

上海区域碳现价和碳远期价格相关性和收敛性研究

李春燕 温作民¹

(南京林业大学 经济管理学院, 江苏 南京 210037)

【摘要】: 基于对欧洲碳排放权交易市场碳配额现货与远期的发展运行经验和我国碳交易试点运行接近 5 年的客观情况, 文章以上海区域 2016—2017 年的交易数据为基础, 运用皮尔森相关系数和横截面方差比对碳排放权现货价格和碳远期价格的相关性和收敛性进行研究, 结果表明两者的相关系数和理论相比不是很高, 可能与我国碳排放市场发展不成熟、金融产品并没有普遍推行、种类单调有关, 也和碳远期产品距离到期的时间远近、产品的属性以及远期市场与期货市场存在区别等有关。尽管两者价格在短期内可能存在偏离, 但是在长期它们最终会趋于一致, 两者存在收敛性。因此, 我国应该尽快推行金融衍生产品, 早日建立全国统一排放市场。

【关键词】: 上海区域 碳排放权现货价格 碳远期价格 相关性 收敛性

【中图分类号】: F062.2 **【文献标识码】:** A **【文章编号】:** 1671-4407(2019)07-019-06

经济的快速发展往往伴随着环境问题的产生, 为了缓解环境污染带来的气候恶化问题, 1997 年 12 月, 各国在日本京都召开的联合国气候变化框架公约参加国三次会议上达成共识并签署了《京都议定书》。随后各国为了履行自己的减排责任, 纷纷制定相关政策和采取积极措施来应对, 最具代表性的就是欧盟排放权交易市场(EUETS), 共分三个阶段进行。第一阶段是 2005—2007 年, 为市场的前期准备阶段; 第二阶段是 2008—2012 年, 为市场正式运行阶段; 第三阶段是 2013—2020 年, 此阶段为市场的成熟与完善阶段。经过 13 年的发展与运行, EUETS 形成了一个涉及碳现货、碳期货、碳期权等各种金融产品的金融市场, 成为目前全球最大的碳交易市场。

而我国虽然不需要承担减排责任, 但是作为应对全球气候变化的积极参与者, 我国政府正在为逐步建立全国统一碳市场而努力。2011 年, 国家发改委出台了相关政策, 选择“北京、上海、天津、广东、湖北、深圳、重庆”7 个地区作为碳交易试点区域, 根据各试点自身条件, 自行推进碳市场建设。从 2013 年开始, 深圳首先启动碳排放权交易, 随后其他几个省份也相继启动了碳排放权交易试点。截至 2016 年 12 月 31 日, 全国 7 个交易试点的市场配额总成交量超过 3.91 亿吨, 累计总成交额超过 95.16 亿元^[1]。我国区域碳交易市场已经运行了近 5 年, 各试点区域均形成了自己的碳交易市场体系, 但是相对于 EUETS 系统的金融市场属性来说, 我国碳市场还相对不成熟。我国各交易试点市场上的产品还是以碳配额现价产品为主, 目前只有上海和湖北两个碳交易试点推出了碳远期产品。由于上海区域相对于其他几个交易试点来说, 碳排放权市场发展相对完善与成熟, 因此, 本文以上海碳交易试点为样本来研究碳配额现价和碳远期价格之间的相关性和收敛性, 从而为其他交易试点甚至全国碳市场更好地推行碳远期产品提供初步经验与建议。

1 文献回顾

国内外学者已经对碳交易市场进行了大量的研究与分析, 主要集中在碳价格的波动性研究、碳价格的影响因素研究、国内外

¹作者简介: 李春燕(1995-), 女, 江苏盐城人, 硕士研究生, 研究方向为生态经济。E-mail:1398241580@qq.com; 温作民(1961-), 男, 浙江杭州人, 博士, 教授, 博士研究生导师, 研究方向为生态经济。E-mail:zmwen@njfu.edu.cn

基金项目: 国家社会科学基金重点项目“国家公园生态环境监管体制改革研究”(18AGL017)。

碳市场的联动性研究等方面。由于国外市场主要是 EUETS 市场,而 EUETS 市场从建立之初就推出了期货产品,所以对 EUETS 期货市场的价格发现功能以及 EUA 和 CER 之间的关系进行研究具有重要意义。

对碳价格的波动性研究主要集中在对 EUETS 市场第一阶段和第二阶段的研究,即对 EUA 和 CER 价格曲线存在跳跃点或者碳价格波动结构突变的原因进行分析。Alberola 等^[2]认为,2006 年 4 月和 2006 年 10 月这两个结构变化分别是由 2005 年核定减排量的披露和第二阶段更严格的配额分配导致的;Baliotti^[3]认为,EUETS 市场在第一阶段碳市场价格波动性与市场参与者的交易行为存在正向且积极的关系,尤其在考虑交易商类型时,这种关系更加显著;Sanin 等^[4]研究了 EUETS 市场第二阶段的碳价格短期波动行为,交易量的急剧增加导致了第一阶段的价格剧烈变动,但对第二阶段的初期没有影响,而宣布履约时对两个阶段的价格波动均产生了影响;Dutta^[5]研究了碳排放市场价格是否存在异常值、时变跳跃点以及分析石油价格风险与碳价格波动的关系,结果表明碳价格对石油市场价格波动性高度敏感;Zhao 等^[6]根据结构性突变特征研究了中国试点市场的碳价格与煤价、经济情况、温度以及欧洲市场的碳价格之间的长期协整关系,结果表明中国市场碳价格与这些因素存在着长期的协整关系。国内学者吴振信等^[7]对 EUETS 市场碳价波动的结构性突变特性运用递归 OLS 残差检验和 CUSUM 平方检验,发现序列存在明显的结构突变特征,进一步研究发现美国次贷危机和欧债危机以及碳排放权配额分配过量等是造成结构突变的主要原因;朱帮助^[8]认为,2007 年的巴厘行动计划、2008 年金融危机以及 2011 年的欧债危机是碳价格出现结构变化的原因。

影响碳价格的因素有很多,可以简单地概括为能源价格、经济条件、温度变化和政府政策等几个方面。Convery&Redmond^[9]认为,EUA 价格与能源价格有关,而受气候影响不显著;Bunn&Fuzzi^[10]分析了 EUETS 市场碳交易价格的影响因素,得出碳价和天然气价格联合作用对电价存在影响的结论,并且现货价格可以反映能源市场与天气情况,而且与 EUETS 市场的经济活动有关;Alberola 等^[2]研究了 EUETS 市场第一阶段碳排放价格的影响因素,证明了能源价格、天气变动以及三大部门工业活动等因素对 EUA 价格产生了一定影响;刘维泉和张杰平^[11]研究认为,EUETS 第一阶段的期货价格受政策、宏观经济、能源价格和天气情况影响呈现发散趋势;赵静雯^[12]运用协整和因果检验,认为碳期货价格与各种能源价格存在协整关系。

不少学者还对 EUETS 市场 EUA 价格和 CER 价格之间的关系进行了一系列的研究。Kamdem 等^[13]对 EUA 市场和 CER 市场关系的时间频率进行了相关分析,结果表明两个价格是共同变化的,而且投机者、套利者和套期保值者的交易行为对两个市场的关系也存在累积影响效应;Tang 等^[14]用 CAPM 模型分析了 EUETS 和 CDM 市场的市场风险,认为 CDM 市场的系统性风险在第一阶段小于 EUETS 市场,而在第二阶段大于 EUETS 市场,但是在高期望收益角度下,EUETS 市场碳价的变化比 CDM 市场不稳定而且存在较高风险;Nazifi^[15]运用时变参数模型研究了 EUA 和 CER 碳价格之间价差影响因素,研究表明两者价差大小受能源价格、TED 利差、黄金价格、股票指数、金融危机、欧洲次贷危机、第三阶段、信用限制等因素影响。

目前,大多数文献研究都集中在 EUETS 市场,对我国碳市场的研究仍然较少,主要还集中在国外碳市场的建立对我国的启示、我国各试点碳现货价格的影响因素等方面。究其原因,我国还没有建成全国统一的碳市场,相关金融产品还未推出。只有湖北和上海两个交易试点推出了碳远期产品。本文以上海市场为研究样本,探究碳现货价格和碳远期价格之间的相关性和收敛性,为全国统一碳市场建立后金融产品的推行提供理论借鉴。

2 数据选取和描述性统计

2.1 数据选取

本文的研究对象是上海碳交易市场的碳价和碳远期价格,故从上海环境能源交易所获取了碳排放权价格和碳远期价格在 2016 年 12 月 19 日到 2017 年 11 月 24 日间的每日收盘价,共 245 个数据,剔除某些交易日不存在价格和现价存在但远期价格不存在两种情况,最后用剩余的 222 个数据进行实证检验。

此外,为了研究两者之间收敛性随时间的变化受哪些因素影响,本文还包括 2016 年 12 月到 2017 年 11 月期间煤、石油、天

然气等能源的每日期货价格。其中,煤和石油的价格数据来源于赢顺云交易软件每日公布的煤炭板块的煤炭指数收盘价和燃油板块的原油指数收盘价,由于目前国内没有天然气期货价格,故采用赢顺云交易软件上外盘板块的天然气指数每日收盘价格。此外,数据库还包含了上证指数和黄金价格。其中,上证指数来源于赢顺云交易软件公布的每日收盘价,黄金价格来源于上海黄金交易所每日公布的 Au100g 现货价格。

为了研究政策和阶段对两者价差之间的影响,本文引入了阶段和政策两个外生变量。由于我国从 2017 年开始全面启动了全国统一碳市场的建设,故将 2017 年 1 月 1 日以后设为虚拟变量“1”,之前为“0”。上海交易试点分别在 2017 年 1 月 11 日、2017 年 1 月 12 日、2017 年 2 月 7 日、2017 年 2 月 16 日、2017 年 2 月 27 日、2017 年 4 月 27 日、2017 年 5 月 8 日、2017 年 5 月 19 日、2017 年 6 月 5 日、2017 年 6 月 7 日、2017 年 6 月 30 日、2017 年 8 月 22 日、2017 年 10 月 26 日、2017 年 11 月 1 日、2017 年 11 月 6 日、2017 年 11 月 17 日、2017 年 11 月 23 日等日期发布了关于碳排放价格方面的政策信息。故将这些日期设为虚拟变量“1”,其余设为“0”。

图 1 是碳价格和碳远期价格及其价差之间的关系图,从图形上看,两者的价格波动范围均在 20~40 元之间,波动幅度不是很大,且波动趋势整体上趋于一致,但两者价格的上升和下跌的时间点不一致,碳远期价格上升或下跌的时间点滞后于碳价格,初步判定两者具有相关性,但相关系数不是很高。根据两者之间的价差曲线可以看出,除了 2017 年 1 月份中下旬超过了 10 元以外,其余月份一直保持在 10 元以内,且在 2017 年 11 月份左右趋近于 0,可以预判两个价格之间具有收敛性。

2.2 描述性统计分析

碳价格与碳远期价格两者的具体描述统计量特征见表 1。表 1 结果表明,两个价格的平均值近似相等,中值碳现价偏大;根据偏度和峰度可以判断,两个价格都不是正态分布,都是尖顶峰、左偏的特征。

3 实证分析

3.1 单位根检验

在对碳排放权价格和碳远期价格进行相关性和收敛性研究前,本文对两者的平稳性和协整性进行了研究。

ADF 检验^[16]是用来研究序列集成性能的统计检验方法。本文对碳价格和碳远期价格以及它们之间的价差进行水平上和一阶差分上的单位根检验,检验结果见表 2。表 2 支持两个价格序列和价格差序列是一阶单整的结论。所有的序列水平上不平稳,而一阶差分是平稳的。

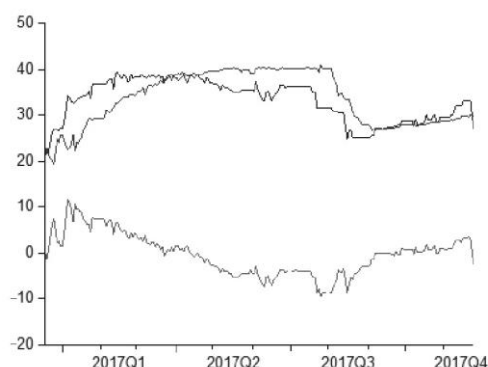


图 1 碳价格和碳远期价格之间的价差关系

注:从上往下,第一条线代表碳现价,第二条线代表碳远期价格,第三条线代表前两者的价差。

表 1 碳价格和碳远期价格的描述统计特征

变量	平均值	中值	最大值	最小值	标准差	偏度	峰度
碳价	33.18	34.60	39.50	21.50	4.59	-0.48	2.01
碳远期价格	33.45	33.97	41.10	19.40	5.90	-0.26	1.73

表 2 单位根检验

检验值	Varianceinlevel			Varianceindifference		
	碳价	碳远期价格	价差	碳价	碳远期价格	价差
ADF	-0.027	-0.01	-0.031	-0.93***	-1.04	-0.96

注:上角标***表示在 1%的水平下统计结果显著。

3.2Johansen 协整检验

Granger^[17]、Engle & Granger^[18]指出,两个时间序列不平稳不代表它们共有的随机趋势也是不平稳的。因此,为了检验碳价格和碳远期价格的共同趋势是否具有平稳性,本文采用 Johansen^[19-20]的极大似然估计方法对两个序列的协整性进行检验,结果见表 3。表 3 结果表明,在碳价格和碳远期价格之间存在协整性。

表 3 Johansen 协整检验

零假设	检验值	P 值	Critical value /95%
r=0	133.27	0.00	29.80
r=1	42.72	0.00	15.49

注:r 代表系统的协整阶数。

3.3 相关性检验

在检验碳现货价格和碳远期价格之间的相关性方面,本文采用皮尔森相关系数检验。皮尔森相关系数是一种线性相关系数,用来描述两个统计变量之间的相关程度,通常用 r 表示,具体计算公式如下:

$$r = \frac{Cov(X,Y)}{\sigma_X \sigma_Y} = \frac{E[(X - \mu_X)(Y - \mu_Y)]}{\sigma_X \sigma_Y} \quad (1)$$

r 的取值在 $-1 \sim 1$ 之间。若 r 大于0则表示正相关,小于0为负相关,等于0则不相关。 r 的绝对值大于0.7则表示高度相关,在0.4~0.7之间为中度相关,在0.1~0.4之间相关程度低。本文用Eviews6.0对碳排放权价格和碳远期价格之间的皮尔森相关系数进行检验,结果显示两者的相关系数为0.66,表明两者正相关,绝对值在0.4~0.7的范围内,故相关程度为中度相关。理论上,金融期货的价格和现货价格应该是高度相关的,李军和韩清萍^[21]在研究钢材远期合约和现货价格之间的关系时发现,两者的相关系数高达0.9032,接近于1。张坤和赵玉^[22]研究铀的远期价格和现货价格之间的相关系数为0.9491,也接近于1。孙志红和王亚青^[23]、杨军战^[24]、王丹和程玲^[25]分别研究了农产品市场、黄金市场、EUETS市场碳配额等现货价格与期货价格之间的相关性,发现相关系数都很高。但本文中的碳价和碳远期价格相对较低,究其原因,可能是我国碳排放权交易市场运行时间不长,金融产品相对较少,而上海的碳远期产品从2016年12月19日进入市场到2017年11月24日还不到一年时间,发展不是很成熟,相关政策制度不是很完善,而且碳远期价格和期货价格还是有所区别,因为分别检索“远期价格和现货价格之间的关系”和“期货价格与现货价格之间的关系”时,发现后者研究的文献相对较多,可能远期市场相对于现货市场还不是很规范,所以,两者整体相关程度不是很高。也有可能与距离到期时间的远近有关,越接近到期时间,两者相关程度越高;反之,则越低。甚至也和产品的属性有关,不同的产品,其现货价格和远期价格之间的关系不一样。

3.4 收敛检验

基于上述平稳检验和协整检验结果,两个序列不平稳并不能说明两个序列不收敛。故本文接下来采用基于Phillips&Sul^[26]建立的面板分析技术来对两个价格序列之间的收敛强度进行检验。

协整和收敛是两个不同的概念,两者应该互为补充^[27]。在之前的协整检验中,考虑的是两个序列的差分,而在这里的收敛检验需要价格具有协整性,并且以(1, -1)的协整向量形式有着共同的趋势。Hall等^[27]认为协整方法有一个隐含假设:变量间的结构关系长期是稳定的。这也就意味着在短期内协整检验不能发现价格收敛。由于收敛是一个缓慢、长期的过程,依赖于固定结构关系建设的检验就很有可能拒绝序列的协整性和收敛性^[28-29]。因此,与Mizrach^[30]的研究不同,Phillips&Sul^[26]从一些新角度进一步研究,开发了收敛回归检验来研究价格收敛强度。他们提出了一种半参数机制来对经济过渡性质进行研究,这种方法从横截面方差比而不是差分角度来检验两个价格序列在一个相对长期均衡的时间段里是否收敛。根据他们的方法,价格序列可以被分解为:

$$P_{it} = g_{it} + a_{it} \quad (2)$$

式中: g_{it} 代表系统的部分, a_{it} 代表短暂变量。

为了将共同成分从特殊组件中分离出来,式(2)可以被写为:

$$P_{it} = \left(\frac{g_{it} + a_{it}}{\mu_t} \right) \mu_t = \delta_{it} \mu_t, \forall i, t \quad (3)$$

式中: μ_t 是共同的成分, δ_{it} 是时变因子载荷系数。因此,两个时间序列的差分可以写成: $P_{it} - P_{jt} = (\delta_{it} - \delta_{jt}) \mu_t$ 。协整性假设当 $i \neq j$ 时, P_{it} 和 P_{jt} 的方差存在长期均衡关系,而且某个共同成分 μ_t 是一阶单整的。如果 $\delta_{it} = \delta_{i\cdot}$,则 P_{it} 和 P_{jt} 以协整向量 $(-\delta_{i\cdot}, \delta_{j\cdot})$ 的形式协整。在这种情况下,协整就仅仅表示随时间平行进化的一种形式,并不代表收敛。Phillips&Sul^[26]认为,如果 μ_t 是单位根非平稳的,而且 $\delta_{it} \neq \delta_{j\cdot}$,那么即使 δ_{it} 和 δ_{jt} 收敛于 δ ,但是如果 δ_{it} 的收敛速度小于 μ_t 的发散速度, P_{it} 和 P_{jt} 也不可能协整,

也就是说,残值 $(\delta_{it} - \delta_{jt}) \mu_t$ 具有非平稳性质。因此,协整检验不可以作为最终协整性和收敛性的指示器。

他们建议通过一种回归检验来验证两个序列的收敛性。该收敛检验的原假设 $H_0: \delta_i = \delta$, 且 $\alpha \geq 0$ 。

备择假设 $H_1: \delta_i \neq \delta$ (对所有 i 都成立) 或者 $\alpha < 0$ 。

一般情况下,可以用一些非参数形式来研究序列的收敛性。本文用价格序列的横截面方差比来检验收敛性。

第一步,写出价格序列的横截面均值:

$$h_{it} = \frac{P_{it}}{N^{-1} \sum_{i=1}^N P_{it}} \quad (4)$$

由式(3)可知,价格收敛性可以由 δ_{it} 来体现,即式(4)可以写成下式:

$$h_{it} = \frac{\delta_{it}}{N^{-1} \sum_{i=1}^N \delta_{it}} \quad (5)$$

因此,当 δ_{it} 收敛于 δ 时, h_{it} 收敛于单位 1, 所以长期而言, 式 $H_t = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N (h_{it} - 1)^2$ 收敛于 0, 即当 $t \rightarrow \infty$, 则 $H_t \rightarrow 0$ 。

第二步,计算横截面方差比 H_t/H_0 。根据 Phillips&Sul^[26] 的研究,我们应用单侧回归系数检验,具体回归方程如下:

$$\begin{aligned} \log \frac{H_1}{H_t} - 2 \log L(t) &= \hat{a} + \hat{b} \log t + \hat{\mu}_t \\ \forall t &= [rT], [rT+1], \dots, T \quad (r > 0) \end{aligned} \quad (6)$$

式中: $L(t) = \log(t+1)$, $\log t$ 的固定系数 $\hat{b} = 2\hat{\alpha}$ ($\hat{\alpha}$ 是上述原假设 H_0 中 α 的估计值。 $[rT]$ 是 rT 的整数部分,一般来说, r 推荐取 0.3。

根据上述内容,碳价格和碳远期价格收敛检验结果如下:

$$\begin{aligned} \log \frac{H_1}{H_t} - 2 \log[\log(t+1)] &= -7.704 + 0.566 \log t \\ &\quad (-2.567) \quad (0.932) \end{aligned} \quad (7)$$

括号里的参数代表 t 值。根据式(7), $\hat{b} = 0.566 > 0$, 而 $\hat{b} = 2\hat{\alpha}$, 也就是说 $\alpha > 0$ 。根据上述原假设 $\alpha > 0$, 则碳价格和碳远期价格具有收敛性。这个结果符合理论知识,也和之前的研究结论一致。王丹和程玲^[26]在研究欧洲碳排放权市场碳配额现货价格和远期价格时发现,期货价格和现货价格之间存在长期均衡关系,尽管短期会出现偏离的情况,但是在长期会趋于均衡收敛的结果。

虽然两者最终收敛,但是为了研究两者收敛随时间的变化关系受哪些因素影响,本文在 Nazifi^[15]的基础上,进一步用时变参数模型进行验证。

3.5 时变参数模型

表4的格兰杰因果检验表明了碳价格和碳远期价格两者互为因果关系,因此,本文将碳远期价格表示为碳价格的百分比,用状态空间方程构造时变参数模型来探究两者收敛程度的影响因素。

表4 格兰杰因果检验

零假设	F 统计值	P 值
碳价格不是碳远期价格的格兰杰原因	1.41	0.00
碳远期价格表示碳价格的格兰杰原因	2.89	0.00

根据表4,现价市场和远期市场的价格关系可以用时变参数定义为:

$$P_{jt} = \alpha_{ijt} + \beta_{ijt} P_{it} + \varepsilon_t \quad (8)$$

式中: P_{jt} 是远期市场j的价格(碳远期价格); P_{it} 是现价市场i的价格(碳价格); α_{ijt} 表示相关交易成本; ε_t 表示有着零和协方差阵H_t的随机误差项; β 表示碳价格和碳远期价格的收敛程度大小, β 越大,代表两者收敛程度越大,反之则越小。

根据 King&Cuc^[29]的研究,式(8)可以用状态空间方程来表示,具体如下:

$$P_{jt} = \pi_t z_t' + \varepsilon_t \quad (9)$$

$$\pi_t = \pi_{t-1} + \xi_t \quad (10)$$

式中: $\pi_t z_t' = \alpha_{ijt} + \beta_{ijt} P_{it}$; $\pi_t = [\alpha_{ijt}, \beta_{ijt}]$; $z_t' = [1, P_{it}]$ 。 ξ_t 也是具有零和协方差阵R_t的误差项,且 ε_t 和 ξ_t 两者相互独立。方程(9)和(10)合起来就是状态空间方程,分别是测量方程和状态方程。 α_{ijt} 和 β_{ijt} 是方程的两个状态变量。一般而言,状态变量不能直接观察到,所以用卡尔曼滤波对其进行估计,即运用可观察到的两个时间序列变量(P_{jt} , P_{it}),在一些假设条件下来计算每一时间段最优的时变参数。卡尔曼滤波分为两个步骤来计算状态变量的最优估计。第一步,用状态方程根据t-1时刻的信息来计算 π_t ,然后将预测的价值代到测量方程来估计 P_{jt} ;第二步,当t时刻的信息可得时,根据t时刻的信息来估计状态变量和它们的协方差。

为了研究各影响因素对两个价格序列收敛程度的影响,即对 β 的影响,本文主要选取了煤、石油和天然气等能源因素,经济因素用上证指数来表示,再加上黄金、政策和阶段等因素,因此,可以将式(9)和式(10)改造为:

$$P_t^{yuanqi} = a_t + \beta_t P_t^{xianjia} + \varepsilon_t \quad (11)$$

$$a_t = \rho_1 + \rho_2 a_{t-1} + \psi_t, \psi_t \sim (0, \sigma_\psi^2) \quad (12)$$

$$\beta_t = \rho_3 + \rho_4 P_t^{coal} + \rho_5 P_t^{oil} + \rho_6 P_t^{gas} + \rho_7 P_t^{zhishu} + \rho_8 P_t^{gold} + \rho_9 phase_t + \rho_{10} zhengce_t + \theta_t, \theta_t \sim (0, \sigma_\theta^2) \quad (13)$$

式中: P_t^{yuanqi} 、 $P_t^{xianjia}$ 、 P_t^{coal} 、 P_t^{oil} 、 P_t^{gas} 、 P_t^{zhishu} 、 P_t^{gold} 、 $phase_t$ 、 $zhengce_t$ 分别是碳远期价格、碳现货价格、煤炭价格、石油价格、上证指数、黄金价格、虚拟变量阶段和政策; ρ 为相应的系数; a_t 和 β_t 是状态变量; ε_t 、 ψ_t 、 θ_t 是误差项,且相互独立。

在每个时间段参数 β_t 的最优时变估计结果如图 2 所示。从图 2 可以看出, β_t 随着时间的推移, 值越接近于 1, 说明两个价格序列越收敛, 这与上述研究结果一致。但是在短期, 两者之间相差较大, 表明虽然在短期两者之间出现了短暂偏离的现象, 但是最终两者会趋于收敛。

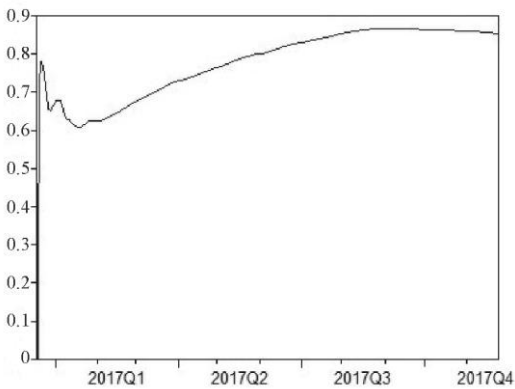


图 2 时变参数 β_t 曲线

根据式 (11)、(12)、(13), 我们运用 Eviews 软件对 β 值进行回归估计, 结果如表 5 所示。从表 5 可以看出, 煤、上证指数以及政策因素对 β 值的影响是正向的, 即促进两个价格序列的收敛程度, 但是煤和政策对其影响程度较小; 而石油、天然气、黄金价格和阶段等因素对 β 值的影响是负向的, 影响程度也较小。

4 结论与启示

通过对上海环境能源交易所 2016 年 12 月至 2017 年 11 月的碳现货和碳远期价格之间的相关性和收敛性研究, 可以得到以下结论:

表 5 卡尔曼滤波估计

变量	系数
煤	0.000840***
石油	-0.000108***
天然气	-0.026632**
上证指数	3.370000*
黄金	-0.000495
政策	0.007809*
阶段	-0.039060***
a 值	5.165419
β 值	2.958628
R	0.908213
P 值	0.000000

注:上角标*、**、***分别表示结果在 10%、5%、1%的水平下显著。

第一,两者相关系数为 0.66,为中度相关,还未达到理论上高度相关的结果,和前人研究高达 1 的结果有些出入,究其原因,可能与产品距离到期时间的远近、产品的属性、远期市场不如期货市场那么正式规范等因素有关,也有可能因为我国碳市场发展还不是很成熟,远期产品才推行不到一年的时间,而且我国碳排放市场目前只存在碳远期这么一种金融产品,只有上海和湖北两个交易试点推出了远期产品。因此,建议中国加快金融产品的研发与推行,为建立全国统一的碳交易市场的目标而努力。欧盟碳市场从成立之初就存在期货与期权等金融衍生产品,并且发展得非常好,期货的价格发现功能也发挥出来了。因此,我国也应该尽快研究并且推行,虽然在刚开始可能由于各试点地区之间的情况有差异,但我们可以先在一两个城市进行小范围的试点,后期在全国推行时,考虑各地区自身发展条件等差异再相应进行修改。

第二,上海区域的碳现货价格和远期价格存在收敛性,与理论研究结果一致,说明上海区域的远期价格和现货价格尽管在短期中可能会出现偏离,但是从长期来看,两者最终会趋于收敛,表明两者之间存在长期均衡的关系。而且煤、上证指数和政策因素对两者之间价格有促进收敛的作用,这也为我国建立全国统一市场、推行期货和期权等金融衍生产品提供了依据,奠定了基础,指明了方向,也间接表明我国在这样的基础上,后期推行金融产品相对来说也较容易。

虽然我国的碳排放权交易市场相对于欧洲来说还不成熟,但是有了国外的借鉴以及各试点区域 5 年以来的运行经验,我们可以取长补短,认真总结,尽快推行碳金融衍生产品,加快全国统一市场的建设。

参考文献:

- [1]纪钦洪,孙洋洲,于航,等.基于多元线性回归的碳配额价格预测模型研究[J].现代化工,2018(4):220-224.
- [2]Alberola E, Chevallier J, Chèze B. Price drivers and structural breaks in European carbon prices 2005-2007[J]. Energy Policy, 2008, 36 (2) :787-797.
- [3]Bali etti A C. Trader types and volatility of emission allowance prices. Evidence from EU ETS phase I [J]. Energy Policy, 2016 (98) :607-620.
- [4]Sanin M E, Violante F, Mansanet-Bataller M. Understanding volatility dynamics in the EU-ETS market[J]. Energy Policy 2015 (82) :321-331.
- [5]Dutta A. Modeling and forecasting the volatility of carbon emission market: The role of outliers, time-varying jumps and oil price risk[J]. Journal of Cleaner Production, 2018 (172) :2773-2781.
- [6]Zhao X L, Zou Y, Yin J L, et al. Cointegration relationship between carbon price and its factors: Evidence from structural breaks analysis[J]. Energy Procedia, 2017 (142) :2503-2510.
- [7]吴振信,万埠磊,王书平,等. 欧盟碳价波动的结构突变特性检验[J]. 数理统计与管理, 2015(6) :969-977.
- [8]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) :22-28.

-
- [9]Convery F J, Redmond L. Market and price development in the European Union Emission Trading Scheme[J]. Environmental and Resource Economists, 2007, 1 (1) :88-111.
- [10]Bunn D W, Fezzi C. Interaction of European carbon trading and energy prices[R]. Milan:Fondazione Eni Enrico Mattei Working Papers, 2007.
- [11]刘维泉, 张杰平. EUETS 碳排放期货价格的均值回归——基于 CKLS 模型的实证研究[J]. 系统工程, 2012(2) :44-51.
- [12]赵静雯. 欧盟碳期货价格与能源价格的相关性分析[J]. 金融经济, 2012(7) :92-94.
- [13]Kamdem J S, Nsouadi A, Terraza M. Time-frequency analysis of the relationship between EUA and CER carbon markets[J]. Environ Model&Assess, 2016, 21 (2) :279-289.
- [14]Tang B J, Shen C, Zhao Y F. Market risk in carbon market: An empirical analysis of the EUA and CERs[J]. Natural Hazards, 2015 (75) :333-346.
- [15]Nazifi F. Modelling the price spread between EUA and CER carbon prices[J]. Energy Policy, 2013 (56) :434-445.
- [16]Dickey D A, Fuller W A. Distribution of the Estimators for autoregressive time series with a unit root[J]. Journal of the American Statistical Association, 1979, 74 (33) :427-431.
- [17]Granger C W J. Some properties of time series data and their use in econometric model specification[J]. Journal of Economics, 1981, 16 (1) :121-130.
- [18]Engle R F, Granger C W J. Cointegration and error correction: Representation, estimation and testing[J]. Econometrica, 1987 (55) :251-276.
- [19]Johansen S. Estimation and hypothesis testing of cointegration vector in Gaussian vector autoregressive models[J]. Econometrica, 1991 (59) :1551-1581.
- [20]Johansen S. Likelihood-Based inference in cointegration vector autoregressive models[M]. Oxford: Oxford University Press, 1995.
- [21]李军, 韩清萍. 我国钢材远期合约与现货产品价格实证研究[J]. 北京科技大学学报(社会科学版), 2007(23) :32-36.
- [22]张坤, 赵玉. 铀的远期价格与现货价格关系实证研究[J]. 东华理工大学学报(社会科学版), 2013(1) :4-9.
- [23]孙志红, 王亚青. 农产品现货价格与期货价格关联研究[J]. 干旱区地理, 2015(5) :1049-1060.
- [24]杨军战. 我国黄金期货与现货价格互动影响实证研究[J]. 上海经济研究, 2014(1) :83-89.
- [25]王丹, 程玲. 欧盟碳配额现货与期货价格关系及对中国的借鉴[J]. 中国人口·资源与环境, 2016(7) :85-92.

-
- [26]Phillips P C B, Sul D. Transition modelling and econometric convergence tests[J]. *Econometrica*, 2007, 75 (6) :1771-1855.
- [27]Hall S G, Robertson D, Wickens M R. Measuring convergence of the EC economies[J]. *The Manchester School*, 1992 (60) :99-111.
- [28]Caporate G, Pattis N. Common stochastic trends and inflation convergence in the EMS[J]. *Weltwirtschaftliches Archive*, 1993129 (2) :207-215.
- [29]King M, Cuc M. Price convergence in North American natural gas spot markets[J]. *The Energy Journal*, 1996, 17 (2) :17-42.
- [30]Mizrach B. Integration of the global emission trading markets[D]Rutgers:Rutgers University, 2009.