

SHIBOR 利率曲线变动模式实证研究¹

刘晓曙 郑振龙

(厦门大学金融系 福建厦门 361005)

作者简介:

郑振龙, 郑振龙, 男, 1966年3月出生, 福建平潭人, 金融学博士, 厦门大学金融系和王亚南经济研究院教授, 美国加州大学洛杉矶分校富布莱特学者, 英国伦敦经济学院高级研究学者, 厦门大学王亚南经济研究院副院长, 在《金融研究》、《管理科学学报》、《世界经济》等重要学术刊物上发表100多篇论文, 研究方向为资产定价、金融工程和风险管理。联系地址: 厦门大学金融系, 361005; 联系电话: 0592-5920921, 13906038903; 电子信箱 zlzheng@xmu.edu.cn。个人主页: <http://efinance.nease.net>。

刘晓曙 (1975-), 男, 湖南耒阳人, 厦门大学金融系博士生, 研究方向: 金融工程和风险管理。

联系办法:

通讯作者: 郑振龙

通讯地址: 厦门大学金融系

电话: 13906038903

Email: zlzheng@xmu.edu.cn

¹感谢教育部新世纪优秀人才支持计划的资助。

SHIBOR 利率曲线变动模式实证研究

刘晓曙 郑振龙

(厦门大学金融系 福建厦门 361005)

摘要: 本文利用主成分分析与因子分析方法对 SHIBOR 利率曲线的变化模式进行了探索和研究。实证研究结果表明, SHIBOR 利率曲线的变动中存在一些非常有趣的现象。它既有和其它成熟市场经济体中较为一致的地方, 比如, SHIBOR 利率曲线的整体波动几乎全部能由三个主成分因素所解释, 但是也有很不一样的地方, 比如, SHIBOR 利率曲线的变动呈现明显的“板块”分割运动模式, 并且 SHIBOR 利率长端的变动由于受单一因子影响而造成主干利率之间呈常比例的变动。这些研究可为进一步完善 SHIBOR 利率体系提供参考。

关键词: 主成分分析 因子分析 收益率曲线 SHIBOR

一、引言

对于任何市场化的经济体, 基准利率都起着非常重要的作用。基准利率是金融市场上具有普遍参照作用的利率, 其他利率水平或金融资产价格均可根据这一基准利率水平来确定。在利率市场化条件下, 融资者衡量融资成本, 投资者计算投资收益, 客观上都要求有一个普遍公认的基准利率水平作参考。因此, 基准利率是利率市场化机制形成的核心。2007 年 1 月 1 日, 上海银行间同业拆放利率 (Shanghai Interbank Offered Rate, 简称 SHIBOR) 在全国银行间市场开始试运行。央行有意将 SHIBOR 培育为我国新的市场基准利率。SHIBOR 以位于上海的全国银行间同业拆借中心为技术平台计算、发布并命名, 是由信用等级较高的银行组成报价团自主报出的人民币同业拆出利率, 然后根据各报价行的报价, 剔除最高、最低各 2 家报价, 对其余报价进行算术平均计算后, 得出每一期限品种的 SHIBOR, 并于 11:30 对外发布, 是单利、无担保、批发性利率。目前, 对社会公布的 SHIBOR 品种包括隔夜、1 周、2 周、1 个月、3 个月、6 个月、9 个月及 1 年。它是一套新的货币市场基准利率指标体系。与以往基于回购和成交价所形成的基准利率体系不同, 它是以拆借利率为基础, 根据多家大银行每日对各期限资金拆借品种的报价所形成的基准利率, 在形成机制上, 更接近国际货币市场普遍被作为基准利率的伦敦同业拆借利率。

SHIBOR 的推出将厘清目前国内零乱的利率体系, 对整个宏观基准面、股市、金融衍生品、债券价格都起到风向标的作用。它不仅能为短期债券、货币市场衍生产品 (如利率互换、利率期权、利率期货等) 等提供定价基准, 未来还有望成为市场化利率的基础性指标, 将促进货币政策调控方式加速市场化。

本文将根据 SHIBOR 近几个月来的运行情况, 通过主成分分析与因子分析的方法考察 SHIBOR 曲线的变动模式, 试图提供 SHIBOR 曲线变动的特征以及变动模式的影响因素。接下来的文章结构组织如下: 第二部分中我们将简单介绍利率曲线主成分分析与因子分析方法; 第三部分中利用主成分分析与因子分析对 SHIBOR 利率变动模式进行分析; 第四部分是结论与讨论。

二、利率曲线主成分分析与因子分析方法介绍

析取利率曲线变动的主要模式对于利率市场风险管理非常关键, 同时对于认识曲线的发展程度也有相当大帮助。

对于利率曲线的主成分分析始于 Litterman 与 Scheikman[1]的研究工作。在对美国的国债收益率曲线的研究中, 他们借鉴了 Ross 的多因素套利定价理论, 通过建立线性多因子模型考察债券收益与系统因素、非系统因素之间的关系。此后, 研究人员如 Sherris[2]、D'Ecclesia, R.L. and S. A. Zenios[3]等分别对澳大利亚和意大利的收益率曲线进行了主成分分析。国内学者唐革榕[4]、朱世武[5]与杨春鹏[6]独立地对我国沪市交易所国债收益率曲线进行了主成分

分析。实证研究结果表明,利率变动总体方差的绝大部分来自两到三个因素的贡献。Litterman 与 Scheikman 将这三个因素称为“水平因素”、“倾斜因素”与“曲率因素” [1]。

本文中,我们将采用主成分分析对 SHIBOR 曲线的变化因素以及因素之间的关系进行探讨。

主成分分析方法是借助于数学变换,在各个变量之间相关关系研究的基础上,用较少的互不相关的复合新变量代替原来较多的相互依赖的变量,而且使这些较少的新变量尽可能多地保留原来较多的变量所反映的信息一种方法。这些复合新变量就叫做原始变量的主成分。

在利率曲线的变动研究当中,取一些特定的离散的期限,收益率曲线上对应这些期限的点被称为主干点,而对应的到期收益率被称为主干利率。随着时间的推移,主干利率的变动就是原始变量。主成分可以表示成这些主干利率变动的线性组合,即

$$P_i = \sum_{j=1}^p p_{i,j} \cdot \Delta r_j \quad (1)$$

其中, p 表示不同的期限数,即主干点数目, P_i 是主成分, Δr_j 是收益率曲线上的主干利率的变动值, $p_{i,j}$ 是主成分的系数, $i, j = 1, \dots, p$ 。

写成矩阵形式:

$$\begin{bmatrix} P_1 \\ P_2 \\ \vdots \\ P_p \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} p_{1,1} & \cdots & p_{1,p} \\ p_{2,1} & \cdots & p_{2,p} \\ \vdots & \cdots & \vdots \\ p_{p,1} & \cdots & p_{p,p} \end{bmatrix} \cdot \begin{bmatrix} \Delta r_1 \\ \Delta r_2 \\ \vdots \\ \Delta r_p \end{bmatrix} \quad (2)$$

根据主成分分析理论[7],我们可以采用如下的方法得到主成分系数以及其它重要分析量。首先,选取一定数目的主干利率,在一段时间内按照一定的时间间隔计算出其各自的变动值,得到各个期限结构所对应的主干利率变动所构成的矩阵;然后,再对该矩阵求得协方差矩阵 Σ 。可以证明[7],协方差矩阵 Σ 的特征向量 \vec{p}_i 构成的矩阵就是主成分的系数矩阵。

即

$$\Sigma \cdot \begin{bmatrix} p_{i,1} \\ \cdots \\ p_{i,p} \end{bmatrix} = \lambda_i \begin{bmatrix} p_{i,1} \\ \cdots \\ p_{i,p} \end{bmatrix} \quad (3)$$

其中 λ_i 是协方差矩阵 Σ 的特征值。

收益率曲线的整体波动性用来刻画所有主干利率的联合波动变化,定量的描述就是:整体波动性 = $\sum \lambda_i$ 。收益率曲线的整体波动性中由第 i 个主成分解释的比例就是协方差矩阵 Σ 的第 i 个特征值占 Σ 的所有特征值总和的比率;此外由前 i 个主成分所能解释的收益率曲

线的整体波动性的累计比率是 $\frac{\sum_{j=1}^i \lambda_j}{\sum_{j=1}^p \lambda_j}$ 。主成分对收益率曲线的联合波动的累计解释能力可以

告诉我们收益率曲线的整体变动中由多少个以及哪些主要成分因子决定。

此外,主成分分析方法中的附属功能是我们可以通过协方差矩阵 Σ 分析各个主干利率变动的波动性与期限之间的关系,同时分析不同主干利率变动之间的相关性(大小与方向)。该方法尤其对分析培育中的 SHIBOR 利率曲线的变动模式能提供非常有价值的信息。

为进一步分析不同期限的利率受不同风险因子的影响程度,我们引入正交因子模型[7],将 Δr_j 表示成 m ($m \leq p$) 个正交的公共因子之和:

$$\Delta \vec{r} = \hat{L} \cdot \vec{f} + \vec{\varepsilon} \quad (4)$$

这里, $\Delta \vec{r} = (\Delta r_1, \dots, \Delta r_p)'$, $\hat{L} = [\sqrt{\lambda_1} \vec{p}_1, \dots, \sqrt{\lambda_m} \vec{p}_m]$, $\vec{f} = (f_1, \dots, f_m)'$, $\vec{\varepsilon} = (\varepsilon_1, \dots, \varepsilon_p)$, 并满足性质:

i) $E(\vec{f}) = 0, Cov(\vec{f}) = I_{m \times m}$;

ii) $E(\vec{\varepsilon}) = 0, Cov(\vec{\varepsilon})$ 为对角阵;

iii) $Cov(\vec{f}, \vec{\varepsilon}) = 0$ 。

\hat{L} 是因子负荷矩阵, $\vec{\varepsilon}$ 表示 $(p - m)$ 个因子无法解释残差部分。容易看到, 因子负荷 $s_{ij} \equiv \sqrt{\lambda_j} p_{ij}$ 表示了利率变化值 Δr_i 对第 j 个因子的变化的敏感程度, 也就是说第 i 个主干利率变动量的方差中来自第 j 个因子的贡献比重是 $s_{i,j} / \sum_{l=1}^p s_{l,j}$ 。

三、实证研究

3.1 数据选取

本研究所用的数据取自 <http://www.shibor.org>, 时间跨度为 2007 年 1 月 4 日至 2007 年 7 月 11 日全部面向社会公布的 SHIBOR 价格, 期限包括隔夜、1 周、2 周、1 个月、3 个月、6 个月、9 个月及 1 年。

3.2 数据特征

在主成分分析基础上进行因子分解常常蕴含一个重要的假设: 待处理的数据来自多元分布的随机、独立的样本。

我们对 8 个 SHIBOR 收益率变化值(注: 本文中时间间隔为 1 天)的序列的平稳性进行单位根检验。从 ADF 检验结果看, 8 个期限收益率(即上文所指的主干利率)的变动值是平稳的、独立的。见表一。

表一: SHIBOR 收益率变化值的时间序列 ADF 检验

| | 隔夜 | 7 天 | 14 天 | 1 月 | 3 月 | 6 月 | 9 月 | 1 年 |
|-----------|--------|--------|--------|--------|--------|--------|--------|--------|
| SHIBOR 变化 | -8.874 | -8.381 | -7.836 | -5.909 | -6.054 | -4.763 | -4.797 | -3.971 |

值

注：ADF检验统计量临界值—— -3.482(1%)、-2.884(5%)、-2.578(10%)。

此外，8个不同期限的SHIBOR收益率变化值的描述性显示，1月、3月、6月、9月及1年的变动微小，在一定程度上反应了SHIBOR曲线在这些主干点上的主干利率变动不活跃。

表二：SHIBOR 收益率变化值的描述性特征

| 期限 | 隔夜 | 7天 | 14天 | 1月 | 3月 | 6月 | 9月 | 1年 |
|-----|---------|---------|---------|---------|---------|---------|---------|---------|
| 均值 | 0.00896 | 0.01860 | 0.01368 | 0.0053 | 0.00253 | 0.00231 | 0.00279 | 0.00367 |
| 标准差 | 0.25684 | 0.42149 | 0.3220 | 0.15197 | 0.00653 | 0.00465 | 0.00549 | 0.00715 |

注：为处理方便，SHIBOR 收益率数据取百分比。

3.3 实证分析

A. 主成分分析

主成分分析结果表明，前四个主成分对收益率曲线的联合波动的解释力度达到 99.96% 以上。主成分的解释比例参见表三。

表三：主成分分析结果

| 主成分 | 本征值 | 解释比例 | 累计解释比例 |
|-----|--------|-------------|--------|
| 1 | 0.2940 | 0.7933 | 0.7933 |
| 2 | 0.0394 | 0.1063 | 0.8997 |
| 3 | 0.0288 | 0.0777 | 0.9774 |
| 4 | 0.0083 | 0.0223 | 0.9996 |
| 5 | 0.0001 | 2.8766e-004 | 0.9999 |

我们看到，主成分分析的确能减少解释变量个数，并保留原有的信息。事实上，前三个主成分对整体变动的方差累计解释能力达到97.74%。从第四个主成分开始尤其第五个主成分以后的几个主成分对收益率变动的方差的解释能力很弱。因此，我们可以得出结论：SHIBOR收益率曲线的整体波动基本上可以由三个因素决定。

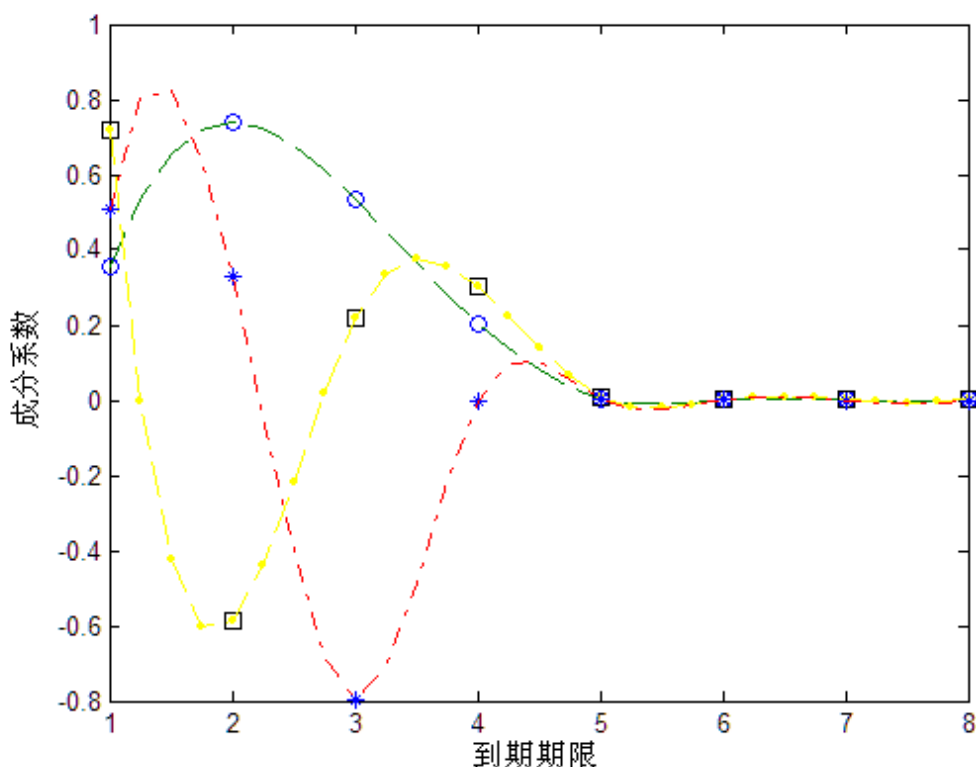
前三个主成分的成分系数通过求 SHIBOR 收益率曲线变动值的协方差矩阵 Σ 的特征向量得到。参见表四。

表四：前三个主成分的成分系数

| 期限 | 隔夜 | 7天 | 14天 | 1月 | 3月 | 6月 | 9月 | 1年 |
|-----|--------|---------|---------|---------|--------|--------|---------|---------|
| 成分1 | 0.3562 | 0.7400 | 0.5323 | 0.2052 | 0.0052 | 0.0006 | 0.0006 | 0.0006 |
| 成分2 | 0.7195 | -0.5868 | 0.2184 | 0.3004 | 0.0095 | 0.0006 | 0.0016 | 0.0012 |
| 成分3 | 0.5093 | 0.3276 | -0.7958 | -0.0016 | 0.0032 | 0.0011 | -0.0007 | -0.0007 |

从表四我们可以看到第一、二个主成分主要受隔夜、7天、14天与1月利率变动的影响；第三个主成分主要受隔夜、7天与14天利率变动的影响。其它主干点上的主干利率的变动对前三个主成分的影响非常细微。也就是说在整个收益率曲线的波动中隔夜、7天、14天与1月利率变动起着关键性的作用。

根据前三个主成分的成分系数向量画出这些主成分之间的关系，如图一。



图一：—○—表示第一成分特征向量，—□—表示第二成分特征向量，—*—，表示第三成分特征向量。

从图一我们看到前四个主干点上对应的主成分系数变动大且异于0；后面几个主干点上的成分系数几乎为0。该图直观的告诉我们 SHIBOR 收益率曲线的整体波动主要来自前四个主干点上主干利率的变动。

此外，与成熟市场体系中的利率变动相比较，SHIBOR 曲线变动没有呈现所谓的“水平因素”、“倾斜因素”与“曲率因素”现象。

为进一步了解 SHIBOR 曲线的变动模式，我们考察各主干利率的变动之间的相关性。参见表五。

表五：SHIBOR 曲线变动的相关系数矩阵

| | 隔夜 | 7天 | 14天 | 1月 | 3月 | 6月 | 9月 | 1年 |
|-----|---------------|---------------|---------------|---------------|---------------|---------------|---------------|---------------|
| 隔夜 | 1.0000 | 0.6060 | 0.6136 | 0.7073 | 0.4937 | 0.0587 | 0.0547 | 0.0368 |
| 7天 | 0.6060 | 1.0000 | 0.7603 | 0.5916 | 0.3429 | 0.0635 | 0.0395 | 0.0370 |
| 14天 | 0.6136 | 0.7603 | 1.0000 | 0.6801 | 0.3805 | 0.0384 | 0.0638 | 0.0492 |
| 1月 | 0.7073 | 0.5916 | 0.6801 | 1.0000 | 0.5275 | 0.1493 | 0.1391 | 0.1216 |
| 3月 | 0.4937 | 0.3429 | 0.3805 | 0.5275 | 1.0000 | 0.5482 | 0.5267 | 0.4525 |
| 6月 | 0.0587 | 0.0635 | 0.0384 | 0.1493 | 0.5482 | 1.0000 | 0.9536 | 0.8964 |
| 9月 | 0.0547 | 0.0395 | 0.0638 | 0.1391 | 0.5267 | 0.9536 | 1.0000 | 0.9343 |
| 1年 | 0.0368 | 0.0370 | 0.0492 | 0.1216 | 0.4525 | 0.8964 | 0.9343 | 1.0000 |

注：表中数值精度为 $O(10^{-4})$ 。

从表五中我们可以看到很有意思的现象。SHIBOR 利率曲线的变动呈现“板块”变动模式。即，隔夜、7天、14天与1月期限几个主干点上的主干利率变动呈现一定程度上的正相关性；而6月、9月与1年期限的 SHIBOR 利率变动之间呈高度正相关；但是这两个“板块”间几乎不存在相关关系或者说微弱相关关系。而3月期限的 SHIBOR 利率变动呈现“中间

派”特征，与隔夜、7天、14天与1月期限利率变动的相关性和6月、9月与1年期限利率变动的相关性大致差不多。从图一中我们也可以看到这一现象。

结合表二与表五，我们可以看到6月、9月与1年期限利率变动具有整体性、划一性，同时变化幅度微弱，甚至可以忽略。

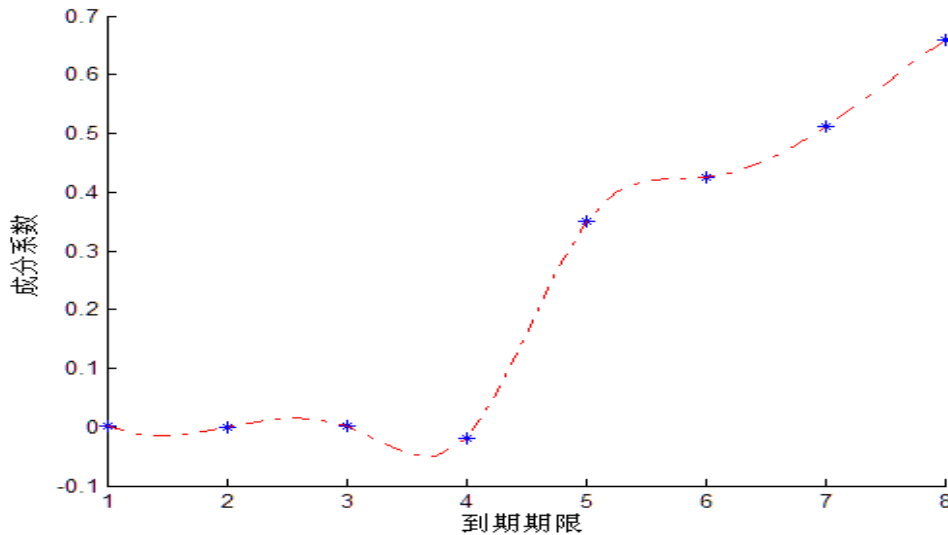
B. 因子分析

为进一步研究各个因子对不同期限 SHIBOR 利率变动的影响，在主成分分析的基础上，应用(4)分析不同因子对不同主干利率变动的解释力度。参见表六。

表六：不同因子对不同主干利率变动的解释能力

| | 因子 1 | 因子 2 | 因子 3 | 因子 4 | 因子 5 | 因子 6 | 因子 7 | 因子 8 |
|-----|---------------|---------------|---------------|---------------|---------------|---------------|---------------|-----------------|
| 隔夜 | 0.5656 | 0.3092 | 0.1132 | 0.0120 | 9.5e-010 | 1.4e-008 | 4.4e-011 | 1.2e-012 |
| 7天 | 0.9062 | 0.0764 | 0.0174 | 3.3e-005 | 2.1e-011 | 4.8e-012 | 2.3e-012 | 3.4e-012 |
| 14天 | 0.7455 | 0.2244 | 0.0288 | 0.0028 | 2.5e-009 | 1.3e-011 | 2.0e-011 | 1.5e-011 |
| 1月 | 0.5246 | 0.0613 | 0.1054 | 0.3099 | 1.8e-006 | 7.6e-008 | 3.2e-011 | 3.0e-011 |
| 3月 | 0.1255 | 0.0229 | 0.0218 | 0.0319 | 0.3067 | 0.3831 | 0.0018 | 2.3e-006 |
| 6月 | 0.0045 | 3.8e-004 | 0.0015 | 0.0274 | 0.8874 | 0.0027 | 0.0555 | 0.0205 |
| 9月 | 0.0033 | 0.0032 | 0.0064 | 0.0177 | 0.9260 | 0.0109 | 0.0208 | 0.0173 |
| 1年 | 0.0020 | 6.7e-004 | 0.0036 | 0.0172 | 0.9044 | 0.0472 | 0.0270 | 3.6e-004 |

从上表中，我们看到，隔夜、7天、14天与1月期限 SHIBOR 利率变动主要受到因子 1、因子 2 与/或因子 3 的影响，这与前面主成分分析结果是一致的；而 6月、9月与1年期限 SHIBOR 利率变动受因子因子 5 的影响非常显著，而受因子 1、因子 2 与因子 3 等其它因子影响非常微小。也就是说 6月、9月与1年期限 SHIBOR 利率变动受单一的共同因子影响显著。而且，由（4），特征向量 5 显示：6月、9月与1年期限 SHIBOR 利率变动在一个共同因素影响下（几乎）是按常比例变动的。见图二。



图二：第五个特征向量，从图中我们可以看到后三个主干点上的值几乎处在同一直线上。

四、结论与讨论

从上面的分析中，我们可以看到 SHIBOR 利率曲线的变动中存在一些非常有趣的现象。它既有和其它成熟市场经济体中较为一致的地方，比如，SHIBOR 利率曲线的整体波动几乎全部能由三个主成分因素所解释，但是也有很不一样的地方，比如，SHIBOR 利率曲线的变动呈现明显的“板块”分割运动模式，并且 SHIBOR 利率长端的变动由于受单一因子影响而造成主干利率之间呈常比例的变动。

造成这一现象的原因可能有如下几点：一、对于隔夜、7天、14天与1月期限的利率，

各报价行有较成熟的相应期限的回购利率作为基准，而对于更长期限的 SHIBOR 利率报价缺乏基础；二、报价行的集体保守性。对于 SHIBOR 长端利率（6 月、9 月与 1 年期限），各报价行采取“路径依赖”策略，只要没有大的加息等预期的改变，SHIBOR 利率报价基本基于前一日 SHIBOR 利率（注：而不是银行自身的报价）作微小调节，在缺乏大量交易的情况下导致一方面长端 SHIBOR 利率市场波动性非常小，另一方面，即使长端 SHIBOR 利率有所变化市场也采取了较为一致的常比例移动策略；三、SHIBOR 利率体系有价无市的现象尽管有所突破，但是缺乏活跃交易支撑的利率体系是很难发挥基准利率作用的。但这本身是一个“鸡与蛋”问题，SHIBOR 利率没有起到基准作用就不会有基于它的活跃的市场交易活动，而没有真实的、活跃的市场交易活动又很难推动 SHIBOR 基准利率体系的形成。

因此，SHIBOR 利率体系要成为真正的对整个宏观基准面、股市、金融衍生品、债券价格都起到风向标的作用的基准利率体系还有大量的工作需要去做。

参考文献：

- [1]Litterman, R. and J. Scheinkman, Common Factors Affecting Bond Returns,[J] Journal of Derivatives, Fall 2000,pp72-83.
- [2] Sherris, M. , Interst Rate Risk Factor in the Australian Bond Market, 1994, working paper, Macquarie University.
- [3] D'Ecclesia, R.L. and S. A. Zenios, Risk Factor Analysis and Portfolio Immunization in the Italian Bond Market,[J] Journal of Fixed Income,1994,4(2),51-58.
- [4]唐革榕，朱峰，我国国债收益率曲线变动模式及组合投资策略研究，[J]，金融研究,2003,281(11):64-72
- [5]朱世武，陈健恒，交易所国债利率期限结构实证研究，[J]金融研究，2003 年第 10 期，pp.63-73。
- [6]杨春鹏，曹兴华，中国国债动态收益率曲线的实证研究，[J]中国货币市场杂志，2002 年第 12 期,pp51-53.
- [7] Tsay, Ruey S., 《金融时间序列分析》，机械工业出版社,2006.

An Empirical Study of the Behavior Modes of SHIBOR

Xiaoshu Liu , Zhenlong Zheng

(Department of Finance, Xiamen University, Xiamen, 361005, China)

Abstract: In this paper we empirically study the behavior of modes of SHIBOR through the methods of principle component analysis and factor analysis. We find some interesting phenomena. First, the total volatility of the SHIBOR curve can almost be explained by three principle components just like in other mature market economy. However, the changing behavior of SHIBOR shows “block” mode. In addition, the longer-maturity SHIBOR’s behaviors present constant proportion moving phenomenon. These results can offer some insights to help to improve the SHIBOR system.

Key words: principle component analysis; factor analysis; rate term structure; SHIBOR