

doi:10.16055/j.issn.1672-058X.2021.0002.010

基于 EGARCH 和 Cornish-Fisher 展开的 VaR 度量方法*

魏正元, 王雪**, 杨丹, 杨书悦

(重庆理工大学 理学院, 重庆 400054)

摘要:针对度量收益率风险价值 VaR 时, GARCH 模型不能体现正负收益率的非对称效应, 研究了基于 EGARCH 模型和 Cornish-Fisher 展开度量 VaR 的一般方法。该方法结合了 EGARCH 模型和 Cornish-Fisher 展开, 将 EGARCH 模型的偏度和峰度代入 Cornish-Fisher 展开中对收益率 VaR 进行度量。实证分析选取标普 500 指数日收益率作为样本数据, 度量该收益率的风险价值 VaR; 该收益率具有非对称性, 建立了能够体现非对称性的 EGARCH(1,1) 模型, 运用新的 VaR 的方法与经典的基于极值理论的 VaR 度量方法, 和基于 Bootstrap 方法的 VaR 度量方法对收益率 VaR 进行了度量, 在不同的置信水平下比较了 3 种方法 VaR 度量结果失败率的大小; 结果显示: 新的 VaR 方法对收益率 VaR 的度量效果优于其他两种方法, 对于具有非对称效应的收益率, 可考虑此方法度量收益率的 VaR。

关键词: 风险价值 VaR; EGARCH 模型; Cornish-Fisher 展开; Bootstrap 方法

中图分类号: O212.1

文献标志码: A

文章编号: 1672-058X(2021)02-0064-04

0 引言

VaR (Value at Risk, 风险价值) 方法已成为目前金融界测量市场风险的主流方法, 它衡量了一个金融头寸在给定的持有期 l 和置信水平 $\alpha (0 < \alpha < 1)$ 下由于市场变动可能发生的最大损失量。令 X 表示在持有期 l 内金融头寸价值的改变, 一个多头头寸在持有期的 VaR 定义为 X 的 α 分位数^[1]; $VaR_{\alpha} = \inf\{x: P(X \leq x) \geq \alpha\}$ 。GARCH 类模型能较好地描述收益波动率的演变, 曹志鹏等^[2]在对比经典套期保值比率优劣的基础上, 构建了以 GARCH(1,1) 为基础的 VaR 最优动态套期保值模型; 于孝建等^[3]提出了对股票收益 VaR 值进行度量的 M-Realized GARCH 模型; 黄崇珍等^[4]基于 GARCH 模型计算了华夏沪深 300ETF 联接在厚尾性的 t 分布和 GED 分布下的风险值; Lu 等^[5]将 Copula 函数与 GARCH 模型相结合, 构造了条件联合分布, 用于估计能源市场

中原油期货和天然气期货等权重投资组合的风险价值 VaR。

Cornish-Fisher 展开方法能对收益率分位数进行有效展开。魏正元等^[6]针对小样本情形下的收益率序列, 运用 Cornish-Fisher 展开方法计算 VaR 值; 极值理论 (EVT) 在风险度量中的应用越来越广泛, 梁媛等^[7]借用 EVT 能够刻画极端损失的优势建立了 EVT-ARMA-EGARCH-M 和 EVT-ARMATGARCH-M 两种模型捕捉收益分布的粗尾评估金融市场的极端风险; 基于 Bootstrap 的 VaR 度量方法备受关注, Swensen 等^[8]研究了包含平稳回归的降秩向量自回归 VaR 模型的 Bootstrap 算法。

EVT 能够较好地捕捉收益率出现极值的情况, Bootstrap 方法度量 VaR 时不需要对收益率的分布做任何假设, 但 EVT 和 Bootstrap 不能刻画收益率的波动聚集性, GARCH 族模型克服了这一弱点。以往的研究中选用的 GARCH 模型不能体现资产收益率序列的非对称效应, 本文将 EGARCH 模型与

收稿日期: 2020-08-28; 修回日期: 2020-10-29.

* 基金项目: 重庆市自然科学基金项目 (CSTC2019JCYJ-MSXMX0386); 重庆市自然科学基金项目 (CSTC2020JCYJ-MSXMX0232).

作者简介: 魏正元 (1975—), 男, 湖北襄阳人, 副教授, 从事金融统计与数据分析研究.

** 通讯作者: 王雪 (1996—), 女, 重庆人, 研究生, 从事金融统计与数据分析研究. Email: 1208730728@qq.com.

Cornish-Fisher 展开相结合,通过迭代 EGARCH 模型的波动率方程计算出收益率序列的偏度和峰度,把计算所得的偏度和峰度代入 Cornish-Fisher 展开式,再用 Cornish-Fisher 展开对收益率 VaR 进行度量,称这种 VaR 度量方法为 $VaR_{\text{GARCH-CF}}$ 方法。为了方便比较,将经典的基于极值理论的 VaR 方法称为 VaR_{EVT} 方法,基于 Bootstrap 度量 VaR 的方法称为 VaR_{BS} 方法。最后,取样标普 500 指数 1990-01-01—2020-03-31 收益率数据,将研究的方法与其他两种方法进行了对比测试,评述了 3 种方法的优劣。

1 模型与预备知识

1.1 EGARCH 模型

Nelson(1991)提出了 EGARCH 模型:

$$\begin{cases} X_t = u_t + a_t \\ a_t = h_t \varepsilon_t \\ \ln(h_t^2) = \alpha_0 + \sum_{i=1}^p \alpha_i g(\varepsilon_i) + \sum_{j=1}^q \beta_j \ln(h_{t-i}^2) \\ g(\varepsilon_i) = \theta \varepsilon_i + r[|\varepsilon_i| - E|\varepsilon_i|] \end{cases}$$

其中, X_t 为收益率, a_t 为扰动(也可称为残差或新息), $u_t = E(X_t | \mathcal{F}_{t-1})$, $h_t^2 = \text{Var}(X_t | \mathcal{F}_{t-1})$, 直到 $t-1$ 时刻的 σ 代数信息集, $\mathcal{F}_{t-1} = \sigma(X_1, X_2, \dots, X_{t-1})$, ε_t 独立同分布, $E(\varepsilon_t) = 0$, $\text{Var}(\varepsilon_t) = 1$, 参数 $\alpha_0, \alpha_i, \beta_j, r$ 为实数, $g(\varepsilon_i)$ 是加权扰动函数^[9]。

1.2 Cornish-Fisher 展开

若收益率序列 X_1, X_2, \dots, X_n 独立同分布 $X \sim F(x)$, 满足 Cramer 条件 $\limsup_{t \rightarrow \infty} |E_F(e^{uX})| < 1$, 令 $R_n = \sqrt{n}(\bar{X}_n - u)/\sigma$, u 和 σ 分别为 X 的均值和标准差, $H(\alpha) = P_F(R_n \leq x)$ 分位数的 Cornish-Fisher 展开为^[10]

$$H^{-1}(\alpha) = z_\alpha + \frac{\kappa_3}{6}(z_\alpha^2 - 1) + \frac{\kappa_4 - 3}{24}(z_\alpha^3 - 3z_\alpha) - \frac{\kappa_3^2}{36}(2z_\alpha^3 - 5z_\alpha) + O(n^{-\frac{3}{2}}) \quad (1)$$

其中: z_α 为标准正态分布的 α 分位数, κ_3 和 κ_4 分别表示总体分布 X 的偏度和峰度。

1.3 Bootstrap 方法

当 X_1, X_2, \dots, X_n 是来自总体 $X \sim F(x)$ 的 iid 样本, 样本次序统计量为 $X_{(1)}, X_{(2)}, \dots, X_{(n)}$, 可用 Bootstrap 方法估计其样本 p 分位数:

$$\xi_p = \begin{cases} \frac{p_2 - p}{p_2 - p_1} x_{(l_1)} + \frac{p - p_1}{p_2 - p_1} x_{(l_2)}, & l \text{ 为非整数} \\ \frac{1}{2}(x_{(l)} + x_{(l+1)}), & l \text{ 为整数} \end{cases}$$

其中: $l = np, l_1$ 和 l_2 表示与 l 相邻的两个数, $l_i = p_i n$ 。

从样本 X_1, X_2, \dots, X_n 中随机抽取 B 个 Bootstrap 子样本; 计算每个 Bootstrap 子样本的样本 p 分位 $\xi_{p,i}$ ($i = 1, \dots, n$), VaR_{BS} 为 B 个 Bootstrap 子样本分位数的均值:

$$VaR_{\text{BS}} = \frac{\sum_{i=1}^B \xi_{p,i}}{B}$$

1.4 EVT 方法

设 X_1, X_2, \dots, X_n 是来自总体分布 $X \sim F(x)$ 的 iid 样本, 给定一个阈值 u , 当 $X > u$ 时, X 为极值, $Y = X - u$ 为超额。超额分布函数为

$$F_u(y) = P\{X - u \leq y | X > u\} = \frac{F(u+y) - F(u)}{1 - F(u)} = \frac{F(x) - F(u)}{1 - F(u)}$$

其中: $0 \leq y \leq x_0 - u$, $\hat{F}(u) = (n - N_u)/n$ (N_u 为 $X > u$ 的个数), 当 n 趋于无穷时, 超额分布 $F_u(y)$ 收敛到广义帕累托分布(GPD)^[11]。将 GPD 值和 $F(u)$ 代入极值分布得到:

$$F(x) = (1 - F(u)) G_{\xi, \beta}(x - u) + F(u)$$

其中: $G_{\xi, \beta}(\cdot)$ 为 GPD 值, ξ 为 GPD 的形状参数, β 为 GPD 的尺度参数。

$$F(x) = 1 - \frac{N_u}{n} \left(1 + \xi \frac{x - u}{\beta}\right)^{-1/\xi}$$

给定概率 $p > F(u)$, 得到

$$VaR_{\text{EVT}} = u + \frac{\xi}{\beta} \left\{ \left[\frac{n}{N_u} (1 - p) \right]^{-\xi} - 1 \right\}$$

2 VaR_{EGARCH-CF} 方法

定理 1 若收益率 X_t 的扰动 a_t 满足 EGARCH(1, 1) 模型, X_t 的分布函数为 F , 则分位数的 Cornish-Fisher 展开为

$$F_n^{-1}(\alpha) = u_t + \sigma_t \left[z_\alpha + \frac{K-3}{24n} (z_\alpha^3 - 3z_\alpha) \right] + O(n^{-\frac{3}{2}})$$

其中: $K = 3 \exp[\alpha_1^2 (2 - r^2) \sum_{i=1}^{\infty} \beta_i^{2i-2}]$, u_t 和 σ_t 分别为基于 EGARCH(1, 1) 的条件均值和条件标准差, z_α 为标准正态分布的 α 分位数。

证明 EGARCH(1, 1) 表示为

$$X_t = u_t + a_t, \quad a_t = h_t \varepsilon_t, \quad \varepsilon_t \sim N(0, 1)$$

$$\ln(h_t^2) = \alpha_0 + \alpha_1 (|\varepsilon_{t-1}| - r \varepsilon_{t-1}) + \beta_1 \ln(h_{t-1}^2)$$

迭代运算得到:

$$\begin{aligned} \ln(h_t^2) &= \alpha_0 + \alpha_1 (|\varepsilon_{t-1}| - r \varepsilon_{t-1}) + \beta_1 \ln(h_{t-1}^2) = \\ &\alpha_0 + \alpha_1 (|\varepsilon_{t-1}| - r \varepsilon_{t-1}) + \end{aligned}$$

$$\beta_1[\alpha_0 + \alpha_1(|\varepsilon_{t-2}| - r\varepsilon_{t-2}) + \beta_1 \ln(h_{t-2}^2)]$$

$$\dots =$$

$$\sum_{i=1}^{\infty} [\alpha_0\beta_1^{i-1} + \alpha_1\beta_1^{i-1}(|\varepsilon_{t-1}| - r\varepsilon_{t-1})]$$

$$h_t^2 = \exp\left\{\sum_{i=1}^{\infty} [\alpha_0\beta_1^{i-1} + \alpha_1\beta_1^{i-1}(|\varepsilon_{t-1}| - r\varepsilon_{t-1})]\right\}$$

$$h_t^4 = \exp\left\{\sum_{i=1}^{\infty} [2\alpha_0\beta_1^{i-1} + 2\alpha_1\beta_1^{i-1}(|\varepsilon_{t-1}| - r\varepsilon_{t-1})]\right\}$$

$$E[\alpha_t] = E[h_t\varepsilon_t] = E[h_t]E[\varepsilon_t] = 0$$

$$E[\alpha_t^3] = E[h_t^3\varepsilon_t^3] = E[h_t^3]E[\varepsilon_t^3] = 0$$

$$E[\alpha_t^2] = E[E[h_t^2|\mathcal{F}_{t-1}]] = E[h_t^2] =$$

$$\exp\left(\sum_{i=1}^{\infty} \alpha_0\beta_1^{i-1} + 2\sum_{i=1}^{\infty} \alpha_1\beta_1^{i-1} + \sum_{i=1}^{\infty} \alpha_1^2\beta_1^{2i-2} - \sum_{i=1}^{\infty} \alpha_1\beta_1^{i-1}r - \sum_{i=1}^{\infty} \frac{1}{2}\alpha_1^2\beta_1^{2i-2}r^2\right)$$

$$E[\alpha_t^4] = E[h_t^4\varepsilon_t^4] = 3E[h_t^4] =$$

$$\exp\left(2\sum_{i=1}^{\infty} \alpha_0\beta_1^{i-1} + 4\sum_{i=1}^{\infty} \alpha_1\beta_1^{i-1} + 4\sum_{i=1}^{\infty} \alpha_1^2\beta_1^{2i-2} - 2\sum_{i=1}^{\infty} \alpha_1\beta_1^{i-1}r - 2\sum_{i=1}^{\infty} \alpha_1^2\beta_1^{2i-2}r^2\right)$$

由中心化不改变偏度和峰度, X_t 的偏度和峰度为

$$S = \frac{E[(a_t - E[a_t])^3]}{E[(a_t - E[a_t])^2]^{3/2}} = 0$$

$$K = \frac{E[(a_t - E[a_t])^4]}{(E[(a_t - E[a_t])^2])^2} =$$

$$3\exp[\alpha_1^2(2 - r^2)\sum_{i=1}^{\infty} \beta_1^{2i-2}]$$

将偏度 S 和峰度 K 代入式(1)得到:

$$H^{-1}(\alpha) = z_\alpha + \frac{K-3}{24n}(z_\alpha^3 - 3z_\alpha) + O(n^{-\frac{3}{2}})$$

u_t 和 σ_t 分别为基于 EGARCH(1,1) 的条件均值和条件标准差, 基于定理 1 得到 $VaR_{EGARCH-CF}$ 对 VaR 的度量为

$$VaR_{EGARCH-CF} = u_t + \sigma_t \left[z_\alpha + \frac{K-3}{24n}(z_\alpha^3 - 3z_\alpha) \right] + O(n^{-\frac{3}{2}})$$

3 实证分析

选取标普 500 指数 1990-01-01—2020-03-31 共 7 620 个收盘价 P_t 进行实证分析。从多头的角度考虑 t 时刻的收益率 $r_t = -(\log(P_t) - \log(P_{t-1}))$ 。

图 1 是标普 500 收益率时序图, 该图显示收益率异常值出现的频率比较高并显示出波动聚类的现象。表 1 是标普 500 指数的描述性统计表, 其中收益率的峰度大于 3, 表明收益率序列存在明显的尖

峰特征, 收益率的偏度为正, 说明收益率序列是非对称的, 这和金融序列大多存在偏态是相符合的^[12]。收益率 JB 统计量显示出收益率具有非正态性, ADF 检验统计量和 LM 检验统计量表明收益率平稳且具有 ARCH 效应, 将选用 EGARCH 模来对标普 500 收益率序列进行建模。

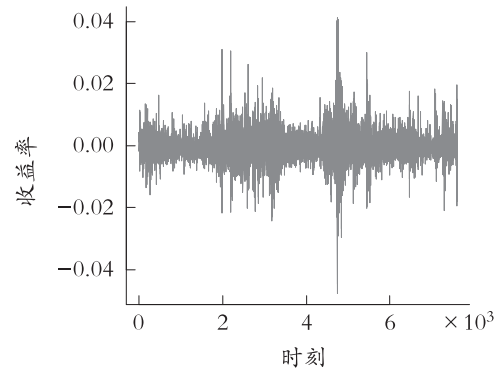


图 1 标普 500 收益率时序图

Fig. 1 Time series chart of S&P 500 returns

表 1 收益率的描述性统计表

Table 1 Descriptive statistics table of returns

均值	偏度	峰度	JB	ADF	LM
0.003	0.418	11.728	43 920	19.459	2 444.9

注: 其中 JB 表示 Jarque-Bera 检验统计量, ADF 表示 ADF 检验统计量, LM 表示 LM 检验统计量。

表 2 是 EGARCH 模型拟合收益率的 AIC 值和 BIC 值汇总表, 根据 AIC 值和 BIC 值越小拟合模型越优的原则, 应选用 EGARCH(1,1) 模型对收益率进行拟合, 收益率的 EGARCH(1,1) 模型为

$$X_t = 0.0033 + a_t, \quad a_t = h_t\varepsilon_t, \quad \varepsilon_t \sim N(0, 1)$$

$$\ln(h_t^2) = 0.574 + 0.291(|\varepsilon_{t-1}| - 0.735\varepsilon_{t-1}) + 0.916\ln(h_{t-1}^2)$$

表 2 EGARCH 模型 AIC 值和 BIC 值汇总表

Table 2 Summary table of AIC and BIC values of EGARCH model

EGARCH(p, q)	(1,1)	(2,1)	(1,2)	(2,2)
AIC	-1.451	-1.389	-1.451	-1.389
BIC	-1.401	-1.398	-1.396	-1.352

注: p, q 为 EGARCH 的阶数, 取值都为 1 或 2。

表 3 是 EGARCH(1,1) 模型检验结果表, 其中 Ljung-Box 统计量显示 EGARCH(1,1) 模型拟合收益率后的标准化残差和标准化残差的平方没有显著的自相关, 所以收益率拟合的 EGARCH(1,1) 模型是充分的。

表3 EGARCH(1,1)模型检验结果表
Table 3 EGARCH (1,1) model test results

滞后阶数	对象	LB 统计量	p 值
10	\bar{a}_t	5.286	0.872
	\bar{a}_t^2	20.971	0.399
20	\bar{a}_t	5.013	0.890
	\bar{a}_t^2	14.264	0.817

注:其中 \bar{a}_t 和 \bar{a}_t^2 分别表示EGARCH(1,1)模型拟合收益率后的标准化残差和标准化残差的平方。

基于3种方法(即 $\text{VaR}_{\text{GARCH-CF}}$ 方法、 VaR_{BS} 方法、 VaR_{EVT} 方法)对VaR进行度量,选取临近2020年3月31日的255个收益率数据作为测试集,应用失败率法对3种VaR度量方法进行比较。失败率检验法是评估风险模型常用的统计检验法。该方法把实际损失超过VaR的情况记为失败,假定样本观察周期为 T , p 为失败率($p=T/N$),期望失败率为 c ($c=1-\alpha$, α 为置信水平), p 与 c 越接近表示VaR度量效果越优^[13]。表4是不同置信水平下VaR度量结果,该表给出了收益率序列在3种VaR度量方法和3个置信水平下的VaR值。由表4可知:VaR值随着置信水平 α 的增加而增加,因此风险厌恶者可选择较高的置信水平从而有效地度量VaR值。从失败率来看:当置信水平 $\alpha=0.99$ 时 VaR_{BS} 方法对收益率序列的VaR度量效果最优,当置信水平 α 为0.9和0.95时, $\text{VaR}_{\text{GARCH-CF}}$ 方法对收益率序列的VaR度量效果要优于其他两种方法。

表4 不同置信水平下VaR度量结果
Table 4 VaR measurement results under different confidence levels

α	方法	VaR	失败率
0.99	EGARCH-CF	0.469 706	0.140
	EVT	0.338 305	0.201
	BS	0.473 151	0.047
0.95	EGARCH-CF	0.465 280	0.067
	EVT	0.331 035	0.233
	BS	0.441 523	0.163
0.9	EGARCH-CF	0.459 667	0.089
	EVT	0.329 522	0.240
	BS	0.430 857	0.170

4 总 结

选取的标普500指数收益率具有非对称效应和

波动聚集的特征。 $\text{VaR}_{\text{GARCH-CF}}$ 方法能够较好地描述这些特征从而更好地度量VaR。研究结果表明:置信水平为0.95和0.90时, $\text{VaR}_{\text{GARCH-CF}}$ 方法对标普500指数收益率的VaR度量效果要优于 VaR_{BS} 方法和 VaR_{EVT} 方法。对于具有非对称效应的收益率,可考虑 $\text{VaR}_{\text{GARCH-CF}}$ 方法对其VaR值进行度量。

参考文献(References):

- [1] 黎子良,邢海鹏,姚佩佩. 金融市场中的统计模型和方法[M]. 北京:高等教育出版社,2009
LI Z L, XING H P, YAO P P. Statistical Models and Methods in Financial Markets[M]. Beijing: Higher Education Publisher, 2009(in Chinese)
- [2] 曹志鹏,路华. 基于GARCH-VaR方法的套期保值比率与效率的实证[J]. 统计与决策,2018,34(16):157—160
CAO Z P, LU H. Empirical Study on Hedging Ratio and Efficiency Based on GARCH-VaR Method [J]. Statistics and Decision, 2018,34(16): 157—160(in Chinese)
- [3] 于孝建,王秀花. 基于混频已实现GARCH模型的波动预测与VaR度量[J]. 统计研究,2018,35(1):104—116
YU X J, WANG X H. Volatility Prediction and VaR Measurement Based on Hybrid Realized GARCH Model [J]. Statistical Research, 2018, 35(1): 104—116 (in Chinese)
- [4] 黄崇珍,曹奇. 基于GARCH-VaR模型的开放式基金风险度量[J]. 统计与决策,2017(1):152—155
HUANG C Z, CAO Q. Risk Measurement of Open End Funds Based on GARCH-VaR Model [J]. Statistics and Decision, 2017 (1): 152—155(in Chinese)
- [5] LU X F, LAI K K, LIANG L. Portfolio Value-at-Risk Estimation in Energy Futures Markets with Time-Varying Copula-GARCH Model [J]. Annals of Operations Research, 2014(1): 333—357
- [6] 魏正元,李素平,李乔,等. Cornish-Fisher展开在VaR中的应用[J]. 重庆理工大学学报(自然科学版),2019,33(8):232—236
WEI Z Y, LI S P, LI Q, et al. The Application of Cornish Fisher Expansion in VaR [J]. Journal of Chongqing University of Technology (Natural Science Edition), 2019, 33 (8): 232—236(in Chinese)
- [7] 梁媛,高彩霞. 基于极值理论的ARMA-GARCH-M类模型及实证分析[J]. 内蒙古大学学报(自然版),2018,49(3):240—245

- LIANG Y, GAO C X. Arma-Garch-M Model and Empirical Analysis Based on Extreme Value Theory [J]. Journal of Inner Mongolia University (Natural Science Edition), 2018, 49 (3): 240—245 (in Chinese)
- [8] SWENSEN A R. A Bootstrap Algorithm for Testing Cointegration Rank in VaR Models in The Presence of Stationary Variables[J]. Journal of Econometrics, 2011, 165(2):152—162
- [9] CHRISTIAN F, JEAN M Z. GARCH Models: Structure, Statistical Inference and Financial Applications[M]. New York: Wiley, 2010:246—248
- [10] CRAMER H. On The History of Certain Expansions Used in Mathematical Statistics [J]. Biometrika, 1972, 59(1):205—207
- [11] VIVIANA F. Extreme Value Theory and Value at Risk [J]. Revista de Analisis Economico, 2003, 18 (1): 57—85
- [12] TURAN G B, PANAYIOTIS T. Risk Measurement Performance of Alternative Distribution Functions [J]. Journal of Risk & Insurance, 2008, 75(2):411—437
- [13] KUPIEC P H. Techniques for Verifying the Accuracy of Risk Measurement Models [J]. Finance & Economics Discussion, 1995, 3(2):73—84
- [10] CRAMER H. On The History of Certain Expansions Used

VaR Measurement Method Based on EGARCH and Cornish Fisher Expansion

WEI Zheng-yuan, WANG Xue^{}, YANG Dan, YANG Shu-yue**

(Faculty of Science, Chongqing University of Technology, Chongqing 400054, China)

Abstract: In view of the fact that GARCH model can not reflect the asymmetric effect of positive and negative returns when measuring the VaR of return at risk, this paper studies the general method of VaR measurement based on EGARCH model and Cornish Fisher expansion. This method combines EGARCH model and Cornish Fisher expansion, and substitutes skewness and kurtosis of EGARCH model into Cornish Fisher expansion to measure the yield VaR. Empirical analysis selects the daily return rate of S & P 500 index as sample data to measure the VaR of the return rate. The return is asymmetric. EGARCH (1, 1) model which can reflect the asymmetry is established. The new VaR method, the classical VaR measurement method based on extreme value theory and the VaR measurement method based on bootstrap method are used to measure the yield VaR, and the failure rates of the three methods are compared under different confidence levels. The results show that the new VaR method is better than the other two methods in measuring the return VaR. For the return with asymmetric effect, we can consider this method to measure the VaR of return.

Key words: Value at Risk VaR; EGARCH model; Cornish Fisher expansion; Bootstrap method

责任编辑:李翠薇

引用本文/Cite this paper:

魏正元,王雪,杨丹,等. 基于 EGARCH 和 Cornish-Fisher 展开的 VaR 度量方法[J]. 重庆工商大学学报(自然科学版), 2021, 38(2):64—68

WEI Z Y, WANG X, YANG D, et al. VaR Measurement Method Based on EGARCH and Cornish Fisher Expansion[J]. Journal of Chongqing Technology and Business University (Natural Science Edition), 2021, 38(2):64—68