

# 我国碳排放权交易市场与股票市场的关联

——基于非线性Granger因果检验与非平衡面板模型的实证分析

陈向阳,何海靖

(广州大学经济与统计学院,广州510006)

**摘要:**碳排放权交易市场作为金融市场的一部分,与股票市场有着一定的联动性。我国在2017年底开启全国性碳排放交易市场,其关联必将引起越来越多的关注。本文一方面通过线性Granger因果检验与非线性Granger因果检验综合检验各碳交易试点地区的碳收益率与股票市场整体的相关性,研究结果发现只有广东、天津的碳收益与深证综指和湖北与上证综指之间存在单向的Granger因果关系,而北京、上海、广东与上证综指、深证综指存在双向或单向的非线性Granger因果关系;另一方面,通过对各碳排放权交易试点地区的价格、收益率与试点区域股票市场的相关性进行非平衡面板数据的实证分析,发现碳排放权交易试点地区与其区域股市在长期、短期上都存在显著的关联性。

**关键词:**股票市场;碳排放权交易市场;非平衡面板;非线性Granger因果检验

**中图分类号:**F830.9 **文献标志码:**A **文章编号:**1002—980X(2021)03—0036—11

## 一、引言

2015年12月12日在巴黎气候变化大会上,《联合国气候变化框架公约》(UNFCCC)近200个缔约方一致同意通过《巴黎协议》这一全球气候变化的新协议。标志着政府间气候变化大会(IPCC)在1992签订的《联合国气候变化框架公约》,在1997通过补充条款《京都议定书》并于2005年正式生效之后的长跑终于告一段落。自工业革命以来,人类大量使用化石能源导致的以二氧化碳为主的温室气体排放以指数增长。直到20世纪后期,随着温室效应的不断加剧,全球气候整体变暖,极端天气频发,整个地球的气候、环境的巨变让人们越来越深刻认识到低碳经济的重要性,节能减排成为全人类的共识。低碳金融也在世界性组织、各国政府的大力推动下,正蓬勃地发展,其在经济中的比重也逐渐增大。其中碳排放交易体系开始出现在金融市场,这些新型低碳金融体系及其工具的应用,现已初见成效。特别是作为先驱的欧洲碳排放交易体系(EU ETS),不仅成为现在最大、最完善、最具影响力的碳排放交易市场体系,取得了显著的碳减排效果,更优化了经济结构,说明环境与经济友好发展的正确性。

而我国作为碳排放总量最大的国家,同时也是清洁发展机制(clean development mechanism, CDM)最大提供方及最具发展潜力的国家。但在我国关于碳排放权交易的理论研究与政策实施却开展得较晚(邓常春等,2013),2011年开始组织论证与筹建,到2013年6月才开始试点创建第一个交易所——深圳碳排放交易所。接着北京、上海、广东、天津的碳排放权交易试点也于同年先后启动,次年湖北、重庆也相继设立碳排放权交易所。但直到2015年初正式颁布施行的《中华人民共和国环境保护法》,才正式确立我国实行与欧盟相似的重点污染物排放总量控制制度(Cap-and-Trade)和排污许可管理制度之后,于2017年初才在福建开启新的碳排放权交易试点,并在新疆筹建下一个碳排放权交易试点,并于2017年底建立全国统一的碳交易市场,我国碳排放权交易体系有望尽快结束过渡期,开启新篇章。作为一个过渡期,虽然有许多问题:交易试点过少、投机性质过大、市场积极性不高、政策性影响过多、区域发展情况不均衡等,但也取得了一定的成果,截至2017年1月23日,除福建外其他7个试点区域的碳排放交易量已超过8723万吨,其中湖北、广东、深圳分别以3421万吨、2125万吨、1745万吨位居前三。此外,由碳排放交易衍生出来的碳基金、碳资产管理等新型理财产品 and 金融工具亦应运而生、蓬勃发展,不仅活跃了我国的碳排放交易市场,也深化了碳市场和资本市场的关联,更填补了我国相关碳金融领域的空白。当前,我国正准备进一步完善碳排放市场体系,启动全国碳

收稿日期:2020—03—22

基金项目:广东省哲学社会科学“十三五”规划一般项目“我国环境成本的区域特征及平衡机制研究”(GD17CLJ01)

作者简介:陈向阳,博士,广州大学经济与统计学院副教授,研究方向:环境与经济增长;何海靖,广州大学经济与统计学院,研究方向:环境金融。

碳排放权交易市场,这将使碳排放权交易对整个社会经济及其各层次主体的影响越来越大。

碳排放交易价格直接影响企业的成本、利润,企业的价值及其股票价格也会随之产生相应变化和波动。国外早已有学者进行了相关研究,认为碳排放权交易所产生的效应最终会通过相关机制传导到公司的股价,影响其股票收益率(Oberndorfer, 2009)。我国学术界在这方面的研究较少,基于我国市场的数据进行实证研究的更少,但两者的确存在着客观的理论和现实基础。本文通过对国内碳排放权交易市场与股票市场进行多层次的理论与实证分析,主要研究以下两方面的内容:一是运用线性与非线性Granger因果检验探讨各试点碳交易所的交易价格与股市整体是否存在关联性;二是通过非平衡面板数据量化各区域碳排放权交易市场对股市的影响效应。最后分析全国统一碳排放权交易市场可能对股票市场、经济带来的影响。

## 二、文献综述与理论分析

排放权的思想最先是由Coase于1960年提出,他认为基于私有产权的认同,政府要有效地获得污染行为的信息,不但成本高昂而且难以实现,其最大的制约在于无法将污染的负外部性货币化(Coase, 1960)。因此,与其花费大量人力物力却效果不一定就好地征税,还不如通过市场化让污染者与受害者进行排污权谈判和交易,以此来实现外部性问题内部化。这是在市场机制下对Pigou的外部性理论作进一步的补充与延伸。John Dales于1968年基于科斯定理独立提出用可交易的排放许可证让厂商或个人之间自行分配治污负担的思想,其中,Dales致力于水污染方面的研究,而Crocker则针对空气污染的控制机制方面,两人共同奠定了排污权交易理论(Dales, 1968)。此后,Montgomery(1972)对这一理论进一步深入研究,他以排放权交易的经济基础为出发点,以交易许可系统作为控制污染物排放的政策工具,并加以严格的论证,证明了基于自由市场的排污权交易系统比传统的单纯通过政治强制的环境治理政策的效果更优。这证实了通过市场化的方式能有效地解决污染问题这一命题具有可行性,进一步提升了运用基于科斯定理的产权理论来解决污染问题的影响力,并提出了严格意义上的首个许可权交易理论。此后,学术界主要侧重于界定排污权的内容、拍卖问题和排污权交易中的市场势力问题、交易成本问题、企业监督问题这5个方面进行研究(陈德湖, 2004)。

自1975年美国首先采取排放权交易市场来管制固定污染源空气污染物的排放,企业开始与碳排放交易建立起关联。特别是EU ETS建立运行之后,学术界对排放权相关理论和实践的研究更加深入,碳排放权不仅成为减排工具,更发展成为新兴的金融工具和资产形式,使得政府、企业、个人可以有机地结合为一个整体。碳排放权交易对经济、企业产生的影响与作用日益突出,学术界运用数理统计对其进行量化分析与理论验证,取得了许多有重要意义的成果。主要有以下几方面。

### (一)碳排放权交易与经济系统的关联

Azomahou et al (2006)通过对100个国家在1960—1996年间的人均二氧化碳排放量及人均GDP的面板数据进行实证分析,发现存在显著的结构稳定,并通过Baltaga非参数试验,得出国家间存在特定影响,认为碳排放与世界经济之间有着重要的联系,因为其联结着生产这一重大而关键的因素。此后有许多学者据此深入研究碳排放与经济的各种关联性。Convery和Redmond(2007)研究了欧盟碳排放定价影响,发现发电行业在转换燃料无约束的情况下,能源价格(新能源除外)是碳交易价格最重要的驱动因素。与之相似,魏一鸣等(2008)也对EU ETS期货与能源价格之间在不同时期的关联性进行了研究,发现第一阶段时能源因素对碳排放权交易价格产生的影响较弱,而第二阶段则有显著的增强。这与Gronwald et al (2010)的结论相似,在金融产品中,EUA期货市场与能源期货市场有较强的依存关系。但陈晓红和王陟响(2012)将能源细分进行验证的结果有所不同,发现煤炭价格在第一阶段对碳排放权交易价格有负影响,而在第二阶段却影响不显著;而原油和天然气价格有非常明显的正影响,特别是在第一阶段。Wang(2012)使用98个国家在1971—2007年间石油消耗产生的二氧化碳排放量和GDP的面板数据,进行碳排放量与经济增长的非线性关系的验证,认为两个变量之间存在一个阈值效应,不同的经济水平对二氧化碳排放有不同的影响,并充分考虑到两个变量之间存在非线性关系,发现其实证结果并不支持EKC假说。王俊丽(2012)通过FOB、Bluenext的现货价格数据来验证国际石油市场和碳市场之间显著地存在溢出效应,并且国际石油价格与碳交易价格长期均衡,说明了石油价格可以作为碳排放权交易价格的重要影响因素。钟世和和曾小春(2014)实证分析了芝加哥环境交易所碳排放权交易价格对我国能源价格及CPI的影响,发现其在较低置信水平下可以作为我国能源价格波动的驱动因素,作为世界第二大经济体我国经济环境难免会受到国际碳价格波动的影响。

## (二)碳排放权交易与股票市场的关联

股票市场与碳排放权交易市场是两个独立的、完整的市场,有着不同的交易内容和机制,但其主体均包含企业与投资者。因为在总量控制制度下碳排放权不仅是一种政策性工具,同时也是一种金融工具,具有一般的金融资产属性。假定投资者是股市与碳市的共同交易主体,投资者总是在所有可能的投资组合中选择一个最优组合使其期望效用最大,所有投资者关于某一投资组合的期望效用是投资组合的期望收益和风险的函数,组合中资产价值的变化,投资者就会调整组合中不同资产的比重。碳排放权交易会导致碳风险,投资于高碳企业的股票面临更高的碳风险,投资者要求更高的收益率补偿,碳排放权交易价格与碳风险溢价之间存在正相关关系。因此,碳排放权交易价格的变化影响投资者的投资决策。首先,碳排放权交易价格是投资者的碳金融资产价值的直接决定因素,由于股票与碳资产同为金融产品,相互间存在替代效应,所以投资者的碳资产价值变动,会对其资产配置做出相应的调整,因而影响其对股票投资的需求,从而引起股市供求关系的变动从而影响到股价。而股价变化的相关传导机制与之类似。其次,碳排放价格的预期也会直接影响投资者的决策,投资者会根据其预期来调整碳资产的种类与数量。如预期碳排放价格上涨,则买入现货或看涨期权。若下降则进行相反操作,由此影响碳交易市场的供求与价格,并且也会通过其资产配置影响股市。再者,碳排放价格会影响投资者对企业利润与价值的预期,从而使投资者对企业股价的估值产生相应变化,做出投资决策调整。经济学理论假定投资者都是理性的,面对同样的市场信息都会做出趋势一致的反应。所以投资者的预期是整体性的,对企业股票价格估计是一致的,最终通过供求机制使企业股价相应变动,并传导到整个股票市场。

刘维泉和赵净(2011)检验了主要股票市场和EUA期货价格之间的联动性,结果表明碳期货收益率与股票市场收益率之间的相关系数存在动态变化效应,一方的收益率会受另一方扰动信息影响,表明EUA期货与资本市场之间具有动态相关的一致性。Kumar et al(2012)实证发现他们所使用的数据不能在显著水平上证明碳排放权交易价格与企业股价存在关联,据分析可能是在“次贷危机”“欧债危机”期间碳交易价格跌幅过大以致于价格过低,减弱了其对经济的影响和刺激清洁能源替代传统能源的效果。在新能源方面,秦天程(2014)做了碳排放权交易价格对国内新能源板块股价波动影响的相关分析,但结果却截然相反,研究发现碳排放权交易价格能够影响新能源的投资价值,使投资者对新能源市场的投资决策做出相应的调整,最终导致相应股价发生变动,即碳排放权交易价格是新能源板块股价波动的重要驱动因素。郭文军(2015)运用自适应Lasso方法对深圳碳排放权交易价格与沪深300指数等4个维度13个变量进行降维和参数估计,实证结果表明深圳碳排放权交易价格与沪深300指数的关联性显著,同时中国区域碳排放权交易价格受汇率、国内外经济环境的影响较大,而与国际碳排放权交易价格之间的关联不显著。吴振信等(2015)创新地运用Bai-Parron内生多重结构突变检验及非线性Granger因果检验方法来分析EUA、BRENT原油和伦敦股票市场之间的联动性,研究发现3个市场发生突变的时点具有较强的内在相关性,也就是在重大影响事件反应上有明显的联动性;并且三者之间存在非常显著的相互非线性Granger因果关系,但残差的方差分解后却发现,碳排放权交易价格的波动在超过99%的水平上是来源于其自身,受其他两者的影响极微。

碳排放权交易对企业价值的影响具有双重效应,即环境成本增加效应和投资激励效应。总量-交易机制下的碳排放权交易价格虽然在短期增加了企业的边际生产成本,降低了未来的经营性现金流量,从而降低了企业的价值。但是从长期来看,污染行业的企业将减产,成本的提高限制了来自潜在进入者的竞争,使留下来的企业可以获得基于碳排放的稀缺性而产生的租金即李嘉图租金,增加了现存企业的价值,企业也有资金用于降低碳排放的投资,促进其投资于减排技术的创新,投资越多,企业价值越高,碳排放权交易可以提高企业投资的价值相关性,从而提高企业股票的长期价值。

因此,在碳排放权交易对股票收益率影响的研究方面,学术界有着两种截然不同的观点。一是认为碳排放权交易与股票收益率之间存在着正向的相关性。Sijm et al(2006)的研究发现股票价格与祖父条款分配制度影响下的EUA价格之间呈现正相关关系。Veith et al(2009)解决了资本市场实证证据的缺失,运用多因素模型对ETS的经济后果进行研究,发现受其影响最大的电力行业股票收益率普遍与排放权价格的提高有着显著正相关。这意味着,市场预测企业不仅能够将自己的责任负担转移给客户,而且通过成本过度补偿来实现额外的利润。Oberndorfer(2009)在研究欧盟排放权交易计划(EU ETS)对股票市场的效应时发现EUA价格变动与最重要的欧洲电力公司的股票收益显著呈正相关。但这种效应不对称,整体上股票市场对EUA变动的反应无法证明,同时还发现碳排放权交易市场效应具有时间和国家特征。张秋莉等(2012)以随机选取

的高碳排放上市公司构建的指数、法国 Bluenext 环境交易市场的 CERs 现货价格和中国股票市场价格为研究对象,探讨碳排放权交易价格波动对企业股票价格是否有影响,检验发现二者间存在动态溢出效应,并证实了 CERs 现货收益率对其构造的股指收益率有着显著的正相关。刘纪显等(2013)研究了欧盟的碳期货与能源板块股票两个市场之间的关联,发现两者之间存在着非对称性关系:能源板块股价对碳期货价格的波动有显著的正向相关关系,但反过来却无相关效应,说明人们预期的碳排放权交易政策对高能耗行业造成不利影响的程度较低。朱东山和孔英(2016)研究了低碳、新能源板块股价与能源、碳交易价格之间的相关性,发现深圳碳排放权交易所碳排放权交易价格与低碳板块股价之间存在着正相关关系,但其与新能源板块股价之间却无显著的关联性。

二是认为碳排放权交易与股票收益之间存在着负向的相关性。陶春华(2015)通过计量分析来检验上海碳排放交易所的碳交易价格 SHEA 与高碳、低碳 7 个行业股票收益率之间是否存在关联性,发现高碳行业股票的收益率与碳排放权交易价格收益率之间有着显著的负向相关关系和长期均衡关系,而在低碳行业股票收益率的影响方面却无显著的相关性。

### (三)碳排放权交易与企业的关联

碳排放权交易的目的是使企业外部环境成本内部化,由此通过市场手段达到控制或减少碳排放的目的。在短期内,碳交易价格直接影响企业的短期可变成成本、产品价格和利润,高排放企业需要为其负外部性直接付出成本,节能环保企业则从中获取额外收益而节约成本,而成本的变化而引起企业价值的变动,从而引起其股价产生相应波动。但在长期,陈向阳(2017)认为排放权交易把环境成本纳入企业的成本核算、生产和投资决策,激励其进行技术创新从而补偿环境成本内部化带来的企业成本提高。企业会结合碳排放交易市场走势对其成本、利润影响的预期调整自身的战略计划,运用跨期交易来对冲碳风险或获取风险收益。如企业预期未来碳排放权交易价格会上涨,根据生产的边际成本、当前碳排放权交易价格及价格预期,若增加生产带来的收益低于碳排放的成本,企业会减少生产计划并转让碳排放权来获取收益;若增加生产带来的收益高于碳排放的成本,企业则会增加生产并在当期买进碳期货,对冲未来可能的碳风险对生产成本的影响。未来碳排放权交易价格提高,企业生产成本的增加会在碳期货市场得到补偿,相反则可通过生产成本的节约来补偿碳期货的损失,就如同股票的套期保值,最终企业会因增加产量而获得收益的增加。同理,如果企业预期未来碳价格下跌,则会采取相反的操作以应对相关风险。所以,碳排放权价格的趋势会影响企业的相关决策,进而影响企业未来的净现金流和预期收益,而根据股息贴现模型,在不考虑资本结构下公司价值等于股权价值,即未来经营现金流量的贴现值,企业未来现金流会反映在其股票价格上,从而对股票市场产生影响。同时,企业进行的碳排放权交易也会影响碳排放权的供求和均衡价格,通过影响企业未来的净现金流量而影响企业的股票价格。

Sijm et al(2006)认为在祖父条款分配制度下,电力企业的利润和预期现金流与 EUA 价格存在正向关联。与之相应,饶蕾和曾骋(2008)的研究发现碳排放权交易体系虽然在表面上是企业增加了短期可变成成本而使现金流出增多,但是排放权交易推动新的治污技术发展,企业为治理污染而付出的成本将有不断下降趋势,因而最终利润反而增长。Koch 和 Bassen(2013)评估了欧盟碳排放交易体系(EU ETS)所涵盖的欧洲电力公司公告上显示的碳暴露量,然后运用资产定价模型来量化 2005—2010 年间 20 个欧洲电力公司股票样本中碳价格风险对企业特定资本成本的影响效应,再采用贴现现金流量框架来模拟 3 个选定公用事业公司 2009—2020 年间的投资策略受碳交易价格影响调整后的权益值。表明具有极高碳排放的公用事业公司对碳资产承担重大风险溢价,这将转化为资本成本的增加和股权价值的损失。Chapple et al(2013)通过对澳大利亚 58 家上市公司公告的财务数据和碳排放披露数据进行研究分析,发现样本中公司价值与其碳排放强度显著负向关联且样本间的情况存在较大差异,高碳排放公司的市场价值比低碳排放公司低 7%~10%。

以上文献从不同方面多角度论证了碳交易市场与经济系统、股票市场及企业之间的关联性及其特征,但大多数研究都是基于欧盟、美国等地区的碳交易市场,国内大多学者的研究亦是如此,完全基于我国的碳交易市场与股票市场的实证研究比较少,有些基于国内的研究多选取某个试点地区的数据为代表,难以充分检验整体效应。理论上碳排放权交易市场与股票市场之间在一定程度上存在着流动性的联动关系,然而中国的两个市场上是否存在这种关系,目前还少有相关的实证研究,以下完全立足于国内的碳交易市场与股票市场,利用中国的数据从实证上进行验证,创新性地运用非线性 Granger 因果检验与非平衡面板模型进行实证,拟探讨碳排放权交易市场与股票市场两者之间的整体与区域、长期与短期关联性。

### 三、实证分析

本文利用我国股票市场与碳排放权交易市场的日度数据来检验两者之间在总体及试点区域的相关关系。基于所用数据的特殊性,在总体性的检验分析上,不适宜采用传统的回归模型,并且根据相关文献的研究发现我国两个市场之间的线性 Granger 因果关系并不显著(朱东山和孔英,2016;吴振信等,2015)。因此,本文结合非线性 Granger 因果检验,检验其是否存在非线性关系并以此探讨两市之间总体上的因果关联。而对于区域性的分析,由于本文是以检验区域性碳排放权交易市场与股市的关联为目的,运用的是日度的区域性股市与碳排放权交易市场非平衡面板数据,限制了所能选取的控制变量,因而直接针对两市进行分析。本文借鉴经典的股票量化模型(贾利斋,2011),在此基础上引入碳排放权交易数据,对试点区域的碳排放权交易市场与股市的关联进行检验。

#### (一) 研究样本与数据来源

因为本文要分析的是整体性碳排放权交易市场与股票市场的关联,所以在碳排放权交易市场方面,选取北京、上海、广东、天津、湖北、深圳6个碳排放权交易试点地区的相应交易产品 BEA、SHEA、GDEA、TJEA、HBEA、SZA-2013 自开始交易到2017年1月23日的收盘价。因为重庆碳排放权交易中心自开放到截止日只有68个成交日,其统计分析意义不大,所以剔除。而福建碳排放权交易中心在2017年年初才开放,交易日期数与其他试点差异过大,也不纳入分析。该数据来源为各个交易所官方网站及“易碳家”客户端 APP。在股票市场方面,选取上证综指、深证综指2014年4月2日至2017年1月23日的收盘价,以及各试点地区的股票市场收盘价(总股本加权平均)、成交量(股)、换手率(整体法),其时间范围与该地区碳排放权交易试点的数据同步,该数据来源均为 Wind 金融数据库。

#### (二) 方法选择与模型设定

##### 1. 非线性 Granger 因果检验

随着非线性研究领域的不断发展与丰富,许多研究表明经济变量之间往往存在非线性动态变化趋势,传统 Granger 因果检验的是变量之间的线性因果关系,因而无法识别变量之间的非线性关系。Diks 和 Panchenko(2006)提出了非参数  $T_n$  统计量来检验变量之间的非线性关系,以克服传统 Granger 因果检验的不足。该检验的原假设为不存在 Granger 因果关系,其主要思路如下。

设滞后向量矩阵如式(1)所示:

$$X_t^l = (X_{t-l+1}, \dots, X_t), Y_t^l = (Y_{t-l+1}, \dots, Y_t), l_x, l_y \geq 1 \quad (1)$$

其中: $t$ 表示时期; $l_x$ 和 $l_y$ 表示滞后阶数;在原假设  $H_0$ “不存在 Granger 因果关系”下,向量  $X_t^l$  过去时期的观测值不包含关于向量  $Y_t^l$  的相关信息,序列服从以下分布:

$$Y_{t+1} | (X_t^l; Y_t^l) \sim Y_{t+1} | Y_t^l \quad (2)$$

令  $W_t = (X_t^l, Y_t^l, Z_t)$ , 其中  $Z_t = Y_{t+1}$ , 式(2)意味着  $(X_t^l, Y_t^l, Z_t)$  的分布保持不变,假定  $l_x = l_y = 1$ , 并略去时间下标,式(2)可用联合分布密度函数重新表述为

$$\frac{f_{X,Y,Z}(x, y, z)}{f_Y(y)} = \frac{f_{X,Y}(x, y)}{f_Y(y)} \times \frac{f_{Y,Z}(y, z)}{f_Y(y)} \quad (3)$$

以上重新表述的原假设  $H_0$  意味着以下关系式成立:

$$q \equiv E[f_{X,Y,Z}(x, y, z) f_Y(y) - f_{X,Y}(x, y) f_{Y,Z}(y, z)] = 0 \quad (4)$$

可构造以下  $T_n$  检验统计量进行非线性 Granger 因果检验:

$$T_n(\varepsilon_n) = \frac{n-1}{n(n-2)} \sum [\tilde{f}_{X,Y,Z}(x_i, y_i, z_i) f_Y(y_i) - \tilde{f}_{X,Y}(x_i, y_i) \tilde{f}_{Y,Z}(y_i, z_i)] \quad (5)$$

其中: $\tilde{f}_w(w_i)$ 表示随机变量  $W$  在  $w_i$  值处的局部密度函数估计值; $\varepsilon_n$ 表示与样本相关的带宽参数; $n$ 表示样本数。式(5)检验统计量收敛于正态分布。为了检验的方便,截取各试点区域碳排放权收益率与上证综指、深证综指2014年4月3日至2017年1月23日的平衡数据。此检验所有收益率都乘以100,以去除百分比符号。

## 2. 试点地区股票市场与碳排放权交易市场交易数据的非平衡面板分析

目前多数研究是基于平衡面板数据来进行实证分析,然而,现实中不同截面个体间的情况存在着很大差异。特别是在微观方面,其数据往往是非平衡的。而人为地并非随机从中提取平衡面板数据,会损失样本容量,降低估计的有效性及真实性,因而非平衡面板数据更符合实际情况。所以本文采用非平衡面板数据的个体效应模型来进行回归分析。由于目前碳市场交易活跃程度存在较大差异,根据其数据特征,分长期与短期效应两个角度进行分析,分别采用以下两个模型,如式(6)、式(7)所示:

$$SP_{it} = \alpha_i + \beta_1 CP_{it} + \beta_2 VOL_{it} + \mu_{it} \quad (6)$$

其中: $i$ 表示试点区域; $t$ 表示时期; $SP$ 表示股票价格; $CP$ 表示碳排放权交易价格; $VOL$ 表示股票成交量; $\mu$ 表示扰动项。各区域两个市场数据选取的时间起点为:北京 2013-11-28,上海 2013-12-19,广东 2013-12-19,天津 2013-12-26,湖北 2014-04-02,深圳 2013-08-02。所有地区的截止日期都为 2017-01-02。

$$SR_{it} = \alpha + \beta_1 CR_{it} + \beta_2 VOLR_{it} + \beta_3 TR_{it} + \mu_{it} \quad (7)$$

其中: $SR$ 表示股票收益率; $CR$ 表示碳排放权交易收益率; $VOLR$ 表示股票成交量变化率; $TR$ 表示换手率; $\mu$ 表示随机扰动。模型中所有收益率都乘以 100,以去除百分比符号。各区域两个市场数据选取时间起点为:北京 2013-12-02,上海 2013-12-23,广东 2013-12-20,天津 2013-12-27,湖北 2014-04-03,深圳 2013-08-08。截止日期都为 2017-01-02。因为在无交易情况下,成交价是不变的,为了能更好地刻画碳排放权交易市场在短时期内对股市的影响,在整体数据中剔除无交易日,使数据能更有效地反映所要检验的信息。

### (三)实证结果与分析

#### 1. 整体股票市场与碳排放权交易市场的关联性

(1)单位根检验与线性 Granger 因果检验。基于式(7)对各变量进行 ADF 单位根检验,结果见表 1,各变量都在较高水平拒绝“存在单位根”的原假设,表明各变量都是严格平稳的时间序列。

表 1 中, $SHSR$ 表示上证综合指数收益率, $SZSR$ 表示深证综指收益率, $BJCR$ 、 $SHCR$ 、 $GDCR$ 、 $TJCR$ 、 $HBCR$ 、 $SZCR$ 分别表示北京、上海、广东、天津、湖北、深圳碳排放权交易所碳排放权交易收益率。对各变量进行传统的线性 Granger 因果检验,检验结果显著的并不多,只有广东碳排放权交易所碳排放权收益率在 10% 显著水平上是深证综指收益率的线性 Granger 原因,深证综指收益率在 10% 显著水平上是天津碳排放权交易所碳排放权收益率的线性 Granger 原因,湖北碳排放权交易所碳排放权收益率在 5% 显著水平上是上证综指收益率的线性 Granger 原因。另外,上证综指收益率在接近 10% 显著水平上是天津碳排放权交易所碳排放权收益率的线性 Granger 原因。以上结果虽然表明碳排放权交易市场与股票市场在总体上存在着一定的线性 Granger 因果关系,但由于只有个别试点市场存在,而且都是单向的因果关系,并且整体上的显著水平都不高。因此,为了更全面地探讨两个市场之间的整体关联情况,需要引入非线性 Granger 因果检验来进一步验证。

表 1 ADF 单位根检验结果

变量	$BJCR$	$SHCR$	$GDCR$	$TJCR$	$HBCR$	$SZCR$	$SHSR$	$SZSR$
$T$ 统计量	-24.9091	-34.5509	-28.8979	-24.8236	-32.8463	-26.0448	-25.2964	-24.3444
$P$	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000
平稳性	平稳	平稳	平稳	平稳	平稳	平稳	平稳	平稳

(2)BDS非线性检验。在对碳排放权交易市场与股票市场之间的非线性因果关系进行研究之前,必须将检验序列之间的线性关系过滤,以考察它们之间是否存在非线性的动态变化趋势,本文通过最常用 Brock 的 BDS 检验,对各变量的动态非线性变化趋势进行验证。首先,建立最优多变量 VAR(8)模型(由 SIC 准则选定),基于式(7)对各区域的碳排放权交易收益率与上证综指、深证综指收益率进行估计,以过滤它们之间存在的线性依存成分。然后,分别对线性过滤后的残差序列作 BDS 非线性检验,以检验残差之间的非线性依赖性。BDS 检验结果见表 2。

由表 2 可知,经过 VAR 系统的过滤后,通过 BDS 非线性检验,结果显示所有变量的 6 个维度都在低于 1% 的显著水平上拒绝线性的原假设,表明序列间存在显著的动态非线性趋势。这说明在检验两个市场的相关关系时采用传统的线性 Granger 因果检验将无法正确检验变量之间是否存在非线性的因果关系,可能导致结论出现显著偏差。由于所有变量通过 BDS 检验都显示出显著的非线性依赖性。因此可以做非线性 Granger 因果检验,以考察它们之间的非线性因果关系。

表 2 基于 VAR 系统中序列回归残差的 BDS 检验结果

变量	维度	2	3	4	5	6
BJCR	Z	8.8270***	10.1943***	11.0815***	11.6974***	12.6111***
	P	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000
SHCR	Z	13.4596***	14.0629***	14.4384***	14.8952***	15.5081***
	P	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000
GDCR	Z	6.6269***	8.6670***	9.3305***	10.3336***	10.8023***
	P	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000
TJCR	Z	12.8108***	14.7151***	15.8227***	16.9156***	17.9488***
	P	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000
HBGR	Z	13.8624***	14.9924***	15.1497***	15.1071***	15.4407***
	P	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000
SZCR	Z	5.2127***	8.0637***	9.8859***	11.2475***	12.2359***
	P	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000
SHSR	Z	7.2887***	10.1211***	11.7993***	13.2767***	14.6261***
	P	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000
SZSR	Z	8.9915***	11.1059***	12.2974***	13.3294***	14.1883***
	P	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000

注:各个双变量 VAR 模型的最优滞后阶数为 VAR(8),由 AIC 准则选定;BDS 检验中的嵌套维度为 6,  $\varepsilon = \sigma$ ;\*\*\*、\*\*、\* 分别表示在 1%、5%、10% 显著水平上拒绝“线性”的原假设。

(3)非线性 Granger 因果检验。在非线形关系研究领域,由于早前 Hiemstra 和 Jones(1994)的方法存在过度拒绝问题,即弃真率过高,导致其检验结果不太严格,有可能使得变量之间本不具有非线性因果关系,而结果却变成显著的具有非线性因果关系。所以这种方法有效性仍有待商榷。因此,本文采用 Diks 和 Panchenko(2006)提出的非参数  $T_n$  统计量的检验方法,来考察碳排放权交易市场与股票市场之间的相互因果关系。

与杨子暉(2010)的研究相一致,在 BDS 检验出各变量均显著的存在非线性趋势的基础上,分别把两个市场的变量经多变量 VAR 系统过滤线性因素后的残差一对一地进行非线性 Granger 因果检验,共同滞后阶数( $l_x = l_y$ )为 1~8。因为 7 阶、8 阶的结果所含有有效信息极少,只选取 1~6 阶来展示。检验所得结果见表 3。

由表 3 可见,北京碳排放权交易所碳排放权收益率与上证综指、深证综指收益率之间存在显著的双向非线性 Granger 因果关系;上海碳排放权交易所碳排放权收益率在 1% 显著水平上是上证综指、深证综指收益率非线性 Granger 原因;广东碳排放权交易所排放权收益率在 10% 显著水平上是上证综指、深证综指收益率非线性 Granger 原因。除此之外,天津、湖北、深圳碳排放权交易所排放权收益率与上证综指、深证综指收益率之间均不存在非线性 Granger 因果关系。该结果表明碳排放权交易市场与股票市场之间总体上存在着非线性 Granger 因果关系。虽然也只是部分试点,但显著性水平比线性 Granger 因果检验要高,而且有显著的双向相关关系的存在。

两种检验方法得出的结果之间存在一定的互补性,共同验证了北京、上海、广东、天津、湖北碳排放权交易所的碳排放权收益率与上证综指、深证综指收益率之间存在单向或双向的因果关系,表明了碳排放权交易市场与股票市场之间存在显著的关联性。此外,只有深圳碳排放权交易所与股票市场之间不存在显著的因果关系,其原因一方面是因为深圳碳排放权交易所共有 SZA-2013、SZA-2014、SZA-2015、SZA-2016 四个碳排放权交易品种,出于对时间区间长度、成交量占比等因素考虑只选择 SZA-2013 为代表来检验,存在着一定的不完整性;另一方面是由于深圳碳排放权交易所开放最早,市场投机性大,导致市场信息失真。因此对深圳碳排放权交易所的检验并不能反映其实际情况。同时,深圳碳排放权交易所的检验结果也不影响整体上检验的有效性。

这充分说明:一方面作为环境成本内部化手段的碳排放权交易可以视为企业的一种生产成本;另一方面碳排放权作为企业的一种产权,对拥有配额的企业来说又是一种资产。这两方面的原因表明,碳排放权交易价格蕴含了企业丰富的内在信息,碳排放权交易价格的波动将对企业的生产成本和内在价值产生影响,通过传递到股票市场从而对企业、甚至整个实体经济的运行状况产生影响。同时股票市场的波动会通过影响企业的行为波及碳市场。

表3 非线性Granger因果检验结果

滞后阶数	$T_n$ 检验统计量	$P$	$T_n$ 检验统计量	$P$	$T_n$ 检验统计量	$P$	$T_n$ 检验统计量	$P$
$l_x = l_y$	BJCR 不是 SHSR 原因		SHSR 不是 BJCR 原因		SHCR 不是 SHSR 原因		SHSR 不是 SHCR 原因	
1	1.5120*	0.0653	1.4947*	0.0675	1.6372*	0.0508	-1.6684	0.9524
2	0.2642	0.3958	1.1773	0.1195	2.0738**	0.0191	-0.0707	0.5282
3	-1.1487	0.8747	1.8724**	0.0306	2.0975**	0.0180	-0.5132	0.6961
4	-0.4169	0.6616	1.4599*	0.0722	2.3309***	0.0099	-0.5602	0.7123
5	-0.1451	0.5577	0.6113	0.2705	2.0903**	0.0183	-0.4178	0.6620
6	-0.0492	0.5196	-0.3203	0.6256	1.8532**	0.0319	-0.1293	0.5514
$l_x = l_y$	BJCR 不是 SZSR 原因		SZSR 不是 BJCR 原因		SHCR 不是 SHSR 原因		SHSR 不是 SHCR 原因	
1	2.2280**	0.0129	2.0960**	0.0180	2.0643**	0.0195	-3.6155	0.9999
2	1.0465	0.1477	2.1355**	0.0164	2.2596**	0.0119	-0.5553	0.7107
3	-0.6218	0.7330	2.4635***	0.0069	1.9855**	0.0235	-1.1548	0.8759
4	0.0712	0.4716	1.9316**	0.0267	1.8783**	0.0302	-1.0054	0.8427
5	0.7689	0.2210	0.9194	0.1790	1.6659**	0.0479	-1.1679	0.8786
6	0.7214	0.2353	0.4588	0.3232	1.5069*	0.0659	-0.7647	0.7778
$l_x = l_y$	GDCR 不是 SHSR 原因		SHSR 不是 GDCR 原因		TJCR 不是 SHSR 原因		SHSR 不是 TJCR 原因	
1	1.1382	0.1275	0.5487	0.2916	0.3586	0.3600	0.7949	0.2134
2	1.4511*	0.0734	0.8151	0.2075	0.2834	0.3884	-0.0152	0.5061
3	0.8356	0.2017	0.7297	0.2328	-0.4462	0.6723	0.2598	0.3975
4	0.7989	0.2122	0.2115	0.4163	-0.8002	0.7882	-0.2353	0.5930
5	0.4023	0.3437	0.0472	0.4812	-0.6678	0.7479	-0.3837	0.6494
6	0.5694	0.28453	-0.1641	0.5652	-1.2045	0.8858	-0.7887	0.7849
$l_x = l_y$	GDCR 不是 SZSR 原因		SZSR 不是 GDCR 原因		TJCR 不是 SZSR 原因		SZSR 不是 TJCR 原因	
1	0.9692	0.1662	0.6386	0.2615	0.2158	0.4146	0.5220	0.3008
2	1.4721*	0.0705	0.3198	0.3746	-0.7478	0.7727	0.6287	0.2648
3	0.8984	0.1845	-0.1393	0.5554	-1.3109	0.9051	0.6715	0.2510
4	1.1022	0.1352	-0.3148	0.6236	-1.7682	0.9615	0.0539	0.4785
5	0.9989	0.1589	-0.5666	0.7145	-1.9478	0.9743	-0.3869	0.6506
6	0.9951	0.1598	-0.8050	0.7896	-2.4744	0.9933	-0.8564	0.8041
$l_x = l_y$	HBCR 不是 SHSR 原因		SHSR 不是 HBCR 原因		SZCR 不是 SHSR 原因		SHSR 不是 SZCR 原因	
1	0.5460	0.2925	-0.7670	0.7785	-1.3967	0.9187	-1.3613	0.9133
2	0.7055	0.2402	-0.9979	0.8408	-1.5470	0.9391	-0.4242	0.6643
3	-0.5164	0.6972	-0.9634	0.8323	-1.1289	0.8705	0.5264	0.2993
4	-0.6423	0.7397	-0.9089	0.8183	-1.0269	0.8478	1.0325	0.1509
5	-0.5749	0.7173	-0.5738	0.7169	-1.0431	0.8516	0.9727	0.1654
6	-0.3429	0.6342	-0.1314	0.5523	-0.9082	0.8181	0.7853	0.2161
$l_x = l_y$	HBCR 不是 SZSR 原因		SZSR 不是 HBCR 原因		SZCR 不是 SZSR 原因		SZSR 不是 SZCR 原因	
1	1.2220	0.1109	-0.4658	0.6793	-0.6747	0.7501	-0.6684	0.7481
2	1.0454	0.1479	-1.0082	0.8433	-1.1748	0.8800	-0.0035	0.5014
3	0.0031	0.4987	-1.3531	0.9120	-0.9546	0.8301	0.2125	0.4159
4	0.0879	0.4650	-0.1818	0.5721	-0.4649	0.6790	0.7983	0.2123
5	0.0255	0.4898	0.2456	0.4030	-0.6046	0.7273	0.7973	0.2127
6	0.2325	0.4081	0.0209	0.4917	-0.6487	0.7418	0.7735	0.2196

注:  $l_x = l_y$  表示检验中残差序列的滞后阶数; \*\*、\*、\* 分别表示在 1%、5%、10% 显著性水平上拒绝“不存在非线性 Granger 因果关系”的原假设。

## 2. 试点区域的股票市场与碳排放权交易市场长期、短期效应

以上的研究验证了碳排放权交易市场与股票市场在整体上存在因果关系,下面采用非平衡面板数据变截距模型对试点区域碳排放权交易市场与股票市场进行回归分析,运用价格面板数据来探讨两市场之间的价格走势,价格表示长期上的关联效应,收益率是相邻时点上的波动性,表示短期上的关联效应(贾利斋, 2011)。计量结果见表4、表5。

表4 式(6)长期效应计量结果

变量	模型(1)	模型(2)	模型(3)	模型(4)
$\alpha$	14.2855*** (132.3002)	14.1658*** (7.9169)	10.4557*** (6.7575)	14.0593*** (7.3798)
CP	-0.1025*** (-39.4211)	-0.1025*** (-39.4248)		-0.0948** (-29.5575)
VOL	3.53e-10*** (-33.4988)	3.53e-10*** (33.4950)	4.48e-10*** (38.0224)	3.45e-10*** (30.9927)
样本数	4883	4883	4883	4404
效应	固定效应	随机效应	随机效应	随机效应
Adj_ $R^2$	0.7338	0.4148	0.2283	0.3385

注:括号中为  $t$  统计值或  $z$  统计值; \*\*、\*、\* 分别表示在 1%、5%、10% 水平上显著。

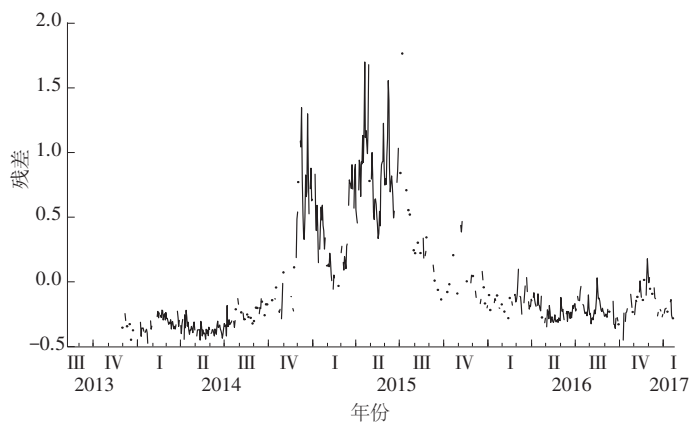
表 4 中,模型(1)为运用非平衡面板固定影响的变截距模型进行回归的结果;模型(2)为运用非平衡面板随机影响的变截距模型进行回归的结果;模型(3)为去除碳排放权交易价格变量的股票成交量非平衡面板模型的估计结果;模型(4)为在模型(2)的基础上提取平衡面板数据进行回归的结果。 $F$  检验和 LM 检验的结果表明它们均优于混合效应模型,Hausman 检验得出的卡方统计量为 1.1424,对应  $P$  值为 0.5648,所以接受原假设,随机效应模型更优,同时非平衡面板模型的估计结果优于平衡面板模型。模型(2)的结果表明,试点区域的股价与碳排放权交易价格之间在长期上存在显著的负相关关系,并且存在随机影响的个体效应,即在不同区域两市之间的关联存在差异性。说明我国碳排放权交易价格的提高加大了购买方的短期成本,降低了其利润,从而降低了其股票价格,碳排放权交易价格对企业减排技术的革新及企业治污成本下降的信号传递作用还没有发挥出来。

表 5 式(7)短期效应计量结果

变量	模型(1)	模型(2)	模型(3)	模型(4)	模型(5)	模型(6)
$\alpha$	-0.0697(-1.0651)	-0.0512(-0.8705)	-0.0512(-0.8707)	-0.0422***(-2.9612)	-0.0633***(-2.9336)	-0.0446(-1.3982)
CR	-0.0087**(-2.1648)	-0.0085**(-2.1176)	-0.0085**(-2.1180)	-0.0047***(-4.5721)		-0.0009(-0.3407)
VOLR	0.0089*** (6.8663)	0.0090*** (6.9775)	0.0090*** (6.9788)	0.0105*** (30.8094)	0.0089*** (31.6472)	0.0148*** (11.4653)
TR	0.0631*(1.9373)	0.0524*(1.8678)	0.0524*(1.8682)	0.0649*** (6.8195)	0.0612*** (3.7582)	0.1685*** (8.0907)
样本数	3199	3199	3199	3199	3199	756
效应	固定效应	随机效应	混合效应	混合效应	混合效应	混合效应
Adj_ $R^2$	0.0177	0.0181	0.0181	0.3280	0.2153	0.2443

注:括号中为  $t$  统计值或  $z$  统计值;\*\*\*、\*\*、\* 分别表示在 1%、5%、10% 水平上显著。

表 5 中,模型(1)为运用非平衡面板固定影响的变截距模型进行回归的结果;模型(2)为运用非平衡面板随机影响的变截距模型进行回归的结果。 $F$  检验和 LM 检验的结果不能拒绝原假设,表明混合效应模型的结果更优。模型(3)为混合效应模型回归结果,对应的残差如图 1 所示,表明在时期上存在显著的异方差。所以在模型(3)的基础上进行时期加权 GLS 估计,结果为模型(4)所示。模型(5)为在模型(4)的基础上去除碳排放权收益率变量的估计结果;模型(6)为在模型(4)的基础上提取平衡面板数据进行回归的结果,一方面样本数大量减少;另一方面碳排放权收益率变量估计的结果不再显著。因此,选定模型(4)的估计结果进行分析。



I ~ IV 表示第一季度 ~ 第四季度

图 1 表 5 模型(3)的残差图

研究发现试点区域的股票收益率与碳收益率、股票成交量变化率、换手率的回归统计量均显著,表明碳排放权交易市场与股票市场在短期上存在显著的关联性,两市场之间存在价格与波动溢出效应,并且碳排放权交易价格对股价存在负影响。说明碳排放权交易一方面通过价格信号功能实现环境成本内部化,碳排放权交易价格上涨提高污染企业的边际成本,降低了其股票收益率,引导社会资本流向清洁生产企业,促进产业结构的低碳化和经济增长方式的转变,从而影响股票市场;另一方面通过碳价的信息传递效应影响投资者对企业碳风险的预期,进而影响股票收益率。碳排放权交易对企业价值的负向影响,说明我国碳排放权交易对企业减排技术创新的推动作用还没有发挥出来,在短期内受到碳配额约束的企业为弥补碳配额的不足,更倾向于购买配额而不是采用节能减排技术,碳排放权交易还没能引导社会资本流向低碳企业,鼓励产业结构的优化和经济增长方式的转变。这背后的深层原因是碳排放权交易市场是一个新兴的市场,许多政策与交易机制还不完善,交易也不够主动和活跃,碳排放权交易机制也过于复杂而存在许多弊端,导致其金融功能还难以发挥作用。

#### 四、结论与对策

本文通过理论与实证研究得到如下结论。

(1)从整体上来看,广东、天津、湖北的碳排放权交易市场与股票市场之间存在显著的单向线性 Granger 因果关系;北京、上海、广东的碳排放权交易市场与股票市场之间存在显著的单向非线性 Granger 因果关系,其显著水平比线性检验要高,说明我国碳排放权交易市场与股票市场之间存在更为显著的非线性关联;不同碳排放权交易试点区域与股市之间的关联情况存在差异,说明我国碳排放权交易市场的发展存在非同步的现象,并且深圳碳排放权交易市场的检验均不显著,表明碳排放权交易市场存在一定的非理性因素,影响了市场的有效性。

(2)试点区域的股价与碳排放权交易价格之间在长期上存在显著的负相关关系,并且存在随机影响的个体效应,即在不同区域两市之间的关联存在差异性;试点区域的股票收益率与碳收益率之间显著地负相关,说明两市场之间存在价格与波动溢出效应,碳排放权交易价格对股价存在负影响。

碳排放权交易对企业价值的负向影响,说明我国碳排放权交易对企业节能减排技术创新的激励作用还没有发挥出来。为进一步推进碳排放权交易,提高其交易的效率与效果,具体建议如下。

(1)明确碳排放权交易的最终目标是利用市场机制实现碳减排,实现资源的最优配置。这就要求碳排放权交易除对企业开放外还应对公众开放,使碳排放权交易市场象股票市场一样成为投资者的选择,发挥其金融功能。

(2)建立全国统一的碳排放权交易市场和完善碳排放权交易价格形成机制,以发挥碳排放权交易价格的信号作用。目前自愿交易的比重太低,导致碳排放权交易市场的供求关系失衡,而碳排放权交易供求的不平衡与其碳减排目标相悖,为此政府应制定规范的交易制度,健全碳市场交易机制,提高企业对碳排放权的资产属性认识,通过政策导向引导企业参与节能减排工作,提高它们参与碳排放权交易的热情。

(3)重视股票市场对碳排放权交易的波动溢出效应,综合考虑碳排放权交易市场的减排功能和金融功能,引导社会资本流向低碳企业,促进产业结构的升级和经济增长方式的转变。

(4)提升碳排放权交易的金融功能,为此要加强现代金融工具在碳排放权交易中的运用,开发碳金融产品提高碳排放权交易的流动性,充分利用碳金融工具为碳排放权交易服务。

### 参考文献

- [ 1 ] 陈向阳, 2017. 环境成本内部化下的经济增长研究[M]. 北京: 社会科学文献出版社: 57-73.
- [ 2 ] 陈晓红, 王陟昀, 2012. 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(2): 53-60.
- [ 3 ] 陈德湖, 2004. 排污权交易理论及其研究综述[J]. 国外经济与管理(5): 45-49.
- [ 4 ] 邓常春, 任卫峰, 邓莹, 2013. 全球气候变化、低碳金融与环境金融[M]. 北京: 清华大学出版社: 8.
- [ 5 ] 郭文军, 2015. 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(5): 305-310.
- [ 6 ] 贾利斋, 2011. 面板数据模型及其对股票量价关系的应用研究[D]. 北京: 北京交通大学.
- [ 7 ] 刘纪显, 张宗益, 张印, 2013. 碳期货与能源股价的关系及对我国的政策启示——以欧盟为例[J]. 经济学家(4): 43-55.
- [ 8 ] 刘维泉, 赵净, 2011. ECX 碳排放期货与欧美股市联动性研究——基于 DCC MVGARCH 模型的实证分析[J]. 兰州学刊(5): 37-41.
- [ 9 ] 秦天程, 2014. 传统能源及碳排放权交易价格与新能源股价——基于 VAR 和 CAPM-GARCH 模型的分析[J]. 技术经济与管理研究(12): 120-124.
- [ 10 ] 饶蕾, 曾骋, 2008. 欧盟碳排放权交易制度对企业的经济影响分析[J]. 环境保护(6): 77-79.
- [ 11 ] 陶春华, 2015. 我国碳排放权交易市场与股票市场联动性研究[J]. 北京交通大学学报(社会科学版)(4): 40-51.
- [ 12 ] 王俊丽, 2012. 国际石油价格波动对碳市场溢出效应研究[J]. 经济研究(5): 70-72.
- [ 13 ] 魏一鸣, 刘兰翠, 范英, 等, 2008. 中国能源报告 2008: 碳排放研究[M]. 北京: 科学出版社: 36-40.
- [ 14 ] 吴振信, 万埠磊, 王书平, 2015. 碳排放权交易市场、原油市场和股票市场的联动关系——基于结构突变检验和 VAR 模型的实证研究[J]. 系统工程(3): 25-31.
- [ 15 ] 杨子晖, 2010. “经济增长”与“二氧化碳排放”关系的非线性研究: 基于发展中国家的非线性 Granger 因果检验[J]. 世界经济(10): 139-160.
- [ 16 ] 张秋莉, 杨超, 门明, 2012. 国际碳市场与能源市场动态相依关系研究与启示——基于 DCC MVGARCH 模型[J]. 经济评论(5): 112-121, 160.
- [ 17 ] 钟世和, 曾小春, 2014. 碳排放权价格对我国能源价格及物价波动的影响研究[J]. 西北大学学报(哲学社会科学版)(6): 139-145.

- [18] 朱东山, 孔英, 2016. 低碳概念及新能源公司股价与碳排放权交易价格相关性研究[J]. 生态经济, 32(1): 52-57.
- [19] AZOMAHOU T, LAISNEY F, VAN P N, 2006. Economic development and CO<sub>2</sub> emissions: A nonparametric panel approach [J]. *Journal of Public Economics*(90): 1347-1363.
- [20] CHAPPLE L, CLARKSON P M, GOLD D L, 2013. The cost of carbon: Capital market effects of the proposed emission trading scheme(ETS)[J]. *Abacus*, 49(1): 1-33.
- [21] COASE R H, 1960. The problem of social cost[J]. *Journal of Law Economics*, 3: 1-44.
- [22] CONVERY F J, REDMOND L, 2007. Market and price developments in the European Union emissions trading scheme[J]. *Review of Environmental Economics and Policy*, 1: 88-111.
- [23] DALES J, 1968. Pollution, property, and prices: An essay in policy-making and economics [M]. Toronto: University of Toronto Press; 80-88.
- [24] DIKS C, PANCHENKO V, 2006. A new statistic and practical guidelines for nonparametric Granger causality testing[J]. *Journal of Economic Dynamics & Control*, 30: 1647-1669.
- [25] GRONWALD M, KETTERER J, TRUCK S, 2010. The dependence structure between carbon emission allowances and financial markets—A copula analysis[J/OL]. *Social Science Electronic Publishing*, DOI: <http://dx.doi.org/>.
- [26] HIEMSTRA C, JONES J D, 1994. Testing for linear and nonlinear Granger causality in the stock price-volume relation[J]. *Journal of Finance*, 49: 1639-1664.
- [27] KOCH N, BASSEN A, 2013. Valuing the carbon exposure of European utilities: The role of fuel mix, permit allocation and replacement investments[J]. *Energy Economics*, 36: 413-443.
- [28] KUMAR S, MANAGI S, MATSUDA A, 2012. Stock price of clean energy firms, oil and carbon markets: A vector autoregressive analysis[J]. *Energy Economics*, 34: 215-226.
- [29] MONTGOMERY W D, 1972. Markets in licenses and efficient pollution control programs[J]. *Journal of Economic Theory*, 5: 395-418.
- [30] OBERNDORFER U, 2009. EU emission allowances and the stock market: Evidence from the electricity industry [J]. *Ecological Economics*, 68: 1116-1126.
- [31] SIJM J, NEUHOF K, CHEN Y, 2006. CO<sub>2</sub> cost pass-through and windfall profits in the power sector[J]. *Climate Policy*, 6: 49-72.
- [32] VEITH S, WERNER J R, ZIMMERMANN J, 2009. Capital market response to emission rights returns: Evidence from the European power sector[J]. *Energy Economics*, 31: 605-613.
- [33] WANG K, 2012. Modelling the nonlinear relationship between CO<sub>2</sub> emissions from oil and economic growth[J]. *Economic Modelling*, 29: 1537-1547.

## Relationship between Carbon Emissions Trading and Stock Market of China: A Study Based on Nonlinear Granger Causality Test and Unbalanced Panel Model

Chen Xiangyang, He Haijing

(School of Economics and Statistics, Guangzhou University, Guangzhou 510006, China)

**Abstract:** As a part of the financial market, carbon emissions trading market, has a certain degree of association with the stock market. By the end of 2017, China will open the national carbon emissions trading market, and therefore the study of this association will attract more and more attention. On the one hand, this article comprehensively examines the overall correlation between the yield of each carbon trading pilot and the stock market by the linear correlation Granger Causality test and nonlinear Granger Causality test. The results show as follows. There is a unidirectional Granger Causality between the yield of the Guangdong, Tianjin Emissions Exchange and Shenzhen New Composite Index, the Hubei Emissions Exchange and the Shanghai Composite Index. And meanwhile, there are unidirectional and bidirectional Granger Causalities between the yield of Beijing, Shanghai, Guangdong Emissions Exchange and the Stock Composite Indexes. On the other hand, by analyzing the prices and yield unbalanced panel data of each emissions exchange and its regional stock markets, there is a significant association in the long-term and short-term.

**Keywords:** stock market; carbon emissions trading market; unbalanced panel; nonlinear Granger causality test