

基于 ARMA - GARCH 模型的同业拆借利率的 VaR 度量

何晓光

(珠三角科技金融产业协同创新发展中心, 广东 广州 510320)

摘要: 以 2007 年 1 月 4 日至 2013 年 12 月 31 日 CHIBOR 和 SHIBOR 隔夜拆借数据为研究样本, 建立基于 ARMA - GARCH 族的利率风险测度 VaR 模型, 结论如下: t 分布不适合描述隔夜拆借利率序列的分布状况; 相对而言, GED 分布假设更适合拆借市场多头头寸的风险预测, n - 分布模型适合空头头寸 VaR 值的预测; 隔夜拆借利率收益率都存在显著的波动非对称性, 在利率上升时的波动更大, 在利率下降时的波动会变小。

关键词: VaR 模型; 银行间同业拆借利率; 利率风险; ARMA - GARCH 模型

中图分类号: F832.1

文献标识码: A

文章编号: 2095 - 3283(2016)02 - 0085 - 03

一、引言

利率市场化改革的不断推进, 传统的利率敏感性缺口分析方法和持续缺口分析方法的缺陷将越来越不能满足现代商业银行利率风险度量的要求。我国金融业需要借鉴国际化的风险管理模式, 引入先进的风险管理模式—VaR 方法, 对同业拆借利率的波动进行监测, 并合理地估计与控制同业拆借头寸所面临的利率风险, 中国人民银行可以通过运用 VaR 模型对各金融机构进行监管, 商业银行则可以提高内部风险管理的技术水平。

赵武、王定成和曾勇(2011)^[1]利用 VaR 方法建立了保险公司的最大风险承受能力与最优投资比例之间的关系, 并给出了风险约束下保险公司的最优混合投资比例的最优解; 杨夫立(2012)^[2]对证券投资基金的市场风险进行了估计, 认为基于 GED 分布的 GARCH 模型计算的 VaR 值最能真实反映基金的风险; 房小定和吕鹏(2013)^[3]认为 GED 分布较好地刻画了 SHIBOR 对数日收益率序列的分布; 朱孟楠和侯哲(2013)^[4]利用 MFA - VaR 模型对我国外汇储备面临的汇率风险进行了测度, 认为在弱化各币种汇率波动相关性的条件下, 我国外汇储备面临的汇率风险较小; 何晓光和黄德权(2014)^[5]研究了基于 ARMA - GARCH 簇的上海银行间同业拆借市场的多个市场利率风险测度 VaR 模型。

笔者认为有以下几点值得进一步讨论: 1. CHIBOR 是实盘交易形成的利率, 交易规模小和活跃性低, 而作为货币市场短期基准利率的 SHIBOR 是自主报价形成的, 有必要作对比研究。2. SHIBOR 数据自 2007 年 1 月 4 日

才正式运行, 采用最新最全的数据, 可以准确反映市场的发展变化。3. 少数学者直接利用利率而不是其收益率建立模型, 准确性值得商榷。

二、理论模型

(一) VaR 的计算

用 GARCH 模型估计波动率, 资产持有者的多头头寸和空头头寸的日相对 VaR 模型分别为:

$$\text{VaR}_t(\alpha) = P_{t-1} \varepsilon_{\alpha} \sigma_{t-1}, \text{VaR}_t(1 - \alpha) = P_{t-1} \varepsilon_{1-\alpha} \sigma_{t-1}$$

P_{t-1} 、 σ_{t-1} 分别为 SHIBOR 的收益率拟合模型的条件均值和条件方差的向前一步预测值, ε_{α} 、 $\varepsilon_{1-\alpha}$ 为 ε 分布的左尾和右尾 α 分位数。

(二) CARCH 模型簇

CARCH 模型是 GARCH 模型的扩展形式, CARCH (1,1) 模型是一个非线性的严格的 GARCH(2,2) 模型:

$$\sigma_t^2 - q_t = \alpha_1 (u_{t-1}^2 - q_{t-1}) + \gamma (u_{t-1}^2 - q_{t-1}) d_{t-1} + \lambda_2 (\sigma_{t-1}^2 - q_{t-1}) + \theta_2 z_t$$

$$q_t = \omega + \lambda_1 (q_{t-1} - \omega) + \alpha_2 (u_{t-1}^2 - \sigma_{t-1}^2) + \theta_1 z_t$$

分别为短期和长期分量方程, ω 是常数, q_t 将以速度 λ_1 收敛于 ω , z 是外生变量, d 是哑变量, 当 $u_{t-1} < 0$ 时, $d_t = 1$, 否则 $d_t = 0$; $\gamma > 0$ 意味着条件方差中的短期杠杆效应, 对长期波动率的影响主要体现在系数 λ_1 的变化上。

(三) 关于分布

对于 GARCH 模型簇中的残差分布, 当正态分布假设不足以反映股市收益率序列的特性时, 通常采用 Nelson 和 Hamilton 等人提出的 t -分布和 GED 分布来拟合,

[作者简介] 何晓光(1970 -), 男, 河南新县人, 广东财经大学金融学院副教授, 博士, 研究方向: 数量经济学与金融经济学。

[基金项目] 本论文的研究工作受珠三角科技金融产业协同创新发展中心资助。

GED 分布的概率密度函数为:

$$f(x, v) = \frac{v\Gamma(3/v)^{1/2}}{2\Gamma(1/v)^{3/2}} \exp\left(-|x|^v \left(\frac{\Gamma(3/v)}{\Gamma(1/v)}\right)^{v/2}\right)$$

当 $v < 2$ 时, GED 表现为厚尾; 当 $v = 2$ 时, GED 为正态分布; 当 $v > 2$ 时, GED 则表现为瘦尾。

三、数据的基本特征

CHIBOR 和 SHIBOR 是央行基准利率的重要参考指标, CHIBOR 于 1996 年 6 月 1 日运行, 交易规模小且活跃性低。2007 年 1 月 4 日正式运行的 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借利率确定的算术平均利率, SHIBOR 是剥离了信用升贴水后的利率, CHIBOR 是实盘交易形成的利率, 两者生成机制有差异。为便于比较, 选择 2007 年 1 月 4 日至 2013 年 12 月 31 日 CHIBOR 和 SHIBOR 的隔夜拆借数据进行实证研究。

(一) 样本数据的处理

为得到平稳的收益率序列数据, 对隔夜拆借利率数据分别计算了复合收益率, $R_{1t} = \ln CHIBOR_t - \ln CHIBOR_{t-1}$, $R_{2t} = \ln SHIBOR_t - \ln SHIBOR_{t-1}$, 通过对数收益率的处理可以有效地消除原数列的自相关性。



(二) 对收益率序列的检验

R_{1t} 和 R_{2t} 的曲线图表明收益率序列无明显趋势, 并呈现波动的异方差性, 为合理选择模型, 对 CHIBOR 和 SHIBOR 及其收益率序列进行正态性检验、平稳性检验、自相关性及条件异方差性检验。

1. 拆借利率序列及其收益序列分布特征有差异。CHIBOR 隔夜拆借利率从 2007 年到 2013 年 12 月的平均值达到 2.362%, 与 SHIBOR 的 2.361% 差异很小, 都存在较大的波动性 (CHIBOR 与 SHIBOR 的标准差分别为 1.169%、1.168%, 反映了利率的波动性与投资者的高风险)。CHIBOR 与 SHIBOR 的分布都呈现非对称性与右偏倚特征 (偏度 > 0), 而 R_{1t} 和 R_{2t} 则呈现左偏倚特征 (偏度 < 0), 分布峭度 (Kurtosis) 都显著大于 3, 表明了分布有厚尾特性。

2. 拆借利率序列及其收益序列自相关性特征不同。CHIBOR 和 SHIBOR 自相关图都呈现缓慢衰减特性, 偏自相关图则呈现一阶截尾。而 R_{1t} 和 R_{2t} 自相关函数和偏自相关函数值差异不大, 在 5% 的检验水平下, 基本可以拒绝 R_{1t} 和 R_{2t} 不存在序列相关性的假设。

3. 拆借利率序列及其收益序列平稳性特征不同。对收益序列分别进行了单位根检验的 ADF (Augmented Dickey - Fuller Test) 检验、PP (Phillips - Perron) 检验, 结果发现拆借利率序列属不平稳序列, R_{1t} 和 R_{2t} 序列则属平稳序列, 通过运用 LM 检验, 证实 R_{1t} 和 R_{2t} 序列是自回

Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob	
		1	0.086	0.086	12.859	0.000
		2	-0.042	-0.049	15.876	0.000
		3	-0.012	-0.005	16.149	0.001
		4	-0.035	-0.036	18.286	13.001
		5	-0.075	-0.070	28.096	0.000
		6	-0.049	-0.041	32.363	0.000
		7	-0.022	-0.022	33.216	0.000
		8	-0.084	-0.089	45.665	0.000
		9	-0.068	-0.063	53.849	0.000
		10	-0.068	-0.077	61.895	0.000
		11	-0.004	-0.011	61.918	13.000
		12	-0.016	-0.037	62.352	0.000
		13	-0.031	-0.052	64.059	0.000
		14	-0.007	-0.030	64.147	0.000
		15	-0.049	-0.078	68.456	0.000
		16	-0.043	-0.063	71.708	0.000
		17	-0.006	-0.034	71.767	0.000
		18	0.014	-0.025	72.127	0.000



Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob	
		1	0.087	0.087	13.187	0.000
		2	-0.042	-0.050	16.231	0.000
		3	-0.013	-0.005	16.536	0.001
		4	-0.036	-0.036	18.765	0.001
		5	-0.074	-0.069	28.276	0.000
		6	-0.049	-0.041	32.527	0.000
		7	-0.022	-0.022	33.367	0.000
		8	-0.084	-0.089	45.918	0.000
		9	-0.067	-0.062	53.928	0.000
		10	-0.071	-0.081	62.843	0.000
		11	-0.003	-0.009	62.856	0.000
		12	-0.016	-0.039	63.318	0.000
		13	-0.030	-0.051	64.935	0.000
		14	-0.008	-0.032	65.060	0.000
		15	-0.051	-0.079	69.569	0.000
		16	-0.041	-0.061	72.528	0.000
		17	-0.005	-0.034	72.574	0.000
		18	0.016	-0.023	73.019	0.000

图 1 CHIBOR 和 SHIBOR 的收益率
 R_{1t} 和 R_{2t} 序列相关图

归条件异方差过程。

因此, 以 R_{1t} 和 R_{2t} 为因变量, 采用 ARMA 与 GARCH 类模型相结合来估计和预测同业拆借利率的波动性。

四、实证分析与模型检验

(一) 各种分布假设下 R_{1t} 的 ARMA - GARCH 模型拟合

表 1 收益率序列 R_{1t} 和 R_{2t} 在不同分布假设下的优选模型

序列	R_{1t}			R_{2t}		
	EGARCH	PARCH		TARCH	EGARCH	PARCH
n-分布	(2,1)	(2,1)		(2,2)	(2,1)	(2,1)
g-分布	TARCH (2,1) - M	PARCH (2,2) - M	CARCH (1,1) - M	TARCH (2,1) - M	PARCH (2,1) - M	
均值方程	ARMA (1,8)			ARMA (8,5)		

对序列 R_{1t} 分别假设模型残差序列服从 n-分布、t-分布和 g-分布, 基于 AIC、SC 值以及残差检验的相伴概率, 并考虑到模型系数的显著性水平, 以此确定模型的滞后阶数, 经过反复测算, 最终为序列 R_{1t} 和 R_{2t} 分别选择了

5种刻画其时变性特征的条件异方差模型,各模型能较好地描述同业拆借利率收益序列的异方差现象,具体优选模型见表1(限于篇幅,具体拟合参数略)。

(二) VaR 模型的回测检验

在不同的分布及置信度下,计算出 CHIBOR 和 SHIBOR 市场的 VaR 结果,分别见表2、表3,所构建的 VaR 模型是否有效,需要采用回测技术来检验 VaR 模型的准确性。采用的回测检验方法是由 Kupiec(1995)提出的基于失败率的似然比率验证方法,检验统计量为:

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

在零假设成立条件下,统计量 LR 服从自由度为 1 的卡方分布,其 95% 置信水平下的分位数为 3.841,当在 95% 置信水平下计算 VaR 时,如果此时的 $LR > 3.841$,我们就拒绝模型,LR 统计量的值越小,说明该模型的预测越准确。

表2 置信度为 95% 的 R_{11} 各模型日相对 VaR 的统计结果

模型	置信度	VaR 均值 绝对值	VaR 标准差	失败天数		失败率		LR 统计量	
				多头	空头	多头	空头	多头	空头
1	95%	0.448	1.616	39	98	0.022	0.056	26.362	3.321 *
2	95%	0.402	0.508	41	94	0.023	0.054	23.486	1.777 *
3	95%	0.478	0.902	54	150	0.031	0.086	9.308	51.194
4	95%	0.426	0.733	62	141	0.036	0.081	3.923	39.637
5	95%	0.288	0.445	99	185	0.057	0.106	3.762 *	106.940

注: * 表示在显著性水平为 5% 时,数据通过了自由度为 1 的卡方分布,从而可以接受原模型。

表3 置信度为 95% 的 R_{21} 各模型日相对 VaR 的统计结果

模型	置信度	VaR 均值 绝对值	VaR 标准差	失败天数		失败率		LR 统计量	
				多头	空头	多头	空头	多头	空头
1	95%	0.408	0.533	44	94	0.025	0.054	19.572	1.836 *
2	95%	0.443	1.435	38	93	0.022	0.053	27.901	1.505 *
3	95%	0.407	0.539	41	95	0.024	0.055	23.511	2.189 *
4	95%	0.487	0.927	53	142	0.030	0.082	10.179	40.951
5	95%	0.408	0.533	60	147	0.035	0.085	5.094	47.300

注: * 表示在显著性水平为 5% 时,数据通过了自由度为 1 的卡方分布,从而可以接受原模型。

对隔夜拆借利率,CHIBOR 和 SHIBOR 的风险度量具有相近的结果,即在相同新息分布假设和相同的显著性水平下,各模型计算得到的多头头寸和空头头寸的 VaR 估计的失败天数无明显差异。而在不同分布假设和不同

的显著性水平下,返回测试的结果却出现了明显的差异。在正态分布假设下,多头头寸的 VaR 值偏高,失败率偏低,显得过于悲观,而空头头寸的 VaR 估计值比较理想。相对于正态分布新息假设而言,GED 分布假设下的空头头寸的 VaR 值偏小,失败率偏高,而多头头寸的 VaR 估计值比较理想。

五、结论

第一,通过选择适当的滞后阶数和新息假设,两种隔夜拆借利率的收益率序列都可以通过 ARMA - GARCH 模型簇来刻画,通过分析各模型中反映波动的非对称性特征的具体参数可知,隔夜拆借利率收益率都存在显著的波动非对称性,但又非杠杆效应,在利率上升时的波动更大,在利率下降时的波动会变小。

第二,在新息相同分布假设和相同的显著性水平下,不同的 GARCH 模型簇计算得到的 VaR 值并无明显差异,失败天数相差不大,而在不同分布假设和不同的显著性水平下,返回测试的结果却出现了明显的差异,说明模型种类的选择并非 VaR 值度量的关键因素,而 VaR 更关注尾部特征。

第三,分布假设和显著性水平的高低影响 VaR 值的准确性。由于在 t - 分布假设情况下,没有合适的模型能够拟合收益率,说明 t - 分布假设不符合市场利率的新息特征;对多头头寸而言,GED 分布新息分布假设优于正态分布假设和 t - 分布假设;正态分布假设虽然能够比较理想地估计空头头寸的 VaR,但却会高估多头头寸的风险值。

[参考文献]

- [1] 赵武,王定成,曾勇. 基于 VaR 风险约束下保险公司的最优混合投资策略[J]. 统计与决策,2011(12): 57 - 60.
- [2] 杨夫立. 基于 GARCH 模型的证券投资基金 VaR 计算与实证研究[J]. 经济问题,2012(6): 87 - 91.
- [3] 房小定,吕鹏. 基于 GARCH 模型的上海同业拆借利率风险度量[J]. 西安电子科技大学学报,2013(4): 18 - 26.
- [4] 朱孟楠,侯哲. 中国外汇储备汇率风险损失区间测度——基于重新定义下的研究[J]. 财贸经济,2013(8): 58 - 66.
- [5] 何晓光,黄德权. 基于 ARMA - GARCH 类模型的上海银行同业拆借利率 VaR 比较[J]. 经济与管理评论,2014(9): 38 - 43.

(责任编辑:董博雯)