

我国黄金期货市场风险测度

——基于EGARCH—POT模型的VaR与CVaR研究

彭承亮^{1,2}, 何启志², 戴翔³

(1. 巢湖学院应用数学学院, 安徽合肥 238000; 2. 安徽财经大学金融学院, 安徽蚌埠 233030;
3. 南京审计大学政府审计学院, 江苏南京 211815)

[摘要] 文章通过建立EGARCH模型研究黄金期货市场收益率波动特征,并基于极值理论中的POT模型,利用VaR和CVaR指标,测度了我国黄金期货市场风险状况。研究表明:(1)黄金期货市场收益率波动特征能够用EGARCH模型很好地刻画,具体表现为丛集性、持久性、杠杆效应;(2)EGARCH—POT模型下计算的时变VaR和CVaR较之于EGARCH—N更为有效准确,说明POT模型在刻画极端风险方面具有明显的优势;(3)黄金期货市场风险状况呈现出总体收敛、局部震荡和个别日较为剧烈的特征。最后,提出涨跌停板和保证金比例的动态调整可分别参考VaR和CVaR指标的相关建议。

[关键词] 黄金期货;市场风险;EGARCH—POT;VaR;CVaR

[中图分类号] F830.94;F224.0

[文献标识码] A

[文章编号] 1671-6973(2017)06-0091-07

一、引言

黄金兼具货币、商品和金融资产等多重属性,在信用货币时代,黄金的货币属性虽不复存在,但仍然在经济金融领域扮演着重要的角色。黄金作为一国的储备资产,在调节国际收支、维持汇率稳定、防控系统性金融风险等层面具有举足轻重的作用,同时作为保值性金融资产,能有效规避通货膨胀,进而为国内乃至国际投资者所青睐。在国际黄金交易中,以黄金期货为主的衍生金融品交易最为热门,国际黄金期货市场以“纽约金”为方向标。而国内黄金期货于2008年初正式在上海期货交易所挂牌交易,起步相对较晚,相关机制正逐步完善。国内黄金期货市场也逐渐被学术研究者关注,研究

主要集中于期现价格的互动关系与价格发现功能、期货价格影响因素、套期保值功能、期货市场收益波动与风险等层面。

在价格发现功能层面,早期研究表明国内黄金期货价格对现货价格并不呈现出明显的引导关系^[1],或者黄金期货对现货呈现单向引导作用^[2],期货和现货在价格发现功能中的所占地位差异并不大^[1]。近期研究表明,二者存在双向引导关系,并且黄金期货对现货的引导程度更强,同时新信息对黄金期货价格的融入程度更高,决定了黄金期货市场在价格发现功能中发挥着主要作用^[3]。在黄金期货市场建设过程中,保证金比例虽时有调整,但其不能改变期货和现货价格的联动关系,不过在一定程度上会降低期货市场在价格发现功能中的贡

[收稿日期] 2017-08-01

[基金项目] 本文得到巢湖学院科学研究项目(XLY-201602)、巢湖学院应用经济学重点学科资助。

[作者简介] 彭承亮(1993—),男,安徽六安人,江苏高校人文社会科学校外研究基地:苏南资本市场研究中心研究人员,供职于巢湖学院应用数学学院,硕士,主要从事金融工程与风险管理研究。

何启志(1974—),男,安徽合肥人,教育部新世纪优秀人才,皖江学者,安徽财经大学金融学院教授,金融工程博士,硕士生导师,主要从事金融工程与金融计量研究。

戴翔(1980—),男,安徽长丰人,江苏省“青蓝工程”中青年学术带头人,江苏省“333工程”中青年领军人才,南京审计大学政府审计学院教授,主要从事开放型经济理论与实践研究。

献率^[4]。

在期货价格影响因素层面,长期来看,国际金价主要受世界 GDP、美国经济、利率、美元指数等因素的影响^[5]。国内黄金期货市场在发展起步阶段,自主定价能力较低,往往随着国际价格波动。所以,国内黄金期货市场价格除了受本国现货价格的影响之外,也受伦敦黄金现货、纽约黄金期货以及美元指数等国际因素影响^[6]。

在套期保值层面,研究结论存在一定的差异性。祝合良和许贵阳(2012)研究表明投资者可以利用国内黄金期货市场进行有效套期保值以规避现货价格波动的风险。^[7]但是,谢赤等(2013)研究显示黄金期货市场的套期保值效率不高,套期保值功能尚未有效发挥。^[8]在套期保值策略上,李红霞等(2012)构建动态的套期保值组合能够达到较好的效果。^[9]

在收益波动与风险层面,黄金期货市场日收益率呈现尖峰厚尾,波动具有集聚性、持续性等特征^[10]。陈秋雨和 Park(2014)利用极值理论测度了市场 VaR,但没有考虑期货市场收益波动的集聚性和持续性。^[11]胡晓馨(2014)研究表明在较高的置信水平下 GARCH-EVT 可较为精确地测度市场风险。^[12]

总体来看,国内关于黄金期货市场的研究正在逐步推进,有关市场收益波动和风险层面的研究在技术方法层面尚有不足,本文将基于现有的研究基础,通过建立 EGARCH 模型,基于极值理论(EVT)中的阈值模型(POT),测算黄金期货市场的 VaR 与 CVaR,对国内期货市场风险做更进一步的研究。

二、市场风险测度指标:VaR 与 CVaR ——基于 EGARCH-POT 模型

(一)EGARCH 模型

金融时间序列波动往往存在丛集性、持久性和非对称性。Nelson(1991)提出的 EGARCH 模型能有效地刻画这种特征,同时 EGARCH 模型本身参数并无条件限制,使其求解和运用更加灵活。^[13]具体到本文,使用 EGARCH(1,1)模型,其形式设定如下:

$$r_t = c + \sqrt{h_t} z_t \sim i, i, d, N(0,1) \quad (1)$$

$$\ln(h_t) = \alpha_0 + \alpha_1 |z_{t-1}| + \alpha_2 \ln(h_{t-1}) + \gamma z_{t-1} \quad (2)$$

(1)式中 r_t 为收益率序列, $\sqrt{h_t}$ 为条件标准差, z_t 为标准化的新息,并假设其服从相互独立的正态分布。这里假设 $z_t \sim i, i, d, N(0,1)$,即使真实的 z_t

并不服从正态分布,也并不影响极大似然估计可以获得参数的一致估计量^[14]。同时,我们可以对估计出的 Z_t 观察其分布特征。(2)式中 γ 为检验波动的非对称效应的系数,若 $\gamma < 0$ 即证明波动的杠杆效应,即“坏消息”较之“好消息”对市场波动能产生更大的影响。

(二)POT 模型

Gnedenko(1943)提出了极值理论(EVT),能有效刻画金融时间序列的极端分布特征,在金融风险测度中有着广泛的应用。^[15]本文主要运用极值理论中的阈值模型(POT),因其避免了区间极值模型(BMM)由于区间分块带来的极值的变异性而导致模型的有效性降低。POT 模型主要基于广义帕累托分布(GPD),下做简要介绍。

对于独立同分布的随机变量 $z_t (t=1,2,3\cdots)$, 设其有共同的分布函数为 $F(z)$, 选定某一阈值为 u , 则其定义其超出量 $X_t = Z_t - u$ 的条件概率分布函数为 $F_u(x)$:

$$F_u(x) = P(X \leq x | Z > u) \quad (3)$$

(3)式通过变形可得:

$$F_u(x) = \frac{F(z) - F(u)}{1 - F(u)} \quad (4)$$

所以,当 $z > u$ 时,可得 z 的分布函数形式:

$$F(z) = (1 - F(u))F_u(x) + F(u) \quad (5)$$

Balkema & Haan (1974)^[16] 以及 Pickands (1975)^[17] 证明在 MDA 条件下, $F_u(x)$ 弱收敛于 GPD 分布,因此,通常来说对于取值充分大的阈值 u , 可以使用 GPD 分布函数近似替代 $F_u(x)$, 即:

$$F_u(x) \approx G(x; u, \beta(u), \xi) = \begin{cases} 1 - (1 + \frac{\xi x}{\beta(u)})^{-\frac{1}{\xi}}, & \xi \neq 0 \\ 1 - \exp(-\frac{x}{\beta(u)}), & \xi = 0 \end{cases} \quad (6)$$

同时,若 n_z 表示样本总数,用 n_u 表示超出 u 的样本数,则:

$$F(u) \approx (n_z - n_u)/n_z \quad (7)$$

于是,可以得到估计式:

$$\hat{F}(z) = 1 - \frac{n_u}{n_z} (1 + \xi \frac{z - u}{\beta(u)})^{-1/\xi}, (z > u, \xi \neq 0) \quad (8)$$

(8) 式是刻画右尾极值分布函数形式,对于左尾的极值分布,我们只需做 $Z'_t = -Z_t$ 变换即可。

(三)VaR 与 CVaR 计算

金融风险管理指标风险值(VaR)最早由 G30 (1993)提出,并在商业银行以及其他金融机构风险管理中有着重要的应用。^[18]但是,由于 VaR 在刻画

风险存在不满足一致性公理和存在线性度量等问题,所以, Rockafellar 和 Uryasev(2000)利用条件风险值(CVaR)对 VaR 进行优化。^[19]本文计算的 VaR 和 CVaR 是针对于多头每日的收益率而言,且为绝对 VaR(并设定为正数),同时,考虑到收益率序列波动的丛集性和非对称性等特征,首先利用 EGARCH 模型得到标准化新息序列 $\{\hat{z}_t\}$,并尝试用 GPD 分布去拟合 $\{\hat{z}_t\}$ 序列,同时也用 $\{\hat{z}_t\}$ 假设标准正态分布的计算结果做对比研究。

1. 基于 POT 模型的时变 VaR 计算

给定置信水平 $q(99\%, 95\%)$, 则对于 $\{\hat{z}_t\}$ 序列的 $1-q$ 对应的分位数即为其 VaR, 为了方便计算, 将 $\{\hat{z}_t\}$ 转变为 $\{-\hat{z}_t\}$, 记 $\{-\hat{z}_t\}$ 序列分布函数形式为 $F(\cdot)$, 直接其对右尾进行计算, 则:

$$\text{VaR}^Z = F^{-1}(q) \quad (9)$$

代入右尾分布(8)式, 可得:

$$\widehat{\text{VaR}}^Z = u + \frac{\hat{\beta}(u)}{\xi} \left(\left((1-q) \frac{n_z}{n_u} \right)^{-\xi} - 1 \right) \quad (10)$$

同时, r_t 序列的 VaR 时变序列的计算公式如下:

$$\text{VaR}_t = c + \sqrt{h_t} \text{VaR}^Z \quad (11)$$

2. 基于 POT 模型的时变 CVaR 计算

根据 CVaR 的定义式:

$$\text{CVaR}^Z = E(Z | Z > \text{VaR}^Z) \quad (12)$$

上式变形可得:

$$\text{CVaR}^Z = \text{VaR}^Z +$$

$$E(Z - \text{VaR}^Z | Z > \text{VaR}^Z) \quad (13)$$

由于上式右边第二项, 实际上是 $u = \text{VaR}^Z$ 的平均超出量函数 $F_{\text{VaR}^Z}(z)$, 该函数形式满足形状参数为 ξ , 尺度参数为 $\beta(u) + (\text{VaR}^Z - u)\xi$ 的 GPD 分布, 所以:

$$\begin{aligned} E(Z - \text{VaR}^Z | Z > \text{VaR}^Z) \\ = \frac{\beta(u) + (\text{VaR}^Z - u)\xi}{1 - \xi} \end{aligned} \quad (14)$$

将参数估计值代入(13)式可得:

$$\widehat{\text{CVaR}}^Z = \frac{\widehat{\text{VaR}}^Z}{1 - \xi} + \frac{\hat{\beta}(u) - \xi(u)}{1 - \xi} \quad (15)$$

同时, r_t 序列的 CVaR 时变序列的计算公式如下:

$$\text{CVaR}_t = c + \sqrt{h_t} \text{CVaR}^Z \quad (16)$$

三、我国黄金期货市场

风险测度实证研究

(一)我国黄金期货市场收益波动特征

本文选取上海期货交易所黄金期货每日(活跃)收盘价 P_t , 时间跨度为 2008 年 1 月 9 日至 2017 年 3 月 31 日, 共含 2244 个样本数据, 数据来源于同花顺 iFinD 数据库, 本文主要运用 Excel2016 进行数据处理, EViews8.0 建立 EGARCH 模型, Matlab2016a 及 EVIM 程序包进行数值运算、阈值选取及 GPD 参数估计。计算每日市场对数收益率:

$$r_t = \ln(P_t) - \ln(P_{t-1}) \quad (17)$$

表 1 变量描述性统计

Tab. 1 Descriptive statistics of variables

变量	均值	中位数	最大值	最小值	标准差	偏度	峰度	JB 统计量	概率值
P_t	266.0437	260.4750	395.2500	148.9000	48.85507	0.277968	2.457531	56.41201	0
r_t	9.861×10^{-5}	0.000252	0.056755	-0.078433	0.012210	-0.339386	6.916816	1476.845	0

由于国内黄金期货价格设有涨跌幅限制, 在样本所包含的时间段内涨跌停板比例虽有调整, 总体来看不超过 8% (涨跌停板实际上是相对于上一日的结算价而言, 所以, 这里以收盘价计算略有差异), 黄金期货价格每日市场平均收益基本为 0, 收益率波动的标准差也较小。通过对 r_t 的正态性检验, 可以发现 r_t 并不服从正态分布, 呈现出“尖峰厚尾”的特征。同时, 我们对 r_t 做平稳性检验, 结果表明其为平稳性序列, 因此, 我们可以基于此序列直接建立回归模型(1)式形式, 通过 ARCH-LM 检验发现存在 ARCH 效应, 于是建立 GARCH 族相关模型。考虑到收益率序列波动可能存在非对称性,

我们选择 EGARCH(1,1)模型, 其均值方程为(1)式, 条件方差方程为(2)式, 参数估计结果如表 2 所示。

方程(2)中所有参数在 1% 的显著性水平下通过检验, 说明 EGARCH 模型可以较好地刻画黄金期货市场的收益率波动的丛集性、持久性和杠杆效应。具体来看, α_1 数值上较之 α_2 较小, 说明意外消息对收益率波动产生较小的冲击, 同时, $\alpha_1 > 0$, 说明这种冲击是正向的, 波动存在丛集性, 即较大的波动后仍然跟随着较大的波动, 黄金期货市场具有一定的投机性。同时, $\alpha_2 > 0$ 可以很好地捕捉波动的持久性。此外, $\gamma < 0$ 说明波动存在非对称效应, 这

种非对称效应表现为杠杆效应,即负面消息的出现较之于正面消息而言,会带来更大的波动。通过

EGARCH 模型,我们可以得到标准化的新息序列 $\{\hat{z}_t\}$,并尝试用 GPD 分布去拟合。

表 2 EGARCH(1,1)模型估计结果

Tab. 2 Estimation results of EGARCH (1,1) model

方程	参数	参数估计值	标准差	z 统计量	概率值
(1)	c	-3.87×10^{-5}	0.000224	0.172528	0.8630
	α_0	-0.336132	0.038411	-8.750855	0.0000
(2)	α_1	0.146468	0.010222	14.32809	0.0000
	α_2	0.974721	0.003772	258.4180	0.0000
	γ	-0.017957	0.006850	-2.621496	0.0088

(二)POT 模型的 GPD 分布参数估计

由于 POT 模型主要针对右尾分布,所以我们 对 $\{\hat{Z}_t\}$ 做对称处理,得到 $\{-\hat{z}_t\}$ 序列,并基于 $\{-\hat{z}_t\}$ 确定 POT 模型的阈值。在实际中,通常采用的是“图解法”,即根据平均超出量函数(MEF)图来确定 阈值,也有学者,Du Mouchel(1983)直接以 10% 的比例确定阈值,并发现效果较好^[20]。本文考虑到后 续计算 VaR 和 CVaR 的置信水平问题,按照 Du Mouchel 的方法将阈值设定为样本比例的 10%,即 为 $u=1.139587$,同时运用极大似然估计方法估计 出 $\xi=0.091783, \hat{\beta}=0.614178$ 。同时,从图 1 可以 发现 u_r 的取值位于 MEF 斜率为正的部分,符合阈 值选取标准,从图 2 的拟合效果来看,说明使用 GPD 分布效果较好。我们也基于 \hat{Z}_t 服从(9)式分 布和正态分布,计算 95%、99%置信水平下的 VaR^z 和 $CVaR^z$,结果如表 3 所示。

(三)黄金期货时变 VaR 和 CVaR 计算及有效 性检验

1. 时变 VaR 与 CVaR 计算结果

从 VaR 和 CVaR 的计算结果来看,(1)不同模 型下,风险度量存在差异。在 95%的置信水平下 EGARCH-POT 计算出的 VaR 和 CVaR 值均小于 EGARCH-N(N 表示正态分布)下的值,而在 99% 的置信水平下,EGARCH-POT 计算出的 VaR 和 CVaR 值均大于 EGARCH-N 下的值,这说明不同 分布在刻画尾部风险的能力上存在差异,后续需要 对 VaR 和 CVaR 的有效性做检验才能得知二者的 优劣。(2)CVaR 在度量风险时比 VaR 具有更好的 数学特性,在数值上也必然比 VaR 稍大,在 VaR 失 效时,其优势可能体现得更为明显,所以,对实际风 险管控,VaR 与 CVaR 结合使用可能会得到较好的 效果。(3)从黄金期货市场的风险状况来看,即使 在 99%的置信水平下,VaR 的平均数值不超过 0.032,CVaR 的平均数值不超过 0.042,风险整体

可控。但是,VaR 和 CVaR 自身的波动性也较大, 其最大值已经超过了观察区间内的最大涨跌停板 比例和保证金比例,说明个别交易日的风险仍然不 可忽视。(4)通过对 VaR 和 CVaR 值的波动特征研 究,可能有利于我们合理地设置黄金期货市场的较 为合适的涨跌停板比例,从而设置合理的保证金比 例,这对黄金期货市场风险控制具有重要的意义。

从黄金期货市场风险的视角来看,由于涨跌停 板、保证金以及其他制度约束,市场风险整体可控, 虽然总体来看无论是 VaR 还是 CVaR 的数值水平 并不是很高,但由于期货市场的当日无负债结算机 制,极端风险带来的市场震荡仍然不容忽视。

表 3 两种分布下 VaR^z 和 $CVaR^z$ 结算结果

Tab. 3 Two kinds of distribution of VaR^z and $CVaR^z$ results

\hat{z}_t 分布	置信水平	VaR^z	$CVaR^z$
POT 模型分布	95%	1.578261	2.298838
	99%	2.713314	3.548597
标准正态分布	95%	1.644854	2.062713
	99%	2.326348	2.665214

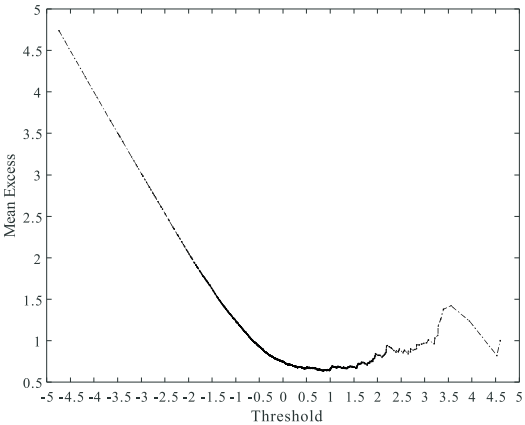


图 1 平均超出量与阈值关系图

Fig. 1 Relation between the average excess and the threshold

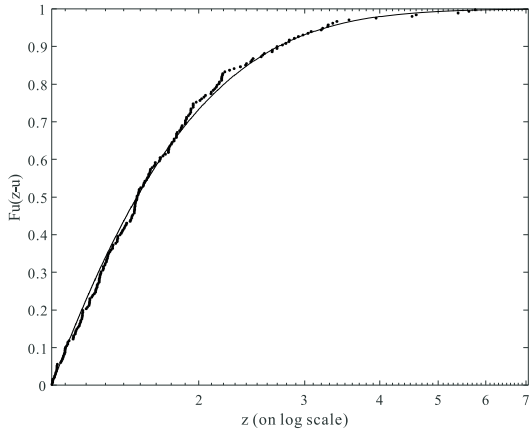


图 2 GPD 分布拟合平均超出量分布图

Fig. 2 GPD distribution fitting average excess distribution map

2. VaR 有效性检验

对于 VaR 的有效性检验, 通常使用 Kupeic (1995) 检验法。^[21] 具体到本文, 也就是将实际每天的收益率序列 r_t 与计算的 VaR 值做比较, 若 $r_t < -\text{VaR}_t$ 为一次失败, 即 VaR 不能有效覆盖风险,

表 4 时变 VaR 和 CVaR 计算结果

Tab. 4 Calculation results of time-varying VaR and CVaR

置信水平	模型	风险测度指标	均值	中位数	最大值	最小值	标准差
95%	EGARCH-POT	VaR	0.018294	0.016969	0.051086	0.010910	0.005518
		CVaR	0.026629	0.024698	0.074393	0.015873	0.008037
	EGARCH-N	VaR	0.019064	0.017683	0.053240	0.011368	0.005751
		CVaR	0.023898	0.022165	0.066755	0.014246	0.007212
99%	EGARCH-POT	VaR	0.031423	0.029144	0.087799	0.018728	0.009486
		CVaR	0.041085	0.038104	0.114815	0.024481	0.012407
	EGARCH-N	VaR	0.026947	0.024993	0.075283	0.016062	0.008134
		CVaR	0.030867	0.028628	0.086243	0.018396	0.009318

表 5 VaR 有效性检验结果

Tab. 5 Test results of VaR validity

置信水平	模型	期望失败天数	实际失败天数	期望失败率	实际失败率	LR 统计量
95%	EGARCH-POT	112.15	111	0.05	0.04949	0.0125
	EGARCH-N	112.15	99	0.05	0.04414	1.6869
99%	EGARCH-POT	22.43	22	0.01	0.00981	0.0084
	EGARCH-N	22.43	35	0.01	0.01560	6.0777

3. VaR 失效时 CVaR 有效性检验

由于 CVaR 较之于 VaR 在度量尾部风险层面具有更强的优势, 对于本文计算出的 CVaR 的有效性也有必要给予检验, 通常构造一个 LE 统计量来检验 CVaR 的有效性。

计算总的失败天数为 n , 总样本天数为 N , 则失败率为 $p = n/N$, 同时, 理论失败率为 $p' = 1 - c$ (其中 c 为置信水平), 可以使用 Kupeic 构造的对数似然比 LR 统计量来检验 p 与 p' 是否显著不同, 具体形式如下:

$$LR = 2 \ln \left[\frac{(1-p)^{N-n} (p)^n}{(1-p')^{N-n} (p')^n} \right] \quad (18)$$

零假设: $p = p'$, 此时 $LR \sim \chi^2(1)$, 在 95% 和 99% 的置信水平下对应的临界值分别为 3.841 和 6.635, 如果计算出的 LR 统计量小于相应置信水平下的临界值, 则接受零假设, 反之, 则拒绝。

通过下表可以发现: (1) 95% 和 99% 置信水平下 EGARCH-POT 和 EGARCH-N 的计算的 VaR 值均通过显著性检验, 计算结果有效, 但是二者在有效程度上存在差别; (2) POT 模型下的分布相对于正态分布而言, 在计算 VaR 上具有明显的优势, 理论失败率与实际失败率偏差较小, 说明其在刻画极端风险层面的能力较强。

$$LE = \left| \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n |r_i| - \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n \text{CVaR}_i \right| \quad (19)$$

这里的 n 为前述的 VaR 失效的天数, r_i 为这些失效天对应的收益率 ($r_i < 0$), CVaR_i 为该天对应的条件风险值, LE 统计量衡量实际损失均值与条件风险值差距, LE 统计量越接近于 0, 说明实际计算的 CVaR 越有效。通过表 6 可以发现 GPD 分布,

在 VaR 失效的情况下,CVaR 的均值与 r_t 序列的绝对值的均值更为接近,LE 统计量更接近于 0,所以,

相对于正态分布而言,POT 模型下的分布计算的 CVaR 更为精确有效。

表 6 VaR 失效时 CVaR 的有效性检验结果
Tab 6 Validation results of CVaR when VaR fails

置信水平	模型	r_t 均值	VaR 均值	CVaR 均值	LE 统计量
95%	EGARCH-POT	-0.0277	0.0194	0.0282	4.89×10^{-4}
	EGARCH-N	-0.0290	0.0205	0.0257	0.0033
99%	EGARCH-POT	-0.0407	0.0314	0.0410	2.76×10^{-4}
	EGARCH-N	-0.0389	0.0293	0.0335	0.0054

(四)黄金期货市场风险状况研究

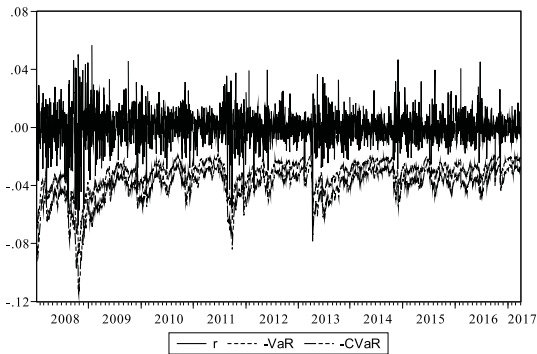


图 3 99%的置信水平下的 VaR 和 CVaR 的损失覆盖图
Fig. 3 Loss coverage graph of VaR and CVaR under the confidence level of 99%

由前述检验,可以发现利用 EGARCH-POT 模型计算的 VaR 和 CVaR 更为准确有效,因此,我们利用该模型计算的 99%的 VaR 与 CVaR 来研究黄金期货市场风险状况。通过观察图 3,可以发现:

总体来看,黄金期货市场风险呈现出逐渐衰减的趋势,即无论是 VaR 还是 CVaR 的数值总体来说是逐渐降低。在期货市场建设初期,CVaR 值可能高达 8%以上,然而,在 2017 年之后基本可以维持在 4%以内,这说明国内黄金期货市场在制度建设层面正在不断完善。例如,根据市场风险状况动态调整涨跌停板比例和保证金比例、规范交割品种以及开通夜盘交易避免价格跳空等,黄金期货市场逐渐趋向于成熟。

从局部波动来看,黄金期货市场风险的波动幅度逐渐收窄,即无论是 VaR 还是 CVaR 的波动幅度是逐渐收窄的。具体来说,我们可以划分为 2008 年 1 月—2009 年 12 月的高幅震荡发展期,2010 年 1 月至 2014 年 12 月的中幅震荡过渡期,2015 年 12 月至今的低幅震荡规范期。黄金期货市场震荡除了受自身制度建设、国内经济环境状况的作用外,在很大层面上受经济金融危机、国际主要经济体的货币政策、国际油价和政治局面等因素作用。

黄金市场个别交易日存在的风险仍然不能忽

视。例如,在 CVaR 超过现有的涨跌停板比例,实际上意味着此时黄金期货市场极端风险已经发生,由于期货市场的保证金制度和当日无负债制度,使得面临损失的投资者直接成为现实,因此,监管当局对于个别交易日的极端风险应当密切关注,并采取必要的管控措施,防止市场被投机者操控。

四、结论与政策启示

(一)主要结论

本文的研究主要分为三个部分:第一,通过建立 EGARCH 模型研究黄金期货市场的波动特征。结果表明:黄金期货市场收益率波动特征能够很好的用 EGARCH 模型刻画,并呈现出丛集性、持久性、杠杆效应的特征。第二,基于极值理论的 POT 模型计算出黄金期货市场的时变 VaR 和 CVaR。结果表明:与 EGARCH-N 模型计算结果相比较,EGARCH-POT 模型的计算结果更为有效准确,POT 在对于极端风险的刻画具有较强的能力。第三,对于黄金期货市场风险特征的研究表明其呈现出总体收缓、局部震荡和个别日较为剧烈的特征。

(二)政策启示

黄金期货市场 VaR 的监测对于涨跌停板比例的合理设置具有重要的启示意义。这主要是 VaR 和涨跌停板比例本身都是对极端事件的刻画,在定义形式上具有一致性^[22]。因此,合理的设定涨跌幅可以基于高分位数的 VaR,具体来说,可以基于近期 VaR 的特征和预测未来的 VaR 趋势,对每日 VaR 应当做好实时监测和评估。当然,实际在确定涨跌停板比例除了考虑防范价格过度波动的风险的同时,需要考虑到是否影响期货价格发现功能的有效发挥。

黄金期货市场 CVaR 的监测对于保证金比例的合理设置具有一定的参考意义。虽然国内多数学者在期货保证金设定上提出参考 VaR 的建议^[11,23],但保证金比例设置标准通常是能否覆盖最

大程度的损失,即能否覆盖涨跌停板带来的损失。从这个层面来说,CVaR 能够更好地刻画这一特点。因此,对黄金期货 CVaR 的监督和观测也必不可少,保证金比例的合理设定也是期货市场风险防范的另一重要制度防线,实际设定也需考虑到市场的流动性问题。

黄金期货市场的涨跌停板比例和保证金比例往往需要根据市场动态调整。在国内黄金期货价格整体受国际和国内经济环境的影响下,未来黄金期货价格在总体平稳波动的趋势下出现局部时间段的异常波动情况也时有发生,相机抉择调整涨跌幅和保证金也是必要的,具体形式也可多变,如特定期限、特定交易主体等。总之,监管当局在促进黄金期货市场发挥其有效功能的同时,要密切关注过度投机和价格操纵等异常现象,实时做好市场风险防范,保障普通投资者利益。

〔参 考 文 献〕

- [1] 余亮,周小舟. 我国黄金期货与现货市场的价格变动和价格发现机制[J]. 上海金融,2009(4):41—44.
- [2] 祝合良,许贵阳. 中国黄金期货市场价格发现功能实证研究[J]. 首都经济贸易大学学报,2010(5):44—52.
- [3] 刘飞,吴卫锋,王开科. 我国黄金期货市场定价效率与价格发现功能测算——基于5分钟高频数据的实证研究[J]. 国际金融研究,2013(4):74—82.
- [4] 张洁岚,罗晓锐,李彩霞. 中国黄金期货价格发现功能动态演进实证研究[J]. 华南理工大学学报:社会科学版,2016(3):28—36.
- [5] 冯辉,张蜀林. 国际黄金期货价格决定要素的实证分析[J]. 中国管理科学,2012(S1):424—428.
- [6] 杨胜刚,陈帅立,王盾. 中国黄金期货价格影响因素研究[J]. 财经理论与实践,2014(3):44—48.
- [7] 祝合良,许贵阳. 我国黄金期货市场套期保值功能的实证研究[J]. 财贸经济,2012(1):50—56.
- [8] 谢赤,屈敏,王纲金. 基于 M-Copula-GJR-VaR 模型的黄金市场最优套期保值比率研究[J]. 管理科学,2013(2):90—99.
- [9] 李红霞,傅强,袁晨. 中国黄金期货与现货市场的相关性及其套期保值研究[J]. 财贸研究,2012(3):85—92.
- [10] 王兆才. 中国黄金期货市场波动特征及风险研究[D]. 复旦大学,2012.
- [11] 陈秋雨, Park J W. 中国黄金期货保证金水平——基于非正态分布下的研究[J]. 财经论丛,2014(12):46—52.
- [12] 胡晓馨. 基于极值理论的黄金期货市场风险度量研究[D]. 浙江大学,2014.
- [13] Nelson D B. Conditional Heteroskedasticity in Asset Returns: A New Approach[J]. Econometrica: Journal of the Econometric Society, 1991, 59(2): 347—370.
- [14] Bollerslev T, Wooldridge J M. Quasi-maximum Likelihood Estimation and Inference in Dynamic Models with Time-varying Covariances[J]. Econometric Reviews, 1992, 11(2): 143—172.
- [15] Gnedenko B. Sur La Distribution Limite Du Terme Maximum D'Une Serie Aleatoire[J]. Annals of Mathematics, 1943, 44(3): 423—453.
- [16] Balkema A A, Haan L de. Residual Life Time at Great Age[J]. The Annals of probability, 1974(2): 792—804.
- [17] Pickands J. Statistical Inference Using Extreme Order Statistics[J]. The Annals of Statistics, 1975(3): 119—131.
- [18] Group of Thirty Global Derivatives Study Group. Derivatives: Practices and Principles: Follow-up Surveys of Industry Practice[M]. Washington DC: Group of Thirty, 1993.
- [19] Rockafellar R T, Uryasev S. Optimization of Conditional Value-at-Risk[J]. Journal of Risk, 2000(2): 21—42.
- [20] Du Mouchel W H. Estimating the Stable Index α in order to Measure Tail Thickness: A Critique[J]. Annals of Statistics, 1983(11): 1019—1031.
- [21] Kupiec P H. Techniques for Verifying the Accuracy of Risk Measurement Models[J]. Journal of Derivatives, 1995, 3(2):73—84.
- [22] 毕鹏. 我国国债期货涨跌板制度研究[J]. 经济管理, 2006(24):78—83.
- [23] 刘庆富,王真. 中国期货合约动态保证金水平的设定研究[J]. 系统工程学报,2011(6):776—784.

(责任编辑:蒋萍)

(下转第 122 页)