

碳价格波动的时空异质性研究

徐佳 谭秀杰*

摘要: 碳交易试点的价格波动研究对于全国碳市场的建立和碳市场的未来发展有重要的参考意义。本文基于集成经验模态分解(EEMD)方法,将中国碳交易量较高的6个碳交易试点价格分解成若干个独立的、不同周期的IMF分量和趋势项,并按照其高低频重构为原价格序列的高频分量、低频分量和长期趋势项,对比分析了6个碳交易试点价格波动影响因素的时空异质性。实证结果表明,随着试点市场运行时间由一年增加为两年,天津市、深圳市、上海市和广东省试点受到的来自较长周期的重大事件和市场内在机制的影响愈加显著;同时,不同空间的6个试点碳市场的价格波动受到市场短期波动、重大事件和市场内在机制三种不同周期因素的影响各不相同。整体上各试点均受到来自政策调整为代表的重大事件和市场内在机制的显著影响。这表明在碳市场运行初期,市场制度设计与政策调整对碳价格的波动有着显著的影响。

关键词: 碳交易试点;价格波动;时空异质性;EEMD

一、引言

低碳经济已成为新常态下经济发展的重要模式,碳市场作为促进绿色低碳发展的市场化减排手段,也发挥着日趋重要的作用。中国自2013年底逐渐启动了五省两市的7个碳交易试点,现已运行近三年。在全国碳市场即将启动之际,亟须根据碳交易试点市场在启动初期的运行情况进行不同时间跨度和地域空间的对比分析,进而为全国碳市场的制度建设与运行监管提供重要借鉴与参考。

各试点启动交易以来,不同试点市场呈现出了各具特色的价格波动形态。总体来看,7个

*徐佳,武汉大学经济与管理学院,邮政编码:430072,电子邮箱:xujia_alicia@126.com;谭秀杰,武汉大学国际问题研究院,武汉大学国家领土主权与海洋权益协同创新中心,邮政编码:430072,电子邮箱:tanxiujie@126.com。

本文是国家社会科学基金青年项目“碳交易市场价格波动、驱动因素及调控机制研究”(14CJY030)、国家自然科学基金青年科学基金项目“基于碳价格映射的中国工业能源结构优化研究”(71503087)和国家自然科学基金青年科学基金项目“国际贸易对我国碳排放效率的影响及政策研究”(71303176)的阶段性成果。感谢匿名审稿人提出的宝贵意见。文责自负。

试点市场的碳价格逐渐形成了3个明显价格组别。其中,北京和深圳试点的碳价格逐渐稳定在40元/吨二氧化碳左右,因试点市场地处发达地区,纳入控排体系的行业多以服务业为主,较高的减排成本反映了其减排潜力有限,因此边际减排成本较高;湖北和天津试点的碳价格一直运行较为平稳,处于20-30元/吨之间,因其地处欠发达地区,纳入控排体系的行业以高排放的重化工业为主,中等的减排成本反映了欠发达地区的试点仍有很大的减排潜力;上海和广东试点的碳价格逐渐走低到20元/吨以下,其地处发达地区,减排潜力较小,与其它地处发达地区的试点相比,这两个试点过低的碳价格在一定程度上脱离了其对应的减排成本,反映了试点的制度设计可能存在着不合理之处。不同试点价格波动的剧烈差异反映着其背后不同影响因素的作用。因此,通过对比和分析各试点市场在启动第一年和第二年两个时间跨度中的价格波动的变化,可以探寻碳价波动背后的真正影响因素,为2017年全国碳市场的启动与运行提供经验和借鉴。

二、文献综述

目前,针对碳市场价格波动的研究,国内外学者已有了较为丰硕的研究成果。因为欧美碳市场启动较早,市场更加成熟,数据比较完善,其相应的研究成果也更为丰富。对于欧美碳市场价格波动的研究主要集中在其影响因素和碳市场与其他市场之间的价格关系方面。早期的研究认为含碳量越高的能源,其价格变化对碳价格的影响越大,且极端天气也会对碳价格产生显著影响(Bataller et al., 2006);除此之外,包括经济增长、减排技术等宏观因素和市场政策也会影响配额价格(Alberola et al., 2008)。近些年来,也有学者(陈晓红、王陟昀, 2012;陈晓红等, 2013)从供给、需求和市场影响三方面对碳市场价格进行了实证研究,分析表明不同阶段碳配额价格的影响因素不同:碳市场建立初期,配额价格主要受由碳市场政策决定的配额供给的影响;而随着碳市场政策和制度的完善,供需影响逐渐变小,能源价格等因素带来的影响起到主导作用。同时,以原油为首的能源市场与碳市场之间的价格关系以及两个市场之间的传导效应成为了此领域内的研究热点。相关研究发现,原油、天然气、煤矿等能源价格的波动对碳价格有着不一致的传导效应(Hammoudeh et al., 2015);且碳市场和原油市场的格兰杰因果检验表明,长期来看,两个市场存在着显著的线性关系(Yu et al., 2015)。同时,关于碳排放配额和碳排放核证减排量之间传导机制的研究(王军锋等, 2014),发现碳价格对碳排放核证减排量价格有较强引导作用,核证减排量的现货价格对碳配额的现货价格也具有拉动作用。自我国启动碳交易试点以来,国内学者也开始针对碳试点价格的波动特征和影响因素进行了一些相关研究。郭文军(2015)探讨了国际碳价、国内外经济状况、国内外能源价格和汇率等四个维度的因素对深圳试点的碳价格的影响,分析发现深圳试点碳价受欧元汇率和国内石油价格影响较大,受国际碳价影响较小。王倩和路京京(2015)发现宏观经济的增长、能源的相对价格和温度的变化,会对不同试点碳市场的价格产生不一致的影响。吕勇斌和邵律博(2015)发现不同试点

碳价格的波动变化呈现地区差异性,各试点市场发展并不均衡。

由于我国碳市场尚处在起步阶段,启动时间较短,交易和排放等数据较少,因此与试点碳价格波动相关的研究仍然匮乏。已有文献主要是从能源价格、温度变量、宏观经济等外在因素对国内碳市场价格波动的影响进行分析,但我国碳交易试点市场仍处在运行初期,各项制度仍在不断补充和完善之中,相较于这些外在的影响因素,来自于试点市场制度设计以及不断推出的新政策对试点碳价格的影响可能更大,但已有文献并没有考虑到试点碳市场在运行初期的不稳定性 and 试点制度本身及与市场有关的重大事件对碳价格波动的可能影响。相较于已有文献,本文的创新之处在于着重从碳交易试点市场运行两年以来的价格波动对比出发,对各试点市场在运行一年和两年的不同时间跨度上以及地处不同空间的试点之间的碳价格波动异质性进行分析,探讨不同时段以及试点之间的碳价格波动影响因素的变化,寻求影响我国碳市场价格波动的真正原因,进而为全国碳市场启动后的价格波动监管提供经验依据。

三、集成经验模态分解方法

集成经验模态分解(Ensemble Empirical Mode Decomposition, EEMD)是目前公认的可以有效处理非平稳非线性时间序列的方法,最早由 Wu 和 Huang (2011)提出,是经验模分解(Empirical Mode Decomposition, EMD)的改进算法。

EMD 方法由 Huang 等(1998)提出,因其对数据的线性平稳性不作要求,且无需对原始序列进行先验处理,可自适应且较完全地分解数据,因此被广泛应用于信息工程、气象科学、生物科技等领域。而近些年来,因为 EMD 方法在处理价格波动方面的优越性,其在社会科学领域也逐步得到广泛应用(Zhang et al., 2008; 朱帮助等, 2012; 齐绍洲等, 2015)。EMD 方法的原理是基于数据自身的特点,将原始数据序列按照振幅的不同分解成从高频到低频的一系列相互独立的本征模态函数(Intrinsic Mode Function, IMF),并使其满足两个条件:第一,所有 IMF 拥有同样数量的极值点和横坐标交接点(差额不超过 1);第二,方程以零均值为轴对称。以此确保 IMF 是以零为均值的周期函数。其计算步骤简述如下:

(1)确认时间序列 $x(t)$ 的所有极大值和极小值;运用三次样条插值函数拟出序列的上下包络线 $e_{\min}(t)$ 和 $e_{\max}(t)$,并逐点计算出上下包络线的均值 $m(t)$:

$$m(t) = (e_{\min}(t) + e_{\max}(t))/2 \quad (1)$$

(2)将上述均值从时间序列中分离出来,并定义其与原序列差值为 $d(t)$:

$$d(t) = x(t) - m(t) \quad (2)$$

(3)如果 $d(t)$ 不符合 IMF 的条件,则将 $d(t)$ 视作新的 $x(t)$,并重复上述步骤,直到满足 IMF 的上述两个条件,则将其定义为一个 IMF_{*i*},用 $f_i(t)$ 表示,并将 $f_i(t)$ 从 $x(t)$ 中分离出来,得到一个新的残余项 $r_i(t)$:

$$r_i(t) = x(t) - f_i(t) \quad (3)$$

(4)重复以上步骤,顺次得到所有的 IMF,记为 $f_i(t)$,直到满足第 n 阶的残余项不能再分解出 IMF 分量^①,即:

$$r_n(t) = r_{n-1}(t) - f_n(t) \quad (4)$$

(5)最终,IMF 分量可以表示如下:

$$x(t) = \sum_{i=1}^n f_i(t) + r_n(t) \quad (5)$$

EMD 方法存在的一个问题是其容易造成“模态混叠”,即将周期相近的序列分解到不同的 IMF 中,致使同一个 IMF 中包含了频率相差较大的序列。因此, Wu 和 Huang (2011)提出了 EEMD 方法,即在 EMD 方法的基础上,给原序列加入白噪声,利用其统计学上频率均匀分布的特点来改进原序列,进而保证可以从原序列中分离出真正的信号序列。其步骤简述如下:

(1)对原序列加入一个白噪声序列,其需要符合如下条件:

$$\varepsilon_n = \frac{\varepsilon}{\sqrt{N}} \quad (6)$$

其中 N 为集成次数, ε 和 ε_n 为白噪声波幅和标准差。

(2)按照与 EMD 类似方法将合成后的序列分解成各项 IMF;

(3)重复上述步骤,每次取不同的白噪声序列,取每次结果中对应 IMF 均值,作为最终的 IMF 序列 $f_i(t)$,其个数记为 m 。

依据上述 EEMD 方法,可将原序列按照其自身特性分解成一系列不同周期的、相互独立的 IMF 以及最后的残余项 $r(t)$ 。根据 Zhang 等 (2008)提出的 Fine-to-coarse Reconstruction 方法,即通过将高频 IMF 累加至低频 IMF 而进行高低频分量判别和筛选的方法,对从原序列分离出来的 m 个 IMF 依照如下步骤进行高低频评判及重构:

(1)计算从 $f_i(t)$ 到 $f_1(t)$ 的叠加序列之和 $f_i(t) = \sum_{k=1}^i f_k$,并计算其均值 \bar{f}_i ;

(2)选取显著性水平 α ,并用 t 检验判定 \bar{f}_i 中显著偏离零均值的序列;

(3)如果 \bar{f}_i 显著偏离零均值,那么第 1 个至第 $(i-1)$ 个 IMF 都判定为高频序列,而第 i 个至 m 个 IMF 分量则为低频序列;将所有高频序列叠加,其总和作为高频分量序列,而将所有低频序列叠加,其总和作为低频分量序列,同时,残余项 $r(t)$ 作为趋势项分量。

经过 Fine-to-coarse Reconstruction 方法判定的高低频序列具有如下特征:高频率序列周期较短、频率较高,围绕零均值做高频振荡;低频率序列周期较长、波幅较大,影响结束后逐渐落回零均值附近;趋势项周期最长,表示剔除所有由外界因素引起的波动之后,原序列围绕其自身均值的长期的缓慢变化。

^①IMF 个数可根据连续两个分解结果之间的标准差的大小来判定。

本文选取了深圳市、上海市、北京市、广东省、湖北省和天津市六个碳交易试点自启动以来至2015年12月31日的日交易均价为研究对象,碳价格数据来源于六个试点各自的碳排放权交易中心。因重庆试点的碳交易量较少,为提高实验数据的质量,故未将其纳入研究对象。

四、碳价格分解与不同周期影响因素的时空异质性研究

(一)碳价格EEMD分解

本文中,采取将集成次数 N 设定为100,白噪声标准差 ε 设定为0.2的参数设置(Zhang et al., 2008),按照上述EEMD方法对6个碳试点的交易均价数据进行了2组不同时间跨度下的分解,分别为试点碳市场启动至2014年12月31日(试点运行一年)和试点碳市场启动至2015年12月31日(试点运行两年)。6个试点的碳价格经分解之后分别得到各自的IMF分量和趋势项,其中IMF分量按照分解的顺序由高频至低频排列,周期逐渐拉长,表示会对碳价格波动造成影响的一系列周期不同的因素;而趋势项即为试点碳价格分解之后的残余项,对应的周期最长,表示由碳试点市场机制决定的碳价格在长期范围内的趋势变化。因数据量不一致,6个试点市场的碳价格经分解后得到的IMF个数不尽一致,北京市、天津市、湖北省和广东省的碳价格数据经过分解得到6个IMF和趋势项(试点运行一年)以及7个IMF和趋势项(试点运行两年),而深圳市和上海市碳价格数据则被分解为7个IMF和趋势项(试点运行一年)以及8个IMF和趋势项(试点运行两年)。

本文采取如下指标来对比分析各碳交易试点市场IMF分量与原价格序列之间的关系与含义:

第一,IMF分量的方差占比(以下简称方差占比)。依照EEMD方法,从原价格序列中分离的IMF分量之间相互独立,因此可用IMF分量的方差与原价格序列方差的比值来表示其对原价格序列的贡献度,反映了不同周期的影响因素对碳价格波动的影响程度。同时,IMF所占总方差比可用来衡量原碳价格受不同周期的影响因素的总体影响。需要说明的是,由于一系列舍入误差、原价格序列的非线性和三次样条约束条件等引起的误差,各IMF方差与残余项方差之和与原价格序列方差并不一定相等(Peel et al., 2005)。

第二,IMF分量的平均周期。因为每个IMF分量的周期是随着其频率的变动而不断变化的,我们将此IMF的总样本数与其中波峰或波谷的次数之比定义为此IMF分量的平均周期,用来测度不同影响因素对应的周期或频率。

第三,Pearson相关系数。Pearson相关系数描述了两个序列之间的线性相关程度,相关系数的绝对值越大,表示该影响因素与价格的相关性越高。

(二)不同周期影响因素的时空异质性分析

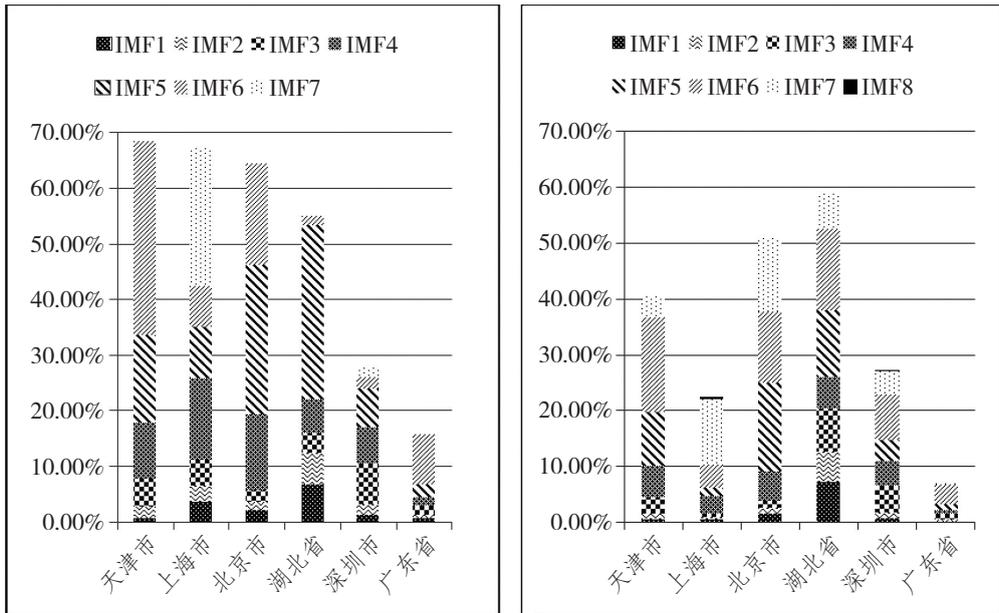
因大部分碳交易试点市场至目前为止已运行两年有余,为探寻中国碳市场在发展初期影响价格波动的主要因素,本文将自试点启动至2014年底(1年)与自试点启动至2015年底(2年)的两个时间跨度内的试点碳价格IMF作如下对比分析(表1和图1),来考量不同周期的影响因素对

试点碳价格波动贡献度的变化。表1对6个试点市场的IMF分量进行了不同时间跨度下方差占比、平均周期和Pearson相关系数三方面的分析,图1中所示为各试点IMF方差占比堆积图。

表1 碳试点市场IMF的统计特性分析

| | 时间 | 参数 | IMF1 | IMF2 | IMF3 | IMF4 | IMF5 | IMF6 | IMF7 | IMF8 | IMF方差占比总和 |
|-----|----|--------------|-----------|-----------|-----------|-----------|-----------|-----------|-----------|-----------|-----------|
| 深圳市 | 1年 | 方差占比 | 1.27% | 1.86% | 7.38% | 6.47% | 7.08% | 2.04% | 1.92% | - | 28.03% |
| | | 平均周期(天) | 3.09 | 8.22 | 16.05 | 30.64 | 84.25 | 112.33 | 337 | - | |
| | | Pearson 相关系数 | 0.17*** | 0.05 | 0.2741*** | 0.3351*** | 0.4219*** | 0.4569*** | 0.7312*** | - | |
| | 2年 | 方差占比 | 0.79% | 1.05% | 4.72% | 4.49% | 3.75% | 8.05% | 4.20% | 0.28% | 27.33% |
| | | 平均周期(天) | 3.22 | 7.38 | 14.22 | 30.68 | 64.78 | 194.33 | 291.5 | 583 | |
| | | Pearson 相关系数 | 0.1221*** | 0.06 | 0.1908*** | 0.148*** | 0.3719*** | 0.2095*** | 0.8649*** | 0.8661*** | |
| 上海市 | 1年 | 方差占比 | 3.60% | 2.95% | 4.71% | 14.72% | 9.23% | 7.38% | 24.69% | - | 67.28% |
| | | 平均周期(天) | 3.42 | 7.5 | 16.88 | 38.57 | 45 | 90 | 135 | - | |
| | | Pearson 相关系数 | 0.1394** | 0.2244*** | 0.2456*** | -0.05 | 0.4053*** | 0.3968*** | 0.1932*** | - | |
| | 2年 | 方差占比 | 0.49% | 0.59% | 0.57% | 3.04% | 1.57% | 4.23% | 11.64% | 0.41% | 22.54% |
| | | 平均周期(天) | 3.35 | 7.33 | 16.03 | 39.46 | 57 | 128.25 | 256.5 | 513 | |
| | | Pearson 相关系数 | 0.0803* | 0.1011** | 0.1679*** | 0.3381*** | 0.0559 | 0.1599*** | 0.747*** | 0.834*** | |
| 北京市 | 1年 | 方差占比 | 2.19% | 1.39% | 2.11% | 13.66% | 26.95% | 18.34% | - | - | 64.64% |
| | | 平均周期(天) | 3.4857 | 6.7778 | 13.5556 | 48.8 | 122 | 244 | - | - | |
| | | Pearson 相关系数 | 0.1328** | 0.2001*** | 0.3422*** | 0.4272*** | 0.5071*** | 0.6661*** | - | - | |
| | 2年 | 方差占比 | 1.71% | 0.86% | 1.29% | 5.19% | 15.89% | 12.78% | 13.37% | - | 51.10% |
| | | 平均周期(天) | 3.23 | 7.39 | 14.79 | 37.54 | 122 | 162.67 | 244 | - | |
| | | Pearson 相关系数 | 0.1444*** | 0.1566*** | 0.24*** | 0.3094*** | 0.4691*** | 0.2797*** | 0.6852*** | - | |
| 广东省 | 1年 | 方差占比 | 0.73% | 0.53% | 1.75% | 1.48% | 2.26% | 9.03% | - | - | 15.79% |
| | | 平均周期(天) | 3.1875 | 7.55556 | 17 | 29.1429 | 68 | 102 | - | - | |
| | | Pearson 相关系数 | 0.1142 | 0.1403** | 0.2273*** | 0.2334*** | 0.3637*** | 0.8891*** | - | - | |
| | 2年 | 方差占比 | 0.31% | 0.23% | 0.99% | 0.74% | 1.09% | 3.46% | 0.40% | - | 7.20% |
| | | 平均周期(天) | 3.11 | 7 | 17.23 | 28 | 74.67 | 149.33 | 448 | - | |
| | | Pearson 相关系数 | 0.0797* | 0.0926* | 0.1808*** | 0.1808*** | 0.1255*** | 0.5378*** | 0.7858*** | - | |
| 湖北省 | 1年 | 方差占比 | 6.79% | 5.63% | 3.55% | 6.22% | 31.25% | 1.74% | - | - | 55.17% |
| | | 平均周期(天) | 3.1 | 7.75 | 15.5 | 37.2 | 93 | 186 | - | - | |
| | | Pearson 相关系数 | 0.3515*** | 0.3932*** | 0.4114*** | 0.4427*** | 0.7046*** | 0.6682*** | - | - | |
| | 2年 | 方差占比 | 7.36% | 5.43% | 7.69% | 5.67% | 11.84% | 14.57% | 6.33% | - | 58.88% |
| | | 平均周期(天) | 3.31 | 7.05 | 16.54 | 28.67 | 61.43 | 215 | 430 | - | |
| | | Pearson 相关系数 | 0.3067*** | 0.4104*** | 0.4511*** | 0.4023*** | 0.2672*** | 0.6427*** | 0.4703*** | - | |
| 天津市 | 1年 | 方差占比 | 0.77% | 1.92% | 5.18% | 10.08% | 15.79% | 34.76% | - | - | 68.51% |
| | | 平均周期(天) | 3.13924 | 7.75 | 20.6667 | 35.4286 | 62 | 82.6667 | - | - | |
| | | Pearson 相关系数 | 0.0995 | 0.2625*** | 0.4177*** | 0.4527*** | 0.5817*** | 0.7232*** | - | - | |
| | 2年 | 方差占比 | 0.51% | 1.15% | 2.93% | 5.64% | 9.54% | 17.07% | 3.86% | - | 40.70% |
| | | 平均周期(天) | 3.28 | 7.45 | 19.68 | 32.8 | 98.4 | 164 | 492 | - | |
| | | Pearson 相关系数 | 0.0794* | 0.1791*** | 0.3333*** | 0.3415*** | 0.4734*** | 0.573*** | 0.3955*** | - | |

注:①“-”表示该碳市场价格序列未分解出此IMF项;②*表示在0.10水平(双侧)上显著相关,**表示在0.05水平(双侧)上显著相关,***表示在0.01水平(双侧)上显著相关。



注:左图时间跨度为1年,右图时间跨度为2年。

图1 各试点启动1年和2年的IMF方差占比堆积图

结合表1数据和图1的对比分析可见:

第一,两个时间跨度对比,大部分试点的碳价格受各IMF的总体影响随着碳市场的运行时间的增加呈减小趋势,且随着碳市场运行时间更长,各试点碳价格波动的主要影响因素的周期有增大趋势。从碳试点运行一年与两年的不同时间跨度对比来看,天津市和上海市各IMF总贡献度下降最多,天津市由接近70%下降至约40%,而上海市由67%下降至23%。北京市和广东省碳价格受IMF的总体影响略有下降,深圳市各IMF总方差占比基本保持不变。与其它试点不同的是,湖北省各IMF总贡献度与前一年相比则略有上升。另一方面,时间跨度为一年的数据结果显示,平均周期为3~4个月左右的IMF对各试点的碳价波动起着主要影响,包括北京市、湖北省和深圳市的IMF5,天津市和广东省的IMF6以及上海市的IMF7。时间跨度为两年的数据结果显示,天津市、湖北省、深圳市和广东省均受到平均周期为5~7个月的IMF6代表的因素的影响,而上海市和北京市两个试点分别受到平均周期为8个月的IMF7和4个月的IMF5的较大影响。从各试点两个时间跨度内的相关系数来看,较短周期的IMF与原碳价格的相关性呈减弱趋势,而较长周期的IMF与原价格相关性则小幅升高。

第二,不同空间之间对比,不同周期影响因素对不同试点碳价格波动的贡献各不一致,且有较明显的分层趋势。一年的时间跨度中,受各IMF的总体影响较大的试点依次为天津市、上海市、北京市和湖北省,其中前三者各IMF总方差占比超过60%,而湖北省也超过50%;深圳市和广东省各IMF方差占比则较小,分别为接近30%和15%左右。两年的时间跨度中,六个试点碳市场各IMF总方差占比排序有所不同,最高依次为湖北省、北京市和天津市,分别为接近

60%、超过50%和40%左右;而深圳市、上海市和广东省则受各IMF总体影响较小,尤其广东省,各IMF对碳价波动的总贡献度不足10%。

五、碳价格结构特征时空异质性分析

(一)IMF的重构

根据前文所述Fine-to-coarse Reconstruction方法对6个试点碳市场在两个时间跨度内的IMF分量做高低频判别,结果如表2和表3所示。将表2和表3中同一类分量的IMF进行加成,分别得到试点碳价格的高频分量序列和低频分量序列。

表2 6个碳试点高低频序列分类表(1年)

| | IMF1 | IMF2 | IMF3 | IMF4 | IMF5 | IMF6 | IMF7 |
|-----|------|------|------|------|------|------|------|
| 深圳市 | 高频 | 高频 | 高频 | 高频 | 高频 | 低频 | 低频 |
| 上海市 | 高频 | 高频 | 高频 | 低频 | 低频 | 低频 | 低频 |
| 北京市 | 高频 | 高频 | 高频 | 高频 | 低频 | 低频 | - |
| 广东省 | 高频 | 高频 | 高频 | 高频 | 高频 | 低频 | - |
| 湖北省 | 高频 | 高频 | 高频 | 高频 | 低频 | 低频 | - |
| 天津市 | 高频 | 高频 | 高频 | 高频 | 低频 | 低频 | - |

表3 6个碳试点高低频序列分类表(2年)

| | IMF1 | IMF2 | IMF3 | IMF4 | IMF5 | IMF6 | IMF7 | IMF8 |
|-----|------|------|------|------|------|------|------|------|
| 深圳市 | 高频 | 高频 | 高频 | 低频 | 低频 | 低频 | 低频 | 低频 |
| 上海市 | 高频 | 高频 | 高频 | 低频 | 低频 | 低频 | 低频 | 低频 |
| 北京市 | 高频 | 高频 | 高频 | 高频 | 高频 | 低频 | 低频 | - |
| 广东省 | 高频 | 高频 | 高频 | 高频 | 低频 | 低频 | 低频 | - |
| 湖北省 | 高频 | 高频 | 高频 | 高频 | 低频 | 低频 | 低频 | - |
| 天津市 | 高频 | 高频 | 高频 | 高频 | 低频 | 低频 | 低频 | - |

结合EEMD方法所诠释的高低频分量和趋势项的含义和特征,其在本文中所对应的经济学含义为,高频分量反映了试点碳市场中短期供需不平衡和市场投机行为对碳价格的影响,低频分量表示与市场相关的重大事件对碳价格引起的较大程度的冲击,而趋势项则反映出由市场内在制度决定的试点碳价格的长期走势。表2中各试点高低频分量的不同,反映了各试点受重大事件影响的周期不一致。如上海试点的IMF4为低频序列,其周期为40天左右,表明此周期影响因素会对上海的碳价带来较大波动。而北京试点的IMF5周期为120天左右,依然为高频序列,表明对北京试点碳价有较大影响的因素其周期都至少在四个月之上。由此也反映了各试点内在机制不同,对外在重大事件的敏感度不同,而重大事件的周期越长,表明试点的制度越稳定,因此碳价不易受到外在冲击而引起大幅波动。

将6个碳试点的高低频分量、趋势项与原价格序列之间的相关程度作与前文类似的指标分析,结果如表4所示。与表1对比可见,重构后每个试点市场的高频分量和低频分量的方差占比都高于重构前其所对应的高频序列和低频序列的方差占比之和。如试点市场运行两年时,重构

前湖北省的高频序列为IMF1-IMF4,其方差占比之和为26.15%^①,低频序列为IMF5-IMF7,其方差占比之和为32.74%^②;而重构后其高频分量和低频分量的方差占比分别为37.75%和41.32%,都远远高于前者。可见,高低频序列的重构对于原价格序列的波动有着更强的解释意义。

表4 6个试点高低频分量、趋势项与原价格序列的相关系数和方差比

| 分量 | 高频分量 | | | | | |
|-----|--------------|---------|--------------|--------------|--------|---------|
| | 1年 | | | 2年 | | |
| | Pearson 相关系数 | 平均周期 | 占原序列方差比 | Pearson 相关系数 | 平均周期 | 占原序列方差比 |
| 湖北省 | 0.6352*** | 7.44 | 71.62% | 0.6506*** | 8.96 | 37.75% |
| 北京市 | 0.5207*** | 8.41 | 23.21% | 0.569*** | 16.27 | 31.27% |
| 天津市 | 0.5227*** | 16.53 | 29.25% | 0.3997*** | 10.25 | 16.63% |
| 深圳市 | 0.578*** | 13.48 | 26.46% | 0.3169*** | 6.78 | 7.95% |
| 上海市 | 0.3295*** | 8.44 | 12.70% | 0.1767*** | 6.75 | 2.18% |
| 广东省 | 0.4233*** | 12.75 | 9.62% | 0.2119*** | 8.78 | 3.57% |
| 分量 | 低频分量 | | | | | |
| | 1年 | | | 2年 | | |
| | Pearson 相关系数 | 平均周期 | 占原序列方差比 | Pearson 相关系数 | 平均周期 | 占原序列方差比 |
| 湖北省 | 0.7444*** | 93 | 42.15% | 0.7087*** | 143.33 | 41.32% |
| 北京市 | 0.7715*** | 122 | 50.56% | 0.6571*** | 162.67 | 28.46% |
| 天津市 | 0.8253*** | 82.67 | 63.47% | 0.7035*** | 164 | 42.88% |
| 深圳市 | 0.7973*** | 168.5 | 4.37% | 0.7531*** | 194.33 | 22.17% |
| 上海市 | 0.4219*** | 135 | 60.69% | 0.7621*** | 85.5 | 28.51% |
| 广东省 | 0.8891*** | 204 | 9.03% | 0.5739*** | 112 | 8.03% |
| 分量 | 趋势项 | | | | | |
| | 1年 | | 2年 | | | |
| | Pearson 相关系数 | 占原序列方差比 | Pearson 相关系数 | 占原序列方差比 | | |
| 湖北省 | 0.3986*** | 13.29% | 0.4145 | 11.93% | | |
| 北京市 | 0.4342*** | 21.51% | 0.7686*** | 18.67% | | |
| 天津市 | 0.3705*** | 2.63% | 0.6424*** | 34.57% | | |
| 深圳市 | 0.8249*** | 42.14% | 0.8453*** | 54.13% | | |
| 上海市 | 0.6173*** | 80.48% | 0.852*** | 44.01% | | |
| 广东省 | 0.9060*** | 43.86% | 0.9434*** | 71.25% | | |

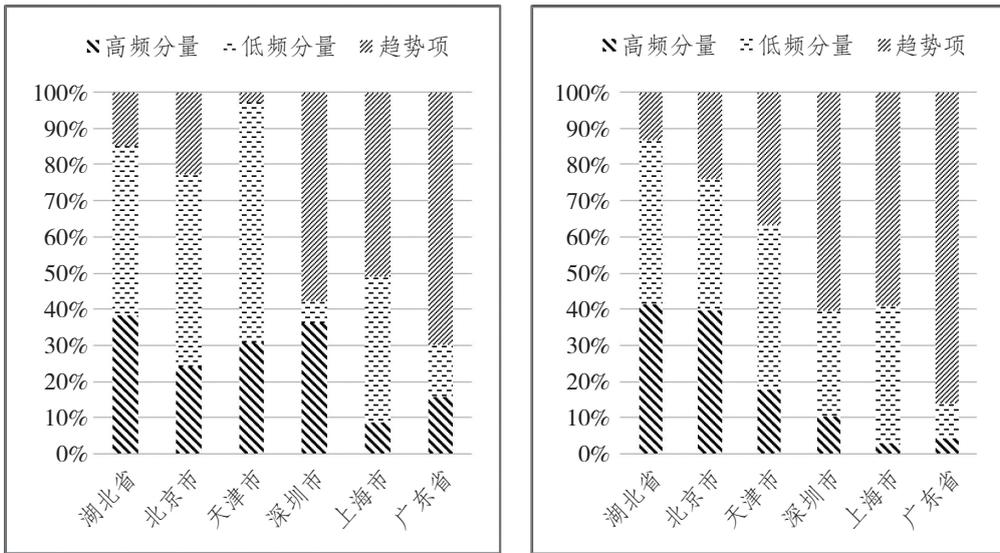
注: *表示在0.10水平(双侧)上显著相关, **表示在0.05水平(双侧)上显著相关, ***表示在0.01水平(双侧)上显著相关。

(二) 高低频分量和趋势项的时间异质性分析

与前文一致,此部分对两个时间跨度下6个试点碳市场的高低频分量以及趋势项的方差占比进行了分析,如图2所示。与前文所述原因相同,高低频分量及趋势项的方差之和与原价格序列方差并不一定相等,此处用高低频分量及趋势项的方差占这三者之和的百分比来分析三者对试点碳价波动的相对影响。

①由表1中时间跨度为2年的湖北省试点的IMF1-IMF4的方差占比相加而得。

②由表1中时间跨度为2年的湖北省试点的IMF5-IMF7的方差占比相加而得。



注:左图时间跨度为1年,右图时间跨度为2年

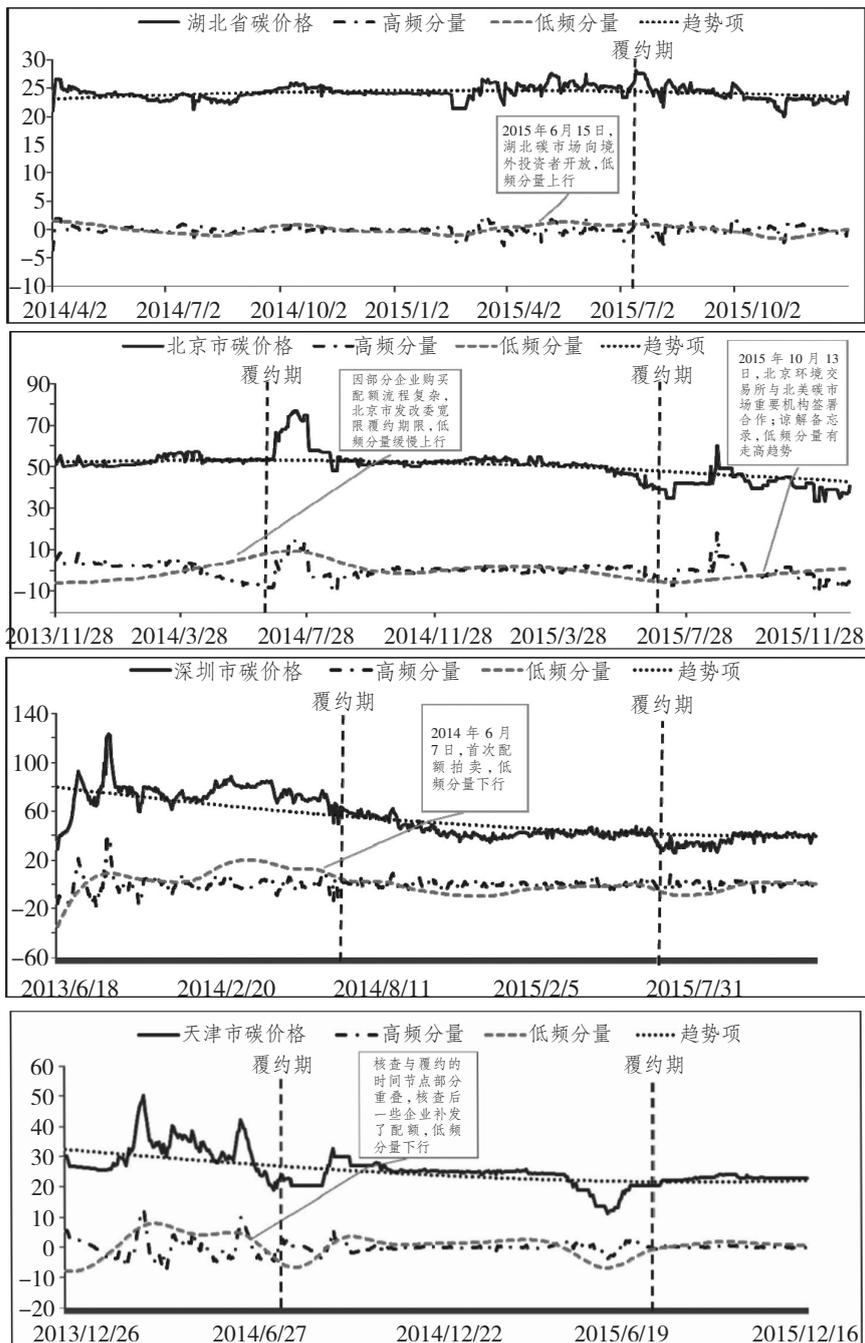
图2 各试点启动1年与2年的高低频分量及趋势项方差占比百分比图

第一,试点碳市场运行一年时,重大事件和市场内在机制分别对部分试点碳市场的价格波动起着主导影响作用。由时间跨度为1年的百分比图(如图2左)可见,试点碳市场运行第一年以来,湖北省、北京市和天津市三个试点的碳价格波动主要受到低频分量影响,低频分量的相对贡献度(低频分量方差占高低频分量及趋势项三者总方差的百分比,下同)分别超过40%、50%和60%;深圳市、上海市和广东省的碳价格波动则主要受趋势项影响,尤其对于广东省,趋势项的相对贡献度占三者总贡献的70%。整体上来看,虽然各试点的高低频分量及趋势项对试点碳价波动的贡献度各不相同,影响大多数试点碳价波动的主要因素为低频分量和趋势项,两者的相对贡献度之和都超过了60%,尤其是上海市和广东省两个试点,其低频分量与趋势项的相对贡献度之和分别超过90%和80%。由此可见,在碳市场运行初期,对碳市场有着重大影响的事件和各试点市场的内在机制设计对试点价格波动有着显著影响。

第二,试点碳市场运行两年时,市场短期波动和重大事件对于大部分试点市场价格波动的影响略有减小,而来自市场内在机制的影响则有所增加。由时间跨度为2年的百分比图(如图2右)可见,湖北省和北京市的高频分量相对贡献度有所增加,为40%左右;天津市的低频分量相对贡献度较第一年大幅减小,但仍是影响碳价波动的主导力量;与天津市相反,深圳市的低频分量相对贡献度有大幅增加,但趋势项仍对碳价波动有着主导影响,其贡献度保持在60%;上海市和广东省的三个分量变化较小,趋势项的主导影响进一步增强,广东省趋势项的相对贡献度接近90%。整体来看,随着试点的运行时间更长,三个分量对各试点碳市场价格波动的影响达到了新的平衡,但低频分量和趋势项的整体影响仍占主导地位,大都超过60%。可见随着时间的增加,各个试点市场的内在机制对碳价格波动的主导作用愈加显著。

(三) 高低频分量和趋势项的空间异质性分析

以上分析可看出,高频分量、低频分量及趋势项对6个碳试点价格波动的影响程度各不一致。下面将从不同空间之间的对比,分析市场运行两年的时间跨度下市场短期波动、重大事件及市场内在机制三个方面对6个试点碳价格波动的影响。6个试点的碳价格及其三个组成部分走势图如图3所示。



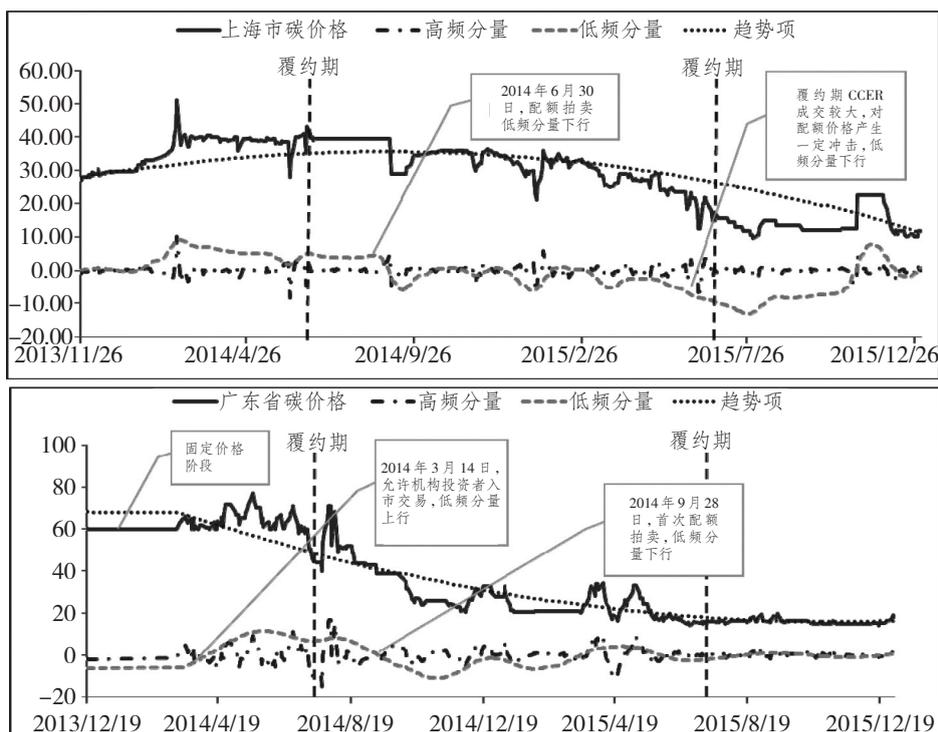


图3 6个试点碳价格及其三个组成部分走势图

1. 市场短期波动的影响

市场短期波动在履约期前后对各试点市场碳价格的影响较为显著,但对大部分试点碳价格的总体影响较小。

高频分量代表了碳试点市场中由供需不均衡而引起的短期波动对碳价格带来的影响,其发生频率高,以零为均值进行上下震荡,对碳价格波动的影响通常都持续时间较短,不会对其造成大幅冲击。由表4可见,高频分量对湖北省和北京市两个试点的碳价格波动影响较大,而对于其他试点市场的影响则较为微小。湖北试点和北京试点的高频分量所占方差比分别为37.75%和31.27%,且表4中的Pearson相关系数也展现出其与原碳价格较强的相关性,可见湖北省和北京市的碳价格波动受短期市场供需双方的交易行为影响较大,流动性充沛。

另一方面,从图3也可看出,在几乎所有试点市场的履约期(尤其是第一年履约期)前后,高频分量都经历了剧烈震荡。这是因为在碳市场运行初期,大部分的控排企业缺乏碳资产的管理意识,同时对于碳配额的交易持谨慎与观望的态度,因此交易量都较少。履约期临近时,迫于履约的压力,交易量逐渐增多,直到履约期前后,碳市场交易量达到峰值。而随着履约需求的逐渐满足,试点市场的交易量又逐渐下滑走低。

2. 重大事件的影响

重大事件对大多数试点市场的碳价格波动均产生了显著影响,但各试点的碳价格对于各

类重大事件的反应程度并不一致。

低频分量反映的是外界重大事件对试点碳价格造成的冲击,由于碳市场的特殊属性,其易受到外界经济环境和政策环境的影响,对于不同的碳市场,这种冲击造成的价格波动幅度不一致,持续时间也不同。表4数据显示,低频分量所代表的重大事件对除广东省之外的其他5个试点碳价格都产生了显著影响,尤其是湖北和天津试点,低频分量的方差占比分别为41.32%和42.88%,是影响碳价格波动的主导力量,且Pearson相关系数也显示了低频分量与原碳价格的较强相关性。

从图3中可进一步看出,各试点碳价格的波幅与低频分量的波幅均较为一致。这类重大事件主要来自与碳市场相关的政策调整,如湖北省碳试点于2015年6月面向境外投资者开放,碳试点市场的需求交易量增加,致使市场供不应求,因此低频分量上行;天津市于第一年核查期后对部分企业进行了配额补发,造成市场配额过多,因此低频分量下行;北京市环境交易所于2015年10月和12月,分别确定与北美碳市场和韩国交易所签署合作谅解备忘录,进行碳市场的跨境合作与连接,碳市场投资者的预期升高,因而引发低频分量逐渐走高;上海市于2014年6月进行配额拍卖,市场配额供过于求,造成低频分量的直线走低。因为试点碳市场在运行初期,市场基本制度还不够完善,各试点会根据碳市场运行的实际情况不断颁布和出台对应的调整政策,进而调整和完善市场制度。由于各试点碳市场的基本制度设计不同,对各类重大事件的反应程度也各不一致,如湖北省碳价格与其低频分量有着显著的相关性,但低频分量整体较为平缓,重大事件并没有对碳价格的波动造成明显的冲击;而上海市的碳价格与其低频分量也有着较显著的相关性,但低频分量波动明显,重大事件对碳价格波动有着明显的冲击。

3.碳市场内在机制的影响

碳市场内在机制对于碳价格的长期走势起决定性作用,且各试点市场的碳价格也因为不同的市场机制而呈现出各具特色的波动形态。

趋势项表示碳价格围绕其均值在较长时间内的缓慢变化,反映了排除市场短期波动和重大事件冲击后,由市场内在机制决定的碳市场整体供需情况。由表4可知,广东省、深圳市、上海市的趋势项占原序列方差比都较高,且两个相关系数也显示了趋势项相较于低频分量和高频分量与原价格序列更强的相关性,可见这三个碳市场的内在机制对碳价格波动都产生了较大的影响。尤其是广东试点的趋势项,其方差比高达71.25%,Pearson相关系数超过了0.9,显示出广东试点碳价格与趋势项的高度相关性。

由图3中趋势项的走势可见,湖北省和北京市碳价格长期走势比较稳定,均价稳定在20~25元/吨CO₂之间,主要原因是其先期制度设计较为完善,市场内配额供给较为均衡,因此没有造成碳价的大幅波动。深圳市和天津市的趋势项呈现略微走低的态势,尤其是深圳市初期价格较高,由80元/吨CO₂逐渐降为40元/吨CO₂,可见其先期的配额分配较紧,而随着政策的不断

完善,碳市场逐渐起到了价格发现的作用。上海市的碳价格呈现出明显的先升后降的倒“U”型,这与其实行的一次性分发三年配额的分配制度密切相关。因为配额的超发,市场上的配额供过于求,配额过剩的累积效应逐步增大,使得趋势项小幅增加之后逐渐降低到20元/吨CO₂以下,明显脱离成本。广东试点在市场运行初期实施固定价格拍卖政策,且只允许控排企业参与,之后多次进行配额拍卖,并由固定拍卖价格转换成与二级市场联动的政策保留价机制。这种政策的不连续性和剧烈的反差给市场带来了强烈的冲击,使得碳价多次跳水,趋势项长期大幅走低,反映出其市场机制中存在着一定的问题。可以看出,碳市场内在制度的设计对碳价的长期走势起着决定性作用。

六、讨论与启示

试点碳市场价格波动的研究可以为全国碳市场建设提供重要经验参考和数据支持。然而,目前关于我国试点市场价格波动的相关研究还较为缺乏。本文运用EEMD方法对6个试点碳市场价格波动的影响因素进行了不同时间和空间尺度的分析。一方面,本文通过EEMD方法将试点碳价格分解成频率由高至低、代表不同周期影响因素的IMF序列,以此为基础对比分析了在试点运行1年与2年的两个时间跨度下,不同周期影响因素对于不同空间的6个试点碳价格波动的影响及其变化。另一方面,本文依据高低频判别将各试点市场的IMF重新组合成高频分量和低频分量,再结合代表长期范围内碳价走势的趋势项,探讨了市场短期波动、外部重大事件和市场的内在机制三个因素在两个时间跨度下对6个试点碳价格波动的影响及其变化。文中分析表明,随着试点碳市场运行时间跨度的增长,周期较长的重大事件和市场内在机制对于包括天津市、深圳市、上海市和广东省在内的大多数试点碳价格的影响更为显著。同时,不同空间的试点碳市场价格的波动受到来自不同周期因素的影响各不相同:湖北省和北京市碳价格波动主要受市场短期波动和重大事件的影响,长期走势较为稳定;上海市和广东省碳价格波动主要受市场内在机制的影响,长期走势明显下行;天津市和深圳市碳价格波动的主要影响因素为重大事件和市场内在机制,价格走势由波动逐渐趋于平稳。整体来看,市场短期波动对于大多数试点的影响较小,政策调整代表的重大事件和市场内在机制对于大部分试点都有着显著影响。每个试点市场各具特点的内在制度设计对试点碳价格的长期走势产生了决定性的影响,也使各试点碳价格对不断出台的调整政策的反应程度各不一致,由此充分表明了市场先期制度设计的重要性以及我国试点碳市场在初期的不稳定性。

基于以上发现,本文认为在全国碳市场即将启动之际,市场监管者应结合各试点市场的经验和教训,制定更加合理完善的全国碳市场政策。一方面,各试点市场的不同制度设计对应了形态不一的长期碳价走势,可参考价格长期走势较为理想的试点市场,来进行全国碳市场的制度设计,包括配额总量松紧的调控、配额分配方式、市场参与者的交易方式等。另一方面,不同

试点推出的调整政策对各自试点市场产生了程度不一的外在冲击,全国碳市场在推出调整政策时应审慎考虑这些重大政策对市场的冲击,要保持政策的连续性,避免反差过大的政策的不利冲击。

参考文献:

- [1] 陈晓红,王陟昀. 碳排放权交易价格影响因素实证研究——以欧盟排放交易体系(EU ETS)为例[J]. 系统工程,2012,30(2):53-60.
- [2] 陈晓红,胡维,王陟昀. 自愿减排碳交易市场价格影响因素实证研究——以美国芝加哥气候交易所(CCX)为例[J]. 中国管理科学,2013,21(4):74-81.
- [3] 郭文军. 中国区域碳排放权价格影响因素的研究——基于自适应Lasso方法[J]. 中国人口·资源与环境,2015,25(5):305-310.
- [4] 吕勇斌,邵律博. 我国碳排放权价格波动特征研究——基于GARCH族模型的分析[J]. 观察思考,2015,(12):62-64.
- [5] 齐绍洲,赵鑫,谭秀杰. 基于EEMD模型的中国碳市场价格形成机制研究[J]. 武汉大学学报(哲学社会科学版),2015,68(4):56-65.
- [6] 王军锋,张静雯,刘鑫. 碳排放权交易市场碳配额价格关联机制研究——基于计量模型的关联分析[J]. 中国人口·资源与环境,2014,24(1):64-69.
- [7] 王倩,路京京. 中国碳配额价格影响因素的区域性差异[J]. 浙江学刊,2015,(4):162-168.
- [8] 朱帮助,王平,魏一鸣. 基于EMD的碳市场价格影响因素多尺度分析[J]. 经济学动态,2012,(6):92-97.
- [9] Alberola,E., J.Chevallier, and B.Cheze. Price Drivers and Structural Breaks in European Carbon Prices 2005-2007[J]. Energy Policy, 2008, 36(2): 787-797.
- [10] Bataller,M.M., A.P.Tornero, and E.Valor. CO₂ Prices, Energy and Weather[J]. The Energy Journal, 2006, 28(3): 73-92.
- [11] Hammoudeh,S., A.Lahiani, D.K.Nguyen, and R.M.Sousa. An Empirical Analysis of Energy Cost Pass-through to CO₂ Emission Prices[J]. Energy Economics, 2015,(49): 149 - 156.
- [12] Huang,N.E., Z.Shen, and S.R.Long. The Empirical Mode Decomposition and the Hilbert Spectrum for Nonlinear and Nonstationary Time Series Analysis[J]. Process of the Royal Society of London, 1998, 454(1971): 903-995.
- [13] Peel,M.C., G.E.Amirthanathan, G.G.S.Pegram, T.A.McMahon, and F.H.S.Chiew. Issues with the Application of Empirical Mode Decomposition Analysis[R]. 2005.
- [14] Wu,Z. and N.E.Huang. Ensemble Empirical Mode Decomposition: A Noise-assisted Data Analysis Method [J]. Advances in Adaptive Data Analysis, 2011, 1(1): 1-41.
- [15] Yu,L., J.Li, L.Tang, and S.Wang. Linear and Nonlinear Granger Causality Investigation between Carbon Market and Crude Oil Market: A Multi-scale Approach[J]. Energy Economics, 2015, (51): 300-311.
- [16] Zhang,X., K.K.Lai, and S.Wang. A New Approach for Crude Oil Price Analysis Based on Empirical Mode Decomposition[J]. Energy Economics, 2008, 30(3): 905-918.

Carbon Prices' Space-time Heterogeneity

Xu Jia^a and Tan Xiujie^{b,c}

(a: Economics and Management School of Wuhan University;

b: Wuhan University Institute for International Studies;

c: Wuhan University Collaborative Innovation Center for Territorial Sovereignty and Maritime Rights)

Abstract: Study on price volatility of carbon trading pilots has important reference value for the future development of carbon trading pilots and the establishment of a national carbon market. Based on the method of Ensemble Empirical Mode Decomposition (EEMD), the carbon prices of six China's carbon trading pilots (excluding Chongqing pilot) are decomposed into several independent Intrinsic Mode Functions (IMF) with different time scales and a trend term. The obtained IMF sequences are then reorganized into three parts including high frequency component, low frequency component and the long-term trend to analyze the price influencing factors' space-time heterogeneity of six carbon trading pilots. Results show that, with the operation time of the pilots increasing from one year to two years, the pilots of Tianjin, Shenzhen, Shanghai and Guangdong suffered more significant influences from the major events with long periods and their internal market mechanisms. Meanwhile, the influence of factors with different periods on price fluctuations of six carbon trading pilots vary significantly through different district spaces. The influences of the internal mechanism of the market and significant events represented by policy adjustment as a whole are significant for all six carbon trading pilots. This indicates that in the early stage of the carbon market, market system design and policy adjustment have significant impact on carbon price fluctuations.

Keywords: Carbon Trading Pilot; Price Fluctuation; Space-time Heterogeneity; EEMD

JEL Classification: Q13, Q56

(责任编辑:卢玲)