

# 基于 GARCH-EVT-VaR 模型的碳市场 风险计量实证研究

蒋晶晶<sup>1</sup> 叶斌<sup>2,†</sup> 马晓明<sup>1,3,†</sup>

1. 北京大学深圳研究生院环境与能源学院, 城市人居环境科学与技术重点实验室, 深圳 518055;

2. 清华大学深圳研究生院, 深圳 518055; 3. 北京大学环境科学与工程学院, 北京 100871;

† 通信作者, E-mail: ye.bin@sz.tsinghua.edu.cn (叶斌), xmma@pku.edu.cn (马晓明)

**摘要** 对欧盟碳市场风险进行实证研究, 在分析碳市场价格波动特征基础上, 将条件方差和极值理论纳入 VaR 计量框架, 建立量化碳市场价格波动风险的 GARCH-EVT-VaR 模型。应用该模型对欧盟碳排放交易市场(EU ETS)进行实证研究, 结果显示: 碳市场价格波动具有尖峰、厚尾、自相关、波动性聚类 and 条件方差等典型特征, EUA 和 CER 价格波动呈现显著同步性; 碳市场存在显著的极端价格波动风险, GARCH-EVT-VaR 模型能够更准确地量化碳市场风险, 从而为应对极端事件预留充足的风险储备。

**关键词** 碳市场; 风险计量; 价格波动; GARCH-EVT-VaR

中图分类号 X196

## Value-at-Risk Estimation of Carbon Spot Markets Based on an Integrated GARCH-EVT-VaR Model

JIANG Jingjing<sup>1</sup>, YE Bin<sup>2,†</sup>, MA Xiaoming<sup>1,3,†</sup>

1. Key Laboratory for Urban Habitat Environmental Science and Technology, School of Environment and Energy, Shenzhen Graduate School, Peking University, Shenzhen 518055; 2. Graduate School at Shenzhen, Tsinghua University, Shenzhen 518055;

3. College of Environmental Sciences and Engineering, Peking University, Beijing 100871;

† Corresponding authors, E-mail: ye.bin@sz.tsinghua.edu.cn (YE Bin), xmma@pku.edu.cn (MA Xiaoming)

**Abstract** An empirical research was made on the carbon market risk measurement of the European Union emissions trading scheme. Based on the analyses of carbon price volatility, the conditional variance and extreme value theory were incorporated into the VaR framework to develop an integrated GARCH-EVT-VaR model for the carbon market. It is applied to estimate market risks of the EU ETS, and empirical results indicate that the GARCH-EVT-VaR model makes more accurate risk measurement of the carbon market than the traditional model. The EUA (Europe Union Allowance) and CER (Certificated Emission Reduction) are exposed to the same level of market price, in spite of differences in their policy risk, legal risk and credit risk. Market risks of EUA and CER are significant correlated, which can be used to make risk management strategies for the carbon market.

**Key words** carbon market; risk measurement; price volatility; GARCH-EVT-VaR

碳交易指温室气体排放配额、减排量及其衍生品的交易, 是一种控制或减少温室气体排放的市场化手段。2005—2010 年期间, 全球碳市场交易量由 7 亿吨增长至 69 亿吨, 交易额由 110 亿美元增长至 1420 亿美元<sup>[1]</sup>, 为减缓气候变化和降低减排成本发

挥了积极作用。随着越来越多国家或区域碳市场的建设和运行, 碳交易市场的覆盖范围进一步扩展, 影响力显著提高。但是, 作为一种新兴环境权交易市场, 碳市场不仅受传统市场机制作用, 还受到宏观经济形势、能源、气候谈判、天气条件、政府政

深圳市环境科研计划课题(4403012012000227)和广东省自然科学基金博士启动项目(2014A030310404)资助

收稿日期: 2013-12-10; 修回日期: 2014-07-25; 网络出版日期: 2015-05-12

策等诸多不稳定因素的影响<sup>[2-4]</sup>。与传统商品或金融市场相比,碳市场的风险因子更具多样性且波动更为剧烈。中国积极参与减排量交易活动,是国际碳市场上核证自愿减排量(CER)的主要供应方。中国政府于 2011 年启动碳排放权交易试点工作,探索逐步在国内建立总量控制与配额交易碳市场,目前深圳、上海、北京等区域碳市场已正式启动碳配额交易。随着中国区域碳市场的发展和未来国内碳市场的形成,研究碳市场风险计量具有重要的理论意义和应用价值。

欧盟碳排放交易体系(EU ETS)是目前全球最大的总量控制与配额交易体系,创建了交易最活跃、成交量和成交额最大的碳排放交易市场。本文以 EU ETS 碳市场为实证研究对象,在分析碳金融资产价格波动特征的基础上,建立适用于碳市场的风险计量模型,为中国区域碳交易试点管控碳市场风险提供科学支撑。

## 1 相关研究

随着交易日趋活跃,实时价量数据更加丰富,在此基础上国内外学者对碳市场进行了大量实证研究。部分学者通过分析碳市场价格波动的分布特征,指出欧盟碳市场上配额(EUA)和核证自愿减排量(CER)价格序列和收益序列都是尖峰、厚尾的<sup>[5-8]</sup>;部分学者利用 ARMA, GARCH 和 VAR 等模型对价格波动进行模拟,发现碳市场价格波动往往呈现自相关、条件方差、结构间断点和极端跳跃现象等典型特征<sup>[9-13]</sup>。部分学者研究碳市场微观结构,认为碳市场存在交易规模集群行为<sup>[14]</sup>和异质交易者<sup>[15]</sup>。少数学者进一步提出基于上述特征设计碳市场风险计量模型<sup>[10,16]</sup>,但目前相关研究很少。

VaR(Value-at-Risk)指在一定持有期和置信区间条件下,特定资产可能出现的最大损失值<sup>[17]</sup>。它提供了一个易于理解的风险量化指标,被广泛应用于商品和金融市场的价格风险量化和管理。本文结合碳市场价格波动的典型特征,将广义自回归条件异方差(GARCH)和极值理论(EVT)融入 VaR 模型,建立一种适用于碳市场风险计量的 GARCH-EVT-VaR 模型。

## 2 研究对象和方法

### 2.1 研究对象

欧盟碳排放交易体系建立了一个“总量控制与

配额交易”(cap-and-trade)市场,共分为 3 个阶段实施:第一阶段为 2005—2007 年,主要是碳市场价格机制探索和初步形成阶段;第二阶段为 2008—2012 年,碳价格机制基本形成并逐步完善;第三阶段为 2013—2020 年。EU ETS 刚刚进入第三阶段,交易价格的时间序列数据较少。本文重点关注 EU ETS 第二阶段市场价格波动的研究。欧盟碳市场上, EUA 和 CER 是密切相关且交易最为活跃的两种碳金融产品,前者是法定的交易单元和履约工具,后者则是用于降低管制对象履约成本的碳抵消工具。EUA 与 CER 理论上是等价的,均代表着相同数量的二氧化碳排放权利。二者的主要区别在于,履约时 EUA 不存在比例限制,但 CER 最高不能超过装置分配配额数量的 13.4%<sup>[16]</sup>。本文以 EUA 和 CER 为研究产品。

BlueNext 交易所是全球最大的碳排放现货交易平台, ECX (欧洲气候交易所)是全球最大的碳排放期货交易交易平台,本文中 EUA 和 CER 现货、期货价格数据分别来自于 BlueNext 交易所和 ECX 交易所。现货市场价格波动的研究阶段起始于 2008 年 8 月 12 日,原因在于 BlueNext 交易所从这一天开始引入 CER 现货合约交易,同时开展 EUA 和 CER 现货合约交易。为了便于比较研究,样本数据仅包括 EUA 和 CER 现货交易数据均可得的交易日收盘价格指数。总体上,现货研究阶段涵盖 2008 年 8 月 12 日至 2012 年 3 月 26 日,共 907 组 EUA 和 CER 现货价格样本数据。选择 2012 年 12 月份交割期的期货合约(Dec12 Future)为期货市场价格代表,原因在于该合约价格波动可以完整地反映欧盟碳期货市场第二阶段的价格波动过程。2009 年 1 月 12 日, ECX 交易所开始引入 CER 期货合约交易,因此期货价格波动研究阶段为 2009 年 1 月 12 日至 2012 年 3 月 26 日,共产生 817 组 EUA 和 CER 现货价格样本数据。

市场风险往往表现为价格损失,本文重点研究碳市场价格风险的量化和预测,因而更加关注碳资产损失率。设  $P_t$  为  $t$  时刻碳现货价格,式(1)将价格序列( $P_t$ )转化为对数损失率序列( $L_t$ ):

$$L_t = -[\ln(P_t / P_{t-1})] \quad (1)$$

### 2.2 研究方法

价格波动直接影响市场风险形态,合适的风险计量模型应当能够捕捉价格波动的典型特征,表 1

表 1 碳市场波动特征及其相应的风险形态和理论研究模型  
Table 1 Characterizations and related risk presentations of the carbon market and theoretical model used to investigate these conditions

波动特征	风险显现	理论模型
自相关	风险集聚	ARMA
条件方差	高度不稳定, 不可预测	GARCH
极端波动	巨大损失	EVT

归纳了碳现货市场的价格波动特征以及相对应的风险形态和理论研究模型。GARCH-EVT-VaR 模型<sup>[18]</sup>结合了条件方差和极值理论, 既能捕捉条件均值和条件方差的影响, 又能模拟极端的序列尾部行为。鉴于碳市场价格的不稳定波动和极端跳跃, 本文选择 GARCH-EVT-VaR 模型作为碳市场的风险计量工具。

该模型的建立包括 3 个步骤: 首先以 ARMA-GARCH 模型为滤波器, 获得标准残差序列; 然后应用 EVT 对标准残差序列的尾部建模, 求解考虑极端事件下的尾部分位数; 最后将条件均值、条件方差和极值分位数相结合, 计算 GARCH-EVT-VaR 计量值。

### 2.2.1 ARMA-GARCH 模型

ARMA-GARCH 模型能够很好地捕捉时间序列的自相关性和条件方差, 广泛应用于研究市场价格风险。式(2)给出 ARMA( $m, n$ )-GARCH( $p, q$ )模型的具体形式:

$$r_t = u + \sum_{i=1}^m \alpha_i r_{t-i} + \sum_{j=1}^n \beta_j \varepsilon_{t-j} + \varepsilon_t, \quad (2a)$$

$$\varepsilon_t = N_t \sigma_t, \quad (2b)$$

$$\sigma_t^2 = w + \sum_{i=1}^q \lambda_i \varepsilon_{t-i}^2 + \sum_{j=1}^p \psi_j \sigma_{t-j}^2. \quad (2c)$$

式 2(a)描述 ARMA( $m, n$ )过程,  $t$  代表时间,  $\mu$  为常数项,  $r$  为收益率或损失率,  $\varepsilon$  为残差或误差项,  $m$  和  $n$  分别为自回归阶数和移动平均阶数,  $\alpha$  和  $\beta$  分别为自回归项系数和移动平均项系数。式(2b)对残差项进行描述,  $N$  为白噪声分布,  $\sigma$  为条件方差。式(2c)刻画残差项的条件方差过程,  $w$  为常数项,  $p$  和  $q$  分别为 ARCH 阶数和 GARCH 阶数,  $\lambda$  和  $\psi$  分别为 ARCH 项系数和 GARCH 项系数。

利用 ARMA-GARCH 模型可以求出条件均值、残差和条件方差。设  $X$ ,  $\hat{u}$ ,  $\hat{\sigma}$  和  $\varepsilon$  分别为实

际值、期望条件均值、期望条件方差和残差, 式(3)将其进一步转化为标准化残差序列  $Z$ :

$$(Z_{t-n+1} \dots Z_t) = \left( \frac{X_{t-n+1} - \hat{u}_{t-n+1}}{\hat{\sigma}_{t-n+1}} \dots \frac{X_t - \hat{u}_t}{\hat{\sigma}_t} \right) = \left( \frac{\varepsilon_{t-n+1}}{\hat{\sigma}_{t-n+1}} \dots \frac{\varepsilon_t}{\hat{\sigma}_t} \right). \quad (3)$$

### 2.2.2 EVT-VaR 模型

极值理论侧重于描述序列分布的尾部特征, 具有超越样本数据的估计能力, 提供了一种测量极端条件下市场风险的方法<sup>[18-19]</sup>。因此, EVT-VaR 更适用于测量碳市场价格风险。

当标准化残差序列服从或接近白噪声分布时, 本文利用 POT (peak-over-threshold)方法计算基于极值理论的尾部分位数。假设残差序列尾部近似服从式(4)表示的 GPD 分布,  $\beta$  为尺度参数,  $\xi$  为形状参数, 门槛值为  $Z_{k+l}$ , 式(5)给出  $q$  置信水平下标准化残差序列的分位数  $Z_q$ :

$$G_{\xi, \beta}(x) = \begin{cases} 1 - \left(1 + \xi \frac{x}{\beta}\right)^{-1/\xi}, & \xi \neq 0 \\ 1 - e^{-x/\beta}, & \xi = 0 \end{cases}$$

当  $\begin{cases} x \geq 0, & \text{若 } \xi \geq 0, \\ 0 \leq x \leq -\beta/\xi, & \text{若 } \xi < 0, \end{cases} \quad (4)$

$$Z_q = Z_{k+l} + \frac{\hat{\beta}}{\hat{\xi}} \left[ \left( \frac{1-q}{k/n} \right)^{-\hat{\xi}} - 1 \right]. \quad (5)$$

### 2.2.3 GARCH-EVT-VaR 模型

最后, 将上述条件均值、条件方差和极值分位数相结合计算 GARCH-EVT-VaR 估计值。在  $q$  置信水平下, 市场 VaR $_q$  估计值如式(6)所示:

$$\text{VaR}_q^{t+1} = u_{t+1} + \sigma_{t+1} \left\{ Z_{k+l} + \frac{\hat{\beta}}{\hat{\xi}} \left[ \left( \frac{1-q}{k/n} \right)^{-\hat{\xi}} - 1 \right] \right\}. \quad (6)$$

## 3 结果和讨论

图 1 和 2 直观地描述了 EUA 和 CER 现货、期货对数损失率序列, 可以看出显著的自相关、波动性集聚和条件异方差现象。现货市场上, EUA 和 CER 现货价格波动具有显著的同步性, 二者受经济形势、能源价格等共同影响因素的作用, 呈现相同风险特征。EUA 和 CER 现货价格波动均存在极端跳跃点, 但 CER 现货极端波动现象出现频率高于 EUA 现货, 原因在于 CER 现货市场交易十分稀薄, 单笔大宗交易就会对 CER 现货市场均衡价格产生显著影响。期货市场上基本呈现相同现象, 但期货

市场极端波动点出现频率低于现货市场。总的来说,碳市场存在着显著的极端价格波动风险,而且 CER 市场较 EUA 市场、现货市场较期货市场出现极端风险的可能性更高。

对 EUA 和 CER 现货及期货对数损失率序列进

行统计分析,描述性统计特征见表 2。偏度和峰度数据显示 4 个时间序列都是尖峰、厚尾的,且 JB 检验结果在 1% 的显著水平下均拒绝正态分布假设。单位根检验结果在 1% 显著性水平上认为序列是平稳的,而 Ljung-Box 检验显示 EUA 和 CER 序

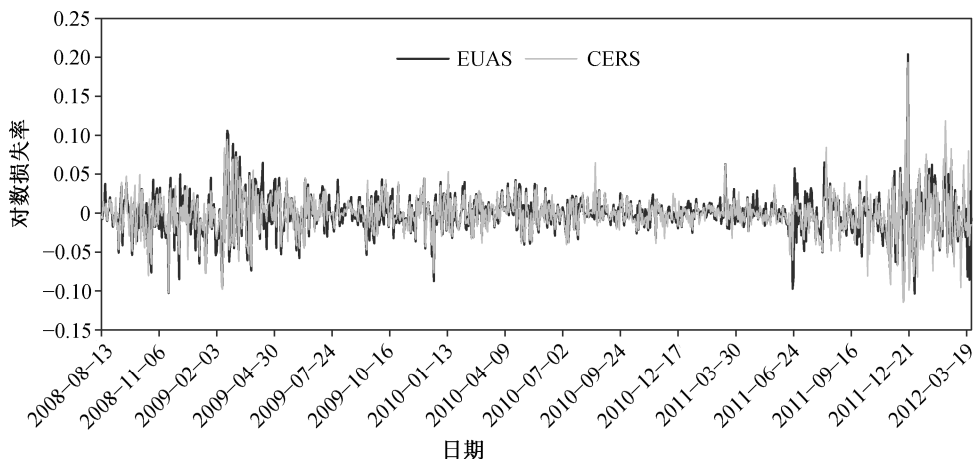


图 1 EUA 和 CER 现货价格的日对数损失率序列

Fig. 1 Logarithmic loss rate of the EUA spot (EUAS) and CER spot (CERS) with daily frequency

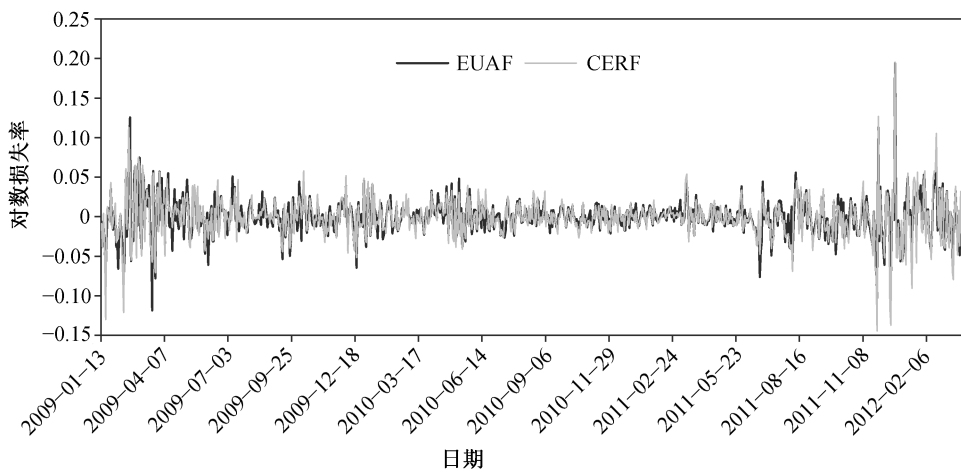


图 2 EUA 和 CER 期货价格的日对数损失率序列

Fig. 2 Logarithmic loss rate of the EUA future (EUAF) and CER future (CERF) with daily frequency

表 2 描述性统计特征和检验结果

Table 2 Descriptive statistics and testing results

产品	样本数量	均值	标准差	偏度	峰度	Jarque-Bera	ADF <i>t</i> -Statistic	$Q(5)$	$Q(10)$	$Q^2(5)$	$Q^2(10)$
EUAS	907	-0.0014	0.0274	0.0243	5.4345	812.664***	-28.2864***	13.993**	19.178**	109.05***	197.36***
CERS	907	-0.0019	0.0274	0.0553	5.5922	930.504***	-28.5157***	8.712	16.367*	304.67***	443.65***
EUAF	817	-0.0010	0.0243	0.0124	4.9783	2077.278***	-24.7037***	22.615***	26.628***	96.26***	140.89***
CERF	817	-0.0015	0.0265	0.0369	5.2457	2064.436***	-24.9301***	22.961***	33.362***	183.51***	209.38***

说明: *t*-Statistic 为 ADF 单位根检验统计值(根据 AIC 标准确定最优滞后阶数);  $Q(k)$ 和  $Q^2(k)$ 分别为对数损失序列和平方对数损失序列  $k$  阶滞后的 Ljung-Box 检验值; \*\*\*, \*\*和\*分别代表 1%, 5%和 10%的显著性水平。

列均存在显著的自相关性、条件异方差性和波动性集聚。

在风险计量实证研究中,一般认为一阶或二阶 ARMA-GARCH 模型已经能够充分捕捉时间序列的典型特征。本文根据 AIC 指标,对不同形式 ARMA( $m, n$ )-GARCH( $p, q$ )模型进行比较,表 3 和 4 分别给出具有较好拟合效果的现货和期货市场波动模型的形式及其参数估计。

从表 3 可以看出,AR(1)系数显著为正,MA(1)系数显著为负,表示 EUA 和 CER 现货价格波动呈

现短期的自相关性;同时,ARCH(1)和 GARCH(1)系数均显著为正,且二者之和接近于 1,碳市场价格波动呈现集聚性和条件方差特征,市场前期波动会对后期波动产生持续影响。从表 4 可以看出,对于 EUA 期货市场,AR(1)系数显著为正,AR(2)系数显著性较低,MA(1)系数显著为负,因此 EUA 期货价格波动具有较弱的短期自相关性。对于 CER 期货市场,AR(1)系数显著为正,MA(1)系数显著为负,MR(2)系数显著性较低,CER 期货价格波动呈现较为明显的短期自相关性。同时,二者 ARCH(1)和

表 3 EUA 和 CER 现货序列 ARMA(1, 1)-GARCH(1, 1)模型参数估计结果  
Table 3 Estimation results of ARMA -GARCH model for EUAS and CERS series with innovations assumed to be generalized error distribution

变量	EUAS			CERS		
	系数	z-Statistic	Prob.	系数	z-Statistic	Prob.
$\mu$				$1.61 \times 10^{-4}$	0.256	0.798
AR(1)	0.905	14.049	0.000	0.916	12.256	0.000
MA(1)	-0.921	-15.179	0.000	-0.918	-12.236	0.000
$w$	$1.01 \times 10^{-5}$	1.951	0.051	$1.36 \times 10^{-5}$	2.760	0.006
ARCH(1)	0.134	4.366	0.000	0.119	4.154	0.000
GARCH(1)	0.852	25.520	0.000	0.852	28.307	0.000
AIC		-4.970			-5.067	
BIC		-4.931			-5.020	
L-K		1705.906			1739.841	

表 4 EUA 和 CER 期货 ARMA(2,1)-GARCH(1,1)和 ARMA(1,2)-GARCH(1,1)模型参数估计结果  
Table 4 Estimation results of the ARMA -GARCH model for the EUAF and CERF series with innovations assumed to be generalized error distribution

变量	EUAF			CERF		
	系数	z-Statistic	Prob.	系数	z-Statistic	Prob.
$\mu$	$2.51 \times 10^{-4}$	3.623	0.043			
AR(1)	0.650	11.378	0.000	0.786	13.352	0.000
AR(2)	-0.021	-1.179	0.010			
MA(1)	-0.193	-3.563	0.003	-0.218	-9.236	0.000
MA(2)				-0.062	-5.322	0.006
$w$	-0.001	-1.974	0.030	$3.41 \times 10^{-4}$	2.870	0.001
ARCH(1)	0.0050	-0.016**	0.000	0.156	5.670	0.000
GARCH(1)	0.852	25.520	0.000	0.763	25.307	0.000
AIC		-5.162			-5.679	
BIC		-5.221			-5.329	
L-K		1932.200			1810.956	

注:\*\* 表示 5%的显著性水平。

GARCH(1)系数均显著为正,且之和大于 0.8,说明碳现货、期货市场价格波动均呈现集聚性和条件方差性。比较现货和期货市场,可以看出,期货市场 MA(1)系数小于现货市场,说明期货价格波动的短期记忆性弱于现货;期货市场 ARCH(1)和 GARCH(1)系数之和也小于现货市场,因此期货市场前期价格波动对后期价格波动的持续性影响没有现货市场强烈。总的来说,期货市场价格波动受前期扰动的影响低于现货市场,市场稳定性和成熟度较高。

通过 ARMA-GARCH 模型的滤波处理可得到波动率序列的条件均值、条件方差和残差序列,进一步应用式(3)对上述序列进行标准化处理。BDS 统计检验显示,统计量在 5%的显著性水平下均小于临界值,意味着标准化残差序列满足独立同分布假设。在此基础上,本文参照 DuMouchel<sup>[20]</sup>的研究结论选择 10%的最大标准化残差进行尾部建模,应用 MATLAB7.0 EVIM.ZIP 软件包估计 GPD 参数和尾部分位数,参数估计结果见表 5。可以看出, $\xi$ 拟合结果为正,进一步证实碳市场价格波动的厚尾特征。在 99%的置信水平下,GARCH-EVT 分位数显著高于 GARCH 分位数,表明传统 GARCH-VaR 可能会低估极端灾害相关的市场风险,而 GARCH-EVT-VaR 模型能够为应对极端事件预留充足的风险储备。现货分位数高于期货分位数,意味着现货市场比期货市场面临着更高的价格波动风险。另外,多数情况下 CER 分位数高于 EUA 分位数,意味着 CER 市场比 EUA 市场面临着更高的价格波动风险。

最后,结合上述结果,利用式(6)测算持有期为 1 天的碳市场价格波动在险价值,并对计量结果进行后验检验,详见表 6。可以看出,失败率(POT)检验、非条件覆盖检验、独立性检验和条件覆盖检验

表 5 GPD 分布的参数估计值和分位数估计值

Table 5 Fitted values of GPD parameters and GARCH-EVT and GARCH based quantiles

产品	$\hat{\beta}$	$\xi$	$Z_{0.99}$	
			GARCH-EVT	GARCH
EUAS	0.0840	0.0788	2.5837	2.4862
CERS	0.6078	0.0035	2.6438	2.4339
EUAF	0.4376	0.0059	2.0051	1.8996
CERF	0.5962	0.0530	2.4639	2.2950

表 6 GARCH-EVT-VaR 和 GARCH-VaR 模型的后验检验  
Table 6 Summary results of back test for the GARCH-EVT-VaR and GARCH-VaR models

产品	失败率	LR <sub>uc</sub>	LR <sub>iid</sub>	LR <sub>cc</sub>	
EUAS	EVT	0.0017	0.1087	0.1064	0.2323
	传统	0.0106	7.5016*	3.6748	11.1764**
CERS	EVT	0.0032	1.1087	3.3119	4.4383
	传统	0.0046	3.2907	7.5061*	10.7968**
EUAF	EVT	0.0009	0.0096	0.2032	0.0078
	传统	0.0086	8.3269**	4.3965	9.6752***
CERF	EVT	0.0043	1.1087	1.8060	2.3650
	传统	0.0045	7.5608*	9.2546***	11.7698**

说明: LR<sub>uc</sub>, LR<sub>iid</sub> 和 LR<sub>cc</sub> 分别为非条件覆盖检验、独立性检验和条件覆盖检验的对数似然值; \*\*和\*分别表示 1% 和 5% 的显著性水平。

均接受 GARCH-EVT-VaR<sub>0.99</sub> 模型,但部分检验拒绝传统 GARCH-VaR<sub>0.99</sub> 模型,因此与传统 VaR 模型相比,GARCH-EVT-VaR 模型能够更加准确地量化和预测碳市场价格波动风险。鉴于碳市场易遭受极端事件影响,GARCH-VaR 模型可能会低估市场风险,但 GARCH-EVT-VaR 模型能够为应对极端事件预留充足的风险储备,因此本文认为 GARCH-EVT-VaR 模型更能真实、准确地计量碳市场价格风险。

#### 4 结论

本文以欧盟碳排放权交易市场为研究对象,在揭示碳市场价格波动特征的基础上,将条件方差和极值理论纳入 VaR 框架,建立 GARCH-EVT-VaR 模型,并应用该模型对欧盟碳市场价格波动和风险计量进行实证研究,得到以下结果。

1) EUA 和 CER 价格波动率序列呈现尖峰、厚尾、自相关、波动性聚类 and 条件方差等典型特征。碳市场价格波动具有显著的自相关性和短期记忆性,前期市场扰动会增大后期波动且这种影响具有一定持续性。

2) 受经济形势、能源价格等共同因素的影响,EUA 和 CER 价格波动具有显著的同步性,一定程度上表现出相同的风险特征。这种关系可用于制定碳市场风险管理策略,包括风险对冲、匹配交易、delta 中和等。

3) EUA 和 CER 现货和期货价格波动均存在极

端跳跃点,而且 CER 市场较 EUA 市场、现货市场较期货市场极端波动现象出现的频率更高。可以看出,碳市场面临着较显著的极端事件相关的不可预期风险暴露,其中 CER 市场和现货市场出现极端风险的可能性更高。

4) GARCH-EVT-VaR 模型能够准确计量极端条件下的市场风险。鉴于碳价波动存在极端跳跃现象,GARCH-VaR 模型可能会低估碳市场风险,但 GARCH-EVT-VaR 模型能够为应对极端事件预留充足的风险储备。

考虑到以 EU ETS 为代表的碳市场价格波动及其风险特征,GARCH-EVT-VaR 模型为准确计量碳市场价格风险提供了理想工具。我国七省市碳排放交易试点刚刚起步,国内碳市场尚处于探索建设阶段,市场发展面临着较高的不确定性,各试点省市相关交易主体可利用 GARCH-EVT-VaR 模型对碳市场价格波动风险进行量化和管控。

### 参考文献

- [1] The World Bank. State and trends of the carbon market [R]. Washington DC, 2011
- [2] Alberola E, Chevalier J. European carbon prices and banking restrictions: evidence from phase I (2005–2007). *The Energy Journal*, 2009, 30(3): 51–80
- [3] Chevallier J, Ielpo F, Mercier L. Risk aversion and institutional information disclosure on the European carbon market: a case-study of the 2006 compliance event. *Energy Policy*, 2009, 37(1): 15–28
- [4] Chevallier J. A model of carbon price interactions with macroeconomic and energy dynamics. *Energy Economics*, 2011, 33(6): 1295–1312
- [5] 王恺, 邹乐乐, 魏一鸣. 欧盟碳市场期货价格分布特征分析. *数学的实践与认识*, 2010, 40(12): 59–65
- [6] 张跃军, 魏一鸣. 国际碳期货价格的均值回归: 基于 EU ETS 的实证分析. *系统工程理论与实践*, 2011(2): 2–7
- [7] Taschini L, Paolella M S. An econometric analysis of emission trading allowances. *Journal of Banking and Finance*, 2008, 32(10): 2022–2032
- [8] Daskalakis G, Psychoyios D, Markellos R. Modeling CO<sub>2</sub> emission allowance price and derivatives: evidence from the European trading scheme. *Journal of Banking & Finance*, 2009, 33: 1230–1241
- [9] Benz E, Stefan T. Modeling the price dynamics of CO<sub>2</sub> emission allowances. *Energy Economics*, 2009, 31(1): 4–15
- [10] Chevallier J. Detecting instability in the volatility of carbon prices. *Energy Economics*, 2011, 33: 99–110
- [11] Chevallier J. Nonparametric modeling of carbon prices. *Energy Economics*, 2011, 33(6): 1267–1282
- [12] Sabbaghi O, Sabbaghi N. Carbon financial instruments, thin trading, and volatility: evidence from the Chicago climate exchange. *The Quarterly Review of Economics and Finance*, 2011, 51(4): 399–407
- [13] 陈晓红, 王陟昀. 欧洲碳排放权交易价格机制的实证研究. *科技进步与对策*, 2010, 27(19): 142–147
- [14] Palao F, Pardo A. What makes carbon traders cluster their orders?. *Energy Economics*, 2014, 43: 158–165
- [15] Kalaitzoglou I, Ibrahim M B. Does order flow in the European carbon futures market reveal information?. *Journal of Financial Markets*, 2013, 16: 604–635
- [16] Bataller M M, Chevallier J, Mignucci M H, et al. EUA and sCER phase II price drivers: unveiling the reasons for the existence of the EUA-sCER spread. *Energy Policy*, 2011, 39: 1056–1069
- [17] Jorion P. VaR: the new benchmark for managing financial risk. New York: McGraw Hill, 2000
- [18] McNeil A J, Frey R. Estimation of tail-related risk measures for heteroscedasticity financial time series: an extreme value approach. *Journal of Empirical Finance*, 2000, 7: 271–300
- [19] Fernandez Z. Risk management under extreme events. *International Review of Financial Analysis*, 2005, 14: 113–148
- [20] DuMouchel W M. Estimating the stable index in order to measure tail thickness: a critique. *Annals of Statistics*, 1983, 11: 1019–1031