

我国银行间同业拆借市场利率风险度量

高岳,朱宪辰,晏鹰

(南京理工大学 经济管理学院应用经济研究所,南京 210094)

摘要:本文利用 1996 年 1 月 5 日至 2008 年 9 月 17 日的我国银行间隔日同业拆借利率序列,通过 GARCH 模型对收益数据中的自相关和异方差现象进行了实证研究,采用 MLE 方法估计模型参数,再利用所得参数分别计算了不同收益率分布假设下的不同置信水平的 VaR 值;在此基础上,进行回测检验,比较了各种模型估计效果,并进一步分析了我国同业拆借利率市场的系统性风险历史波动趋势;最后提出了相关结论与政策建议。

关键词:银行间同业拆借利率;GARCH 模型;VaR;风险度量

中图分类号:F830 **文献标识码:**A **文章编号:**1002-980X(2009)06-0085-07

1 问题提出与文献回顾

利率市场化改革使我国银行业面临着巨大的利率波动风险,对于如何控制这一风险,选择适合我国情况的风险度量模型尤为重要。1997 年 1 月 22 日,“巴塞尔银行监管委员会”公布了利率风险管理的十二条原则的征求意见稿。其中,说明风险度量模型的原则包括:能评估与银行资产、负债和表外业务头寸相关的所有重大利率风险及具有整体风险的测度能力;使用公认的财务指标和技术,并且使用即时数据计量金融资产头寸的暴露风险,这也是风险计量的重要要求之一,银行应确保将表内、外业务形成的所有重要头寸和现金流量都及时纳入计量体系;具有对假设条件和参数的书面说明文件,无论采用何种计量模型,其实用性都要依赖于假设条件是否合理以及利率风险度量模型中的基本方法是否准确;应计量在市场压力下承受利率风险损失的程度,利率风险度量体系不仅能够度量正常市场条件下的利率风险,也应支持在极端市场情况下对商业银行产生影响。直到 2004 年 12 月,中国银监会才在其发布的《商业银行市场风险管理指引》中指出:鼓励业务复杂程度和市场风险水平较高的商业银行逐步开发和使用内部模型计量风险价值,对所承担的市场风险水平进行量化估计。市场风险评估的方法很多,其中以 VaR(在险价值)方法使用最为广泛,90 年代后期开始出现相关文献^[1]。

在研究我国银行业风险及其控制方面:张卫国、刘伊生^[2]从银行信贷项目全面风险管理概念的内涵出发,构建了银行信贷项目风险控制要素的概念模型,并对银行信贷项目风险控制要素对银行信贷项目风险的影响进行了实证分析,认为环境因素并不是银行信贷项目风险产生的主要原因,银行内部控制制度对信贷项目风险有显著影响。于景莲、陈华^[3]基于国外关于银行脆弱性的最新研究,详述了银行脆弱性预警系统的指标体系、国际经验及研究进展,强调在我国银行业调整和开放加快、系统性风险增加的情况下建立适合我国国情的国有银行脆弱性预警模型的紧迫性,并结合我国实际情况,构建了我国国有银行脆弱性预警系统的指标体系和基本框架。

在使用 VaR 方法研究我国同业拆借市场方面:李志辉、刘胜会^[4]利用 ARCH 模型以及 VaR 方法对我国银行间 7 日拆借市场利率风险进行研究。李成、马国校^[5]采用 VaR 模型,通过 2002 年 11 月 11 日至 2006 年 3 月 30 日我国银行间同业拆借市场每日加权平均利率进行实证研究,指出 t 分布不适合描述我国银行间同业拆借利率序列的分布状况,GED 分布则能够较好对其进行刻画。许友传、何佳、杨继光^[6]以银行间同业拆借市场为例,给出了不同性质交易头寸的市场风险测度方法,采用基于广义误差分布假设的 ARMA-GARCH 模型分别拟合了同业拆借市场利率不对称的尾部特征,测度了

收稿日期:2009-04-07

基金项目:国家自然科学基金项目(70573046);教育部高等学校博士学科点专项科研基金资助课题(20060288016);江苏省高校哲学社会科学研究基金重点项目(06SJB790001)

作者简介:高岳(1982—),男,江苏南京人,南京理工大学经济管理学院管理科学与工程专业博士研究生,研究方向:信用风险分析;朱宪辰(1954—),男,安徽人,南京理工大学经济管理学院教授,博士生导师,研究方向:制度经济学;晏鹰(1981—),男,福建邵武人,南京理工大学经济管理学院管理科学与工程专业博士研究生,研究方向:制度经济学。

我国各类商业银行该项业务的市场风险和风险结构。

上述研究成果存在某些方面的局限性:其一,在选择时间序列模型拟合收益序列时,基本上直接选取某一类模型,而没有给出均值(方差)方程的横向比较;其二,在采用模型估计 VaR 值之后没有采用规范的回测检验方法对估计结果进行检验,缺少以回测检验结果为基础,就很难比较各种估计手段和方法的优劣;其三,以研究计算方法为主,在计算 VaR 之后并没有在此基础上研究风险的历史变化规律。基于已有文献的不足,本文创新之处在于:没有先入为主地设定拟合模型,而是给出了多种均值、方差模型组合下的拟合结果,便于比较和取舍;

采用规范的回测检验方法对计算结果和模型的适用进行比较和评价;没有停留在仅仅为计算而计算的层面,而是在实证研究的基础上,将 VaR 计算结果回归到对我国商业银行同业拆借市场的风险研究上,不仅给出了静态分析,而且利用 VaR 的历史变化分析了同业拆借市场系统风险的历史变化趋势。

本文行文结构安排如下:首先进行了文献综述;第二部分是主要理论介绍,包括 VaR 方法、GARCH 模型以及本文所采用的具体算法实现过程;第三部分是实证研究,测度了各类模型参数并得到 VaR 的具体估计值,采用 Kupiec 回测方法对各种模型估计结果进行检验;第四部分是我国同业拆借市场风险历史趋势分析;最后是结论和政策建议。

2 VaR 和 GARCH 理论简介

在诸多风险度量的方法中, VaR (Value at Risk) 在险价值方法是目前金融领域中测量风险的主流方法,在险价值是指在一定的概率水平下,资产(或组合)在未来特定一段时间内的最大可能损失。该方法由 J P Morgan 公司率先提出,巴塞尔委员会的巴塞尔银行业有效监管核心原则和欧盟的资本充足法令等都要求金融机构用 VaR 技术确定内部风险资本要求、风险控制等。VaR 是一种被广泛接受的风险度量工具,它定义为在一定的置信水平下,某一资产或投资组合在未来特定时间内的最大损失。X 代表资产的损失,其密度函数为 $f(x)$, VaR 表示

为: $VaR_p = \inf\{x / f(X - x) > p\}$, 当密度函数 $f(x)$ 为连续函数时也可以表示为: $VaR_p = F^{-1}(p)$ 。

在反映金融数据波动时变现象时,一直假定他们服从正态分布。然而,大量文献资料表明,金融数据尤其高频金融数据具有强烈的 ARCH 效应,其尾部和中间部位集中了大量的概率分布,与正态分布相比拥有“肥尾”特性。为了对金融数据的集群性、异方差性等特征做出有效描述,Engle 于 1982^[7] 提出了 ARCH(auto regressive conditional heteroscedasticity) 模型,模拟出数据的集群性特征。他的学生 Bollerslev 在 1986 年提出了 GARCH (generalized auto regressive conditional heteroscedasticity) 模型^[8], 将高阶的 ARCH 模型转化成为简洁的 GARCH 模型,描绘出金融数据方差项的某种自相关性。但实际应用中, GARCH 模型虽然有助于模拟金融数据分布的宽尾特征,却不能解释金融市场上存在的杠杆效应。针对这一问题,近年来 Nelson 等人提出了非对称性 (asymmetric) GARCH 模型^[9], 以刻画条件方差对正的价格变化反应弱而对负的价格变化反应强这一现象。这类模型包括 TARARCH、EGARCH 等,收益率序列残差往往假定为正态分布,但实际上正态 GARCH 模型不能充分描述数据的尖峰厚尾性。对此,可以假定残差服从 t 分布、正态分布或者广义误差 (GED) 分布。

3 实证研究

3.1 数据说明及总体性统计特征

本文选取 1996 年 1 月 5 日至 2008 年 9 月 17 日同业拆借市场每日隔夜加权平均利率中的 2704 个观测值为样本数据,如图 1,数据来源为 CCER 中国经济金融数据库,数据处理使用软件 Eviews5.0。首先,检验同业拆借收益序列的正态性、平稳性、自相关性。收益序列总体性统计特征如表 1。

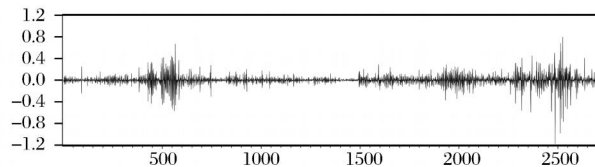


图 1 对数收益序列图

表 1 同业拆借利率日对数回报序列的描述性统计数据

期望值	中位数	最大值	最小值	标准差	偏度	峰度	J - B
- 0. 00053	0	0. 796228	- 1. 1751	0. 105532	- 1. 02764	19. 92584	32753. 14

可知,偏度系数显著不为 0,峰度系数远大于 3, Jarque-Bera 统计量也远大于临界值 5. 9915,因此拒

绝正态分布的原假设,对数收益率序列尖峰厚尾特征明显。接下来,对对数收益序列进行平稳性检验,

检验方法分别为 ADF 检验以及 P-P 检验,检验结果如表 2 所示。

表 2 对数收益率单位根检验结果

	ADF test		P-P test	
	t-Stat	Prob. *	t-Stat	Prob. *
	- 20. 297	0. 000	- 135. 402	0. 000
1 %	- 3. 433	拒绝	- 3. 433	拒绝
5 %	- 2. 862	拒绝	- 2. 862	拒绝
10 %	- 2. 567	拒绝	- 2. 567	拒绝

注:左右栏分别是 ADF 和 P-P 检验结果,原假设为存在单位根

3.2 GARCH 模型参数估计

根据 ADF 检验以及 P-P 检验结果,拒绝原假设,即对数收益序列没有单位根。通过计算收益率序列的自相关及偏相关系数,如图 2 所示,可以看出存在明显的一阶自相关,偏相关系数在五阶后出现截尾,因此在拟合收益率序列时,均值方程将采用自回归模型。在对序列进行了自相关和偏自相关的检验后,我们所选用的均值模型和方差模型分别为:

$$r_t = c + \alpha_1 r_{t-1} + \alpha_2 r_{t-2} + u_t; \quad (1)$$

$$\sigma_t^2 = \omega + \alpha_1 u_{t-1}^2 + \alpha_2 u_{t-2}^2. \quad (2)$$

在拟合收益均值模型时,采用一阶以及二阶自回归模型;在两类均值模型中,又分别考虑了有无常数项的情形;每种方程类型又分别拟合了残差假设不同分布的结果,假设的分布类型分别为正态分布、T 分布、广义误差分布(GED),经过计算,得到上述

各组参数的极大似然估计,结果如表 3 所示,其中,ar(1)、ar(2) 分别代表均值方程自回归阶数分别为一、二,估计时无截距项;ar(1)c、ar(2)c 分别代表均值方程自回归阶数为一、二,估计时有截距项;n、t、ged 分别代表假设的收益率分布类型为标准正态、t 分布、广义误差分布。

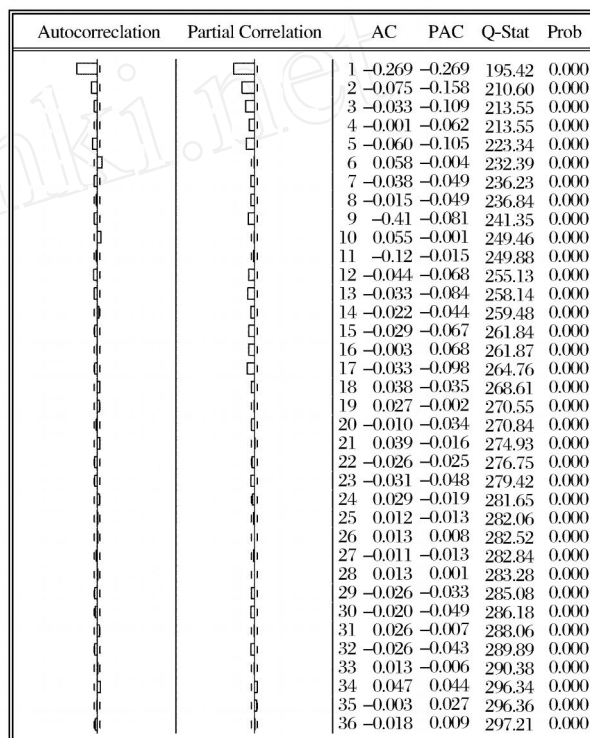


图 2 对数收益序列相关图

表 3 GARCH(1,1) 模型的参数估计结果

均值方程	c					t 参数	ged 参数	施瓦泽统计量	D-W	
ar(1)n		- 0. 4309		6. 89E- 05	0. 17469	0. 83656		- 2. 59	1. 83	
ar(1)t		- 0. 4108		5. 02E- 05	0. 24762	0. 79679	4. 37945	- 2. 73	1. 86	
ar(1)ged		- 0. 4176		5. 59E- 05	0. 21991	0. 80675		1. 14885	- 2. 71	1. 85
ar(1)cn	0. 000809 *	- 0. 4303		6. 86E- 05	0. 1779	0. 83428			- 2. 59	1. 83
ar(1)ct	- 0. 000304 *	- 0. 4108		5. 02E- 05	0. 24682	0. 79749	4. 36415		- 2. 72	1. 86
ar(1)cged	- 0. 000229 *	- 0. 4179		5. 59E- 05	0. 21919	0. 80729		1. 14767	- 2. 71	1. 85
ar(2)n		- 0. 5263	- 0. 2195	7. 89E- 05	0. 18733	0. 82455			- 2. 63	1. 64
ar(2)t		- 0. 5151	- 0. 2380	5. 18E- 05	0. 25289	0. 79481	4. 13653		- 2. 78	1. 65
ar(2)ged		- 0. 5036	- 0. 2159	5. 81E- 05	0. 22223	0. 80378		1. 14484	- 2. 75	1. 68
ar(2)cn	0. 000691 *	- 0. 5256	- 0. 2195	7. 80E- 05	0. 19048	0. 82254			- 2. 63	1. 64
ar(2)ct	- 0. 000369 *	- 0. 5152	- 0. 2384	5. 18E- 05	0. 25166	0. 79593	4. 11311		- 2. 77	1. 65
ar(2)cged	- 0. 000347 *	- 0. 5054	- 0. 2161	5. 80E- 05	0. 22057	0. 80503		1. 14236	- 2. 75	1. 67

注:带 * 号的为 P 值不显著

从各种模型回归结果看,无论一阶、二阶自回归模型,其截距项均明显不显著,从 Schwarz 标准以及 DW 统计量判断,各类模型结果差异不大。在得到

各类参数估计结果后,为了进一步计算时变的 VaR 值,必须计算不同分布假设下的各显著水平的分位数。计算结果如表 4 所示。

由于分别估计一阶、二阶自回归均值模型,所以 参数在一阶模型中为 0。

表 4 GARCH(1,1) 模型不同显著水平分位数计算结果

均值方程	t 参数	ged 参数	残差分布	90 %分位数	95 %分位数	99 %分位数
ar(1) n, ar(1) cn, ar(2) n, ar(2) cn			N(0,1)	1. 281551566	1. 644853627	2. 326347874
ar(1) t	4. 379446		t	1. 508821431	2. 081749285	3. 579959069
ar(1) ged		1. 148851	GED	1. 178390571	1. 643166378	2. 673097224
ar(1) ct	4. 364153		t	1. 508821431	2. 081749285	3. 579959069
ar(1) cged		1. 147671	GED	1. 178117125	1. 643084457	2. 673787167
ar(2) t	4. 136528		t	1. 523478965	2. 111789923	3. 679530601
ar(2) ged		1. 144840	GED	1. 177458447	1. 642885921	2. 675445518
ar(2) ct	4. 113110		t	1. 525094068	2. 115113470	3. 690650211
ar(2) cged		1. 142359	GED	1. 176878123	1. 642709598	2. 676902416

3.3 时变 VaR 计算及回测检验

同业拆借利率日对数回报 VaR 的计算。由回归得到的参数估计值,通过条件方差,从而得到时变的标准差,并计算 VaR,其中初始资产在此标准化为 1。为保证计算的精确性,本文计算了每日的 VaR。表 4 给出了 3 种分布 90%、95%和 99%置信水平下的分位数,根据表 4 中所列的分位数值,可以求出不同置信水平下各种分布的 VaR 值。由于本文计算的条件方差为时变的,所得每日 VaR 数据太多,在此无法列出所有数据。

后验测试(Backtesting)是指检验 VaR 模型的计算结果对实际损失的覆盖程度。选取样本期内的后 400 个交易日的 VaR 与同期实际回报进行对比,计算溢出天数(exception day) N。溢出率 $E = N / T$,并将 E 值与显著性水平 1 - c 进行比较,来判定模型的准确性。若 $E > 1 - c$,说明模型低估了风险; $E < 1 - c$,表明模型的预测结果覆盖了实际的损失,但如果 E 太小则表明

模型估计过于保守。其计算方法如下: $N = \sum_{t=1}^T E_t$;

$$E_t = \begin{cases} 0, & -VaR_t \leq r_t \\ 1, & -VaR_t > r_t \end{cases}$$

VaR 的模型检验方法。本文采用的回测检验方法是由 Kupiec^[10] 提出的基于失效率的似然比率验证方法。Kupiec 回测检验统计量计算公式为:

$$LR = -2 \ln [(1 - p)^{T \cdot N} p^N] + 2 \ln \left[\left(1 - \left(\frac{N}{T} \right) \right)^{T \cdot N} \left(\frac{N}{T} \right)^N \right] \quad (3)$$

其中, N 为回测检验中实际失败天数; T 为用于回测检验的样本观测天数; P 为计算 VaR 值中的概率水平。

LR 统计量近似服从自由度为 1 的卡方分布。若采用置信水平为 95%卡方检验,检验统计量临界值为 3.841,原假设为服从卡方分布,当统计量大于 3.841 时,拒绝初始假设,即实际 LR 统计量不服从自由度为 1 的卡方分布。在上述估计结果的基础上计算 LR 值并进行检验,总体检验结果如表 5 所示。

表 5 各类模型回测检验结果

模型	显著性	N	N/T	Lr 统计量	模型	显著性	N	N/T	Lr 统计量
ar(1) n	90%	20	0.0500	0	ar(2) n	90%	33	0.0825	1.4386925
	95%	8	0.0200	3.1308957		95%	18	0.0450	0.2175293
	99%	36	0.0900**	0.4583236		99%	8	0.0200**	3.1308957
ar(1) t	90%	23	0.0575	9.3347107*	r(2) t	90%	20	0.0500	13.3652010*
	95%	9	0.0225	7.9422537*		95%	8	0.0200	9.7143686*
	99%	1	0.0025	3.2500814		99%	1	0.0025	3.2500814
ar(1) ged	90%	40	0.1000	0	ar(2) ged	90%	39	0.0975	0.0279862
	95%	20	0.0500	0		95%	18	0.0450	0.2175293
	99%	6	0.01500**	0.8756994		99%	6	0.0150**	0.8756994
ar(1) cn	90%	35	0.0875	0.7219277	ar(2) cn	90%	33	0.0825	1.4386925
	95%	20	0.0500	0		95%	18	0.0450	0.2175293
	99%	8	0.0200**	3.1308957		99%	8	0.0200**	3.1308957
ar(1) ct	90%	23	0.0575	9.3347107*	ar(2) ct	90%	20	0.0500	13.3652010*
	95%	9	0.0225	7.9422537*		95%	8	0.0200	9.7143686*
	99%	1	0.0025	3.2500814		99%	1	0.0025	3.2500814
ar(1) cged	90%	40	0.1000	0	ar(2) cged	90%	40	0.1000	0
	95%	20	0.0500	0		95%	18	0.0450	0.2175293
	99%	6	0.0150**	0.8756994		99%	6	0.0150**	0.8756994

注:表中数据带 * 表示 LR 统计量没有通过 95%的卡方检验;“**”表示实际溢出率超过预期溢出率。

某些研究者如李成、马国校将失败天数都除以 2 修正之后得到 N。

以上回测检验结果表明:从均值模型定阶的角度看,在所有一阶自回归均值模型中,所有风险低估的类型在其他因素相同的二阶自回归模型也同样低估了风险,并且 KuPiec 的回测检验结果在一阶模型与二阶模型间也没有差异;从均值模型是否包含截距项来看,与模型阶数类似,在其他条件相同状况下,是否包含截距对于检验结果没有差异;从不同分布假设的影响来看,正态分布条件下只在 99% 的显著性下低估了风险, t 分布条件下在不同显著性下都没有超过预期溢出率,即没有低估风险, GED 分布条件下与正态分布类似,只在 99% 的显著性下低估了风险。但是,值得注意的是,正态分布和 GED 分布假设下计算的 LR 统计量均通过 5% 的 KuPiec 回测检验,而 t 分布下模型只有在 99% 的显著性(计算 VaR 的显著水平)下才可以通过 5% 的 KuPiec 回测检验,也印证了部分文献认为 t 分布模型不适合估计我国同业拆借利率波动风险的结论。这说明 t 分布假设实际过高估计了 VaR_{90} 和 VaR_{95} ,使溢出天数过少,因此这一假设显得过于保守。

综合各方面因素,90%、95% 置信水平下,采用 GED 分布假设的模型所估计的 VaR 值在失败天数溢出率以及 KuPiec 的回测检验结果方面均有不错效果。

4 我国银行间同业拆借利率系统风险的波动性分析

基于以上对模型的回测检验结果,本文采用 GARCH(1,1) - GED 模型分别测算样本 1996 年 1 月 5 日至 2008 年 9 月 17 日同业拆借市场每日加权平均利率中的 2703 个样本数据日均 VaR,考察我国银行间同业拆借市场系统风险的长期变动趋势,主要参考样本期间内每年年内日均 VaR 值的变化趋势,计算结果如表 6 所示。

表 6 日均 VaR 历史变化趋势

年份	年内样本天数	90%置信水平年内日均 VaR	95%置信水平年内日均 VaR	99%置信水平年内日均 VaR
1996	249	0.049776403	0.069409000	0.112914315
1997	219	0.088211779	0.123003895	0.200102299
1998	78	0.194600397	0.271353860	0.441437494
1999	82	0.194682967	0.271468996	0.441624798
2000	156	0.071448220	0.099628524	0.162075328
2001	309	0.055728604	0.077708844	0.126416471
2002	239	0.044340654	0.061829306	0.100583696
2003	251	0.047473772	0.066198176	0.107690958
2004	253	0.077808801	0.108497818	0.176503865
2005	219	0.118466000	0.165190857	0.268731900
2006	230	0.087400431	0.121872538	0.198261811
2007	243	0.248108325	0.345966157	0.562816514
2008	175	0.152693144	0.212917726	0.346373800

日均等于样本内所有天数 VaR 之和除以样本天数。

由表 6 可以发现,系统风险的演变过程可以分为 4 个阶段:

1) 1996 年,这是我国同业拆借利率风险较小的时期。

1996 年 6 月 1 日,中国人民银行取消了对同业拆借利率的上限管理,同业拆借利率由交易双方根据市场资金的供求状况自行确定,开始了我国同业拆借市场市场化改革。1996 年拆借市场的交易量仅为 5871.58 亿元,由于市场参与度不高,市场交易规模不大,我国在这一时期同业拆借利率的系统风险并不大。

2) 1997 - 1999 年。

随着 1996 年央行建立起全国统一的拆借市场并放开同业拆借利率以来,我国的同业拆借市场发展十分迅速,交易品种日益增多,成交额也逐年扩大。1997 年,放开银行间债券市场债券回购和现券交易利率。1998 年,放开贴现和转贴现率;金融机构对小企业的贷款利率浮动幅度由 10% 扩大到 20%,农村信用社的贷款利率最高上浮幅度由 40% 扩大到 50%;放开政策性银行金融债券发行利率;央行全面恢复公开市场操作。1999 年,对保险公司大额定期存款实行协议利率;实现国债在银行间债券市场利率招标发行;允许县以下金融机构贷款利率最高可上浮 30%,将对小企业贷款利率的最高可上浮 30% 的规定扩大到所有中型企业,参与主体不断增加,风险控制水平有所滞后,市场总体风险有所放大。

3) 2000 - 2004 年。

2003 年同业拆借交易量达到 24113 亿元,比 1998 年增长了 11.2 倍,年均增长率为 65%。2004 年同业拆借市场交易量缩减,但总体运行平稳。同时,市场主体也由最初只有银行逐步扩展到银行、信用社、证券投资基金管理公司、证券公司等金融机构。由于 1998 年央行撤销了各地的融资中心(即交易中介机构),加上东南亚金融危机和海南发展银行、广东国际信托投资公司关闭的影响,随着国家有关金融政策的陆续出台,市场系统性风险得到控制。

4) 2004 年后。

首先,随着政府进行宏观调控防止经济过热,以货币政策为主的宏观经济调整政策频繁出台,存贷款利率调整以及存款准备金率成为央行主要的政策选择,两者频繁调整加剧了银行间同业拆借市场的波动;其次,我国于 2005 年 7 月 21 日开始,实行以

市场供求为基础,参考一揽子货币,有管理的浮动汇率制度,此后人民币汇率保持持续的上升趋势并较之以往期间有更大的波动幅度,这种波动风险也传导到了包括银行间同业拆借市场在内的我国货币市场。使得这一时期我国同业拆借利率市场波动风险

明显扩大。综合上述因素,2004 年至今我国同业拆借利率市场风险一直保持在较高水平之上。

图 3 给出了我国银行同业拆借市场日均 VaR 值历史走势,总体上可以看出,风险呈现先低后高的态势,且自 2004 年以来,日均 VaR 保持较高位置。

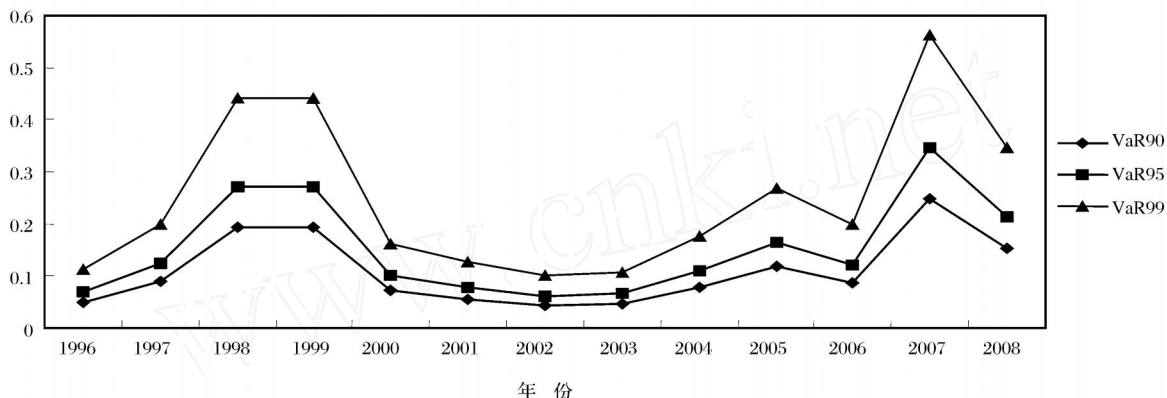


图 3 1996—2008 年我国银行同业拆借市场日均 VaR 值历史走势

5 结论与建议

本文采用 VaR 方法研究我国银行间同业拆借市场利率风险,在研究时没有事先设定拟合模型类型,而是给出了多种均值、方差模型组合下的拟合结果,进行了比较和取舍之后,采用规范的回测检验方法对计算结果和模型的适用进行比较和评价。在上述实证研究的基础上,将 VaR 计算结果回归到对我国商业银行同业拆借市场的风险研究上,不仅给出了静态分析,而且利用 VaR 的历史变化分析了同业拆借市场系统风险的历史变化趋势。

首先通过 GARCH 模型描述我国同业拆借利率收益数据中的自相关和异方差现象,对我国 1996 年 1 月 5 日至 2008 年 9 月 17 日的银行间隔日同业拆借利率序列进行了实证研究,在对收益序列进行正态性、平稳性、相关性分析之后,发现收益序列存在明显一阶自相关现象,且与其他金融收益数据类似具有明显的尖峰厚尾特征。因此,采用 AR-GARCH 模型拟合收益序列。在模型选择上,本文着重分析了一、二阶自回归均值方程,并且尝试分析在不同收益分布假设下拟合模型,采用极大似然方法估计参数。研究结果显示无论一、二阶自回归模型,截距项均不显著。

在估计了收益序列模型后,利用所得参数分别计算了 90%、95%、99% 置信水平下 VaR 值,并在此基础上进行回测检验,比较了各种模型估计效果。研究显示,与二阶自回归相比,一阶自回归均值方程可以更好刻画同业拆借利率收益变化。综合而言,不同收益分布假设对所得结果影响上,GED 分布假

设取得不错的描述效果。

在对我国银行同业拆借利率市场波动风险的历史变动趋势分析后,发现伴随着同业拆借市场从无到有、参与者范围不断扩大、交易量不断增加以及宏观经济环境因素的演进变化,同业拆借市场系统风险从开始时较高之后逐渐下降并保持较低水平,但是近年来有不断增大的趋势,并持续保持较高的总体风险水平,因此可以说,随着利率市场化改革的展开与推进,巨大的利率波动风险和我国商业银行总体上落后的利率风险管理水平将严重影响我国银行体系的健康稳定,影响商业银行高效经营,影响我国商业银行市场竞争力的提升。

为此,政府一方面要稳步推进利率市场化进程,利率市场化改革不可冒进;另一方面要加大金融市场创新力度,完善和丰富利率与期货期权等利率风险管理工具市场。同时,商业银行也要充分认识到利率市场化对银行经营管理的影响,转变风险管理观念,引进先进的利率风险管理模型、方法和技术,提高自身资产负债管理水平,建立包括利率风险的识别、报告、分析、度量、决策处理、控制和监督检查等步骤在内的、完整的利率风险管理机制,健全利率风险管理组织体系,有效管理和控制利率风险。

参考文献

- [1] 郑文通. 金融风险管理的 VaR 方法及其应用[J]. 国际金融研究, 1997(9): 59-62.
- [2] 张卫国, 刘伊生. 商业银行信贷风险控制要素研究[J]. 技术经济, 2008(12): 109-115
- [3] 于景莲, 陈华. 中国国有银行脆弱性预警模型研究[J]. 技术经济, 2009(1): 92-103

- [4] 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): 26-41.
- [5] 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.
- [6] 许友传, 何佳杨, 继光. 基于交易寸的银行市场风险测度方法—以银行间同业拆借市场为例[J]. 金融研究, 2007(7): 36-46.
- [7] ENCLE R. Autoregressive conditional heteroskedasticity with estimates of the VaRiance of United Kingdom inflation[J]. Journal of Finance, 1982, 50(3): 821-851.
- [8] BOLLERSLEV T. Generalized autoregressive conditional heteroskedasticity[J]. Journal of Econometrics, 1986, 31: 307-327.
- [9] NELSON D B. Conditional heteroskedastic in asset returns: a new approach[J]. Econometrics, 1991, 59: 347-370.
- [10] KUPIEC P. Techniques for verifying the accuracy of risk measurement models[J]. Journal of Derivatives, 1995, 2(12): 73-84.

Estimation on Interest Rate Risk of Interbank Offering Market in China

Gao Yue, Zhu Xianchen, Yan Ying

(School of Economics and Management, Nanjing University of Science & Technology, Nanjing 210094, China)

Abstract: This paper studies the sequence of interbank offered rate from January 5, 1996 to September 17, 2008, and uses GARCH model to describe the statistic characteristics, such as auto-correlation and heteroscedasticity of the return series. Then, the parameters are estimated by MLE method. Next, with the solved model, VaR is calculated with different confidence levels, and these calculated results are tested by Kupiec method. Finally, the analysis of the historical changing trend of VaR is given to study the system risk in the interbank offering market in China, and some advices are given.

Key words: interbank offered rate; GARCH Model; value at risk; risk estimation

(上接第 55 页)

- [10] SCHOEMAKER P J H. Scenario planning: a tool for strategic thinking[J]. Sloan Management Review, 1995, 36(2): 25-40.
- [11] VAN DER HEIJDEN K. The Art of Strategic Conversation[M]. New York: John Wiley & Sons, 1996.
- [12] 银路, 李天柱. 情景规划在新兴技术动态评估中的应用[J]. 科研管理, 2008, 29(4): 7-12.
- [13] DURBACH I, STEWART T J. Integrating scenario planning and goal programming[J]. Journal of Multicriteria Decision Analysis, 2003(12): 261-271.
- [14] 休·考特尼等. 不确定性管理[M]. 北京: 中国人民大学出版社, 哈佛商学院出版社, 2000.
- [15] 刘怀德. 不确定性经济研究[M]. 上海: 上海人民出版社, 2001.
- [16] STIGLER G J. The division of labor is limited by the extent of the market[J]. Journal of Political Economy, 1951(6): 185-193.
- [17] MENS E, PATRICK R, OSPINA L, et al. Scenario planning: a tool to manage future water utility uncertainty[J]. American Water Works Association Journal, 2005, 97(10): 68-76.
- [18] 李天柱, 银路, 郭瑞兰. 情景规划在新兴技术战略制定中的应用: 思路、框架与过程[J]. 中国青年科技, 2007(5): 21-27.

Study on Thoughts of Scenario Planning Coping to Uncertainty

Li Tianzhu, Yin Lu

(School of Management and Economics, University of Electronic Science & Technology of China, Chengdu 610054, China)

Abstract: Through analyzing the existing literatures and cases, this paper studies the basic thoughts of scenario planning coping to uncertainty. And it indicates that dynamic thought and grading decision are the basic thoughts of scenario planning coping to uncertainty, and puts forward other important thoughts, such as using certain scenarios replace uncertain future, paying attention to early signal, etc.

Key words: scenario planning; uncertainty; dynamic thought; early signal