

中国区域碳市场价格联动与风险溢出效应研究

——基于信息溢出视角

张嘉望¹ 李博阳² 杜强²

(1.陕西师范大学国际商学院,陕西西安710119;2.长安大学经济与管理学院,陕西西安710064)

摘要:建立健全全国统一的碳排放权交易体系迫在眉睫,在信息溢出视角下深入探究中国区域试点碳市场间价格联动和风险溢出效应能够为构建全国统一碳市场提供理论支持和经验证据。本文运用溢出指数模型对2014年6月19日至2021年5月31日中国七大试点碳市场间收益率和波动率的溢出效应进行了系统性分析。研究发现:我国碳市场整体收益率溢出水平较低,平均溢出指数为10.30%,收益率溢出方向具有非对称性,北京和湖北碳市场具有较强的碳配额定价影响力;我国碳市场整体波动率溢出水平相对较高,平均溢出指数为17.40%,北京、天津和湖北碳市场是风险的净溢出者,上海、广东、深圳和重庆碳市场是风险的净接受者;碳市场收益率和波动率溢出指数具有时变性、波动性、不确定性和周期性,其中收益率溢出指数在15%~39%之间变动,每年6月履约期前后都会经历一次先上跳后下跌的周期性波动,波动率溢出指数在24%~69%之间变动,每年从履约期前到履约期后,呈现出“前峰—中谷—后峰”的“M”形周期性波动趋势。

关键词:碳市场;信息溢出;溢出指数模型;收益率溢出;波动率溢出

中图分类号:F062.1 **文献标识码:**A **文章编号:**1003-5230(2022)02-0148-13

一、引言

减少二氧化碳等温室气体排放已成为应对全球气候变暖的根本举措。中国一直高度重视全球气候变暖问题。2020年9月国家主席习近平在第75届联合国大会上做出中国力争在2030年前实现“碳达峰”、2060年前实现“碳中和”的庄严承诺,这对我国未来减排工作提出了更高的要求。现阶段主要有三种控制温室气体排放的政策手段:直接管制、征收碳税和建立碳排放权交易体系。相较于行

收稿日期:2021-10-15

基金项目:国家自然科学基金青年项目“复杂网络下房价波动空间多维风险溢出效应研究”(72104035);教育部人文社会科学青年项目“非金融企业异质性金融化研究:抵押资产降价抛售传染与实体部门影子银行化”(21YJC630163);西安市科技计划项目“西安市高新区创新型产业集群培育机制及实施路径研究”(21RKYJ0063)

作者简介:张嘉望(1990—),男,陕西咸阳人,陕西师范大学国际商学院博士后;

李博阳(1991—),女,陕西西安人,长安大学经济与管理学院讲师,本文通讯作者;

杜强(1981—),男,陕西西安人,长安大学经济与管理学院教授。

政命令式的直接管制,后两种市场引导型手段更贴合市场需求。由于征收碳税无法限定碳排放总量,减排效果存在不确定性,因而建立碳市场进行碳排放权交易已成为全球范围内应对气候变化的主流方式^[1]。目前中国已陆续开设7家区域碳排放权试点市场,分别设立在北京、天津、上海、重庆、湖北、广东和深圳7个省市,截至2021年5月31日,我国“两省五市”试点碳市场交易情况如表1所示。

表1 “两省五市”试点碳市场交易概况

地区	启动时间	成交均价	累积成交量	占比	累积成交额	占比
北京	2013年11月28日	61.8	1474	4.3%	91112	11.8%
上海	2013年12月26日	30.3	1695	5.0%	51276	6.7%
广东	2013年12月19日	19.0	16379	48.3%	311627	40.4%
深圳	2013年6月18日	25.2	4510	13.3%	113524	14.7%
天津	2013年12月26日	20.3	1497	4.4%	30318	4.0%
湖北	2014年4月28日	22.7	7451	22.0%	168904	21.9%
重庆	2014年6月19日	4.4	897	2.7%	3980	0.5%

注:数据来源碳排放交易网,成交均价、累积成交量和累积成交额的单位分别为元/吨、万吨和万元。

2011年11月,国家同意上述7省市开展碳排放交易试点;2013年6月,深圳试点率先启动交易;2021年1月,生态环境部正式发布《碳排放权交易管理办法(试行)》,并将发电行业作为突破口首先纳入全国碳排放权交易市场,至此中国碳市场体系的探索已走过十年。然而在此期间鲜有文献涉及中国区域试点碳市场之间的信息溢出。需要指出的是,本文所讨论的信息溢出分为两个层面:收益率溢出和波动率溢出。其中收益率溢出关注碳价格的一阶矩,体现了区域碳市场间的价格联动和一体化水平;波动率溢出关注碳价格的二阶矩,根据标准熵资产价格模型^[2],波动率作为市场信息的主要携带者,常用于衡量风险传导和风险溢出效应。现阶段是试点碳市场与全国统一碳市场双轨制并行阶段,也是由区域试点碳市场向全国统一碳市场过渡的关键时期。那么,当前七大试点碳市场间是否存在收益率和波动率溢出效应?如果存在,哪些碳市场具有更强的碳定价影响力和风险溢出效应?其价格联动和风险传导又具有怎样的特征?这一系列问题的回答能够为构建全国统一碳市场提供经验基础,有助于稳步实现既定的“3060目标”,从而在应对全球气候变化行动中体现中国担当、贡献中国智慧、注入中国力量。

二、文献回顾

已有的碳交易市场研究为我们奠定了分析基础。从文献发展的脉络来看,欧盟碳市场诞生最早也最为成熟,一支文献聚焦于欧盟碳交易市场,主要关注以下几个方面:一是欧盟碳现货市场的价格波动。Daskalakis等(2009)的研究发现,储存碳配额会对碳现货市场有效性和流动性产生负面影响^[3]。凤振华和魏一鸣(2011)运用CAPM模型分析了欧盟碳市场的价格风险,并考察了在不同预期收益下欧盟碳配额价格的波动情况^[4]。二是欧盟碳衍生品市场的价格波动,如黄杰(2020)通过建立GARCH模型研究发现,欧盟碳期货合约收益率具有很强的波动集聚性,EUA和CER期货价格存在因果关系,并据此提出了中国未来建立碳期货市场的相关建议^[5]。三是欧盟碳现货市场和碳衍生品市场之间的动态关联,如Gorenflo(2013)的研究表明欧盟碳期货价格引领碳现货价格^[6]。张晨和刘宇佳(2017)将碳市场溢出效应的研究拓展到欧盟碳现货、碳期货和碳期权三个市场中,研究发现三个市场存在显著的均值溢出与波动溢出效应,碳衍生品市场是欧盟碳市场的主要风险溢出源^[7]。然而由于欧盟从一开始就建立了统一的碳市场,并未有区域试点的过渡阶段,因此没有针对区域碳市场溢出效应的相关研究。

在中国启动碳排放交易试点工作后,一支文献围绕“波特效应”假说的分析框架,集中探讨了碳排放交易这一市场型环境规制的经济效应。胡珺等(2020)基于中国碳交易试点的准自然实验研究发现碳排放交易机制的实施有助于促进企业技术创新,并且碳市场的流动性越强,这一激励效果越明

显^[8]。王为东等(2020)采用合成控制法研究发现,碳排放交易在成本节约激励机制和预期机制作用下推动了企业绿色技术创新^[9]。廖文龙等(2020)考察了碳排放交易与绿色经济增长之间的关系,发现碳排放交易经由提升创新投入和促进创新产出两条途径有效激励绿色创新,进而促进绿色经济增长^[10]。余萍和刘纪显(2020)基于中国试点碳市场交易量数据运用双向固定效应模型进一步研究发现,扩大碳交易市场规模有助于改善环境质量并促进经济增长^[11]。

随着中国碳排放交易体系的不断完善和碳市场数据的累积,开始有学者运用中国碳市场价格数据展开研究。主要包括以下几方面内容:一是碳排放权交易价格的影响因素,相关研究表明中国碳配额价格受煤炭价格、空气质量指数、工业行业指数及欧盟 CER 价格影响^{[12][13]}。二是中国碳市场与其他市场之间的溢出效应,学者们发现碳市场价格与能源市场、金融市场及欧盟碳市场存在多维度的动态关联^{[14][15]}。三是中国试点碳市场的基本概况及发育度评价,研究显示中国试点碳市场的发育程度参差不齐,总体发展水平逐年提高^{[16][17]}。四是碳市场的稳定机制及其价格风险模拟,研究表明保持碳价平稳波动有助于高排放行业的健康发展和碳市场有效运行^{[18][19]}。

毋庸置疑,以上文献对理解碳市场溢出效应富有启迪意义和借鉴价值,然而通过梳理不难看出,针对中国试点碳市场信息溢出效应的研究成果还较为鲜见,相关研究亟待丰富。鉴于此,本文运用溢出指数模型对 2014 年 6 月 19 日至 2021 年 5 月 31 日中国七大试点碳市场间收益率和波动率的溢出效应做了全面分析。主要的创新和贡献表现在:第一,本文在理论上剖析了碳市场信息溢出效应背后的传导机理,实证上刻画了中国试点碳市场价格联动和风险溢出特征,拓展了碳市场现有研究边界,研究结论为促进我国碳市场在区域试点与全国统一双轨制背景下平稳健康发展提供了经验证据。第二,随着碳市场金融属性日渐凸显^①,借助金融市场信息溢出效应的先进研究手段^{[20][21][22]},将我国“两省五市”七大区域试点碳市场纳入统一的溢出指数模型框架,弥补了现有研究样本选取片面的不足,丰富了碳市场研究的方法体系。第三,基于时空双重维度系统剖释碳市场信息溢出效应,在时间维度上通过将溢出指数测度与滚动窗口技术相结合,跟踪碳市场收益率和波动率溢出指数的时变性、波动性和周期性特征;在空间维度上则通过准确刻画碳市场间溢出效应的强度规模和方向路径,明确辨识溢出过程中各试点碳市场所扮演的角色,挖掘碳市场收益率和波动率溢出的非对称性特点,对于监管部门洞察我国碳市场内部价格联动和风险溢出效应,制定和调整监管政策具有重要意义。

三、理论分析与模型构建

(一)中国试点碳市场信息溢出效应的理论分析

与传统金融市场不同,碳市场体系包括一级市场(又称分配市场)、二级市场(又称现货交易市场)和衍生品市场三个层次,如图 1 所示。其中一级市场负责碳排放权配额的总量设定和初始分配;二级市场进行碳配额现货交易,是整个碳市场的枢纽;衍生市场则从事碳期货、期权及其他碳金融衍生品交易,该市场的功能是价格发现和风险管理。目前中国仅有一级碳市场和二级碳市场,尚未建立起碳衍生品市场。

中国二级碳市场间的信息溢出效应主要源于两种渠道,其一是基本面溢出渠道,其二是消息面溢出渠道。基本面溢出渠道可由经济基础假说(Economic Fundamentals Hypothesis)进行解释^[23]。经济基础假说认为不同区域基本面的相互关联导致了碳市场间的信息溢出,各试点省市经济基本面关联程度越大,碳市场信息溢出水平越高。在环境约束下,碳排放权可近似为企业投入的一种生产要素,因此碳配额价格会在很大程度上影响本省市相关行业的产品价格。当碳配额价格升高时,高耗能行业产品价格随之提升,而通过出售多余的碳配额,绿色行业产品价格则降低。不同省市间实体经济的价格传导十分通畅,因此形成了 A 省市碳配额价格→A 省市相关行业价格→B 省市相关行业价格→B 省市碳配额价格的传导链条(见路径 I),波动率的传导亦同理。此外,由于不同试点碳市场间存在一系列属性相同或相似的基本因素,例如试点省市经济发展水平、产业结构、能源消费结构存在关

联,试点碳市场的气候环境变化和市场运行机制设计相近,并且不同省市面临相同的能源价格变化、国际碳价变化、汇率波动以及共同的经济政策不确定性冲击,从而进一步导致碳配额收益率和波动率的跨省市溢出效应(见路径Ⅲ)。

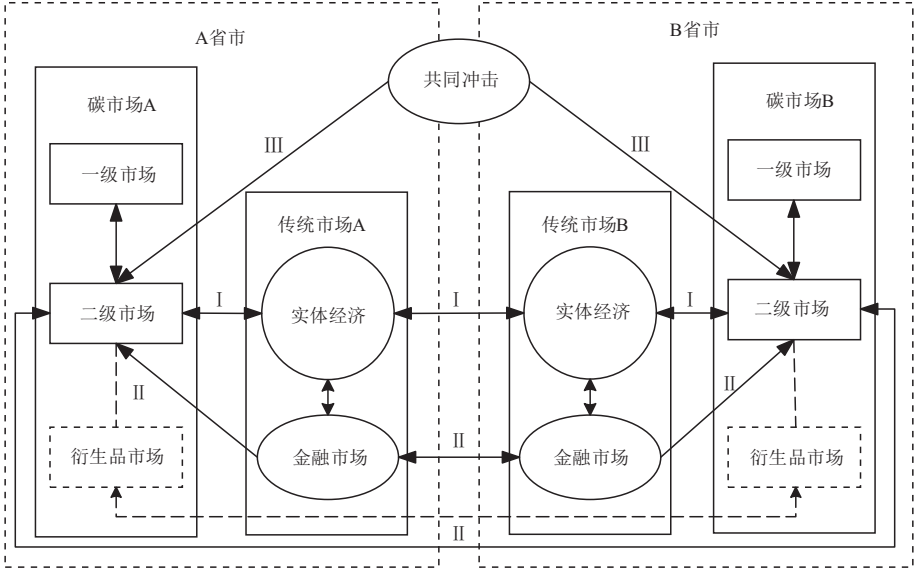


图1 中国碳市场信息溢出理论框架

消息面溢出渠道可由市场传染假说(Market Contagion Hypothesis)予以解释^[24]。市场传染假说认为经济基本面因素不足以完全解释跨市场信息溢出,当基本面没有发生较大变化的情形下,一个市场的价格波动哪怕是“偶然的错误”也能对另一个市场产生影响,投资者的情绪和行为在其中起到了重要作用。当一个碳市场价格出现大幅变动时,投资者会对其他碳市场波动做出相应预期,从而调整其交易行为,并经由羊群效应等非理性行为继续发酵,进而引起其他碳市场的价格联动和风险传导。二级碳市场价格受一级碳市场总量设计和初始分配的影响非常大,欧盟碳市场运行初期就曾因碳排放权分配过剩造成两次价格崩溃。在某个碳市场受到负面冲击后,经由恐慌情绪传染,也会导致碳市场关联性增强。碳市场的消息面溢出路径理应有两条,其一是由A省市二级市场变化直接传导至B省市二级市场,其二是由A省市二级市场传导至A省市碳衍生品市场,再经由B省市碳衍生品市场最终传导至B省市二级市场(见路径Ⅱ)。然而由于目前中国尚未建立碳衍生品市场,这就制约了消息面溢出渠道的传导效率,且消息面溢出渠道的有效性在很大程度上也有赖于整个碳市场体制机制建设的成熟度。

(二) 溢出指数模型构建

Diebold 和 Yilmaz 开创先河构建了溢出指数模型,该模型基于 VAR 模型方差分解原理得到广义预测误差方差分解矩阵(Generalized Variance Decomposition),有异于传统的 Cholesky 分解,广义预测误差方差分解使得模型结果不依赖于变量先后顺序,能够有效测度多维变量间的信息溢出水平。基于溢出指数模型框架,本文建立中国碳市场收益率溢出和波动率溢出指数模型,以期捕捉中国区域试点碳市场的价格联动与风险溢出效应。相较于现有研究方法,溢出指数模型糅合了网络关联和动态演变的思想,不仅能够给出多维变量间的信息溢出大小,而且能够指出信息溢出方向,从而得以判断碳市场间收益率和波动率溢出的强度和路径,在结合了滚动窗口技术后,还能获得随时间变化的信息溢出指数,跟踪中国区域试点碳市场信息溢出的动态变化。N 阶 VAR 模型可表示如下:

$$X_t = \sum_{i=1}^p \Phi_i X_{t-i} + \epsilon_t \tag{1}$$

式(1)中, Φ_i 为 VAR 模型系数矩阵向量, X_t 为碳市场的收益率或波动率, ϵ_t 为随机干扰向量。式(1)的移动平均式可表示为:

$$X_t = \sum_{i=1}^{\infty} \phi_i \epsilon_{t-i} \quad (2)$$

式(2)中, ϕ_i 为系数矩阵, ϕ_0 是单位矩阵, 对所有的 $i < 0$, $\phi_i = 0$; 当 $i > 0$ 时, ϕ_i 满足递归过程 $\phi_i = \Phi_1 \phi_{i-1} + \Phi_2 \phi_{i-2} + \dots + \Phi_p \phi_{i-p}$ 。根据溢出指数模型, 变量 j 对变量 i 的溢出向量估计值为 X_i 的超前 H 步预测误差方差中来自 X_j 的贡献度 $\theta_{ij}(H)$, 可表示为:

$$\theta_{ij}(H) = \frac{\omega_{ij}^{-1} \sum_{n=0}^{H-1} (e_i^T \phi_n \sum e_j)^2}{\sum_{n=0}^{H-1} (e_i^T \phi_n \sum \phi_n^T e_i)} \quad (3)$$

式(3)中, $\theta_{ij}(H)$ 度量变量 j 对变量 i 的风险溢出效应; 向量 e_i 的第 i 项为 1, 其余项为 0; \sum 为扰动项 ϵ_t 的协方差矩阵; ω_{ij}^{-1} 为第 j 个变量误差项的标准差。由于广义误差方差分解中贡献度之和不等于 1, 因此需要对式(3)进行正规化处理, 即:

$$\tilde{\theta}_{ij}(H) = \frac{\theta_{ij}(H)}{\sum_{j=1}^N \theta_{ij}(H)} \quad (4)$$

基于此, 可构造三种信息溢出指数:

1. 总溢出指数。将预测误差方差中的交叉方差份额加总取算术平均数, 可以得到中国区域试点碳市场总溢出指数 $TSI(H)$, 具体构造如下:

$$TSI(H) = \frac{\sum_{i,j=1, i \neq j}^N \tilde{\theta}_{ij}(H)}{\sum_{i,j=1}^N \tilde{\theta}_{ij}(H)} \times 100 = \frac{\sum_{i,j=1, i \neq j}^N \tilde{\theta}_{ij}(H)}{N} \times 100 \quad (5)$$

总溢出指数测度了 N 个碳市场收益率或者波动率之间的相互溢出效果对总体预测误差方差的贡献。该指数并不针对某一个具体碳市场而言, 它反映的是中国区域试点市场收益率或者波动率的总体关联性。TSI 越大, 表明碳市场间的收益率和波动率变化越容易传导至系统内的其他碳市场。当溢出指数模型中输入变量为收益率时, 总溢出指数的大小体现了中国区域碳市场整体价格联动水平; 输入变量为波动率时, 总溢出指数的大小体现了中国区域碳市场整体风险溢出水平。

2. 定向溢出(入)指数。将碳市场 i 对其他所有碳市场的溢出效应加总取算术平均数可以得到定向溢出指数 $DSI_{out}(H)$, 同理将碳市场 i 受其他所有碳市场的溢出效应加总取算术平均数可以得到定向溢入指数 $DSI_{in}(H)$, 可分别表示为:

$$DSI_{out}(H) = \frac{\sum_{j=1, i \neq j}^N \tilde{\theta}_{ji}(H)}{N} \times 100 \quad (6)$$

$$DSI_{in}(H) = \frac{\sum_{j=1, i \neq j}^N \tilde{\theta}_{ij}(H)}{N} \times 100 \quad (7)$$

定向溢出指数和定向溢入指数能够度量区域试点碳市场内部的方向性信息溢出水平。不同于总溢出指数着眼于整个系统, 定向溢出指数将视角聚焦在系统内的某个具体碳市场。其中定向溢出指数反映的是某一个碳市场对其余所有碳市场的溢出程度, 若某一碳市场的定向溢出指数越大, 表明该碳市场的收益率或者波动率变化越容易传导至系统内的其余碳市场, 说明该碳市场具有更强的定价影响力或者处于风险溢出中心。而定向溢入指数反映的是某一碳市场接受其余碳市场的溢出水平, 若某一碳市场的定向溢入指数越大, 说明该碳市场的收益率或者波动率变化越容易受到系统内其余碳市场的影响。

3. 净溢出指数。将某一碳市场对外信息溢出效应减去该碳市场接受外界信息溢入效应, 得到净溢出指数 $NSI(H)$:

$$NSI(H) = DSI_{out}(H) - DSI_{in}(H) \quad (8)$$

与定向溢出指数相同, 净溢出指数同样是针对系统内的某一具体碳市场而言。若某一碳市场的净溢出指数大于零, 说明该碳市场是收益率或者波动率的净溢出者; 若某一碳市场的净溢出指数小于零, 说明该碳市场是收益率或者波动率的净接受者。

四、实证结果与分析

(一) 样本选择与数据处理

本文选择“五省两市”7个试点碳市场的每日碳排放配额现货交易收盘价作为各碳市场价格变量。碳市场收益率采用每周收盘价平均值的对数差分衡量,即 $R_t = \ln P_t - \ln P_{t-1}$, 其中 R_t 为收益率, P_t 为 t 周碳排放配额收盘价平均值。在运用溢出指数模型测度各碳市场的波动率溢出效应时需要事先估计波动率,波动率的计算参考 Andersen 等(2001)提出的已实现方差进行构造^[25],即 $RV_t = \sum_{i=1}^5 R_{t,i}^2$, 其中 RV_t 为周已实现方差, $R_{t,i}$ 为第 t 周第 i 日收益率平方 ($i=1, 2, \dots, 5$)。经证明已实现方差依概率收敛于二次变差,是真实波动率的一致估计量。重庆碳排放权交易中心于 2014 年 6 月 19 日最晚开始交易,因此样本区间选择自 2014 年 6 月 19 日至 2021 年 5 月 31 日,共计 1637 个交易日,合计 357 周,数据全部源于 Wind 数据库,实证分析使用的统计软件为 WinRats10.0,7 个碳市场收益率的时序图如图 2 所示。

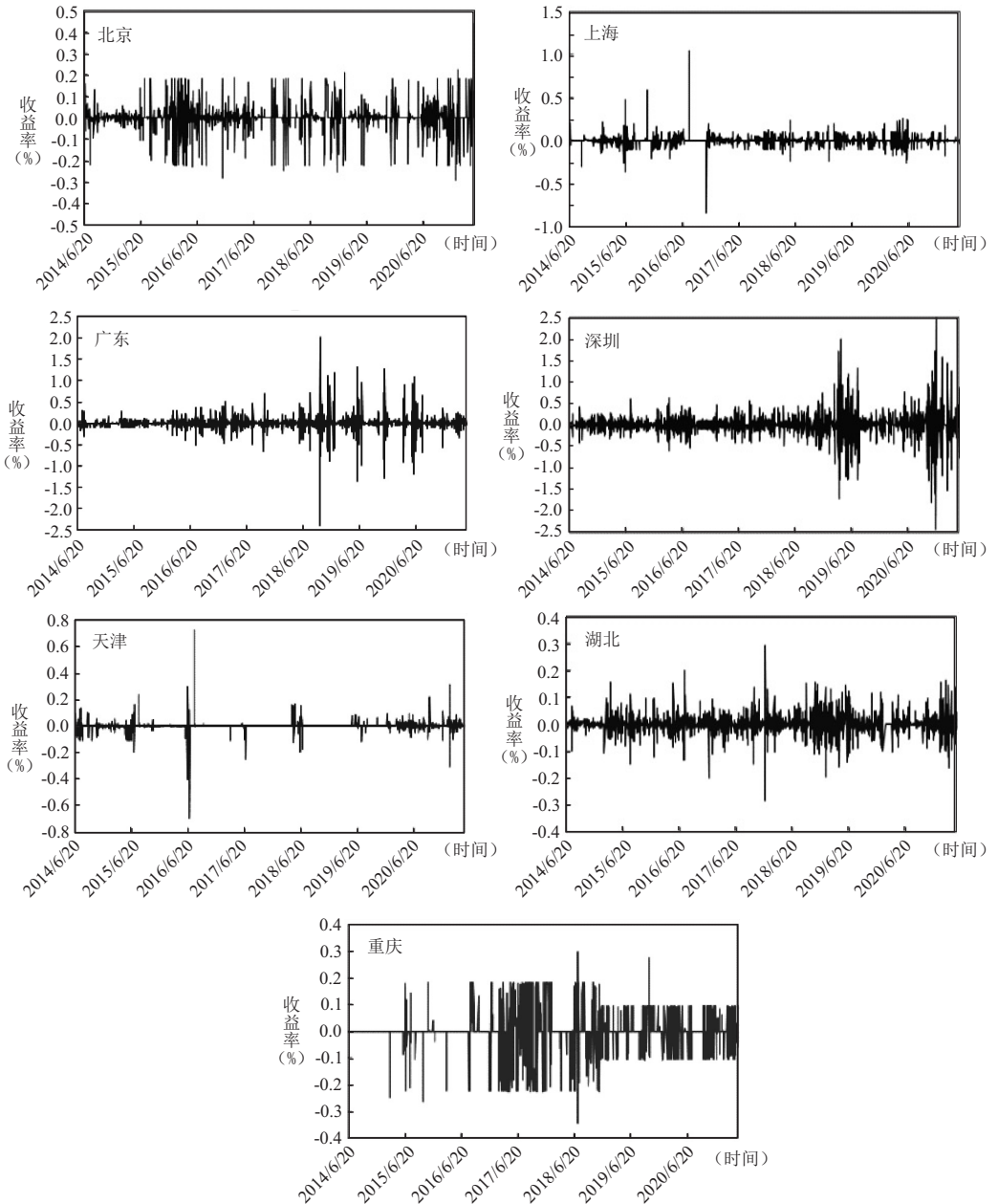


图 2 “五省两市”碳市场收益率时序图

从图 2 可以看到各区域试点碳市场的收益率表现各不相同,北京、上海和湖北碳市场的收益率变化幅度较小,绝大多数处于正负 20% 之间。广东、深圳和湖北碳市场的收益率变化与金融市场类似,具有明显的波动丛聚性。天津碳市场和重庆的碳市场碳价格序列较为离散,收益率变化的次数较少。各试点碳市场收益率与波动率变量的描述性统计情况和序列平稳性检验如表 2 所示。

表 2 描述性统计和序列平稳性检验

碳市场	变量	均值	标准差	最小值	最大值	偏度	峰度	ADF 统计量
北京碳市场	收益率	0.0025	0.0295	-0.1298	0.1834	0.8697	11.9360	-22.189***
上海碳市场		0.0025	0.0343	-0.1159	0.3643	4.1816	43.9120	-22.019***
广东碳市场		0.0184	0.1003	-0.1609	1.2222	6.8721	68.9707	-18.844***
深圳碳市场		0.0416	0.1768	-0.2281	2.0433	6.4619	59.4070	-17.465***
天津碳市场		0.0009	0.0174	-0.0977	0.2143	4.8494	70.4897	-16.381***
湖北碳市场		0.0008	0.0154	-0.0855	0.0832	-0.3251	11.8631	-21.896***
重庆碳市场		0.0027	0.0466	-0.1667	0.1992	0.2011	6.4314	-15.367***
北京碳市场		0.0180	0.0318	0.0000	0.3026	3.3376	22.2667	-12.550***
上海碳市场		0.0247	0.1821	0.0000	3.3175	17.0259	306.2195	-18.747***
广东碳市场	波动率	0.3182	2.4024	0.0000	42.7835	15.9799	279.5159	-17.824***
深圳碳市场		0.9918	7.6705	0.0000	134.1203	15.3668	261.0747	-16.251***
天津碳市场		0.0087	0.0655	0.0000	1.1480	15.4196	263.2136	-18.332***
湖北碳市场		0.0073	0.0146	0.0000	0.1739	5.6689	53.5659	-15.164***
重庆碳市场		0.0284	0.0453	0.0000	0.2914	2.1499	8.0544	-9.320***

注:***表示在 1% 的水平上显著。

就收益率而言,7 个碳市场的收益率均值均为正,深圳碳市场的收益率均值最高(0.0416),其次是广东碳市场,北京、上海和重庆 3 个碳市场的收益率均值相差不大,天津和湖北碳市场的收益率均值较为接近。可见 7 个碳市场收益率相差较大,深圳碳市场收益率均值是湖北碳市场的 50 余倍。就波动率而言,深圳碳市场波动率均值最高(0.9918),其次为广东、重庆、上海、北京和天津碳市场,湖北碳市场波动率最低(0.0073)。总体而言,各碳市场的收益率均值越高其波动率均值也越高,具有和金融市场类似的高收益高风险特征。从偏度和峰度可以看出,所有碳市场的收益率和波动率序列几乎均为尖峰厚尾的右偏分布。对收益率序列和波动率序列进行 ADF 单位根检验,结果显示各变量均在 1% 的显著性水平上拒绝存在单位根的原假设,满足后续建模的计量条件。

(二) 收益率溢出效应

在基准模型中,本文参照 BIC 准则选取更为精简的一阶滞后 VAR 过程,并选取预测步长 $H=8$ (约两个月)。将各碳市场收益率序列带入溢出指数模型,得到我国碳市场收益率溢出指数表,如表 3 所示^②。溢出指数表中对角线元素为各碳市场滞后一期收益率对该碳市场自身的影响,其余元素为两个碳市场间的方向性收益率溢出指数;倒数第二行表示根据方向性溢出指数计算出的每个碳市场对其他碳市场的溢出水平;最后一列表示每个碳市场接受其他碳市场的溢出程度;最后一行代表每个碳市场的净溢出水平,也即该市场对外溢出水平减去接受溢出水平;右下角数值为样本时间内平均收益率溢出程度。

据表 3 可知,整体而言,样本期间我国碳市场平均收益率溢出指数为 10.3%,即约有 10% 的收益率变化可由碳市场间的收益率溢出所解释,说明现阶段我国碳市场一体化程度较低。根据上文理论分析可知,二级碳市场信息溢出主要源于基本面溢出渠道和消息面溢出渠道。就我国碳市场发展现状来看,7 个区域碳市场的基本面溢出渠道较为畅通,本省市碳市场配额价格的变化经由本省市传统市场相关行业价格,很容易传导至另一省市传统市场相关行业的价格,并进而引起另一省市碳市场配额价格的变动。导致我国碳市场收益率溢出指数不高的原因主要是消息面溢出渠道不够畅通,这可能是由于我国碳市场尚处于建设早期,体制机制不够完善,并且尚未建立起包含衍生品市场的多层次碳市场体系^{[26][27]}。

表 3

碳市场收益率溢出指数表

碳市场	北京	上海	广东	深圳	天津	湖北	重庆	接收溢出
北京	91.33	0.80	0.37	0.17	6.72	0.41	0.19	8.70
上海	13.23	78.40	1.11	1.91	3.41	1.54	0.40	21.60
广东	0.42	0.26	88.38	0.37	1.77	7.66	1.14	11.60
深圳	0.22	0.16	0.28	97.06	1.00	0.66	0.63	2.90
天津	6.93	2.16	1.18	1.38	86.11	2.00	0.24	13.90
湖北	0.14	0.80	3.86	1.00	0.29	93.62	0.29	6.40
重庆	2.11	0.94	1.60	0.23	1.44	0.82	92.86	7.10
对外溢出	23.10	5.10	8.40	5.10	14.60	13.10	2.90	
净溢出	14.40	-16.50	-3.20	2.10	0.70	6.70	-4.30	10.30

从各试点碳市场对外溢出与接受溢出的关系可以看出,碳市场收益率溢出方向具有非对称性。北京、深圳、天津和湖北的收益率净溢出指数为正,分别为 14.40%、2.10%、0.70% 和 6.70%(对外溢出指数减接受溢出指数),是收益率的净溢出者。其中北京和湖北碳市场的净溢出指数较大,说明北京和湖北碳市场具有较强的碳配额定价影响力。这主要是由于北京碳市场位于国家首都,碳排放管控企业数量最多且政策法规体系构建最为完善^②,而湖北碳市场在建市之初就确立了打造“全国碳交易中心”的目标,其碳排放权交易总量和交易总额均在 7 个试点碳市场中位居前列,并且北京和湖北第二产业占比高,对碳排放权配额的需求较大,因此北京和湖北碳市场的价格变化会对其他碳市场产生较大影响,这一局部中心化现象可由经济基础假说予以较好解释^[28]。上海、广东和重庆的收益率净溢出指数为负,分别为 -16.50%、-3.20% 和 -4.30%,说明这三个碳市场是收益率的净接受者,其价格波动容易被其他市场影响。从对角线元素可以看出,深圳碳市场独立性较强,有 97.06% 的收益率变化可以由自身历史收益率所解释,而上海碳市场价格波动最易受其他市场价格变化的影响,有 21.60% 的收益率变化来自于其他市场收益率的溢出效应。

为了跟踪中国碳市场收益率溢出指数随时间变化的特征,选择 50 周(约为一年)的滚动窗口计算中国碳市场收益率动态溢出指数^③,结果如图 3 所示。这里计算的是中国区域试点碳市场收益率总溢出指数,反映的是碳市场间收益率的总体关联性,该指数越高表明碳市场间价格联动效应越强,一个碳市场的收益率变化越容易传导至其余碳市场。

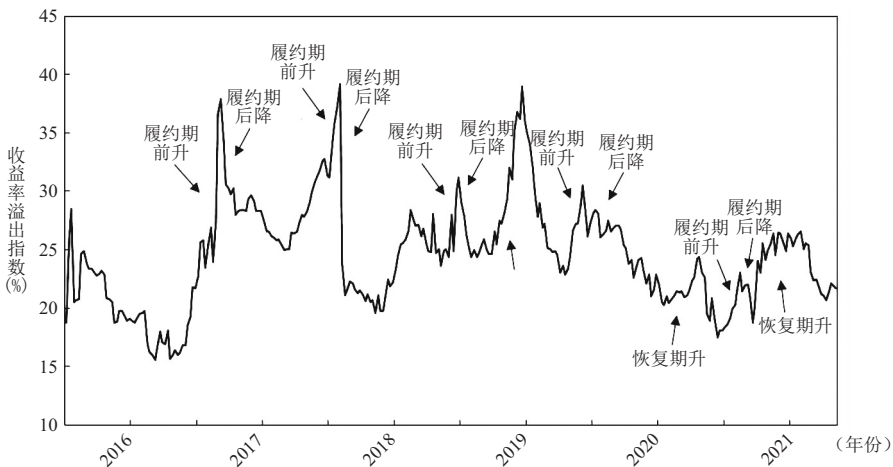


图 3 中国碳市场收益率动态溢出指数

从图 3 可以观察到样本时间内收益率溢出指数总体上在 15%~39% 之间变动,而每年 6 月前后都会经历一次上跳和下跌的周期性波动。通过细查碳排放权配额的核查—履约时间轴可以发现,从每年三四月份开始,各控排企业会对上一年的实际碳排放量进行核查并完成申报,而 6~7 月是各试

点碳市场的履约期,为了避免因未完成履约而遭受高额处罚,实际排放量超出限额的公司需要在碳交易市场上购买足量配额,从而创造了巨大需求,推动了碳排放配额现货价格的快速上升。企业的类似行为导致了各区域试点碳市场上碳价格的近似表现,进而表现为每年碳市场收益率溢出指数在6月前显著上升,并在履约期后下降,这一现象反映了现阶段我国碳市场还是存在“履约驱动交易”的现象^[16]。同时我们还可以看到2018年的下半年收益率溢出指数持续上涨,之后又下降,这是由于市场经历了流动性相对较低的履约期后恢复了正常交易,通过仔细观察,近三年的下半年都有类似情况,这一时期又称为碳市场的恢复期^[27]。

(三)波动率溢出效应

将各碳市场波动率序列带入溢出指数模型,得到我国碳市场波动率溢出指数表,如表4所示。

碳市场	北京	上海	广东	深圳	天津	湖北	重庆	接收溢出
北京	95.03	0.47	0.80	0.20	1.20	2.05	0.25	5.00
上海	3.24	18.58	0.08	0.05	71.63	5.88	0.54	81.40
广东	6.24	0.33	92.53	0.18	0.24	0.26	0.22	7.50
深圳	3.00	0.05	0.19	96.49	0.18	0.05	0.04	3.50
天津	2.31	0.95	0.10	0.14	89.63	6.22	0.66	10.40
湖北	0.58	0.23	0.22	0.12	0.31	97.12	1.42	2.90
重庆	0.14	0.92	2.46	0.42	5.26	2.14	88.66	11.30
对外溢出	15.50	2.90	3.90	1.10	78.80	16.60	3.10	
净溢出	10.50	-78.50	-3.60	-2.40	68.50	13.70	-8.20	17.40

据表4可知,总的来看,样本期间我国碳市场平均波动溢出指数为17.40%,即有超过六分之一的波动率源自区域试点碳市场间的波动率溢出。碳市场的平均波动溢出指数高于碳市场的平均收益率溢出指数,低于李博阳等(2021)测算的中国金融市场间25.5%的平均风险溢出指数^[29]。这说明我国碳市场风险较容易通过市场间碳价波动关联渠道传染,区域试点碳市场间的风险溢出效应较强。从本文碳市场波动溢出指数测度结果可以看出,虽然目前中国区域碳市场不允许跨区交易,但是对于一个由中国7个区域试点碳市场组成的系统而言,仍存在着波动率的跨区溢出,这印证了上文理论部分提出的中国二级碳市场间可以通过基本面溢出渠道和信息面溢出渠道等产生跨区波动溢出,即不同试点碳市场间有可能由于所在省市基本面关联程度较大,抑或存在市场传染,甚至由于相近的气候环境变化、产业结构和能源结构,以及相同的国际碳价、汇价和能源价格变化等因素从而产生风险溢出效应^[14]。

就个体而言,中国区域碳市场风险溢出方向同样具有非对称性。天津、湖北和北京碳市场的对外风险溢出效应排前三,分别为78.80%、16.60%和15.50%,说明这三个市场的信息传递效率较高,在我国碳市场中处于信息先导地位。借鉴系统重要性金融机构的概念,天津、湖北和北京碳市场是我国的系统重要性碳市场,一旦发生突发事件会将风险迅速传导至其他碳市场,是我国碳市场的主要风险源。天津碳市场对外风险溢出水平较高,主要是因为天津碳市场的交易次数少(在2018年天津碳市场仅发生一笔交易,2019年发生5笔交易,从2020年开始市场活跃度才有所提升),但是多以大额交易为主,因此对于其他试点碳市场而言,天津碳市场的碳价波动率变化具有显著的“信号-预期”效应,可运用市场传染假说较好的解释。上海、重庆和天津碳市场接受外界风险的溢出程度较高,分别为81.40%、11.30%和10.40%,具有系统脆弱性,容易受到风险传染,起到了风险承担的作用。上海碳市场接受风险溢入水平较高与其交易规则设计具有一定关系,一方面上海碳市场碳排放权配额的无偿分配规则是一次分配3年,而其余碳市场均是逐年分配碳配额,这给上海碳市场管控企业较大的配额使用自主权;另一方面,上海碳市场采取的是适时拍卖的有偿分配规则,而其他碳市场采取的是限额有偿拍卖(北京、广东、深圳和湖北碳市场)或者在市场价格出现较大波动时有偿分配(天津碳市

场),这为上海碳市场接受外部碳市场碳价波动溢出提供了可能。从风险溢出净值来看,北京、天津和湖北碳市场的波动率净溢出效应为正,因此是风险的净溢出者,上海、广东、深圳和重庆碳市场的波动率净溢出效应为负,是风险的净接受者。绘制中国碳市场波动率动态溢出指数如图4所示。

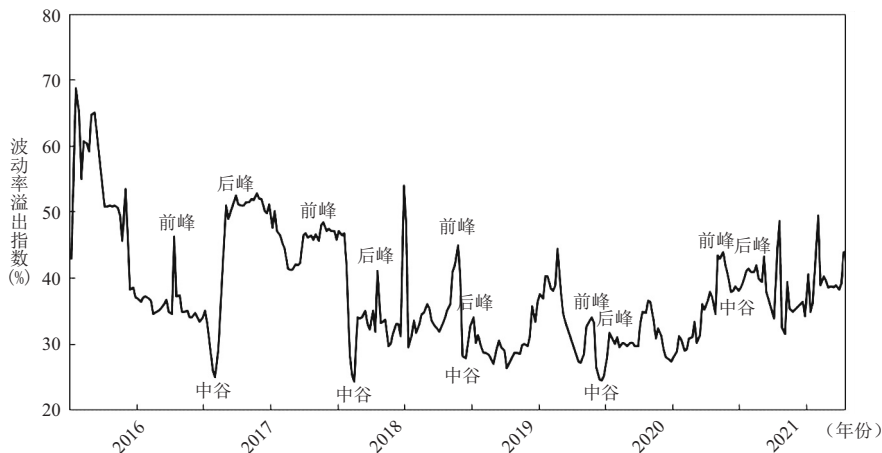


图4 中国碳市场波动率动态溢出指数

波动率溢出指数反映了中国区域试点碳市场间波动率的总体关联性,该指数越高表明碳市场间的风险溢出效应越强,一个碳市场的波动率变化越容易传导至其余碳市场。根据图4可知,我国碳市场波动率溢出指数具有时变性、波动性和不确定性,样本期间波动率溢出指数在24%~69%之间变动,大于收益率溢出指数的波幅。从图中可以观察到波动率溢出指数在2018年之前变化十分剧烈,这主要是由于我国试点碳市场在开市早期运行机制尚不健全,重履约轻交易的周期性较为明显。碳市场价格的剧烈波动和市场间风险溢出会挫伤碳市场参与者信心,打击企业交易积极性,不利于碳市场的长远发展^[18]。在2018年之后我国碳市场的波动率溢出指数逐渐趋于平稳,波动范围缩减至24%~50%之间,说明我国碳市场日渐成熟,较为稳定的波动率溢出效应有利于碳市场的健康运行。

通过观察各年度可以看到,中国碳市场波动溢出指数亦呈现周期性波动,尽管不是非常标准,但是每年都会出现“M”形的双峰形态。具体而言,每年碳排放额的自我核查一般在四五月份之前完成,这是企业在碳市场的需求形成期,因此波动溢出效应往往会有一定程度的上升,对应于图4每年6月之前的“前峰”。而在履约期末至新一年度履约期开始后的一段时间内,碳市场会出现交易量为零的现象,说明在一个履约周期完成后,企业并不急于获得碳排放权配额,因此,这一时期波动率溢出效应会暂时减弱,对应于图4中每年6月前后的“中谷”。在新一轮履约周期开始后,碳市场经过前面一段相对低迷的时期逐渐恢复到正常的交易状态,体现为各区域碳市场波动率溢出指数的反弹,也即图4中每年6月之后的“后峰”。总的来说,中国碳市场的波动率溢出指数从履约期前到履约期后,呈现出“前峰—中谷—后峰”的“M”形周期性波动趋势。通过上述分析可以看出,本文构建的波动率溢出指数能够反映我国区域试点碳市场的总体风险水平和动态变化,有助于监管部门对碳市场进行实时动态监控。

(四)稳健性检验

溢出指数模型中VAR过程的滞后阶数选取和广义预测误差分解矩阵的预测步长不同均有可能影响溢出指数模型的测算结果,本小节以中国区域试点碳市场收益率溢出为例展开多重稳健性检验^④。在碳市场收益率溢出基准模型中,本文参照BIC准则选取了更为精简的滞后一阶VAR过程,稳健性检验中参照AIC准则选取二阶滞后的VAR过程,结果见表5上半部分。此外,基准模型中选取预测误差步长H=8,稳健性检验中将广义预测误差分解矩阵的预测步长设定为4步(约为一个月),溢出指数结果如表5下半部分所示。

表 5

改变滞后阶数和预测步长的碳市场收益率溢出指数表

碳市场	北京	上海	广东	深圳	天津	湖北	重庆	接收溢出
北京	91.10	0.95	3.66	2.88	0.53	0.50	0.39	8.90
上海	1.86	77.43	1.36	1.79	14.14	2.92	0.49	22.60
广东	8.88	0.61	86.74	0.46	0.40	1.73	1.18	13.30
深圳	0.38	0.47	0.64	96.59	0.23	0.90	0.79	3.40
天津	1.04	0.70	0.57	0.22	91.94	5.05	0.47	8.10
湖北	2.13	2.41	1.39	3.03	7.98	82.51	0.55	17.50
重庆	0.66	1.74	1.28	0.33	4.68	2.00	89.31	10.70
对外溢出	14.90	6.90	8.90	8.70	28.00	13.10	3.90	12.10

碳市场	北京	上海	广东	深圳	天津	湖北	重庆	接收溢出
北京	93.87	0.78	3.83	0.94	0.08	0.22	0.27	6.10
上海	1.41	79.00	1.06	1.82	13.15	3.22	0.34	21.00
广东	7.64	0.23	88.57	0.36	0.38	1.71	1.11	11.40
深圳	0.64	0.15	0.28	97.19	0.14	0.98	0.62	2.80
天津	0.29	0.72	0.35	0.08	91.73	6.64	0.19	8.30
湖北	1.86	2.15	1.16	1.31	6.87	86.43	0.22	13.60
重庆	0.82	0.90	1.60	0.19	1.96	1.20	93.33	6.70
对外溢出	12.70	4.90	8.30	4.70	22.60	14.00	2.70	10.00

注:表 5 上半部分和下半部分分别为改变滞后阶数为 2 阶和改变预测误差步长 $H=4$ 得到的溢出指数。

由表 5 可知,二阶滞后 VAR 过程的总体溢出水平略有升高,为 12.10%,细查两个碳市场方向性溢出指数可知,结果与基准模型没有明显区别。选取预测误差步长 $H=4$ 时,总体收益率溢出水平略有下降,为 10.00%。在实证过程中本文发现当预测误差步长大于等于 6 时,预测误差方差分解的结果就已稳定不变,因此稳健性检验中未列式预测误差步长大于 8 的检验结果,这也表明中国区域试点碳市场收益率的溢出效应需要约一个半月时间被整个市场完全吸收。综上所述,稳健性检验结果证实本文研究结论不依赖于溢出指数模型中 VAR 过程滞后阶数的选择和预测误差步长的选取,研究结论稳健可靠。

五、结论与启示

本文在利用经济基础假说和市场传染假说对我国碳市场信息溢出效应进行理论分析的基础上,运用溢出指数模型对 2014 年 6 月 19 日至 2021 年 5 月 31 日七大试点碳市场间收益率的溢出效应和波动率的溢出效应进行了系统性分析,得出以下主要结论:(1)我国碳市场收益率溢出水平相对较低,平均溢出指数为 10.30%,收益率的溢出方向具有非对称性,北京和湖北碳市场具有较强的碳配额定价影响力。(2)碳市场收益率动态溢出指数在 15%~39%之间变动,每年 6 月履约期前后都会经历一次先上跳后下跌的周期性波动,并在下半年恢复期收益率溢出指数有所上升。(3)我国碳市场波动率溢出水平较高,平均溢出指数为 17.40%,其中,北京、天津和湖北碳市场是风险的净溢出者,上海、广东、深圳和重庆碳市场是风险的净接受者。(4)样本期间碳市场波动率溢出指数在 24%~69%之间变动,开市早期波动剧烈,2018 年之后趋于平稳,每年从履约期前到履约期后,呈现出“前峰—中谷—后峰”的“M”形周期性波动趋势。

结合研究结论,本文提出以下政策启示:首先,收益率和波动率的溢出效应给监管部门带来了新的挑战,任何针对单一市场的调节政策都可能为碳市场间的信息传递提供新的渠道。因此,应将各试点区域碳市场纳入一个统一的监测和管理框架,从宏观审慎的角度考虑区域碳市场的稳定性。其次,由于碳市场波动率溢出效应具有非对称性,应重点关注系统重要性碳市场,密切监控系统脆弱性碳市场,同时重视天津、湖北对上海碳市场,北京对广东碳市场,湖北对天津碳市场以及天津对重庆碳市场的波动率溢出效应。再次,为了防止市场的异常波动,监管当局应注意在核准期间和履约期后的几个月内特别关注市场交易情况,加大监管力度、提高响应速度,确保各区域碳市场的平稳健康运行。并

且市场调节政策最好在整個履約周期完成后实施,因为此时市场间的信息溢出效应相对较低,由市场政策带来的区域碳市场价格波动较不容易引发系统性冲击。最后,推进发展包括碳衍生品市场在内的多层次碳市场体系。根据本文理论分析可以看到碳衍生品市场是碳市场体系不可或缺的一个组成部分,中国碳市场目前一体化程度不高的一个重要原因就是碳衍生品市场的缺失削弱了碳市场的价格传导效率。有序推进碳期货、碳期权、碳掉期等碳衍生工具的发展,促使碳衍生品市场价格发现和风险管理的功能得以实现,将有助于中国碳市场更为成熟与高效。

注释:

- ①中国人民银行前行长周小川、中国人民银行金融研究所所长周诚君均曾强调:“碳市场本质上是金融市场,碳价格很重要”。
- ②截至2020年北京碳交易市场管控企业1000余家,位列各试点碳市场管控企业数量之首。
- ③经验证,当滚动窗口长度更大时,动态溢出指数变化更为平缓;当滚动窗口长度更小时,动态溢出指数时序图的变化更为剧烈,整体动态信息溢出指数走势未发生根本变化,相关图表留存备案。
- ④波动率溢出指数的稳健性检验结果同样支持本文波动率溢出效应的研究结论,如有需要请向作者索取。

参考文献:

- [1] Zhang, X., Loschel, A., Lewis, J. Emissions Trading Systems for Global Low Carbon Energy and Economic Transformation[J]. Applied Energy, 2020, 279(3):1—4.
- [2] Ross, S. A. Information and Volatility: The No-Arbitrage Martingale Approach to Timing and Resolution Irrelevancy[J]. Journal of Finance, 1989, 44(1):1—17.
- [3] Daskalakis, G., Psychoyios, D., Markellos, R. N. Modeling CO₂ Emission Allowance Prices and Derivatives: Evidence from the European Trading Scheme [J]. Journal of Banking & Finance, 2009, 33 (7): 1230—1241.
- [4] 方振华,魏一鸣.欧盟碳市场系统风险和预期收益的实证研究[J].管理学报,2011(3):451—455.
- [5] 黄杰.碳期货价格波动、相关性及其启示研究——以欧盟碳期货市场为例[J].经济问题,2020(5):63—70.
- [6] Gorenflo, M. Futures Price Dynamics of CO₂ Emission Allowances [J]. Empirical Economics, 2013 (3): 1025—1047.
- [7] 张晨,刘宇佳.基于 DGC-MSV-t 模型的欧盟碳市场信息流动研究[J].软科学,2017(2):130—135.
- [8] 胡珺,黄楠,沈洪涛.市场激励型环境规制可以推动企业技术创新吗? ——基于中国碳排放权交易机制的自然实验[J].金融研究,2020(1):171—189.
- [9] 王为东,王冬,卢娜.中国碳排放权交易促进低碳技术创新机制的研究[J].中国人口·资源与环境,2020(2): 41—48.
- [10] 廖文龙,董新凯,翁鸣,陈晓毅.市场型环境规制的经济效应:碳排放交易、绿色创新与绿色经济增长[J].中国软科学,2020(6):159—173.
- [11] 余萍,刘纪显.碳交易市场规模的绿色和经济增长效应研究[J].中国软科学,2020(4):46—55.
- [12] 周天芸,许锐翔.中国碳排放权交易价格的形成及其波动特征——基于深圳碳排放权交易所的数据[J].金融发展研究,2016(1):16—25.
- [13] 吕靖烨,范欣雅,吴浩楠.中国碳排放权价格影响因素的参数灵敏度分析[J].软科学,2021(1):134—137.
- [14] 辛姜,赵春艳.中国碳排放权交易市场波动性分析——基于 MS-VAR 模型[J].软科学,2018(11):134—137.
- [15] 赵领娣,范超,王海霞.中国碳市场与能源市场的时变溢出效应——基于溢出指数模型的实证研究[J].北京理工大学学报(社会科学版),2021(1):28—40.
- [16] 易兰,李朝鹏,杨历,刘杰.中国 7 大碳交易试点发育度对比研究[J].中国人口·资源与环境,2018(2): 134—140.
- [17] 陈智颖,许林,钱崇秀.中国碳金融发展水平测度及其动态演化[J].数量经济技术经济研究,2020(8): 62—82.
- [18] 魏立佳,彭妍,刘潇.碳市场的稳定机制:一项实验经济学研究[J].中国工业经济,2018(4):174—192.
- [19] 周林,刘泓汛,曹铭,李江龙.全国碳排放权交易市场模拟及价格风险[J].西安交通大学学报(社会科学版), 2020(3):109—118.
- [20] Diebold, F. X., Yilmaz, K. Better to Give than to Receive: Predictive Directional Measurement of Volatility Spillovers[J]. International Journal of Forecasting, 2012, 28(1): 57—66.
- [21] Diebold, F. X., Yilmaz, K. On the Network Topology of Variance Decompositions: Measuring the Connect-

edness of Financial Firms[J]. *Journal of Econometrics*, 2014, 182(1):119—134.

[22] Demirer, M., Diebold, F. X., Liu, L. Estimating Global Bank Network Connectedness[J]. *Journal of Applied Econometrics*, 2018, 33(1):1—15.

[23] Grant, M. Q., Vance, R. V. Stock Prices, News, and Business Conditions[J]. *Review of Financial Studies*, 1993(3):683—707.

[24] King, M. A., Sushil, W. Transmission of Volatility between Stock Markets[J]. *The Review of Financial Studies*, 1990, 3(1):5—33.

[25] Andersen, T. G., Bollerslev, T., Diebold, F. X. Modeling and Forecasting Realized Volatility[J]. *Social Science Electronic Publishing*, 2001, 27(2): 36—54.

[26] 谢晓闻,方意,李胜兰.中国碳市场一体化程度研究——基于中国试点省市样本数据的分析[J].*财经研究*, 2017(2):85—97.

[27] Guo, L., Feng, C. Are There Spillovers among China's Pilots for Carbon Emission Allowances Trading? [J]. *Energy Economics*, 2021(103):1—16.

[28] 王倩,高翠云.公平和效率维度下中国省际碳权分配原则分析[J].*中国人口·资源与环境*,2016(7):53—61.

[29] 李博阳,杜强,沈悦,张嘉望.中国金融市场风险溢出效应及其非对称性研究——基于 GJR-BEKK-GARCH 模型与溢出指数方法[J].*北京理工大学学报(社会科学版)*,2021(5):54—65.

Research on Price Linkage and Risk Spillover Effect of China's Carbon Market:

Based on Information Spillover Perspective

ZHANG Jiawang¹ LI Boyang² DU Qiang²

(1. *International Business School, Shaanxi Normal University, Xi'an 710119;*

2. *School of Economics and Management, Chang'an University, Xi'an 710064*)

Abstract: It is urgent to establish and improve the national unified carbon emission trading system. From the perspective of information spillover, an in-depth study on the price linkage and risk spillover effect between China's regional pilot carbon markets can provide theoretical support and empirical evidence for the construction of a unified national carbon market. This paper systematically analyzes the spillover effects of yield and volatility in China's seven pilot carbon markets from June 19, 2014 to May 31, 2021 by using the spillover index model. The results show that the overall spillover level of China's carbon market is low, with an average spillover index of 10.30%. The spillover direction of yield is asymmetric, and Beijing and Hubei carbon markets have strong influence on carbon quota pricing. The overall level of volatility spillover in China's carbon market is relatively high, with an average spillover index of 17.40%. The carbon markets of Beijing, Tianjin and Hubei are net risk spillovers, while the carbon markets of Shanghai, Guangdong, Shenzhen and Chongqing are net risk takers. Carbon market returns and volatility spillover index with time-varying, and cyclical volatility and uncertainty, yields overflow index changes between 15% and 39%, the performance before and after the period of June will experience a jump down on the first of cyclical fluctuations, changes in volatility spillover index between 24% and 69%, from behind the stage performance to the performance before a year, It presents an M-shaped periodic fluctuation trend of "front peak-middle valley-back peak".

Key words: Carbon Market; Information Spillover; Spillover Index Model; Yield Spillover; Volatility Spillover

(责任编辑:姜晶晶)