

GARCH 模型在我国商业银行利率风险研究中的应用

王永勤

(徐州中国矿业大学管理学院, 江苏 徐州 221008)

摘要: 中国银行间同业拆借利率(CHIBOR)是我国货币市场上最早市场化的利率。选择七日拆借利率为研究对象对其进行建模,发现银行间同业拆借利率时间序列数据存在着 ARCH 效应,具有金融时间序列的尖峰厚尾性以及波动率集聚性; GARCH(1, 1)模型拟合效果较好,拆借利率的波动非常频繁,波动强度也十分大。EGARCH(1, 1)模型发现正的冲击比负的冲击会引起同业拆借利率市场更大的波动性

关键词: 拆借利率; GARCH 模型; 利率风险; 波动性

中图分类号: F832.33

GARCH model and its application in the research of commercial interest rate risk

Wang Yongqin

(Department of management, CUMT, JiangSu XuZhou 221008)

Abstract: Chinese inter-bank offered rate (CHIBOR) is the first market-based interest rate in China's currency market. Seven days offered rate was selected as the object of study. And it is found that the time-series data of the interbank offered rate exist with ARCH effects, thick tail spikes in financial time series and volatility clustering; the fitting results of the GARCH (1, 1) model are satisfied and the fluctuations of the offered rate is very frequently and intensity. And it is also found that positive impact will cause greater volatility in the LIBOR market with EGARCH (1, 1) model.

Keywords: offered rate; GARCH model; interest rate risk; volatility

0 引言

由于我国到目前为止一直实行的是官定利率,长期以来,我国商业银行的风险管理主要将力量集中在信用风险管理上,在日常经营管理中基本没有考虑利率变动对银行财务状况的影响,缺乏管理利率波动带来的市场风险的经验。伴随着我国按照先外币后本币、先贷款后存款、先大额后小额、先农村后城市、先市场后信贷的步骤实施的利率市场化改革的推进,金融市场的利率波动幅度也会不断加大,波动频率也会不断增强。^[1]从金融宏观调控看,央行的货币政策调控已开始倾向于更多地运用利率等价格工具进行调节,价格机制的作用更加明显。2007年3月至9月,我国连续5次调高利率水平。通过调整利率水平与结构,改革利率管理体制,使利率逐渐成为一个重要经济杠杆和货币政策工具。这些都表明利率对国民经济的影响越来越大了,银行等金融机构对利率变化的反应也越来越敏感另外,随着我过金融业对外的全面放开,商业银行的存贷款定价要紧紧面对市场存贷利差将进一步缩小,银行间竞争加剧,商业银行将直接面对利率的波动对营业收入造成的影响。

因此,无论是从保持银行盈利稳定增长的角度出发,还是从银行稳健经营的角度看,我国商业银行都必须采取一种积极主动的态度去面对利率风险,从理论研究和实证的结合上分析我国商业银行利率风险问题,通过对这些风险本质的认识后,采用相应高效的手段来对之

作者简介: 王永勤(1982-),女,研究生,金融工程与风险管理. E-mail: fenggewang@126.com

进行管理,进而更加有效的防范利率风险。^[2]

1 研究方法

1.1 GARCH 模型的基本思想原理

为了充分地描述金融资产收益率的波动特性,在原有的 ARCH 模型基础上, Tim Bollerslev 在 1986 年该模型中增加了 q 个自回归项,称为推广的 ARCH (GARCH) 模型。该推广的模型解决了原有模型固有的缺点,使待估参数大为减少并且提高了计算的准确性。GARCH 模型的一般表达式为:

$$\begin{cases} r_t = \mu_t + \varepsilon_t, \mu \sim (0, \sigma_t^2) \\ \sigma_t^2 = a_0 + \sum_{i=1}^m a_i \varepsilon_{t-i}^2 + \sum_{j=1}^n \beta_j \sigma_{t-j}^2 \quad (a_0 \geq 0; \dots, a_i \geq 0; \beta_1 \dots \beta_j \geq 0) \end{cases}$$

第一个方程是建立在 ARMA 模型基础上的均值方程, r_t 为收益率序列, μ_t 为收益的无条件期望值,目的是过滤掉时间序列的线性相关。第二个方程为条件方差方程, a_i 为滞后期参数, β_j 为方差参数,其中 $\sigma_t^2 = Var(\varepsilon_t | \varphi_{t-1})$, φ_{t-1} 是 $t-1$ 及 $t-1$ 时刻之前的全部信息,这里 σ_t^2 可以理解为过去所有残差的正加权平均,这与波动率的聚集效应相符合,即波动较大的地方往往也跟随着较大的波动,波动较小的地方往往也跟随着较小的波动。^[3]

2 我国商业银行利率风险的实证研究

2.1 数据选取说明

我国的市场利率体系主要由同业拆借利率、存贷款利率、央行利率、外币利率、债券发行利率等构成。由于同业拆借利率能够迅速反映货币市场的资金供求状况,且国际市场通常以拆借利率作为基准报价利率,因此,选择的数据变量为银行间同业拆借利率(inter-bank offer rate)中的 7 日拆借利率的加权平均利率,数据区间为 2008 年 5 月 16 日至 2010 年 5 月 28 日,样本容量为 501。数据来源于 CCER。本文采用 EVIEWS5.0 作为分析工具。

2.2 数据基本分析

首先对同业拆借利率进行 ADF 单位根检验如表 1,结果表明在三个置信水平下均未通过检验,即是非平稳的时间序列。对该序列进行一阶差分,差分形式为: $Rt = d_t - d_{t-1}$ 。得到 Rt 序列。

表 1 ADF 单位根检验
Table 1 ADF unit root tests

变量	ADF值	临界值	P值
七日拆借利率	-2.435272	-3.443254	0.1326
		-2.867124	
		-2.569806	

2.2.1 同业拆借利率的基本统计特征

对数据绘制时序图,直方图以及 Q-Q 图如下所示:

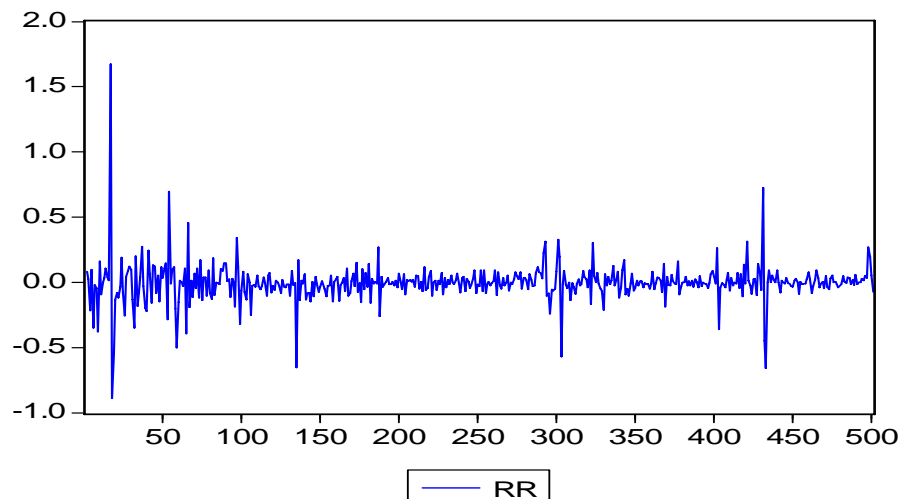


图1 同业拆借利率时序图
Fig. 1 The sequence chart of inter-bank rate

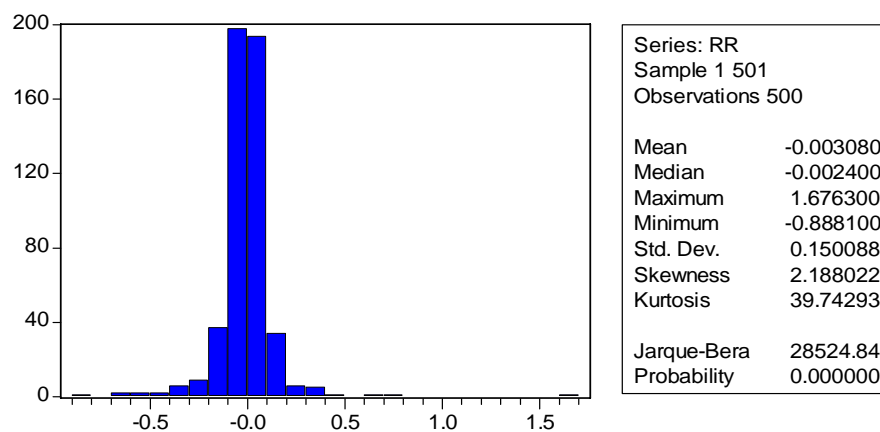


图2 同业拆借利率直方图
Fig. 2 The histogram of inter-bank rate

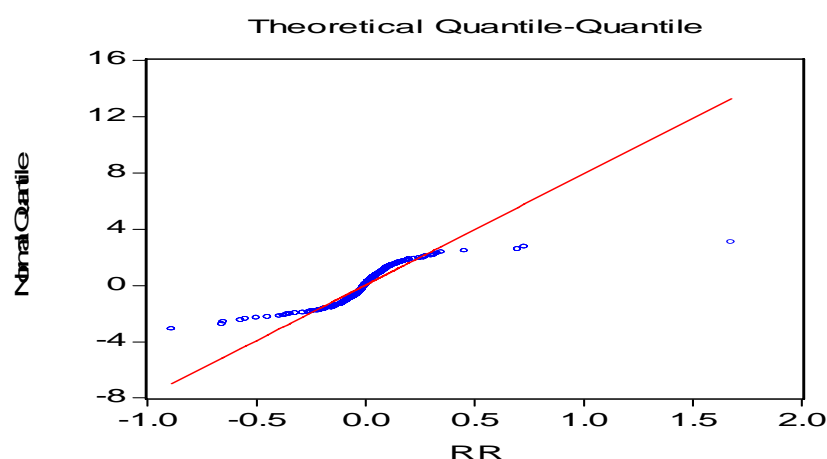


图3 QQ图
Fig. 3 Theoretical Quantile-Quantile

根据上图所得同业拆借利率绕均值上下波动具有时变性群集性,即大幅度的波动集中在一个时段上,而小幅度的波动集聚在另一些时段上。另外由图2正态性检验的偏度 2.188022、

峰度 39.74293 以及 J-B 检测值可知, 同业拆借利率的分布不符合正态分布特征, 具有右偏厚尾、尖峰特点。利用 QQ 图 3 也可进一步得知, 同业拆借利率存着明显的尖峰、厚尾的特征, 并非满足正态分布。

2.2.2 同业拆借利率的平稳性检验

对 R_t 序列进行 ADF 检验结果如下图 4:

Lag Length: 0 (Automatic based on SIC, MAXLAG=17)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-27.04565	0.0000
Test critical values: 1% level	-3.443228	
5% level	-2.867112	
10% level	-2.569800	

图 4 ADF 检验结果

Fig. 4 The result of ADF test

由 ADF 检验结果得, 同业拆借利率序列的 T 统计量为-27.04565 小于三种置信水平的临界值, 表明该序列是平稳的。

2.2.3 同业拆借利率的相关性检验

对同业拆借利率 R_t 序列进行相关性检验如图 5。

Included observations: 500





















Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob
		1 -0.190	-0.190	18.217	0.000
		2 -0.099	-0.140	23.154	0.000
		3 0.003	-0.048	23.158	0.000
		4 -0.008	-0.033	23.190	0.000
		5 -0.088	-0.107	27.085	0.000
		6 0.000	-0.050	27.085	0.000
		7 0.058	0.023	28.774	0.000
		8 -0.028	-0.023	29.167	0.000
		9 -0.015	-0.023	29.284	0.001
		10 0.061	0.043	31.206	0.001

图 5 同业拆借利率的自相关性检验结果

Fig. 5 The result of autocorrelation test of inter-bank rate

对同业拆借利率的 10 阶滞后量求自相关函数值与偏自样关函数值, 如图 5 所示: 自相关系数和偏自相关系数显著不为 0, 对其进一步分析, 可以认定同业拆借利率是一个 1 阶自回归过程。

2.2.4 同业拆借利率的 ARCH 效应检验

通过同业拆借利率的自相关检验, R_t 序列可建立均值方程如下:

$$r_t = c + \lambda r_{t-1} + u_t \quad (1)$$

用 OLS 回归结果得:

$$r_t = -0.003810 - 0.190768 r_{t-1} \\ (-0.576605) \quad (-4.332870)$$

$$R^2 = 0.036399 \quad \text{对数似然值} = 247.7303 \quad AIC = -0.984891 \quad SC = -0.968007$$

然后用 OLS 进行回归得到残差项, 通过 Engle(1982)提出的拉格朗日乘子检验(Lagrange

multiplier test 即 LM 检验)进行检验是否存在 ARCH 效应表 3。F 统计量和 LM 统计量均十分显著，即拒绝原假设说明同业拆借利率的残差序列存在 ARCH 效应。^[4]

表 2 ARCH-LM 检验
Table 2 ARCH-LM TEST

统计量	统计量值	概率值	结论
F 统计量	7.430268	0.006640	存在异方差
LM 统计量	7.350121	0.006706	存在异方差

再对回归方程的残差进行相关性检验图 6 所示，回归方程的残差平方的自相关与偏自相关显著不为零，而且 Q 统计量非常显著，所以可以得出回归方程的残差序列存在 ARCH 效应。

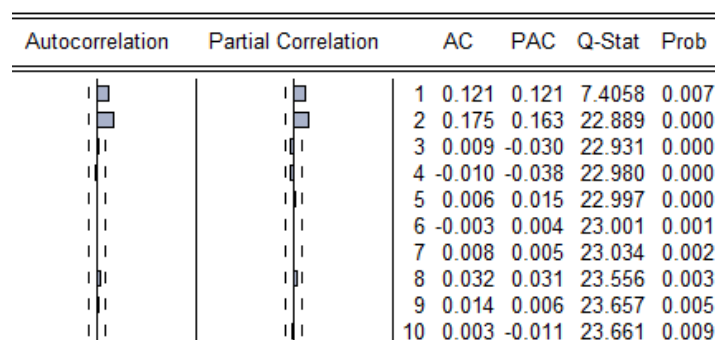


图 6 相关性检验
Fig. 6 Correlation test

3 GARCH 模型结果

3.1 GARCH (1, 1) 模型

根据上文的 ARCH 检验，本文建立 GARCH (1, 1) 模型，均值方程为上文 (1)，

$$\text{方差方程为: } \sigma_t^2 = w + \alpha u_{t-1}^2 + \beta \sigma_{t-1}^2$$

回归方程结果:

$$r_t = 0.003447 - 0.278073 r_{t-1}$$

(0.716766) (-4.425336)

$$\sigma_t^2 = 0.000365 + 0.2226859 u_{t-1}^2 + 0.841361 \sigma_{t-1}^2 \quad (2)$$

(9.655915) (5.909142) (52.97108)

$$R^2 = 0.026268 \quad \text{对数似然值} = 330.5322 \quad \text{AIC} = -1.304738 \quad \text{SC} = -1.262528$$

方差方程中的 ARCH 项和 GARCH 项的系数都是统计显著的，并且对数似然值有所增加，同时 AIC 和 SC 值都变小了，这说明 GARCH 模型能够更好的拟合数据。再对均值方程进行条件异方差的 ARCH LM 检验得统计结果为表 3:

表 3 ARCH LM 检验
Table 3 ARCH LM test

统计量	统计量值	概率值	结论
F 统计量	0.020331	0.886676	无异方差
LM 统计量	0.020412	0.886393	无异方差

从表 4 知此时的相伴概率为 88.67%，接受原假设，认为该残差序列不存在 ARCH 效应。

方差方程式 (2) 中 $\alpha=0.2226859>0$ 反映外部冲击会加剧同业拆借利率的波动，同时 $\beta=0.841361<1$ ，表示同业拆借利率的波动具有一定的持续性。且 $\alpha+\beta=1.06405$ 大于 1，说明同业拆借利率在过去波动和外界冲击的共同作用下，会出现大幅波动，需要较长时间调整。

3.2 EGARCH (1, 1) 模型

均值方程为： $r_t = c + \lambda r_{t-1} + u_t$ ；

方差方程为： $\ln \sigma_t^2 = w + \alpha |u_{t-1} / \sigma_{t-1}| + \gamma u_{t-1} / \sigma_{t-1} + \beta \ln \sigma_{t-1}^2$

回归方程结果：

$$r_t = -0.006406 - 0.462867 r_{t-1}$$

$$(-1.149075) \quad (-9.090429)$$

$$\ln \sigma_t^2 = -1.066231 + 0.491758 |u_{t-1} / \sigma_{t-1}| + 0.385197 u_{t-1} / \sigma_{t-1} + 0.818399 \ln \sigma_{t-1}^2$$

$$(-8.900979) \quad (7.393087) \quad (9.429545) \quad (38.03581)$$

$$R^2 = -0.037796 \quad \text{对数似然值} = 334.1056 \quad \text{AIC} = -1.315053 \quad \text{SC} = -1.264400$$

从的回归方程结果可看出均值方程和方差方程的系数均具有显著性，但它的参数 γ 的系数为 0.385197，而不是通常从股票市场建模中得到的负值，正的 γ 值说明正的冲击比负的冲击引起更大的波动性，可见同业拆借利率市场中的波动性还是与完全市场化且市场化时间较长的股票市场中的波动性具有显著差别的。^[5]

4 实证结果分析及结论

(1) 根据对 OLS 回归方程残差的 ARCH LM 检验，证明了银行间同业拆借利率时间序列数据存在着 ARCH 效应。具有金融时间序列的尖峰厚尾性以及波动率集聚性。

(2) GARCH (1,1) 模型对银行间同业拆借利率配适较好，方程的拟合效果令人满意。由 α 和 β 值知拆借利率的波动非常频繁，波动强度也十分大，这给商业银行利率风险管理提出了巨大的挑战。

(3) 在对 EGARCH(1, 1) 模型的参数估计中，发现的系数为正，说明正的冲击比负的冲击会引起同业拆借利率市场更大的波动性，这与在股票市场中建模得到的负的值所引起的“杠杆效应”显著不同。同业拆借市场建模得到 γ 的系数为 0.385197，说明我国同业拆借市场的自身的波动性较强，可以看出利率市场化改革的推进过程中，我国银行间同业拆借市场的价格对信息的反应较为灵敏，这也说明我国在构建市场化的同业拆借利率上取得了一定的成绩，银行间同业拆借市场正在逐步走向健全。^[6]

[参考文献] (References)

- [1] 江春，刘春华. 发展中国家的利率市场化：理论、经验与启示[J]. 国际金融研究，2007(10)
- [2] 张军松，吴先满. 利率市场条件下我国商业银行面临的风险研究[J]. 商业时代，2010(11).
- [3] 耿浩翔. GARCH 族模型在中国股市中的应用：上证综合指数波动性研究[J]. 企业导报，2009(3).
- [4] 翟爱梅. GARCH 模型对人民币汇率波动的实证研究[J]. 技术经济与管理研究，2010(2).
- [5] 穆昭光，赵伟. 基于 GARCH 模型的沪市波动性的实证研究[J]. 经济师，2009(9).
- [6] 王宗润，肖红艳，周艳菊. 基于 Copula 的商业银行信用——汇率风险整合的实证研究[J]. 财务与金融，