性存款余额投资

的银行家来说是很重要的, 但对于如人寿保险公司之类的想套期以消除所有利率波动的机构来说, 他们会偏爱期限长的投资. 因为长期资金完全消除了利率波动所引起的不确定性. 许多养老金与退休金的储蓄者也会作同样的考虑. 在套期以消除利率波动的压力下, 没有理由认为必须有一个期限溢价. 在一些极端情形下, 长期与短期收益完全由各自的、分割的市场供给与需求决定, 而与预期没什么关系. 这就是市场分割理论. 但随着金融市场的不断完善和创新, 长短期资本市场的一体化趋势逐步加强. 市场分割理论不能很好地解释期限不同的利率倾向于一起变动的经验事实, 其有效性也得不到充分的验证.

## 2 期限结构的预期模型及其检验方法

### 2.1 利率期限结构的预期模型

期限结构的预期理论认为  $n$  期利率  $R_t^{(n)}$  是由目前和未来的一系列  $m$  期利率  $R_t^{(m)}$  的预期所决定的. 预期理论的数学表达式可以表示为

$$(1 + R_t^{(n)})^n = (1 + E_t R_{t+k}^{(m)})^m \times (1 + E_t R_{t+k+m}^{(m)})^m \times \cdots \times (1 + E_t R_{t+k+(k-1)m}^{(m)})^m \times \Theta^{(n)} \quad (1)$$

式中,  $k = n/m$  为整数,  $\Theta^{(n)}$  表示期限风险溢价 (term premium). 用小写的字母定义连续复利, 如  $r_t^{(n)} = \ln(1 + R_t^{(n)})$ , 同时定义  $\theta^{(n)} = \ln(\Theta^{(n)})$ , 可以得到

$$r_t^{(n)} = \theta^{(n)} + \frac{1}{k} \sum_{i=0}^{k-1} E_t r_{t+im}^{(m)} \quad (2)$$

式(2)两边同时减去  $r_t^{(m)}$  可得

$$\frac{1}{k} \sum_{i=0}^{k-1} (E_t r_{t+im}^{(m)} - r_t^{(m)}) = -\theta^{(n)} + s_t^{(n,m)} \quad (3)$$

其中:  $s_t^{(n,m)} = r_t^{(n)} - r_t^{(m)}$ .

如果预期是理性的, 则

$$r_{t+im}^{(m)} = E_t r_{t+im}^{(m)} + \varepsilon_{t+im} \quad (4)$$

其中,  $\varepsilon_t \sim N(0, \sigma^2)$ , i. i. d 那么式(3)就可以表示为

$$\frac{1}{k} \sum_{i=0}^{k-1} (r_{t+im}^{(m)} - r_t^{(m)}) = -\theta^{(n)} + s_t^{(n,m)} +$$

$$\frac{1}{k} \sum_{i=0}^{k-1} \varepsilon_{i+im}^{(m)} \quad (5)$$

由此可以得到用以检验预期假设的方程

$$\frac{1}{k} \sum_{i=0}^{k-1} (r_{i+im}^{(m)} - r_i^{(m)}) = \alpha^{(n)} + \beta^{(n)} \times s_i^{(n,m)} + v_i^{(n)} \quad (6)$$

其中,  $\alpha^{(n)} = -\theta^{(n)}$ ,  $v_i^{(n)}$  为一  $k-1$  阶移动平均误差,  $H_0: \beta^{(n)} = 1$ .

## 2.2 检验方法

首先, 对式(2)中所标示的长期和短期利率之间的关系进行检验. 从式(3)中可以看到, 如果  $r_i^{(n)}$ ,  $r_i^{(m)}$  都是单位根序列的话, 那么式(3)的右边必为平稳. 也就是说长期和短期利率之间存在协整(cointegrating)关系, 协整向量为(1, -1). 因此将用下面两种方法进行协整检验.

1) 菲利普斯 - 汉森 (Philips and Hansen, 1990) 协整检验.

根据菲利普斯 - 汉森方法, 将对每一对  $n$  和  $m$  做两次协整回归, 即

$$r_i^{(n)} = \alpha + \beta r_i^{(m)} + \varepsilon_{1t};$$

$$r_i^{(m)} = \alpha + \beta r_i^{(n)} + \varepsilon_{2t}$$

2) 约翰逊 (Johansen, 1988) 协整检验.

它利用极大似然方法来估计协整向量和检验协整关系的数量.

最后将对预期假定进行单方程检验. 因为模型(6)中误差项  $v_i^{(n)}$  为一  $k-1$  阶移动平均误差,

所以在本文采用广义最小二乘估计对式(6)进行回归, 并检验原假设  $H_0: \beta^{(n)} = 1$ , 若在一定的显著性水平下接收原假设, 则意味着符合预期理论; 如果在一定的显著性水平下接受原假设  $H_0: \alpha^{(n)} = 0, \beta^{(n)} = 1$ , 则意味着符合纯预期理论.

## 3 预期理论在我国银行同业拆借市场的实证检验

### 3.1 样本选取

选取我国银行间同业拆借市场周加权平均利率数据, 时间跨度为1996年1月1日至2003年7月21日共395个交易周, 共3组数据(7d, 30d, 60d). 从图1中看到, 银行间同业拆借利率在样本区间内呈逐步下降趋势, 已经从1996年初的12%左右下降到目前的2%左右; 从图1和2中还可以看出1997年6月份亚洲金融风暴发生以前银行间同业拆借利率走势平稳, 波动非常小, 但此后的波动就比较大, 特别是1997年6月到2001年底这段时间内的波动非常大, 短期拆借利率大于长期拆借利率的情况也多次发生. 同时, 1998—1999年两年的交易也很不活跃, 如交易最活跃的7d拆借, 在1998年也有12周没有发生一笔交易. 在表1中, 给出了它们的简单的统计特性, 其中120d期限的同业拆借交易不活跃, 有8个月一笔交易都没发生过.

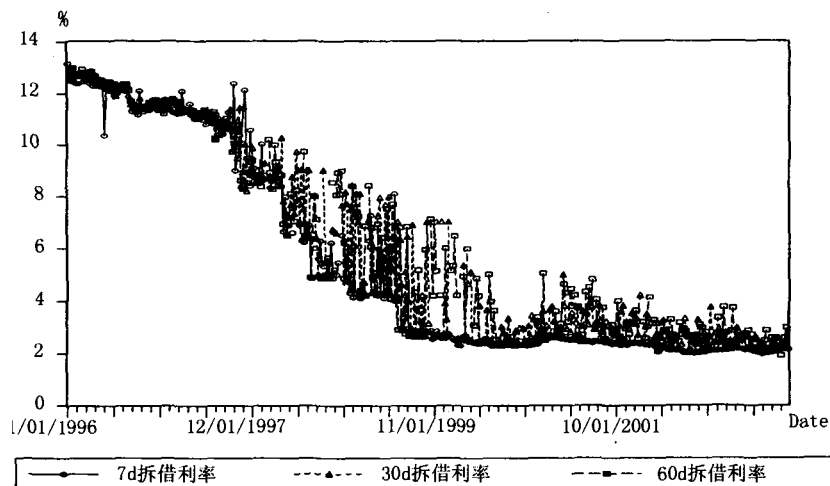


图1 银行间同业拆借利率

Fig.1 Interbank offered rates

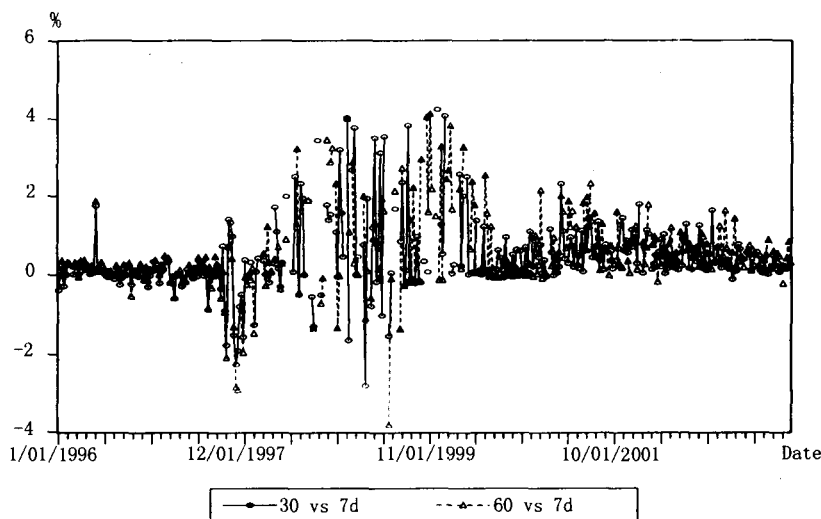


图2 长短期期限利差 (term spreads)

Fig.2 Term spreads between long-and short-term offered rates

表1 样本统计特性

Table 1 Sample descriptive statistics

交易品种	容量	最大值	最小值	均值	标准差	偏度	峰度
CHIBOR - 7	368	12.362 28	1.924 463	5.290 608	3.755 351	0.692 476	1.727 485
CHIBOR - 30	360	12.027 15	1.976 439	5.872 136	3.579 154	0.486 668	1.572 393
CHIBOR - 60	340	12.213 71	1.882 175	6.031 676	3.589 190	0.452 202	1.560 768

### 3.2 单整性检验

用含常数项的 ADF 检验和 PP 检验分别对 CHIBOR - 30, CHIBOR - 60, CHIBOR - 90, CHIBOR - 120 的水平项和一阶差分项进行单位根过程检验, 检验结果列于表2中, 从表2中可知, 在水平下, 7d, 30d, 60d 同业拆借利率均在 5% 的显著性水平下接受单位根假设, 在一阶差分下, 均拒绝单位根假设, 证明 7d, 30d, 60d 同业拆借利率这 3 个序列均为单位根序列。

表2 同业拆借利率单位根检验

Table 2 Unit root test on Interbank offered rates

变量名	ADF(4)	PP(3)
水平(levels):		
CHIBOR - 7	- 2.169 274	- 1.757 272
CHIBOR - 30	- 1.467 581	- 2.255 525
CHIBOR - 60	- 0.771 562	- 2.264 982
一阶差分(first differences):		
CHIBOR - 7	- 13.236 96*	- 33.990 08*
CHIBOR - 30	- 9.474 27*	- 36.239 72*
CHIBOR - 60	- 8.996 71*	- 33.221 80*

注: \* 表示在 5% 的水平下拒绝原假设。

根据预期理论, 如果  $r_i^{(n)}, r_i^{(m)}$  均为一阶差分平稳的话,  $s_i^{(n,m)}$  必平稳。由表 3 可知, 7d, 30d, 60d 期限利差 (term spread) 无论是在 ADF 检验还是在

PP 检验下, 都拒绝原假设, 证明期限利差是平稳的。

表3 同业拆借利率长短期利差单位根检验

Table 3 Unit root test on term spreads

(n, m)	ADF(4)	PP(3)
S(30, 7)	- 3.267 31*	- 15.481 09*
S(60, 7)	- 5.138 90*	- 13.226 43*

注: \* 表示在 5% 的水平下拒绝原假设。

### 3.3 协整检验

表 4 列出了菲利普斯 - 汉森 (Philips and Hansen) 协整检验的结果。由结果来看, 这几组数据均存在协整关系, 并且协整向量大致为 (1, - 1)。表 5 的约翰逊 (Johansen) 协整检验的结果也证明了这一点, 三组数据都认为至少存在一个协整向量, 标准化后的协整向量也大致为 (1, - 1)。

表4 菲利普斯 - 汉森协整检验

Table 4 Philips and Hansen cointegration test

(n, m)	协整参数(标准差)	残差检验
(30, 7)	0.958(0.019 7)	- 14.991 91*
(60, 7)	0.953(0.024 4)	- 13.651 94*

注: 对于协整检验的残差检验采用的是菲利普斯 - 佩莱单位根检验 (Philips and Perron, 1998) 的方法, \* 表示在 5% 的

水平下拒绝原假设,即残差序列平稳.

表 5 约翰逊协整检验

Table 5 Johansen cointegration test

(n, m)	(30, 7)	(60, 7)
LR Test(None)	19.094 998 219 2*	24.198 05**
LR Test(at most 1)	4.771 059*	4.913 563*
协整向量	(1, - 0.958)	(1, - 0.953)

注:“(\*\*)”表示在 5%(1%)的显著性水平上拒绝原假设.

None 指原假设为没有协整向量,at most 1 指原假设为最多存在 1 个协整向量.

### 3.4 结构性变化检验

从 3.1 节中可以看出,亚洲金融风暴后中国

表 7 式(6)的广义最小二乘估计

Table 7 Generalized least squares estimation of formula (6)

样本 区间	(n, m)	参数估计		Wald 系数假设检验(P 值)		$\bar{R}^2$
		$\alpha^{(n)}$	$\beta^{(n)}$	$\beta^{(n)} = 1$	$\alpha^{(n)} = 0,$ $\beta^{(n)} = 1$	
区间 1	(30, 7)	- 0.091 332 (0.082 631) [0.272 3]	0.940 431 (0.025 359) [0.000 0]	0.076 875	0.119 227	0.943 692
	(60, 7)	- 0.169 299 (0.187 077) [0.368 5]	0.883 714 (0.044 116) [0.000 0]	0.063 392	0.00*	0.843 967
区间 2	(30, 7)	- 0.168 862 (0.654 110) [0.796 5]	0.203 955 (0.062 306) [0.001 2]	0.00*	0.00*	0.045 673
	(60, 7)	- 0.098 411 (0.470 349) [0.834 6]	0.080 074 (0.024 234) [0.001 2]	0.00*	0.00*	0.062 801

注: \* 表示在 5% 的显著性水平上拒绝原假设

检验结果证明了中国银行间同业拆借利率确实存在结构性变化(structural break),因此把整个样本区间分为两部分,区间 1:1996-1-1—1997-8-31 和区间 2:1997-9-1—2003-7-21,然后再分别进行广义二乘回归估计.

### 3.5 回归检验

从表 7 的结果来看,在样本区间 1,斜率参数  $\beta^{(n)}$  值分别为 0.940 431 和 0.883 714,都比较接近于 1,同时 Wald 系数假设检验在区间 1 也支持  $\beta^{(n)} = 1$  这个原假设,而且所有的常数项  $\alpha^{(n)}$  都是负的,并且它的绝对值与长短期期限差成正比,说明期限风险溢价随期限的延长而上升,所有这些都给予预期理论以充分的支持,说明在亚洲金融危机前中国银行间同业拆借利率是符合预期理论的,这个结论同唐齐鸣,高翔<sup>[16]</sup>的结论是基本一

致的.但在样本区间 2,斜率参数  $\beta^{(n)}$  值分别为 0.203 955 和 0.080 074,都显著地异于 1,并且 Wald 系数检验也均拒绝原假设,常数项  $\alpha^{(n)}$  的绝对值也与长短期期限差不成正比,方程的调整后的拟合优度也非常小,所有这些都说明亚洲金融危机后,中国银行间同业拆借市场发生了结构性变化,预期理论对其不再有效.

致.但在样本区间 2,斜率参数  $\beta^{(n)}$  值分别为 0.203 955 和 0.080 074,都显著地异于 1,并且 Wald 系数检验也均拒绝原假设,常数项  $\alpha^{(n)}$  的绝对值也与长短期期限差不成正比,方程的调整后的拟合优度也非常小,所有这些都说明亚洲金融危机后,中国银行间同业拆借市场发生了结构性变化,预期理论对其不再有效.

银行间同业拆借利率的波动陡然增大,期限利差也比亚洲金融风暴前增大,这个现象在 1998 年—2001 年间表现得尤其明显,所以有理由怀疑在样本取样期间是否存在结构性变化?在这里,应用 Chow test 来进行结构性变化检验,检验结果如下:

表 6 结构性变化检验(Chow test)

Table 6 Structural break test

期限	F-statistic	Probability
(30, 7)	16.823 77	0.00
(60, 7)	14.174 66	0.00

注:Breakpoint 为 1997-9-1.

### 3.6 结果分析

是什么原因造成这种情况的呢?一个可能的解释就是亚洲金融危机后,为保证中国金融体系安全,中央银行过多地干预市场,增加了利率期限风险溢价,从而导致利率的过度反映.在本文样本区间 1 中 30 d 与 7 d 同业拆借利率的平均利差约为 0.05%,而样本区间 2 中 30d 与 7d 同业拆借利率的平均利差为 0.55%.金融危机发生前,市场

交易非常活跃,而在危机发生以后,市场交易迅速萎缩,以市场交易最活跃的 7d 同业拆借品种来说,1996 年周平均交易量为 27.84 亿元,1997 年 1~8 月的周平均交易量为 27.79 亿元,但亚洲金融危机后,1997 年 9~12 月周平均交易量仅为 3.88 亿元,1998 年周平均交易量为 5.58 亿元,其中在 1998 年有 12 周该品种没有发生一笔交易,直到 1999 年下半年交易才又逐渐活跃起来.从 1997 年 10 月到 1999 年 6 月在短短的不到 2 年时间里,中央银行就 5 次下调人民币利率,导致银行间同业拆借利率跳跃性下跌,同业拆借市场中各交易品种的利率走势差较大、利率波动频繁、波幅较大,短期品种利率高于长期品种利率的现象较多,利率错位较为突出(从图 1 和图 2 中可以清晰地看出);又如 2003 年 9 月央行上调存款准备金率导致市场资金供给比较紧张,同业拆借利率应声而涨,10 月份平均拆借利率比 9 月份上涨近 1 个百分点.以上这些都说明,尽管我国银行间市场资金拆借基本实现市场化,但我国的利率管制程度仍然比较高.

另一个可能的解释是在我国银行同业拆借市场规模较小.虽然银行间同业市场每天的交易额达到了几百亿元人民币,但与国际金融市场上万亿美元的交易额相比,我国的市场规模仍显太小,而且这几百亿交易额中,短期特别是 7d 以内的交易又占据了主要份额,1 个月以上的交易所占比重仅有 10% 左右.如 2002 年全年 7d 这个拆借品种的交易量达到 8 523.36 亿元,而 1d、20d、30d、60d、90d、120d 这 6 个拆借品种的交易总量只有 3 583.88 亿元,其中 30d、60d、90d、120d 这 4 个拆借品种的交易总量更是只有 565.21 亿元,这说明 30d、60d、90d、120d 这 4 个拆借品种的交易不活跃.同时,由于银行体系内的存贷款利率仍然没有市场化,银行的融资成本很低,这些都造成我国利率的市场形成机制还很不完善,同业拆借市场还很不成熟.

第三个可能的解释是我国银行间同业拆借市场的制度缺陷问题.从市场参与主体看,我国金融市场虽经十余年的高速发展,主体类型与数量大为增加,但是国有银行在整个金融体系中始终占据着优势地位,特别是“四大”国有商业银行所占有的市场份额远远高于其他各类金融机构的总

和.据此,现阶段我国的货币市场在属性上仍属于一种寡头垄断市场,兼之市场交易规模较小,容易出现市场价格或利率被人为操纵的情况,从而导致市场的价格发现功能无法真正实现,降低了市场利率信息的可信度.

第四个可能的解释是我国的制度设计不完善.目前全国银行间同业拆借中心虽然在货币市场的报价、交易行情发布、信息统计等方面做了很多工作,但是在制度设计等许多方面还不尽成熟.例如,同业拆借中心每天公布的 CHIBOR,是以当天交易为基础的简单加权平均,没有考虑交易主体的信用等级差别和交易价格的真实性问题;在期限品种的设计上也不尽合理,只有 1d、7d、14d、21d 以及 1 个月到 4 个月等 7 个品种,而且将 2 至 7d 的交易全部算作 7d 品种,8 至 14d 的全部算作 14d 品种等,造成统计数据的精确程度不高.而伦敦银行间同业拆借利率(LIBOR)的制订与公布有一套严格的制度作为保证,英国银行家协会(BBA)负责其具体操作.该组织每天对各银行的汇总报价进行技术处理,确保其公布的 LIBOR 能真实反映市场利率的波动.从期限上看,LIBOR 有 1d、1 周、2 周、1 个月至 12 个月等共 15 个品种,完全能够满足各类金融产品选择对应期限基准利率的需要.为确保报价银行的市场代表性,银行家协会还定期调整每种货币的报价银行,以实现报价的真实性与准确性.同国外成熟的金融市场对比说明了我们的制度设计还不完善,也使得 CHIBOR 在我国实践中缺乏参考意义.

## 4 结 论

应用利率期限结构的预期理论对我国银行同业拆借市场利率的实证研究结果表明:亚洲金融危机对中国银行间同业拆借市场具有较强的影响,金融危机发生前,银行间同业拆借利率基本符合利率期限结构理论中的预期理论,但金融危机发生后,我国的同业拆借市场利率不再符合预期理论,长短期利差不再能作为未来利率变动的较好预测.从上面的分析中我们可以看到我国银行间同业拆借市场还很不成熟,如银行间市场与证券市场之间还存在一些违规资金流动,利率的市场形成机制还不完善等.因此我们必须从培育市

场交易主体、丰富市场交易品种、扩大市场交易规模、完善市场管理与制度建设等多方面入手, 加快货币市场发展, 提高货币市场运行效率, 逐步建立起我国市场利率的有效形成机制。

### 参考文献:

- [1] Fama E F. The information in the term structure[J]. *Journal of Financial Economics*, 1984, 13(4): 509—528.
- [2] Taylor M P. Modelling the yield curve[J]. *Economic Journal*, 1992, 102: 524—537.
- [3] Gerlach S, Smets F. The term structure of Euro-rates: Some evidence in support of the expectations hypothesis[J]. *Journal of International Money and Finance*, 1997, 16(2): 305—321.
- [4] Hum A S, Moody Terry, Muscatelli V A. The term structure of interest rates in the London Interbank Market[J]. *Oxford Economic Papers*, Oxford University Press, 1995, 47(3): 419—436.
- [5] 唐齐鸣, 高翔. 我国同业拆借市场利率期限结构的实证研究[J]. *统计研究*, 2002, 5: 33—36.  
Tang Qiming, Gao Xiang. Empirical analysis on term structure of China interbank offered rates[J]. *Statistical Research*, 2002, 5: 33—36. (in Chinese)
- [6] 杜海涛. 利率期限结构理论与实证研究[J]. *中国货币市场*, 2002, 10: 54—56.  
Du Haitao. Interest rate term structure theory and empirical studies [J]. *China Money Market*, 2002, 10: 54—56. (in Chinese)
- [7] Campbell J Y, Shiller R J. Yield spreads and interests rate movements: A bird's eye view[J]. *Review of Economic Studies*, 1991, 58(3): 495—514.
- [8] Sutton G D. A Defence of the Expectations Theory as a Model of US Long-Term Interest Rates[R]. BIS Working Paper, 2000. 85.
- [9] Gerlach S. Interpreting the term structure of interbank rates in Hong Kong[J]. *Pacific-Basin Financial Journal*, 2003, 11(5): 593—609.
- [10] 陆懋祖. 高等时间序列经济计量学[M]. 上海: 上海人民出版社, 1999.  
Lu Maozu. *Advanced Time Series Econometrics*[M]. Shanghai: Shanghai People's Publishing House, 1999. (in Chinese)
- [11] Campbell J A, Lo A W, MacKinlay A C. *The Econometrics of Financial Markets*[M]. Princeton: Princeton University Press, 1997.

## Empirical analysis on term structure of China interbank offered rates

SHI Min<sup>1,2</sup>, WANG Shou-yang<sup>1,2</sup>, XU Shan-ying<sup>1</sup>, TAO Shuo<sup>3</sup>

1. Academy of Mathematics and Systems Science, Chinese Academy of Sciences, Beijing 100080, China;
2. School of Management of Graduate School of the Chinese Academy of Sciences, Beijing 100039, China;
3. China Merchants Bank, Shenzhen 518040, China

**Abstract:** This paper studies the term structure of 7-, 30-, 60-day China interbank offered rates (CHIBOR) using weekly data spanning 1996-1-1—2003-7-21. One interesting finding is that there exists a structural change on the China interbank offered rates during the sample period. The expectation hypothesis (EH) is supported by data prior to the Asia financial crisis. But expectation hypothesis is soundly rejected by data after the Asia financial crisis.

**Key words:** term structure of interest rates; expectations hypothesis; China interbank offered rates