DOI:10.19511/j.cnki.jee.2018.03.003

欧盟碳期货价格影响因素分析

艾　明　王海林　文武康　潘勋章*

摘要:我国碳市场和碳金融体系建设正处于起步和探索阶段,对欧盟排放交易体系开展研究,可为我国碳市场建设提供一定借鉴经验。本文综合运用 BP 结构突变检验、多元 ARMA 回归以及 DCC-GARCH 模型,分析了 2010-2016 年间欧盟碳市场碳期货价格影响因素以及碳期货价格与其他商品价格之间的联动效应。结果表明:欧债危机、欧盟提出延迟配额拍卖等政治事件均使得欧盟碳期货价格序列出现结构性突变;在 2014 年延迟拍卖政策公布之前,碳期货价格与电力转换变量之间不存在明显相关性,之后电力转换变量的一期滞后对碳期货价格开始产生显著影响;碳期货市场与能源和金融市场的价格波动之间存在一定联动效应,但总体而言并不明显。我国在建立和完善碳交易体系进程中,应注意建立完善的价格稳定机制,关注能源供需变动对碳价格影响,并提高风险管理水平。

关键词:欧盟排放交易体系;碳期货价格;DCC-GARCH 模型

一、引言

欧盟排放交易体系(EU ETS)经过十几年发展,拥有丰富的交易数据和完善的交易机制,在全球碳交易中发挥着重要作用。EU ETS 建立至今,经历了多个发展阶段,由于受到多种复杂因素影响,在不同阶段和经济背景下,碳价的波动也表现出较大差异(Hintermann,2010;Creti et al.,2012;Lutz et al.,2013)。当前,我国已建立起全国碳市场,这是支持我国能源转型、应对气候变化、实现绿色低碳发展的重要选择。碳价格是碳市场的核心指标,价格会如何波动?受哪些因素影响?因此,研究欧盟碳价格影响因素,对我国碳市场建设和碳金融业务

*艾明,中国石油大学(北京)中国能源战略研究院,邮政编码:102249,电子信箱:cufeam@163.com;王海林,清华大学能源环境经济研究所,邮政编码:100084,电子信箱:wanghailin@tsinghua.edu.cn;文武康,中国石油大学(北京)中国能源战略研究院,邮政编码:102249,电子信箱:wenwukang@163.com;潘勋章(通讯作者),中国石油大学(北京)中国能源战略研究院,邮政编码:102249,电子信箱:pxz06@163.com。

本研究系国家自然科学基金青年项目"巴黎协定背景下国家自主贡献的评估、强化及影响研究"(71703167)和科技部国家重点研发计划课题"世界主要国家碳减排潜力与经济代价研究"(2017YFA0605302)的阶段性成果。感谢匿名审稿人的宝贵意见,文责自负。

开展具有一定借鉴意义和参考价值。

根据文献调研,总体上可将碳价格①的影响因素分为以下四类:(1)气候因素。直观上,极端天气带来的能源使用高峰会促进能源生产商生产,增加对碳排放配额的需求,进而推高碳价。例如,Alberola 等(2008)对不同类型气候因素进行汇总,通过实证研究发现,温度、降雨量以及风速等会对碳价格产生显著影响,类似研究还包括汪文隽和柏林(2013)。(2)经济因素。目前对于经济与碳价格之间关系的研究主要集中在一些具体指标上。例如,Oberndorfer(2009)运用多元 GARCH 模型研究了不同行业股价指数对碳价格影响,发现大部分行业股票指数对碳价格存在正向影响。Marc 等(2011)使用 Copula 模型对碳价格在不同经济周期下的变化进行实证研究,发现经济不景气(如 2008 年全球金融危机)会显著带动价格下行。(3)能源价格因素。从基本面来看,能源供需影响企业生产行为,进而影响碳价格。例如,Mansanet 等(2007)通过实证检验发现,布伦特原油期货价格和荷兰天然气现货价格对欧洲碳远期价格具有正向影响。煤油气电价格会对碳价格产生影响(易兰等,2017),同时,能源市场价格也受到碳价格影响。在建立计量模型时,有些文献考虑了其他市场与碳市场的相互作用。例如,Reinaud(2007)运用 VAR 模型研究发现英国电力市场价格受到碳价格和天然气价格的共同影响,并通过脉冲响应函数分析了三者间相互影响关系,类似研究还包括王玉和郇志坚(2012)。(4)政策因素。例如,Alberola 等(2008)利用计量方法对 EU ETS 第一阶段价格进行分析,发现欧盟发布关于碳排放配额供求的政策信息(如公布上一期配额过剩数据、发布减少下一期配额发放声明等)对碳价格有重要影响。Gronwald 和 Ketterer(2009)指出碳价格出现多次阶段性变化均由政策性因素(如各国公布排放结果、改变行业间分配方式等)导致,类似研究还包括朱帮助(2014)。

尽管普遍认为碳价格变动的影响因素主要有以上四类,但是,目前文献对不同阶段或不同时期下影响因素变化的研究相对较少,影响因子也往往集中在某一项因素,综合考虑和比较多种因素较少。单独的某一种因素可以在短期内使碳价格偏离正常轨道,但却难以合理解释碳市场在过去十年里发生剧烈波动的原因。在不同时期,主导碳价格的因素可能是不尽相同的。同时,在经济下行背景下,全球减排合作的走向曾经出现不明朗趋势,并且随着 EU ETS 进入第三阶段,相关分配规则有了较大改动,新的政策不断出台,这些政策因素是否会使碳价格驱动因素产生结构性变化,相关文献并未给出明显论述。针对以上问题,本文将基于文献调研识别的四类影响因素纳入统一分析框架,综合运用 BP 结构突变检验、多元 ARMA

①现有文献对 EU ETS 碳价格的研究,大多基于碳期货价格进行 ,一是因为 EU ETS 碳现货市场分割严重,缺乏统一的碳价格,二是现货市场交易并不非常活跃,无法形成连续有效的现货价格。

回归和 DCC-GARCH 模型对 2010-2016 年间① EU ETS 碳期货价格影响因素进行深入分析，探索在样本期间内各因素对价格的影响及变化，从而为更好地理解价格驱动因素的影响机制及变动程度提供参考。

二、变量选取及数据处理

本文所采用的碳期货价格变量（*PRICE*）来自欧洲气候交易所的期货连续价格，所采用的解释变量如下，所有数据均主要源自 WIND 数据库。

（一）气候变量

本文所采用的气候变量（*TEMP*）来自芝加哥商品交易所基于欧洲天气的天气期货制热日指数②。基于气温低于华氏 65 度（摄氏 18.3 度，常出现在采暖通风和空调调节的技术标准中）时消费者会使用更多能源进行采暖的假设，该指数为伦敦、巴黎和柏林日平均温度低于华氏 65 度的程度，当温度高于华氏 65 度时，其值等于 0。制热日指数作为反映天气风险的指标之一，在天气期货交易中得到广泛认同。

（二）经济变量

本文主要选用两个市场的价格变量作为经济变量：一是代表大宗商品市场的 CRB 指数价格（*CRB*），该指数包括全球主要大宗商品价格变化，被当做商品市场与经济波动的风向标，是揭示经济变化状况的提前指标之一，同时该指标对生产者和消费者物价指数的变化也比较敏感；二是欧洲斯托克 50 指数（*STOCK*），该指数被看作是反映欧元区大型上市公司股票价格整体情况的指标性指数，指数成分股主要来自欧洲主要股票市场的能源、化工、航空、工业品、原材料、银行、通讯、医疗等行业，基本覆盖了 EU ETS 纳入的行业。

（三）能源价格变量

本文所采用的能源价格变量主要包括原油价格变量（*OIL*）、天然气价格变量（*GAS*）、煤炭价格变量（*COAL*）以及电力转换变量（*SWITCH*）。其中，原油价格来自布伦特原油期货连续价格，这是北欧地区原油出产价格的代表性指标，能够很好地代表欧洲大陆能源生产投入的石油成本；天然气价格来自英国国家平衡点交割的未来一个月的天然气期货价格，英国国家平衡点是欧洲最具流动性的天然气交易市场之一，对欧洲消费者所支付的天然气价格有关键性影响，同时也是代表终端用户天然气使用成本的最佳指标之一；煤炭价格来自欧洲安特卫普、鹿特丹、阿

①2005-2008 年为 EU ETS 第一阶段，政策因素基本完全主导了碳价格变动，波动十分剧烈。进入第二阶段后，市场规则基本确立，但全球金融危机基本主导了 2008-2009 年碳价格变动并导致价格持续暴跌，2009 年之后碳价才开始慢慢稳定。因此本文采用 2010 年作为样本起始时间。

②由于欧洲日平均气温较低，出现极端炎热气候的概率较低，持续时间较短，同时，由于生活习惯和环保意识的原因，空调普及率较低，高耗能制冷需求较少，影响不显著，因此此处仅采用制热日指数。

姆斯特港口交割的未来一个月煤炭的期货价格,主要指的是欧洲西北部进口煤炭。

电力企业作为 EU ETS 重要参与者(也是目前我国碳市场参与者),对碳排放配额需求和价格走势有至关重要的影响(Paolo et al.,2013)。在引入碳约束后,EU ETS 中电力企业为最小化生产成本,可能会在使用煤炭和天然气作为燃料之间进行灵活转换①(Delarue et al.,2010),从而改变配额需求。由于欧洲电价受各国政策调控影响较大,电力因素对碳期货价格影响无法直接通过电价变动反映。因此,本文参考 Chevallier(2015)通过构造与发电边际成本有关的电力转换变量来表征电力企业的转换行为,进而分析电力因素对碳价格的影响。发电边际成本主要取决于燃料价格、设备效率和碳强度等参数,如式(1),其中 MC 为边际成本,FC 为燃料价格,p 为净热效率,EF 为燃料碳排放因子,EC 为碳排放成本。电力转换变量可由式(2)计算得出,对应了煤炭和天然气发电边际成本相等时的转换点碳排放成本。

$$MC = \frac{FC}{p} + EF \times EC \tag{1}$$

$$SWITCH = \left(\frac{FC_{coal}}{p_{coal}} - \frac{FC_{gas}}{p_{gas}}\right) / (EF_{gas} - EF_{coal}) \tag{2}$$

(四)变量描述性统计

以上变量描述性统计量见表 1。可以看到:碳期货价格、天然气指数、电力转换变量的变动幅度较大,而其他变化相对更稳定;从偏度和峰度来看,原油和天然气价格数据为负偏态,其他为正偏态;所有数据列的峰度均小于 3,均为平峰分布。需注意的是,原油、天然气、煤炭和期货价格均采用的是当期活跃合约的期货价格连续数据,由于合约间的转换以及交易量较小等问题,天然气和煤炭期货连续价格出现了少量明显的断点和异常值,本文对该部分数据进行了剔除和指数平滑处理。

表 1　　原始数据描述性统计

变量	符号	平均值	中间值	最大值	最小值	标准差	偏度	峰度
碳期货价格	*PRICE*	8.30	7.07	16.88	2.70	3.80	0.92	2.51
气候变量	*TEMP*	7.20	6.60	27.70	0.00	5.70	0.55	2.68
CRB 指数价格	*CRB*	465.77	473.42	580.32	371.17	47.11	0.19	2.58
欧洲斯托克 50 指数	*STOCK*	2756.98	2713.48	3591.47	2028.03	317.04	0.44	2.81
原油价格	*OIL*	68.47	77.06	96.66	25.47	17.45	−0.62	2.08
天然气价格	*GAS*	51.89	54.34	71.68	26.38	11.73	−0.35	2.06
煤炭价格	*COAL*	64.26	61.02	100.86	38.67	14.15	0.36	2.21
电力转换变量	*SWITCH*	104.65	92.97	284.62	−4.66	61.59	0.29	2.22

注:共 1509 个观测值。

①从历史情况看,样本区间内煤气转换行为较频繁。同时,考虑样本区间将被分为两个三年左右子区间(见后文),长度较短,可能无法较好反映可再生能源发电对碳价影响。燃气设备是基于已有气电厂,短期进行减碳替代可能更倾向于燃气电厂,且已有相应文献研究基础,故本文采用煤气转换而没有新能源转换。

三、多元 ARMA 模型分析

(一) Bai-Perron 结构突变检验

结构突变会对线性模型的估计产生显著影响,不考虑时间序列的结构突变,往往会造成单位根检验失效。BP 结构突变检验被广泛应用于检验多元线性模型的结构变化,并可同时给出突变产生位置。考虑存在 m 个断点的情况,有如式(3)所示模型,其中$\boldsymbol{y_t}$为第 t 个观测值对应的因变量值,$\boldsymbol{x_t}$和$\boldsymbol{z_t}$为协变量向量,β 和 $\delta_j(j=2,\cdots,m)$ 为协变量向量对应的系数,μ_t为扰动项,T_j为第 j 个断点位置,T 为观测值总数。

$$\begin{cases} y_t = \boldsymbol{x_t^T}\beta + \boldsymbol{z_t^T}\delta_1 + \mu_t, t = 1,2,\cdots,T_1 \\ y_t = \boldsymbol{x_t^T}\beta + \boldsymbol{z_t^T}\delta_j + \mu_t, t = T_{j-1}+1, T_{j-1}+2,\cdots,T_j \\ y_t = \boldsymbol{x_t^T}\beta + \boldsymbol{z_t^T}\delta_{m+1} + \mu_t, t = T_m+1, T_m+2,\cdots,T \end{cases} \tag{3}$$

分别计算不同断点数情况下的最小绝对残差平方和,并构造 SupFT(ℓ+1|ℓ)统计量(Bai & Perron,2003)对 2010-2016 年间碳期货价格序列进行检验,如表 2。根据统计量和突变点临界值标准,顺序测试结果拒绝了最多有 0,1 和 2 个断点的原假设,接受了最多有 3 个断点的原假设,三个相应断点的 95%置信区间如表 3。具体地,第一次结构突变发生在 2011 年 10 月底,该时点正值欧债危机爆发,欧洲经济景气度自此持续下滑,企业生产意愿减弱,全社会能源消耗降低导致配额需求大幅减少。根据联合国政府间气候变化专业委员会发布的评估报告,2012 年初欧盟配额供求失衡达近 10 亿吨,配额过剩导致碳期货价格持续下行且低迷不振。第二次突变发生在 2013 年 4 月,即 EU ETS 从第二阶段到第三阶段的过渡时期,同样也是一个下行区间。2013 年 4 月 16 日,随着欧洲议会投票否决了被称为 EU ETS“救命稻草”的延迟拍卖措施,碳期货价格迅速暴跌至 2.63 欧元/吨的历史低位,此后一直在低位徘徊。第三次突变发生在 2014 年 1 月底,碳期货价格终于恢复上行趋势,这次结构突变点同样源于延迟拍卖政策。2 月 6 日,欧洲议会投票同意了关于缩短延迟配额发放提议的审议期,从而消除了政府手段干预碳市场的最后障碍。延迟拍卖使得 9 亿吨配额能推迟到第三阶段末期发放以缓解市场过剩困境。到 2014 年 12 月,碳期货价格大涨 10%,一度达到 13 个月以来最高点 6.74 欧元/吨。

表 2　　断点个数检验

最多断点个数	SupFT(ℓ+1|ℓ)统计量	临界值
0*	12.38	8.58
1*	28.64	10.13
2*	24.47	11.14
3	0.004	11.83

注:临界值由 Bai 和 Perron(2003)给出,当统计量大于临界值则拒绝原假设,用*进行标记。

表 3　　结构性断点时间区间

结构性断点	开始日期	结束日期
1	2011/10/31	2011/11/26
2	2013/4/8	2013/4/10
3	2014/1/24	2014/2/24

以上 BP 结构突变检验结果显示,直接影响市场内配额供应量的政策因素和事件对碳期货价格有着明显影响。从欧债危机到是否延迟拍卖投票的两次政策性事件,三个结构性断点大致构成两段完整的价格运行区间:通过延迟拍卖政策即第三个结构性断点之前为下行区间,之后为上行区间。与 EU ETS 第一和第二阶段不同的是,进入第三阶段后,尽管政策制度要求不断加强,但政策性事件导致的碳期货价格波动幅度相比前两个阶段小了很多,这或预示着 EU ETS 价格传导机制逐渐稳定,政策制定者的价格预期管理水平不断进步。

ADF 检验(如表 4)表明,各变量在样本区间(2010-2016 年)内的对数收益率序列和气候变量的一阶差分均为平稳序列,因此可以利用它们建立多元 ARMA 回归。根据上文结果,本节接下来分别对两个子样本(2010-2014 年,2014-2016 年)构建 ARMA 模型,分析和比较不同区间碳期货价格影响因素及其变化情况。模型如式(4),其中 y_t 为碳期货价格,x_{it} 为影响因子,$\theta_i(B)$ 和 $\vartheta_i(B)$ 分别为第 i 个因子的自回归系数多项式和移动平均系数多项式,μ 为漂移项,ε_t 为残差。

$$y_t = \mu + \sum_{i=0}^{n} \frac{\theta_i(B)}{\vartheta_i(B)} x_{it} + \varepsilon_t \tag{4}$$

表 4　　ADF 单位根检验结果

变量	符号	ADF 统计值	P 值	平稳性
碳期货价格对数收益率	*DIFFPRICE*	-59.32	0.0001	平稳
CRB 指数对数收益率	*DIFFCRB*	-32.69	0.0001	平稳
斯托克 50 对数收益率	*DIFFSTOCK*	-27.53	0.0000	平稳
原油价格对数收益率	*DIFFOIL*	-50.34	0.0001	平稳
天然气价格对数收益率	*DIFFGAS*	-57.47	0.0001	平稳
煤炭价格对数收益率	*DIFFCOAL*	-38.03	0.0000	平稳
电力转换变量对数收益率	*DIFFSWITCH*	-67.43	0.0001	平稳
气候变量一阶差分	*DTEMP*	-39.39	0.0000	平稳

(二)第一个子样本多元 ARMA 回归

根据自相关、偏相关系数以及对比 1-3 阶滞后模型的 AIC、SC 和 HQ 信息准则(如表 5)

发现,模型最优滞后阶数为2。对ARMA模型各项参数显著性和特征值进行检验发现,除了商品市场指数、煤炭价格和电力转换变量的对数收益率不显著外,其他均显著,见表6。煤炭价格与商品市场指数不显著可能是因为建模时变量顺序问题,煤炭影响通过油气和电力等其他能源传导至碳期货价格,商品市场影响也通过欧洲斯托克50指数和一些能源变量进行传导。电力转换变量不显著则可能是由于以下两个方面原因:首先,在本文分析中燃煤和天然气电厂的成本计算比较简略,只考虑了燃料价格影响,忽略了运行维护成本;其次,燃料转换潜力非常依赖于负载变化,当满载时如冬天电力消费高峰期,所有电厂都运转,不存在转换机会,只有在非满载情况下转换行为才可能发生。转换的最佳时机是在负载相对较低且主要被燃煤电厂满足时如周末、晚上或夏天,在有足够经济激励下,此时空闲的燃气电厂才可能用作转换。

表5　　判断第一个子样本模型滞后阶数的信息准则

滞后阶数	对数似然值	AIC信息准则	SC信息准则	HQ信息准则
1	36629.39	-49.83	-49.54	-49.80
2	36691.00	-49.87*	-49.81*	-49.82*
3	36783.71	-49.83	-49.15	-49.60

注:*为该准则最小值,据此识别出模型最优滞后阶数为2。

表6　　第一个子样本回归系数及其显著性

变量	系数	标准差	T统计值	P值
DIFFPRICE(2)	-0.241491	0.0141711	-17.04086	0.00
DIFFSTOCK	0.134879	0.051287	2.629868	0.00
DIFFOIL	0.197441	0.035301	5.593009	0.00
DIFFGAS	0.257966	0.076786	3.359529	0.00
DTEMP	-0.031769	0.006379	-4.979872	0.00
MA(2)	0.173541	0.013058	13.28986	0.00
SIGMASQ	0.000203	3.35E-06	60.80339	0.00

通过分析各变量系数可以看到:碳期货价格对数收益率的二阶滞后对其本身存在负向影响;原油和天然气价格对碳期货价格存在较为明显的正向影响,更高的原油和天然气价格将增加企业对配额需求;欧洲斯托克50指数对碳期货价格也存在正向影响,当经济向好时,企业更有意愿参与配额市场交易,从而推高价格;在统计学意义上,以超预期温差为代表的气候变动因素确实对碳期货价格有显著影响,气温降低时价格上升。

(三)第二个子样本多元 ARMA 回归

采取相同方法可对第二个子样本进行回归(如表 7),经检验,模型最优滞后阶数同样为 2。与第一个子样本相比,在经历了结构性断点即同意延迟拍卖政策后,自身滞后因子、气候、经济和油气价格变量的系数正负号没有发生变化且仍然显著。这或许说明,随着碳市场发展成熟,气候条件、经济指标和能源价格对碳期货价格的传导路径开始逐渐稳定。值得注意的是,在新子样本下,电力转换变量对数收益率的系数由不显著变为显著,其一阶滞后对于碳期货价格存在负向影响,电力转换变量在已有文献中较少提及,本文通过对碳期货价格结构性断点的检验和分段回归,在统计学意义上证实了该因子显著性。回头来看,为什么 2014 年 1 月这一结构性断点前后电力转换变量回归结果会有所不同? 本文推断可能有两方面原因:一方面,2014 年 1 月延迟拍卖措施的出台有效限制了配额供应量,引起价格逐渐提振并恢复到电力转换均衡价格附近,从而对电力企业燃料转换行为产生影响,使得电力转换变量从第一个子样本的不显著变为显著;另一方面,电力企业在 EU ETS 前两阶段以碳市场提高生产成本为由来提升电价并谋取了巨额利润,而进入第三阶段后,政策制定者对电力企业配额分配数量和方式趋向严格和成熟,使得第三阶段电力企业的碳约束逐渐增强,碳价上升对电力企业清洁能源使用产生正向激励作用。

表 7　　第二个子样本回归系数及其显著性

变量	系数	标准差	T 统计值	P 值
DIFFPRICE(2)	-0.077761	0.033715	-2.306412	0.0214
DIFFSTOCK	0.270638	0.072682	3.723606	0.0002
DIFFOIL	0.142694	0.046781	3.050267	0.0024
DIFFGAS	0.149924	0.031805	4.713913	0.0000
DTEMP	-0.023807	0.006891	-3.454696	0.0006
DIFFSWITCH(1)	-0.020471	0.006934	-2.952150	0.0033
MA(1)	-0.054067	0.028630	-1.888452	0.0594
SIGMASQ	0.000127	4.66E-06	27.299230	0.0000

四、DCC-GARCH 模型分析

(一)DCC-GARCH 模型构建

随着 EU ETS 不断发展完善,与能源、金融等其他市场的联系也在不断增强,已有研究主要着眼于碳期货价格与其他资产价格的相关关系和程度研究,对于它们之间的波动相关性研究较少。DCC-GARCH 模型不仅能考虑变量同期冲击的相互关联,同时也能很好地刻画序列之间的波动性扩散性质(Lu & Wang, 2009)。考察两个子样本 ARMA 模型残差的自相关性发

现,自相关系数和偏相关系数均不存在特定模式,对均值模型残差进行 ARCH 效应检验(表8)显示,F 统计量显著,存在 ARCH 效应。因此,本节进一步构建 DCC-GARCH 模型研究碳期货价格与其他资产价格波动率之间的动态相关性。

表 8　　残差 ARCH 效应检验

F 统计量	28.97214	Prob. F(1,1491)	0.0000
LM 统计量	28.45802	Prob. Chi-Square(1)	0.0000

参照 Engle(2002)对 DCC-GARCH 模型的构建,考虑 k 个价格时间序列的情况,其条件收益率服从均值为 0,协方差矩阵为 H_t的正态分布,可表示为式(5)-(7),其中 r_t为价格收益率,Ω_{t-1}为到 $t-1$ 时刻为止的信息集,h_{it}为第 i 个($i=1,2,\cdots,k$)时间序列用如式(7)所示单变量 GARCH 模型得到的条件方差,D_t为 h_{it}平方根为元素所形成的对角矩阵,R_t为动态条件相关系数矩阵,α_{ip}和 β_{iq}分别为前期残差平方项和前期条件方差的系数,p 和 q 分别为残差平方项和条件方差的滞后阶数。此外,单变量模型中 h_{it}需满足非负及平稳条件,即 $\alpha_{ip}\geqslant 0,\beta_{iq}\geqslant 0$ 且 $\sum_{p=1}^{p_i}\alpha_{ip}+\sum_{q=1}^{q_i}\beta_{iq}<1$。

$$r_t \mid \Omega_{t-1} \sim N(0,H_t) \tag{5}$$

$$H_t = D_t R_t D_t \tag{6}$$

$$h_{it} = \sum_{p=1}^{p_i}\alpha_{ip}\varepsilon_{it-p}^2 + \sum_{q=1}^{q_i}\beta_{iq}h_{it-q} \tag{7}$$

动态条件相关系数 R_t结构如式(8)-(10),其中 Q_t为协方差矩阵,Q_t^*为 Q_t对角元素平方根所形成的对角矩阵,$\bar{Q}$ 为标准化残差所求出的无条件协方差,α_m和 β_n分别为前期残差平方项和前期条件方差的系数,m 和 n 分别为残差平方项和条件方差的滞后阶数,约束条件为 $\alpha_m\geqslant 0$,$\beta_n\geqslant 0$ 且 $\sum_{m=1}^{M}\alpha_m+\sum_{n=1}^{N}\beta_n<1$。模型估计方法为先估计 GARCH 模型,再根据 GARCH 模型标准化残差进行动态条件相关系数的估计。

$$R_t = Q_t^{*\ -1} Q_t Q_t^{*\ -1} \tag{8}$$

$$Q_t = \left(1-\sum_{m=1}^{M}\alpha_m-\sum_{n=1}^{N}\beta_n\right)\bar{Q}+\sum_{m=1}^{M}\alpha_m(\varepsilon_{t-m}\varepsilon_{t-m}')+\sum_{n=1}^{N}\beta_n Q_{t-n} \tag{9}$$

$$Q_t^* = \begin{bmatrix} \sqrt{q_{11}} & \cdots & 0 \\ & \ddots & \\ 0 & \cdots & \sqrt{q_{kk}} \end{bmatrix} \tag{10}$$

(二)联动效应分析

本节主要关注欧洲斯托克 50 指数、原油价格、天然气价格和电力转换变量的对数收益率与碳期货价格对数收益率的关系,由于电力转换变量在第二个子样本内显著,选择第二个子

样本(2014-2016 年)进行建模。众多实证研究表明,GARCH(1,1)能较好刻画资产价格收益率波动特征,因此本节所使用的 DCC-GARCH 模型为 DCC-GARCH(1,1),参数估计结果见表 9。表中 P 为假设动态相关系数是恒定的概率,χ^2 值为相应 P 值的检验值,不难发现,收益率动态相关系数都十分显著。α 系数代表本期新信息对下一期波动性的影响大小,α 值越大对新信息敏感性越强,反映在公式中,滞后一期的标准化残差乘积对动态相关系数的影响越大;β 系数代表本期新信息对下一期波动性影响的持续程度,β 值越大波动衰减越慢,$\alpha+\beta$ 越接近于 1 则相应波动持续性越明显。可以看到,碳期货价格对数收益率的 α 值与股票市场接近,远大于原油价格、天然气价格和电力转换变量;$\alpha+\beta$ 值与能源市场相近,大于欧洲斯托克 50 指数。说明碳期货市场在对新信息反应方面,相对类似股票市场一些,但在波动持续性方面,则更类似于能源市场。

表 9　　DCC-GARCH 参数估计

参数	*DIFFPRICE*	*DIFFSTOCK*	*DIFFOIL*	*DIFFGAS*	*DIFFSWITCH*
α	0.081624	0.039798	0.00532	0.007806	0.0045822
β	0.908334	0.902177	0.982573	0.974115	0.970896
$\alpha+\beta$	0.989958	0.941975	0.987893	0.980921	0.975418
P	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000
χ^2	31.20542	29.35061	94.09827	40.51681	27.63042

将估计的 DCC-GARCH 模型 R_t 提取出来,可绘制如图 1 所示的动态条件相关系数图。可以看到,碳期货市场与原油市场之间的波动联动性在初期并不明显,并且时正时负。随着时间推移,两者开始出现正向联动,动态条件相关系数逐渐增强到 0.3 以上。碳期货价格与欧洲斯托克 50 指数的对数收益率之间动态条件相关系数变动较大,并且与天然气价格对数收益率的动态条件相关系数变动趋势相近,均在每年年末位置波幅趋近于 0,而在 2016 年达到较高区间随后出现较大幅度下降,说明碳期货市场与欧洲股票和天然气市场之间存在一定正向联动关系。碳期货价格与电力转换变量的对数收益率之间动态条件相关系数长期为负,2014 年末转正后又迅速衰弱,大体处于-0.1 左右,说明碳期货市场与电力转换行为之间存在一定负向联动关系。但是,由于所有动态条件相关系数均较小,尽管碳期货市场与能源和金融市场的价格波动之间存在一定联动效应,这一效应总体而言并不明显。

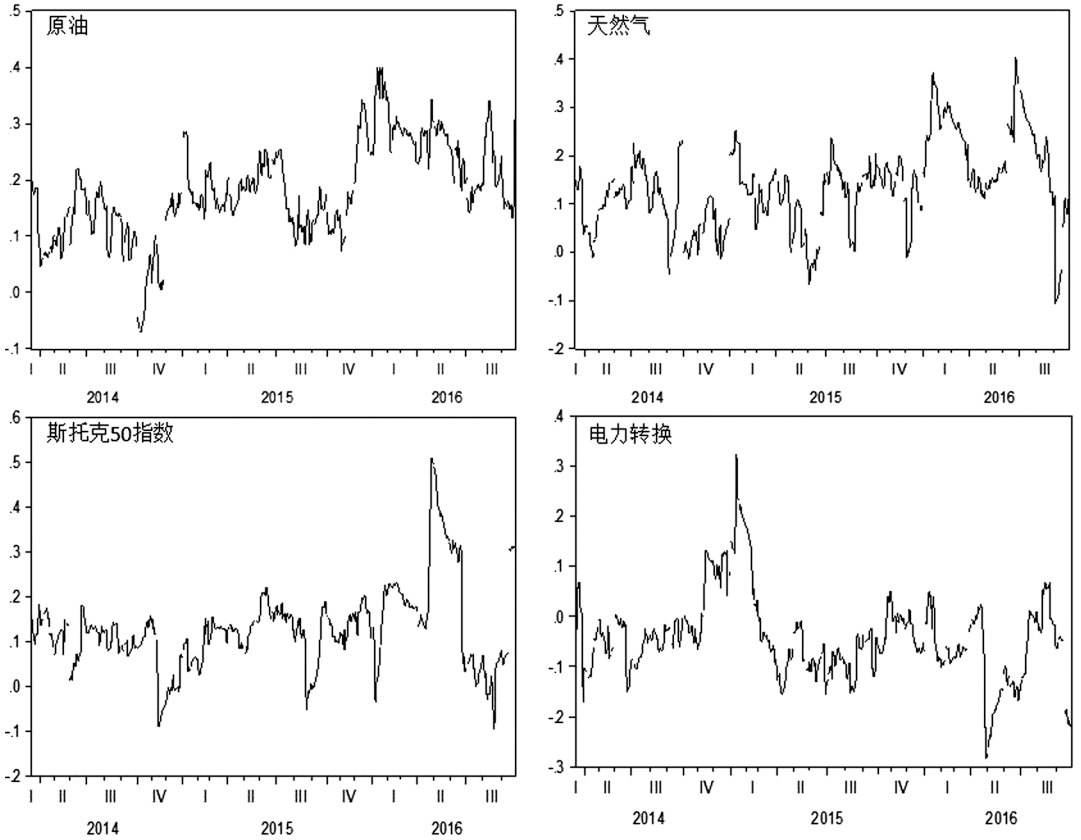

图 1　碳期货收益率与各变量收益率动态相关系数图

五、结论与政策建议

针对 2010-2016 年间 EU ETS 碳期货价格,本文通过剔除碳交易市场中结构突变带来的伪持续性,建立了两段子样本的多元 ARMA 和 DCC-GARCH 模型,分析了在不同子样本条件下各影响因素对碳期货价格变动的影响及各市场波动的联动效应。

研究发现:(1)受经济形势等外界冲击时,碳期货价格序列中存在突变点。结构突变点的引入对分析碳期货价格波动的影响因素可能有较大影响。突变点发生的原因不仅包括之前文献识别的经济危机影响,还包括欧债危机、欧盟推迟配额拍卖等政策事件。(2)碳期货价格时间序列不服从正态分布,存在波动持续性现象和条件异方差。对结构性断点前后两个子样本进行多元 ARMA 回归显示,气候、经济和能源价格变量的系数均显著且方向相同、大小相近,这或可说明气候、经济和能源价格等因素对碳期货价格的传导路径随着碳市场发展成熟开始逐渐稳定。(3)电力转换变量在 2014 年延迟配额拍卖政策公布之前的子样本中不显著,在之后的子样本中变得显著,这可能是由于之前配额数量过剩,电力企业并没有燃料转换动力,而延迟拍卖政策推迟了配额供应时间,促使企业产生转换行为,从而开始对碳期货价格产

生影响。(4)根据 DCC-GARCH 模型动态条件相关系数的分析,EU ETS 碳期货市场与欧洲能源和金融市场的价格波动之间存在一定联动效应,但这一效应总体上并不明显。

当前,我国碳市场和碳金融体系正处在探索建设阶段,刚建成的全国碳市场只纳入了电力行业。基于研究结果,本文对我国建立和完善碳交易体系提出以下政策建议:(1)建立完善的价格稳定机制。价格指标是反映碳市场价格供需情况的最重要指标,合理的价格指标能够真正反映全社会边际减排成本。作为一个受政策性因素影响较大的市场,相关部门应当完善碳定价体系,出台相应政策措施,形成完善的价格稳定机制,保证价格体系的正常运行。同时,应特别关注经济与各类能源价格的波动情况,当出现经济或能源价格大幅波动时,主动采用积极手段调整碳排放配额供需,避免供需失衡导致碳市场失灵。(2)构建全国性碳市场的同时,更加关注能源供需变动对碳价格的影响。完善我国能源统计制度,加强对高耗能企业的盘查力度以及对各类细分能源的识别,完善碳排放核查方法学,建立从能源供需到碳价变化的可靠传导机制,避免碳价大幅偏离均衡价格导致企业失去生产意愿或碳约束。(3)提高风险管理水平。建立相关服务机构,如建立碳风险评级机构、碳资产管理公司和碳金融信息服务机构,以促进风险识别和碳交易信息公开化。政府要加快推进相关法律法规,将碳交易和相关风险纳入法律体系,从制度层面为管理碳风险提供配套工具和公平的发展环境。

参考文献:

[1] 汪文隽,柏林. 欧盟碳配额价格影响因素研究[J]. 云南师范大学学报(哲学社会科学版),2013,(4):135-143.

[2] 王玉,郇志坚. 欧盟碳排放权交易市场的价格发现和波动溢出研究[J]. 中国人口·资源与环境,2012,22(S1):244-249.

[3] 易兰,李朝鹏,杨历,刘杰. 欧盟碳价走势情景模拟分析及对中国的启示[J]. 环境经济研究,2017,2(3):22-35.

[4] 朱帮助. 国际碳市场价格驱动力研究-以欧盟排放交易体系为例[J]. 北京理工大学学报(社会科学版),2014,(3):22-29.

[5] Alberola,E. ,J. Chevallier,and B. Cheze. Price Drivers and Structural Breaks in European Carbon Prices[J]. Energy Policy,2008,36:787-797.

[6] Bai,J. and P. Perron. Computation and Analysis of Multiple Structural Change Models[J]. Journal of Applied Econometrics,2003,18(1):1-22.

[7] Chevallier,J. 程思,等(译). 碳市场计量经济学分析[M]. 大连东北财经大学出版社,2015.

[8] Creti,A. ,P. Jouvet,and V. Mignon. Carbon Price Drivers: Phase I versus Phase II Equilibrium? [J]. Energy Economics,2012,34:327-334.

[9] Delarue,E. ,A. D. Ellerman,and W. D. D'haeseleer. Short-term CO_2 Abatement in the European Power Sector:2005-2006[J]. Climate Change Economics,2010,1(02):113-133.

[10] Engle,R. Dynamic Conditional Correlation: A Simple Class of Multivariate GARCH Models[J]. Journal of Business and Economic Statistics, 2002, (20):339-350.

[11] Gronwald, M. and J. Ketterer. Evaluating Emission Trading as a Policy Tool-Evidence from Conditional Jump Models[R]. 2009.

[12] Hintermann, B. Allowance Price Drivers in the First Phase of the EU ETS[J]. Journal of Environmental Economics and Management, 2010, 59: 43-56.

[13] Lu, W. and W. Wang. Dynamic Correlation between Carbon Market and Chinese Stoch Market: Based on Agdcc-Garch [R]. 2009.

[14] Lutz, B. J. , U. Pigorsch, and W. Rotfus. Nonlinearity in Cap-and-trade Systems: The EUA Price and Its Fundamentals[J]. Energy Economics, 2013, 40: 222-232.

[15] Mansanet, M. , A. Pardo, and E. Valor. CO_2 Prices, Energy and Weather[J]. The Energy Journal, 2007, 28: 73-92.

[16] Marc, G. , K. Janina, and T. Stefan. The Relationship between Carbon, Commodity and Financial Markets: A Copula Analysis[J]. The Economic Society of Australia, 2011, 87(s1): 105-24.

[17] Oberndorfer, U. EU Emission Allowances and the Stock Market: Evidence from the Electricity Industry[J]. Ecological Economics, 2009, 68: 1116-1126.

[18] Paolo, F. , F. Daniele, and S. Silvana. Free EUAs and Fuel Switching[J]. Energy Economics, 2013, 35: 14-21.

[19] Reinaud, J. CO_2 Allowance and Electricity Price Interaction, Impact on Industry's Electricity Purchasing Strategies in Europe[R]. 2007.

Analyzing the Impact Factors of the Carbon Future Prices in the EU ETS

Ai Ming[a], Wang Hailin[b], Wen Wukang[a] and Pan Xunzhang[a,b]

(a: Academy of Chinese Energy Strategy, China University of Petroleum-Beijing;
b: Institute of Energy Environment and Economy, Tsinghua University)

Abstract: China´s carbon market and carbon financial system are being prepared and explored. Analyzing the European Union Emission Trading Scheme might shed some light on China developing carbon market. According to the literature, factors such as climate conditions, economic prosperities, energy prices and political events affect the carbon prices. This paper systematically applies the BP structural mutation test, the multivariate ARMA regression and the DCC-GARCH model to analyze the impact factors of the carbon future prices in the EU ETS during 2010-2016, and explores the interaction between carbon future prices and other commodity prices. Results indicate that the European debt crisis and the delayed allowance auction both caused structural changes in the future price series of the EU ETS. There is no obvious correlation between power conversion variables and carbon future prices before releasing the delayed auction in 2014, then the first-order lag of power conversion variables changes to have significant impacts on carbon future prices. The volatility modeling of the carbon future prices and factors shows that, the interaction of the price volatility between carbon future market and energy and financial markets, while partly existing, is overall not significant. In the process of developing the national ETS, the Chinese government is suggested to establish its thorough pricing stability mechanism, pay attention to the impacts of the dynamics of energy supply and demand on carbon prices, and promote the risk management skills.

Keywords: EU ETS; Carbon Future Price; DCC-GARCH Model

JEL Classification: H41, Q56, Q5

(责任编辑:卢　玲)