

我国碳排放权市场交易价格波动特征研究 ——对5个碳交易试点的实证分析

公维凤,王丽萍,王传会,高仲芳
(曲阜师范大学 经济学院,山东 日照 276826)

摘要:碳排放权交易制度是实现中国碳中和目标的重要途径之一。以中国5个碳排放权交易试点为对象,研究中国碳排放权交易价格的波动性及其影响因素,利用GARCH-BP组合模型分析了碳交易价格收益率的波动特征。结果显示:5个碳交易试点均存在波动聚集性的特征,且波动的持续性较长。5个碳交易试点中只有广东碳交易市场的收益率与风险存在正相关关系,其他4个试点均不存在风险溢价。广东碳交易价格收益率波动还存在非对称性,其他4个试点的非对称性均不显著。从波动特征看,广东碳交易市场发展程度最高。为促进碳达峰和碳中和尽早实现,需要进一步健全全国碳交易市场的政策调控体系、科学制定碳配额分配机制、完善碳交易市场价格调控机制、创新发展碳金融衍生产品等。

关键词:碳交易价格;波动特征;GARCH-BP组合模型

中图分类号:F201;TV882.1

文献标识码:A

文章编号:1005-0566(2022)04-0149-12

Research on Price Fluctuation Characteristics of Carbon Emission Rights Trading Market in China Based on Empirical Analysis of Five Carbon Trading Pilots

GONG Weifeng, WANG Liping, WANG Chuanhui, GAO Zhongfang
(School of Economics, Qufu Normal University, Rizhao 276826, China)

Abstract: The carbon emission trading system is one of the important ways to achieve carbon peak and neutrality goal in China. This paper takes China's five carbon emissions trading pilots as the object to study the volatility of China's carbon emissions trading prices. Using the established GARCH-BP composite model, the volatility characteristics of the carbon trading price return rate were analyzed. The results show that the five carbon trading pilots all have the characteristics of volatility clustering, and the volatility is relatively long. Among the five carbon trading pilots, only the yield of the Guangdong carbon trading market is positively correlated with risk, and there is no risk premium in the other four pilots. There is still asymmetry in the volatility of Guangdong carbon trading price yield. The asymmetry of the other four pilots is not significant. In terms of volatility characteristics, the Guangdong carbon trading market has the highest degree of development. To promote carbon peaking and carbon neutrality as early as possible, it is necessary to further improve the policy regulation system of the national carbon trading market, and scientifically formulate carbon quota allocation mechanisms, and improve the price control mechanism in the carbon trading market, and innovate and develop carbon financial derivative products.

Key words: carbon trading price; volatility characteristics; GARCH-BP model

收稿日期:2021-08-02 修回日期:2022-03-10

基金项目:教育部人文社会科学研究青年基金项目(19YJC790128)。

作者简介:公维凤(1979—),女,山东平邑人,曲阜师范大学经济学院副教授,博士,研究方向为能源经济与管理。

温室气体效应问题是一个全球性的问题,各个国家都意识到了气候问题带来的严重危害。我国在 2020 年 9 月提出要分别在 2030 年和 2060 年前实现碳达峰和碳中和的目标。全国统一碳交易市场是落实中国碳达峰与碳中和的核心政策工具之一,是利用市场机制控制和减少温室气体排放、推动绿色低碳发展的重大制度创新。

作为世界上最大的发展中国家,中国近几十年来经济的快速增长,在很大程度上是以过度消耗能源为代价的^[1],这不可避免地导致了严重的环境问题。2012 年,中国消耗的煤炭几乎相当于世界其他国家的总和。煤炭消耗导致中国二氧化碳(CO_2)排放激增,占全球二氧化碳排放的 23.6%^[2]。为了应对环境挑战和气候变化,许多国家达成了减少二氧化碳排放的基本协议。中国实施了一系列环境法规,以减少二氧化碳排放。2011 年,中国 7 个省份启动了碳排放交易试点政策,旨在探索并逐步建立全国性的碳排放交易市场。全面了解节能减排政策对政府利用市场导向的环境法规应对环境和经济发展的挑战至关重要。碳排放交易机制对行业层面节能减排的影响可能以两种不同的方式存在。一方面,波特假设认为严格而灵活的环境法规可以激励企业进行技术变革^[3]。通过碳排放交易销售排放额度获得额外收入,可以鼓励企业进行技术创新,提升行业整体技术效率,降低能源消耗和碳排放^[4]。另一方面,企业可以通过配额交易、能源转换和市场退出等生产要素的优化配置来实现碳排放的减少^[5]。这些措施可以间接影响能源结构和产业结构,以实现减排目标。碳定价是引导从污染投入向清洁投入转变的重要工具,尽管这一转变可能是一个缓慢的过程,并可能受到政策不确定性的阻碍^[6-8]。政策制定者希望促进向清洁能源的过渡,但政策和未来碳价格的不确定性阻碍了清洁技术投资的决定^[9],可能会抵消现有碳价格的影响。在实施碳价格时,存在许多设计上的难题,因此研究碳交易价格具有重要意义。

在“十四五”期间,单位国内生产总值能耗和二氧化碳排放分别降低 13.5% 和 18%。而碳排放

权交易制度正是为生态保护和高质量发展而设计的。由于我国的碳交易市场不够成熟且主要的碳排放权交易标准由国外制定,所以我国在国际碳交易市场上的竞争力较低。碳交易市场的核心问题是碳交易价格,各试点地区碳交易价格比较悬殊,碳交易价格具有波动性和复杂性,只有形成合理的碳交易价格,市场机制才能有效配置资源,从而实现低碳经济发展道路。因此,有必要全面分析碳排放权交易价格的波动特征,对比分析碳排放权交易价格所存在的地区差异及其影响因素,并合理预测碳排放权交易价格,为全国碳交易市场的统一及平稳运行提供理论支持和经验借鉴。

一、文献综述

在碳交易价格的波动特征方面,国外碳交易市场的成立时间更长,交易体制更加完善,市场更加成熟。Chevallier(2009)^[10]认为 EUA 期货价格收益率存在非常明显的波动聚集的特征,并且存在非对称效应。周宏春(2009)^[11]分析了欧盟交易市场、清洁发展机制交易市场等主要碳市场的操作程序和一般规则。杨海轮(2010)^[12]研究了碳交易对不同国家福利的影响。Chevallier 等(2011)^[13]对欧盟碳配额期货价格的波动特征展开研究,发现欧盟碳配额期货价格收益率存在波动聚集性及长期记忆性。Feng 等(2011)^[14]采用 R/S 比率分析模型及 ARFIMA 模型,发现碳交易价格并不是一个随机游走的过程,存在短期记忆性与混沌特征。张跃军等(2011)^[15]以欧盟碳排放配额期货价格为样本数据,研究发现欧盟碳配额价格收益率波动并不服从均值回归过程。隗斌贤等(2012)^[16]借鉴欧美碳交易市场的经验,提出了构建长三角试点区域碳交易市场的思路与对策。Kanamura 等(2016)^[17]认为 EUA 市场和 CER 市场的碳交易价格都不具有杠杆效应,而杨星等(2017)^[18]认为碳交易价格收益率具有非正态性和非线性特征,李可隆等(2020)^[19]认为欧盟碳交易市场和我国湖北碳交易市场都具有多重分形的特征。随着中国碳交易试点的运行,众多学者将目光集中到中国碳交易市场上。吕勇斌等(2015)^[20]对中国碳交易价格的波动性进行分析,结果显示中国碳交易

价格收益率有明显的波动聚集的特性,并且碳交易价格存在地区差异性。周天芸等(2016)^[21]以深圳碳交易市场为研究对象,发现碳交易价格存在明显的自相关性和条件异方差过程,且与其滞后项联系最紧密。

夏睿瞳(2018)^[22]、吕靖烨等(2019)^[23]认为碳交易价格收益率存在较强的记忆性特征,彭武元等(2020)^[24]发现我国碳交易市场都存在波动聚集、多重分形的特征。廖文龙等(2020)^[25]发现碳交易促进了绿色经济增长,余萍(2020)^[26]发现扩大碳交易市场规模有利于改善环境质量,促进经济增长。Ji等(2021)^[27]讨论碳交易市场试运行阶段的价格驱动因素,李少云等(2020)^[28]发现碳交易试点的价格有共同趋势,但随着交易试点个数的增加,它们之间的共同趋势显著降低。Wan等(2021)^[29]利用演化博弈模型,考察了碳交易价格、政府补贴和消费者支付蓝色碳的意愿对参与者在蓝色碳交易制度下策略选择的影响。

碳交易价格的预测是学者们关注的热点问题,明确碳交易价格的走势对政府决策、企业减少经营成本以及企业控制风险等都有重要的意义。作为一种资产,如果碳排放量要在交易中进行市场化,Yang(2020)^[30]认为目前最根本的任务是做出科学合理的价格预测。Deng等(2019)^[31]提出国际碳交易体系已形成较为成熟的现货价格形成机制,但目前缺乏对碳金融衍生品价格形成机制的研究。有学者认为从全球碳市场的经验来看,碳金融衍生品市场和碳现货市场发展是相辅相成的,碳期权对于提高碳排放市场的价格发现功能、规避碳排放市场的交易风险具有非常重要的作用,因此未来碳交易市场的发展应重点协调碳期权等金融衍生产品的发展^[32-34]。Chevallier(2011)^[35]采用非参数模型预测 Blue Next 碳交易价格和 ECX 碳交易价格,研究证明非参数模型的预测精度要优于自回归模型。高杨等(2014)^[36]采用 EMD-PSO-SVM 模型预测 CER 期货价格,解决误差序列随机性等缺陷,王娜(2016)^[37]将非结构化信息百度搜索指数和媒体指数纳入影响碳交易价格的因素,石雪涛等(2017)^[38]构建 PSO-PSR-LSSVR 模型,研究

了欧盟碳配额期货价格。张晨等(2016)^[39]、赵领娣等(2019)^[40]以深圳碳交易试点为例,构建多频率组合预测模型研究碳交易价格的未来走势。Li等(2015)^[41]、彭武元等(2020)^[42]运用智能决策模型对我国所有碳交易试点的碳交易价格展开预测分析,姚奕等(2017)^[43]指出碳交易市场供需不均衡和重大事件的发生会对碳交易价格产生一定影响。杨星等(2018)^[44]的 Db3-GA-RBF 模型、Zhou等(2019)^[45]的模式分解、极限学习机和灰狼优化算法模型都对碳交易价格的历史数据进行了预测,预测结果较为准确。Liu等(2020)^[46]基于 GARCH 和分数布朗运动(FBM)的碳期权价格预测模型,通过碳期权价格预测研究,为我国未来的碳期权交易提供参考。

已有研究对不同国家和地区的碳交易价格的波动特征和预测进行了深入研究,但仍存在有待完善之处:由于我国的碳交易试点的活跃度不高,大部分学者都以欧盟碳交易体系为研究对象。近年来,由于我国对环境问题的重视程度越来越高,国内碳交易市场的发展程度也越来越高,更多的学者开始对我国碳交易市场展开分析。为了全国统一碳交易市场的上线交易及平稳运行,综合研究国内多个试点非常有必要。对碳交易市场价格收益率的波动聚集特征、风险溢价及非对称性进行研究,进而对碳交易市场价格收益率进行有效预测,有助于为碳市场的平稳运行及智能决策提供借鉴。本文立足我国国情,拟选取较为活跃的5个碳交易试点北京、上海、深圳、湖北、广东为研究对象,截至目前5个碳交易试点的碳成交量和成交额累计占比分别在89.1%和92.5%以上,足以代表中国的碳交易市场。拟运用 GARCH 族模型和随机效应模型,研究碳交易价格收益率的波动聚集性、风险溢价及非对称性;拟结合 GARCH 模型与 BP 神经网络,构建 GARCH-BP 组合模型,并对碳交易价格收益率进行预测及智能决策,以期为全国碳交易市场的平稳运行提供科学依据。

二、研究设计

本文构建 GARCH 族模型,探究我国碳交易价格收益率的波动特征。ARCH 模型考虑了方差的

波动性,在 GARCH 模型的基础上加入 BP 神经网络模型,构建 GARCH-BP 组合模型,为研究金融时间序列的波动问题提供了新思路。

(一)模型构建

根据 Bollerslev (1986)^[47] 提出的 GARCH 模型,分析金融时间序列波动的时变性、聚集性以及长期记忆性的特征。GARCH 模型的基本形式如下:

$$y_t = c + \sum_{i=1}^p \varphi_i y_{t-i} + \sum_{j=1}^q \lambda_j \varepsilon_t + \varepsilon_t \quad (1)$$

$$\sigma_t^2 = c + \sum_{i=1}^p \alpha_i \mu_{t-i}^2 + \sum_{j=1}^q \beta_j \sigma_{t-j}^2 \quad (2)$$

式(1)为均值方程,式(2)为方差方程。 μ_t 为无条件收益的期望值, α_j 、 β_j 分别为滞后参数和方差参数, ε_t 为随机误差项, σ_t^2 为随机扰动项的方差。

为了体现金融市场中的风险溢价,Engle 等 (1987)^[48] 提出将方差加入到均值方程中去,以分析金融市场的价格收益与风险之间的关系,该模型命名为 GARCH-M 模型:

$$y_t = c + \sum_{i=1}^p \varphi_i y_{t-i} + \sum_{j=1}^q \lambda_j \varepsilon_t + \gamma \sigma_t^2 + \varepsilon_t \quad (3)$$

$$\sigma_t^2 = c + \sum_{i=1}^p \alpha_i \mu_{t-i}^2 + \sum_{j=1}^q \beta_j \sigma_{t-j}^2 \quad (4)$$

上述式中的 γ 即为风险系数,可以刻画金融市场中的风险, $\gamma \sigma_t^2$ 为时变的风险溢价。当风险溢价为正时,说明在金融市场中收益与风险成正比,当风险溢价为负时,说明在金融市场中收益与风险不成正比。

为了检验金融市场价格收益的非对称性的特征,Glosten 等 (1993)^[49] 提出了非对称的“门限 GARCH 模型”,简记为 TGARCH 模型。其原理为通过在 GARCH 模型的方差方程中加入一个虚拟变量,设置一个门限,来区分外部的正负冲击对价格收益率的波动性带来的影响。条件方差一般表达式如下:

$$\sigma_t^2 = c + \sum_{i=1}^p \alpha_i \mu_{t-i}^2 + \sum_{j=1}^q \beta_j \sigma_{t-j}^2 + \sum_{k=1}^r \omega_k \mu_{t-k}^2 I_{t-k} \quad (5)$$

在式(5)中, k 代表门限个数,当 $\mu_t < 0$ 时,则

$I_t = 1$; 当 $\mu_t \geq 0$ 时,则 $I_t = 0$ 。可看出,冲击和负冲击对 σ_t^2 的影响不同。

BP 神经网络是现在运用最为广泛的一种神经网络,它主要由输入层、输出层和隐含层组成的。其中, W_{ij} 表示第 i 个输入层到第 j 个隐含层的权重, W_{jk} 表示第 j 个隐含层到第 k 个输出层的权重。其主要的结构如图 1 所示。

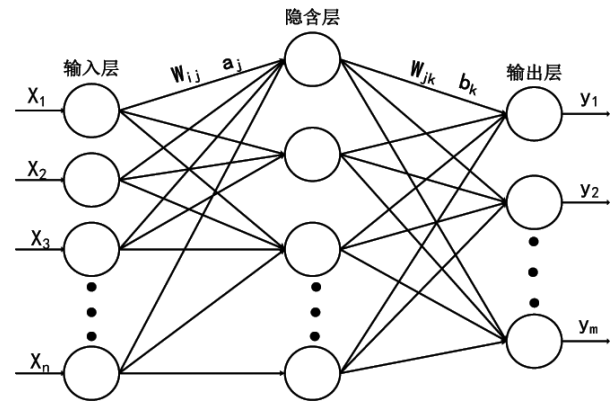


图 1 BP 神经网络结构

BP 神经网络的主要优点有自学习和自适应能力,非线性映射能力,泛化能力以及容错能力等。对于 BP 神经网络来说,输入变量的合理性是决定网络成败的重要因素。将 GARCH(1,1) 模型对碳交易价格收益率的预测残差作为 BP 神经网络的输入量来训练神经网络,以解决由于输入层的随机性带来的预测不准确的问题。而输出层的输出量即为碳交易价格收益率的实际值。

(二)数据来源

样本数据来源于 Wind 数据库。选取北京、上海、广东、深圳、湖北 5 个碳交易试点的碳排放权成交均价作为碳交易价格,样本时间段为 2017 年 1 月 1 日至 2020 年 10 月 31 日。对各试点地区的碳交易价格进行自然对数处理,即如下公式计算出各地区碳交易价格的收益率序列。

$$R_t = \ln(P_t) - \ln(P_{t-1}) \quad (6)$$

在式(6)中, R_t 代表在 t 时刻的收益率, P_t 代表在 t 时刻的碳交易价格。分别将北京、上海、深圳、湖北、广东的碳交易价格收益率记为 BJR_t 、 SHR_t 、 SZR_t 、 HBR_t 、 GDR_t 。研究 5 个碳交易试点的收益率的波动聚集性、风险溢价及非对称性。由

于湖北碳排放权交易市场交易时间比较长,交易比较活跃,相比其它市场更加成熟,交易数据较多。截至2021年2月,湖北碳交易市场配额累计交易总量35560.69万吨,交易总额83.45亿元,交易规模、引进社会资金量、企业参与度等指标居全国首位。因此以湖北交易市场为例进行预测研究。选取的样本区间为2017年1月1日至2020年10月31日,样本数据为湖北碳排放权成交均价,通过式(6)对其进行对数处理后得到相应的收益率序列,由于剔除了无效交易日的数据,所以样本数据共884个。前834个数据作为BP-GARCH组合模型的训练集,后50个数据作为组合模型的测试集。

三、实证分析

(一) 实证检验

1. 碳交易价格收益率时间序列变化

从图2(1)—图2(5)可以看出,我国5个碳交易市场的价格收益率围绕均值上下波动,都表现出波动聚集现象,存在时变性和聚集性的特征,有大波动集聚区和小波动集聚区,波动随着时间的变化而变化。同时,可以看到深圳和湖北碳交易所的价格收益率的跳跃不明显,北京、上海碳交易市场的收益率跳跃较为明显,收益率的连续性不强。这主要是因为北京、上海虽然成立时间较早,但是由于停盘日太多,导致数据量较少,出现结构性断点。综合上述分析,发现五个试点的碳交易价格收益率序列都不满足正态分布的特征,并且都存在波动聚集和尖峰厚尾的特征,符合构建GARCH族模型的基本条件。

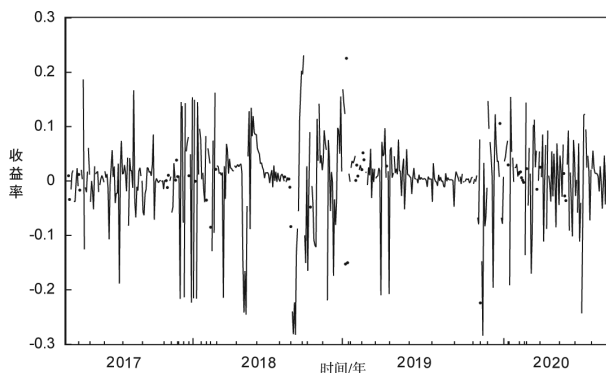


图2(1) 北京碳交易价格收益率

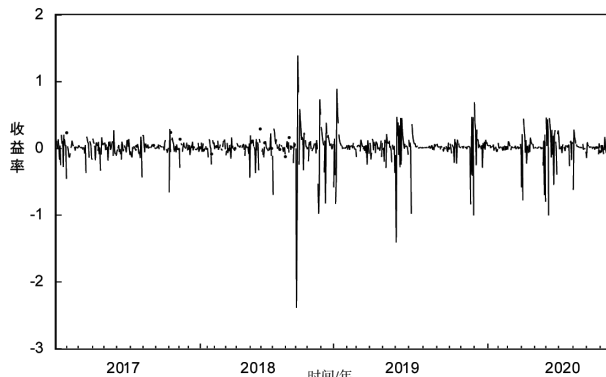


图2(2) 广东碳交易价格收益率

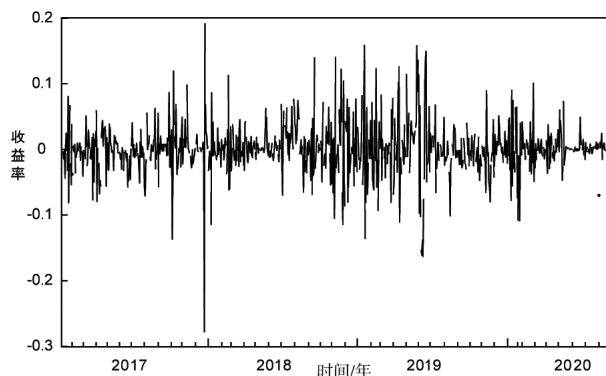


图2(3) 湖北碳交易价格收益率

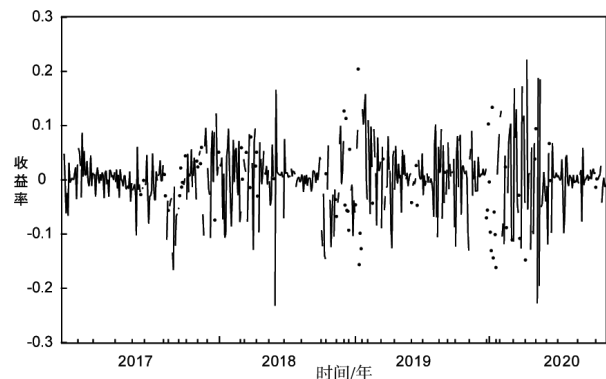


图2(4) 上海碳交易价格收益率

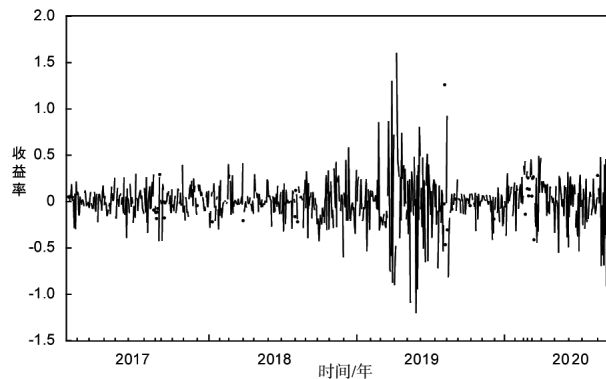


图2(5) 深圳碳交易价格收益率

2. 平稳性检验

采用 ADF 检验方法,对 5 个试点的碳交易价格收益率进行平稳性检验。根据 AIC、SC 准则来确定 ADF 平稳性检验的形式,检验结果如表 1 所示。可以看出所有收益率序列的 P 值都小于在 1% 置信水平下的临界值,即所有的收益率序列都是平稳的。

表 1 碳交易价格收益率的平稳性检验结果

序列	ADF 值	1% 临界值	5% 临界值	P 值
BJR_t	-23.9783	-3.4426	-2.8668	0.0000
SHR_t	-16.8212	-3.4417	-2.8664	0.0000
GDR_t	-17.1147	-3.4377	-2.8646	0.0000
SZR_t	-18.2794	-3.4381	-2.5686	0.0000
HBR_t	-26.7909	-3.4375	-2.8646	0.0000

3. ARCH 效应检验

确定变量平稳以后,要对各试点的碳交易价格收益率做自相关函数检验。根据样本数据特点,选择滞后 20 阶的自相关函数检验。检验结果表明,5 个试点的碳交易价格收益率的 Q 统计量的伴随概率在 1% 的置信水平下均显著,拒绝了残差平方序列不存在自相关的假设。表明北京、上海、广东、深圳、湖北 5 个试点的价格收益率序列存在自相关性。通过各试点碳交易价格收益率序列的自相关检验结果,建立均值方程,如表 2 所示。

表 2 5 个碳交易试点地区碳交易价格收益率均衡方程

城市	碳交易价格收益率均衡方程
北京	$BJR_t = 0.0012 + 0.3954BJR_{t-1} - 0.8777BJR_{t-2} - 0.4099\varepsilon_{t-1} + 0.9591\varepsilon_{t-2} + \varepsilon_t$
上海	$SHR_t = 0.0003 + 0.5215SHR_{t-1} - 0.8631\varepsilon_{t-1} + \varepsilon_t$
深圳	$SZR_t = -0.0009 + 0.1139SZR_{t-1} + 0.1860SZR_{t-2} - 0.8154\varepsilon_{t-1} + \varepsilon_t$
湖北	$HBR_t = 0.0006 + 0.0589HBR_{t-1} - 0.3709\varepsilon_{t-1} + \varepsilon_t$
广东	$GDR_t = 0.0007 + 0.6123GDR_{t-1} - 1.3177\varepsilon_{t-1} + 0.3434\varepsilon_{t-2} + \varepsilon_t$

表 2 的 5 个均值方程中,除每个方程的常数项系数外,其它所有项系数的 P 值均小于 0.05。即在 5% 的显著水平下,估计结果均呈现出显著性,拒绝系数为 0 的假设。这说明我国 5 个碳交易试点可以建立均值方程。为了检验模型的残差序列是否具有异方差性,对所建立的均值方程进行 ARCH LM 检验。运用 AIC、SC 准则选择滞后阶数,对 5 个地区的检验结果如表 3 所示。

表 3 5 个试点碳交易价格收益率 ARCH LM 检验表

试点	F 统计量	P 值	卡方量	P 值(阶数)
北京	45.98	0.00	78.58	0.00(3)
上海	58.23	0.00	134.33	0.00(3)
广东	29.83	0.00	56.04	0.00(3)
深圳	63.85	0.00	155.86	0.00(2)
湖北	198.29	0.00	162.30	0.00(1)

从检验结果可知,我国 5 个碳交易试点 LM 检验的 F 统计量和卡方统计量的 P 值均小于 0.05,即北京、上海、广东、深圳、湖北 5 个碳交易试点的价格收益率的残差序列都比较显著,表示这 5 个试点的价格收益率都存在 ARCH 效应。因此,可以采用 GARCH 族模型来拟合这 5 个试点碳交易价格收益率随机误差项的条件方差,以此重新拟合残差序列的自回归条件异方差特性。

(二) 碳交易价格波动特征

1. 基于 GARCH 模型的碳交易价格

从 ARCH LM 检验结果可知,5 个碳交易试点的价格收益率均存在 ARCH 效应,因此本节构建 GARCH(1,1)模型对 5 个试点的碳交易价格收益率进行实证分析,以解决条件异方差问题。实证结果如表 4 所示。

表 4 5 个碳交易试点地区 GARCH(1,1)模型碳交易价格收益率及标准差

城市	碳交易价格收益率及标准差
北京	$BJR_t = -0.0011 + 1.6189BJR_{t-1} - 0.6591BJR_{t-2} - 1.8053\varepsilon_{t-1} + 0.8256\varepsilon_{t-2} + \varepsilon_t$ $\sigma_t^2 = 0.0005 + 0.3168\mu_{t-1}^2 + 0.6367\sigma_{t-1}^2$
上海	$SHR_t = 0.0002 + 0.5792SHR_{t-1} - 0.8967BJR_{t-2} + \varepsilon_t$ $\sigma_t^2 = 0.0001 + 0.4253\mu_{t-1}^2 + 0.6136\sigma_{t-1}^2$
深圳	$SZR_t = -0.0012 + 0.1662SZR_{t-1} - 0.1846SZR_{t-2} - 0.8295\varepsilon_{t-1} + \varepsilon_t$ $\sigma_t^2 = 0.0010 + 0.1078\mu_{t-1}^2 + 0.8778\sigma_{t-1}^2$
湖北	$HBR_t = -0.4087\varepsilon_{t-1} + \varepsilon_t$ $\sigma_t^2 = 0.0004 + 0.3959\mu_{t-1}^2 + 0.3811\sigma_{t-1}^2$
广东	$GDR_t = -0.0032 + 0.8595GDR_{t-1} - 1.4959\varepsilon_{t-1} + 0.5275\varepsilon_{t-2} + \varepsilon_t$ $\sigma_t^2 = 0.0105 + 0.2867\mu_{t-1}^2 + 0.5562\sigma_{t-1}^2$

在实证结果中,除所有均值方程中的常数项不显著外,其他所有系数的 P 值均小于 0.01,都拒绝系数为 0 的原假设。因此得出以下结论。

北京碳交易试点的价格收益率是在 ARMA(2,2)模型的基础上进行的 GARCH(1,1)模型拟合。从上述公式中可以看出均值方程中的常数项

系数为负,且接近0,对应的P值为0.0573,证明其在5%的置信水平下不显著。因此,北京碳交易价格收益率均值为0。方差方程中的ARCH项系数和GARCH项系数在1%的显著性水平下都是显著的,说明GARCH(1,1)模型的模拟效果令人满意。波动系数为0.9535,表示波动的持续时间是比较长的,存在波动聚集现象。GARCH项系数为0.6367,在1%的显著性水平下显著,说明当期的波动63.67%会延续到下一期,波动具有长期的记忆性。ARCH项系数为0.3168,表示波动不会轻易受到外部冲击的影响。

上海碳交易试点的价格收益率是在ARMA(1,1)的基础上进行的GARCH(1,1)模型拟合。均值方程中的常数项的系数对应的P值为0.3484,无法拒绝系数为0的原假设,因此上海碳排放权交易所的收益率均值为0。方差方程中的ARCH项系数和GARCH项系数在1%的显著性水平下均显著,说明GARCH(1,1)模拟效果较好。波动系数为1.0398,说明存在波动聚集效应且持续时间长。GARCH系数为0.6136,说明波动本身存在长期记忆性。

广东碳交易试点的价格收益率是在ARMA(1,2)的基础上进行的GARCH(1,1)模型拟合。均值方程中的常数项系数接近0,对应的P值不显著,即广东碳交易试点的价格收益率均值为0。方差方程中的ARCH项系数和GARCH项系数在1%的显著性水平下均显著,说明GARCH(1,1)模拟效果较好。波动系数为0.8429,说明波动的持续时间较长,存在波动聚集现象。ARCH项系数为0.2867,在1%的显著性水平下显著,说明波动对外部反应不灵敏。

深圳碳交易试点的价格收益率是在ARMA(2,1)模型的基础上进行的GARCH(1,1)模型拟合。均值方程中的常数项系数接近0,对应的P值在5%的水平下不显著,即深圳碳交易试点的价格收益率均值为0。方差方程中的ARCH项系数和GARCH项系数在1%的显著性水平下均显著,说明GARCH(1,1)模拟效果较好。波动系数为0.9856,说明波动的持续时间较长,存在波动聚集

现象。GARCH项系数为0.8778,说明波动具有长期记忆性。ARCH项系数为0.1078,说明波动不易受到外部冲击的影响。

湖北碳交易试点的价格收益率是在ARMA(0,1)模型的基础上进行的GARCH(1,1)模型拟合。均值方程中的常数项系数接近0,对应的P值在5%的水平下不显著,湖北碳交易试点的价格收益率均值为0。方差方程中的ARCH项系数和GARCH项系数在1%的显著性水平下均显著,说明GARCH(1,1)模拟效果较好。波动系数为0.7770,说明波动的持续时间较长,存在波动聚集现象。GARCH项系数为0.3811,且在1%的水平下显著,说明波动本身具有短期记忆性。ARCH项系数为0.3959,且在1%的水平下显著,说明波动对于外部的冲击不灵敏。

综上所述,5个碳交易试点地区的波动系数都较大,说明5试点碳交易价格的波动持续时间较长。并且5个试点的碳交易价格收益率均值均为0。北京、上海、深圳的碳交易价格收益率具有长期记忆性。湖北碳交易价格收益率具有短期记忆性。5个地区的碳交易价格收益率对于外部冲击的反映均不灵敏,对于外部反映的灵敏度从高到低依次为上海、湖北、北京、广东、深圳。

2. 风险对碳交易价格收益率的影响

通过GARCH-M模型分析风险对碳交易价格收益率的影响大小,如表5所示。

表5 5个碳交易试点地区GARCH-M模型
碳交易价格收益率及标准差

城市	碳交易价格收益率及标准差
北京 (P=0.1276)	$BJR_t = -0.0081 + 1.6740BJR_{t-1} - 0.7056BJR_{t-2} - 1.8484\varepsilon_{t-1} + 0.8652\varepsilon_{t-2} + 0.1227\sigma_t + \varepsilon_t$ $\sigma_t^2 = 0.0005 + 0.32821\mu_{t-1}^2 + 0.6477\sigma_{t-1}^2$
上海 (P=0.6288)	$SHR_t = -0.0006 + 0.5738SHR_{t-1} - 0.8934\varepsilon_{t-1} + 0.0172\sigma_t + \varepsilon_t$ $\sigma_t^2 = 0.0001 + 0.4208\mu_{t-1}^2 + 0.6167\sigma_{t-1}^2$
深圳 (P=0.4911)	$SZR_t = -0.0069 + 0.1635SZR_{t-1} - 0.1841SZR_{t-2} - 0.8268\varepsilon_{t-1} + 0.0252\sigma_t + \varepsilon_t$ $\sigma_t^2 = 0.0010 + 0.1068\mu_{t-1}^2 + 0.8792\sigma_{t-1}^2$
湖北 (P=0.1963)	$HBR_t = -0.0041 + 0.0520HBR_{t-1} + 0.1212\sigma_t + \varepsilon_t$ $\sigma_t^2 = 0.0004 + 0.4082\mu_{t-1}^2 + 0.3769\sigma_{t-1}^2$
广东 (P=0.0462)	$GDR_t = -0.0391 + 0.2750GDR_{t-1} - 0.9330\varepsilon_{t-1} + 0.2342\varepsilon_{t-2} + 0.1954\sigma_t + \varepsilon_t$ $\sigma_t^2 = 0.0077 + 0.3484\mu_{t-1}^2 + 0.5527\sigma_{t-1}^2$

实证结果可知,在 5% 的显著性水平下,只有广东碳交易市场价格收益率的标准差项系数显著异于 0,说明 5 个碳交易试点中只有广东碳交易市场存在风险溢价,即碳交易市场价格收益率对其所蕴含的风险进行了补偿。标准差项的系数为 0.1954,表明对于以标准差为单位衡量的风险,市场给予 0.1954 的风险溢价,即收益随风险的增加而增加。而其他 4 个碳交易试点的标准差项系数显著为 0,说明均不存在风险溢价。

3. 碳交易市场价格波动的不对称性

利用 TGARCH 模型分析 5 个试点碳交易市场价格波动的非对称性,结果如表 6 所示。

表 6 5 个碳交易试点地区 TGARCH 模型
碳交易价格收益率及标准差

城市	碳交易价格收益率及标准差
北京 (P=0.9709)	$BJR_t = -0.0005 + 0.5106BJR_{t-1} + 0.0745BJR_{t-2} - 0.7050\varepsilon_{t-1} - 0.1219\varepsilon_{t-2} + \varepsilon_t$ $\sigma_t^2 = 0.0005 + 0.3152\mu_{t-1}^2 + 0.0045\mu_{t-1}^2 I_{t-1} + 0.6396\sigma_{t-1}^2$
上海 (P=0.4911)	$SHR_t = -0.0003 + 0.5769SHR_{t-1} - 0.8973\varepsilon_{t-1} + \varepsilon_t$ $\sigma_t^2 = 0.0001 + 0.4702\mu_{t-1}^2 - 0.0760\mu_{t-1}^2 I_{t-1} + 0.6125\sigma_{t-1}^2$
深圳 (P=0.3646)	$SZR_t = -0.0015 + 0.1642SZR_{t-1} + 0.1837SZR_{t-2} - 0.8276\varepsilon_{t-1} + \varepsilon_t$ $\sigma_t^2 = 0.0010 + 0.0942\mu_{t-1}^2 + 0.0219\mu_{t-1}^2 I_{t-1} + 0.8801\sigma_{t-1}^2$
湖北 (P=0.6681)	$HBR_t = -0.4066\varepsilon_{t-1} + \varepsilon_t$ $\sigma_t^2 = 0.0005 + 0.0387\mu_{t-1}^2 + 0.0162\mu_{t-1}^2 I_{t-1} + 0.3807\sigma_{t-1}^2$
广东 (P=0.0000)	$GDR_t = -0.0044 - 0.8727GDR_{t-1} + 0.2646\varepsilon_{t-1} - 0.5492\varepsilon_{t-2} + \varepsilon_t$ $\sigma_t^2 = 0.0049 - 0.2378\mu_{t-1}^2 + 0.8783\mu_{t-1}^2 I_{t-1} + 0.6950\sigma_{t-1}^2$

从实证结果中我们可以看出,广东碳交易试点的非对称项系数在 1% 的显著性水平下不为 0,说明广东的碳交易价格存在非对称效应,市场上的正面消息与负面消息对碳交易价格的影响是不同的。其非对称项系数为正,表明了相对于等量的正外部性冲击,负外部性冲击对于碳交易价格带来的影响更大,即相比来说,坏消息对市场的影响更加剧烈。这与传统的金融市场相符,由于损失厌恶效应,投资者对于坏消息的反应更加敏感,当金融市场带给投资者同等的收益和损失时,收

益带给投资者的快乐远远小于损失带给投资者的痛苦。而其他 4 个试点的非对称项系数的 P 值较大,说明其他 4 个碳交易试点都不存在非对称效应,即好消息和坏消息的影响程度无明显差异。根据残差平方序列自相关图及相应的 Q 统计量检验以及 ARCH LM 检验的 F 统计量和卡方统计量可知,残差项均不存在条件异方差,说明所建立的 GARCH 族模型已经解决了存在 ARCH 效应的问题,拟合效果较好。

(三)碳交易市场价格波动平稳性分析

1. 基于 GARCH 模型的碳交易价格波动趋势

以湖北为例,运用所建立的 GARCH(1,1) 模型对碳交易价格收益率进行预测分析,预测后 50 个样本数据。从图 3 可以看出,实际值的上下波动较大,而 GARCH(1,1) 模型预测的湖北碳交易价格收益率的走势较为平稳,对于出现异常波动的湖北碳交易价格收益率不能进行很好的拟合。整体来看, GARCH(1,1) 的预测值与实际值偏差较大。

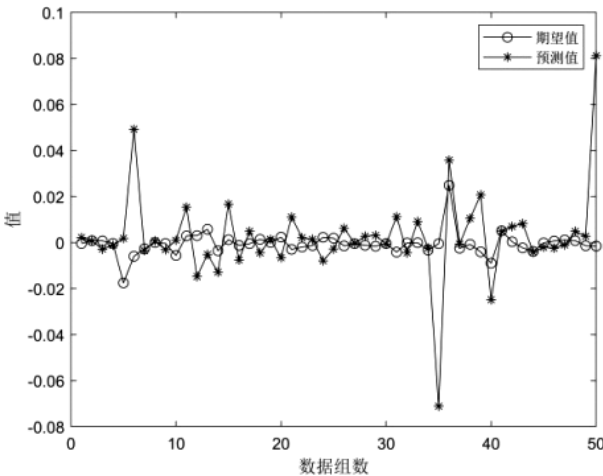


图 3 GARCH(1,1) 模型碳交易价格收益率

2. 基于 GARCH-BP 组合模型的碳交易市场价格智能决策

将 884 个样本数据分为训练集和测试集两部分,前 834 个数据作为训练集,后 50 个数据作为测试集。GARCH-BP 组合模型的输入层和输出层的节点数由具体的输入、输出值来确定,输入值为 GARCH 模型的预测残差,即一个输入层,输出层为湖北碳交易价格收益率的真实值,由于本文研

究的是一维时间序列,因此输出层节点数为1。

隐含层节点数的确定对输入层以及输出层有着重要的影响。隐含层节点数过少容易出现不收敛的问题,隐含层的节点数过多又可能出现训练过度等问题。一般来说可以采用试凑法来确定隐含层的节点数。首先用经验式(7)来确定隐含层的节点范围。

$$RMSE = \sqrt{n + l} + a \tag{7}$$

在式(7)中, n 是输入层节点数, m 是隐含层节点数, l 是输出层节点数, a 是1—10之间的常数。根据经验公式,初步明确了隐含层神经元个数范围为3至11,并且将隐含层分别取不同的神经元个数开始训练,训练结果如表7所示。

表7 隐含层取不同神经元个数的训练表

隐含层神经元个数	残差平方和	训练次数
3	0.001287	22
4	0.001761	8
5	0.001476	11
6	0.001309	32
7	0.001519	9
8	0.001433	9
9	0.001608	9
10	0.001387	13
11	0.001312	9

从上述结果中可以看出,当隐含层的神经元个数为3时,残差平方和最小,即 GARCH - BP 组合模型的拟合效果是最好的。对 BP 神经网络的参数进行设置,最大迭代次数为1000,输入层和输出层神经元数量均为1,中间层神经元数量为3,训练目标误差为0.001。BP神经网络训练结束后,可看到 GARCH - BP 模型预测的拟合程度为0.95,如图4所示。测试集收益率拟合结果如图5所示,可知运用 GARCH - BP 组合模型对碳交易价格的收益率预测精度较高,拟合效果较好。

预测精度是指模型的预测值和实际值拟合程度的高低,常用的评价指标主要有均方根误差 RMSE、平均绝对误差 MAE 和平均绝对百分比误差 MAPE,选用这三个评价指标作为评价标准。GARCH - BP 组合模型的 RMSE 为0.0061m,MAE 为0.0036,MAPE 为0.76;GARCH(1,1)模型的 RMSE 为0.0185,MAE 为0.0095,MAPE 为1.30,通过比较 GARCH(1,1)和 GARCH - BP 两个模型

预测效果,可得 GARCH - BP 模型的预测效果更好,预测精度更高。

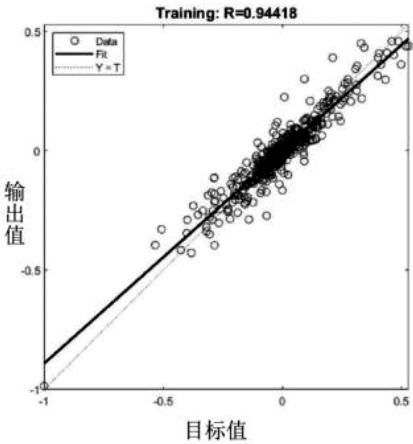


图4 训练拟合结果

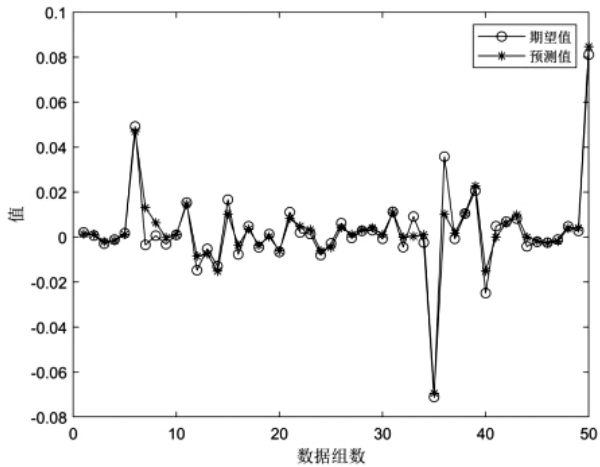


图5 GARCH - BP 测试集收益率拟合

四、研究结论与政策建议

(一)研究结论

一是碳交易试点的价格收益率均具有不同程度的波动性和聚集性特征。市场的外部冲击对于碳交易价格的收益率波动的持续性影响不同。北京、上海、深圳、湖北、广东5个试点碳交易价格收益率的 GARCH 项系数分别为0.6367、0.6136、0.8778、0.3811、0.5562。深圳碳交易市场对于外部冲击的波动持续时间最长,湖北碳交易市场的波动持续时间相比其他地区要短很多。这可能与各个交易试点的政策、相关制度及市场活跃性有关。湖北碳交易市场的鼓励政策促使更多的企业参与到碳交易中来,提高了企业的积极性,使得越来越多企业参与进来,市场较为活跃,从而能够抵抗外部

的冲击,在受到冲击时能在较短时间内恢复。

二是我国的碳交易市场的发展程度不够高,其风险与收益不相关。在 5 个碳交易试点中,只有广东碳交易市场显示出风险溢价的特征,其系数为 0.1954,即对于单位风险,市场给予 0.1954 的风险溢价。这与传统金融理论的观点一致,且风险与收益之间的关系是正向的,即收益越高,风险越大。但其他 4 个碳交易试点的风险与收益不存在显著的关系,这说明我国碳交易市场运行机制不够完善,碳交易市场不够成熟。

三是各个碳交易试点对于正负冲击的反映不同。5 个碳交易试点中,广东的碳交易价格收益率的波动存在非对称效应,且系数为正,说明等量的负外部冲击对碳交易价格收益率的影响比正外部冲击要大。而其他 4 个碳交易试点价格收益率的波动不存在非对称效应,好消息和坏消息对于碳交易价格收益率波动的影响程度无明显差异。

四是 GARCH-BP 组合模型能更好智能预测碳交易价格。以湖北碳交易市场为样本,运用 GARCH(1,1)模型对后 50 个数据进行预测,然后在 GARCH(1,1)模型的基础上加入 BP 神经网络模型,构建 GARCH-BP 模型,将 GARCH 模型的预测残差作为 BP 神经网络的输入层,真实值作为输出层,借助机器学习来对价格收益率进行拟合。

(二)政策建议

首先,建立健全全国碳交易市场的政策调控体系。当前全国碳交易市场的发展已经进入了新的阶段,但全国碳交易市场的法律法规及监管制度不够完善,碳排放配额分配不够科学,管理层级不够完备。在《碳排放权交易管理办法(试行)》的基础上,应当加快制定和完善相关的法律法规,颁布相关的法律文件,使碳排放权交易有法可依、有章可循。参考相关法律法规,执法机构还可以准确地对市场主体碳排放进行量化,为科学合理的处罚等措施提供法律依据。应当进一步制定和完善相关配套制度和细则,制定相关政策,加强对碳交易市场的监管,确定碳交易市场的金融属性,明确碳交易市场的功能,明确碳交易中介机构、碳交易金融机构及碳交易参与机构的权利和义务,指导企业开展碳交易工作,促进更多企业加入到碳

交易中来。

其次,科学制定碳排放配额分配机制。目前中国碳交易市场仍处于发展初期阶段,对企业的碳配额分配方式主要为政府给予企业一定的免费配额。大部分企业都是免费获得碳排放配额的,而欧盟等成熟的碳排放交易体系都以拍卖为主。如果政府制定的碳排放配额过多,那么企业可以随意向空气中排放二氧化碳而不会付出相应的成本,由此碳交易市场将在控制二氧化碳的排放方面受到限制。但是如果采用拍卖的方式,企业的成本会大大提高,甚至会影响到企业的生存发展。中国碳交易市场目前处于发展初期,需要制定科学的碳排放配额分配机制。统一配额分配方法,明确各企业适当的排放配额。通过优化配额总量来有效调节碳交易价格,发挥市场机制作用,提高企业参与碳交易市场的积极性,促进企业更加科学高效实施减排方案,并利用 CCER 等相关机制推动节能降碳新技术、新产业、新业态的发展。

再次,制定完善碳交易市场价格调控机制。通过对我国碳交易价格收益率波动特征的分析,发现我国大部分碳交易试点不存在非对称性,且碳交易市场无风险溢价,市场不会对收益率的波动进行风险补偿。当受到外部冲击时,参与碳交易的相关企业将面临非常大的风险。全国碳交易市场上线交易后,需要建立完善的价格调控机制。比如,加强价格波动监测,采取价格预警措施,及时发现并识别碳交易价格的异常波动,利用有效的模型预测碳交易价格,对碳交易价格的走势有清晰的认识。根据各个碳交易试点的波动持续性以及非对称性设定价格波动上下限,设立熔断机制,以减轻价格的剧烈波动,降低参与碳交易企业的风险。制定有关的价格调控机制,明确价格的波动区间,还可以避免交易价格出现过高或者过低的情形,损害投资者的利益,影响减排效果。

最后,创新发展碳金融衍生产品。由于全国碳交易市场仍处于发展初期,主要以碳现货交易为主,金融化程度不高。部分碳交易试点推出了碳金融产品但是交易规模较小。从传统金融的角度来看,碳交易市场也属于金融市场,应当尽快出台国务院条例,明确碳交易市场的金融属性。强

化碳金融市场的创新发展、鼓励碳金融产品的创新、增加碳交易品种。在全国碳交易市场成熟完善后,将碳期货、期权、远期产品等金融衍生品引入碳交易市场。创新碳金融衍生产品,如针对碳排放权的质押融资等金融产品。做好碳交易市场和银行系统的对接,促进更多金融机构参与到全国碳交易中去。明确相关金融机构等非控排主体的准入资格。适当放宽准入标准,鼓励相关金融机构、碳核算及碳资产管理公司等第三方中介机构参与市场交易。另外,还需要把碳排放配额列入到金融工具当中,把碳配额现货、碳金融衍生品纳入到金融监管中,推动我国碳金融市场的发展。

参考文献:

- [1] LIU Y, ZHOU Y, WU W. Assessing the impact of population, income and technology on energy consumption and industrial pollutant emissions in China [J]. *Applied energy*, 2015, 155(10): 904-917.
- [2] ZHENG S, KAHN M F. A new era of pollution progress in urban China? [J/OL]. *Journal of economic perspectives*, 2017, 31 (1): 71-92 [2018-04-03]. <https://pubs.aeaweb.org/doi/pdfplus/10.1257/jep.31.1.71>.
- [3] PORTER M E, LINDE C D. Toward a new conception of the environment competitiveness Relationship [J]. *Journal of economic perspectives*, 1995, 9(4): 97-118.
- [4] REN S, HU Y, ZHENG J, et al. Emissions trading and firm innovation: evidence from a natural experiment in China [J/OL]. *Technological forecasting and social change*, 2020, 155: 1-12 [2020-12-01]. <https://www.sciencedirect.com/science/article/pii/S0040162519308996>.
- [5] SHU L, GANG C. Environmental regulation and the growth of productivity in China—evidence from the revision of air pollution prevention and control law in 2000 [J]. *Economic research journal*, 2013(1): 247-262.
- [6] YANG Z, FAN M, SHAO S, et al. Does carbon intensity constraint policy improve industrial green production performance in China? a quasi-DID analysis [J]. *Energy economics*, 2017 (68): 271-282.
- [7] ACEMOGLU D, AGHION P, BURSZTYN L, et al. The environment and directed technical change [J]. *American economic review*, 2012, 102(1): 131-166.
- [8] ACEMOGLU D, AKCIGIT U, HANLEY D, et al. Transition to clean technology [J]. *Journal of political economy*, 2016, 124 (1): 52-104.
- [9] WANG C H, ZHAO M Z, GONG W F, et al. Regional heterogeneity of carbon emissions and peaking path of carbon emissions in the Bohai Rim Region [J/OL]. *Journal of mathematics*, 2021, P2 (3793522): 1-13 [2021-09-07]. <https://www.hindawi.com/journals/jmath/2021/3793522/>.
- [10] CHEVALLIER J. Carbon futures and macroeconomic risk factors: a view from the EU ETS [J]. *Energy economics*, 2009, 3(4): 614-625.
- [11] 周宏春. 世界碳交易市场的发展与启示[J]. *中国软科学*, 2009 (12): 39-48.
- [12] 杨海轮. 碳交易、国家福利与我国碳交易市场建设[J]. *中国软科学*, 2010 (S2): 55-61.
- [13] CHEVALLIER J, LE PEN Y, SÉVI B. Options introduction and volatility in the EU ETS [J]. *Resource and energy economics*, 2011, 33(4): 855-880.
- [14] FENG Z H, ZOU L L, WEI Y M. Carbon price volatility: evidence from EU ETS [J]. *Applied energy*, 2011, 88(3): 590-598.
- [15] 张跃军, 魏一鸣. 国际碳期货价格的均值回归: 基于 EU ETS 的实证分析[J]. *系统工程理论与实践*, 2011, 31 (2): 214-220.
- [16] 隗斌贤, 揭筱纹. 基于国际碳交易经验的长三角区域碳交易市场构建思路与对策[J]. *管理世界*, 2012(2): 175-176.
- [17] KANAMURA T. Role of carbon swap trading and energy prices in price correlations and volatilities between carbon markets [J]. *Energy economics*, 2016(54): 204-212.
- [18] 杨星, 梁敬丽. 国际碳排放权市场分形与混沌行为特征分析与检验——以欧盟碳排放交易体系为例[J]. *系统工程理论与实践*, 2017(6): 1420-1431.
- [19] 李可隆, 谢赤. 欧盟与湖北碳交易市场的互相关性——基于 MF-X-DMA 的研究 [J]. *中南财经政法大学学报*, 2020 (1): 114-126.
- [20] 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]. *价格理论与实践*, 2015 (12): 62-64.
- [21] 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.
- [22] 夏睿瞳. 我国碳排放权交易价格波动特征研究——基于 AR-GARCH 模型的分析[J]. *中国物价*, 2018(5): 52-54.
- [23] 吕靖烨, 王腾飞. 我国碳排放权市场价格波动的长期记忆性和杠杆效应研究——以湖北碳排放权交易中心为例[J]. *价格月刊*, 2019(10): 29-36.

- [24] 彭武元, 陈思宇. 中国碳排放试点市场碳交易价格分析及预测 [J]. 技术经济, 2020, 39 (3): 102-110.
- [25] 廖文龙, 董新凯, 翁鸣, 等. 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.
- [26] 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.
- [27] JI C J, HU Y J, TANG B J, et al. Price drivers in the carbon emissions trading scheme: evidence from Chinese emissions trading scheme pilots [J/OL]. Journal of cleaner production, 2021, 278 (123469): 1-12 [2021-02-10]. <https://www.sciencedirect.com/science/article/pii/S0959652620335149? via%3Dihub>.
- [28] 李少云, 顾光同, 李兰英. 中国碳市场交易价格共同趋势特征研究 [J]. 林业经济问题, 2020, 40 (3): 270-277.
- [29] WAN X L, LI Q Q, QIU L L, et al. How do carbon trading platform participation and government subsidy motivate blue carbon trading of marine ranching? a study based on evolutionary equilibrium strategy method [J/OL]. Marine policy, 2021, 130 (104567): 1-19 [2021-08-16]. <https://www.sciencedirect.com/science/article/pii/S0308597X21001780? via%3Dihub>.
- [30] HUNG J C, LIU H C, YANG J J. Improving the realized GARCH's volatility forecast for Bitcoin with jump-robust estimators [J]. The north american journal of economics and finance, 2020, 52 (4): 1-11. (101165). <https://doi.org/10.1016/j.najef.2020.101165>.
- [31] DENG M Z, ZHANG W X. Recognition and analysis of potential risks in China's carbon emission trading markets [J]. Advances in climate change research, 2019, 10 (1): 30-46.
- [32] STEENBERGHEN T, LOPEZ E. Overcoming barriers to the implementation of alternative fuels for road transport in Europe [J]. Journal of cleaner production, 2008, 16 (5): 577-590.
- [33] PHILIP D, SHI Y K. Impact of allowance submissions in European carbon emission markets [J]. International review of financial analysis, 2015, 40(7): 27-37.
- [34] ZHAO X G, JIANG G W, NIE D, et al. How to improve the market efficiency of carbon trading: a perspective of China [J]. Renewable and sustainable energy reviews, 2016, 59 (6): 1229-1245.
- [35] CHEVALLIER J. Nonparametric modeling of carbon prices [J]. Energy economics, 2011, 33(6): 1267-1282.
- [36] 高杨, 李健. 基于 EMD-PSO-SVM 误差校正模型的国际碳金融市场价格预测 [J]. 中国人口·资源与环境, 2014, 24(6): 163-170.
- [37] 王娜. 基于大数据的碳价预测 [J]. 统计研究, 2016, 33(11): 56-62.
- [38] 石雪涛, 朱帮助. 基于相空间重构和最小二乘支持向量回归模型参数同步优化的碳市场价格预测 [J]. 系统科学与数学, 2017, 37(2): 562-572.
- [39] 张晨, 杨仙子. 基于多频组合模型的中国区域碳市场价格预测 [J]. 系统工程理论与实践, 2016, 36 (12): 3017-3025.
- [40] 赵领娣, 王海霞. 碳交易价格预测研究——以深圳市为例 [J]. 价格理论与实践, 2019 (2): 76-79.
- [41] LI W, LU C. The research on setting a unified interval of carbon price benchmark in the national carbon trading market of China [J]. Applied energy, 2015, 155(6): 728-739.
- [42] 彭武元, 陈思宇. 中国碳排放试点市场碳交易价格分析及预测 [J]. 技术经济, 2020, 39 (3): 102-110.
- [43] 姚奕, 吕静, 章成果. 湖北碳市场价格形成机制及价格预测 [J]. 统计与决策, 2017(19): 168-171.
- [44] 杨星, 梁敬丽, 蒋金良, 等. 多标度分形特征下碳排放权价格预测算法 [J]. 控制理论与应用, 2018, 35 (2): 224-231.
- [45] ZHOU J G, HUO X J, XU X L. Forecasting the carbon price using extreme-point symmetric mode decomposition and extreme learning machine optimized by the grey wolf optimizer algorithm [J/OL]. Energies, 2019, 12 (5): 1-22[2019-06-12]. <https://www.mdpi.com/1996-1073/12/5/950>.
- [46] LIU Z B, HUANG S. Carbon option price forecasting based on modified fractional Brownian motion optimized by GARCH model in carbon emission trading [J/OL]. The north American journal of economics and finance, 2021 (55): 1-15 [2021-01-01]. <https://www.sciencedirect.com/science/article/pii/S1062940820301959? via%3Dihub>.
- [47] BOLLERSLEV T. Generalized autoregressive conditional heteroscedasticity [J]. Journal of econometrics, 1986, 31 (3): 307-327.
- [48] ENGLE R F, LILIEN D M, ROBINS R P. Estimating time varying risk premia in the structure: the ARCH-M model [J]. Econometrica, 1987, 55 (2): 391-407.
- [49] GLOSTEN L R, JAGANNATHAN R, RUNKLE D E. On the relation between the expected value and the volatility of the nominal excess return on stocks [J]. The journal of finance, 1993, 48 (5): 1779-1801.

(本文责编: 辛 城)