

Prediction of Futures Copper Price Fluctuation Based on MRS-GARCH Model

Enlai Li, Yu Fei*, Xiaojun Sun, Mengting Hu, Yulian Mo

School of Statistics and Mathematics, Yunnan University of Finance and Economics, Kunming Yunnan
Email: 825634143@qq.com, *feiyukm@aliyun.com

Received: Mar. 30th, 2017; accepted: Apr. 18th, 2017; published: Apr. 21st, 2017

Abstract

Since copper is widely used, copper plays an important role in the development of our national economy. However, fluctuations in the price of copper is very frequent, which not only brings huge risk to the production and sales of copper, but also has a huge impact on the stable operation of China's economy. Therefore, this paper proposes the MRS-GARCH model of the return volatility of copper based on study, compared to the MRS-GARCH model, GARCH model, EGARCH model and GJR-GARCH model for copper volatility forecasting performance by the quality loss function. The results show that the prediction effect of MRS-GARCH model is better than GARCH model, EGARCH model and GJR-GARCH model. The MRS-GARCH-N model is the best prediction model in all MRS-GARCH models.

Keywords

MRS-GARCH Model, Volatility Forecast, Loss Function, Risk

基于MRS-GARCH模型的期货铜价格波动的预测

李恩来, 费宇*, 孙小军, 胡梦婷, 莫玉莲

云南财经大学, 统计与数学学院, 云南 昆明
Email: 825634143@qq.com, *feiyukm@aliyun.com

收稿日期: 2017年3月30日; 录用日期: 2017年4月18日; 发布日期: 2017年4月21日

摘要

随着铜被广泛的使用, 铜在我国国民经济的发展中起着重要的作用, 然而, 铜的价格波动却是十分频繁,

*通讯作者。

文章引用: 李恩来, 费宇, 孙小军, 胡梦婷, 莫玉莲. 基于 MRS-GARCH 模型的期货铜价格波动的预测[J]. 社会科学前沿, 2017, 6(4): 361-370. <https://doi.org/10.12677/ass.2017.64049>

这不但给铜的生产和销售环节带来了巨大的风险,而且对我国经济的平稳运行产生了巨大的冲击。因此,本文提出基于MRS-GARCH模型对铜的收益率波动进行研究,利用损失函数来比较MRS-GARCH模型、GARCH模型、EGARCH模型以及GJR-GARCH模型对铜的收益率波动预测表现的好坏。结果表明MRS-GARCH模型的预测效果在总体上要优于GARCH模型、EGARCH模型和GJR-GARCH模型。其中MRS-GARCH-N模型是所有MRS-GARCH模型中预测效果最好的模型。

关键词

MRS-GARCH模型, 波动率预测, 损失函数, 风险

Copyright © 2017 by authors and Hans Publishers Inc.

This work is licensed under the Creative Commons Attribution International License (CC BY).

<http://creativecommons.org/licenses/by/4.0/>



Open Access

1. 研究背景

随着铜被广泛的使用,铜在我国国民经济的发展中起着重要的作用,然而,铜的价格波动却是十分频繁,这不但给铜的生产和销售环节带来了巨大的风险,而且对我国经济的平稳运行产生了巨大的冲击。因此,投资者希望建立一个期货铜的价格波动预警模型,从而达到降低自己的投资损失。这就需要我们能够预测未来的期货铜的价格波动。在国际金融文献中,波动率预测一直都是许多研究者的研究热点。Engle(1982)提出了ARCH(Autoregressive Conditional Heteroscedasticity)模型来对金融数据的波动率进行预测,该模型可以很好地刻画金融数据的异方差特性和波动聚集效应,但是ARCH模型也存在许多问题,导致ARCH模型在实际运用中受到许多的限制[1]。Bollerslev(1986)在ARCH模型的基础上提出了GARCH(Generalized Autoregressive Conditional Heteroscedasticity)模型,GARCH模型很好地克服了ARCH模型的缺点,GARCH模型具有比ARCH模型更加简单的形式,从而使得GARCHJ具有更加广泛的运用范围[2]。Nelson(1991)提出了EGARCH模型,该模型利用加入解释非对称性的附加项来解释杠杆效应,而且不需要对参数施加非负约束,GARCH模型却无法解释杠杆效应[3]。Hamilton(1989)提出了马尔科夫结构转换模型(Markov Regime Switching Model, MRS模型),他在该模型中引入了一个状态变量,同时他假定状态随机变量的变化服从于马尔科夫过程[4]。Hamilton和Susmel(1994)将MRS模型与ARCH模型结合起来,建立了马尔科夫结构转换ARCH模型(MRS-ARCH模型),研究结果表明MRS-ARCH模型可以有效辨识出波动状态的周期特征[5]。针对价格收益率波动存在高、低波动状态之间动态转换的现象,考虑引入马尔科夫结构转换机制到来描述波动过程中的状态转换问题。Gray(1996)将其扩展为MRS-GARCH模型[6]。孙金丽、张世英(2003)提出利用具有结构转换的GARCH模型来分析我国股票市场数据的波动性[7]。江孝感、万蔚(2008)提出利用马尔科夫状态转换GARCH模型来分析我国股票市场数据的波动持续性[8]。赵华、蔡建文(2011)利用MRS-GARCH模型来对我国股市数据波动的结构性进行了实证分析[9],他们认为中国股市存在显著的高、低波动状态,两种波动状态的ARCH模型ARCH和GARCH项的系数存在较大的差异,MRS-GARCH模型预测效果要优于GARCH族模型。

本文通过对我国上海期货铜对数收益率数据进行分析,利用MRS-GARCH模型对上海期货铜对数收益率的状态转换行为进行研究,并且采用多种损失函数来比较MRS-GARCH模型与GARCH模型和EGARCH模型对上海期货铜对数收益率的预测效果。

2. 研究方法与模型

2.1. GARCH 模型

1986年, Bollerslev 在 ARCH 模型的理论基础上提出了 GARCH 模型, 这模型被证明是对实际工作的开展非常有价值的一步[2]。而在实际运用中使用最多的 GARCH 模型是 GARCH(1, 1)模型。GARCH(1, 1)模型的具体形式可以表示如下:

$$\begin{aligned} r_t &= \mu_t + \varepsilon_t \\ h_t^2 &= \alpha_0 + \alpha \varepsilon_{t-1}^2 + \beta h_{t-1}^2 \\ \varepsilon &\sim N(0, h_t^2) \end{aligned}$$

其中: r_t 为金融收益率序列, μ_t 为 r_t 的条件期望, ε_t 为残差项, h_t^2 为 r_t 的条件方差。

2.2. EGARCH 模型

Nelson 于 1991 年提出了 E-GARCH 模型, E-GARCH(1, 1)模型方程为[3]:

$$\begin{aligned} r_t &= \mu_t + \varepsilon_t \\ \ln h_t^2 &= \omega + \alpha \left| \frac{\varepsilon_{t-1}}{h_{t-1}} \right| + \gamma \frac{\varepsilon_{t-1}}{h_{t-1}} + \beta \ln h_{t-1}^2 \\ \varepsilon &\sim N(0, h_t^2) \end{aligned}$$

当 $\gamma \neq 0$ 时, 说明外部冲击对金融产品的价格波动的影响是非对称的, 当 $\gamma < 0$ 时, 说明外部冲击对金融产品的价格波动受到负外部冲击的影响大于受到正外部冲击的影响, 即存在“杠杆效应”

2.3. GJR-GARCH 模型

GJR-GARCH 模型是由 Glosten、Jagannathan 和 Runkle(1993)提出的[10], GJR-GARCH 模型是另一种反映金融市场波动非对称性的 GARCH 族模型, GJR-GARCH 模型方程为:

$$\sigma_t^2 = \omega + \sum_{j=1}^q (\alpha_j \varepsilon_{t-j}^2 + \gamma_j \mathcal{S}_{t-1}^- \varepsilon_{t-1}^2) + \sum_{j=1}^q \beta_j \sigma_{t-j}^2$$

其中, $\gamma \neq 0$ 表示外部冲击对波动是显著的影响, $\gamma > 0$ 表示波动存在杠杆效应。

2.4. MRS-GARCH 模型

1996年, Gray 将 MRS-ARCH 模型扩充为 MRS-GARCH 模型[6]。为简单起见, 本文仅考虑状态变量 s_t 在两种状态下可以互相转换, 即 $\{s_t = 1, 2\}$ 。假设状态变量 s_t 服从一阶马尔科夫过程。由 $t-1$ 期的状态 i 转移到 t 期状态 j 的概率, 即状态转移概率为:

$$P(S_{t+1} = i | S_t = j) = p_{ij}, i, j = 1, 2$$

两状态转移 GARCH (1,1) 模型为:

$$\begin{cases} r_t = \mu_t + \varepsilon_{t,s_t} \\ \varepsilon_{t,s_t} | \psi_{t-1} = h_{t,s_t}^{1/2} \xi_t, \xi_t \sim i.i.F_{s_t}(\cdot), \{s_t = 1, 2\} \\ h_{t,s_t}^{1/2} = \gamma_{s_t} + \alpha_{s_t} \varepsilon_{t-1}^2 + \beta_{s_t} h_{t-1} \end{cases}$$

其中, r_t 表示收益率序列, μ_t 表示状态 s_t 下的平均收益率, ε_{t,s_t} 表示状态 s_t 下的平均收益率序列的

残差。 h_{t,s_t} 表示状态 s_t 下的平均收益率序列的条件方差, $F_{s_t}(\cdot)$ 表示状态 s_t 下 ξ_t 服从的分布函数。其中 γ_{s_t} 为常数项, α_{s_t} 为 ε_{t-1}^2 的系数, β_{s_t} 为条件方差 h_{t-1} 的系数, $\alpha_{s_t} \geq 0, \beta_{s_t} \geq 0, \alpha_{s_t} + \beta_{s_t} \leq 1$ 。

显然, 条件方差 h_{t-1} 是状态依赖的, 不仅依赖于 $t-1$ 期的信息, 还依赖于 $t-1$ 期之前的所有路径, 很难给出状态转移 GARCH 模型条件方差的表达式。Klaassen 建议采用滞后的条件方差的条件期望消除状态依赖[11], 具体的模型为:

$$h_{i,t} = \gamma_i + \alpha_i \varepsilon_{t-1}^2 + \beta_i E_{i-1}(h_{i,t-1} | s_t), i = 1, 2$$

$$E_{i-1}(h_{i,t-1} | s_t) = \tilde{p}_{ii,t-1} \left[(\mu_{i,t-1})^2 + h_{i,t-1} \right] + \tilde{p}_{ji,t-1} \left[(\mu_{j,t-1})^2 + h_{j,t-1} \right] - \left[\tilde{p}_{ii,t-1} \mu_{i,t-1} + \tilde{p}_{ji,t-1} \mu_{j,t-1} \right]^2$$

$$\tilde{p}_{ji,t-1} = P(s_t = j | s_{t-1} = i, \psi_{t-1}) = \frac{p_{ji} P(s_t = j | \psi_{t-1})}{P(s_{t+1} = i | \psi_{t-1})} = \frac{p_{ji} p_{j,t}}{p_{i,t+1}}$$

$$p_{j,t} = P[s_t = j | \psi_{t-1}] = \sum_{i=1}^2 p_{ij} \frac{f(r_{t-1} | s_{t-1} = i) p_{i,t-1}}{\sum_{k=1}^2 f(r_{t-1} | s_{t-1} = k) p_{k,t-1}}$$

p_{ij} 是状态转移概率, 如上式所示; $f(\cdot | s_t)$ 为给定 t 期的状态 s_t ε_{t,s_t} 的条件密度函数, 与上式中的 $F_{s_t}(\cdot)$ 一一对应。本文主要采用 Klaassen 对 MRS-GARCH 模型的估计和预测方法。

2.5. 模型评价

利用上述三种模型我们都可以预测波动率, 但是怎样衡量上述三种模型的预测效果? 本文采用损失函数来衡量上述三种模型的预测效果, Lopez 在 2001 年指出与 M-Z 回归相比[12], 损失函数并不见得更适合来评价波动率的预测效果, 但仍不失为一种好的衡量方法。本文采用 MSE(Mean Squared Error)、MAE(Mean Absolute Error)、PDen(Predictive density loss)等 3 个损失函数来检验预测效果。损失函数的数值越大则模型预测能力越低。

$$mae = \frac{1}{n} \sum_{t=1}^n |\hat{\sigma}_t^2 - \hat{h}_t^2|$$

$$mse = \frac{1}{n} \sum_{t=1}^n (\hat{\sigma}_t^2 - \hat{h}_t^2)^2$$

$$R2LOG = \frac{1}{n} \sum_{t=1}^n \left(\log(\hat{\sigma}_t^2 \hat{h}_t^{-1}) \right)^2$$

$$QLIKE = \frac{1}{n} \sum_{t=1}^n \left(\log \hat{h}_t + \hat{\sigma}_t^2 \hat{h}_t^{-1} \right)$$

其中: n 为预测长度, $\hat{\sigma}_t^2$ 表示 t 时期已实现波动率, \hat{h}_t^2 表示在 t 时期波动率的预测值。

3. 实证分析

3.1. 样本数据来源与描述统计

本文所选用的数据是上海期货铜的价格数据, 利用万德数据库来收集 2001 年 7 月 2 日至 2015 年 10 月 21 日期间的上海期货铜收盘价, 本文选取了 3566 个交易日数据对上述模型进行分析。我们使用上海期货日收益率作为我们的研究对象, 我们用对数收益率作为收益率的代表, $R_t = 100 \times (\ln(P_t) - \ln(P_{t-1}))$, 其中 P_t 表示第 t 天上海期货铜的收盘价。我们可以得到期货铜收益率 R_t 的时间序列图 1。

由图 1 可知, 上海期货铜对数收益率基本上在 0 处附近波动, 可以看出上海期货铜对数收益率存在

明显的波动集聚现象。为了后文对上述模型更好地建模，我们需要做好一些整备工作。首先，我们需要了解 3566 个交易日的收益率数据的基本统计学特征以及相关检验。表 1 中所示为本文所选的 3566 个交易日的收益率数据的描述性统计分析。

表 1 中给出了上海期货铜对数收益率的最小值、最大值、均值、中位数、标准差、峰度、J-B 统计量的统计学分析指标，可以看出在 2001 年 7 月 2 日至 2015 年 10 月 21 日期间，上海期货铜对数收益率的最小值为-6.65%，最大值为 5.96%，平均值为 0.02，中位数为 0.05，标准差为 1.53。上海期货铜对数收益率数据的偏度为-0.25，小于临界值 0，表明数据并不是对称分布，存在一定的左偏现象；上海期货铜对数收益率数据的峰度为 5.01，大于临界值 3，表明数据并不服从正态分布，存在一定的向中间聚集的现象。所以，我们可以认为上海期货铜对数收益率数据存在着尖峰、左偏的现象。因此，如果我们用传统的统计模型对数据进行分析会存在一定的困难。J-B 统计量指的是 Jarque-Bera 统计量，它主要是用来验证数据是否来源于一个正态分布的总体，而 J-B 统计量服从一个自由度为 2 的 χ^2 分布，当计算出的 J-B 统计量大于临界值是，我们就认为数据并非来源于正态分布，而上海期货铜对数收益率的 J-B 统计量高达 639.15，进一步证明了上海期货铜对数收益率数据并非服从正态分布的结论。我已经对海期货铜对数收益率数据有了初步的了解，但是我们还需要对该数据进行平稳性检验、自相关性检验、ARCH 检验。表 2 中所示为本文所选的 3566 个交易日的收益率数据的相关检验结果。

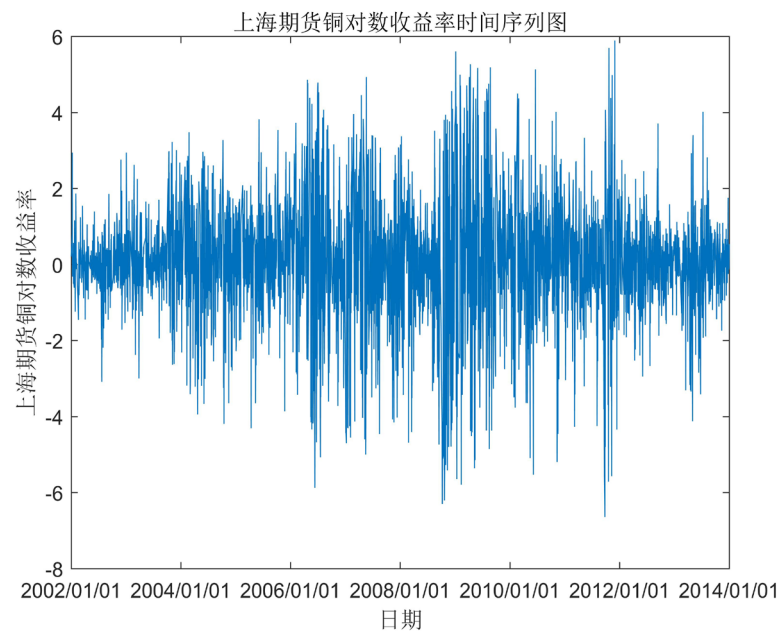


Figure 1. Shanghai futures copper logarithmic yield time series chart.

图 1. 上海期货铜对数收益率时间序列图

Table 1. Shanghai futures copper logarithmic yield of the statistical characteristics

表 1. 上海期货铜对数收益率的统计学特征

样本数	最小值	最大值	均值	中位数
3566	-6.65	5.96	0.02	0.05
标准差	偏度	峰度	J-B 统计量	
1.53	-0.25	5.02	642.57	

Table 2. Shanghai futures copper log yield rate of the relevant test results**表 2.** 上海期货铜对数收益率的相关检验结果

样本数	ADF 检验		L-B 检验		残差平方 L-B 检验	
	t	P	Q(12)	P	Q(12)	P
3566	-31.339	0.00%	13.468	33.6%	2763.9	0.00%

表 2 中给出了上海期货铜对数收益率的平稳性检验、自相关性检验、ARCH 检验结果。其中 ADF 检验的 t 统计量值为 -31.339, 其对应的 P 值为 0.00%, 说明在显著水平在 5.00% 下拒绝原假设, 上海期货铜对数收益率是平稳序列; L-B 检验的滞后 12 期的 Q 统计量值为 13.468, 其对应的 P 值为 33.6%, 说明在显著水平在 5.00% 下不拒绝原假设, 上海期货铜对数收益率不存在自相关; 残差平方 L-B 检验滞后 12 期的 Q 统计量值为 2763.9, 其对应的 P 值为 0.00%, 说明在显著水平在 5.00% 下拒绝原假设, 上海期货铜对数收益率存在 ARCH 检验。

3.2. 波动率模型的估计结果与分析

我们采用 GARCH 模型、RGARCH 模型、GJR-GARCH 模型以及 MRS-GARCH 模型对上海期货铜对数收益率数据进行建模分析, 我们假定上述三种模型的残差项均服从正态分布和 t 分布。根据对数据的初步分析, 我们知道上海期货铜对数收益率不存在自相关, 所以我们可以将上述三种模型中的均值方程设置为: $r_t = \mu + \varepsilon_t$ 。表 3 中给出上述三种模型相关的参数估计结果。

通过对上述三个模型拟合结果, 我们对比几个模型的 AIC 值可以知道在上述六个模型中最优的模型为 GARCH-T 模型。上述 GARCH 类模型的 α 和 β 基本上都在在显著 1% 水平下显著不为零, 这说明我国期货铜的收益率序列存在波动聚集效应, 上一期波动率对当期波动的影响更大, 从而波动率表现出很强的持续性。所有模型的 ARCH 效应检验都不显著, 说明所有模型的残差不再具有异方差现象, GARCH 类模型都可以较好地捕捉股市波动的特征, GARCH 类模型都可以较好地刻画我国期货铜的收益率序列的波动。

表 4 给出了 MRS-GARCH 模型在残差服从正态分布、 t 分布、广义误差分布以及 t_2 分布的参数估计结果, 可以看到所以的参数估计基本上在显著 5% 水平下显著不为零。对比各个模型的 AIC 值, 可以知道 MRS-GARCH-N 模型的 AIC 值最小, 而且 MRS-GARCH 模型的 AIC 值整体上要比 GARCH 类模型要小, 说明 MRS-GARCH 模型的拟合效果从整体上来看基本上要优于 GARCH 模型。在高、低波动状态的 α 和 β 值相差比较大, 这说明了我国期货铜收益率的波动存在明显的高、低波动状态。 $P_1 = (1 - P_{22}) / (2 - P_{11} - P_{22})$ 表示状态 1 的无条件概率, $P_2 = (1 - P_{11}) / (2 - P_{11} - P_{22})$ 表示状态 2 的无条件概率。MRS-GARCH-N 模型和 MRS-GARCH-T 模型的高、低波动状态的无条件概率, 可以看出我国期货铜收益率处于低波动状态的概率远大于高波动状态。接下来, 我们给出 MRS-GARCH-N 模型的两种波动状态的平滑概率图(图 2 给出低波动状态的平滑概率图, 图 3 给出高波动状态的平滑概率图)。

由图 2 和图 3 可知, 低波动状态的平滑概率在绝大多数情况下都处于较高值, 说明低波动状态的出现频率较高, 在此期间我国期货铜正处于低波动阶段。

3.3. 预测评价

为了了解上述模型对我国期货铜的收益率序列的波动预测效果, 本文采用对比上述模型的向前一步预测效果, 我们通过上面介绍的三种损失函数来比较各个模型的向前一步预测效果, 从而评价上述模型的样本外的预测能力。首先根据已知的模型参数预测未来 1 天的波动率, 然后, 窗口向前滚动 1 天, 重

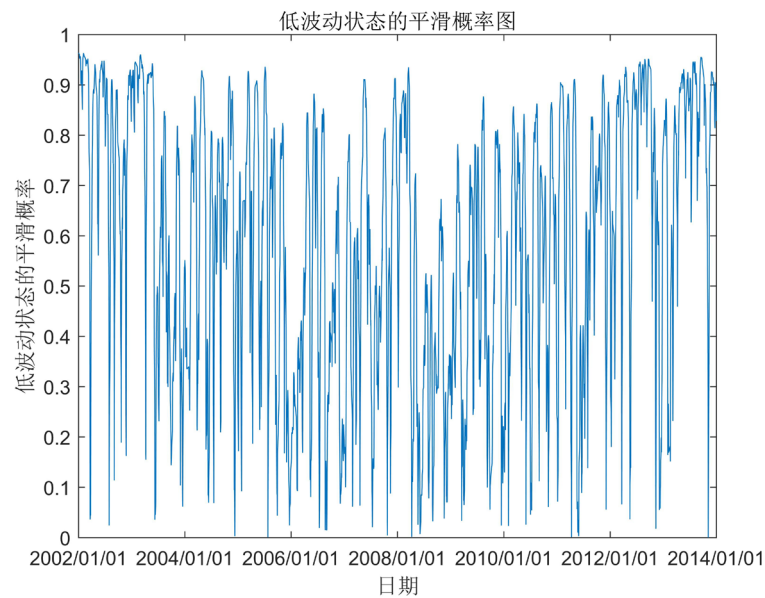


Figure 2. Smoothing probability graph of low fluctuation state

图 2. 低波动状态的平滑概率图

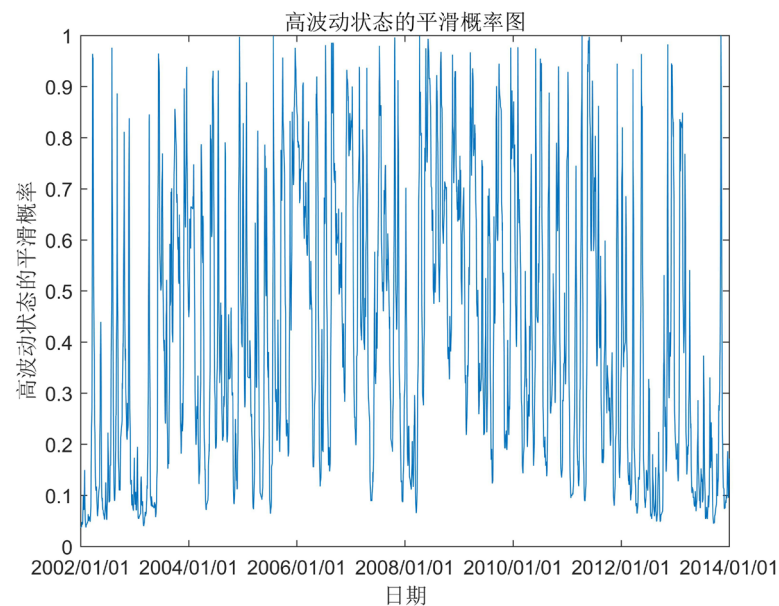


Figure 3. Smoothing probability graph of high fluctuation state

图 3. 高波动状态的平滑概率图

新估计各模型的参数后再预测未来 1 天的波动率，依此类推，共得到 200 个波动率的预测值。我们可以得到 MAE、MSE 等四种损失函数。表 5 给出了上述三种损失函数以及 AIC 的具体数值，从表 5 中我们可以知道，其中 GRACH-T 模型在 GARCH 族模型中具有最小的损失函数，MRS-GARCH 模型的损失函数总体上小于 GARCH 族模型。MRS-GARCH-N 模型在所有波动率模型中具有最小的损失函数，因此 MRS-GARCH-N 模型具有最优的样本外的预测能力，MRS-GARCH-N 模型比其他模型更适合预测我国期货铜的收益率序列的短期波动。

Table 3. Parameter estimation of the GARCH class model
表 3. GARCH 类模型的参数估计

参数	GARCH 模型		EGARCH 模型		GJR-GARCH	
	N	T	N	T	N	T
μ	0.0188 (0.0190)	0.0293 (0.0175)	0.0191 (0.0115)	0.0289* (0.0145)	0.0145 (0.0193)	0.0270 (0.0177)
ω	0.0219** (0.0049)	0.0129** (0.0115)	0.0162** (0.0023)	0.0055* (0.0024)	0.02144** (0.049)	0.0126* (0.0047)
α	0.0824** (0.0083)	0.0852** (0.0115)	0.0189* (0.0076)	0.0116 (0.0093)	0.0747** (0.0098)	0.0805** (0.0122)
β	0.9091** (0.0088)	0.0914** (0.0115)	0.982** (0.0011)	0.9902** (0.0114)	0.9103** (0.0088)	0.9143** (0.0100)
γ	—	—	0.0181** (0.0137)	0.1855** (0.0177)	0.0128 (0.0102)	0.0083 (0.0125)
ν	—	6.6729** (0.0115)	—	6.4891** (0.7083)	—	6.6809** (0.7450)
AIC	3.3759	3.3396	3.3789	3.3424	3.3761	3.3401
LM(3)	0.8793	0.8308	1.5462	1.3091	1.0654	0.9173
LM(5)	1.2397	1.0782	2.0361	1.6583	1.4516	1.1640
LM(7)	2.3227	1.8560	3.0362	2.4117	2.4201	1.8796

注: N、T 分别表示正态分布、 t 分布; ν 表示自由度, 括号内表示参数的标准差, **表示参数在显著 1% 水平下显著不为零, *表示在显著 5% 水平下显著不为零。

Table 4. Parameter estimation of the MRS-GARCH model
表 4. MRS-GARCH 模型的参数估计

参数	MRS-GARCH 模型			
	N	T	GED	T2
μ_1	0.0387*(0.0028)	0.0920*(0.0320)	0.1042*(0.0310)	0.1084*(0.0351)
μ_2	-0.0161*(0.0415)	0.0026(0.0249)	-0.0027(0.0230)	0.0023(0.0204)
ω_1	0.0309***(0.0102)	0.0566***(0.0136)	0.0804***(0.0296)	0.1351*(0.0027)
ω_2	0.2364***(0.0391)	0.0175*(0.0076)	0.0859*(0.0213)	0.0064*(0.0394)
α_1	0.0039(0.0226)	0.1212***(0.0000)	0.1065*(0.0196)	0.1225***(0.0228)
α_2	0.0364*(0.0000)	0.0433*(0.0129)	0.0811*(0.0177)	0.0546*(0.0000)
β_1	0.8753***(0.0154)	0.8788*(0.0000)	0.8745***(0.0233)	0.8410***(0.0268)
β_2	0.9616***(0.0000)	0.9329***(0.0168)	0.8158***(0.0334)	0.9454*(0.0000)
ν_1	—	6.3398*(0.6589)	1.3765***(0.0460)	10.7112***(3.5131)
ν_2	—	—	—	4.2937***(0.4822)
p_{11}	0.9304*(0.0127)	0.9992*(0.0000)	0.9993*(0.0000)	0.9996*(0.0000)
p_{22}	0.8927*(0.0185)	0.9984*(0.0014)	0.9994*(0.0000)	0.9996*(0.0000)
p_1	0.6066	0.6667	0.4615	0.5000
p_2	0.3934	0.3333	0.5385	0.5000
AIC	3.3346	3.3406	3.3415	3.3573

注: N、T、GED 分别表示正态分布、 t 分布、广义误差分布; T2 表示 t 分布有两种不同的自由度, 括号内表示参数的标准差, **表示参数在显著 1% 水平下显著不为零, *表示在显著 5% 水平下显著不为零。

Table 5. Comparison of the previous step Predicted loss function of the model
表 5. 上述模型的向前一步预测的损失函数比较

模型	N. of par	MSE	Rank	MAE	Rank	QLIKE	Rank	R2LOG	Rank
GARCH-N	4	1.0456	7	0.8085	9	1.5526	9	7.5204	10
GARCH-T	5	1.0223	2	0.8033	2	1.5370	3	6.9298	1
EGARCH-N	5	1.1173	10	0.8084	8	2.1018	10	7.5018	9
EGARCH-T	5	1.0678	8	0.8076	7	1.5379	4	7.4768	6
GJR-GARCH-N	5	1.0679	9	0.8143	10	1.5524	8	7.4829	7
GJR-GARCH-T	6	1.0546	5	0.8065	5	1.5515	6	7.4701	5
MRS-GARCH-N	10	1.0140	1	0.7679	1	1.5250	1	7.4483	2
MRS-GARCH-T	11	1.0334	3	0.8049	3	1.5355	2	.45547	4
MRS-GARCH-GED	11	1.0358	4	0.8061	4	1.5498	5	7.4553	3
MRS-GARCH-T2	12	1.0550	6	0.8075	6	1.5517	7	7.4859	8

4. 结论

本文通过利用 GARCH 模型、EGARCH 模型和 MRS-GARCH 模型分析我国期货铜的收益率数据,通过实证分析我国期货铜的收益率序列存在明显的状态转换特征,我国期货铜的收益率序列的波动可以分成高低两种状态。根据各个模型的损失函数表明,MRS-GARCH 模型的损失函数总体上比 GARCH 类模型要小,MRS-GARCH-N 模型在所有模型中都具有最小的损失函数,通过对 MRS-GARCH-N 模型分析,可以知道期货铜的收益率序列在的低波动状态的无条件方差为 0.2558,但其高波动状态的无条件方差却高达 118.20。同时我们可以看到期货铜的收益率序列在高低两种状态的期望收益率也是不相同的,其低波动状态的期望收益率为 3.87%,高波动状态的期望收益率为-1.61%。相比较而言,MRS-GARCH-N 模型比其他模型更适合预测我国期货铜的收益率序列的短期波动。

致谢

在本次论文的撰写中,我得到了费宇教授的精心指导,在此,我对费宇教授表示诚挚的感谢以及真心的祝福。并且对云南财经大学研究生创新基金项目(2016YUFEYC010)和国家自然科学基金项目(项目批准号:11561071)以及给予转载和引用权的资料、图片、文献、研究思想和设想的所有者,表示感谢。

基金项目

本文得到了国家自然科学基金项目(项目批准号:11561071),项目名称:广义估计方程(GEE)框架下的回归诊断:基于均值和协方差结构同时拟合的研究以及云南财经大学创新基金项目(基于 MRS-GARCH 模型的期货铜价格波动的预测,项目编号:2016YUFEYC010)的资助。

参考文献 (References)

- [1] Engle, R. (1982) Autoregressive Conditional Heteroscedasticity with Estimates of the Variance of United Kingdom Inflation. *Econometrica*, **50**, 987-1007. <https://doi.org/10.2307/1912773>
- [2] Bollerslev, T. (1986) Generalized Autoregressive Conditional Heteroscedasticity. *Journal of Econometrics*, **21**, 307-328.
- [3] Nelson, D.B. (1991) Conditional Heteroskedasticity in Asset Returns: A New Approach. *Econometrica*, **59**, 347-370. <https://doi.org/10.2307/2938260>

- [4] Hamilton, J.D. (1989) A New Approach to the Economic Analysis of Nonstationary Time Series and the Business Cycle. *Econometrica*, **57**, 357-384. <https://doi.org/10.2307/1912559>
- [5] Hamilton, J.D. and Susmel, R. (1994) Autoregressive Conditional Heteroskedasticity and Change in Regime. *Journal of Econometrics*, **64**, 307-333.
- [6] Gray, S. (1996) Modeling the Conditional Distribution of Interest Rates as a Regime-Switching Process. *Journal of Financial Econometrics*, **42**, 27-62.
- [7] 孙金丽, 张世英. 具有结构转换的 GARCH 模型及其在中国股市中的应用[J]. 系统工程, 2003, 21(6): 86-91.
- [8] 江孝感, 万蔚. 马尔科夫状态转换 GARCH 模型的波动持续性研究——对估计方法的探讨[J]. 数理统计与管理, 2008, 28(4): 637-645.
- [9] 赵华, 蔡建文. 基于 MRS-GARCH 模型的中国股市波动率估计与预测[J]. 数理统计与管理, 2011, 30(5): 912-921.
- [10] Glosten, L.R., Jagannathan, R. and Runkle, D.E. (1993) On the Relation Between the Expected Value and the Volatility of the Nominal Excess Return on Stocks. *Journal of Finance*, **48**, 1779-1801.
- [11] Klaassen, F. (2002) Improving GARCH Volatility Forecasts. *Empirical Economics*, **27**, 363-394. <https://doi.org/10.1007/s001810100100>
- [12] Lopez, J.A. (2002) Evaluating the Predictive Accuracy of Volatility Models. *Journal of Finance*, **20**, 87-109.

期刊投稿者将享受如下服务:

1. 投稿前咨询服务 (QQ、微信、邮箱皆可)
2. 为您匹配最合适的期刊
3. 24 小时以内解答您的所有疑问
4. 友好的在线投稿界面
5. 专业的同行评审
6. 知网检索
7. 全网络覆盖式推广您的研究

投稿请点击: <http://www.hanspub.org/Submission.aspx>

期刊邮箱: ass@hanspub.org