



# 上海银行间同业拆放利率的风险测度

何启志<sup>1,2</sup>

1 南京大学 经济学院, 南京 210093

2 安徽财经大学 金融学院, 安徽 蚌埠 233030

**摘要:**随着中国利率市场化进程的深化,利率风险将越来越大,同时上海银行间同业拆放利率将逐步成为中国的基准利率体系。在构建上海银行间同业拆放利率期限结构动态模型的基础上,首先利用风险值模型度量上海银行间同业拆放利率的风险值,然后进行后验检验,再利用期望损失模型度量上海银行间同业拆放利率的风险值,并对上海银行间同业拆放利率风险度量的风险值方法和期望损失方法进行比较分析。研究表明,无论从动态拟合效果,还是从风险度量的后验检验看,GED分布都优于正态分布和t分布,适合用于刻画上海银行间同业拆放利率序列的分布;上海银行间同业拆放利率序列具有均值回复特征和反杠杆效应;当风险值模型不能有效测度上海银行间同业拆放利率风险时,期望损失模型能部分克服风险值模型的不足,能有效测度实际损失风险。总的说来,APARCH-GED-VaR-ES模型可以较为准确地测度上海银行间同业拆放利率风险。

**关键词:**风险值模型;期望损失模型;上海银行间同业拆放利率;利率风险

**中图分类号:**F830

**文献标识码:**A

**文章编号:**1672-0334(2011)01-0072-10

## 1 引言

巴塞尔协议II把市场风险作为金融风险三大来源之一,其中利率风险是市场风险最主要的表现形式。而在中国出现两种现象,一方面随着利率市场化以及对外开放的不断深化和推进,中国金融市场的利率波动幅度和频率不断加大和变快,利率风险越来越成为影响银行等金融机构稳健经营的一个关键因素;另一方面,由于历史遗留问题,一直以来中国实行的是利率管制政策,对外接轨的程度比较低,使中国银行等金融机构对利率风险的认识和重视程度不够,度量和利率管理的能力还比较落后。为适应中国利率市场化和对外开放进程,有必要将国际上先进的风险度量方法用于中国的利率风险度量。

## 2 相关研究评述

风险度量的风险值(value at risk, VaR)方法是国

际上甚为流行和广为应用的一类计量风险的方法。该方法自从产生以来,由于具有定量、计算简单和便于理解等优点,无论在具体实践中还是在理论研究中都受到广泛地关注,计量研究成果(如异方差处理方法以及分布理论的一些新成果)也不断地被应用于VaR方法之中,VaR方法已经成为当今国际上主流的金融风险计量方法,并被巴塞尔委员会确认为测度市场风险的标准工具<sup>[1-3]</sup>。与此同时,VaR方法也存在一些内在的缺陷。①它不满足一致性公理,因为它不具备次可加性、凸性,不能反映分散化效应等;②它不能充分有效地测量尾部损失;③它只能测量金融市场在正常波动情况下的风险值,不能测度市场在非正常波动情况(极端事件发生)下的风险。从VaR的数学定义看,它只是某个显著性水平下的分位点,不能有效反映超过分位点的尾部风险信息,单纯使用和依赖VaR方法会使投资者忽略一些以小概率发生的非正常的损失<sup>[1]</sup>。针对VaR风险测度技

收稿日期:2010-05-26 修返日期:2010-11-29

基金项目:国家自然科学基金(70671025);教育部人文社会科学青年基金(07JC790028)

作者简介:何启志(1974-),男,安徽巢湖人,毕业于东南大学,获金融工程博士学位,现为南京大学博士后、安徽财经大学金融学院副教授,研究方向:宏观金融等。E-mail:happyhefei2000@qq.com

术的缺点,很多学者给出期望损失( expected shortfall, ES)的概念,并给出计算方法。Tasche<sup>[4]</sup>指出, VaR 方法是传统流行的风险计量方法,但由于不具有次可加性而导致一些缺点,并讨论了 ES 的特征以及优点,还提供了利用 ES 有利于投资组合的一般方法; Inui 等<sup>[5]</sup>证明任何一致风险测度都可以表示为 ES 的凸组合,并且从给出最小值这个意义上讲,ES 是所有可能的一致风险测度中最优的,论证了在给定置信水平下从市场数据估计 ES 具有重要意义。

传统利率风险度量方法是久期、修正久期、凸性和修正凸性模型,但利用这类模型有诸多假设,而且不能给出利率风险的具体数值大小。20 世纪90 年代以后,很多商业银行开始将 VaR 模型应用于银行风险度量中,但大多是间接度量利率风险,利用 VaR 直接度量利率风险的还比较少。Nusret 等<sup>[6]</sup>利用 VaR 直接度量固定收益债券的利率风险。

在利用 VaR 度量利率风险中,中国学者也进行了有益的尝试。李志辉等<sup>[7]</sup>、李成等<sup>[8]</sup>利用 VaR 直接度量中国银行间同业拆借利率风险;王福重等<sup>[9]</sup>利用 VaR,在 t 分布下度量外债利率风险。但都没有考虑利率期限结构动态估计和一致性风险测度的影响,也没有研究上海银行间同业拆放利率。本研究将利率期限结构动态估计和利率风险度量结合起来,在利率期限结构的基础上度量利率风险;考虑利率风险的尾部形态,将一致性风险测度 ES 模型应用于利率风险度量,并研究 ES 模型相对于 VaR 模型的优点;研究对象为刚推出不久、国内外较少涉及的上 海银行间同业拆放利率( Shanghai interbank offered rate, Shibor)。

3 Shibor 现状分析

Shibor 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计算确定的算术平均利率。由于中国一直以来没有基准利率体系,所以 Shibor 一推出,就担负着重要的使命,将逐渐成为中国的基准利率。一方面 Shibor 将为债券市场产品、金融创新产品、票据业务、商业银行内部转移等提供定价基准;另一方面 Shibor 报价可以为货币市场提供一条完整的市场利率曲线,这些都极大地促进了中国货币市场的快速发展<sup>[10]</sup>。然而 Shibor 于2006 年10 月8 日才正式试运行,国内外对其研究还比较少,现有

研究大多集中于全国银行间同业市场拆借利率和全国银行间回购利率。本研究在运用 GARCH 模型族估计 Shibor 动态变化趋势和波动性的基础上,分别在不同分布假设下用风险价值模型和期望损失模型测度 Shibor 风险。

中国货币网对外公布的 Shibor 品种包括隔夜、1 周、2 周、1 个月、3 个月、6 个月、9 个月和 1 年利率,为简洁,设  $R_1$  为隔夜利率,  $R_{1W}$  为 1 周利率,  $R_{2W}$  为 2 周利率,  $R_{1M}$  为 1 月利率,  $R_{3M}$  为 3 月利率,  $R_{6M}$  为 6 月利率,  $R_{9M}$  为 9 月利率,  $R_{1Y}$  为 1 年利率。

图 1 和表 1 给出 Shibor 从推出日2006 年10 月8 日至2008 年6 月27 日的样本统计特性和动态变化趋势。从图 1 和表 1 可知, Shibor 长期品种(3 个月以上)的利率一直表现得非常稳定,而短期品种的利率则波动很大,其中波动幅度最大的是 2 周 Shibor,其标准差最大,而且最大值和最小值差值达到0.119,蕴涵了较大的利率风险,所以本研究选取两周 Shibor 序列作为实证研究的对象。

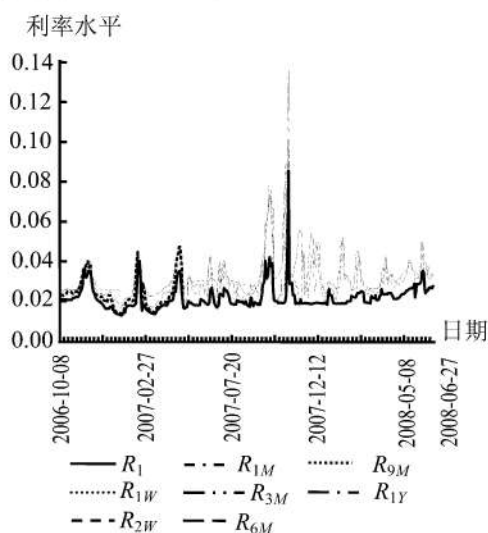


图 1 Shibor 动态变化趋势图

Figure 1 Dynamic Changes in Trends of Shibor

4 模型和方法介绍

要想准确度量利率风险,首先必须合理预测利率的动态变化趋势,因此首先估计利率期限结构的动态变化模型。

表 1 Shibor 样本统计特性

Table 1 Statistical Properties of Shibor Sample

	$R_1$	$R_{1W}$	$R_{2W}$	$R_{1M}$	$R_{3M}$	$R_{6M}$	$R_{9M}$	$R_{1Y}$
平均值	0.022	0.028	0.032	0.034	0.036	0.036	0.037	0.038
最大值	0.085	0.101	0.136	0.088	0.045	0.046	0.047	0.047
最小值	0.013	0.014	0.017	0.022	0.026	0.027	0.029	0.030
标准差	0.006	0.010	0.012	0.010	0.007	0.007	0.007	0.007

#### 4.1 利率期限结构动态估计

利率期限结构按照其建模思路和方法可以分为静态模型和动态模型,其中动态模型强调使用连续时间数学分析工具研究利率的变化动态特征<sup>[11]</sup>。无论哪一种利率风险管理方法都是建立在利率变动的准确预测基础之上,其基础都是利率期限结构曲线。持续期配比策略、VaR 和 ES 策略如果是建立在不具有预测能力的利率期限结构曲线之上,这些方法就会丧失对利率风险测度和管理的有效性。在利率期限结构动态模型方面,以 Vasicek 动态模型  $dr_t = (\alpha + \beta r_t)dt + \sigma dW_t$  为基础<sup>[12-14]</sup>,同时在正态分布、t 分布和 GED 分布基础上,将 GARCH 类效应引入扩散项。

本研究的利率期限结构动态模型包括均值方程和条件异方差方程。对均值方程进行离散化后,可以应用(1)式表示,即

$$r_{t+1} - r_t = (\alpha + \beta r_t) + \varepsilon_t \quad (1)$$

其中,  $r_t$  为利率水平,  $\alpha$  和  $\beta$  为待估参数,  $\varepsilon_t$  为均值方程的残差。

由于条件异方差方程存在差异, GARCH(1,1) 族模型至少可以分为下列 4 种模型。

##### (1) GARCH(1,1) 模型

GARCH(1,1) 模型假定条件方差  $\sigma_t^2$  为

$$\sigma_t^2 = \omega + \alpha \varepsilon_{t-1}^2 + \beta \sigma_{t-1}^2 \quad (2)$$

其中,  $\sigma_t^2$  为基于过去的信息对下一期方差的预测,因此将它称为条件方差;  $\omega$  为常数项;  $\alpha$  为 ARCH 项系数;  $\beta$  为 GARCH 项系数。

##### (2) TGARCH(1,1) 模型

TGARCH(1,1) 模型假定条件方差  $\sigma_t^2$  为

$$\sigma_t^2 = \omega + \alpha \varepsilon_{t-1}^2 + \gamma \varepsilon_{t-1} \Psi_{t-1} + \beta \sigma_{t-1}^2 \quad (3)$$

其中,  $\alpha$ 、 $\gamma$  和  $\Psi$  为不同性质残差对下一期方差影响的测度系数。当  $\varepsilon_t < 0$  时,  $\Psi_t = 1$ , 反之当  $\varepsilon_t > 0$  时,  $\Psi_t = 0$ 。在该模型中,好消息  $\varepsilon_t > 0$  的影响系数是  $\alpha$ , 利空消息  $\varepsilon_t < 0$  的影响系数是  $\alpha + \gamma$ 。

##### (3) EGARCH(1,1) 模型

EGARCH(1,1) 模型假定条件方差  $\sigma_t^2$  为

$$\log(\sigma_t^2) = \omega + \beta \log(\sigma_{t-1}^2) + \alpha \left| \frac{\varepsilon_{t-1}}{\sigma_{t-1}} \right| + \gamma \frac{\varepsilon_{t-1}}{\sigma_{t-1}} \quad (4)$$

##### (4) APARCH(1,1) 模型

APARCH(1,1) 模型假定条件方差  $\sigma_t^2$  为

$$\sigma_t^\delta = \omega + \beta \sigma_{t-1}^\delta + \alpha (|\varepsilon_{t-1}| - \gamma \varepsilon_{t-1})^\delta \quad (5)$$

其中,  $\delta$  为标准差的幂参数,在 APARCH(1,1) 模型中该参数是被估计而不是预先确定的。

关于残差分布假设,目前主要有正态分布、t 分布和 GED 分布。正态分布由于简单易用被广泛使用,但是金融时间序列数据往往并不符合正态分布假设,具有尖峰厚尾性;相对于正态分布,t 分布要复杂一点,能部分反映厚尾性,但 t 分布缺乏良好的统计特征,而且多变量联合 t 分布的估计也比较困难<sup>[15-17]</sup>。Morgan<sup>[18]</sup> 在 Risk Metrics 中提出的 GED 分布的密度函数为

$$f(z_t) = \frac{v \exp\left[-\frac{|z_t|^\nu}{\lambda}\right]}{\lambda 2^{1+\nu^{-1}} \Gamma(\nu^{-1})} \quad (6)$$

其中,  $z_t$  为服从 GED 分布的随机变量,  $v$  为调节 GED 分布形状的参数,  $\Gamma(\cdot)$  是伽玛函数。

$$\lambda = \sqrt{\frac{2^{-\frac{2}{\nu}} \Gamma(\nu^{-1})}{\Gamma(\frac{3}{\nu})}} \quad (7)$$

GED 分布比较灵活,能较好地描述金融时间序列数据的尖峰厚尾特性<sup>[15-18]</sup>。

本研究将分别基于正态分布、t 分布和 GED 分布假设,对 2 周 Shibor 序列的动态结构、风险价值和期望损失进行计算,并进行后验检验和相关分析。

#### 4.2 基于 VaR 和 ES 的风险度量

##### (1) VaR 的计算

在 VaR 定义的基础上,可以将利率波动的风险价值 VaR 表示为<sup>[8]</sup>

$$VaR_t^r(r) = W_{t-1} [E(r_t) - r_t] = W_{t-1} l_\tau \sigma_t \quad (8)$$

其中,  $VaR_t^r(r)$  为在时刻  $(t-1)$  预测的  $t$  时刻的利率风险价值;  $W_{t-1}$  为时刻  $(t-1)$  的资本金总额;  $E(r_t)$  为利率的预期值;  $r_t$  为根据  $P(r_t > r_t) = 1 - \tau$  计算出的显著性水平  $\tau$  下的最低利率,  $P$  表示求概率;  $l_\tau$  为显著性水平  $\tau$  下利率所对应的分布的分位数;  $\sigma_t$  为条件标准差,即在时刻  $(t-1)$  预测的  $t$  时刻的利率的波动性<sup>[8]</sup>。(8) 式是对利率多头而言,对空头而言  $VaR_t = W_0 [r_t - E(r_t)]$ ,  $r_t$  为用  $P(r_t < r_t) = 1 - \tau$  计算出的显著性水平  $\tau$  下的最大利率。

##### (2) 后验检验

Kupiec<sup>[19]</sup> 给出了判断 VaR 计量模型有效性的具体方法。设  $\tau$  为显著性水平,  $p$  为失败频率,失败概率的期望为  $p^*$  (等于  $\tau$ )。零假设为  $H_0: p = p^*$ 。

在时间独立性假设上, Kupiec<sup>[19]</sup> 给出了对  $H_0: p = p^*$  的似然比率检验,即

$$LR = 2 \ln \left[ \left(1 - \frac{N}{T}\right)^{T-N} \left(\frac{N}{T}\right)^N \right] - 2 \ln \left[ \left(1 - P^*\right)^{T-N} \left(P^*\right)^N \right] \quad (9)$$

其中,  $N$  为 VaR 模型不能有效测度风险的期数,  $T$  为总的实验期数。

在  $H_0$  下,  $LR \sim \chi^2(1)$ , 95% 置信水平下它的临界值为 3.84。即若  $LR > 3.84$ , 则拒绝相应的 VaR 计量模型<sup>[16-17]</sup>。

##### (3) ES 的计算

在 ES 定义的基础上,可将利率波动的期望损失 ES 表示为<sup>[20-22]</sup>

$$ES_t^r(r) = E[-L | -L \geq VaR_t^r(r)] = \frac{E[-L, -L \geq VaR_t^r(r)]}{P[-L \geq VaR_t^r(r)]} \quad (10)$$

其中,  $ES_t^r(r)$  为该利率资产的期望损失;  $L$  为一随机



表2 2周 Shibor 序列的相关统计特征和 ADF 单位根检验  
Table 2 Statistic Characteristics and ADF Unit Root Test for Two Weeks' Shibor Sequence

	偏度	峰度	JB	Q(15)	Q <sup>2</sup> (15)
		2.837	17.953	4 625.326	968.50[0]
2周 Shibor 序列	单位根检验				
	ADF 检验值	临界值			结论
		1%	5%	10%	
水平	-0.480(0,0,14)	-2.570	-1.942	-1.616	不平稳
一阶差分	-8.719(0,0,15)***	-2.570	-1.942	-1.616	平稳

注:偏度反映序列分布的对称性;峰度反映序列分布的巅峰性或平坦性;JB为检验序列是否服从正态分布的检验统计量;Q(15)为直到滞后15期不存在自相关的零假设的检验统计量;Q<sup>2</sup>(15)为对应于序列平方的Q(15)统计量;方括号内的数值为检验的p值;(0,0,14)中的第一个0表示不含有截距项,第二个0表示不含趋势项,14表示滞后阶数;\*\*\*为序列在10%、5%和1%的显著水平下都拒绝具有单位根假设,即变量序列在3种显著水平下是平稳序列。

变量,代表该利率资产的相对损益。

当相对损益  $L$  服从正态分布和 GED 分布时,可以通过相应的密度函数计算(10)式,得到不同分布下相应的ES计算公式。

## 5 实证分析及模型检验

由于 APARCH 模型包含了 GARCH 模型和 TGARCH 模型,为节省篇幅,在 GARCH 类模型族中仅利用 EGARCH 模型和 APARCH 模型估计利率动态变化趋势,并以此为基础分别利用 VaR 方法和 ES 方法测度 Shibor 风险。

### 5.1 样本数据的选取和分析

选取上海银行间同业拆放中2周 Shibor 序列数据作为实证研究的对象,时间跨度为2006年10月8日至2008年6月27日,样本数据的容量是434个,数据来源于中国货币网,数据处理软件采用 EViews5.0 和 Matlab7.0。

在实证研究 Shibor 动态期限结构和风险测度之前,首先对 Shibor 序列进行相关统计特性的检验和分析,包括2周 Shibor 序列的正态性、自相关性、条件异方差性和平稳性。检验结果见表2。

由表2可知,2周 Shibor 序列分布是右偏的,因为其偏度系数为2.837,是正数,大于正态分布的偏度值0。同时与正态分布相比,其分布是尖峰的,因为其峰度系数为17.953,大于3。在5%显著性水平下,2周 Shibor 序列分布显著不同于正态分布,因为根据 J-B 正态性检验得到的 JB 统计量为4 625.326,大于5%显著性水平下的 JB 临界值5.991。根据前面的介绍,GED 分布是一种形式灵活的分布形式,通过对相关参数的调整可以适应不同的分布形式,正态分布也可以看成是 GED 分布的一种特殊形式,所以在下面的实证研究中采用 GED 分布形式。根据 Q(15)和 Q<sup>2</sup>(15)的值,在5%显著性水平下,2周 Shibor 序列及其平方不存在自相关的原假设都被拒绝了,这说明2周 Shibor 序列及其平方都是自相关的,这

间接反映了这些时间序列具有异方差性以及各期方差之间存在相关性<sup>[6,19]</sup>,所以在下面的实证研究中采用 GARCH 类模型族。根据表2,2周 Shibor 序列,在水平下,无论显著性水平是1%、5%还是10%,都接受单位根假设;而在一阶差分下,无论显著性水平是1%、5%还是10%,都拒绝单位根假设。这表明2周 Shibor 序列为一阶单整过程,即 I(1) 序列。

通过对中国 Shibor 序列相关统计特性的检验可知,Shibor 序列不服从正态分布,序列具有自相关性和条件异方差性,并且 Shibor 序列是不平稳序列。下面采用 t 分布和 GED 分布检验非正态性,采用 GARCH 类模型族检验自相关性和条件异方差性,具体包括 EGARCH 模型和 APARCH 模型,采用差分的方法检验不平稳性。

### 5.2 2周 Shibor 动态模型

在正态分布、t 分布和 GED 分布下分别基于 EGARCH(1,1)和 APARCH(1,1)模型实证研究 Shibor 2周序列的动态变化趋势,分别得到如下 Shibor 期限结构动态变化模型。

(1) EGARCH(1,1)-N 模型

$$r_t - r_{t-1} = 0.001491 - 0.052229r_{t-1} + \varepsilon_t \\ = 0.052229(0.0285 - r_{t-1}) + \varepsilon_t \quad (11)$$

$$\frac{\varepsilon_t}{I_{t-1}} \sim N(0, \sigma_t^2) \quad (12)$$

$$\log(\sigma_t^2) = -0.511 + 0.266 \left| \frac{\varepsilon_{t-1}}{\sigma_{t-1}} \right| + \\ 0.256 \frac{\varepsilon_{t-1}}{\sigma_{t-1}} + 0.971 \log(\sigma_{t-1}^2) \quad (13)$$

方程中所有的系数都是显著的,对数似然函数 log likelihood 值、信息准则 AIC 值和 SBC 值分别为 1 910.339、-8.796 和 -8.740。

在(11)式中,漂移项为0.052229(0.0285 -  $r_{t-1}$ ),0.0285是一个均衡值。当前期利率水平低于该值时,0.052229(0.0285 -  $r_{t-1}$ )的值大于0,当期利率变化为正,下期利率就有增大的趋势,下期利率就会向均衡值0.0285靠近;当前期利率水平高于该值,0.052229

( $0.0285 - r_{t-1}$ ) 的值小于0, 当期利率变化为负, 下期利率就有减小的趋势, 下期利率也会向均衡值0.0285靠近; 当前期利率水平等于0.0285时, 0.052229 ( $0.0285 - r_{t-1}$ ) 的值等于0, 当期利率变化为0, 下期利率就会有不变的趋势。总之, 当前期利率水平偏离均衡值0.0285时, 下一期利率水平就有向均衡值0.0285回拢的趋势, 而且偏离得越厉害, 回拢的速度越快。这说明上海银行间同业拆放2周利率动态变化过程是一个均值回复的过程, 并且能将0.0285看成是上海银行间同业拆放2周利率的长期均衡值。

在(13)式中,  $\gamma = 0.256 > 0$ , 表明上海银行间同业拆放2周利率的波动具有反杠杆效应, 即上海银行间同业拆放2周利率的波动更容易受利好信息的影响。

#### (2) EGARCH(1, 1)-t 模型

$$\begin{aligned} r_t - r_{t-1} &= 0.000738 - 0.0262r_{t-1} + \varepsilon_t \\ &= 0.0262(0.0282 - r_{t-1}) + \varepsilon_t \end{aligned} \quad (14)$$

$$\frac{\varepsilon_t}{I_{t-1}} \sim t(0, \sigma_t^2) \quad (15)$$

$$\begin{aligned} \log(\sigma_t^2) &= -0.939 + 1.269 \left| \frac{\varepsilon_{t-1}}{\sigma_{t-1}} \right| + \\ &0.670 \frac{\varepsilon_{t-1}}{\sigma_{t-1}} + 0.934 \log(\sigma_{t-1}^2) \end{aligned} \quad (16)$$

t分布的自由度参数 T-DIST. DOF 等于2.050, 除C(4)和C(5)以外, 其他的系数都是显著的, 对数似然函数 log likelihood 值、信息准则 AIC 值和 SBC 值分别为2024.278、-9.318和-9.252。

在(14)式中, 漂移项为0.0262(0.0282 -  $r_{t-1}$ ), 0.0282是一个均衡值。当前期利率水平低于该值时, 0.0262(0.0282 -  $r_{t-1}$ ) 的值大于0, 当期利率变化为正, 下期利率就有增大的趋势, 下期利率就会向均衡值0.0282靠近; 当前期利率水平高于该值, 0.0262(0.0282 -  $r_{t-1}$ ) 的值小于0, 当期利率变化为负, 下期利率就有减小的趋势, 下期利率也会向均衡值0.0282靠近; 当前期利率水平等于0.0282时, 0.0262(0.0282 -  $r_{t-1}$ ) 的值等于0, 当期利率变化为0, 下期利率就会有不变的趋势。总之, 当前期利率水平偏离均衡值0.0282时, 下一期利率水平就有向均衡值0.0282回拢的趋势, 偏离得越厉害, 回拢的速度越快。这说明上海银行间同业拆放2周利率动态变化过程是一个均值回复的过程, 并且能将0.0282看成是上海银行间同业拆放2周利率的长期均衡值。

在(16)式中,  $\gamma = 0.670 > 0$ , 表明上海银行间同业拆放2周利率的波动具有反杠杆效应, 即上海银行间同业拆放2周利率的波动更容易受利好信息的影响。

#### (3) EGARCH(1, 1)-GED 模型

$$\begin{aligned} r_t - r_{t-1} &= 0.000363 - 0.015038r_{t-1} + \varepsilon_t \\ &= 0.015038(0.0241 - r_{t-1}) + \varepsilon_t \end{aligned} \quad (17)$$

$$\frac{\varepsilon_t}{I_{t-1}} \sim GED(0, \sigma_t^2, \nu) \quad (18)$$

$$\log(\sigma_t^2) = -0.827 + 0.479 \left| \frac{\varepsilon_{t-1}}{\sigma_{t-1}} \right| +$$

$$0.278 \frac{\varepsilon_{t-1}}{\sigma_{t-1}} + 0.954 \log(\sigma_{t-1}^2) \quad (19)$$

GED分布参数  $\nu$  等于0.544, 所有系数都是显著的, 对数似然函数 log likelihood 值、信息准则 AIC 值和 SBC 值分别为2044.946、-9.413和-9.347。

在(17)式中, 漂移项为0.015038(0.0241 -  $r_{t-1}$ ), 0.0241是一个均衡值。当前期利率水平低于该值时, 0.015038(0.0241 -  $r_{t-1}$ ) 的值大于0, 当期利率变化为正, 下期利率就有增大的趋势, 下期利率就会向均衡值0.0241靠近; 当前期利率水平高于该值, 0.015038(0.0241 -  $r_{t-1}$ ) 的值小于0, 当期利率变化为负, 下期利率就有减小的趋势, 下期利率也会向均衡值0.0241靠近; 当前期利率水平等于0.0241时, 0.015038(0.0241 -  $r_{t-1}$ ) 的值等于0, 当期利率变化为0, 下期利率就会有不变的趋势。总之, 当前期利率水平偏离均衡值0.0241时, 下一期利率水平就有向均衡值0.0241回拢的趋势, 而且偏离得越厉害, 回拢的速度越快。这说明上海银行间同业拆放2周利率动态变化过程是一个均值回复的过程, 并且能将0.0241看成是上海银行间同业拆放2周利率的长期均衡值。

在(19)式中,  $\gamma = 0.278 > 0$ , 表明上海银行间同业拆放2周利率的波动具有反杠杆效应, 即上海银行间同业拆放2周利率的波动更容易受利好信息的影响。

#### (4) APARCH(1, 1)-N 模型

$$\begin{aligned} r_t - r_{t-1} &= 0.000975 - 0.038362r_{t-1} + \varepsilon_t \\ &= 0.038362(0.0254 - r_{t-1}) + \varepsilon_t \end{aligned} \quad (20)$$

$$\frac{\varepsilon_t}{I_{t-1}} \sim N(0, \sigma_t^2) \quad (21)$$

$$\begin{aligned} \sigma_t^{0.382} &= 0.003 + 0.178(|\varepsilon_{t-1}| + \\ &0.958\varepsilon_{t-1})^{0.382} + 0.865\sigma_{t-1}^{0.382} \end{aligned} \quad (22)$$

方程中所有的系数都是显著的, 对数似然函数 log likelihood 值、信息准则 AIC 值和 SBC 值分别为1926.893、-8.868和-8.802。

在(20)式中, 漂移项为0.038362(0.0254 -  $r_{t-1}$ ), 0.0254是一个均衡值。当前期利率水平低于该值时, 0.038362(0.0254 -  $r_{t-1}$ ) 的值大于0, 当期利率变化为正, 下期利率就有增大的趋势, 下期利率就会向均衡值0.0254靠近; 当前期利率水平高于该值, 0.038362(0.0254 -  $r_{t-1}$ ) 的值小于0, 当期利率变化为负, 下期利率就有减小的趋势, 下期利率也会向均衡值0.0254靠近; 当前期利率水平等于0.0254时, 0.038362(0.0254 -  $r_{t-1}$ ) 的值等于0, 当期利率变化为0, 下期利率就会有不变的趋势。总之, 当前期利率水平偏离均衡值0.0254时, 下一期利率水平就有向均衡值0.0254回拢的趋势, 而且偏离得越厉害, 回拢的速度越快。这说明上海银行间同业拆放2周利率动态变化过程是一个均值回复的过程, 并且能将0.0254看成是上海银行间同业拆放2周利率的长期均衡值。

在(22)式中,  $-\gamma = 0.958 > 0$ , 表明上海银行间同业拆放2周利率的波动具有反杠杆效应, 即上海银行间同业拆放2周利率的波动更容易受利好信息

的影响。

(5) APARCH (1,1)-t 模型

$$\begin{aligned} r_t - r_{t-1} &= 0.000\ 861 - 0.032\ 471r_{t-1} + \varepsilon_t \\ &= 0.032\ 471(0.026\ 5 - r_{t-1}) + \varepsilon_t \end{aligned} \quad (23)$$

$$\frac{\varepsilon_t}{I_{t-1}} \sim t(0, \sigma_t^2) \quad (24)$$

$$\sigma_t^{0.493} = 0.002 + 0.297(|\varepsilon_{t-1}| + 0.763\varepsilon_{t-1})^{0.493} + 0.823\sigma_{t-1}^{0.493} \quad (25)$$

t 分布的自由度参数 T-DIST. DOF 等于 2.163, 除 C(3) 外, 其他系数都显著, 对数似然函数 log likelihood 值、信息准则 AIC 值和 SBC 值分别为 2 032.316、-9.350 和 -9.275。

在(23)式中, 漂移项为 0.032 471(0.026 5 -  $r_{t-1}$ ), 0.026 5 是一个均衡值。当前期利率水平低于该值时, 0.032 471(0.026 5 -  $r_{t-1}$ ) 的值大于 0, 当期利率变化为正, 下期利率就有增大的趋势, 下期利率就会向均衡值 0.026 5 靠近; 当前期利率水平高于该值, 0.032 471(0.026 5 -  $r_{t-1}$ ) 的值小于 0, 当期利率变化为负, 下期利率就有减小的趋势, 下期利率也会向均衡值 0.026 5 靠近; 当前期利率水平等于 0.026 5 时, 0.032 471(0.026 5 -  $r_{t-1}$ ) 的值等于 0, 当期利率变化为 0, 下期利率就会有不变的趋势。总之, 当前期利率水平偏离均衡值 0.026 5 时, 下一期利率水平就有向均衡值 0.026 5 回拢的趋势, 而且偏离得越厉害, 回拢的速度越快。这说明上海银行间同业拆放 2 周利率动态变化过程是一个均值回复的过程, 并且能将 0.026 5 看成是上海银行间同业拆放 2 周利率的长期均衡值。

在(25)式中,  $-\gamma = 0.763 > 0$ , 这表明上海银行间同业拆放 2 周利率的波动具有反杠杆效应, 即上海银行间同业拆放 2 周利率的波动更容易受利好信息的影响。

(6) APARCH(1,1)-GED 模型

$$\begin{aligned} r_t - r_{t-1} &= 0.000\ 664 - 0.026\ 37r_{t-1} + \varepsilon_t \\ &= 0.026\ 37(0.025\ 2 - r_{t-1}) + \varepsilon_t \end{aligned} \quad (26)$$

$$\frac{\varepsilon_t}{I_{t-1}} \sim GED(0, \sigma_t^2, v) \quad (27)$$

$$\sigma_t^{0.503} = 0.002 + 0.288(|\varepsilon_{t-1}| + 0.754\varepsilon_{t-1})^{0.503} + 0.785\sigma_{t-1}^{0.503} \quad (28)$$

GED 分布参数  $v$  等于 0.569, 除 C(3) 外, 其他系数都显著, 对数似然函数 log likelihood 值、信息准则 AIC 值和 SBC 值分别为 2 052.674、-9.444 和 -9.369。

在(26)式中, 漂移项为 0.026 37(0.025 2 -  $r_{t-1}$ ), 0.025 2 是一个均衡值。当前期利率水平低于该值时,

0.026 37(0.025 2 -  $r_{t-1}$ ) 的值大于 0, 当期利率变化为正, 下期利率就有增大的趋势, 下期利率就会向均衡值 0.025 2 靠近; 当前期利率水平高于该值时, 0.026 37(0.025 2 -  $r_{t-1}$ ) 的值小于 0, 当期利率变化为负, 下期利率就有减小的趋势, 下期利率也会向均衡值 0.025 2 靠近; 当前期利率水平等于 0.025 2 时, 0.026 37(0.025 2 -  $r_{t-1}$ ) 的值等于 0, 当期利率变化为 0, 下期利率就会有不变的趋势。总之, 当前期利率水平偏离均衡值 0.025 2 时, 下一期利率水平就有向均衡值 0.025 2 回拢的趋势, 而且偏离得越厉害, 回拢的速度越快。这说明上海银行间同业拆放 2 周利率动态变化过程是一个均值回复的过程, 并且能将 0.025 2 看成是上海银行间同业拆放 2 周利率的长期均衡值。

在(28)式中,  $-\gamma = 0.754 > 0$ , 表明上海银行间同业拆放 2 周利率的波动具有反杠杆效应, 即上海银行间同业拆放 2 周利率的波动更容易受利好信息的影响。

综合以上所有模型的实证研究结果, 3 种模型判断标准对数似然函数 Log likelihood、信息准则 AIC 和 SBC 是一致的。这 3 种标准都表明, 在异方差方面, 包含了 GARCH、TGARCH 等多种 ARCH 模型的 APARCH 模型比 EGARCH 模型估计效果好; 在误差分布方面, GED 分布效果最好, t 分布效果次之, 正态分布效果最差。从 Shibor 期限结构动态估计效果来看, APARCH(1,1)-GED 模型适合用来描述 Shibor 期限结构的动态变化特征, 该模型具有最大的 log likelihood 值以及最小的 AIC 值和 SBC 值。

### 5.3 VaR 计算和后验测试

下面根据利率期限结构动态估计结果和(8)式计算 EGARCH(1,1)-N、EGARCH(1,1)-t、EGARCH(1,1)-GED、APARCH(1,1)-N、APARCH(1,1)-t、APARCH(1,1)-GED 这 6 种模型下相应的 VaR 值。

(1) VaR 计算

根据(8)式计算 VaR 值, 必须知道拆借本金的初始值  $W_0$ 、显著性水平  $\tau$  下利率所对应的分布的分位数  $l_\tau$  和条件标准差  $\sigma_t$ 。为了简单和不失一般性, 对于拆借本金的初始值  $W_0$  标准化为 1 元。对于相应分布的分位数, 可通过 EViews 5.0 和 Matlab 7.0 软件求得, 见表 3。将相应利率期限结构动态模型中的参数估计值带入(13)~(28)式, 可以计算出相应的条件标准差  $\sigma_t$ , 这样可以求得上海银行间同业拆放 2 周利率在上面 6 种模型下每天的 VaR 值。为节省篇幅, 具体的每天 VaR 值没有给出, 只通过表 4 和图 2 反映它们的一些统计特征和动态变化趋势。

表 3 3 种分布在 95% 置信水平下的分位数

Table 3 Sub-medians for Three Kinds of Distribution at 95% Confidence Level

置信水平	正态分布	t 分布 (参数为 2.050)	t 分布 (参数为 2.163)	GED 分布 ( $v = 0.544$ )	GED 分布 ( $v = 0.569$ )
95%	1.645	2.872	2.775	1.431	1.454

表4 6种模型计算得到的VaR统计结果(置信水平95%)  
Table 4 VaR Results Calculated from Six Models (95% Confidence Level)

	EGARCH (1,1)-N	EGARCH (1,1)-t	EGARCH (1,1)-GED	APARCH (1,1)-N	APARCH (1,1)-t	APARCH (1,1)-GED
VaR 均值(%)	0.695	3.367	0.665	0.678	1.776	0.627
VaR 标准差(%)	0.732	5.077	0.925	0.676	1.835	0.666

表3给出正态分布、t分布和GED分布在95%置信水平下的相应分位数,通过表3给出的相应分位数可以计算出不同分布下的VaR值。

通过表4可知,无论是EGARCH(1,1)模型还是APARCH(1,1)模型,基于t分布计算的VaR值都远远大于基于正态分布和GED分布计算的VaR值,而基于正态分布和GED分布计算的VaR值比较接近。

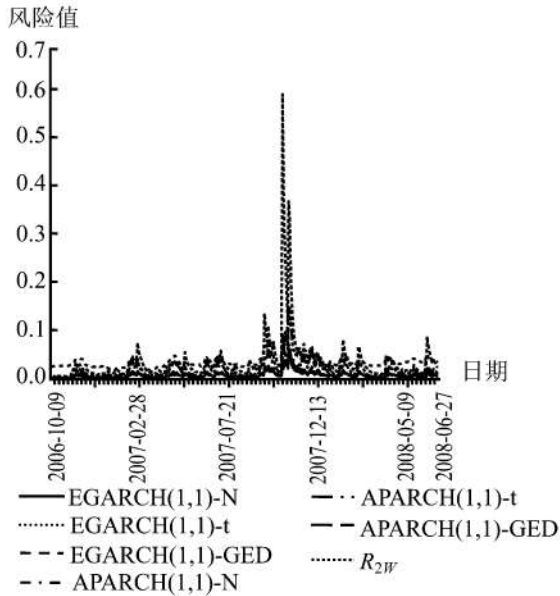


图2 6种模型的VaR值与2周Shibor对比图(置信水平95%)

Figure 2 Comparing Chart of VaR Value with Two Weeks' Shibor (95% Confidence Level)

根据图2,6种模型下的VaR值与上海银行间同业拆放2周利率的走势大体相同。当上海银行间同业拆放2周利率比较大时,各模型下的VaR值也比较大;当上海银行间同业拆放2周利率比较小时,各模型下的VaR值也比较小。这可能由于利率波动水平与利率水平正相关,当利率水平较高时,其波动性也比较大,从而利率风险也比较大;反之,当利率水平较低时,其波动性也比较小,从而利率风险也比较小。

#### (2) 后验检验

上述各VaR模型是否有效地度量上海银行间同业拆放2周利率风险,还需利用一定的方法进行检验。本研究利用前面介绍的Kupiec<sup>[19]</sup>的失败率检验法来检验各VaR模型的有效性,检验结果见表5。

表5 6种模型后验测试结果(置信水平95%)  
Table 5 Posteriori Test Results of Six Models (95% Confidence Level)

模型	期望失败天数	实际失败天数	实际失败率	LR统计量
EGARCH(1,1)-N	22	12	0.028	5.409
EGARCH(1,1)-t	22	0	0	44.523
EGARCH(1,1)-GED	22	18	0.042	0.703
APARCH(1,1)-N	22	15	0.035	2.430
APARCH(1,1)-t	22	0	0	44.523
APARCH(1,1)-GED	22	18	0.042	0.703

注:期望失败天数等于样本观测值434与显著性水平0.050的乘积;实际失败天数为估计的VaR低于实际损失的天数;实际失败率等于实际失败天数除以样本观测值的商;LR统计量根据(9)式求得。

表5给出6种模型下的Kupiec后验检验结果。因为95%置信水平下的拒绝模型有效性的临界值为3.84,  $LR > 3.84$ , 则拒绝相应的VaR计量模型<sup>[16-17]</sup>。所以EGARCH(1,1)-N、EGARCH(1,1)-t和APARCH(1,1)-t这3种模型被拒绝,而EGARCH(1,1)-GED、APARCH(1,1)-N和APARCH(1,1)-GED这3种模型通过Kupiec后验检验。进一步分析可知,基于t分布的两个模型EGARCH(1,1)-t和APARCH(1,1)-t过于保守,失败天数为0,都没有通过Kupiec后验检验。基于正态分布的两个模型一个通过、一个没有通过Kupiec后验检验。而基于GED分布的两个模型都通过了Kupiec后验检验,且LR值都小于通过Kupiec后验检验的正态分布下的LR值,比正态分布有效。总的来说,GED分布优于正态分布和t分布。

#### 5.4 风险值ES的估计

从本质上看,VaR值只是一定置信水平下的一个分位点,不能反映超过分位点的尾部信息,这样VaR天生具有不能充分测度尾部风险的缺点。具体应用过程中,VaR方法只能反映正常市场变动情形的风险值,不能有效度量市场例外情形和极端事件下的风险。当这些市场例外情形和极端事件发生时,利率风险的VaR方法就会失败,通过VaR方法计算的潜在损失会比实际损失小得多。当投资者仅仅使用VaR方法时,会使投资者轻视金融市场非正常波动



表6 VaR 失败日的 VaR 值、ES 值和 RL 值的相关统计特性(置信水平95%)

Table 6 Statistical Properties of VaR Values, ES Values and RL Values When VaR Fails (95% Confidence Level)

	EGARCH(1,1)-GED			APARCH(1,1)-N			APARCH(1,1)-GED		
	VaR	ES	RL	VaR	ES	RL	VaR	ES	RL
均值	0.011	0.018	0.016	0.009	0.010	0.014	0.089	0.015	0.015
标准差	0.015	0.027	0.023	0.011	0.014	0.025	0.011	0.019	0.023

等例外情形下的风险。这些例外情形和极端事件发生的概率虽然很小,但是一旦发生将给投资者带来非常大的影响,所以需要高度重视和充分度量这些例外情形下的风险<sup>[1,19]</sup>。在实际应用中,仅利用 VaR 方法来测度风险往往是不够的,还需要其他方法的补充。

在 EGARCH(1,1)-N、EGARCH(1,1)-t、EGARCH(1,1)-GED、APARCH(1,1)-N、APARCH(1,1)-t 和 APARCH(1,1)-GED 这 6 种模型中只有 EGARCH(1,1)-GED、APARCH(1,1)-N 和 APARCH(1,1)-GED 模型通过 Kupiec 检验。说明整体上看,基于这 3 种模型的 VaR 方法能有效地测度上海银行间同业拆放 2 周利率的风险。但是正如前面所说,VaR 方法本质上具有不能充分和有效测度尾部风险的属性,而 ES 方法可以部分克服 VaR 方法的这一不足,所以下面再计算上海银行间同业拆放 2 周利率  $R_{14w}$  的 ES 值。为了对比 VaR 方法和 ES 方法并节省篇幅,表 6 只给出 VaR 估计失败日(即 VaR 估计的损失低于实际损失的日期)各模型的 VaR 值、ES 值以及实际损失 RL 的平均值和变动标准差。

由表 6 可知,ES 方法比较保守<sup>[21]</sup>,计算的风险要大于 VaR 方法计算的风险,部分克服了 VaR 方法不能充分和有效度量尾部风险的缺点。当 VaR 估计的损失低于实际损失时,基于 ES 估计的损失更接近于实际损失,尤其是在基于 APARCH-GED 的利率期限结构动态模型下,基于 ES 估计的损失的平均值几乎与实际损失的平均值一致。这样 ES 方法可以弥补 VaR 方法的不足,但是当 VaR 估计的损失不低于实际损失时,ES 方法又存在高估风险的可能,所以两者应该结合起来应用。具体到上海银行间同业拆放利率的风险度量,APARCH(1,1)-GED-VaR-ES 模型可以较为准确地估计和预测 Shibor 风险。

## 6 结论

在分析上海银行间同业拆放利率的相关统计特性的基础上,基于 EGARCH(1,1) 和 APARCH(1,1) 模型,分别在正态分布、t 分布和 GED 分布下实证研究 Shibor 2 周序列的动态变化趋势,得到 Shibor 期限结构动态变化模型,并以此为基础利用 VaR 方法和 ES 方法测度 Shibor 风险。通过比较分析得到如下结论。

(1) 利率期限结构是利用 VaR 方法和 ES 方法准

确度量利率风险的前提。在 Shibor 期限结构动态估计方面,3 种模型判断标准对数似然函数 log likelihood、信息准则 AIC 和 SBC 是一致的。这 3 种标准都表明,在异方差方面,包含 GARCH、TGARCH 等多种 ARCH 模型的 APARCH 模型比 EGARCH 模型估计效果好;在误差分布方面,GED 分布效果最好,t 分布效果次之,正态分布效果最差。从 Shibor 期限结构动态估计效果来说,APARCH(1,1)-GED 模型适合用来描述 Shibor 期限结构的动态变化特征,该模型具有最大的 log likelihood 值以及最小的 AIC 和 SBC 值。

(2) 上海银行间同业拆放 2 周利率动态变化过程是一个均值回复的过程。2 周 Shibor 序列的均值项在本研究的不同模型下虽然有所区别,但都有一个均衡值,当前期利率水平偏离该均衡值时,下一期利率水平就有向此均衡值回拢的趋势,而且偏离得越厉害,回拢的速度越快。上海银行间同业拆放 2 周利率的波动具有反杠杆效应,在对 Shibor 序列动态变化趋势估计中,根据 EGARCH(1,1) 模型得到的  $\gamma$  都大于 0,根据 APARCH(1,1) 模型得到的  $-\gamma$  都大于 0(由于 EGARCH(1,1) 模型和 APARCH(1,1) 模型定义的区别,在 EGARCH(1,1) 模型中  $\gamma < 0$  表示杠杆效应,在 APARCH(1,1) 模型中  $-\gamma < 0$  表示杠杆效应)。说明中国 Shibor 序列存在明确的反杠杆效应,即在上海银行间同业拆放市场中,利率波动更容易受利好信息的影响,也间接表明投资者投资情绪乐观,风险意识不强<sup>[7]</sup>。这也意味着中国银行等金融机构要增强利率风险的识别和管理意识,逐步将国际上先进的风险管理和度量方法应用于中国的金融实践中。

(3) 无论是根据上海银行间同业拆放 2 周利率的相关统计特性分析,还是根据 Shibor 期限结构动态估计效果,抑或根据 Kupiec 后验检验结果,GED 分布都优于正态分布和 t 分布,更适合用来描述上海银行间同业拆放 2 周利率序列的分布情况,这与刘晓星等<sup>[15]</sup>对深圳股票市场的实证研究一致。在中国这样的新兴货币、股票等金融市场,收益率(利率)序列往往具有尖峰厚尾性,而正态 GARCH 过程只能部分解释这种尖峰厚尾性<sup>[15]</sup>,这就需要采用尾部较厚而且具有更大灵活性的 GED 分布模型来分析和预测利率期限结构动态变动趋势以及风险。

(4) 无论是根据正态性检验结果,还是基于实证研究中得到的 GED 分布  $\nu$  值小于 2 这一经验事实



(EGARCH(1,1)和APARCH(1,1)下 $v$ 分别为0.544和0.569),都表明中国2周Shibor序列存在着尖峰厚尾性,说明在Shibor报价中,受极端事件影响的可能性大于正态分布下的可能性。这就要求中国货币市场管理者和报价者应做好极端事件的风险度量和管理工作,客观上也要求在计量Shibor风险时应充分考虑极端事件的影响。

(5)综合利率动态变化预测效果和VaR计算的后验测试结果,APARCH(1,1)-GED应用于Shibor估计和风险测量是有效的,且明显优于其他模型。但是VaR方法由于具有自身的局限性,不能充分和有效度量尾部风险,因此仅利用VaR方法度量Shibor风险是不够的。ES方法克服了VaR方法的不足,可以充分度量尾部风险,在VaR方法估计失败时,ES方法的估计结果优于VaR方法,可以作为VaR方法的补充;同时当VaR方法能有效度量实际风险时,基于ES方法计算的风险可能又存在着过高估计实际风险的可能,所以两者要结合在一起来合理测度Shibor风险。因此,APARCH(1,1)-GED-VaR-ES模型可以较为准确地测度Shibor风险。

#### 参考文献:

- [1] 林辉,何建敏. VaR在投资组合应用中存在的缺陷与CVaR模型[J]. 财贸经济,2003(12):46-49.  
Lin Hui, He Jianmin. The shortcomings of VaR in portfolio management and improved CVaR model [J]. Finance and Trade Economics, 2003(12):46-49. (in Chinese)
- [2] 林辉. 金融市场微观结构视角的La-VaR模型[D]. 南京:东南大学,2004:1-30.  
Lin Hui. La-VaR model from the microstructure perspective of financial market [D]. Nanjing: Southeast University, 2004:1-30. (in Chinese)
- [3] 龚朴,何旭彪. 非平移收益曲线的风险免疫策略[J]. 管理科学学报,2005,8(4):60-67.  
Gong Pu, He Xubiao. Risk immunization strategy under nonparallel shift of the yield curve [J]. Journal of Management Sciences in China, 2005,8(4):60-67. (in Chinese)
- [4] Tasche D. Expected shortfall and beyond [J]. Journal of Banking & Finance, 2002,26(7):1519-1533.
- [5] Inui K, Kijima M. On the significance of expected shortfall as a coherent risk measure [J]. Journal of Banking and Finance, 2005,29(4):853-864.
- [6] Nusret C, Kevin R F. Value at risk for interest rate-dependent securities [J]. The Journal of Fixed Income, 2003(3):81-95.
- [7] 李志辉,刘胜会. 我国商业银行利率风险的度量研究:以同业拆借市场为例[J]. 南开经济研究,2006(3):27-41.  
Li Zhihui, Liu Shenghui. An empirical study on the interest: Rate risk of commercial bank in China [J]. Nankai Economic Studies, 2006(3):27-41. (in Chinese)
- [8] 李成,马国校. VaR模型在我国银行同业拆借市场中的应用研究[J]. 金融研究,2007(5):62-77.  
Li Cheng, Ma Guoxiao. On the application of VaR model in China's inter-bank market [J]. Journal of Financial Research, 2007(5):62-77. (in Chinese)
- [9] 王福重,焦继文. 基于t-分布下外债利率风险的VaR度量模型[J]. 金融研究,2006(12):33-38.  
Wang Fuzhong, Jiao Jiwen. VaR model of interest rate risk upon foreign debt based on t-distribution [J]. Journal of Financial Research, 2006(12):33-38. (in Chinese)
- [10] 全国银行间同业拆借中心信息统计部. 2007年Shibor运行综述[J]. 中国货币市场,2008(1):36-38.  
Information and Statistics Division of Lending Center of National Inter-bank. Performance of Shibor in 2007 [J]. Money Market, 2008(1):36-38. (in Chinese)
- [11] 于瑾. 论现代利率期限结构模型研究的新发展及其在我国的应用[J]. 国际金融研究,2004(10):61-67.  
Yu Jin. Latest development of modern term structure model of interest rate empirical and its application in China [J]. Studies of International Finance, 2004(10):61-67. (in Chinese)
- [12] Vasicek O. An equilibrium characterization of the term structure [J]. Journal of Financial Economics, 1977(5):177-188.
- [13] Chan K C, Karolyi G A, Longstaff F A, Sanders A B. An empirical comparison of alternative models of the short-term interest rate [J]. The Journal of Finance, 1992,47(3):1209-1227.
- [14] 马晓兰,潘冠中. 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[J]. 数量经济技术经济研究,2006(1):107-116.  
Ma Xiaolan, Pan Guanzhong. GMM estimation for single factor term structure of interest rate models and the empirical test of Chinese money market [J]. The Journal of Quantitative & Technical Economics, 2006(1):107-116. (in Chinese)
- [15] 刘晓星,何建敏,刘庆富. 基于VaR-EGARCH-GED模型的深圳股票市场波动性分析[J]. 南开管理评论,2005,8(5):9-13.  
Liu Xiaoxing, He Jianmin, Liu Qingfu. Volatility analysis of Shenzhen stock market based on VaR-EGARCH(1,1)-GED model [J]. Nankai Business Review, 2005,8(5):9-13. (in Chinese)

- [16] 陈学华,杨辉耀. APARCH 模型在证券投资风险分析中的应用[J]. 运筹与管理, 2003, 12(3):92-97.  
Chen Xuehua, Yang Huiyao. Measuring the risk of stock investment based on the APARCH model[J]. Operations Research and Management Science, 2003, 12(3):92-97. (in Chinese)
- [17] 陈学华,杨辉耀. VaR-APARCH 模型与证券投资风险量化分析[J]. 中国管理科学, 2003, 11(1):22-27.  
Chen Xuehua, Yang Huiyao. VaR-APARCH model for risk measures of stock market[J]. Chinese Journal of Management Science, 2003, 11(1):22-27. (in Chinese)
- [18] Morgan J P. RiskMetrics™: Technical document [M]. 4th ed. New York: Morgan Guaranty Trust Company, 1996:236-237.
- [19] Kupiec P H. Techniques for verifying the accuracy of risk measurement models [J]. Journal of Derivatives, 1995, 3(2):73-84.
- [20] Frey R, McNeil A J. VaR and expected shortfall in portfolios of dependent credit risks: Conceptual and practical insights [J]. Journal of Banking and Finance, 2002, 26(7):1317-1334.
- [21] 李付军. SV-GED 模型在中国股市的 VaR 与 ES 度量及分析[J]. 系统工程理论方法应用, 2006, 15(1):44-48.  
Li Fujun. Measuring VaR and ES of stock market based on SV-GED model [J]. Systems Engineering Theory Methodology Application, 2006, 15(1):44-48. (in Chinese)
- [22] 胡小平. La-ES 与最优变现策略模型研究[D]. 南京:东南大学, 2006:1-18.  
Hu Xiaoping. On models for La-ES and optimal liquidation strategies [D]. Nanjing: Southeast University, 2006:1-18. (in Chinese)

## Risk Measure of Shanghai Interbank Offered Rates

He Qizhi<sup>1,2</sup>

1 School of Economics, Nanjing University, Nanjing 210093, China

2 School of Finance, Anhui University of Finance and Economics, Bengbu 233030, China

**Abstract:** With the constant deepening of Chinese market-oriented interest rates, China will have to deal with an increasing interest rate risk, and at the same time Shanghai interbank offered rate (Shibor) will gradually become the benchmark system of interest rate. Based on the dynamic term structure models of Shibor, value at risk (VaR) model, posteriori test, and Expected Shortfall (ES) model were used to measure the risk of Shibor, and then a comparative analysis for VaR method and ES method was given. Finally the following conclusions were mainly drawn out. First, whether according to the dynamic fitting results or the posteriori tests for risk measures, General error distribution (GED) is more suitable for characterizing the distribution of China's Shibor sequence than the distribution of Normal and t. Second, the series of Shibor has mean-reversion characteristic and the reverse lever effect. Third, when the VaR model fails to measure effectively the risk of Shibor, the ES model can partially overcome the deficiency of the VaR model and can effectively measure the real risk of loss. Generally speaking, the APARCH(1,1)-GED-VaR-ES model can estimate accurately the risk of Shibor.

**Keywords:** VaR model; ES model; Shanghai interbank offered rate (Shibor); interest rate risk

**Received Date:** May 26<sup>th</sup>, 2010    **Accepted Date:** November 29<sup>th</sup>, 2010

**Funded Project:** Supported by the National Natural Science Foundation of China (70671025) and Young Fund Project of Humanities and Social Science of Education Ministry (07JC790028)

**Biography:** Dr. He Qizhi, an Anhui Chaohu native (1974 -), graduated from Southeast University and is a postdoctoral in the School of Economics at Nanjing University and an associate professor in the School of Finance at Anhui University of Finance and Economics. His research interests include macro-finance, etc. E-mail: happyhefei2000@qq.com

□