

欧洲碳排放权交易价格机制的实证研究

陈晓红, 王陟昀

(中南大学 商学院, 湖南 长沙 410083)

摘要:随着环境问题的日益严峻,作为一种市场化的减排方式—碳排放权交易逐渐受到越来越多的关注,也成为了众多学者研究的重点。以欧洲排放权交易体系为对象,研究其价格形成机制,分析了两阶段EUA价格的走势及其成因,建立了碳排放权交易价格模型,并检验了其适用性;然后分别以欧洲减排的第一阶段和第二阶段为独立样本,进行价格估计和预测。研究发现,EGARCH(1,1)-t模型适用于EUA价格机制的研究,能够较好地估计和预测减排前两阶段的EUA价格,但是由于政治、交易制度、市场等方面原因,两个阶段的价格形成机制、价格波动性等方面存在较大差异。

关键词:碳排放权交易;价格机制;EUETS;EGARCH;欧洲

DOI: 10.3969/j.issn.1001-7348.2010.19.037

中图分类号: F062.2

文献标识码: A

文章编号: 1001-7348(2010)19-0142-06

0 引言

碳排放权交易的概念源于20世纪70年代经济学家提出的排污权交易概念。碳交易是为促进全球温室气体减排、减少全球CO₂排放所采用的市场机制,是市场经济国家重要的环境经济政策。经过艰难谈判,联合国在1992年5月9日通过《联合国气候变化框架公约》(UNFCCC,简称《公约》);1997年12月在日本京都通过了《公约》的第一个附加协议,即《京都议定书》(简称《议定书》)。《议定书》把市场机制作为解决以CO₂为代表的温室气体减排问题的新路径,即把二氧化碳排放权作为一种商品,形成了二氧化碳排放权的交易,简称碳交易。

根据《京都议定书》制定的减排承诺目标,1998年6月欧盟部分成员国签署了一个费用分摊协议。同月,欧盟委员会发布报告《气候变化:后京都议定书的欧盟策略》(Climate Change: Towards an EU Post-Kyoto Strategy),提出应该在2005年前建立欧盟内部的交易体系。2001年,欧洲排放权交易体系(EUETS)意见稿被提交并经正式讨论;2002年10月,欧盟议会通过了该意见稿;2003年7月经修改的意见稿在欧盟议会和部长理事会上通过;同年10月13日,2003/87/EC排放交易法令正式生效,规定EUETS从2005年1月起开始交易,欧洲排放权交易体系成立。

碳排放权的价格形成机制是碳排放权交易的关键问题之一。经过5年多的交易经验积累,欧洲排放权交易体系已经形成了较成熟的价格形成机制,Paolella与

Taschini(2006)、Daskalakis和Psychoyios etc.(2009)等国外部分学者已进行了相关价格形成机制的实证研究。虽然我国的北京、上海、天津、武汉、长沙、深圳和昆明7座城市先后建立了碳排放权交易所,但目前仍处于起步阶段,成交量较小,没有形成全国性的碳排放权价格形成机制。因此,研究欧洲排放权交易价格形成机制,总结相关经验,是建立和完善我国碳排放权交易价格形成机制的重要途径之一。

1 文献综述

国外学者关于碳排放权交易定价的研究相对较早,特别是最近几年交易日趋活跃,研究数据日益丰富,研究日益完善。总的来说,国外学者关于碳排放权交易价格机制的研究可以归纳为两个方面:一方面是碳交易价格的理论探讨及模型研究,另一方面是以欧洲排放权交易体系为研究对象的碳交易价格机制实证研究。

理论探讨部分的研究开展得较早。欧洲各国刚刚确定初始配额,但还没有正式开展碳排放权交易,因此国外学者主要进行模型研究。碳排放权交易模型可以归纳为4类:第一类是整体评估模型,以Kainuma etc.(1999)、Kurosawa etc.(1999)和Nordhaus(2001)等学者为代表,他们的模型涵盖全面,考虑了人类活动、空气、气候、海平面、生态等内容,经济活动仅仅是模型的一个方面;第二类是一般均衡模型,如Capros(1999)、Ellerman和Wing(2000)、Burniaux(2000)等,他们假设在完美市场下,政策因素,如能源政策、财税政策等对碳交易价格和其它工业部门的影响;第三类是

收稿日期: 2010-07-28

基金项目: 国家自然科学基金项目(70921001);教育部哲社重大攻关项目(08JZD0016)

作者简介: 陈晓红(1963-),女,江西永新人,中南大学商学院院长,教授、博士生导师,研究方向为中小企业融资、企业管理与决策;王陟昀(1984-),男,湖南醴陵人,中南大学商学院博士研究生,研究方向为碳交易、中小企业融资。

碳排放权交易模型, 如 Ciorba etc.(2001)、Eyckmans etc.(2001)、Holtmark 和 Maestad(2002), 这类模型大多是微观模型, 主要以边际减排成本曲线(marginal abatement cost curve)为分析工具对碳排放权交易价格进行分析; 第四类是能源系统模型, 包括 Bahn etc.(1999, 2001)、Kanudia 和 Loulou(1998)等, 该类模型探讨了能源系统政策和技术等对国际碳交易价格的影响, 引入了线性规划等方法。

随着碳排放权交易的开展, 其交易活动日益活跃, 国外学者对碳排放权交易价格的实证研究逐渐增多: Borak etc.(2006)和 Paolella 与 Taschini(2006)从配额现货和期货的期限结构及价格的随机特征角度研究了 EUETS 市场的运营; Borak etc.(2006)引入商品的方便收益(convenience yields)概念, 把二氧化碳排放当做一个稀有的投入因素研究, 发现排放权价格行为与其它商品有较大的不同; 为了研究套利和购买策略, Paolella 和 Taschini(2006)以 EUETS 和美国清洁空气修正案(The U.S. Clean Air Act Amendments)为对象, 研究了排放权收益的非条件尾部行为(unconditional tail behavior)和异方差机制。以上的所有研究都证明了, 如果引入碳排放权交易机制, 把它当作一项生产投入要素, 则其它商品的定价机制也能从一定程度上解释配额的价格行为。然而, Borak etc.(2006)认为, 考虑到期限结构, 配额市场与现行的商品市场有较大不同。因此, 在 EUETS 的早期, 其流动性和期权和期货市场的有效性被质疑。Seifert 和 Uhrig-Homburg etc.(2008)认为, 碳排放权交易价格没有任何季节特征, 完整的二氧化碳价格过程应该展现出时间和价格依赖的波动结构。Daskalakis 和 Psychoyios etc.(2009)以欧洲碳排放交易体系下三大交易所为样本进行了实证研究, 发现禁止不同阶段之间碳配额存储和商借的制度设计对定价有较大影响, 并提出了相应的阶段内和阶段间的定价和套利框架。

国内对碳排放交易的研究刚刚起步, 大多停留在定性分析和理论介绍的阶段, 基本没有关于碳排放权交易价格的定量研究。如胡平生等(1998)认为排污权交易理论存在前提条件方面的缺陷, 提出在治理环境污染过程中, 不能过分相信排污权交易的市场力量, 通过政府干预来消除环境的外部不经济性是非常必要的, 而且应该成为环境保护的主导力量; 王玉海、潘绍明(2009)介绍了我国碳交易市场的发展现状, 分析了我国碳交易存在的问题和原因, 认为应加强碳交易方法学研究, 尽快培养碳交易专门人才, 加快相关中介咨询、金融服务机构的建设, 尤其要争取碳交易市场的定价权; 杨佳琛(2009)对国际碳交易市场和其衍生金融产品进行了总结, 对其背后的法律原理进行了介绍, 期望促进我国碳交易市场发展, 对立法者以启示; 吴玉宇(2009)在分析碳金融发展及其存在的主要问题基础上, 提出了我国碳金融机制的创新策略。

通过以上文献综述可以看出, 国外学者围绕碳排放权交易价格机制已经开展了一系列的理论模型和实证研究, 而国内的研究大多停留在定性描述阶段。因此, 本文拟在总体分析碳排放权交易价格形成机制的基础上建立理论模

型, 开展碳排放权交易市场的定量研究, 为我国建立碳交易市场和完善定价机制提供借鉴与参考。

2 碳排放权交易理论模型的建立

碳排放权是公共品, 具有外部性, 其影响不易直接体现在市场交易的成本和价格上体现。《联合国气候框架公约》和《京都议定书》等政治协议赋予它稀缺性等特征, 使它成为商品的经济价值。碳排放权交易发挥了市场机制应对气候变化的基础作用, 使碳价格能够反映资源的稀缺程度和治理污染的成本。在碳交易机制下, 碳排放权具有商品属性, 其价格信号功能引导经济主体把碳排放成本作为投资决策时的一个重要因素, 促使外部成本内部化。随着碳市场交易规模的扩大、透明度的提高、碳货币化程度的增强, 碳排放权进一步衍生为具有流动性的金融资产。因此, 碳排放权交易市场被认为是重要的新兴金融市场, 适合人们采用金融市场模型来研究其价格形成机制。本文拟建立碳排放权交易的 EGARCH 模型。

EGARCH 模型由 Nelson 在 1990 年提出, 是研究金融资产价格的重要模型。

$$y_t = c_0 y_{t-1} + e_t \quad (1)$$

$$e_t = z_t s_t \quad (2)$$

$$\ln(s_t^2) = c_1 + \sum_{i=1}^d \left[a_i \frac{e_{t-i}}{s_{t-i}} \right] + g_i \frac{e_{t-i}}{s_{t-i}} + \sum_{j=1}^d b_j \ln(s_{t-j}^2) \quad (3)$$

式(1)是 AR(1)形式的条件均值方程, C_0 为常数项, e_t 是误差项。式(2)中 Z_t 是一系列零均值同方差的独立随机变量, s_t^2 是误差项 e_t 的条件方差。式(3)中 C_1 为常数项,

$\sum_{i=1}^d \left[a_i \frac{e_{t-i}}{s_{t-i}} \right] + g_i \frac{e_{t-i}}{s_{t-i}}$ 为 ARCH 项, $\sum_{j=1}^d b_j \ln(s_{t-j}^2)$ 为 GARCH 项。模型的这种设定可以揭示碳排放权的收益率有很明显的波动集群现象, 而参数 g_i 则表示非对称效应。EGARCH 模型能够反映收益率数据的非对称性特征, 即好消息与坏消息对波动性的不同影响, 且允许大消息对波动性产生(由 GARCH 模型反映的)更大的影响。

在 Z_t 分布假设方面, 大量文献表明, Normal 的分布假设仅部分解决了金融时间序列中尖峰与厚尾的问题。这是由于不仅 y_t 的无条件分布存在厚尾现象, 其条件分布通常也是非正态的。Bollerslev(1987)在模型中引入自由度为 $v(v>2)$ 的条件 t 分布, 即 Z_t 服从 $t(v)$ 分布。由于 t 分布较之正态分布具有更宽的尾部, 因而能更好地描述收益序列的厚尾问题。

3 基于 EUETS 的实证研究分析

3.1 样本数据介绍

欧洲碳排放交易体系(EUETS)包含众多交易所, 其中最有影响的是 Powernext、Nord Pool 和欧洲气候交易所(ECX)。结合数据的可得性和完整性要求, 本文以欧洲气候交易所的日交易数据作为研究样本, 研究区间为 2005 年 4 月至 2010 年 4 月。以欧洲气候交易所的每日收盘价为每日交易价格, 按欧盟法令规定把研究区间划分为两个阶段, 作为

两个样本研究：第一个样本是第一阶段，从2005年4月至2007年12月；第二个样本是第二阶段，从2008年元月至2010年4月。交易数据均来自Bloomberg数据库。

3.2 EUA 价格对数收益分析

本文通过对EUA收益波动性的分析，研究其价格形成机制。设定EUA对数收益为 $y_t = \log(S_t) - \log(S_{t-1})$ ，两个样本的EUA对数收益走势如图1和图2所示。显而易见，第一阶段EUA价格对数收益波动比第二阶段大得多。第一阶段，收益在1.0~1.5之间波动，2006年4月、2007年中、年末都分别出现了较大的波动值；在第二阶段，EUA价格对数收益波动要小得多，大多局限在0.15至-0.15之间。这与前文提到的两个阶段的价格走势波动一致。

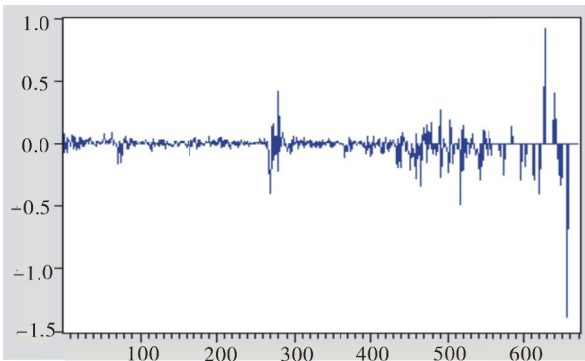


图1 2005年4月至2007年12月的EUA对数收益

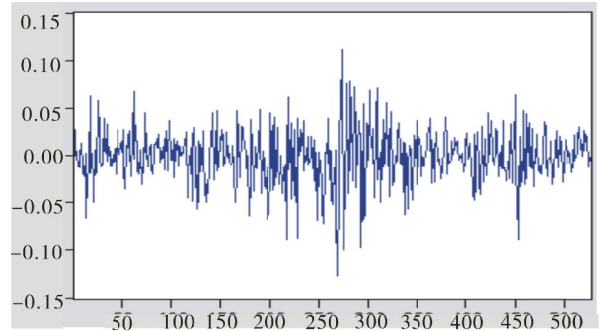


图2 2008年1月至2010年4月的EUA对数收益

为了估计EUA的价格形成机制，并进行检验，本文把两个样本均划分为两个部分，一部分做估计，另一部分做预测。样本1的估计阶段是2005年4月至2006年12月，预测阶段从2007年1月至2007年12月底。样本2估计阶段从2008年1月至2009年12月，预测阶段从2010年10月至2010年4月。两个样本分阶段描述性统计如表1和表2所示。

样本1估计和预测阶段的偏度分别是-0.489和-2.589，峰度分别是32.792和41.592。样本2估计和预测阶段的偏度分别是-0.204和0.261，峰度分别是4.770和2.552。由此可以看出，两个样本在不同的阶段都呈现出了一定的偏度和较大的峰度。只是样本1的两个阶段均为左偏，样本2在估计阶段为左偏，预测阶段为右偏。由于两个样本的非对称性、较大的峰度和重尾分布，该数据不适宜做正态分布假设，加之波动性变化，因此必须选择能体现和解释以上特征模型。

表1 2005年4月至2007年12月EUA对数收益的分阶段描述性统计

序列	样本数	平均值	中数	最大值	最小值	标准差	偏度	峰度
估计阶段(2005-04至2006-12)	433	-0.002 057	0	0.418	-0.396	0.046	-0.489	32.792
预测阶段(2007-01-12)	237	-0.027 197	0	0.916	-1.386	0.145	-2.589	41.592

表2 2008年1月至2010年4月EUA对数收益的分阶段描述性统计

序列	样本数	平均值	中数	最大值	最小值	标准差	偏度	峰度
估计阶段(2008-01至2009-12)	458	-0.001 384	0	0.111	-0.127	0.029	-0.204	4.770
预测阶段(2010-01-04)	68	0.002 507	4.26E-05	0.047	-0.033	0.019	0.261	2.552

3.3 检验样本分析

下文开始对样本1和样本2，分别用EGARCH-t模型进行估计和检验。

3.3.1 样本序列的平稳性检验

要检验两个样本的序列平稳性，主要是对样本的收益及其一阶差分进行单位根检验。对样本1的对数收益及其一阶差分ADF检验结果显示，t统计量的绝对值均大于在1%、5%和10%水平下的临界值，表明结果在1%、5%和10%水平下显著，拒绝原假设，认为原序列及其一阶差分序列均平稳。

同样，对样本2的对数收益及其一阶差分进行ADF检验，其结果在1%、5%和10%水平下显著，拒绝原假设，认为原序列及其一阶差分序列也平稳。

3.3.2 样本序列的相关性检验

从自相关图3可以看出，序列不存在序列相关，而且根据Durbin-Watson的统计量值，样本1和样本2分别为1.999 645和1.985 167，接近于2，可以认为序列不存在自相关。

表3 2005年4月至2007年12月EUA对数收益的ADF检验

	t-Statistic	Prob.
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-24.631	0.000 0
Test critical value	1% level	-3.440
	5% level	-2.866
	10% level	-2.569

表4 2005年4月至2007年12月EUA对数收益的一阶差分ADF检验

	t-Statistic	Prob.
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-17.751	0.000 0
Test critical value	1% level	-3.440
	5% level	-2.866
	10% level	-2.569

表5 2008年1月至2010年4月EUA对数收益的ADF检验

	t-Statistic	Prob.
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-17.023	0.000 0
Test critical value	1% level	-3.440
	5% level	-2.866
	10% level	-2.569

Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob	Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob		
		1	0.048	0.048	1.5509	0.213			1	0.128	0.128	8.7264	0.003
		2	0.025	0.022	1.9561	0.376			2	-0.103	-0.121	14.301	0.001
		3	0.024	0.022	2.3391	0.505			3	0.027	0.060	14.701	0.002
		4	0.028	0.025	2.8719	0.579			4	-0.010	-0.036	14.750	0.005
		5	0.001	-0.003	2.8723	0.720			5	-0.014	0.003	14.847	0.011
		6	0.017	0.015	3.0644	0.801			6	-0.022	-0.029	15.114	0.019
		7	0.024	0.022	3.4711	0.838			7	0.031	0.040	15.614	0.029
		8	0.087	0.084	8.6073	0.377			8	0.028	0.012	16.030	0.042
		9	-0.016	-0.026	8.7861	0.457			9	-0.005	-0.001	16.045	0.066
		10	-0.027	-0.031	9.2784	0.506			10	-0.017	-0.016	16.196	0.094
		11	0.053	0.053	11.228	0.424			11	-0.017	-0.014	16.345	0.129
		12	-0.030	-0.038	11.845	0.458			12	-0.008	-0.007	16.380	0.174
		13	0.051	0.055	13.650	0.399			13	0.051	0.055	17.802	0.165
		14	-0.066	-0.075	16.667	0.274			14	0.016	-0.001	17.936	0.210
		15	-0.044	-0.044	17.970	0.264			15	0.019	0.029	18.135	0.256
		16	-0.059	-0.059	20.403	0.203			16	0.013	0.002	18.233	0.310
		17	0.020	0.031	20.665	0.242			17	0.046	0.054	19.383	0.307
		18	-0.079	-0.072	24.974	0.126			18	-0.028	-0.043	19.806	0.344
		19	-0.011	-0.012	25.063	0.158			19	-0.002	0.026	19.809	0.406
		20	-0.019	-0.007	25.311	0.190			20	-0.013	-0.034	19.898	0.464
		21	-0.039	-0.041	26.357	0.193			21	-0.030	-0.017	20.395	0.496
		22	0.006	0.029	26.379	0.236			22	-0.011	-0.014	20.459	0.554
		23	-0.006	0.007	26.407	0.282			23	-0.050	-0.049	21.847	0.530
		24	0.024	0.025	26.797	0.314			24	-0.047	-0.039	23.052	0.517
		25	0.051	0.057	28.602	0.281			25	-0.022	-0.019	23.310	0.559
		26	0.008	0.011	28.648	0.327			26	-0.055	-0.060	24.967	0.521
		27	-0.026	-0.016	29.113	0.355			27	0.041	0.059	25.889	0.525
		28	0.047	0.040	30.650	0.333			28	0.044	0.014	26.947	0.521
		29	-0.174	-0.172	51.976	0.005			29	0.044	0.055	28.052	0.515
		30	-0.008	-0.014	52.027	0.008							
		31	-0.054	-0.050	54.116	0.006							

图 3 2005 年 4 月至 2007 年 12 月与 2008 年 1 月至 2010 年 4 月的 EUA 对数收益序列

表 6 2008 年 1 月至 2010 年 4 月 EUA 对数收益的一阶差分 ADF 检验

	t-Statistic	Prob.
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-15.201	0.000 0
Test critical value		
1% level	-3.440	
5% level	-2.866	
10% level	-2.569	

3.3.3 异方差检验

这主要是检验是否存在 GARCH 效应。本文选用 ARCH LM 进行异方差检验。首先从图 1 和图 2 的 EUA 日对数收益走势, 我们可以看到收益率存在丛集性效应, 可能存在异方差。其次, 分别对样本 1 和样本 2 的 EUA 日对数收益的残差序列做 ARCH 效应的 LM 检验, 检验结果如表 7 所示, EUA 日对数收益的残差序列存在 GRACH 效应。

表 7 样本 1 和样本 2 EUA 日对数收益残差序列的 ARCH 效应 LM 检验

	ARCH 检验		
	ARCH-statistic	Critical Value	Probability
样本 1 (2005-04至2007-12)	6.422 3e-004	3.841 5	0.979 8
样本 2 (2008-01至2010-04)	2.356 3e-004	3.841 5	0.866 8

注: 显著水平 $\alpha=0.05$

3.3.4 建立模型样本估计和预测

通过以上分析发现, EUA 日对数收益序列符合 GARCH 模型建立条件, 本文建立 EGARCH(1,1)-t 模型, 分别对样本 1 和样本 2 进行估计和预测。所有估计运算在 Eviews 6.0 和 MATLAB2009a 上完成。

(1)2005 年 4 月至 2007 年 12 月的 EUA 对数收益样本估计与预测。样本 1 的估计区间为 2005 年 4 月至 2006 年 12 月, 预测区间是 2007 年 1 月至 2007 年 12 月。

将数据导入 Eviews5.0 运行, 得到实证结果, 如表 8 所示。结果显示, 模型各个变量的相关系数在 0.05 的显著水平下显著。T-DIST.DOF 值为 3.568 673, 说明具有较低自由度的 EGARCH(1,1)-t 模型能够很好地描述 EUA 定价模

型。AIC 与 SC 分别为 -4.289 783 和 -4.242 777, Durbin-Watson 统计值为 1.695 922, 可以近似认为不存在自相关, 可建立第一阶段的 EUA 价格估计模型。

表 8 2005 年 4 月至 2007 年 12 月的 EUA 对数收益样本估计

Variable	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
Variance Equation				
C(1)	-1.039 532	0.234 361	-4.435 607	0.000 0
C(2)	0.529 800	0.093 938	5.639 922	0.000 0
C(3)	-0.121 368	0.056 701	-2.140 513	0.032 3
C(4)	0.903 063	0.028 889	31.259 41	0.000 0
T-DIST.DOF	3.568 673	0.709 063	5.032 939	0.000 0
Akaike info criterion	-4.289 783	Durbin-Watson stat	1.695 922	
Schwarz criterion	-4.242 777			

图 3 是 2005 年 4 月至 2007 年 12 月 EUA 估计模型的残差、标准差和对数收益序列。如我们所估计的, 对数收益序列与残差序列走势基本吻合, 这是因为残差序列和对数收益序列具有相同的分布。

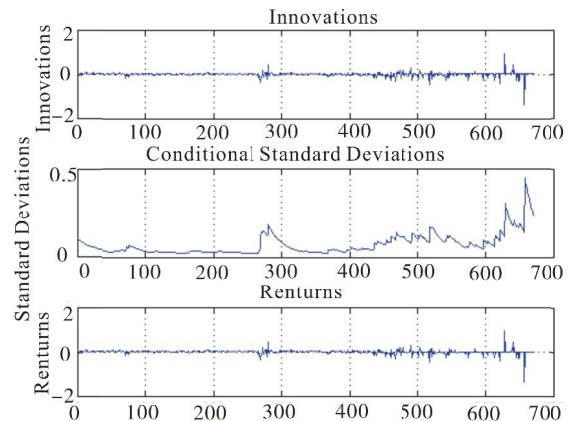


图 4 样本 1 估计模型的残差、标准差和对数收益序列

用上文得到的第一阶段 EUA 价格收益模型预测 2007 年 1 月至 2007 年 12 月阶段的收益, 并检测得到 Root Mean Squared Error、Mean Absolute Error 和 Mean Abs. Percent

Error 分别为 0.147 717、0.061 327 和 43.037 97, 说明前文建立的模型较好得模拟了 EUA 价格走势, 可以用于第一阶段的 EUA 价格估计。

表 9 2005 年 4 月至 2007 年 12 月的 EUA 对数收益样本预测

变量数	Root Mean Squared Error	Mean Absolute Error	Mean Abs. Percent Error
EGARCH(1,1)-t	0.147 717	0.061 327	43.037 97

(2)2008 年 1 月至 2010 年 4 月的 EUA 对数收益样本估计与预测。样本 2 的估计区间为 2008 年 1 月至 2009 年 12 月, 预测区间是 2010 年 10 月至 2010 年 4 月。

用同样的方法可以得到实证结果, 如表 10 所示, 模型变量的相关系数均显著, T-DIST.DOF 值为 8.422 537, 说明具有较低自由度的 EGARCH(1,1)-t 模型能够很好地描述 EUA 定价模型, AIC 和 SC 值分别是 -4.406 957 和 -4.361 904, Durbin-Watson 统计值为 1.721 698, 接近 2, 基本可以近似认为不存在自相关, 可建立第二阶段的 EUA 价格模型。

表 10 2008 年 1 月至 2010 年 4 月的 EUA 对数收益样本估计

Variable	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
Variance Equation				
C(1)	-0.312 334	0.109 995	-2.839 529	0.0045
C(2)	0.125 885	0.053 271	2.363 092	0.018 1
C(3)	-0.120 069	0.030 935	-3.881 285	0.000 1
C(4)	0.970 570	0.011 926	81.384 68	0.000 0
T-DIST.DOF	8.422 537	4.023 287	2.093 447	0.036 3
Akaike info criterion	-4.406 957	Durbin-Watson stat	1.721 698	
Schwarz criterion	-4.361 904			

图 5 是 2008 年 1 月至 2010 年 4 月 EUA 估计模型的残差、标准差和对数收益序列。和第一阶段类似, 对数收益序列与残差序列基本吻合。对比图 4 可以发现, 第二阶段的波动性更小, 再次印证了前文的发现。

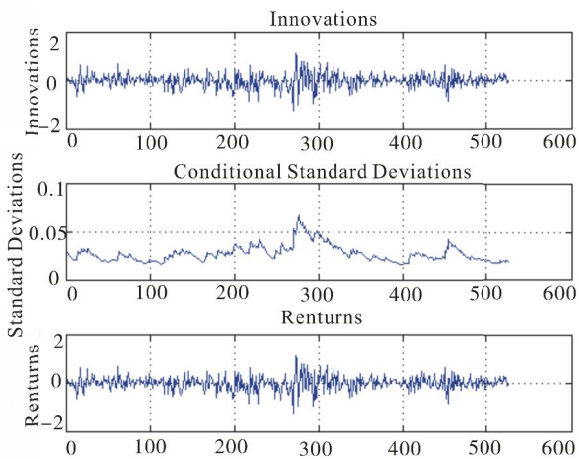


图 5 样本 2 估计模型的残差、标准差和对数收益序列

表 11 2008 年 1 月至 2010 年 4 月的 EUA 对数收益样本预测

变量数	Root Mean Squared Error	Mean Absolute Error	Mean Abs. Percent Error
EGARCH(1,1)-t	0.0186 05	0.0149 40	100.000 0

用第二阶段的 EUA 价格收益模型预测 2010 年 10 月至 2010 年 4 月阶段的收益, 并检测得到, Root Mean Squared Error、Mean Absolute Error 和 Mean Abs. Percent Error 分别为 0.018 605、0.014 940 和 100.000 0, 说明前文建立的模型较好地模拟了 EUA 价格走势, 适合作为第二阶段的 EUA 价

格估计。

(3)两阶段的研究比较。通过以上研究发现, EGARCH(1,1)-t 模型对第一阶段和第二阶段的 EUA 价格估计和预测效果较好, 适合用于 EUA 价格的模拟。但是, 不同减排阶段, EUA 价格特征各不相同。这与 Beat Hintermann(2009)、Wilfried Rickels(2007)等学者的研究结论一致, 他们认为在不同的 EUETS 交易阶段其价格驱动机制不同, 应该分阶段研究: 首先, 两个阶段的价格波动区别很大。由图 1、图 2、表 1 和表 2 中 EUA 价格对数收益的描述, 以及图 4 和图 6 中 EUA 估计模型的残差、标准差和对数收益序列的描述, 三者相互印证发现, 第一阶段的 EUA 价格及其收益的波动性明显大于第二阶段的。其次, 两个阶段的价格形成机制有所区别。表 8 和表 9 对样本 1 的估计与预测、表 10 和表 11 对样本 2 的估计与预测均显著, 结果较好。这说明 EGARCH(1,1)-t 模型可以用于 EUA 不同阶段的价格估计与预测。但是从表 8 和表 10 的相关系数、标准差等值可以发现, 两个阶段的差别较大。本文尝试以第一阶段数据做估计, 第二阶段数据做预测, 对两阶段数据进行拟合, 其结果不显著、无法拟合。由此说明, EUA 不同阶段的价格机制各不相同。

4 结论与建议

本文以欧洲排放权交易体系为对象, 研究了其价格形成机制, 初步分析了两阶段的 EUA 价格走势及其成因, 建立了碳排放权交易价格模型, 并检验了适用性; 然后分别以欧洲减排的第一阶段和第二阶段为独立样本, 进行了价格估计和预测。研究发现, EGARCH(1,1)-t 模型适合用于对 EUA 价格形成机制的研究, 能够较好地估计和预测减排前两阶段的 EUA 价格。但是, 由于政治、交易制度、市场等各方面原因, 两个阶段的价格形成机制、价格波动性等方面存在较大差异, 可以根据第一阶段的运行经验进行改进, 在第二阶段基本形成了较成熟的 EUA 价格形成机制。

参考文献:

[1] BORAK ,S. ,W. H'ARDLE ,S. TR'UCK ,AND R. Weron. Convenience yields for CO₂ emission allowance future contracts [C] . Sfb 649 discussion paper ,2006 :076 ,SFB Economic Risk Berlin.

[2] CAPROS ,P. AND L. Mantzos. The economic effects of industry-level emission trading to reduce greenhouse gases[R] . Report to dg environment ,E3M-Laboratory 21 at ICCS/NTUA , 2000.

[3] CONSIDINE ,T. J. The impacts of weather variations on energy demand and carbon emissions [J] . Resource and Energy Economics ,2000 ,22 :295-314.

[4] KLEPPER ,G. AND S. Peterson. The EU emissions trading scheme allowance prices ,trade flows ,competitiveness effects [J] . European Environment , 2004 ,14(4) :201-218.

[5] KLEPPER ,G. AND S. PETERSON. Emissions trading ,cdm ji

- and more - the climate strategy of the EU [J]. *Energy Journal* , 2006 27(2) :1-26.
- [6] MANASANET-BATALLER M. A. PARDO AND E. Valor. CO₂ prices ,energy and weather [J]. *The Energy Journal* 2007 , 28(3) :73-92.
- [7] PAOLELLA M. S. AND L. Taschini. An econometric analysis of emission trading allowances [C]. Research paper series , FINRISK National Center of Competence in Research Financial Valuation and Risk Management 2006 26.
- [8] KETTNER C. A. K'OPPEL S. P. SCHLEICHER AND G. Thenius. Stringency and distribution in the eu emission trading scheme the 2005 evidence [C]. Working Paper Fondazione Eni Enrico Mattei 2007 22.
- [9] SIJM J S. BAKKER Y. CHEN H. HARMESEN AND W. Lise. CO₂ price dynamics .The implications of EU emissions trading on the price of electricity. Report ECNC ,Energy Reserach Center of the Netherlands (ECN) 2005 81.
- [10] 胡平生 ,袁磊.对排污权交易理论的反思 [J] . *当代财经* , 1998(5).
- [11] 杨佳琛.国际碳交易市场及其衍生金融产品分析 [J] .*金融财经* 2009(2).
- [12] 王玉海 ,潘绍明.金融危机背景下中国碳交易市场现状和趋势 [J] .*经济理论与经济管理* 2009(11).
- [13] 吴玉宇.我国碳金融发展及碳金融机制创新策略 [J] .*上海金融* 2009(10).

(责任编辑:胡俊健)

Empirical Research on Price Mechanism of European Carbon Emissions Trading

Chen Xiaohong, Wang Zhiyun

(Business school, Central South University, Changsha 410083, China)

Abstract: Carbon emissions are more and more important as a market tool for carbon reduction and become the research topic for scholars. The paper researches on the price mechanism of EUETS. It analyzes price trend generally, sets a price model for carbon emissions and tests the suitability. Then it estimates and forecasts price of the first and second stage respectively. It shows that EGARCH(1,1)-t is suitable for EUA price research and can estimate and forecast EUA price. But it is different in the first and second stage in price mechanism and volatility because of politics, trading rules, market and so on.

Key Words: Carbon Emission Right Trading; Price Mechanism; EUETS; EGARCH; Europe