Carbon Finance and Carbon Market: Models and Empirical Analysis

碳金融与碳市场

——方法与实证

魏一鸣 王恺 凤振华 从荣刚 著



科学出版社
www.sciencep.com

(F—2068.0101)

ISBN 978-7-03-029139-4



定 价：29.00 元

碳金融与碳市场

——方法与实证

魏一鸣　王　恺　凤振华　从荣刚　著

科学出版社
北京

内 容 简 介

二氧化碳排放权市场是应对气候变化的成本有效手段。随着全世界应对气候变化行动的不断深入，国际碳市场的交易额快速增长。欧洲许多高排放行业的发展，均受到二氧化碳排放权价格的制约与影响。以欧盟排放交易体系(EU ETS)为代表的国际碳市场，是经济学中排放权交易理论在应对气候变化行动中的有效实践，其中包含了大量可供研究的管理科学问题。碳市场与碳金融问题已经成为当前国际学术界能源与气候变化领域的研究热点。

本书围绕国际学术界的前沿领域，系统分析了碳市场的配额分配机制、碳市场外部与内部影响因素、排放权价格的波动规律以及碳市场的风险等问题。希望通过本书的研究，能够进一步科学地认清碳市场的内在特征规律和外部影响因素，加深对碳市场相关问题的认识，为中国应对气候变化的行动提供了碳市场与碳金融方面的理论知识。

本书适合能源经济与管理、气候政策领域的政府公务人员、企业管理人员、高等院校师生、科研人员及相关的工作者阅读。

图书在版编目(CIP)数据

碳金融与碳市场：方法与实证/魏一鸣等著. —北京：科学出版社，2010. 10
ISBN 978-7-03-029139-4

Ⅰ. ①碳… Ⅱ. ①魏… Ⅲ. ①二氧化碳－排气－市场－研究－世界
Ⅳ. ①X511

中国版本图书馆 CIP 数据核字(2010)第 191480 号

责任编辑：陈亮 / 责任校对：陈玉凤
责任印制：张克忠 / 封面设计：黄华斌

科 学 出 版 社出版
北京东黄城根北街 16 号
邮政编码：100717
http://www.sciencep.com

骏 走 印 刷 厂 印刷

科学出版社发行 各地新华书店经销

*

2010 年 10 月第 一 版 开本：787×1092 1/16
2010 年 10 月第一次印刷 印张：12 1/4
印数：1—4 000 字数：295 000

定价：29.00 元

(如有印装质量问题，我社负责调换)

作者简介



魏一鸣，1968 年 3 月生，江西安远人，工学博士（1996 年）。现任北京理工大学管理与经济学院院长，北京理工大学能源与环境政策研究中心主任，教育部“长江学者奖励计划”特聘教授。

兼任中国优选法统筹法与经济数学研究会秘书长；复杂系统分会理事长、计算机模拟分会副理事长；国际能源经济学会（IAEE）中国委员会理事长。中国能源研究会能源系统工程专业委员会副主任；中国科学院预测科学研究中心副主任；《Applied Energy》、《International Journal of Management and Decision Making》等 8 种国际学术期刊编委，及 8 种中国学术期刊编委。曾任中国科学院科技政策与管理科学研究所副所长（2000 年 10 月～2008 年 11 月）、中国科学院科技政策与管理科学研究所研究员、博士生导师（2001 年起）。2000 年日本先端科技大学访问副教授，2005 年美国哈佛大学高级访问学者。

魏一鸣教授长期从事管理科学的研究工作，在复杂系统分析与建模、能源与环境政策、资源开发战略、灾害风险评估与管理等方面开展了一些有价值的研究工作。先后主持“十一五”国家科技支撑计划项目、国家自然科学基金重点项目、国家科技攻关课题、欧盟 FP7、国家杰出青年基金等重要科研课题 30 余项。

在国内外学术期刊发表学术论文 200 余篇，其中在本领域国际一流学术期刊 Energy Economics，Energy Policy，Environmental Modelling and Software，Energy，Ecological Economics，Journal of Policy Modeling 等国际重要学术期刊发表论文 50 余篇；著作 12 部（含合著和合编）。发表的学术论文被同行引用超过 2300 次。向中央和国务院提交了多份政策咨询报告并得到了重视。

曾获国家杰出青年科学基金（2004 年）、第七届中国青年科技奖（2001 年）；纪念博士后制度 20 周年“全国优秀博士后”称号（2005 年）、“首批新世纪百千万人才工程国家级人选”（2004 年）；获国务院政府特殊津贴（2004 年）；教育部“长江学者奖励计划”特聘教授（2008 年度）。曾获 4 项省部级科学技术或自然科学奖。

魏一鸣教授特别重视研究生的培养，曾获中国科学院优秀研究生导师称号（2008 年），主讲的研究生课程《工业工程与管理》、《管理系统工程》分别于 2001 年、2002 年被中国科学院研究生院评为优秀课程；指导的研究生 4 人获中国科学院院长优秀奖；2 人获北京市优秀博士学位论文、1 人获全国优秀博士学位论文提名奖。

前　言

全球气候变化是21世纪人类面临的最复杂挑战之一。二氧化碳排放权市场是应对气候变化的成本有效手段。以欧盟排放交易体系(EU ETS)为代表的国际碳市场，是经济学中排放权交易理论在应对气候变化行动中的有效实践，碳市场与碳金融问题已经成为能源与气候变化领域的研究热点之一。

本书以国际碳市场，特别是以EU ETS为主要研究对象，采用计量经济学、统计学和金融学等领域的方法和模型，围绕碳金融与碳市场相关问题开展研究。本书关注的主要问题有：

1. 碳市场配额分配

针对两种排放配额免费分配方式，建立了基于多主体的模型，探讨了碳配额交易机制对电力市场和碳市场各自的影响，分析了基于排放和基于产出的两种免费配额分配方式的宏观影响以及造成这种影响背后的微观机制。研究发现，排放配额机制的引入使二氧化碳排放的环境外部性实现了企业成本的内部化；同时，碳市场价格的波动也传导进了电力市场中。碳配额机制通过碳价来影响各种发电技术的相对成本，从而可以显著提高环境友好技术在电源结构中所占的比例。与基于产出的配额分配方式相比，基于排放的分配方式产生了更高的电价和碳价，基于产出的分配方式更加有利于减排。

针对不同拍卖机制对碳市场运行的影响，建立了基于多主体的碳配额拍卖模型，对统一价格拍卖和歧视性价格拍卖从公平和效率两个维度进行了比较分析。研究发现：拍卖效率受碳市场的供求关系影响较大；发电成本的不确定性使拍卖机制对竞拍者私有价值的识别功能降低；相比较歧视性价格拍卖而言，统一价格拍卖可以有效防止竞拍者的学习行为。从更普遍的意义上来讲，在考虑拍卖机制效率的前提下，政府应该采用歧视性价格拍卖；而在考虑拍卖机制公平性的前提下，统一价格拍卖也许是更合适的。

针对参与者行为对碳市场拍卖机制的影响，引入了实验经济学的方法，分析了歧视性价格拍卖、统一价格拍卖和时钟拍卖三种配额分配方式对于防止竞拍者共谋的效果。研究结果表明：当竞拍者人数较多，而且不存在明显交流的情况下，竞拍者在时钟拍卖情况下，会出现不稳定的共谋现象；从保障电力供给的角度来看，统一价格拍卖优于其他两种拍卖形式；在竞拍者数量较少，且允许交流的情况下，歧视性价格拍卖的效率优于其他两种拍卖形式；允许配额储存在一定程度上引起了竞拍者的投机行为，加剧了市场波动。

2. 碳价格外部影响因素

针对碳市场与能源市场复杂的交互关系，引入阈值协整模型，从非线性非对称的角度研究了石油市场与碳市场的价格传导机制，拓展了目前对能源市场与碳市场相互关系的

认识。研究发现，两者之间的价格转移机制是随着时间的推移而不断变动的，并且油价相同价格波动幅度下的上涨与下跌，对碳价变化的影响也有很大的差别。引入的阈值协整理论，能够很好在揭示两者之间的复杂关系。

针对碳价格与市场机制、异质性环境的关系，引入总体经验模态分解模型，研究了碳价格与这两者之间的影响关系特征。碳价受到市场影响频率高，持续的时间较短，一般在20周以内，幅度一般在3欧元以内。异质性环境影响碳价频率低，持续时间较长，35周甚至更长，幅度较大，一般在6欧元甚至更高。同时，碳市场是温度敏感性市场，受季节性影响，呈现一种振幅式的运动。通过把碳价分解为低频数据和高频数据，这一思路能够较好地分析碳价的复杂走势。

3. 碳市场结构性变化

针对EU ETS价格结构性变化，通过结构变化模型和事件研究法，系统研究了EU ETS碳期货价格结构变化特征，分析了碳价格的波动区间，讨论了金融危机事件对碳价格的影响。本书将Bai与Perron的结构变化模型引入碳市场的研究当中，探讨了存在多个结构变化点的情形。与Alberola等人的结论相比，我们发现2006年的碳核证泄露事件并没有对所有的碳合约产生影响，这一事件仅使得DEC06和DEC07合约的价格走势发生了结构性变化，下降至了另一个价格区间。结果还表明，2008年的金融危机对碳价格的影响十分巨大，并且这一影响至2009年年底仍未消失。

4. 碳价格波动规律

针对碳价的波动规律，从非线性动力学观点，采用序列相关和方差比率分析碳价的随机游走性；采用R/S、修正R/S分析历史碳价对未来价格的记忆性；采用混沌理论分析碳市场的内部机制对碳价波动的影响。从市场内部机制、市场的正负反馈机制、异质性环境三者的互动关系分析碳价波动的本因。研究发现，碳价基本不是随机游走性的，当前碳价没有完全包含历史价格信息。碳价(DEC08)表现出短期记忆性，对未来价格的走势影响时间短。碳价波动内生的复杂性非线性动力学现象不明显，有部分混沌特性，具有部分市场特征和分形市场特征。价格波动一方面是市场机制的作用，而大幅度波动主要是异质性环境冲击的影响。

5. 碳价格收益率分布特征

针对EU ETS价格收益率的分布，通过对金融学多种不同分布模型的分析，发现稳态分布是最适宜用于表征EU ETS碳价格分布的模型，能够准确捕捉碳价格尖峰厚尾的金融学特征。目前对碳市场的研究当中，几乎均将碳价格的收益率默认为正态分布。研究发现，用正态分布来描述EU ETS这一新兴市场将会造成有偏的结果。与常见的分布模型相比，稳态分布与真实的价格走势最为接近，能够较为准确地捕捉碳市场尖峰厚尾特性。EU ETS期货收益分布的稳态特性说明，在EU ETS期货市场上，信息以非线性的方式呈现，参与者也以非线性的方式对信息作出反应。

6. 碳市场风险

针对碳市场的系统风险、非系统风险，以及不同预期收益下的碳价波动情况，运用资本资产定价模型分析了市场整体风险，并通过Zipf技术研究不同预期收益和投资时间尺度下碳价波动行为。研究发现，第二阶段合约对市场价格变动敏感程度小于第一阶段。

碳价的上涨和下跌概率是不对称的，在高预期收益率和较长投资时间内，下跌概率略高于上涨概率。不同预期收益率的投资者对于价格的认知不同，在较低的预期收益率下，碳价的涨跌受到了市场机制、季节性、异质性事件的影响，碳价的变化也是较为清晰的，而在高预期收益率下，投资者对碳价变动认知较不稳定，风险较大。

将极值理论与在险值相结合，提出了有效描述 EU ETS 市场风险的手段；同时，研究了碳市场流动性风险的相依性。目前，虽然有文献研究了碳价格的波动性特征，但是尚没有研究碳市场的金融风险特征的文献。本书将在险值引入了碳市场的风险管理当中，并且将在险值与极值理论相结合，重点研究碳价格暴涨暴跌时的风险。研究发现，与极值理论结合之后的风险值，比银行界常用的风险指标有着明显的改进。

针对碳市场的流动性风险，运用广义帕累托分布和 Copula 函数分析碳市场风险和流动性风险的相依性以及风险集成值。研究发现，碳市场的市场风险和流动性风险相依性较弱。受市场规模限制，碳市场目前的市场流动性风险较小，当前阶段，碳市场面临的主要是市场风险。但忽视市场流动性会低估碳市场所面临的风险，每份合约在一日内面临的流动性风险会达到市场风险的 9%，而持有合约数较多的投资者，其面临的流动性风险会大大增加。随着市场容量增大，有助于降低流动性风险，但随着交易者增加，换手率变小，流动性风险仍不可忽视。

7. 中国应对碳市场的机遇与挑战

针对中国如何更好地参与国际碳市场，通过国际碳市场的运作经验，分析了国际碳市场实践对中国的启示，以及中国参与碳市场的挑战，提出中国应对气候变化值得关注的几个问题。

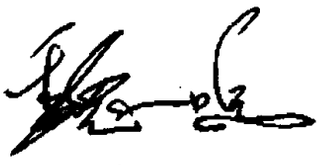
本书由魏一鸣总体设计、策划、组织和统稿。其中，第 1 章由魏一鸣、王恺、邹乐乐完成；第 2 章由从荣刚、邹乐乐、魏一鸣完成；第 3 章由王恺、凤振华、邹乐乐、魏一鸣完成；第 4 章由王恺、魏一鸣、邹乐乐完成；第 5 章由凤振华、魏一鸣、邹乐乐完成；第 6 章由王恺、邹乐乐、魏一鸣完成；第 7 章由凤振华、邹乐乐、魏一鸣完成；第 8 章由凤振华、王恺、魏一鸣、邹乐乐完成；第 9 章由凤振华、邹乐乐、魏一鸣完成；第 10 章由邹乐乐、王恺、魏一鸣完成。能源与环境政策中心的吴刚、马晓微、梁巧梅、廖华、张跃军等人参与了本书部分章节的研究、讨论以及校对工作。本书是能源与环境政策研究中心集体智慧的结晶。

本书的撰写过程中，得到了中国科学院知识创新工程重大项目群项目(No. KZCX2-YW-Q1-12)、国家自然科学基金项目(70733005，70903066，71020107026)、973 气候变化专项课题(2010CB955805)等的支持。先后得到了陈述彭院士、于景元、彭苏萍院士、何建坤、徐伟宣、宋建国、马燕合、黄晶、孙洪、田保国、沈建忠、李善同、陈晓田、李一军、汪寿阳、高自友、张维、黄海军、周寄中、黄季焜、杨列勋、刘作仪、李若筠、戴彦德、郭日生、彭斯震、傅小锋、涂序彦、张建民等专家和领导的指导、支持和无私的帮助；国外同行 Tol R. S. J.，Hofman B，Martinot E.，Drennen T.，Jacoby H.，Parsons J.，MacGill I.，Edenhofer O.，Burnard K.，Nielsen C.，Nguyen F.，Okada N.，Ang B.，Yan J.，Tatano H.，Murty T.，Erdmann G. 等曾应邀访问能源与环境政策研究中心并做学术交流，他们曾以不同形式给予我们支持和帮助。中国科学院副院长丁仲礼院士从本项目的立项至实施的全过程给予了指导和支持。值此，向他们表示衷心感谢和崇高的敬意！

特别感谢本书所引用的文献的所有作者！

我们期望通过本书涉及的相关研究工作，能够进一步科学地辩别碳市场的内在特征规律和外部影响因素，拓展对全局成本最优的碳市场的认识，更好地从经济有效的角度应对气候变化，为中国应对气候变化的行动和碳市场机制建设提供理论基础与知识储备。

限于我们的知识修养和学术水平，本书难免存在不足甚至错误之处，恳请读者批评、指正！



2010 年 9 月 18 日

于魏公村

术 语 表

AIC，Akaike Information Criterion，赤池信息准则
ARCH，Autoregressive Conditional Heteroskedasticity，自回归条件异方差
ARFIMA，Autoregressive Fractionally Integrated Moving Average，分整自回归移动平均
AMI，Average Mutual Information，平均互信息
BIC，Bayesian Information Criterion，贝叶斯信息准则
BMM，Block Maxima Group of Models，区间选取极值模型
CAPM，Capital Asset Pricing Model，资本资产定价模型
CERs，Certified Emission Reductions，经核实的减排量单位
CCX，Chicago Climate Exchange，芝加哥气候交易所
EMH，Efficient Market Hypothesis，有效市场理论
ERUs，Emission Reduction Units，联合履约的减排量单位
EMD，Empirical Mode Decomposition，经验模态分解
EEMD，Ensemble Empirical Mode Decomposition，总体经验模态分解
EUAs，EU Allowances，欧盟排放交易体系的排放许可单位
ECX，European Climate Exchange，欧洲气候交易所
EU ETS，European Union Emission Trading System，欧盟排放交易体系
ES，Expected Shortfall，期望损失
EVT，Extreme Value Theory，极值理论
GARCH，Generalized Autoregressive Conditional Heteroskedasticity，广义自回归条件异方差
GED，Generalized Error Distribution，广义误差分布
GEV，Generalized Extreme Value Distribution，广义极值分布
GPD，Generalized Pareto Distribution，广义帕累托分布
IPCC，Intergovernmental Panel on Climate Change，联合国政府间气候变化专门委员会
IMF，Intrinsic Mode Function，本征模态函数
JISC，JI Supervisory Committee，联合履约管理委员会
JI，Joint Implementation，联合履约
CDM，Clean Development Mechanisms，清洁发展机制
NAPs，National Allocation Plans，欧盟国家分配计划
POT，Peak Over Threshold，超越阈值选取极值模型
TGARCH，Threshold Generalized Autoregressive Conditional Heteroskedasticity，门限（阈值）广义自回归条件异方差
RSS，Residual Sum of Squares，残差平方和
UNFCCC，United Nations Framework Convention on Climate Change，联合国气候变化框架公约
VaR，Value at Risk，在险价值
VR，Variance Ratio，方差比率

目　录

前言
目录
图目录
表目录
术语表

第 1 章　碳市场的历史背景及经济理论基础 …… 1
1.1　碳市场的产生背景 …… 1
1.2　碳市场的发展现状 …… 4
1.3　碳市场的经济理论基础 …… 6
1.4　碳市场复杂系统的主要特征 …… 9

第 2 章　碳市场排放配额分配机制研究 …… 12
2.1　碳排放分配机制概况 …… 12
2.2　两种免费碳配额分配机制的比较研究 …… 12
2.3　EU ETS 现有拍卖机制研究回顾 …… 23
2.4　不同市场因素对配额拍卖的影响研究 …… 24
2.5　参与者行为对碳市场拍卖效率及价格的影响 …… 32
2.6　本章小结 …… 44

第 3 章　碳价格的外部影响因素研究 …… 47
3.1　碳市场与石油市场的价格转移机制研究 …… 47
3.2　市场环境与温度对碳价的影响机理研究 …… 58
3.3　本章小结 …… 65

第 4 章　欧盟排放交易体系结构性变化研究 …… 67
4.1　碳市场价格结构性变化研究概述 …… 67
4.2　结构变化模型与异常收益率模型 …… 68
4.3　欧盟排放交易体系两阶段代表性合约的选择 …… 72
4.4　第一阶段碳期货合约结构变化分析 …… 72
4.5　第二阶段碳期货合约结构变化分析 …… 86
4.6　本章小结 …… 88

第 5 章　欧盟排放交易体系碳价波动性研究 …… 89
5.1　碳价波动性研究回顾 …… 89
5.2　碳价波动性研究模型与方法 …… 90
5.3　碳价历史信息对当前价格波动的影响 …… 92
5.4　碳市场内在机制对碳价格波动性的影响 …… 96
5.5　异质性环境对碳价的冲击力 …… 100
5.6　本章小结 …… 101

第 6 章　欧盟排放交易体系价格收益率分布特征研究 …… 103
6.1　碳市场期货价格分布特征研究概述 …… 103
6.2　收益率模型 …… 104
6.3　收益率分布特征模型检验 …… 105
6.4　欧盟排放交易体系稳态分布参数估计与分析 …… 110
6.5　本章小结 …… 111

第 7 章　基于资本资产定价模型的碳市场系统风险与期望收益研究 …… 112
7.1　碳市场系统风险和非系统风险 …… 112
7.2　资本资产定价模型和 Zipf 方法 …… 113
7.3　碳市场系统风险和非系统风险分析 …… 115
7.4　基于 Zipf 方法的投资者期望收益和投资尺度对碳价的影响分析 …… 116
7.5　本章小结 …… 121

第 8 章　基于极值理论的碳市场风险度量 …… 123
8.1　碳市场参与者的收益风险概述 …… 123
8.2　极值理论模型、在险值模型和 GARCH 模型 …… 124
8.3　碳价数据预处理 …… 127
8.4　碳市场静态在险值分析 …… 127
8.5　碳市场的 GARCH 模型估计 …… 131
8.6　碳市场动态在险值分析 …… 133
8.7　动态 EVT-VaR 与其他动态 VaR 估计方法比较 …… 136
8.8　本章小结 …… 137

第 9 章　碳市场流动性风险相依性和风险集成研究 …… 139
9.1　碳市场流动性风险概述 …… 139
9.2　流动性风险相依性和风险集成指标构建 …… 140
9.3　数据预处理 …… 142
9.4　碳市场流动性在险值分析 …… 143
9.5　流动性风险和市场风险相依性分析 …… 144

9.6　流动性风险与市场风险集成分析 …… 147
9.7　本章小结 …… 149

第 10 章　国际碳市场对中国的机遇与挑战 …… 150
10.1　后京都时代欧盟排放交易体系展望 …… 150
10.2　国际碳市场带给中国的机遇 …… 151
10.3　中国应对国际碳市场的挑战 …… 152
10.4　中国应对气候变化的政策建议 …… 154

参考文献 …… 158

图 目 录

图 1-1 京都规则下的碳交易市场 …… 4
图 2-1 引入碳配额的电力市场系统结构图 …… 14
图 2-2 电力生产商行为流程图 …… 15
图 2-3 引入碳排放交易机制和不引入碳排放交易机制的电价变化 …… 19
图 2-4 不同 GDP 增长率对应 100 期末电价 …… 20
图 2-5 引入碳排放配额机制的电源结构演化 …… 20
图 2-6 未引入碳排放配额机制的电源结构演化 …… 21
图 2-7 两种碳配额分配方式下的电价、碳价演化 …… 22
图 2-8 引入碳排放配额机制对最终生产者比例的影响 …… 23
图 2-9 拍卖的供给与需求 …… 24
图 2-10 在不同市场供求关系下的政府和竞拍者收益 …… 28
图 2-11 发电成本不确定性对统一价格拍卖的影响 …… 28
图 2-12 发电成本不确定性对歧视性价格拍卖的影响 …… 29
图 2-13 统一价格拍卖情况下，竞拍者三种学习方式下政府的收益 …… 29
图 2-14 统一价格拍卖情况下，竞拍者三种学习方式下竞拍者的收益 …… 30
图 2-15 歧视性价格拍卖情况下，竞拍者三种学习方式下政府的收益 …… 30
图 2-16 歧视性价格拍卖情况下，竞拍者三种学习方式下竞拍者的收益 …… 30
图 2-17 统一价格拍卖下，不同市场结构对政府收益的影响 …… 31
图 2-18 统一价格拍卖下，不同市场结构对竞拍者收益的影响 …… 31
图 2-19 歧视性价格拍卖下，不同市场结构对政府收益的影响 …… 32
图 2-20 歧视性价格拍卖下，不同市场结构对竞拍者收益的影响 …… 32
图 2-21 三种拍卖形式下，碳配额成交价格走势图 …… 36
图 2-22 三种拍卖形式下的电力供给情况 …… 37
图 2-23 三种拍卖形式下的竞拍者需求隐藏情况 …… 37
图 2-24 统一价格拍卖形式下的碳配额拍卖价格一数量图 …… 38
图 2-25 三种拍卖形式下的拍卖效率对比 …… 39
图 2-26 允许竞拍者交流情况下，三种配额拍卖方式成交价格走势 …… 40
图 2-27 允许交流情况下，三种拍卖形式的电力供给情况 …… 41

图 2-28 允许交流情况下，三种拍卖形式竞拍者的需求隐藏情况 …… 41
图 2-29 允许交流情况下，三种拍卖形式的拍卖效率对比 …… 42
图 2-30 允许储存配额情况下，两种配额拍卖方式成交价格走势 …… 43
图 2-31 允许储存配额情况下，三种配额拍卖方式成交价格走势 …… 43
图 2-32 允许储存配额情况下，两种配额拍卖方式电力供给 …… 43
图 2-33 允许储存配额情况下，两种配额拍卖方式电力供给 …… 44
图 3-1 碳市场与石油市场的非对称价格转移机制研究框架 …… 48
图 3-2 碳期货合约价格 …… 50
图 3-3 EU ETS 期货价格收益率的密度对比图 …… 50
图 3-4 EU ETS 期货价格收益率的箱式密度对比图 …… 51
图 3-5 碳市场的非参数回归 …… 51
图 3-6 石油市场的非参数回归 …… 52
图 3-7 碳市场的透视图 …… 52
图 3-8 石油市场的透视图 …… 52
图 3-9 碳市场与石油市场的平均互信息图 …… 53
图 3-10 碳市场的递归图 …… 53
图 3-11 石油市场的递归图 …… 54
图 3-12 阈值协整的误差修正项 …… 56
图 3-13 价格走势和 3 类机制的时间对应关系 …… 57
图 3-14 ECX DEC10 碳价走势图 …… 60
图 3-15 IMFs 均值图 …… 62
图 3-16 去季节性后分解的 IMFs 均值 …… 62
图 4-1 结构性变化研究思路 …… 68
图 4-2 DEC05 合约的 OLS—CUSUM 结果 …… 72
图 4-3 DEC05 合约的 F 检验 …… 73
图 4-4 DEC05 合约的 RSS 值与 BIC 值 …… 73
图 4-5 DEC05 合约的价格走势与结构变化点 …… 74
图 4-6 DEC05 合约结构变化点 1 附近的异常收益率 …… 74
图 4-7 DEC05 合约结构变化点 2 附近的异常收益率 …… 75
图 4-8 DEC05 合约结构变化点 3 附近的异常收益率 …… 76
图 4-9 DEC05 合约结构变化点 4 附近的异常收益率 …… 77
图 4-10 DEC06 合约的 OLS—CUSUM 结果 …… 78
图 4-11 DEC06 合约的 F 检验 …… 78
图 4-12 DEC06 合约的 RSS 值与 BIC 值 …… 79
图 4-13 DEC06 合约的价格走势与结构变化点 …… 79
图 4-14 DEC07 合约的 OLS—CUSUM 结果 …… 80
图 4-15 DEC07 合约的 F 检验 …… 80

图 4-16 DEC07 合约的 RSS 值与 BIC 值 …… 80
图 4-17 DEC07 合约的价格走势与结构变化点 …… 81
图 4-18 DEC07 合约结构变化点 1 附近的异常收益率 …… 81
图 4-19 DEC07 合约结构变化点 2 附近的异常收益率 …… 82
图 4-20 DEC07 合约结构变化点 3 附近的异常收益率 …… 83
图 4-21 DEC07 合约结构变化点 4 附近的异常收益率 …… 85
图 4-22 DEC09 合约的 OLS—CUSUM 结果 …… 86
图 4-23 DEC09 合约的 F 检验 …… 87
图 4-24 DEC09 合约的 RSS 值与 BIC 值 …… 87
图 4-25 DEC09 合约的价格走势与结构变化点 …… 88
图 5-1 DEC06 收益率的 R/S 分析图 …… 94
图 5-2 DEC06 收益率的 R/S 分析 V 统计图 …… 94
图 5-3 DEC06 演化相图 …… 96
图 5-4 DEC07 演化相图 …… 97
图 5-5 DEC08 演化相图 …… 97
图 5-6 DEC09 演化相图 …… 97
图 5-7 ECX 期货市场价格变化反馈方框图 …… 99
图 5-8 碳市场异质性环境分析 …… 100
图 6-1 EU ETS 碳期货合约价格走势 …… 106
图 6-2 EU ETS 期货价格的收益率密度特征 …… 106
图 6-3 EU ETS DEC09 合约 …… 107
图 6-4 EU ETS DEC09 合约的 QQ 图 …… 109
图 6-5 EU ETS DEC09 合约的峰度与偏度 …… 109
图 6-6 EU ETS DEC09 合约不同分布下的密度函数 …… 110
图 6-7 EU ETS 累计概率密度 …… 111
图 7-1 ECX 的 DEC05～DEC12 的碳价趋势图 …… 113
图 7-2 随着的变化，涨跌绝对频率的变动趋势($0<\varepsilon<1$，步长 $h=0.01$) …… 117
图 7-3 随着的变化，涨跌相对频率的变动趋势($0<\varepsilon<1$，步长 $h=0.01$) …… 118
图 7-4 投资者对历史价格信息的认知($1<\tau<800$) …… 119
图 7-5 不同预期收益者对历史价格信息的认知($1<\tau<800$) …… 120
图 8-1 碳现货和期货的价格走势 …… 127
图 8-2 Spot1 上涨的 POT 函数图 …… 128
图 8-3 Spot1 上尾检验图 …… 129
图 8-4 Spot1 广义帕累托分布下的上尾函数拟合图 …… 129
图 8-5 EVT 下的现货市场第一阶段(2005～2007 年)市场上涨风险 …… 130
图 8-6 碳价异方差图 …… 133
图 8-7 95%置信度下 DEC09 收益率及 VaR 值 …… 134

图 8-8 99%置信度下 DEC09 收益率及 VaR 值 …… 134
图 9-1 DEC09 交易量和结算价走势图 …… 143
图 9-2 DEC09 市场收益率和流动性收益率 QQ 图 …… 143
图 9-3 DEC09 均匀分布二维图 …… 145
图 9-4 DEC09 概率密度分布二维图 …… 145
图 9-5 DEC09 四种 Copula 函数与经验 Copula 拟合比较 …… 146
图 9-6 DEC09 收益率与流动性收益率的实际与模拟比较图 …… 147
图 9-7 VaR 调整后的流动性指标 …… 148

表 目 录

表 1-1 国际碳市场的交易情况 …… 5
表 1-2 碳市场与常规金融市场的比较 …… 9
表 2-1 参数和变量列表 …… 15
表 2-2 概率调整规则 …… 16
表 2-3 引入碳排放交易机制和不引入碳排放交易机制的电价对比 …… 19
表 2-4 引入碳排放配额机制和不引入碳排放配额机制的电源结构对比 …… 21
表 2-5 经济型生产者比例的组统计 …… 22
表 2-6 经济型生产者比例的独立样本 t 检验 …… 22
表 2-7 标准的拍卖类型 …… 23
表 2-8 为拍卖预留的配额 …… 24
表 2-9 实际拍卖的配额 …… 24
表 2-10 模型参数表 …… 27
表 2-11 实验环境汇总 …… 34
表 2-12 方差齐性检验结果 …… 36
表 2-13 单因素方差分析结果表 …… 36
表 2-14 三种拍卖形式下电力供给统计量 …… 37
表 2-15 歧视性价格拍卖和统一价格拍卖需求隐藏的统计量 …… 38
表 2-16 歧视性价格拍卖和统一价格拍卖需求隐藏的独立样本 t 检验 …… 38
表 2-17 方差齐性检验结果 …… 39
表 2-18 单因素方差分析结果表 …… 39
表 2-19 三种配额拍卖方式成交价格的统计分析 …… 40
表 2-20 允许交流情况下，三种拍卖形式下电力供给统计量 …… 41
表 2-21 允许交流情况下，三种拍卖形式需求隐藏的统计量 …… 42
表 3-1 碳市场与石油市场的平稳性检验 …… 54
表 3-2 滞后阶数的选择 …… 55
表 3-3 阈值估计结果 …… 55
表 3-4 阈值协整模型的存在性检验 …… 57
表 3-5 DEC10 的 EEMD 分解 …… 61
表 3-6 IMF 分量的 R/S 分析 …… 62
表 3-7 方差比率计算结果 …… 64

表 4-1 DEC05 合约结构变化点 1 异常收益率 …… 75
表 4-2 DEC05 合约结构变化点 3 异常收益率 …… 76
表 4-3 DEC05 合约结构变化点 4 异常收益率 …… 77
表 4-4 DEC07 合约结构变化点 1 异常收益率 …… 81
表 4-5 DEC07 合约结构变化点 2 异常收益率 …… 82
表 4-6 DEC07 合约结构变化点 3 异常收益率 …… 84
表 4-7 DEC07 合约结构变化点 4 异常收益率 …… 85
表 4-8 不同合约结构变化时间 …… 88
表 5-1 单位根检验 …… 92
表 5-2 ECX 期货合约序列相关检验 …… 92
表 5-3 ECX 碳期货合约方差比率 …… 93
表 5-4 ECX 期货合约 ARCH－LM 检验结果 …… 93
表 5-5 ECX 经典 R/S 分析结果 …… 94
表 5-6 ECX 修正 R/S 分析结果 …… 95
表 5-7 ARFIMA 模型 d 的估计值 …… 95
表 5-8 ECX DEC08 波动率分析结果 …… 96
表 5-9 ECX 碳期货合约关联维计算 …… 98
表 5-10 ECX 碳期货合约收益率的最大 Lypapunov 指数 …… 98
表 6-1 EU ETS 期货日收益率的正态性检验 …… 108
表 6-2 EU ETS 稳态分布的参数估计 …… 110
表 7-1 各种碳期货合约的 β 值、系统风险、非系统风险和超额收益率 …… 115
表 7-2 碳价涨跌绝对和相对频率下变动的饱和点 …… 117
表 8-1 EVT 参数计算结果 …… 129
表 8-2 静态 VaR 计算结果及后验测试 …… 130
表 8-3 收益率的 GARCH 模型参数估计 …… 132
表 8-4 碳市场收益率残差 EVT 参数 …… 133
表 8-5 GARCH-EVT-VaR 计算结果 …… 135
表 8-6 碳市场收益率 GARCH-VaR 计算结果 …… 136
表 9-1 VaR 计算结果 …… 143
表 9-2 DEC09 的流动性风险 …… 144
表 9-3 不同 Copula 函数计算结果 …… 146
表 9-4 基于 Copula 下的流动性风险和市场风险 VaR …… 147
表 9-5 市场风险和流动性风险集成 VaR …… 148
表 9-6 不同合约数 DEC09 下跌 VaR(%) …… 148

第 1 章　碳市场的历史背景及经济理论基础

1.1　碳市场的产生背景

1.1.1　人类活动与温室效应

全球气候变化是 21 世纪人类面临的最复杂挑战之一。根据联合国政府间气候变化专门委员会(Intergovernmental Panel on Climate Change, IPCC)(2007)的研究报告，二氧化碳主要来源于化石燃料的燃烧，是引起全球气候变暖的主要原因。因此，全球应对气候变化行动的主要对象是二氧化碳。目前，地球表面温度的变化已经基本得到认可，人类活动引起气候变化这一观点已经得到越来越多的研究结果支持。

IPCC(2007)的第四次评估报告认为，1995～2006 年的全球平均气温是自 1850 年以来最暖的 12 年。在 1906～2005 年的一百年里，全球平均地面温度上升了 0.74℃(0.56℃～0.92℃)，远高于第三次评估报告的 0.6℃，其中亚洲平均地面温度上升最快，近年来甚至超过了 1℃。全球气候变暖除了自然因素外，很大程度上是由人类活动造成的。IPCC 的第三次评估报告认为，全球变暖有 66%的可能是人类活动造成的，而第四次评估报告将这一可能性提高到了 90%。

1.1.2　全球气候变化谈判历程

1.1.2.1　联合国气候变化框架公约

随着全球气候变暖的迹象越来越明显，科学家们开始奔走呼号，以引起国际社会的注意。20 世纪六七十年代，二氧化碳的含量在大气中不断增加，这引起了科学家的关注，并且开始呼吁政府和其他组织采取行动。不过，国际社会过了许久才开始对这一问题有所反应。1992 年，在里约热内卢召开的联合国环境与发展会议上，与会各国签订了《联合国气候变化框架公约》。1994 年 3 月，公约正式生效。这是人类应对气候变化的里程碑式的事件。该公约是十多年来国际社会应对气候变化的指导性纲领。截至 2007 年 10 月 31 日，已有 189 个国家加入了《联合国气候变化框架公约》。该框架协议要达到的最终目标是：将大气中温室气体的浓度稳定在防止气候系统受到危险的人为干扰(human induced)水平上。这一水平应当足以使生态系统能够自然地适应气候变化、确保粮食生产

免受威胁并使经济发展能够在一定时间范围内实现。公约同时规定，该公约附件二所列的发达国家应当向发展中国家提供资金援助，同时应采取一切实际可行的步骤，向发展中国家转让技术。

该公约另一项极具远见的协议是对发展中国家排放历史和发展趋势的认识。发展中国家的人均排放较低，不过，其在全球排放所占的份额将会增加，以满足其社会和发展的需要。在经济发展的过程中，发展中国家的能源消耗将会增加。而有些国家的标准对发展中国家可能是不适当的，并可能使之承受不应有的经济和社会代价。公约认识到了这一点，并且对发展中国家的发展与减排提供了支持。并且，公约指出，发展中国家缔约方能在多大程度上有效履行其在本公约下的承诺，将取决于发达国家缔约方对其在本公约下所承担的有关资金和技术转让承诺的有效履行，并充分考虑到经济和社会发展及消除贫困是发展中国家缔约方的首要和压倒一切的优先事项。1992 年 6 月 11 日，时任中国国务院总理的李鹏代表中国政府在里约热内卢签署了该公约，1993 年 1 月 5 日中国批准了该公约。

1.1.2.2 京都议定书

1994 年生效的框架协议只是规定了发达国家的减排量在 2000 年达到 1990 年的水平，从实际情况看，这是远远不够的。为了使全球温室气体排放量控制在预期水平，还需要缔约方各国做出更加细化并具有强制力和可操作性的承诺。于是，开始了旷日持久的关于加强发达国家义务及承诺的谈判。历经艰辛，直到 1997 年在日本京都召开的缔约方大会才初步形成关于限制温室气体的法案——《京都议定书》。《京都议定书》共有两个附件：附件 A 与附件 B。附件 A 规定了温室气体的种类以及与排放相关的部门/源的类别；附件 B 为 1994 年生效的框架协议附件一国家规定了减排额度。（附件一（1998 年修订）所包括的国家集团，是经济合作发展组织中的所有发达国家和经济转型国家，根据公约第 4.2(a)和 4.2(b)款，附件一国家承诺 2000 年前单独或联合将温室气体排放控制在 1990 年的水平。）

《京都议定书》的主要内容有：《京都议定书》第三条规定，框架协议附件一所列缔约方应个别地或共同地确保其温室气体的人为二氧化碳当量排放总量，不超过按照附件 B 中所载其量化的限制和减少排放的承诺和根据本条的规定所计算的其分配数量，以使其在 2008～2012 年承诺期内这些气体的全部排放量从 1990 年水平至少减少 5%。对于减排的基准年或基准期，按照 1990 年或者缔约方会议第二届会议第 9/CP.2 号决定确定的、正在向市场经济过渡的附件一所列缔约方应使用的基准年或基准期。

因为较好地兼顾了公平与效率，并让发达国家承担了其应负的责任，《京都议定书》被公认为国际环境外交的里程碑。《京都议定书》为 1994 年生效的框架协议所列附件一国家规定了具体的、具有法律约束力的温室气体减排目标，要求附件一国家在 2008～2012 年间总体上要比 1990 年水平平均减少 5.2%。《京都议定书》于 2005 年 2 月 16 日正式生效。2002 年 8 月 30 日，中国常驻联合国代表王英凡大使向联合国秘书长安南交存了中国政府对《京都议定书》的核准书。2002 年 9 月 3 日，时任中国国务院总理的朱镕基在约翰内斯堡可持续发展世界首脑会议上讲话时宣布，中国已核准《京都议定书》。截至 2007

年 10 月 19 日，共有 175 个国家批准、接受、核准或加入了《京都议定书》，合计二氧化碳排放量占附件一所列缔约方 1990 年二氧化碳排放总量的 61.6%。附件一所列的国家中只有美国和澳大利亚没有批准《京都议定书》。

回顾自 1988 年以来的谈判历程，温室气体（主要是二氧化碳）减量的幅度、基准年、时间表、责任分担和配套机制，始终是谈判争论的焦点。《京都议定书》是人类在全球范围内对气候变化采取共同行动的一次成功尝试。

1.1.3 《京都议定书》三大灵活机制

《京都议定书》的一大贡献，就是在具体减排途径上，提出了三种灵活性机制："联合履约"（Joint Implementation，JI）、"清洁发展机制"（Clean Development Mechanisms，CDM）和"国际排放交易"（International Emission Trade，IET）。这三类机制的具体内容如下：

1.1.3.1 清洁发展机制

清洁发展机制是《京都议定书》确立的三种机制中与发展中国家直接相关的一项机制。其主要内容是指发达国家通过提供资金和技术的形式，与发展中国家开展项目级的合作，在发展中国家进行既符合可持续发展政策要求，又产生温室气体减排效果的项目投资，由此换取投资项目所产生的部分或全部减排额度。作为其履行减排义务的组成部分，这个额度在清洁发展机制中被定位"经核实的减排额度"（Certified Emission Reductions，简称 CERs，1 个 CER 单位＝1 公吨二氧化碳）。

1.1.3.2 联合履约

联合履约是附件一国家之间就温室气体排放权进行的交易。联合履约与 CDM 一样，是基于《京都议定书》所建立的用来满足附件一国家的减排目标的机制。议定书的第 6 条对 JI 做了原则性规定。在联合履约机制下，附件一国家可以通过在另一个附件一国家的领土内建设减排项目，并计算该项目的减排量单位（Emission Reduction Units，ERUs）来达到自己的《京都议定书》减排目标。附件一国家也可以授权其他的法人实体来参与联合履约。任何一个 JI 项目都必须经过参与国的批准，都需要从"源"中减少排放量，或者增加"汇"清除量。联合履约管理委员会（JI Supervisory Committee，JISC）是负责审核 JI 项目的最高机构。

1.1.3.3 碳市场

在《京都议定书》的约束下，每个国家的二氧化碳排放权成为一种稀缺的资源，具有了商品的属性。由于二氧化碳对环境的影响是全球性的、长期性的，因此在世界上任何地方排放的二氧化碳具有相同的增温效果，温室气体的排放地和减排地也就有了可替代性。同时由于碳减排需要成本，而且每个国家的减排成本存在明显差异，所以碳排放权就具有了价值，于是在减缓气候变化领域就产生以二氧化碳排放权交易市场（魏一鸣等，2008）。

图 1-1 给出了《京都议定书》规定的碳市场交易规则。在规定期限内，不能完成排放目标的国家或地区，可以在碳市场上购买排放额度；而提前完成减排目标并且有富余的，可以到碳市场上出售排放额度。

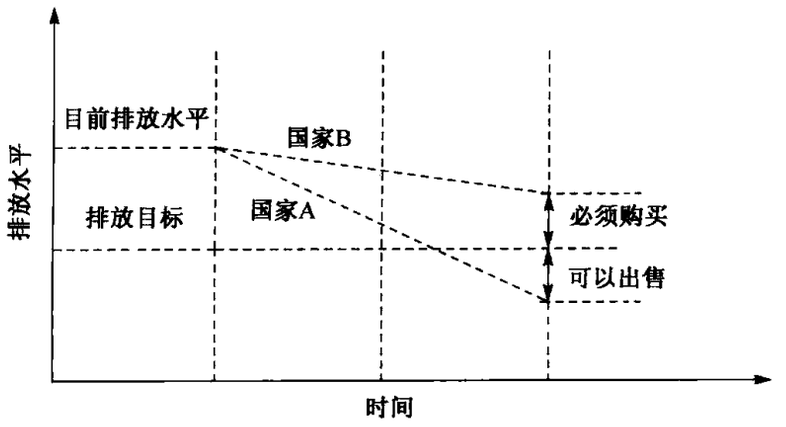


图 1-1 京都规则下的碳交易市场

事实上，边际减排成本和排放额度价格决定了国家或企业是否会参与碳市场的交易。当一个国家或企业处于被限制排放的市场体系当中时，都会衡量排放额度价格与本国或本企业的边际减排成本的关系。如果国家或企业的允许排放量，不足以满足其温室气体排放量时，他们就会衡量减排成本、排放额度价格，以及罚款之间的关系。如果国家或企业的边际减排成本较高，则他们就愿意为购买排放额度付出较高的价格。而拥有过剩排放额度的国家或企业，则愿意通过出售来获取一部分利润。如果该市场得以规范化发展，最终会形成一个均衡价格。在该均衡价格下，所有企业的边际减排成本都是相等的，保证了碳市场能够以最低的成本实现给定的减排目标。在碳市场的背景下，国家或企业可以有两种选择：第一，通过自己的努力实现减排目标；第二，通过碳市场购入排放额度。因此，国际碳市场的建立有利于减少二氧化碳排放，降低全球二氧化碳的平均减排成本，传导减排政策，实现碳融资，推动低碳发展。

更为广义上的国际碳市场按交易类型可以分为两类：基于配额（或称为排放许可证）的市场（如 IET）和基于项目的市场（如 CDM、JI）。《京都议定书》下的碳市场是国际碳市场的主体。

1.2 碳市场的发展现状

1.2.1 世界主要碳市场

国际碳市场的交易经历了两个阶段：第一阶段为 1996～2000 年，第二阶段从 2001 年至今。在第一阶段，碳交易主要发生在非京都市场，即自愿市场或零售市场。交易数量呈现不规则的波动，没有明显的规律。年最大交易量是在 1996 年，约 4000 万吨二氧化碳；而年最小交易量是在 2000 年，约 1400 万吨二氧化碳。

在第二阶段，碳交易由非京都市场向京都市场倾斜。非京都市场包括自愿实施的芝加哥气候交易所（CCX）、强制实施的澳大利亚新南威尔士温室气体减排体系（GGAS）和

零售市场等。京都市场主要由欧盟排放交易体系(EU ETS)、CDM 市场和 JI 市场组成。主要原因在于,减缓气候变化的国际责任已达成共识,京都规则越来越受到重视。自《京都议定书》生效和 EU ETS 启动以来,无论是以项目为基础的减排量交易市场,还是以配额为基础的碳配额交易市场都做出了相应的反应,市场成长迅速。EU ETS 成交额的增长情况见下表。

表 1-1　国际碳市场的交易情况

市场类型		2007 年		2008 年	
		成交量 ($MtCO_2e$)	交易额 (MUS$)	成交量 ($MtCO_2e$)	交易额 (MUS$)
配额交易	欧盟 EU ETS	2060	49065	3093	91910
	澳大利亚新南威尔士	25	224	31	183
	美国芝加哥气候交易所	23	72	69	309
	其他	无数据	无数据	83	457
	小计	2108	49361	3276	92859
项目交易	一级 CDM(Primary CDM)	552	7433	389	6519
	JI	41	499	20	294
	其他	43	263	54	397
	小计	636	8195	463	7210
二级 CDM(Secondary CDM)		240	5451	1072	26277
总计		2984	63007	4811	126345

注:Primary CDM 指的是碳资源的最初所有者与买家之间所交易的 CDM 项目,Secondary CDM 指的是卖家并不是最初所有者或所在国的 CDM 项目。

数据来源:World Bank,2009。

1.2.2　欧盟的二氧化碳减排策略与碳市场

《京都议定书》中欧盟的承诺是在 2008～2012 年内,相对于其 1990 年的排放水平减排 8%。2001 年 10 月 23 日,欧洲委员会通过了有关气候的一揽子决定(Climate Package),其中包括一份关于欧盟范围内温室气体交易指令的提案。指令提案的目的是建立一个欧盟排放交易框架和一个欧盟范围的排放权交易市场,在以最符合成本效益的方法达到《京都议定书》目标的同时,确保内部市场发挥正确的功能,防止由分割的国内排放交易计划带来的竞争扭曲。根据减排方案,欧盟各国政府从 2005 年开始向重工业企业颁发许可证,并限制其温室气体排放的最高额度。打算超限额开展生产的"污染大户",如炼油厂和以燃烧煤炭发电的发电厂等,可以向排放较少的企业购买额外排放许可(EU allowances)。

2005 年 1 月,世界最大的温室气体排放贸易准许市场正式成立,即 EU ETS。

1.2.3　英国的二氧化碳减排策略与碳市场

英国是世界上最早制定和实施温室气体排放贸易制度的国家。作为英国气候变化政

策的重要组成部分，2002 年英国启动了为期 5 年、涵盖 6 种温室气体的排放贸易制度。该制度按自愿参与原则，通过奖励、税收减免等激励措施鼓励企业实施减排行动。

1.2.4 芝加哥气候交易所

芝加哥气候交易所(Chicago Climate Exchange)是限制—贸易体系的试点基地，在限制—贸易体系中，有许多北美公司自愿同意限制各自的温室气体排放。这些公司可以通过内部减排、JI 的方式，或排放交易(ET)的手段来完成自己的减排任务。它创建于 2004 年，目标分为两个阶段：第 1 阶段为在 2003～2006 年期间将温空气体排放相对于 1998～2001 年水平每年削减 1%；第 2 阶段为在 2007～2010 年期间将温空气体排放相对于 1998～2001 年水平削减 6%，两个阶段的减排承诺均具有法律约束力。

1.2.5 澳大利亚的二氧化碳减排策略与碳市场

澳大利亚新南威尔士(New South Wales)温室气体削减计划于 2003 年 1 月正式启动，有效期至 2012 年。它对所有的在该州的电力零售商和其他部门规定了必须完成的份额。参与者必须把各自的温室气体排放减少到规定的水平。对于额外的排放，可以通过购买削减认证来补偿。削减认证由专门认证机构发放核实，可以在市场上流通交易。每年对各个实体的排放份额和实际减排量核查一次，如果在购买削减认证后依然超出排放额度，就被称作温室气体亏损，按 8～11 美元/吨二氧化碳的规定罚款。

1.3 碳市场的经济理论基础

“排放权交易”这个概念在学术界已被提出多年，是当前备受世界各国关注的环境经济政策。它最早由多伦多大学的 Dales(1968)在《污染、财富和价格》(Pollution, Property and Prices)一书中提出，并于 1976 年首先被美国国家环保局(EPA)用于大气污染源及河流污染源管理。《京都议定书》所定义的国际二氧化碳排放权市场，就是排放权交易制度在应对气候变化领域当中的一项重要应用。

1.3.1 排放权交易制度

排放权交易是一种以市场为基础的环境经济政策和经济刺激手段。排放权的卖方由于超量减排而剩余排放权，出售剩余排放权所获得的经济回报实质上是市场对有利于环境的外部经济性的补偿。另一方面，无法按照政府规定进行减排(或因减排代价过高而不愿减排)的企业购买其必须减排的排放权，其支出费用实质上是为其外部不经济性而付出的代价(林云华，2006)。排放权交易制度，在本质上属于基于市场的环境政策工具，它鼓励环境主体通过市场信号做出行为决策，而不是为环境主体制定明确的减排任务或方法；在促使厂商和个人追求自身利益的同时，客观上导致减排任务的实现。这种政策工具力求使各个厂商的边际减排成本相等，此时，减排成本最低的厂商被激励去进行最大数量的减排。

1.3.2　科斯定理与排放权交易

环境产权是指行为主体对某一环境资源拥有的所有、使用、占有、处分及收益等各种权利的集合。环境产权的外延可以包括水、阳光、空气等生存资源，也包括森林、土地、矿山等自然资源。应当指出的是，环境产权强调资源的生态价值而不是资源的经济价值。从经济学角度来看，环境质量这一属性的稀缺与其他物品的稀缺的不同之处在于：空气的质量或者水的质量都不可能从流动的空气或者流动的水体中分离开来，因此具有非排他性，可以被视为俱乐部产品或者公共物品。如果要有效地维护空气质量或者水质，国家干预应该是更为可行的方案，而且由于环境作为资源的生态价值并没有进入市场交易，因而环境污染常常被视为具有外部性的特征。经济学对环境外部性的研究主要有两个思路——庇古税和科斯定理，前者强调通过国家征税的方式使私人成本等于社会成本，后者强调通过产权界定的方式自愿协商明确损害责任。

科斯的外部性研究对环境产权理论的发展具有重要意义。科斯认为，外部性之所以存在主要是因为产权界定不清楚，因此无法确定谁应该为外部性承担后果或者得到报酬。科斯第一定理指出，在交易费用为零的情况下，无论产权如何界定，都不会影响资源的配置效率。但科斯第二定理指出，在现实世界中由于交易费用为正，不同的产权界定在现实约束条件下所产生的交易费用不同，不同的产权界定会导致不同的资源配置效率。科斯第三定理指出，产权如何界定，取决于在一定现实约束条件下各种产权界定方案所产生的交易费用高低的比较。科斯认为，外部损害与制造外部损害是相互的，必须考虑到外部性的相互性，避免较严重的损害(夏龙河，2006)。因此，将产权赋予外部损害的制造者是可行的一种选择方案，只要产权明确，当事人之间可以通过自由协商达到资源的有效配置。无论谁拥有产权，都存在向社会最优点移动的趋势。

Dales(1968)在其著作《污染、产权和价格》一书中指出，污染实际上是政府赋予排污企业的一种产权，这种产权应该是可以转让的，可以通过这种市场方式提高环境资源使用的效率。Buamol 和 Oates(1971)发表的“The Use of Standards and Prices for Protection of the Environment”一文，论证同一税率对实现预定的环境目标而言具有经济性。他们认为，排污许可证的交易可以产生相同的一致性价格，从而实现资源的有效分配。在他们之后关于排放权的研究主要集中于不同污染物的排放权研究。排放权交易借鉴了科斯所说的通过一定的产权界定提高环境资源配置效率的说法，但是搁置了科斯所说的污染者与被污染者的“谈判”，代替被污染者的是以社会福利最大化为目标的政府。科斯方案暗示厂商在一定程度上拥有污染的权利，这意味着，适当削弱被污染者的私有产权或者承认被污染者创造“不经济”的权利被视为一种较好的权利界定方式(罗杰珀曼等，2002)。

1.3.3　碳排放交易市场的成本有效性分析

在学术界，对于这一问题从理论层面和实证层面有着大量的探索，Muller 和 Mendelsohn(2009)对前人研究进行了综述，并提出了考虑环境破坏的碳市场。

假设有 N 个二氧化碳排放源(如发电厂、化工厂)，第 i 个排放源的碳排放量为 X_i $(i=1,\cdots,N)$，每个排放源均有其自身的减排成本 C_i，N 个排放源之间，减排成本有可

能相互联系。参考 Muller 和 Mendelsohn 的推导过程，我们设定以下三个前提假设：①政府知道国家总减排成本函数，但是不清楚个体的减排成本函数（Weitzman，1974）；②市场中的交易成本可以忽略不计（Stavins，1995）；③没有所得税所造成的行为偏差（Goulder，2002）。

在排放权交易市场中，政府设定二氧化碳排放总量为 $\bar{X}$，将许可证分配给 N 个排放源。政府的目标是最小化总减排成本，同时 N 个排放源的总排放量小于 $\bar{X}$，即：

$$\begin{aligned} &\min_{X_i} \sum_{i=1}^{N} C_i(X_i) \\ &\text{s. t.} \sum_{i=1}^{N} X_i \leqslant \bar{X} \end{aligned} \tag{1.1}$$

不失一般性，假设减排成本函数符合以下特征：

$$\frac{\partial^2 C_i}{\partial X_i^2} < 0 \tag{1.2}$$

其拉格朗日极值定理函数为：

$$L = \sum_{i=1}^{N} C_i(X_i) + \lambda\left(\sum_{i=1}^{N} X_i - \bar{X}\right) \tag{1.3}$$

其中，λ 为拉格朗日乘子。

上述公式表明，成本最小值出现在当边际减排成本等于排放总量变化时的边际价值，即影子价格：

$$\lambda = -\left(\frac{\partial C_i}{\partial X_i}\right)\nabla_i \tag{1.4}$$

如果成本函数不是连续的，其影子价格有可能在最优值之前或者之后。λ 是一定值，意味着市场达到成本有效的时候，所有排放企业的边际成本是相同的。这就是 Montgomery（1972）所论述的成本有效的排放权交易市场。

假设许可证的价格为 P，则企业最小化以下三者之和：减排成本 $C_i(X_i)$，可能从市场上其余 $N-1$ 个企业中购买排放权 X_{bij}，也有可能向其他企业卖出排放权 X_{si}。同时，各企业的排放量小于或者等于其初始的排放权数量 X_i^0 －卖出的许可证数量＋购买的许可证数量。即：

$$\begin{aligned} &\min_{X_i, X_{si}, X_{bij}} C_i(X_i) + P\left(\sum_{j=1}^{N-1} X_{bij} - X_{si}\right) \\ &\text{s. t.} \ X_i \leqslant X_i^0 - X_{si} + \sum_{j=1}^{N-1} X_{bij} \\ &X_i, X_{si}, X_{bij} \geqslant 0 \end{aligned} \tag{1.5}$$

该最小化函数的拉格朗日极值条件为：

$$L = C_i(X_i) + P\left(\sum_{j=1}^{N-1} X_{bij} - X_{si}\right) + \gamma\left(X_i - X_i^0 + X_{si} - \sum_{j=1}^{N-1} X_{bij}\right) \tag{1.6}$$

其中，γ 为拉格朗日乘子。

因此，碳市场上企业的市场行为是：

如果 $-\frac{\partial C_i}{\partial X_i}(X_i^0) < P$，企业 i 将会出售其排放权；

如果 $-\frac{\partial C_i}{\partial X_i}(X_i^0) > P$，企业 i 将会购买排放权；

如果总排放量 $\bar{X}$ 是不设限制的，那么 γ，λ 都将为零，排放权市场将不复存在；

如果总排放量是固定的，那么 $\lambda > 0, \gamma > 0, P > 0$。任何一个企业都有可能采取单独减排、购买排放权、出售排放权的行动。

假设企业 i 仅仅通过自身减排来完成排放额度，则其减排成本为 γ^2。假设企业 i 既减排，又参与排放权买卖，根据上述公式，企业 i 的边际减排成本等于排放权价格 P。

每一家企业都将寻找成本最低的途径，减排成本较高的企业将会从减排成本较低的企业购买排放权。这种市场机制最终将导致所有企业面对相同的排放权价格。

所有企业的边际成本将会相等：$P = \lambda = \gamma$。排放权价格 P 将等于总排放量 $\bar{X}$ 的影子价格 λ。这样，碳市场将达到成本有效。

从市场机制来看，碳市场与常规金融市场有以下区别，见表 1-2：

表 1-2　碳市场与常规金融市场的比较

比较角度	碳　市　场	常 规 市 场
商品来源	排放权外源性，即排放权来自于主管部门分配（一般是国家政府）	流通商品的自发性需求
商品供给	供给量外生性，即供给来自许可证所代表的排放配额	供给市场化
整体目标	全局成本最小化，即减排成本和运行成本最小化	利润最大化
激励机制	排放权具有条件性福利特性，企业要在碳市场上获利，降低减排损失，改进的方向就是削减排放量，出售多余配额，这是一种主管方指明获利方向的政策导向可获得性福利	获利方向无市场整体政策导向，市场参与者自主决策
获利趋势	利润与市场份额异向性，即获利与市场份额走势并不趋同	持仓量越大，往往获利更多

因此，碳市场以最小化全局减排成本为手段，以既定的排放总量为目标，达到市场竞争环境下的成本有效。

1.4　碳市场复杂系统的主要特征

尽管碳市场是一个新兴市场，但是碳市场是一个典型的复杂系统，存在诸多复杂性特征和复杂现象。碳市场的复杂性主要体现在以下几个方面：

1. 碳市场的复杂性表现在，碳市场并不是一个简单的线性系统，其建立是与人类应对气候变化的行动密切相连的，这是其他金融市场所不具备的重要特性。

在《京都议定书》的背景下，碳排放权成为一种可以交易的商品，其商品属性与石油、天然气等大宗商品市场、以及股票等金融衍生品市场有着本质的区别。从 EU ETS 碳价格的运行规律来看，碳市场受到一系列复杂因素的影响，特别是受到碳配额分配制度的影响。另外，其他的复杂因素交织在一起，也影响了碳价格的上下震荡，包括石油、天然气、煤炭和电力价格以及大气温度、股票市场等。对于碳市场来说，各种影响因素是动态变化的，非线性的特征十分明显。

2. 对于 EU ETS 来说，配额在市场上可以自由交易，自由的市场环境有利于配额交易的流动性。

EU ETS 成功建立并且能够快速发展关键在于它形成了一个能够自由交易排放配额的环境，使得配额可以作为一种商品自由交易。同时，两个阶段的划分有利于减少 EU ETS 的风险(魏一鸣等，2009)。第一阶段作为试验阶段(pilot phase)(2005～2007 年)，是一个吸取教训、积累经验的过程，给作为先驱者的欧洲碳市场一个准备和缓冲的阶段，也有利于第二阶段(2008～2012 年)EU ETS 更好地发挥作用。

3. EU ETS 得以迅速增长的另一个关键点，就是初期免费配额的分配增加了利益相关者参与排放交易的信心。

在第一阶段，EU ETS 配额的免费分配，增加了企业的收益，使得反对声音最大的工业部门转变了态度，支持进行排放交易。随着市场制度的不断完善，EU ETS 将不断增加拍卖所占的比例。

4. 同时，EU ETS 允许与其他温室气体减排市场连接，这有利于调整配额供需。

京都灵活机制 JI 和 CDM 都能增加 EU ETS 的市场供给，使得配额价格降低，有利于利益相关者。目前，CDM 的期货与期权合约同样可以在 EU ETS 上交易。EU ETS 与 CDM 的联系为 CDM 项目提供了价格参考，推动了发展中国家 CDM 项目的发展；EU ETS 也通过 JI 项目覆盖了更多的减排行业，实现了更多的减排量。EU ETS 与其他碳市场之间的连接为以后的气候制度设计和谈判提供了有益的实践基础。

5. 碳市场复杂特性的另一特点，就是其自身强烈的政策依赖性。

EU ETS 未来的发展前景受后京都时代不确定性的影响极大。目前，对于 2012 年之后的国家减排框架仍然未达成实质性协议，这给《京都议定书》以后的国际碳市场发展前景带来了很大不确定性。随着 2012 年逐渐临近，国际社会仍然为利益问题进行着激烈的争论，后京都时代减排量分配问题必将对欧盟的减排政策产生冲击，进而影响到 EU ETS 的发展。EU ETS 本身来自于国际气候谈判，其产生并不是社会的自发需求，这是与石油等期货市场的根本区别。

6. 碳市场的复杂特性，还表现在与外界错综复杂的联系上。

从已有的研究来看，碳价格的波动不但受到排放政策的影响，还受到其他商品市场的影响。其中，对碳市场影响最大是能源市场，包括石油、天然气、煤炭和电力价格。另外，冬季的气温会影响供暖，进而影响大型二氧化碳排放源的碳排放量，导致碳配额的需求发生变动，进而引起碳价格的波动。

7. 碳市场的复杂性还表现在，碳价格与减排效果息息相关。

减排成本的出现可能会引起电价等能源价格上涨。随着 EU ETS 第二阶段的开始，越来越多的企业进入市场。如果市场新入者是发电等碳密集行业，随着碳价上升而带来的成本上扬，将在一定程度上阻碍该行业科学技术的更新换代，引发该行业低效率的额外投资，并长期造成电力等能源价格的上涨。

8. 碳市场市场机制的演化，不断增大碳市场的复杂性。

EU ETS 第一阶段被看作一个“试验阶段”。该阶段的运作结果表明：免费的配额分

配不一定会带来暴利，分配量是否过剩在更大程度上影响着碳价的走势（魏一鸣等，2009）。同时，确保市场竞争性是 EU ETS 成功的关键。已经结束的第一阶段，促使欧洲各行业接受了排放需要付出成本的观念。但是 EU ETS 不能使欧洲的减排成本过高，否则将导致市场投资向欧洲以外转移。另外，对市场参与者来说，碳价并不是越高越好。如果碳价高于欧盟所制定的罚款及相关处罚所带来的损失，企业将宁可不减排也不愿意在碳市场上购买排放权而接受罚款，因为这样的成本更小，无法达到减排效果，碳市场也就失去了存在价值。

第 2 章　碳市场排放配额分配机制研究

2.1　碳排放分配机制概况

在排放交易中，如何更加公平地对排放企业或设备进行初始配额的分配，以有效地实现温室气体减排目标是一个非常重要的问题（Svendsen 和 Vesterdal，2003）。二氧化碳排放权的初始分配是构建碳排放交易制度的基础。目前理论界探讨较多的配额初始分配模式主要有政府免费分配、公开拍卖以及两者结合三种方式（鲁炜和崔丽琴，2003）。

自从欧盟 EU ETS 提出并投入运行以来，如果欧盟成员国的企业要排放二氧化碳的话，就必须拥有排放权，这种排放权可以是来自政府配额或者从碳市场中购买。引入 EU ETS 的主要理由是以尽可能低的成本减少排放（Svendsen，1999）。从 2008 年 1 月 1 日开始，排放权实现了在欧盟国家间的贸易。

EU ETS 的第一阶段是按每个企业实际二氧化碳排放状况来规定其排放额度，而整个地区并没有一个总的限排限度。但进入第二阶段后，EU ETS 的减排目标就和《京都议定书》的承诺一致，即 2008～2012 年，欧盟将每年减排约 2 亿吨二氧化碳。EU ETS 初始配额分配方式从一开始就备受争议。在第一阶段，95％初始排放配额都免费发放给各企业，即按企业历史排放量（grandfathering）发放，其余 5％拍卖给后进入 ETS 的企业。在第二阶段，免费配额的比例降到 90％，按预先设定的标杆（benchmarking）分配，拍卖额度上升到 10％，仍占很小的比例。

2.2　两种免费碳配额分配机制的比较研究

2.2.1　问题的提出

以欧盟的 EU ETS 第一阶段（2005～2007 年）为例，除电力部门以外，所有部门按照基准年的历史排放水平分配，电力部门分配其余剩余的排放指标，其分配按照历史产量分配。历史排放水平以 1998～2002 年的平均水平为基期。

关于二氧化碳排放权交易的文献，主要集中在碳市场机制设计和国家间及国家内部的排放权交易分析方面。

在碳市场机制设计方面，Bohringer 和 Lange（2005）讨论了基于排放和基于产出的碳排放权继承方式。他们发现，在闭合贸易系统中，基于历史排放的配额分配方式是最好的；但是在开环的贸易系统中，两种分配方式相结合往往更好。Cramton 和

Kerr（2002）认为政府应该对二氧化碳排放权进行拍卖，而不是通过继承的方式对二氧化碳配额进行免费的分配。他们认为这样可以更好地促进技术革新，并能有效地分担成本。Dallas 等（2001）利用 Haiku 电力市场模型比较了拍卖、基于排放和基于产出的二氧化碳配额分配方式。他们发现，拍卖方式的社会成本大约为其他两种方式的一半，基于排放的继承方法对生产者最有利，而基于产出的方法导致电价最低，天然气价格最高。

在国家间排放权交易方面，Haurie 和 Viguier（2003）采用了一个可计算随机均衡模型，对国际碳市场中中国和俄罗斯的竞争进行模拟，重点分析了在有和没有美国参与的情况下，这种竞争对碳价可能的影响。Carlén（2003）利用模拟的方法研究了国际温室气体排放贸易中的市场力问题，他们发现：大的交易者不一定带来市场失灵，而且在交易的末期，大的交易者不能利用它的优势来持续性地影响价格。Bosello 和 Roson（2002）研究了国际碳市场中的公平问题，他们发现当市场包含非附件一国家时，排放配额市场主要使较富裕国家获益，尤其当允许对配额进行储存时。

在国家内部的排放权交易分析方面，Keats 等（2005）考察了电力部门二氧化碳配额的分配，他们发现粉煤电站和更现代的天然气联合循环电厂的净价值将增加，并且在未来配额中的大部分应该以拍卖的方式进行分配。Szabó 等（2006）开发了一个水泥行业的全局动态模拟模型（CEMSIM），研究欧盟内部水泥行业的技术发展对碳交易的影响，量化了碳市场交易带来的收益，同时评价了可能存在的碳泄漏效应。Chappin 和 Dijkema（2009）考察了引入碳排放交易机制对荷兰电力市场的影响，他们发现，碳排放交易的影响相对很小，并且起作用的时间较晚，碳排放交易的经济影响比选择用煤发电的经济激励要小。但是他们忽视了电力需求的价格弹性，也没有对基于排放和基于产出的碳额分配方式进行比较，同时在他们的文章中没有考虑到二氧化碳市场的出清以及跨期交易等问题，而在国家内部排放权模拟方面，对这些方面进行分析是非常有意义的。

本章试图建立一个基于 Multi-Agent 的模型，通过对现有电力市场进行模拟，引入碳配额机制以及相关的政策变量，并尝试回答下列问题：

（1）对电力部门引用碳排放配额机制，会对电价产生什么样的影响，又会对最终的电源结构产生什么样的影响？

（2）基于排放的配额分配方式和基于产出的配额分配方式会有何不同？不同分配方式产生宏观结果的微观原因是什么？哪种配额方式更适合于国内的碳排放市场？

2.2.2　引入碳配额的电力市场模型

2.2.2.1　模型的总体设定

在模型中，一共考虑了六类主体（电网公司、电力生产商、其他工业部门、消费者、政府和二氧化碳做市商）、两个市场（电力市场和二氧化碳市场）（见图 2-1）。电力生产商每期在电力市场中确定合同供电量，然后根据发电的需要从二氧化碳市场购买或出售二氧化碳配额。在每期结束时，电力生产商会根据市场信息投资或关闭某种类型的电厂。电厂的运营主要包括以下四种类型的成本：投资成本、燃料成本、二氧化碳成本以及其他类型

的运作成本，同时电厂有其各自的生命周期。在模型中，燃料价格由世界市场决定，属于外生变量；电力需求受经济发展水平和电价影响；发电市场不完全竞争。由于电力不能被大规模储存，必须保证实时平衡，没有库存。同时，政府每期对电力生产者分配碳配额，对环境友好的电厂进行补贴并对电力市场进行监管。

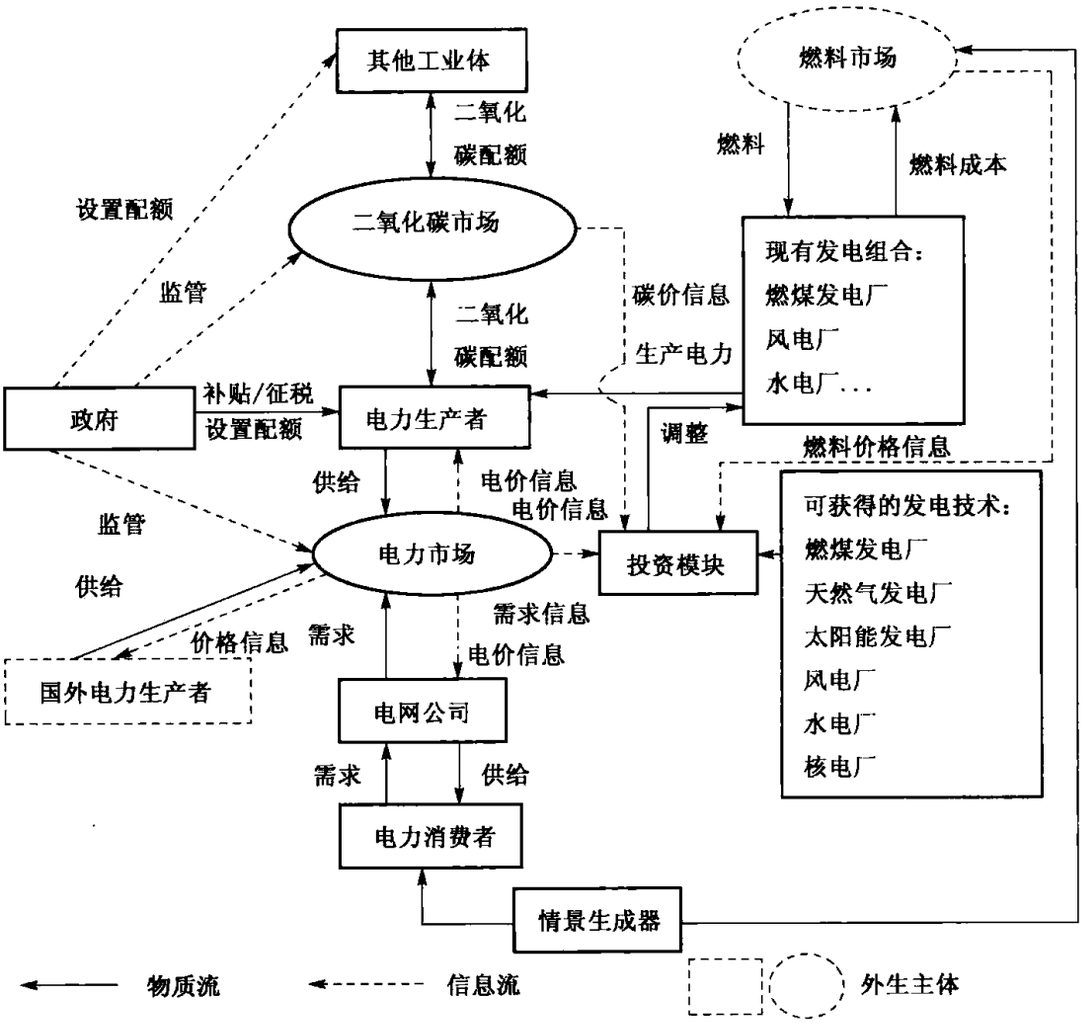


图 2-1 引入碳配额的电力市场系统结构图

2.2.2.2 主体行为规则的设定

1. 电力生产商

电力生产商是以利润最大化为其目标的，其主要行为决策可以用图 2-2 来表示。在每期期初，电力生产商获得碳配额，并通过电力市场确定合同供电量。根据发电所需排放的二氧化碳，生产商决定购买或出售碳配额。在期末，根据电力市场供需状况和电厂运营状况，生产商做出新增电厂或关闭电厂的决策。

投资电厂的类型，即对发电技术的选择，采取的是多准则决策。而电厂规模的选取是以保证电力供给为原则的。决策的准则包括经济性、环境友好性、对核电站建设的态度以及土地、水资源的约束性。其中经济性主要考察一个电厂的预期盈利性。第 i 个电力生产商的第 j 种类型电厂的预期盈利率 $ep_{i,j}$ 可以用公式(2.1)得出：

$$ep_{i,j} = ((cer_{i,j}(t) \times cp(t) + capa_j \times p(t) - capa_j \times n_j \times fp_j(t) - capa_j \times m_j \times cp(t) - oc_j) \times \frac{1-\left(\frac{1}{1+\inf l}\right)^{lt_j}}{1-\frac{1}{1+\inf l}} + sub_j - inco_j)/inco_j \tag{2.1}$$

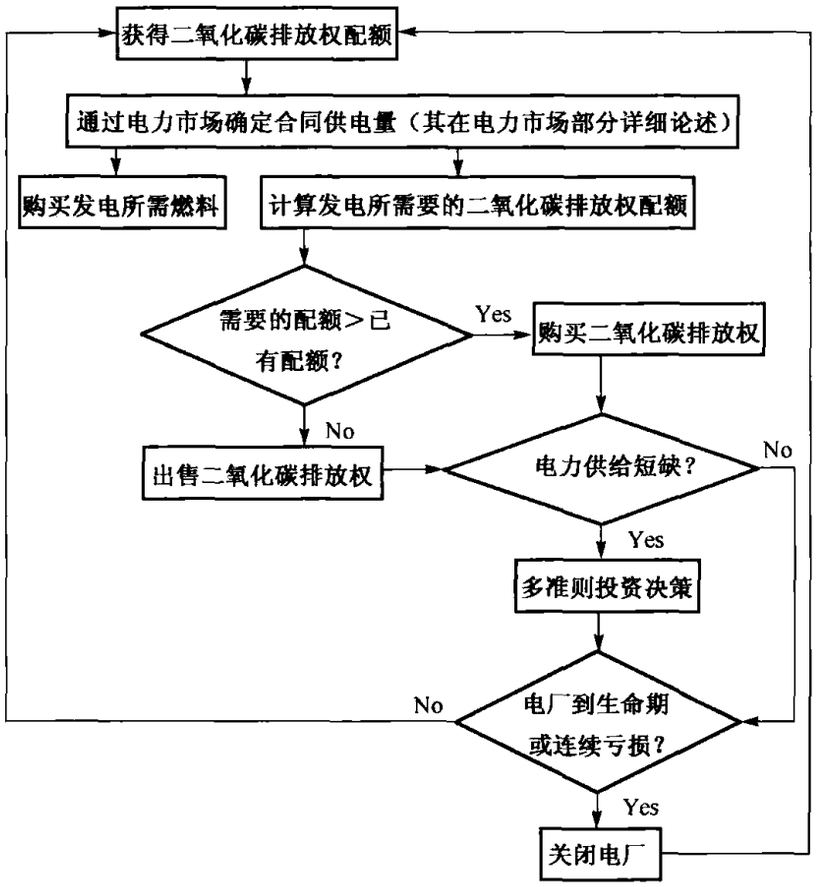


图 2-2　电力生产商行为流程图

公式(2.1)中的各变量定义见表 2-1，其实质是投资电厂每期净现金流的折现和与总投资成本的比值。与前人研究不同的是，我们考虑了新建电厂的碳配额收益（$cer_{i,j}(t) \times cp(t)$）和资本利率($\inf l$)的影响。

表 2-1　参数和变量列表

参数或变量名	说　明	参数或变量名	说　明
$cer_{i,j}(t)$	生产者 i 的第 j 种类型电厂的碳配额	$capa_j$	第 j 种类型电厂的装机容量
$cp(t)$	二氧化碳价格	$p(t)$	第 t 期的电力价格
$fp_j(t)$	第 j 种电厂所需燃料价格	$infl$	资本利率
n_j	第 j 种电厂单位电力产出所需的资源量	sub_j	政府对投资环保型发电技术(无核，无或低二氧化碳排放)的补贴，由情景外生给定
oc_j	第 j 种电厂单期的运营成本	$inco_j$	第 j 种类型发电技术电厂的初始投资
m_j	第 j 种电厂单位电力产出所需的二氧化碳排放量	lt_j	第 j 种类型电厂的生命期

同时，电力生产商可能会对环境友好的发电技术比较偏好。核电站的建设不仅取决于个体发展核电站的态度，还取决于国家政策。风电场的建设，取决于现存的空地和风电厂使用的空间。水电站的建设，取决于现存的水力资源和水电站使用的水力资源。生产者对每一种类型的电厂进行打分，分值高的类型的电厂有较大的概率被投资。

我们假定生产商在进行投资选择时，往往会偏好经济或是环保。我们把电力生产商分为三类：逐利型生产商、环保型生产商和中性生产商，其各自对于经济或是环保的权重分别为：(0.7,0)，(0.3,0.4)，(0.5,0.2)。电力生产商 i 在进行投资时，会首先按照一个概率 $P_i = \{p_p, p_e, p_n\}$ 向量来选择其类型，p_p, p_e, p_n 分别代表电力生产商选择成为逐利型生产商、环保型生产商和中性生产商的概率，并且按照表 2-2 所述规则，在一个投资期结束时，对 P_i 向量进行调整。

表 2-2 概率调整规则

投资时所处类型	投资的电厂是否盈利	该生产者概率向量调整过程
逐利型	是	$P' <- \left\{p_p + \Delta, p_e - \frac{\Delta}{2}, p_n - \frac{\Delta}{2}\right\}$
	否	$P' <- \left\{p_p - \Delta, p_e + \frac{\Delta}{2}, p_n + \frac{\Delta}{2}\right\}$
环保型	是	$P' <- \left\{p_p - \frac{\Delta}{2}, p_e + \Delta, p_n - \frac{\Delta}{2}\right\}$
	否	$P' <- \left\{p_p - \frac{\Delta}{2}, p_e - \Delta, p_n + \frac{\Delta}{2}\right\}$
中性	是	$P' <- \left\{p_p - \frac{\Delta}{2}, p_e - \frac{\Delta}{2}, p_n + \Delta\right\}$
	否	$P' <- \left\{p_r + \frac{\Delta}{2}, p_e + \frac{\Delta}{2}, p_n - \Delta\right\}$

通过这种强化学习的机制，我们可以探讨市场机制是否会使消费者的偏好发生转移。

2. 政府主体

政府的目标主要是减少二氧化碳排放，稳定电价。它的行为主要是给予环境友好技术补贴；设定二氧化碳分配计划；设定国家对核电站的发展态度以及对电价进行管制。其中，二氧化碳配额的分配考虑下列两种方式：

(1) 按照其上年排放的二氧化碳所占比例，作为下年分配二氧化碳权的标准，这是欧洲碳市场现行的配额分配机制。第 i 个生产商获得的二氧化碳排放量 cer_i，可以从公式(2.2)得出：

$$cer_i(t) = emi_i(t-1) \times \frac{to_cap(t)}{to_emi(t-1)} \times \gamma \tag{2.2}$$

其中，$emi_i(t-1)$ 是在第 $t-1$ 期，第 i 个生产商排放的二氧化碳量；$to_emi(t-1)$ 是在第 $t-1$ 期，电力企业的总体排放量；$to_cap(t)$ 是第 t 期总体的二氧化碳排放限额；γ 为配额衰减比例。而公式(2.1)中的 $cer_{i,j}(t)$ 定义如公式(2.3)所示：

$$cer_{i,j}(t) = m_j \times capa_j \times \frac{to_cap(t)}{to_emi(t-1)} \times \gamma \tag{2.3}$$

(2) 按照上年所发实际电量的比例，作为下年分配二氧化碳权的标准，如公式(2.4)。

$$cer_i(t) = \frac{su_i(t-1)}{\sum su_i(t-1)} \times to_cap(t) \times \gamma \tag{2.4}$$

其中，$su_i(t-1)$ 是 $t-1$ 期生产者 i 的实际供电量。在这种情况下，公式(2.1)中的 $cer_{i,j}(t)$ 定义如公式(2.5)所示：

$$cer_{i,j}(t) = \frac{capa_j}{\sum su_i(t-1)} \times to_cap(t) \times \gamma \tag{2.5}$$

3. 工业主体

工业主体的目标是通过出售工业产品来最大化其利润，用一个 Agent 来代表所有这些公司，同时认为其二氧化碳需求确定，由情景外生决定。在其二氧化碳获取量与实际需求量不符时，可通过向二氧化碳市场出售或购买配额来获得平衡。

4. 电网主体

电网的主要行为是设定输配电价。2007 年，电网企业平均输配电价（含线损）为 160.12 元/千千瓦小时，占销售电价比重 31.49%[①]。

5. 消费者主体

我们根据销售电价的不同，把消费者分为两类：普通电力消费者和大电力消费者。普通电力消费者需要承担电度电价，而大电力消费者需要承担电度电价和容量电价，用两个 Agent 来表示上述两类消费者。

中国的电力需求受 GDP 影响较大，同时作为一种商品，其需求必然受到其自身价格变化的影响。因此，我们假设电力消费者的需求主要是与 GDP 的增速和电价的变化程度有关。消费者的需求决策见公式(2.6)：

$$D_t = D_{t-1} \times \left[1 + \left(\frac{GDP_t}{GDP_{t-1}} - 1\right) \times \alpha\right] \times \left[1 + \left(\frac{P_t}{P_{t-1}} - 1\right) \times \beta\right] \tag{2.6}$$

其中，GDP_t 表示第 t 期的国内生产总值，P_t 表示 t 期的电价，α 代表电力需求的 GDP 弹性，β 代表电力需求的价格弹性。

6. 二氧化碳做市商主体

做市商的主要功能是提供二氧化碳市场的流动性，在每一期保证二氧化碳的供需平衡。其累积的二氧化碳余量 $pool(t)$，可以按照公式(2.7)来计算：

$$pool(t) = pool(t-1) + car_d(t) - car_s(t) \tag{2.7}$$

其中，$car_d(t)$ 表示第 t 期总的二氧化碳需求量，$car_s(t)$ 代表第 t 期总的二氧化碳供给量。$pool(t)>0$，代表累积二氧化碳需求大于累积二氧化碳供给；$pool(t)<0$，代表累积二氧化碳需求小于累积二氧化碳供给。

2.2.3　市场规则的设定

2.2.3.1　电力市场

参与竞争的发电机组主要实行两步制上网电价，包括容量电价和电量电价[②]。容量

① 数据来源于国家电力监管委员会的 2007 年度电价执行情况监管报告。

② 中国现有电价的形成机制，主要参考 2005 年 5 月 1 日施行的《上网电价管理暂行方法》。

电价以参与竞争的各类发电机组平均投资成本为基础制定，用以补偿电厂的固定投资及其财务费用。电量电价通过市场竞争形成，本书采取下述规则：第 t 期，首先每个电厂决定上网竞价的电力供给量($w_s_{i,j}$)，如果发电所获得的预期收益小于不发电而转让碳配额的收益，则电力供给量为零，否则电力供给量为装机容量。市场的平均报价 $bid_ave(t)$ 见公式(2.8)：

$$bid_ave(t)=\frac{\sum_{i=1}^{n}\sum_{j=1}^{m}w_s_{i,j}\times bid_{i,j}(t)}{\sum_{i=1}^{n}\sum_{j=1}^{m}w_s_{i,j}} \tag{2.8}$$

其中，第 i 个电力生产商对其拥有的第 j 种类型的电厂生产的电的报价 $bid_{i,j}(t)$ 是采用成本加利润的方式，其具体计算见公式(2.9)：

$$\begin{aligned}bid_{i,j}(t)=&\left[fp_j(t)\times capa_j(t)+oc_j(t)+capa_j(t)\times m_j\times cp(t)\right]\\&\times(1+mar_i\times ave_mar)/capa_j(t)\end{aligned} \tag{2.9}$$

其中，$capa_j(t)$ 为第 j 种类型电厂的装机容量；ave_mar 为电力行业的平均盈利率，由情景生成器外生设定；mar_i 是电力生产商 i 报价的平均利润率与行业平均利润率之比。

则电力生产商 i 的第 j 个电厂的实际供给 $s_{i,j}(t)$ 如公式(2.10)所示：

$$s_{i,j}(t)=w_s_{i,j}\times\frac{to_D(t)}{\sum_{i=1}^{n}\sum_{j=1}^{m}w_s_{i,j}}\times\frac{bid_ave_i(t)}{bid_{i,j}(t)} \tag{2.10}$$

第 t 期的平均电价 $ave_ep(t)$ 如公式(2.11)所示：

$$ave_ep(t)=bid_ave(t)\times e^{(\theta\times(to_D(t)-\sum_{i=1}^{n}\sum_{j=1}^{m}w_s_{i,j}))} \tag{2.11}$$

其中，θ 为比例系数，其大小决定了当供求不平衡时，价格的波动程度。对每个电厂来说，其各自电价 $ep_{i,j}(t)$ 如公式(2.12)所示：

$$ep_{i,j}(t)=ave_ep(t)\times\frac{bid_{i,j}(t)}{bid_ave(t)} \tag{2.12}$$

2.2.3.2 二氧化碳市场

我们假设，碳价的形成主要受市场供求的影响，本期的碳价主要受本期的配额和上一期的排放的影响(由于本期排放暂时无法获得)。因此在第 t 期，二氧化碳价格 $cp(t)$ 如公式(2.13)所示：

$$cp(t)=cp(0)\times e^{(\lambda\times(total_emission(t-1)-total_cap(t)+pool(t)))}\times(1+\varepsilon_t),\ \varepsilon_t\sim N(0,0.01^2) \tag{2.13}$$

其中，λ 是比例系数。除此之外，模型中还加入了一个随机扰动项 ε_t，来解释市场中其他因素的扰动；$cp(0)$为碳市场价格的初值，参考欧盟碳市场以及汇率，这里设为 100。

2.2.4 碳排放贸易机制对电力市场的影响

首先，我们来探讨一下碳排放交易机制的引入对电价的影响。在基准情景下，我们得到引入碳排放交易机制和不引入碳排放交易机制的电价如图 2-3 所示：

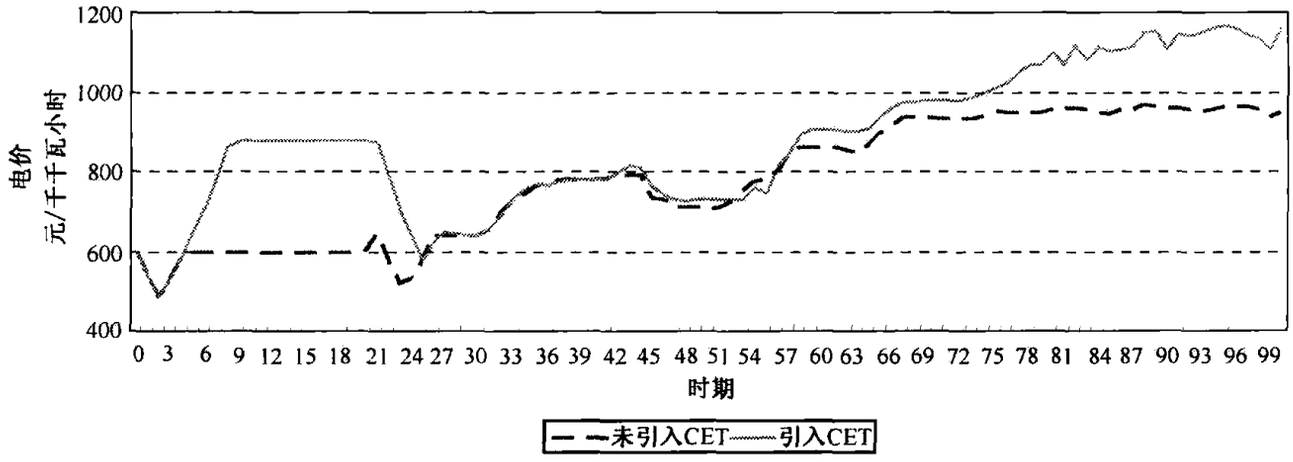


图 2-3　引入碳排放交易机制和不引入碳排放交易机制的电价变化

注:GDP 增长率为 3%,资本利率为 3%,配额减少率为 2%。

从图 2-3 可以明显看出,与没有引入二氧化碳排放交易机制的电价相比,引入二氧化碳排放交易机制大多时候使电价水平变高,电价的波动变大。在 100 期结束的时候,引入二氧化碳交易机制的电价大约是未引入二氧化碳交易机制电价的 1.23 倍。从总体波动程度上来看,引入二氧化碳交易机制的波动程度是未引入二氧化碳交易机制的 1.04 倍(见表 2-3)。因此,引入二氧化碳排放交易机制后,二氧化碳的排放不仅实现了成本的内部化,同时二氧化碳市场的波动也传导进了电力市场中,使电价提高,波动加大。

表 2-3　引入碳排放交易机制和不引入碳排放交易机制的电价对比

电　价	引入碳排放交易机制	不引入碳排放交易机制	比　值
100 期末电价(元/千千瓦小时)	1162.60	947.26	1.23
最大电价(元/千千瓦小时)	1170.38	965.61	—
最小电价(元/千千瓦小时)	486.00	486.00	—
平均电价(元/千千瓦小时)	876.44	780.72	1.12
标准差(元/千千瓦小时)	176.10	150.13	1.30
标准差系数	0.20	0.19	1.04

接下来,我们考察对应于不同的经济发展水平下,二氧化碳交易机制对电价的影响。我们对对应于不同 GDP 增速下的 100 期期末电价做了模拟,得到图 2-4。

由图 2-4 我们可以看出,在没有引入二氧化碳排放交易机制的情况下,当经济发展水平较低时,电价增速较快,而当经济发展水平较高时,电价增速呈现出递减趋势。经济发展一方面推动了电力消费,从而提升了电价;而电价的提升在一定程度上又抑制了电力消费。因此,经济发展对电力消费有正反两方面的作用,反映在电价增速的递减趋势上。而引入排放交易机制后,电价的增速提高。这是因为,在引入二氧化碳交易机制后,除了上述经济发展对电力消费的作用外,经济发展还在一定程度上引起了对二氧化碳的需求,进

而引起二氧化碳价格的提高，而碳价格会内生于电价格中，从而显著地影响电价。因此对于处于高速发展的中国来说，在引入碳配额机制后，政府要制定相应的监管措施。

我们接下来考虑引入二氧化碳排放配额机制对电源结构的影响。

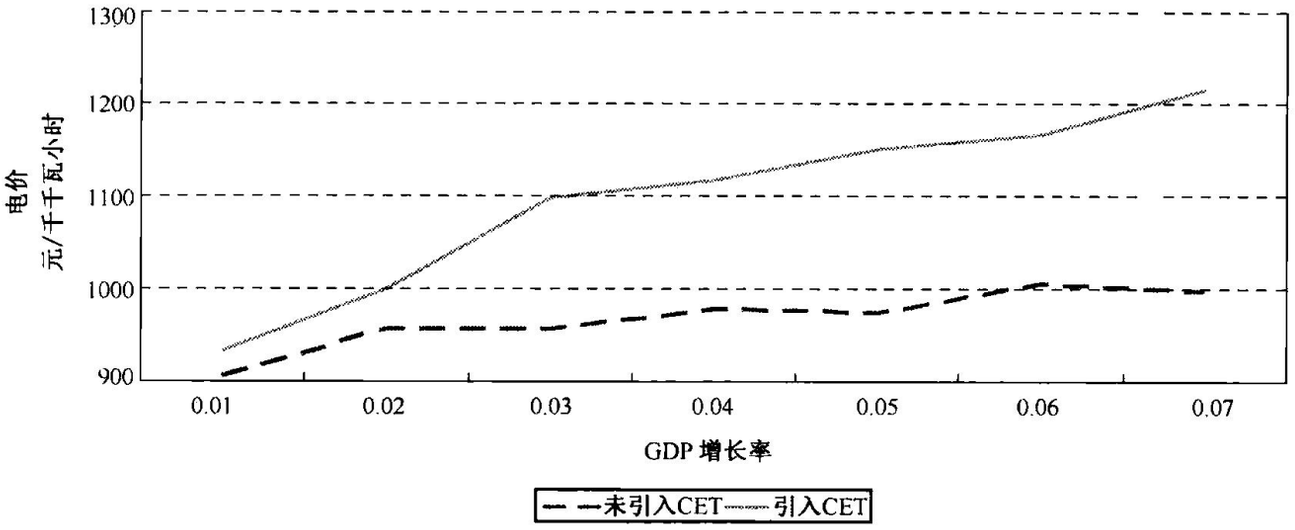


图 2-4 不同 GDP 增长率对应的 100 期末电价

注：资本利率为 3%，配额减少率为 2%。

从图 2-5 和图 2-6 可以看出，在引入二氧化碳排放配额机制后，天然气大规模发电的时间提前了。同时从最终的发电比例（表 2-4）上来看，部分环境友好的发电技术（核电、太阳能发电以及天然气发电）所占的比例上升了，其中环保但是发电成本也相对较高的太阳能发电，在引入排放机制后得到了大规模的发展；相反，排放较高的煤炭发电所占的比例下降了。水电和风电由于受到水力资源和土地的限制，其所占比例在引入二氧化碳配额机制后，并没有提高。但是实际上，在引入排放机制后，风力发电的绝对量有所上升。

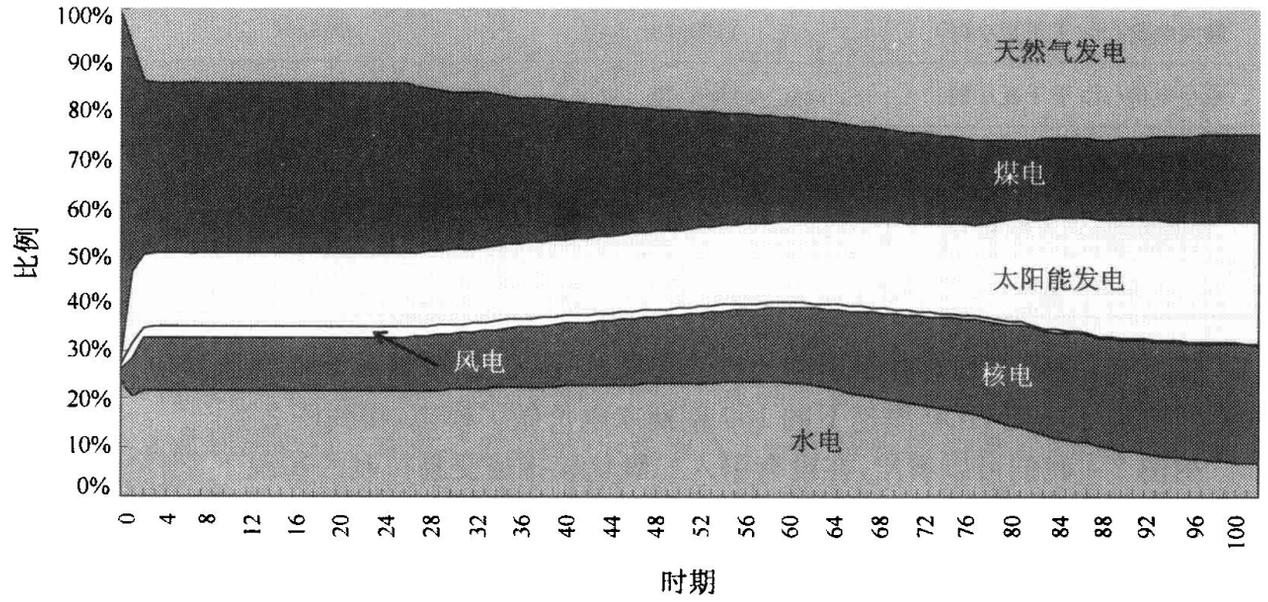


图 2-5 引入二氧化碳排放配额机制的电源结构演化

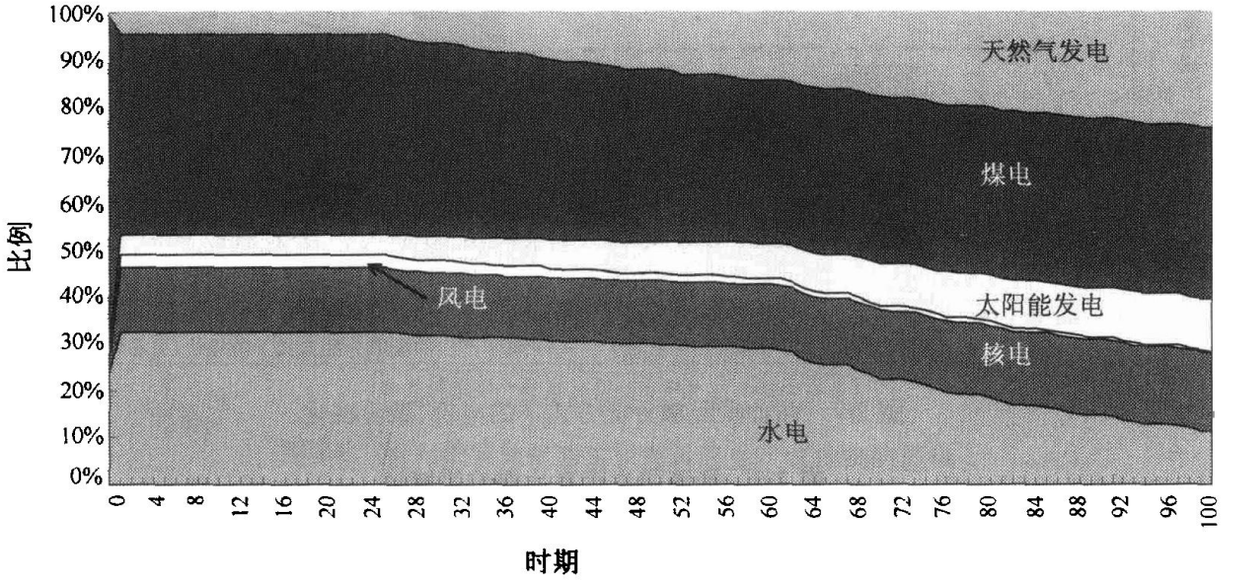


图 2-6　未引入碳排放配额机制的电源结构演化

表 2-4　引入碳排放配额机制和不引入碳排放配额机制的电源结构对比

		引入碳排放配额机制	不引入碳排放配额机制
天然气大规模发电开始期数(发电比例>8%)		2	34
最终发电比例(%)	水电	6.83	11.13
	核电	24.27	16.51
	风电	0.31	0.50
	太阳能发电	25.25	11.10
	燃煤发电	17.79	36.13
	燃气发电	25.53	24.64
绝对发电量(兆瓦时)	水电	441477.8	453848.2
	风电	20225	20205.9

2.2.5　基于排放的配额分配方式和基于产出的配额分配方式的比较

从图 2-7 可以看出，两种分配方式下的电价和碳价的演化轨迹基本是类似的。但是在基于产出的配额分配方式下，电价更低。而这种电价低的原因在于低的碳价。我们想知道产生这种宏观现象的微观机制是怎样的，即在这两种市场机制下，电力生产商会有怎样的不同？

我们对基于产出的碳排放交易、基于排放的碳排放交易的各种最终类型的生产者比例分别进行了分析(初始比例分别为经济型生产者占 0.3，环保型生产者占 0.3，中性生产者占 0.4)，得到如下结果：

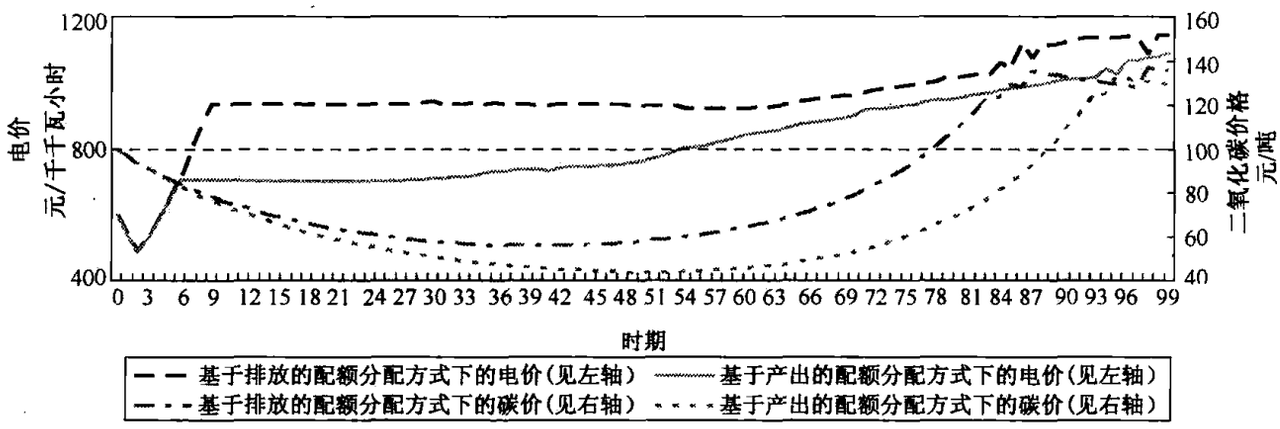


图 2-7 两种碳配额分配方式下的电价、碳价演化

表 2-5 经济型生产者比例的组统计

	均 值	标 准 差	最 小 值	最 大 值
基于排放的分配方式	0.394	0.053	0.3	0.6
基于产出的分配方式	0.328	0.0534	0.2	0.5

表 2-6 经济型生产者比例的独立样本 t 检验

		方差相等假设的 Levene 检验			均值相等假设的 t 检验		
		F 值	显著性水平	t 值	自由度	双尾显著性水平	均值差
经济型生产者的概率	等方差假设	0.369	0.544	8.845	198.000	0.000	0.0671
	不等方差假设			8.845	197.989	0.000	0.0671

由表 2-5 可以看出，经济型生产者在引入基于排放的碳排放配额机制后所占的比例(0.394)大于引入基于产出的碳排放配额机制的比例(0.328)。同时从独立样本 t 检验的结果来看(表 2-6)，F 的相伴概率为 0.369，大于显著性水平 0.05，我们可以认为三种市场机制下的经济型生产者所占比例的方差无显著差异；然后看方差相等时 t 检验的结果，t 值为 8.845，相伴概率为 0.000，拒绝了零假设，即两种机制下经济型生产者所占比例存在显著差异。

我们对中性生产者和环保型生产者做了类似的分析（中间结果省略），并对不同生产者类型的初始比例进行了鲁棒性检验，最终结果见图 2-8。

由图 2-8 中可以看出，引入基于排放的碳排放配额机制相比较引入基于产出的碳排放配额机制来说，经济型生产者所占比例更高。也就是说，基于排放的碳排放配额机制使企业变得不趋向于环保。基于排放的碳贸易机制本质上是把碳这种有价值的物品分配给排放更多的主体，客观上存在一种鼓励排放的作用。从一个更广泛的意义上来说，这种基于排放的配额分配方式，是对受碳排放管制影响的主体的一种补偿（Tietenberg，2003；Harrison 和 Radov，2002；Ahman 等，2006）。

在基于产出的配额分配方式下，生产者更趋向于环保，因此总体排放较低，导致碳价相对较低。从这个角度来说，在国内碳市场中，对于同一部门来说，基于产出的配额分配方式是更有效率的。

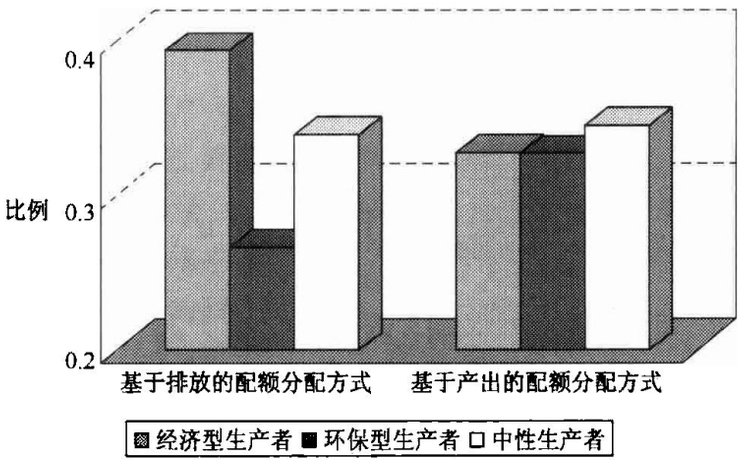


图 2-8　引入碳排放配额机制对最终生产者比例的影响

2.3　EU ETS 现有拍卖机制研究回顾

EU ETS 当前采取的是政府免费分配和公开拍卖相结合的方式。欧盟内的国家被允许在第一阶段(2005～2007 年)最多拍卖其总体排放的 5%，在第二阶段(2008～2012 年)最多拍卖其总体排放的 10%，其余的配额是通过政府以免费的方式来分配的。第一阶段，在欧盟 25 个成员国里，仅有 4 个国家选择去拍卖配额。

拍卖一般包括静态(密封)拍卖和动态(时钟)拍卖两种形式。其中，静态拍卖按照出清价格的不同又可分为统一价格拍卖、歧视性价格拍卖和第二价格拍卖三种类型(见表 2-7)。

表 2-7　标准的拍卖类型

静态(密封)拍卖			动态(时钟)拍卖	
统一价格拍卖 (EUAs 拍卖多数采用)	歧视性价格拍卖	第二价格拍卖 (Vickrey 拍卖)	升序拍卖 (英式拍卖)	降序拍卖 (荷兰式拍卖)

图 2-9 是经典的拍卖的供给与需求示意图。我们假设一共有 5 个拍卖者 Bidder 1～Bidder 5；其各自的报价分别为 P_1～P_5，各自的投标数量分别为 Q_1～Q_5，S 为配额的供给曲线，D 为配额的需求曲线。其中，A、B 和 C 的一部分投标获胜。在统一价格拍卖的情况下，市场出清价格为 P_3；在歧视性价格拍卖的情况下，最终的成交价格为各自的报价；在第二价格拍卖的情况下，最终的成交价格为各自的机会成本。而在动态拍卖中，每一轮由拍卖者给出价格，竞拍者根据价格来调整自己投标的数量，拍卖者逐轮提高或降低价格，直到竞拍者投标的数量和等于要拍卖商品的数量。

在 EU ETS 配额拍卖中，两种被经常考虑的拍卖方式是：①静态密封拍卖；②动态升序拍卖。这两种拍卖的主要区别是拍卖的轮数。静态拍卖只进行一轮，而动态拍卖要进行多轮。考虑到静态拍卖与动态相比的简单性，第一阶段所有拍卖的国家都使用静态密封拍卖。其中，匈牙利、爱尔兰和立陶宛使用密封统一价格拍卖，其市场参与者不仅包括需要配额的生产者，也包括金融参与者；而丹麦没有使用拍卖 (Fazekas, 2008)。

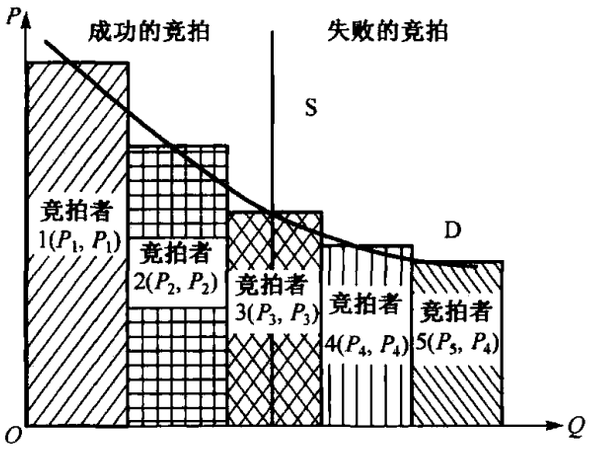


图 2-9 拍卖的供给与需求

表 2-8 和表 2-9 列出了第 1 阶段四个配额拍卖国家预留配额和实际拍卖配额的情况。由于关闭的工厂留下的配额和为新进入者预留的配额重新进入了市场，实际拍卖的配额更大。其中丹麦使用了一个代理商来直接销售配额，它认为利用代理商的经验可以获得最大的收益。而爱尔兰、匈牙利和立陶宛采取了统一价格拍卖的形式。

表 2-8 为拍卖预留的配额

EUAs	丹 麦	爱 尔 兰	匈 牙 利	立 陶 宛
第 1 阶段拍卖预留的配额(吨二氧化碳)	5,025,000	502,201	1,420,000	552,000
预留配额占该国配额的比例	5%	0.75%	2.5%	1.5%

表 2-9 实际拍卖的配额

EUAs	丹麦	爱尔兰	匈牙利	立陶宛
2005 年(吨二氧化碳)	0	0	0	0
2006 年(吨二氧化碳)	2,762,500	250,000 +963,000	1,197,000	0
2007 年(吨二氧化碳)	2,262,500	0	1,177,500	552,000
第 1 阶段实际拍卖的配额(吨二氧化碳)	5,025,000	1,213,000	2,374,500	552,000
拍卖配额占该国配额的比例	5%	1.81%	4.18%	1.5%

2.4 不同市场因素对配额拍卖的影响研究

2.4.1 研究问题

二氧化碳排放权本质上是一种公共物品，对配额进行免费分配的方式(基于产出、基于排放)是没有效率且不公平的。通过市场的方式进行分配，可以把碳配额分配给最适合使用的主体，以充分发挥配额的经济价值。另一方面，拍卖的收益还可以用来资助应对气候变化的环保措施，减少相关具有扭曲效应的税收。因此，对配额进行拍卖是比较合适的方式，具有“双重红利”效应（Parry 等，1999）。在二氧化碳配额拍卖

设计过程中，哪些因素是关键的？我们应该选择什么样的拍卖机制？这是本章想要解决的重点问题。

拍卖机制应用于环境公共产品的研究，在二氧化硫市场中较多。Cason 和 Plott (1996) 考虑了市场中配额的获取只能通过拍卖的形式。他们对二氧化硫配额市场做了一个实验室实验，发现与标准的统一报价拍卖相比，美国环保署(Environmental Protection Agency，EPA)的歧视性价格拍卖产生了更低的市场出清价格，收益更少。然而，由于在实际中，拍卖仅占市场交易的很小一部分，他们结论中这种潜在的负面影响可能被夸大了。Joskow 等 (1998) 认为 Cason 和 Plott 的发现在 EPA 的二氧化硫配额实际拍卖中并不存在，因为市场参与者并不是仅仅通过拍卖一种方式来获得配额。他们认为拍卖完成了刺激私有市场交易活动发展的基本目标，因此不能说其他的拍卖设计是否会表现得更好。Wang 和 Zender (2002) 发现统一价格拍卖和歧视性价格拍卖不能被严格地排序，至少从理论上来说，存在歧视性价格拍卖的均衡高于统一价格拍卖的情况，反之亦然。

最近的研究开始集中在二氧化碳市场。Cramton 和 Kerr (2002) 认为，对碳配额进行拍卖是实现减排的最好方式。与企业基于过去的产出或排放对配额进行继承相比，拍卖减少了税收的扭曲，为创新提供了动力。Holt 等 (2007) 认为，二氧化碳的拍卖应该使用统一价格的形式，认为其具有简单、相对透明以及确保竞拍者报出真实价格等特点。Paul (2002) 认为没有一种拍卖机制可以适用于所有的情况。尽管升序拍卖通常被认为更透明，但是它的实施过程也更加昂贵和复杂。Mandell (2005) 研究了二氧化碳拍卖频率问题，他认为拍卖频率高会带来高的交易成本，容易导致共谋，但是也更利于企业的现金流管理。Cook 等 (2005) 研究了英国政府应该出售还是拍卖剩余碳配额的问题，他们考虑了四种场景，认为当 EU ETS 流动性较强时，配额应该按市场价格出售；而当 EU ETS 流动性不强时，应该采用统一价格或升序时钟拍卖的形式。

Matthes 和 Neuhoff (2007) 总结了拍卖机制设计中的 7 个关键因素，包括拍卖的形式、出清价格的决定方式、拍卖频率等。与单轮拍卖相比，多轮拍卖虽然提供了价格发现功能，但是也带来了更高的交易成本，并且由于碳市场的存在，多轮拍卖的价格发现功能并不十分重要。Burtraw 等 (2001) 使用实验经济学的方法检验了三种拍卖形式，他们发现与时钟拍卖相比，无论是在竞拍者有交流还是没有交流的情况下，统一价格拍卖和歧视性价格拍卖产生了更大的收益。Koesrindartoto (2004) 利用多主体模型研究了国库券拍卖应该使用报价拍卖还是统一价格拍卖的问题。他们发现国库券拍卖的结果对二级市场价格的波动不是很敏感，反而对市场结构、供求关系和竞拍者的学习行为较为敏感。

因此，本章研究的重点是单轮拍卖，具体探讨碳配额的出清价格应该采取统一价格还是歧视性价格这个问题。

2.4.2　基于多主体的碳配额拍卖模型

本章提出了一个基于多主体的简化碳配额拍卖模型。我们假设拍卖者是政府，竞拍者主要包括两类主体：燃气发电厂和燃煤发电厂。天然气单位发电需要 a 单位的二氧化碳排放，而煤炭单位发电需要 b 单位的二氧化碳排放。配额对于第 i 个主体的私有价值为 v_i，定义见公式(2.14)：

$$v_i = \begin{cases} \dfrac{e - c_i}{a}, \text{agent } i \text{ 是燃气电厂} \\ \dfrac{e - c_i}{b}, \text{agent } i \text{ 是燃煤电厂} \end{cases} \tag{2.14}$$

其中，e 为电价，c_i 为主体 i 的单位发电成本。私有价值是主体愿意为单位碳配额付出的最大价格。每个主体在初始价格和其自身的私有价格之间随机报价，形成市场出清价格（cp）。对于失败的主体 i，如果市场出清价格大于私有价格，则主体 i 放弃报价，否则主体 i 按照以下三种策略调整其报价（bid_i）：

（1）风险型：$bid_i = cp + \frac{3}{4} \times (v_i - cp)$

（2）风险中性：$bid_i = cp + \frac{1}{2} \times (v_i - cp)$

（3）保守型：$bid_i = cp + \frac{1}{4} \times (v_i - cp)$

主体的学习算法主要是参考了 Erev 和 Roth（1998）提出的强化学习算法，其特点是可以模拟真实人类的学习过程，并且包含了心理学中的许多重要原理。Roth-Erev 强化学习算法包含了下面两个效应：

- 经验效应（experimentation effect）：过去成功的选择在未来更可能被采用，相似的行为也更经常被采用。
- 近因效应（recency effect）：近期的行为相比较过去的经验来说，对形成当前和未来的行为决策影响更大。

在第一轮，每个主体赋予其每个策略以相等的概率值，见公式（2.15）：

$$p_{ik}(1) = \frac{1}{K} \tag{2.15}$$

其中，$p_{ik}(T)$ 是在 T 轮，主体 i 选择策略 k 的概率，K 是策略数，在这里 K 取 3。如果我们令 $\pi_{ik}(T)$ 为主体 i 在 T 期末采取策略 k 所获得的利润，那么，主体 i 在 $T+1$ 期的开始采取策略 k 的倾向 q_{ik}，可以如公式（2.16）计算：

$$q_{ik}(T+1) = (1-r)q_{ik}(T) + E(i,k,k',T,K,e) \tag{2.16}$$

$$E(i,k,k',T,e) = \begin{cases} \pi(i,k',T)(1-e), & k = k' \\ \pi(i,k',T)\dfrac{e}{K-1}, & k \neq k' \end{cases} \tag{2.17}$$

在公式（2.17）中，e 为经验参数，r 为近因参数。在 $T+1$ 期，主体 i 选择策略 k 的概率 $p_{ik}(T+1)$，可以如公式（2.18）计算：

$$p_{ik}(T+1) = \frac{q_{ik}(T+1)}{\sum_{m=1}^{K} q_{im}(T+1)} \tag{2.18}$$

在本书的研究中，主要是想考察在不同情景下，作为拍卖主体的政府和参与竞拍的厂商各自的收益情况，以及由此带来的公平性问题，并以此来考察两种拍卖机制的优劣。我们主要想从以下几个角度进行研究：

（1）不同市场供求关系下，两种拍卖机制的比较。

通过对第 1 阶段 4 个使用拍卖的国家进行分析，我们可以看出，时机对于成功的拍卖很重要。在 2007 年，碳价下降得很快，其实质是供求关系发生变化。因此，我们考虑了不同的市场供求关系，用 RCAP(relative capacity，市场总需求与总供给的比率)来表示。

(2) 发电成本不确定情况下的拍卖机制比较。

由于本书提供的是一个通用模型，考虑了发电成本不确定对拍卖结果的影响，一共考虑了两种情景：

情景一：发电成本较为不确定。天然气发电的成本在$[e_1, e_2]$随机取值，煤炭发电的成本在$[e_3, e_4]$随机取值。

情景二：发电成本较为确定。天然气发电的成本在$[f_1, f_2]$随机取值，煤炭发电的成本在$[f_3, f_4]$随机取值。数值的相对大小刻画了天然气发电和煤炭发电的成本差异。

(3) 不同学习机制下的拍卖机制比较。

根据 Roth 和 Erev 的实验，将 r 设置为 0.1，e 设置为 0.2，这最符合真实人类的决策过程。我们通过设置 $e=(K-1)/K$ (no leaning)；$e=0.2$ (best-fit learning)；$e=0$ (no-bias learning)来分别模拟不同学习行为下的拍卖结果。

(4) 不同市场结构下的拍卖机制比较。

我们主要设置了以下三种不同的市场结构：①许多小的购买者，②少数大的购买者，③两种类型购买者的混合。

大小拍卖者的类型划分是以其发电量为标准的。

根据 Cong 等 (2009) 的结果，在中国，燃煤电厂生产 1 千千瓦小时电，需要排放 1.3 吨二氧化碳；而燃气电厂生产 1 千千瓦小时电，需要排放 0.7 吨二氧化碳。燃煤电厂的单位发电成本是 350 元/千千瓦小时，燃气电厂的单位发电成本是 800 元/千千瓦小时。而根据国家电监会《2007 年度电价执行情况监管报告》，2007 年中国平均销售电价为 508.51 元/千千瓦小时。综合考虑上述中国实际数据的相对关系，我们设置相关参数见表 2-10。

表 2-10　模型参数表

参数名	参 数 含 义	参数值	参数名	参 数 含 义	参数值
a	燃气电厂单位发电排放	1	e_1	燃气电厂发电成本上限	6
b	燃煤电厂单位发电排放	2	f_1	燃气电厂发电成本下限(确定情况下)	7
e	电价	12	f_2	燃气电厂发电成本上	8
e_1	燃气电厂发电成本下限(不确定情况下)	5	f_3	燃煤电厂发电成本下	3
e_2	燃气电厂发电成本上限	10	f_4	燃煤电厂发电成本上	4
e_3	燃气电厂发电成本下限	2			

2.4.3　不同市场供求关系下的拍卖机制比较

从图 2-10 我们可以看出，在统一价格拍卖的情况下，当市场供过于求(0.6<RCAP<0.96)时，竞拍者的收益大于政府的利润，而当市场供不应求(1.08<RCAP<1.44)时，政府利润大于竞拍者利润；而在歧视性价格拍卖的情况下，当市场供过于求(0.6<RCAP<0.96)时，竞拍者的利润与政府的利润大致相等，而当市场供不应求(1.08<RCAP<1.44)时，政府利润大于竞拍者利润。

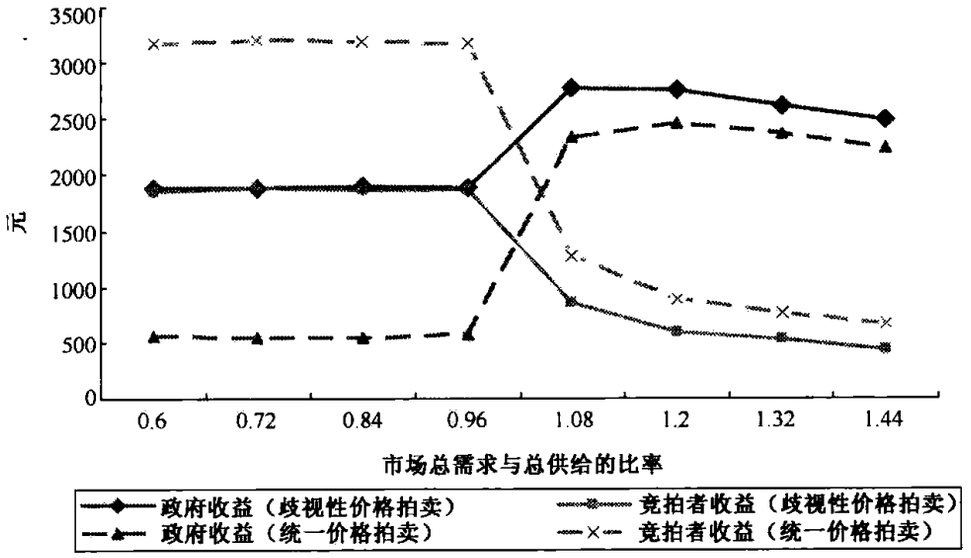


图 2-10 在不同市场供求关系下的政府和竞拍者收益

当碳配额是一种稀缺商品时，在两种拍卖机制下，政府收益均高于竞拍者收益，这是因为这时的市场是卖方市场，政府处于优势地位，而且在这种情况下，如果政府使用歧视性价格拍卖，可以获得更多的收益，使得配额可以发挥其最大的经济价值。而当碳配额发放过多时，这时的市场是买方市场，竞拍者处于优势地位，这种情况下，与统一价格拍卖相比，歧视性价格拍卖将使政府获得的收益更少。

因此，为了使碳配额发挥其最大的经济价值，当碳配额在市场上相对紧缺时，政府应该采取歧视性价格拍卖；而当二氧化碳配额在市场上相对充裕时，政府应该采取统一价格拍卖。

2.4.4 发电成本不确定情况下的拍卖机制比较

由图 2-11 可以看出，在统一价格拍卖的情况下，确定情况下的政府收益大于不确定情况下的政府收益，确定情况下的竞拍者收益小于不确定性情况下的竞拍者收益。因此，在发电成本较为不确定的情况下，统一定价方式对竞拍者有益，对政府相对不利。

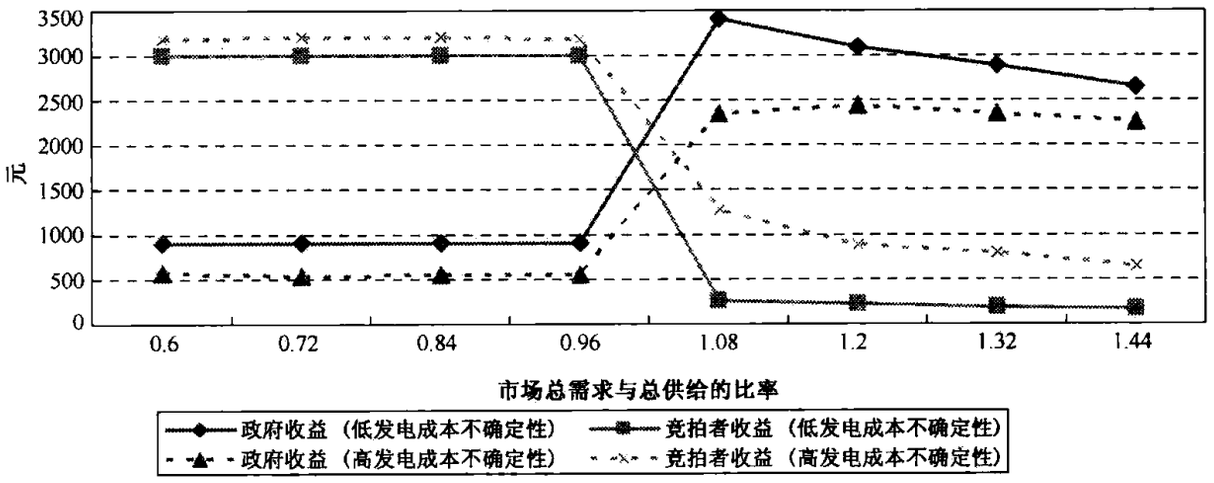


图 2-11 发电成本不确定性对统一价格拍卖的影响

由图 2-12 可以看出，在歧视性价格拍卖的情况下，确定情况下的竞拍者收益小于不

确定情况下的竞拍者收益，确定情况下的政府收益大于不确定性情况下的竞拍者收益。因此，在两种拍卖机制下，发电成本的不确定性均是对竞拍者有益，对政府不利。

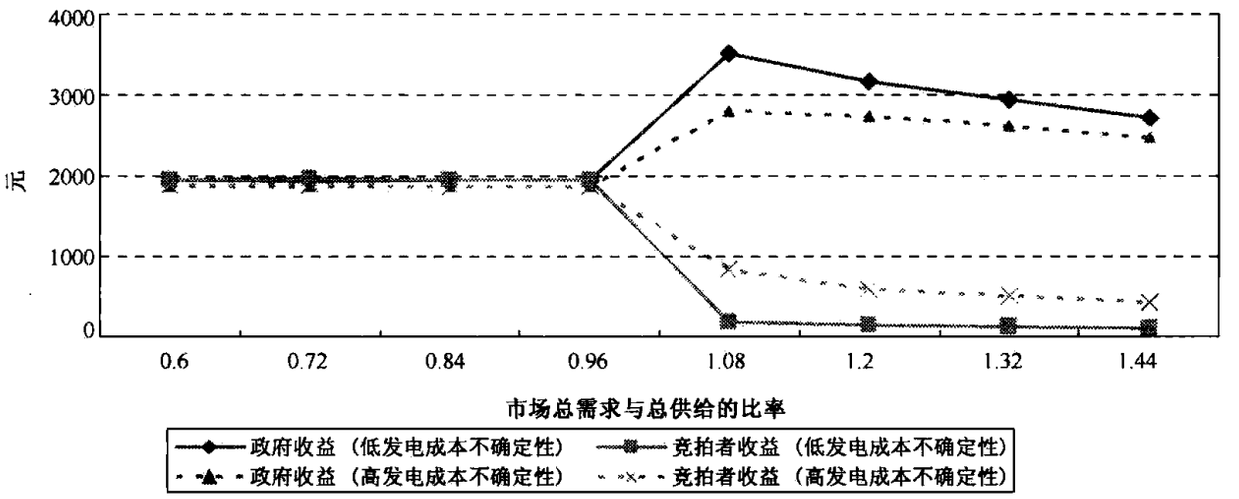


图 2-12　发电成本不确定性对歧视性价格拍卖的影响

发电成本的不确定性使拍卖机制对竞拍者私有价值的识别功能降低，从而使竞拍者可以更容易地隐瞒自己的真实报价，这将使政府的收益降低，降低拍卖的效率。同时，我们可以看出(图 2-12)，对于歧视性价格拍卖来讲，当配额供过于求时，发电成本的不确定性对政府和竞拍者收益的影响很小；而当配额供不应求时，歧视性价格拍卖情况下的政府收益也高于统一价格拍卖情况下的政府收益。

因此，在发电成本较为不确定性的情况下，不论配额的市场供求关系如何，政府都应该采取歧视性价格拍卖。

2.4.5　不同学习机制下的拍卖机制比较

从图 2-13 和图 2-14 中我们可以看出，在统一价格拍卖的情况下，三种学习机制对于政府和竞拍者各自的收益影响不大。

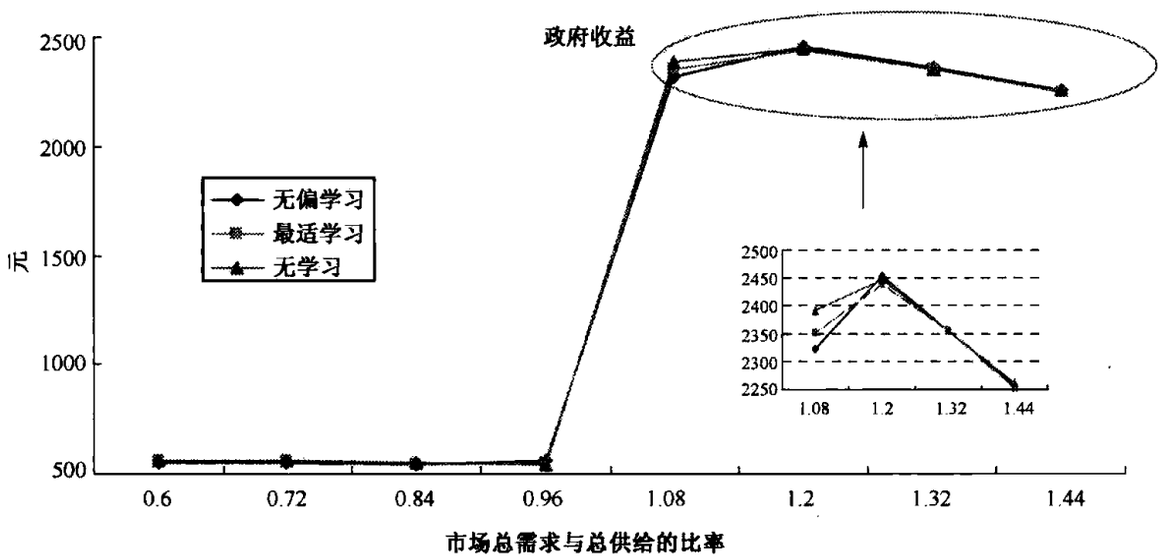


图 2-13　统一价格拍卖情况下，竞拍者三种学习方式下的政府收益

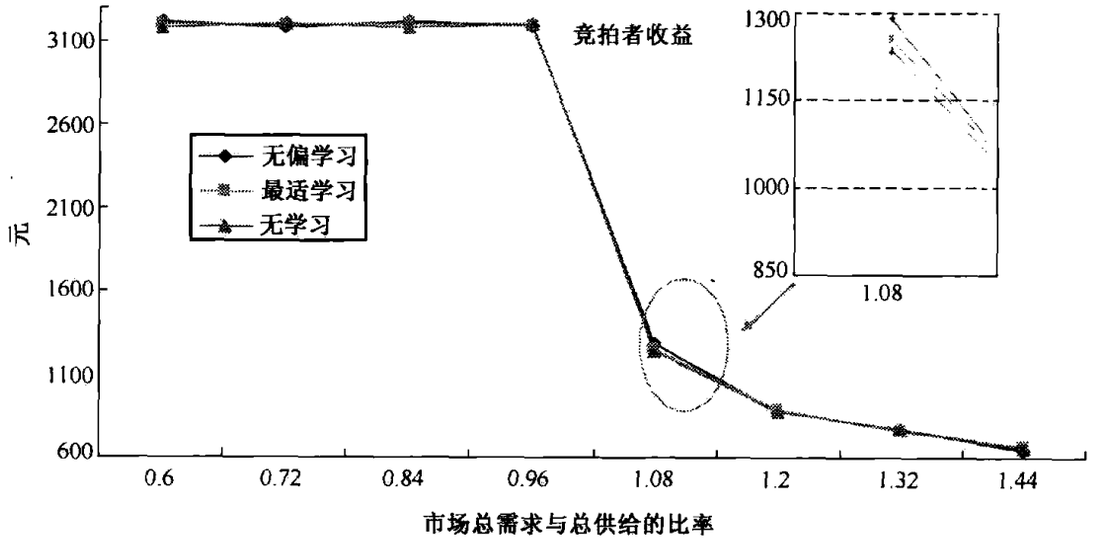


图 2-14 统一价格拍卖情况下，竞拍者三种学习方式下竞拍者的收益

从图 2-15 和图 2-16 中，我们可以看出，在歧视性价格拍卖的情况下，当二氧化碳配额供过于求时，对竞拍者的学习行为影响不大。而当供不应求时，对竞拍者的学习行为有较显著的影响。无偏学习下，竞拍者的收益最大，政府的收益最小，然后是最适学习，最次是无学习。

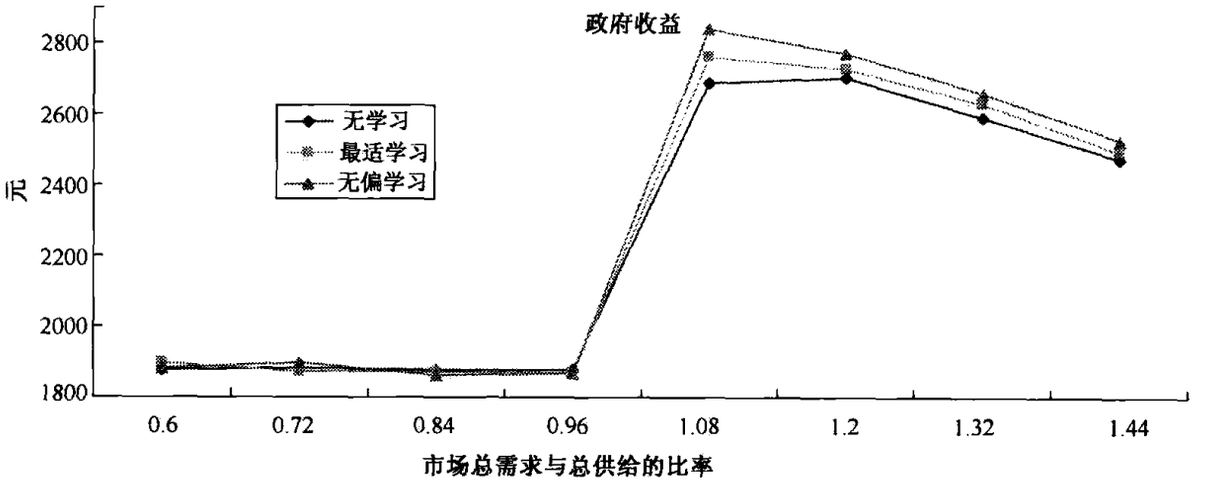


图 2-15 歧视性价格拍卖情况下，竞拍者三种学习方式下的政府收益

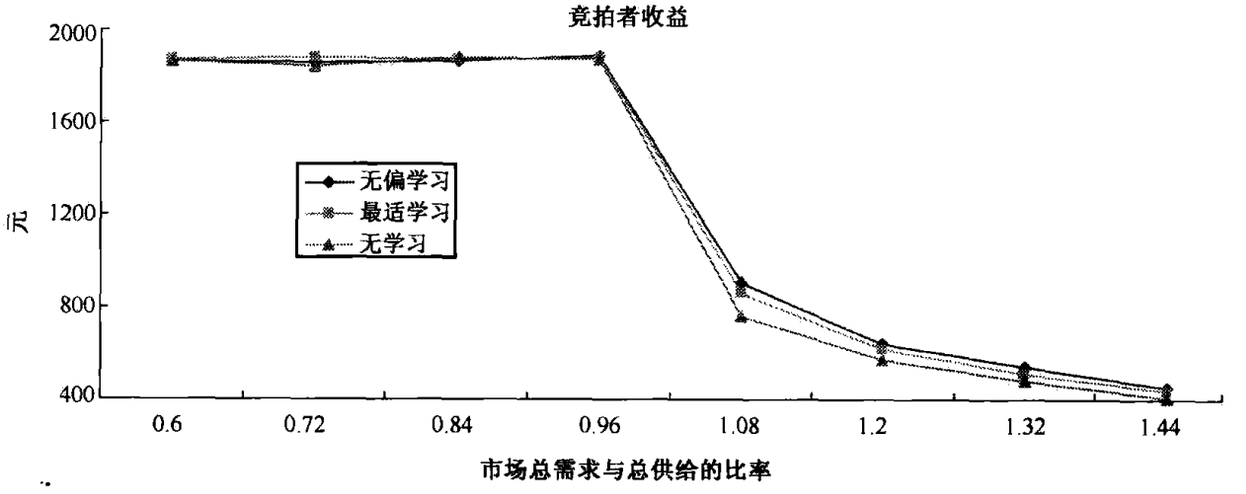


图 2-16 歧视性价格拍卖情况下，竞拍者三种学习方式下竞拍者的收益

因此，与歧视性价格拍卖相比较而言，统一价格拍卖可以有效地防止竞拍者的学习行为，统一价格拍卖使得竞拍者通过学习行为所获得的超额收益很小。而在歧视性价格拍卖的情况下，竞拍者通过学习行为可以获得超额收益。从这点来看，歧视性价格拍卖对于小的、没有学习能力的竞拍者而言，是相对不公平的。

2.4.6　不同市场结构下的拍卖机制比较分析

从图 2-17 和图 2-18 中可以看出，在统一价格拍卖的情况下，当配额供过于求时，垄断型市场的政府收益较大，竞争型市场的竞拍者收益较大；而当配额供求大致相等时，竞争型市场下的政府收益最大，垄断型市场下的竞拍者收益最大。但是，我们也应该看到，在统一价格拍卖的情况下，不同市场结构的影响比较小。

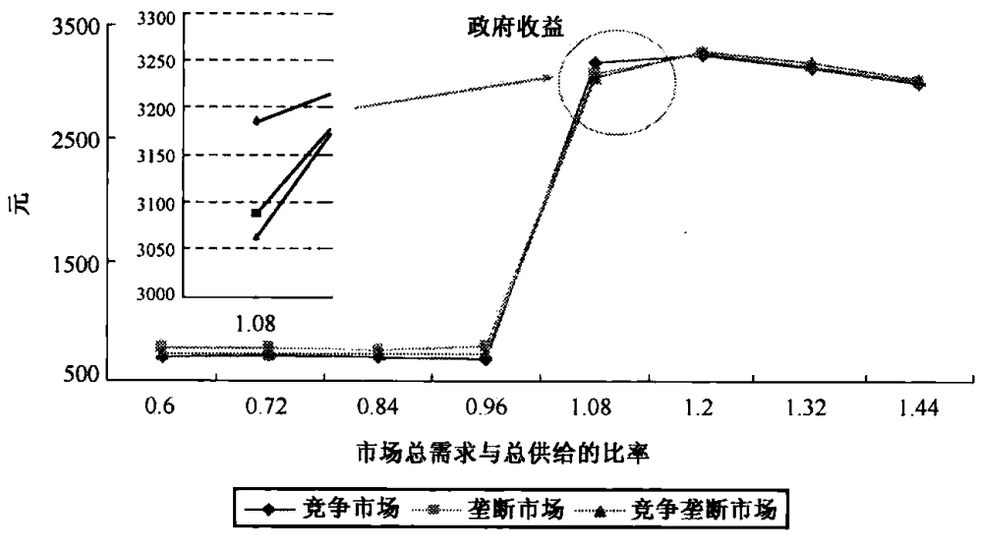


图 2-17　统一价格拍卖下，不同市场结构对政府收益的影响

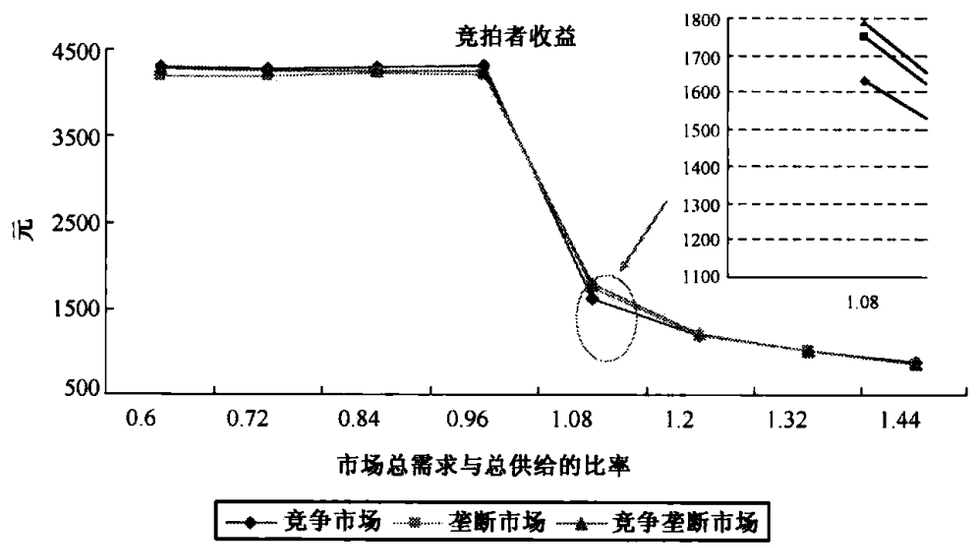


图 2-18　统一价格拍卖下，不同市场结构对竞拍者收益的影响

从图 2-19 和图 2-20 中可以看出，在歧视性价格拍卖下，当供求大致相等时，竞争型市场下的政府收益明显大于其他两种市场结构下的政府效益，而竞拍者的收益明显小于

其他两种市场结构下的竞拍者收益。这说明，当市场上政府和竞拍者的优势大致相同时，市场上小的竞拍者越多，对拍卖越有利，政府的收益也越多。

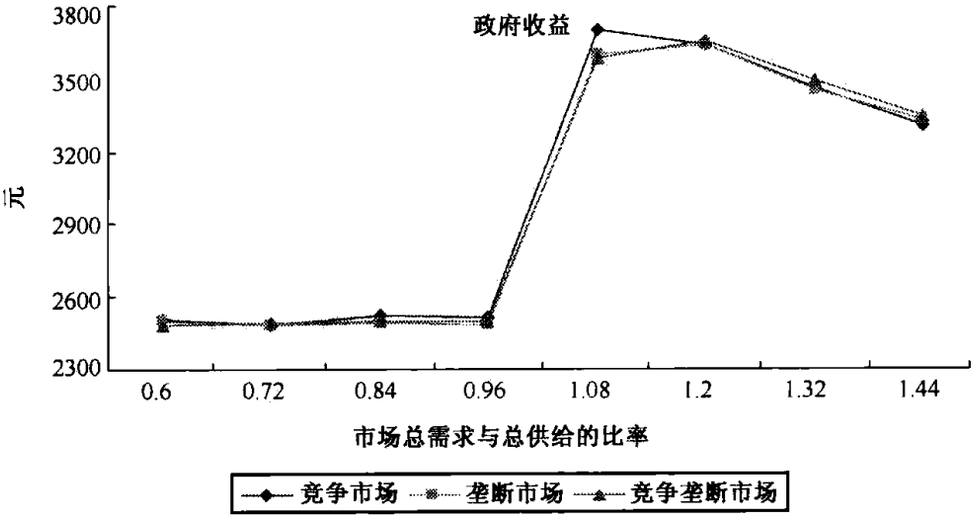


图 2-19 歧视性价格拍卖下，不同市场结构对政府收益的影响

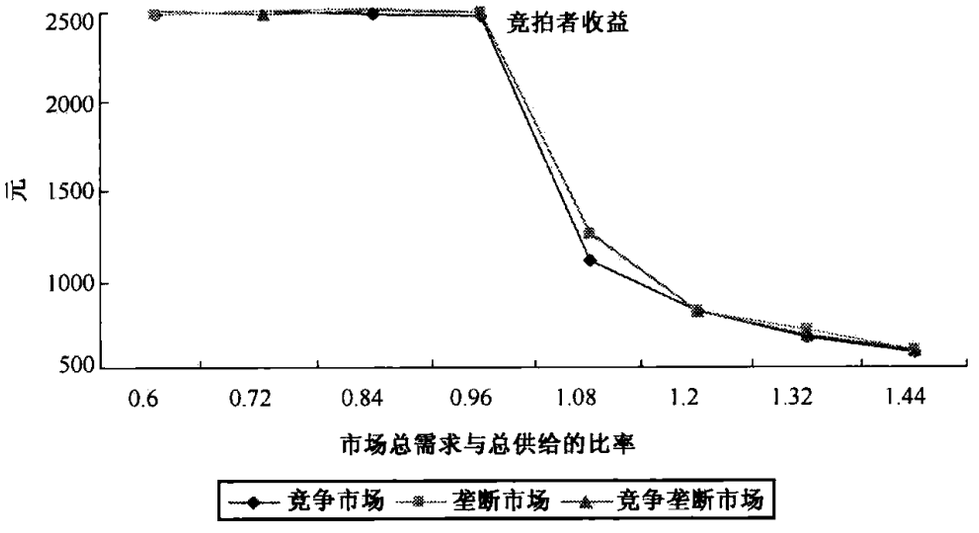


图 2-20 歧视性价格拍卖下，不同市场结构对竞拍者收益的影响

因此，统一价格拍卖对市场结构的变化相对不敏感，而在歧视性价格拍卖下，市场有向垄断型结构变化的倾向。从这个意义上来说，统一价格拍卖对小的竞拍者来说更公平。

2.5 参与者行为对碳市场拍卖效率及价格的影响

2.5.1 问题描述

在上一节中，我们基于多主体模拟的方法，对碳配额中两种较为常见的拍卖方式（歧视性价格拍卖和统一价格拍卖）进行了仿真分析。但是智能体仿真的方法是否可以真实地揭示出人类的决策行为；竞拍者之间是否会存在诸如共谋、投机等降低拍卖效率的行

为。这些问题尚有待于进一步的研究。在本章中，我们试图采用实验经济学的研究方法，开发相应的实验平台，并模拟真实碳配额拍卖环境，对实验者进行一系列的对比实验。通过不同实验情景下的结果分析，研究不同拍卖形式下竞拍者的行为模式，并对不同拍卖机制的优劣进行比较。

Klemperer(2002)认为，一个好的拍卖机制应该可以防止竞拍者共谋。尽管从理论上来讲，各种拍卖机制之间不存在一个严格的优劣关系(Porter 和 Vragov，2006；Wang 和 Zender，2002)，但是竞拍者隐性或显性地进行共谋，可能会对不同的竞拍机制效率产生影响。Alsemgeest 等(1998)利用实验经济学的方法对英式时钟拍卖和密封统一价格拍卖进行了比较，他们发现当不允许竞拍者进行交流，只允许在每轮拍卖结束后公布报价时，密封统一价格拍卖比英式时钟拍卖产生了更多的收益，这意味着英式时钟拍卖更易于竞拍者的隐性共谋（tacit collusion）。Burtraw 等(2008)认为，在时钟拍卖中，由于只需要在一个维度（竞拍数量）而不是二个维度（竞拍价格和数量）上进行决策，竞拍者更容易共谋。Goeree 等（2006)报告了一个多单位拍卖实验，其用于评价在没有交流机会的环境下，需求抑制（demand withholding)的可能性。他们发现，歧视性价格拍卖下的拍卖收益要远大于时钟拍卖，在升序拍卖下需求抑制是更为显著的。

对于碳配额拍卖来说，一个显著的特点就是竞拍者可以储存他们本期未使用的配额，以供未来使用。允许配额的跨期储存使得减排成本在各个主体、各个时期之间趋向均等，从而增加了减排的柔性，降低了减排成本(Kling 和 Rubin，1997)。Cronshaw 和 Brown Kruse(1999)通过设计实验，研究了 1990 年美国清洁空气法(Clean Air Act)的配额市场。他们发现，从理论上来讲，通过储存竞拍者可以增加大约 2/3 的收益。Godby 等(1997)和 Mestelman 等(1999)的实验还发现储存有助于平滑配额的价格。

由于不同竞拍者的风险偏好不一样，同样的收益对于其效用也不相同，这也会对拍卖机制的效率产生影响。陈绍刚(2004)等基于主体的风险态度对拍卖机制进行了比较，他们发现，当竞拍者是风险规避型时，与第二价格拍卖相比，第一价格拍卖给拍卖商带来更多的收益；当竞拍者是风险偏好型时，与第一价格拍卖相比，第二价格拍卖给拍卖商带来更多的收益。

尽管就拍卖中的上述问题而言，相关的研究已经很多，但是针对二氧化碳配额这种公共产品拍卖的研究还很少。尤其是在一个综合集成的框架里研究上述问题，以及关于其可能存在的交互效应的文献还很少。由于二氧化碳配额拍卖还处于早期实施阶段，因此，相关的数据非常缺乏。为了弥补这个缺陷，在本书中，我们使用实验经济学的方法去检验上述问题。整个实验平台是用 z-Tree 软件进行编程实现的(Fischbacher，2007)。

2.5.2　基于实验经济学的拍卖模型

2.5.2.1　实验设计和相关实验平台的开发

1. 被试对象

每次实验都在大学里随机选取了 12 名参与者，男女比例大致为 1∶1，年龄为 20～25 岁，均为自愿参加。每名参与者代表一个电厂的决策者。

2. 实验的预处理

实验参与者的风险偏好取决于其在两道风险偏好问题上的选择。其中题目 1 测试参与者在收益框架下的风险偏好，题目 2 测试参与者在损失框架下的风险偏好：

(1) 如果方案 A 可以稳赚 500 元，方案 B 有 $x\%$ 的可能性赚 1000 元，但也有(100－x)% 的可能性分文不赚。你认为当 x＝____时，两方案对你来说是无差别的？(注意：$0 \leqslant x \leqslant 100$)

(2) 如果方案 A 会损失 500 元，方案 B 有 $x\%$ 的可能性损失 1000 元，但也有(100－x)% 的可能性不损失。你认为当 x＝____时，两方案对你来说是无差别的？(注意：$0 \leqslant x \leqslant 100$)

这两道风险偏好问题来源于 Kahneman 和 Tversky 有关“确定性效应”和“反射效应”的实验。他们用美国被试者做实验(样本容量 n＝150)，实验结果发现，在收益的框架下，人们是风险回避者；在损失框架下，人们是风险寻求者。

通过对实验参与者风险偏好的预处理，我们发现在平均意义上，在收益框架下，竞拍者认为当 x＝71.56% 时，两方案是无差别的；而在损失框架下，竞拍者认为当 x＝26.88%时，两方案是无差别的。与 Kahneman 和 Tversky 的实验结果相比，本实验的竞拍者在收益框架下显示出更大的风险偏好，损失框架下显示出更小的风险偏好。

3. 实验流程设计

在实验中，Subjects 代表被试者，这里主要包括两类电厂：燃气发电厂和燃煤发电厂，其单位发电成本变量为 *cost*，单位发电所需排放的二氧化碳变量为 *CarbonNeed*，其数值的设置大致反映了燃气发电厂和燃煤发电厂在燃料成本和排放上的差异(见表 2-10)。*Globals* 表示全局变量，包括总体要拍卖的配额的数量(*Carbon_quantity*)、电价(*Electricity_price*)、保留价格(*ReservePrice*)和惩罚价格(*PunishPrice*)四个主要变量。Treatments 表示实验的过程，主要包括三个阶段：输入阶段、市场出清阶段和利润显示阶段。

表 2-11 实验环境汇总

Subjects:

燃气电厂：$cost \sim [70,90]$，$CarbonNeed=1$；燃煤电厂：$cost \sim [30,50]$，$CarbonNeed=2$

Globals:

总体要拍卖的配额：*Carbon_quantity*；电价：$Electricity_price=120$；保留价格：$ReservePrice=20$；惩罚价格：*Punish*

Treatments:

Stage 1：输入阶段

显示的变量：

发电容量：$Capacity=50$；发电成本：$cost_{燃气电厂}=70+20\times U(0,1)$，$cost_{燃气电厂}=30+20\times U(0,1)$，

(其中 U 为均匀分布)；电价：$Electricity_Price=120$；私有价值：*Private Value*

输入的变量：

竞拍价格：*Price*，竞拍数量：*Quantity*，要生产的电力：*Elec*

Stage 2：市场出清阶段

根据拍卖形式的不同，分别设定，包括歧视性价格拍卖、统一价格拍卖和升序时钟拍卖。

Stage 3：利润显示阶段

显示的变量：

本期获得的配额：*Carbon_get*，本期获得的利润：*profit*，为单位配额付出的价格：*real _Price*

2.5.2.2　实验情景设置

本实验中涉及的因素主要包括：拍卖形式、竞拍者之间交流的可能性、是否允许对配额进行储存和惩罚价格 4 个因素。对每个因素分别进行赋值，我们可以得到一个 4 维的情景空间。

1)拍卖形式

在 EU ETS 配额拍卖中两种被经常考虑的拍卖方式是：①静态密封拍卖；②动态升序拍卖。这两种拍卖的主要区别是拍卖的轮数。静态拍卖只进行一轮，而动态拍卖要进行多轮。考虑到静态拍卖与动态相比的简单性，第一阶段所有拍卖的国家都使用静态密封拍卖。其中，匈牙利、爱尔兰和立陶宛使用密封统一价格拍卖。因此在本实验中，主要考虑统一价格拍卖、歧视性价格拍卖和升序时钟拍卖三种形式。

2)竞拍者之间交流的可能性

在这里我们设置了两个选项：①低交流的可能性。对于 12 个竞拍者来说，不允许他们进行明显的交流，而且他们的发电成本在每一轮都重新生成；②高度交流的可能性。将 12 个竞拍者减半成 6 个竞拍者，成本在每一轮均相等，允许竞拍者之间进行充分的交流。

3)储存

在这里，我们设置两个选项：①不允许进行储存；②允许进行储存

4)惩罚价格

在这里，我们设置两个选项：①低惩罚价格($Punish=40$)；②高惩罚价格($Punish=80$)。

因此，整个情景空间共有 4 个维度，共 24 种情景。

本实验被试者为某高校 12 名大三本科学生，其中六名作为燃煤发电厂的经营者，另六名作为燃气发电厂的经营者。电价为 120，惩罚价格为 40，燃煤发电厂的单位发电成本均值为 40，燃气发电厂的单位发电成本均值为 80。因此，碳配额对于两类电厂的私有价值的均值均为 40。

2.5.3　基准情景下参与者行为对配额拍卖的影响

对于三种拍卖形式，我们分别在基准情景下进行了 8 次重复试验，结果如下。

我们首先来看三种拍卖形式下，竞拍者的成交价格均值的走势情况，如下图所示。

从图 2-21 可以看出，与时钟拍卖相比，歧视性价格拍卖和统一价格拍卖呈现出类似的碳配额成交价格趋势。时钟价格的成交价格在初期较高，在第 5、6 期很低，这是因为在这两期竞拍者出现了某种程度的共谋现象，以压低价格，而在拍卖的最后两期，竞拍者之间的共谋瓦解，配额的成交价格重新升高。我们对歧视性价格拍卖和统一价格拍卖的成交价格走势进行了单因素方差分析，结果如下：

表 2-12 为方差齐性检验结果。从显著性概率看(0.672)，$p>0.05$，说明歧视性价格拍卖和统一价格拍卖在 $\alpha=0.05$ 水平上没有显著差异，即方差具有齐性。表 2-13 是方差分析结果，从显著性概率看(0.402)，说明歧视性价格拍卖和统一价格拍卖的成交价格均值没有显著区别。因此，我们得出结论，从拍卖成交价格的角度，时钟拍卖远大于歧视性

价格拍卖和统一价格拍卖，歧视性价格拍卖约等于统一价格拍卖。同时，在时钟拍卖下，竞拍者之间存在不稳定的共谋；在拍卖末期，共谋有失败的可能。

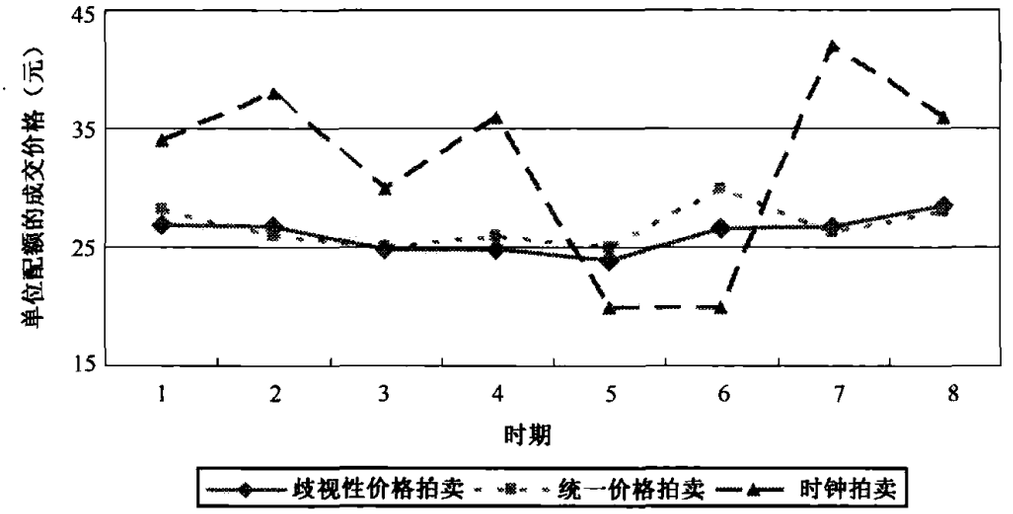


图 2-21 三种拍卖形式下，碳配额成交价格走势图

表 2-12 方差齐性检验结果

Levene 统计量	第 1 自由度	第 2 自由度	显著性水平
0.188	1	13	0.672

表 2-13 单因素方差分析结果表

	平 方 和	自 由 度	均值平方	F 值	显著性水平
组间	2.071	1	2.071	0.751	0.402
组内	35.848	13	2.758		
总和	37.919	14			

接下来，我们来观察三种配额拍卖形式下电力市场的发展情况。

由图 2-22 可以看出，受较高配额拍卖价格的影响，时钟拍卖下电力供给较少。而歧视性价格拍卖与统一价格拍卖相比较，统一价格拍卖下电力供给较多。从电力供给波动程度上来看（见表 2-14），时钟拍卖的电力供给波动也较大，而统一价格拍卖下的电力波动最小。因此，从保障电力供给的角度来看，统一价格拍卖＞歧视性价格拍卖＞时钟拍卖。

下面，我们来观察三种拍卖形式下竞拍者的需求隐藏情况。需求隐藏定义为竞拍者最大可能需求的碳配额减去竞拍者实际所需要的碳配额。需求隐藏是除报价外，竞拍者之间隐性共谋的另一种形式。在一定程度上来讲，需求隐藏越大，说明拍卖越不能发现竞拍者的真实需求，拍卖的实际应用效果越差。

从图 2-23 中可以看出，三种拍卖形式下的竞拍者需求隐藏存在较大的差异，其中时钟拍卖使得竞拍者的需求隐藏最大，平均达到了 405；我们对歧视性价格拍卖和统一价格拍卖的竞拍者需求隐藏做了独立样本的 T 检验，结果见表 2-15 和表 2-16。

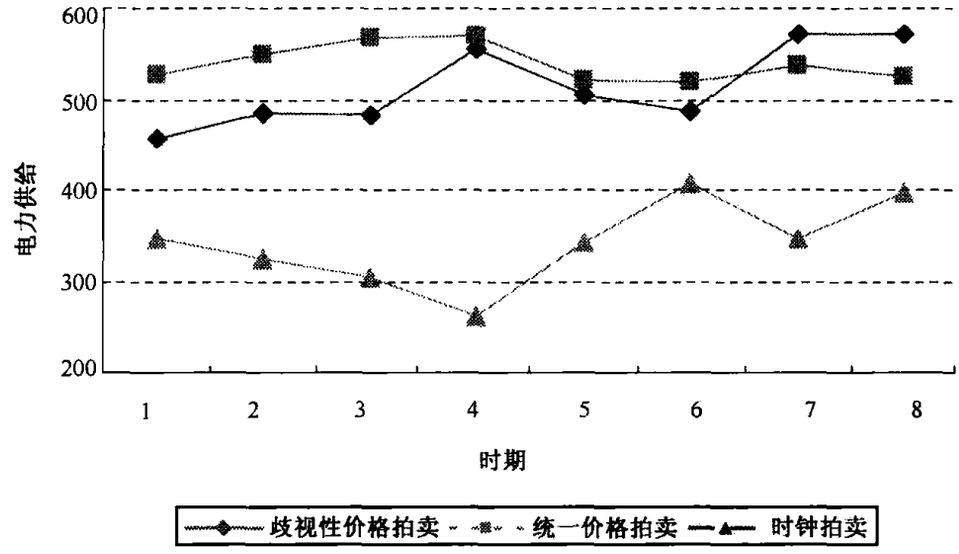


图 2-22　三种拍卖形式下的电力供给情况

表 2-14　三种拍卖形式下电力供给统计量

	歧视性价格拍卖	统一价格拍卖	时钟拍卖
标准差	45.35	20.36	46.93
均值	514.38	539.88	342.25
标准差系数	0.09	0.04	0.14

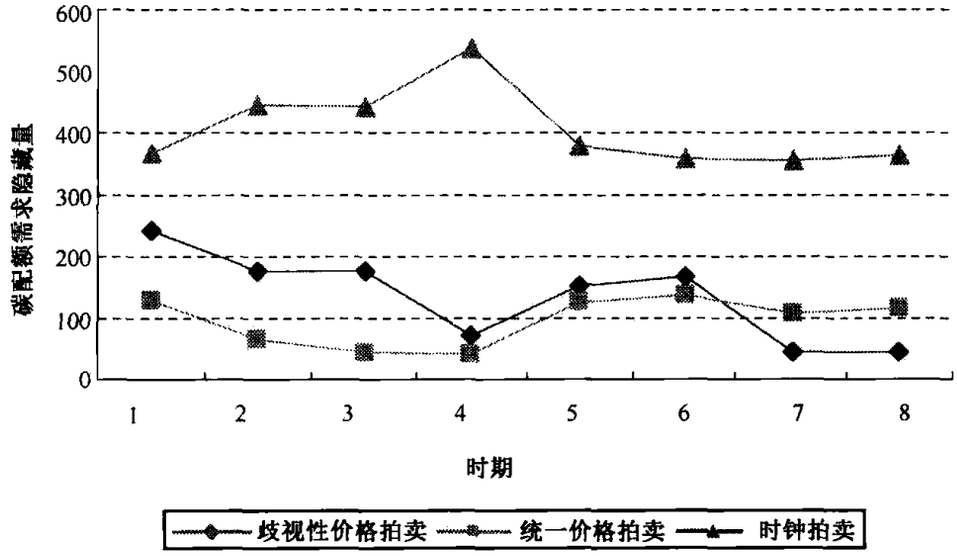


图 2-23　三种拍卖形式下的竞拍者需求隐藏情况

由表 2-15 可以看出，歧视性价格拍卖下的需求隐藏均值和标准差均高于统一价格拍卖下的情形。我们进一步进行了独立样本 T 检验(见表 2-16)，发现两种拍卖形式下的方差存在显著差异(0.044)，而均值的差异并不具有显著性(0.208)。由此，我们得到结论，时钟拍卖下的需求隐藏大于其他两种拍卖形式下的需求隐藏，而歧视性价格拍卖的需求隐藏的波动性要大于统一价格拍卖下的需求隐藏的波动性，但是均值上并不存在显著差

异。这可能是因为在统一价格拍卖下，竞拍者每轮都知道市场出清价格，这使其对未来的价格走势有较为明确的预期，进而使其需求隐藏的波动性降低。

表 2-15 歧视性价格拍卖和统一价格拍卖需求隐藏的统计量

	均 值	标 准 差
歧视性价格拍卖	134.38	72.54
统一价格拍卖	96.00	38.89

表 2-16 歧视性价格拍卖和统一价格拍卖需求隐藏的独立样本 t 检验

	方差相等的 Levene's 检验		均值相等的 t 检验						
	F	显著性水平	t	自由度	显著性水平(双尾)	均值差	标准误的差	差值的 95% 置信区间	
								下界	上界
假设方差相等	4.898	0.044	1.319	14	0.208	38.378	29.100	−24.037	100.787
假设方差相等			1.319	10.717	0.215	38.375	29.100	−25.879	102.629

最后，我们来观察三种拍卖形式下的拍卖效率。

在图 2-24 中，S_1 是政府拍卖配额所获得的收益，而 S_2 是竞拍者的利润。碳配额拍卖的效率可以定义为 $S_1/(S_1+S_2)$，即政府获得的收益/(政府收益＋竞拍者收益)。碳配额拍卖的一个特点是政府将对企业的超出配额的排放进行惩罚，所以在这里我们扩展了传统碳配额拍卖的效率：

$$eff_i = \frac{actp}{\max p} = \frac{gov}{gov + tp} \tag{2.19}$$

其中，eff 为拍卖的效率，i 分别对应三种拍卖形式，$actp$ 为拍卖中政府实际获得的收益，$\max p$ 为理论上政府可以获得的最大收益，gov 为政府获得的收益(包括竞拍收益和惩罚收益)，tp 为竞拍者获得的总利润。

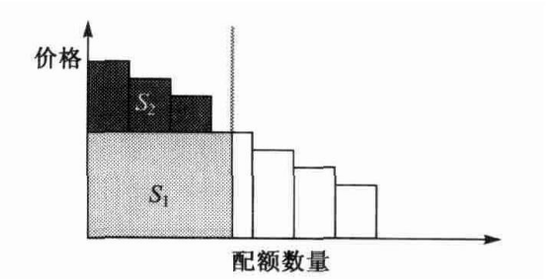


图 2-24 统一价格拍卖形式下的碳配额拍卖价格－数量图

从图 2-25 可以看出，对三种拍卖形式下的拍卖效率进行对比，平均而言，时钟拍卖效率最高，歧视性价格拍卖效率最低。

就时钟拍卖而言，在某些时期(如第 2、第 7 期)其拍卖效率很高，甚至接近 100%，但在某些期(如第 5、第 6 期)其拍卖效率只有 52%左右。在时钟拍卖下，由于竞拍者只需要在一个维度上(竞拍数量)进行决策，因此竞拍者之间有可能形成共谋，但是这种共谋是不

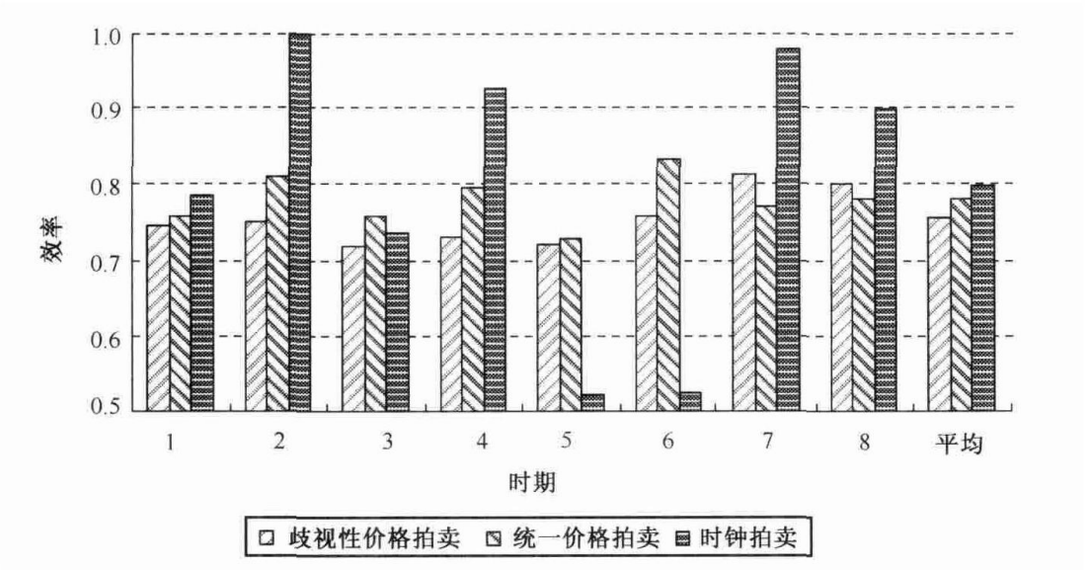


图 2-25　三种拍卖形式下的拍卖效率对比

稳定的，随着拍卖临近结束，这种共谋很可能失败。在大多数情景下，时钟拍卖还是有助于发现竞拍者的私有价值的。

歧视性价格拍卖和统一价格拍卖总体上来讲效率差距不大。我们对歧视性价格拍卖和统一价格拍卖的效率进行了单因素方差分析，结果如下：

表 2-17　方差齐性检验结果

Levene 统计量	第 1 自由度	第 2 自由度	显著性水平
0.037	1	14	0.851

表 2-18　单因素方差分析结果表

	平 方 和	自 由 度	均 值 平 方	F	显著性水平
组间	0.002	1	0.002	2.12	0.167
组内	0.016	14	0.001		
总共	0.019	15			

表 2-17 为方差齐性检验结果。从显著性概率看(0.851)，$p>0.05$，说明歧视性价格拍卖和统一价格拍卖的效率在 $\alpha=0.05$ 水平上没有显著差异，即方差具有齐次性。表 2-18 是方差分析结果，从显著性概率看(0.167)，歧视性价格拍卖和统一价格拍卖的效率的均值和方差没有显著区别。因此，我们得到结论，就拍卖效率而言，尽管在拍卖中期可能存在较为明显的共谋行为，时钟拍卖总体上要大于另外两种拍卖形式。

2.5.4　允许竞拍者交流情况下，参与者行为对配额拍卖的影响

在这里我们将 12 个竞拍者减半成 6 个竞拍者，同时使得其各自的发电成本在每一轮均相等，并允许竞拍者之间进行充分的交流。这里，我们主要想考察竞拍者的数量和其之间交流的可能性对他们之间共谋的可能性所产生的影响。

我们首先来看三种拍卖形式下，竞拍者的成交价格均值的走势情况（见图 2-26）。

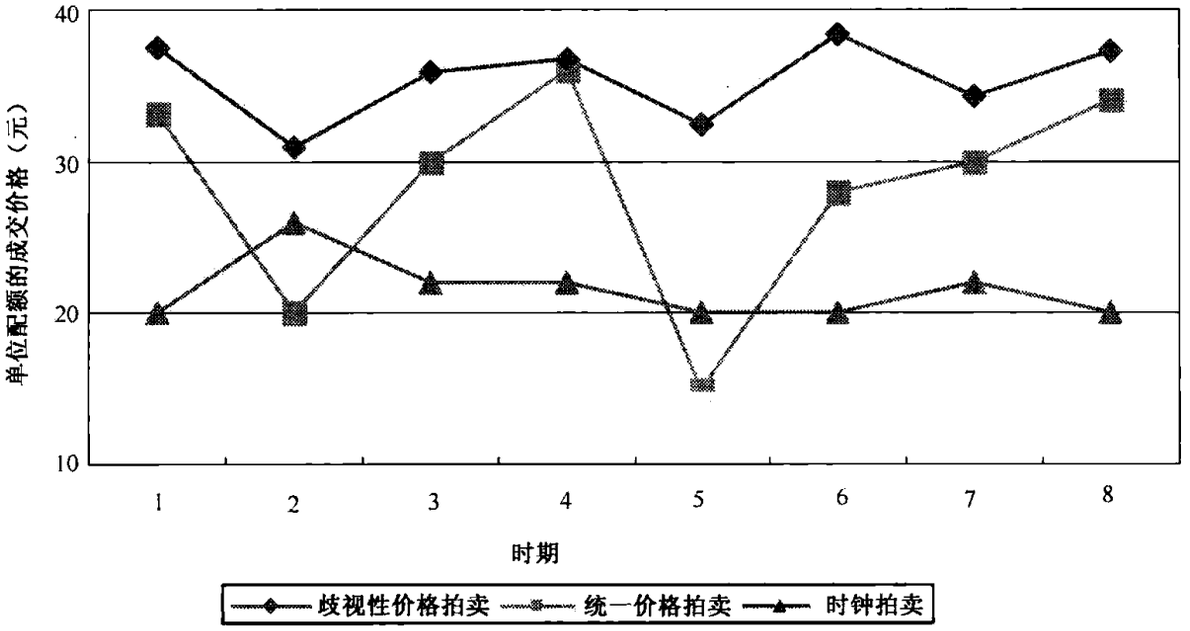


图 2-26 允许竞拍者交流的情况下，三种配额拍卖方式成交价格走势

从图 2-26 中可以看出，在允许竞拍者充分交流的情况下，三种配额拍卖方式的成交价格大致为：歧视性价格拍卖＞统一价格拍卖＞时钟拍卖。

从三种配额拍卖方式成交价格的统计分析中也可以看出（见表 2-19），统一价格拍卖的成交价格均值位于歧视性价格拍卖和时钟拍卖之间，而且其波动程度较大（7.245）。这说明，与基准情景下的成交价格均值相比，当竞拍者人数较少并且允许交流的情况下，歧视性价格拍卖最有利于防止竞拍者共谋，而时钟拍卖则有利于竞拍者共谋。

表 2-19 三种配额拍卖方式成交价格的统计分析

	最 大 值	最 小 值	均 值	标 准 差
统一价格拍卖	36	15	28.275	7.245
歧视性价格拍卖	38.4	30.94	35.44	2.643
时钟拍卖	26	20	21.5	2.07

接下来，我们来观察三种配额拍卖形式下，电力市场的发展情况。

由图 2-27 可以看出，与标准情景不同，在允许交流的情景下，尽管时钟拍卖的配额成交价格较低，但是其电力供给仍相对较少。这是因为竞拍者之间通过共谋降低电力供给，以压低配额成交价格。而歧视性价格拍卖和统一价格拍卖的电力供给相对较多。从电力供给波动程度上来看（见表 2-20），时钟拍卖的电力供给波动较小，而统一价格拍卖和歧视性价格拍卖的电力供给波动较大，这说明时钟拍卖下的竞拍者形成了较为稳定的供给同盟。从保障电力供给的角度来看，歧视性价格拍卖＞统一价格拍卖＞时钟拍卖。

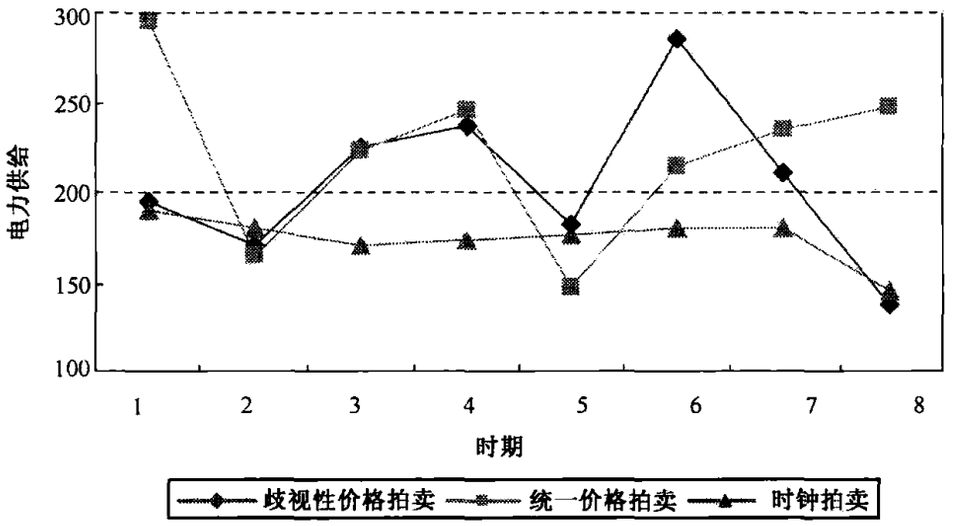


图 2-27　允许交流情况下，三种拍卖形式的电力供给情况

表 2-20　允许交流情况下，三种拍卖形式下的电力供给统计量

	歧视性价格拍卖	统一价格拍卖	时钟拍卖
标准差	205.13	221.25	174.25
均值	45.24	47.36	13.23
标准差系数	0.22	0.21	0.08

下面，我们来观察允许竞拍者交流情况下，三种拍卖形式的竞拍者的需求隐藏情况。

从图 2-28 中可以看出，在允许竞拍者进行交流的情况下，三种拍卖形式的需求隐藏的排序为：时钟拍卖＞统一价格拍卖＞歧视性价格拍卖。

从表 2-21 中可以看出，时钟拍卖下需求隐藏的波动也要大大小于统一价格拍卖和歧视性价格拍卖下需求隐藏的波动性，这说明在允许交流的情况下，时钟拍卖下竞拍者有集体隐藏需求以压低价格的倾向，同时这种需求隐藏的联盟较为稳定。

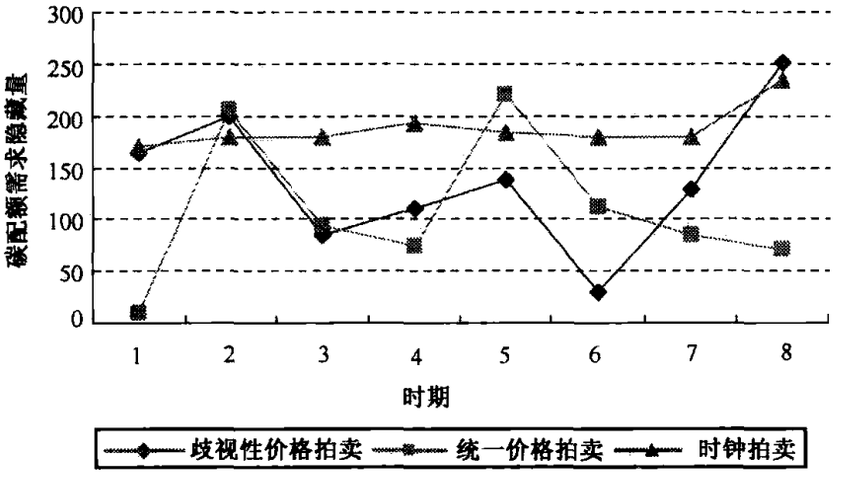


图 2-28　允许交流情况下，三种拍卖形式竞拍者的需求隐藏情况

最后，我们来观察三种拍卖形式下的拍卖效率。

表 2-21 允许交流情况下,三种拍卖形式需求隐藏的统计量

	均 值	标 准 差
统一价格拍卖	138.75	68.25
歧视性价格拍卖	109.25	70.88
时钟拍卖	187.88	20.15

从图 2-29 中可以看出,在允许交流的情况下,将三种拍卖形式下的拍卖效率进行对比,平均而言,歧视性价格拍卖效率最高(94.6%),时钟价格拍卖效率最低(54.7%)。在竞拍者数量较少,而且存在共谋的情况下,时钟拍卖有利于竞拍者同盟的建立,相比而言,歧视性价格拍卖可以有效地防止竞拍者的共谋。三种拍卖形式的效率排序为:歧视性价格拍卖>统一价格拍卖>时钟拍卖。

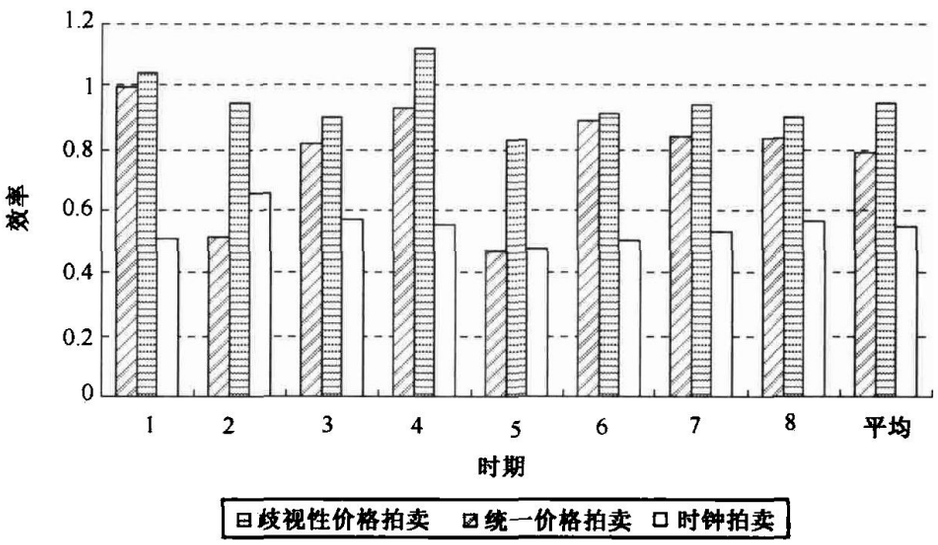


图 2-29 允许交流情况下,三种拍卖形式的拍卖效率对比

2.5.5 允许配额储存情况下,参与者行为对配额拍卖的影响

由于时钟拍卖下竞拍者可能存在显性的共谋,接下来,我们重点考察允许配额储存的情况下,歧视性价格拍卖和统一价格拍卖这两种配额拍卖形式。配额的储存使得竞拍者可以根据历史成交价格,在整个拍卖期内优化其竞拍行为。在这里,我们设置了两个情景:①低惩罚价格($Punish=40$);②高惩罚价格($Punish=80$)。

我们首先来看三种拍卖形式下,竞拍者的成交价格均值的走势情况,如图 2-30 所示。

从图 2-30 中可以看出,在低惩罚价格情景下,允许配额储存反而使成交价格的波动有所加大。这说明允许配额储存在一定程度上引起了竞拍者的投机行为,反而加剧了市场波动。

从图 2-31 中可以看出,当我们把惩罚价格从 40 提高到 80 后,市场陷入恐慌情绪,成交价格的波动性比低惩罚价格情景下的要高。同时成交价格的均值也要大于前者。

从图 2-32 中可以看出,当允许储存配额时,竞拍者在对碳配额进行投机的情况下,出于对未来的不确定性的考虑,其电力供给有所减少。

从图 2-33 中可以看出,当允许储存配额时,当我们把惩罚价格提高一倍时,竞拍者的

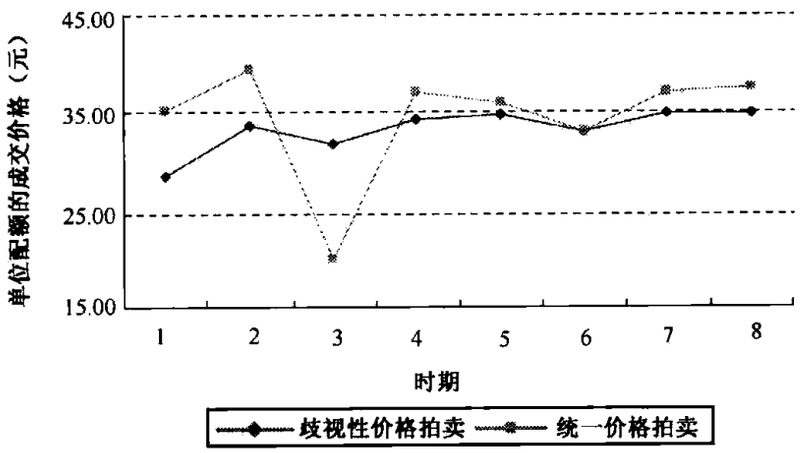


图 2-30　允许储存配额情况下，两种配额拍卖方式成交价格走势

注：低惩罚价格情形。

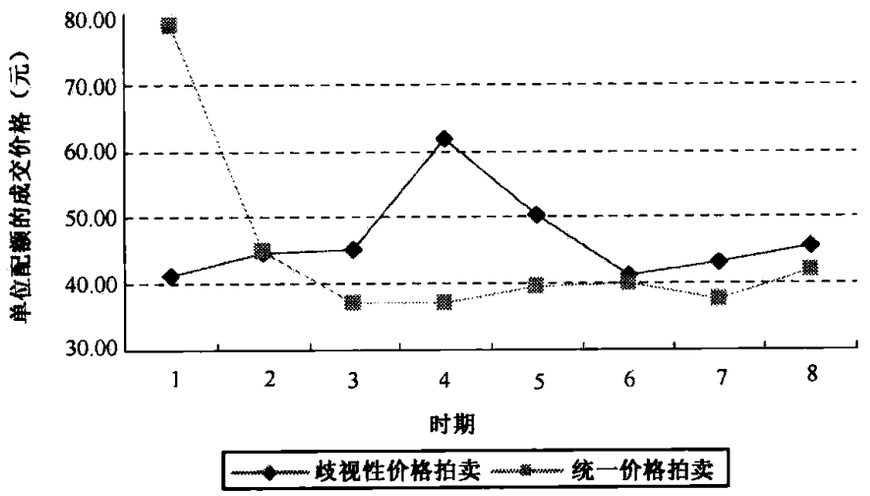


图 2-31　允许储存配额情况下，两种配额拍卖方式成交价格走势

注：高惩罚价格情形。

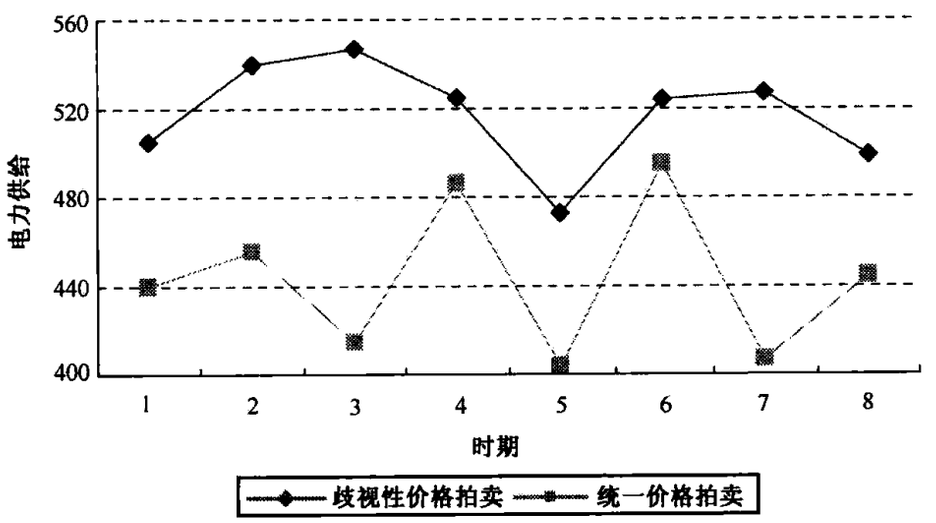


图 2-32　允许储存配额情况下，两种配额拍卖方式电力供给

注：低惩罚价格情形。

电力供给明显减少，竞拍者的生产经营活动偏于保守，同时电力供给的波动加大，高惩罚价格加剧了市场的恐慌效应。

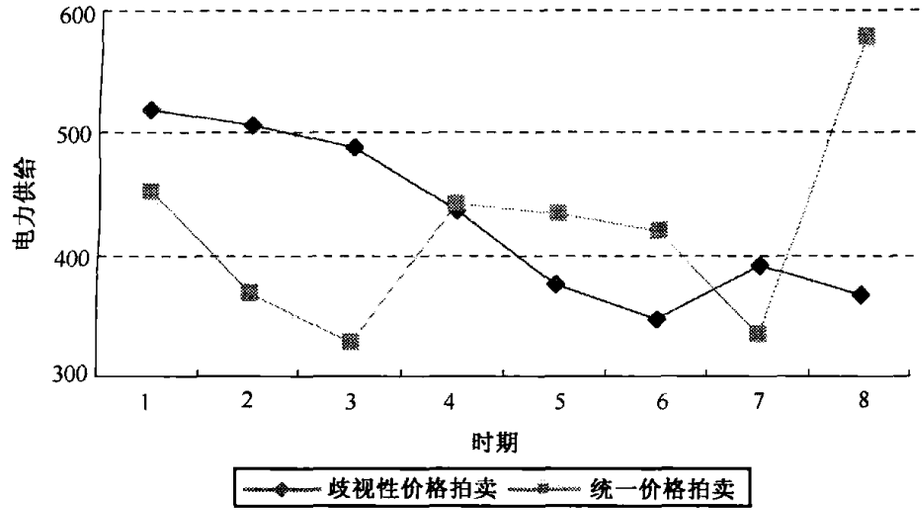


图 2-33 允许储存配额情况下，两种配额拍卖方式电力供给

注：高惩罚价格情形。

2.6 本章小结

当前气候变化正影响着全球社会经济的可持续发展。气候变化不仅是气候和全球环境领域的问题，而且是一个涉及人类社会的生产、消费和生活方式以及生存空间等社会和经济发展的各个领域的重大问题。在后哥本哈根时代，中国建立碳市场是实现中国减排承诺的重要途径之一，也是提高我国碳交易价格、增强我国议价能力、应对国际压力和全面参与国际公约的需要。本章通过基于 Agent 的方法和实验经济学平台，对碳配额的初始分配机制进行了模拟研究，得到的结论如下：

(1)碳配额机制使环境的外部性实现了内部化，因此提高了电价(平均提高了 12%)；同时，碳市场的波动也传导进了电力市场中(剔除了均值因素影响的波动程度增加了 4%)。在未引入碳市场的情况下，电价随着经济发展速度的提高呈现出增速递减的趋势，但是在经济发展较快的情况下，碳市场的引入显著地提高了电价。因此，对于处于高速发展的中国来说，在引入碳配额机制后，政府要制定相应的监管措施，以降低对国内经济的影响。

(2)碳配额机制通过碳价格来影响各种发电技术的相对成本，从而可以显著地影响电源结构。引入碳排放配额机制使天然气大规模发电的时间提前了 32 期，同时从最终的发电比例上来看，部分环境友好的发电技术(核电以及天然气发电)所占的比例上升了，而环境友好但发电成本最高的太阳能发电在引入碳排放配额机制后得到了较大的发展(提高了 14%)；相反，排放较高的煤炭发电所占的比例显著下降了(减少了 18%)。

(3)基于排放的分配方式相对于基于产出的分配方式产生了更高的电价和碳价，这是由于后者的生产者更趋向于环保。相比于基于排放的分配方式，基于产出的分配方式更加有利于环保，应该在国内碳市场机制设计中重点考虑。

(4)当碳配额是一种稀缺商品时,在两种拍卖机制下,政府收益均高于竞拍者收益,而且如果政府使用歧视性价格拍卖,可以获得的收益更多,使得配额可以发挥其最大的经济价值。而当碳配额发放过多时,竞拍者处于优势地位,与统一价格拍卖相比,歧视性价格拍卖将使政府获得更多收益。因此,无论碳配额在市场上相对紧缺还是相对充裕,政府都应该采取歧视性价格拍卖。

(5)发电成本的不确定性使拍卖机制对竞拍者私有价值的识别功能降低,这将使政府的收益降低,降低拍卖的效率。对于歧视性价格拍卖来讲,当配额供过于求时,发电成本的不确定性对政府和竞拍者收益的影响很小;而当配额供不应求时,歧视性价格拍卖情况下的政府收益也高于统一价格拍卖情况下的政府收益。因此,在发电成本较为不确定性的情况下,不论配额的市场供求关系如何,政府都应该采取歧视性价格拍卖。

(6)相比较歧视性价格拍卖而言,统一价格拍卖可以有效地防止竞拍者的学习行为,这是因为统一价格拍卖使得竞拍者通过学习行为获得的超额收益很小。而在歧视性价格拍卖情况下,竞拍者通过学习行为可以获得超额收益。从这点来看,歧视性价格拍卖对于小的、没有学习能力的竞拍者而言,是相对不公平的。

(7)在统一价格拍卖的情况下,不同市场结构的影响比较小;而在歧视性价格拍卖下,当市场上政府和竞拍者的优势大致相等时,市场上小的竞拍者越多,对拍卖越有利,政府的收益也越多。因此,统一价格拍卖对市场结构的变化相对不敏感,而在歧视性价格拍卖下,市场有向垄断型结构变化的倾向。从这个意义上来说,统一价格拍卖对小的竞拍者来说更公平。

(8)从更普遍的意义上来讲,在考虑拍卖机制效率的前提下,歧视性价格拍卖是更合适的;而在考虑拍卖机制公平性的前提下,统一价格拍卖是更合适的。

(9)当竞拍者人数较多,而且他们之间并不存在明显的交流的情况下,竞拍者在时钟拍卖情况下会出现不稳定的共谋现象。相比时钟拍卖而言,歧视性价格拍卖和统一价格拍卖的成交价格均值在统计上并没有显著的区别。

(10)受配额拍卖成交价格的影响,时钟拍卖下的电力供给较少,统一价格拍卖下的电力供给较多。从电力供给波动程度上来看,时钟拍卖的电力供给波动也较大,而统一价格拍卖下的电力波动最小。因此,从保障电力供给的角度来看,统一价格拍卖优于歧视性价格拍卖和时钟拍卖。

(11)时钟拍卖下的需求隐藏大于其他两种拍卖形式下的需求隐藏,而歧视性价格拍卖的需求隐藏的波动性要大于统一价格拍卖的需求隐藏的波动性,这可能是因为在统一价格拍卖下,竞拍者每轮都知道市场出清价格,这使其对未来的价格走势有较为明确的预期,进而使其需求隐藏的波动性降低。

(12)尽管在拍卖中期可能存在较为明显的共谋行为,时钟拍卖的效率总体上要大于另外两种拍卖形式的效率。

(13)在竞拍者数量较少,而且允许交流的情况下,三种配额拍卖方式的成交价格大致为:歧视性价格拍卖高于统一价格拍卖和时钟拍卖。歧视性价格拍卖最有利于防止竞拍者共谋,而时钟拍卖则有利于竞拍者的共谋。

(14)在允许交流的情景下,时钟拍卖的配额成交价格较低,但是其电力供给相对较

少。这是因为竞拍者之间通过共谋降低电力供给，以压低配额成交价格。而歧视性价格拍卖和统一价格拍卖的电力供给相对较多。从电力供给的波动程度上来看，时钟拍卖的电力供给波动较小，而统一价格拍卖和歧视性价格拍卖的电力供给波动较大，这说明时钟拍卖下的竞拍者形成了较为稳定的供给同盟。

(15)在低惩罚价格情景下，允许配额储存反而使成交价格的波动有所加大。这说明允许配额储存在一定程度上引起了竞拍者的投机行为，反而加剧了市场波动。当惩罚价格提高后，市场陷入恐慌情绪，成交价格的波动性升高，同时成交价格的均值也升高。电力供给的波动加大，竞拍者的电力供给明显减少，竞拍者的生产经营活动趋于保守。高惩罚价格加剧了市场的恐慌。

第 3 章　碳价格的外部影响因素研究

目前，学术界普遍认为，气温和能源价格是对碳价影响最大的两大外界因素。本章将分别对这两大类影响因素进行研究。

3.1　碳市场与石油市场的价格转移机制研究

3.1.1　碳价与油价的关系

油价和天然气价格，都会对碳价的走势产生影响。根据笔者所查阅文献的记录，当前研究碳价和石油天然气价格关系的代表性文献主要有以下几篇：

Kanen(2006)认为，油价是天然气价格变化的主要推力，而天然气价格波动会影响电价并最终影响碳价的变化。

Mansanet-Bataller 等(2007)通过引入虚拟变量，采用多元回归的方法，研究了天然气价格、布伦特原油价格和电价对二氧化碳价格的影响。他们发现，能源价格对碳价的影响确实存在。

魏一鸣等(2008)采用协整理论研究了 EU ETS 碳价与能源价格之间的长期和短期互动关系，结果发现能源价格与第一阶段碳期货价格之间的关系较弱，而与第二阶段碳期货价格之间存在长期的均衡关系，能源价格变化是推动第二阶段碳价变化的重要原因。

Alberola 等(2008)采用结构变化理论，将碳价分成不同的变化区间，结果发现 Mansanet-Bataller 等人提到的能源价格对碳价的影响是显著的。

Chevallier(2009)同样证实了大宗能源商品价格对碳价存在影响。

从石油市场与碳市场的实际价格走势来看，碳价与油价的影响机制存在复杂的非线性特征。目前的研究尚没有从这一角度来定量研究二者间的互动关系，我们将从这一非线性特征入手，探索 EU ETS 与石油市场的非对称价格转移机制问题。

本节结构见图 3-1。

3.1.2　阈值协整模型与非线性检验模型

在普通多元回归中，伪回归(Spurious Regression)是常见的一类错误，其具体表现正如 Granger 所指出的，把毫无关系的两个非平稳序列回归，拟合优度很高，t 值显著，将得出两者显著相关的错误结论。

Granger 与 Engle(1987)提出的协整理论可以有效地避免伪回归错误。协整概念

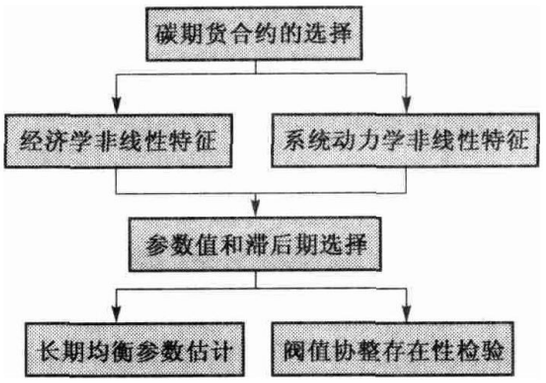


图 3-1 碳市场与石油市场的非对称价格转移机制研究框架

是针对变量的单位根特征而提出的，由于变量的单位根过程累积了随机趋势（或时间趋势）而使得变量没有长期均值，也不会向长期均值回复，它的未来值（或当期值）取决于它的历史性，因而对它的任何冲击都会产生持久的影响。因此，单位根过程本身不能描述长期稳定关系。然而，由若干个服从单位根过程的变量组成的系统，若这个系统是稳定的，就称这一稳定的线性组合为协整关系（cointegration）。一般地，只要若干个服从单位根 $I(d)$ 的变量的某一线性组合能使 d 减小，则称这一组合为协整关系（王少平和李子奈，2003）。

标准的协整理论都暗含了以下重要假设：协整关系是线性的，在每个时期都会发生短期偏离向长期均衡的调整，无论偏离程度的大小如何，调整的强度是相同的。

事实上，这个假设是过于严格的，因为在现实经济中，协整系统中的变量向长期均衡的移动并不必然会在每个时期都发生。同时，当短期对长期均衡偏离的方向和大小不同时，调整的速度也可能是非对称的。例如，当经济增长发生波动而偏离长期增长路径时，中央银行为稳定经济增长，使用货币政策对利率的调节是非对称的；再如，现有理论研究表明，收入差距对经济增长的效应显著依赖已有的经济状态和收入差距的大小，进而具有机制转移特征等。很显然，标准的协整框架无法精确分析上述非线性、非对称的实际经济问题（欧阳志刚，2008）。

为了更好地描述真实的经济现象，Balke 和 Fomby（1997）首次提出阈值协整（Threshold Cointegration）模型。阈值协整的内在涵义是，协整系统中的变量向长期均衡的移动并不必要在每个时期都发生。同时，当短期对长期均衡偏离的方向和大小不同时，调整的速度也可能是非对称的。本节主要采用了 Seo（2006）提出的一种阈值协整检验方法。

本节中的模型如下：

$$Carbon_t = \beta_0 + \beta_1 \times Oil_t + \varepsilon_t \tag{3.1}$$

其中，$Carbon_t$ 代表 t 时期碳期货价格；Oil_t 代表 t 时期石油期货价格；β_0 、β_1 代表协整向量，反应油价与碳价之间的长期均衡关系；ε_t 代表误差修正项，反应上期碳价对均衡的偏离程度。

由此，我们将碳价与油价之间的关系划分为 3 个机制，公式如式（3.2）：

$$
\begin{cases}
\text{第一机制} \begin{cases} \Delta Oil_t = a_{11}\varepsilon_{t-1} + a_{12} + \sum_{i=1}^{k} b_{1i}\Delta Oil_{t-i} + \sum_{j=1}^{k} d_{1j}\Delta Carbon_{t-j} + u_{1t} \\ \Delta Carbon_t = a_{21}\varepsilon_{t-1} + a_{22} + \sum_{i=1}^{k} b_{2i}\Delta Oil_{t-i} + \sum_{j=1}^{k} d_{2j}\Delta Carbon_{t-j} + u_{2t} \end{cases} & (\varepsilon_{t-1} \leqslant \gamma_1) \\
\text{第二机制} \begin{cases} \Delta Oil_t = a_{31}\varepsilon_{t-1} + a_{32} + \sum_{i=1}^{k} b_{3i}\Delta Oil_{t-i} + \sum_{j=1}^{k} d_{3j}\Delta Carbon_{t-j} + u_{3t} \\ \Delta Carbon_t = a_{41}\varepsilon_{t-1} + a_{42} + \sum_{i=1}^{k} b_{4i}\Delta Oil_{t-i} + \sum_{j=1}^{k} d_{4j}\Delta Carbon_{t-j} + u_{4t} \end{cases} & (\gamma_1 < \varepsilon_{t-1} < \gamma_2) \\
\text{第三机制} \begin{cases} \Delta Oil_t = a_{51}\varepsilon_{t-1} + a_{52} + \sum_{i=1}^{k} b_{5i}\Delta Oil_{t-i} + \sum_{j=1}^{k} d_{5j}\Delta Carbon_{t-j} + u_{5t} \\ \Delta Carbon_t = a_{61}\varepsilon_{t-1} + a_{62} + \sum_{i=1}^{k} b_{6i}\Delta Oil_{t-i} + \sum_{j=1}^{k} d_{6j}\Delta Carbon_{t-j} + u_{6t} \end{cases} & (\gamma_2 \leqslant \varepsilon_{t-1})
\end{cases}
\tag{3.2}
$$

其中，γ 为阈值参数，误差修正项 ε_{t-1} 为转移变量，依据 ε_{t-1} 与阈值的关系来划分不同的价格转移机制。当 $\varepsilon_{t-1} \leqslant \gamma_1$ 时，为第一机制，调节效应由 a_{11}，a_{21} 刻画。另两类机制原理相同。

此方程代表了碳市场与石油市场的短期偏离向长期均衡的调整过程。代表长期的协整向量和向量误差校正模型中的残差滞后项系数 ε_{t-1}，二者联合分析了系统中碳价与油价的长期稳定关系和短期动态变化，刻画了碳价短期偏离的调整行为。

上述模型可重新表述为：

$$\Delta x_t = A_1' X_{t-1}(\beta) d_{1t}(\beta,\gamma) + A_2' X_{t-1}(\beta) d_{2t}(\beta,\gamma) + u_t \tag{3.3}$$

$$X_t = (Carbon_t, Oil_t)' \tag{3.4}$$

$$X_{t-1}(\beta) = (1, \varepsilon_{t-1}(\beta), \Delta x_{t-1})' \tag{3.5}$$

对应的最大似然方程为：

$$L(A_1, A_2, \sum, \beta, \gamma) = -\frac{T}{2}\log|\sum| - \frac{1}{2}\sum_{t=1}^{T} u_t(A_1, A_2, \beta, \gamma)' \sum^{-1} u_t(A_1, A_2, \beta, \gamma) \tag{3.6}$$

$$u_t = \Delta x_t - A_1' X_{t-1}(\beta) d_{1t}(\beta,\gamma) - A_2' X_{t-1}(\beta) d_{2t}(\beta,\gamma) \tag{3.7}$$

$$\sum = E(u_t u_t') \tag{3.8}$$

通过最大似然估计，可以求得方程的各项参数[①]。

3.1.3　期货合约的选择

本章使用的碳期货价格数据来自欧洲气候交易所(European Climate Exchange，简称 ECX)，共选取了其中交易的 8 份主力合约。石油价格数据来自伦敦洲际交易所，选择了布伦特(Brent)当月交割期货连续价格。

EU ETS 自 2005 年起开始交易。我们分析的起始时间为最早的碳合约起始交易时间：2005 年 4 月 22 日。终止时间为 2009 年 12 月 14 日。碳期货价格走势见图 3-2。

① 欧阳志刚、张洁对此进行了详细阐述(欧阳志刚，2008；张洁，2009)

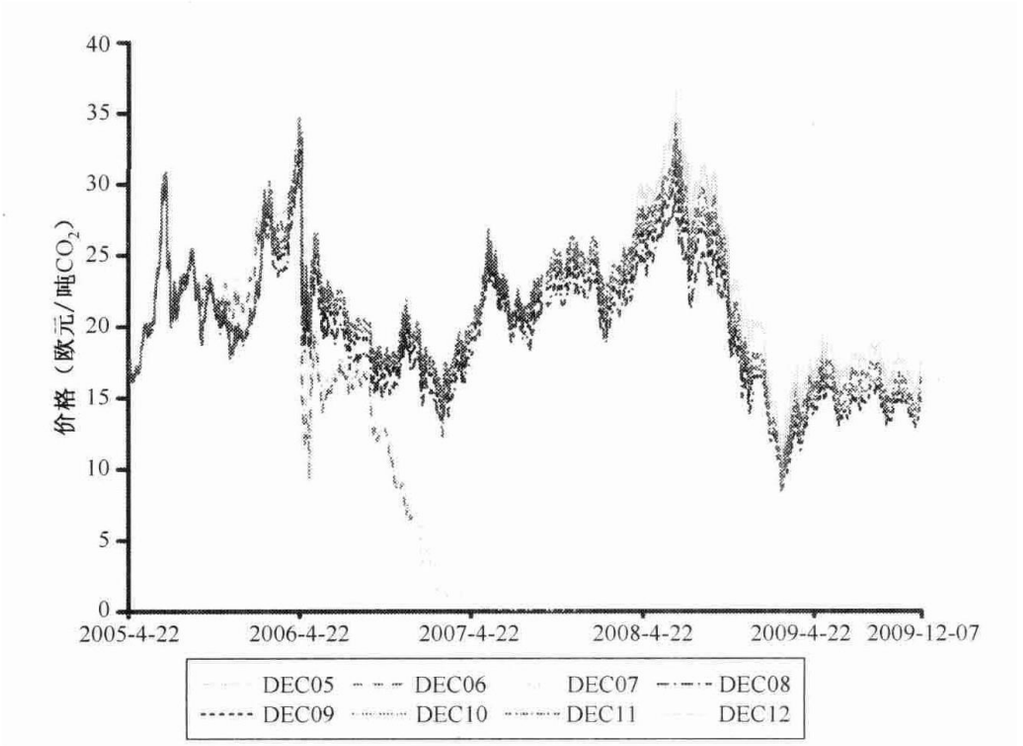


图 3-2 碳期货合约价格

数据来源：ECX。

下面来分析 EU ETS 的这 8 份合约是否存在共性。在这里，采用 Jackson(2008)所引入的密度对比图(density strip)和箱式密度对比图(box-percentile strip)来直观显示其对数收益率的分布情况，结果见图 3-3 与图 3-4。

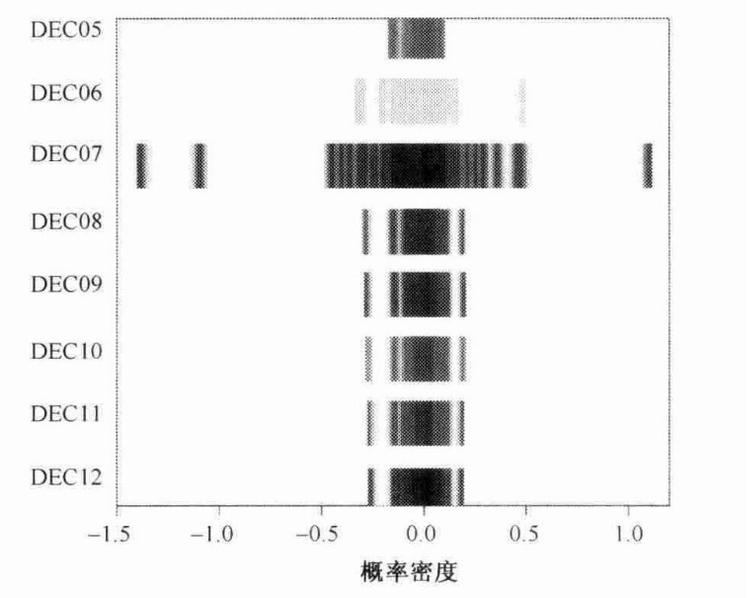


图 3-3 EU ETS 期货价格收益率的密度对比图

根据图 3-3 与图 3-4，整体来看，EU ETS 期货收益率大致以 0 为概率最大点。除了 DEC06 合约，EU ETS 出现负收益率的概率要大于出现正收益率的概率。DEC05 合约收益率的变动幅度最小，这与其交易时间最短直接相关。由于第一阶段配额过剩，DEC06 与 DEC07 在第一阶段后期均出现了价格暴跌，反映在收益率的特征上就是出现收益率极

大极小值的概率显著增加。DEC08 至 DEC12 合约的收益率特征基本类似。鉴于 EU ETS 第一阶段配额分配过剩[①]，在这里选取 DEC09 合约作为进一步的研究对象。

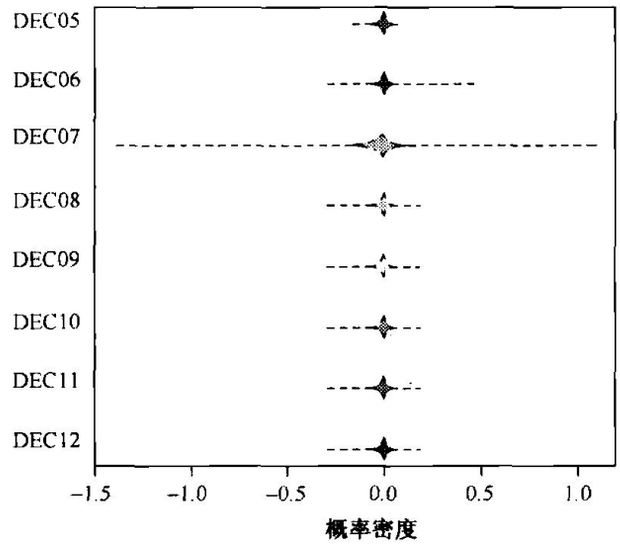


图 3-4　EU ETS 期货价格收益率的箱式密度对比图

3.1.4　油价对碳价的非对称非线性影响

3.1.4.1　碳市场与石油市场的非线性检验

如前所述，目前的几篇研究碳市场与能源市场关系的文献中，除了 Chevallier(2009) 采用了 TGARCH 模型外，其他研究均将其看成线性市场来研究。这里将采用经济学与系统动力学两大类方法来验证这两大市场线性关系的存在性。

对碳市场和石油市场的非参数回归结果如图 3-5。

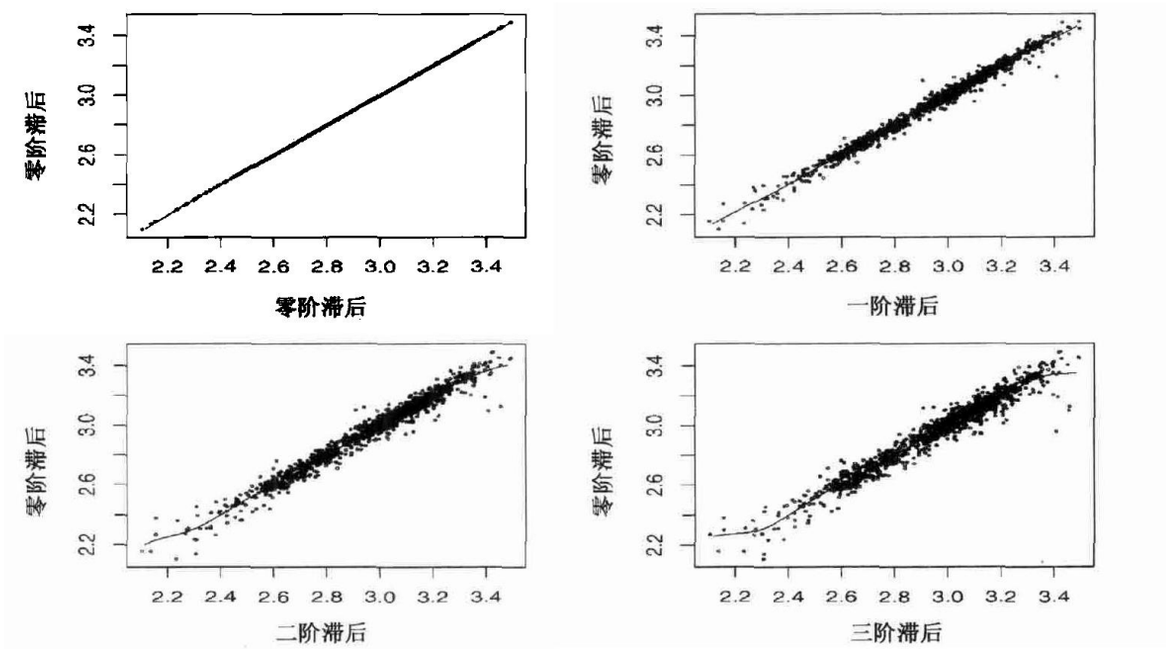


图 3-5　碳市场的非参数回归

① EU ETS 目前已经进入第二阶段，第一阶段为 2005～2007 年。

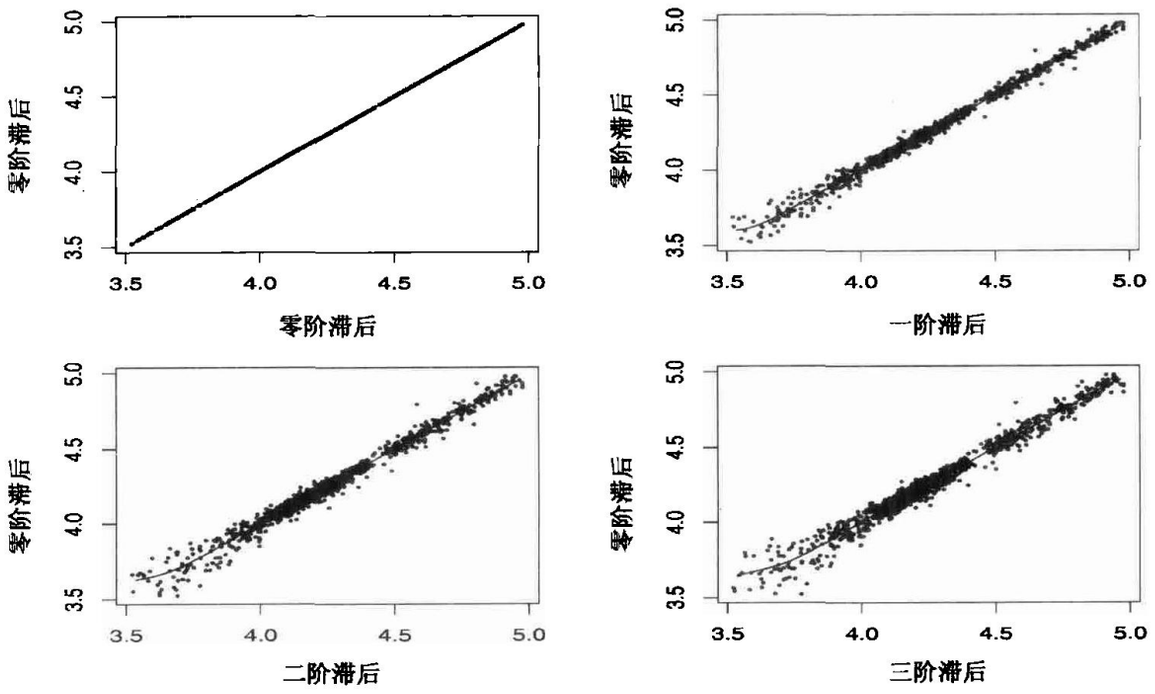


图 3-6 石油市场的非参数回归

从图 3-5 与图 3-6 可以看出，随着滞后阶数的增加，两个市场的非线性特征越来越明显。碳市场的非线性趋势更强。

通过观察两个市场概率密度的透视图(perspective plots)(图 3-7 和图 3-8)可以发现，两个市场的概率密度均呈现双峰或者多峰的态势。这表明，至少在其收益率的密度函数上，两个市场的变化是存在较大幅度波动的。

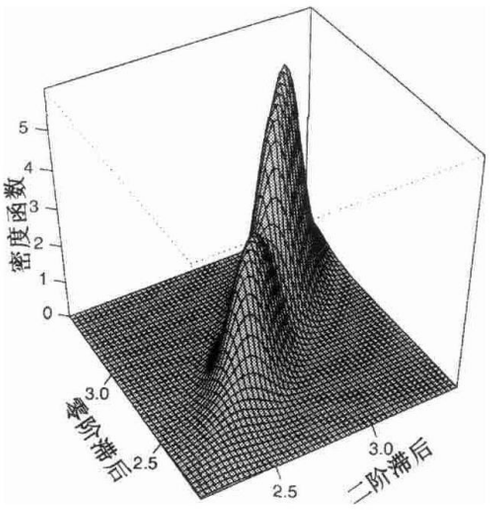


图 3-7 碳市场的透视图

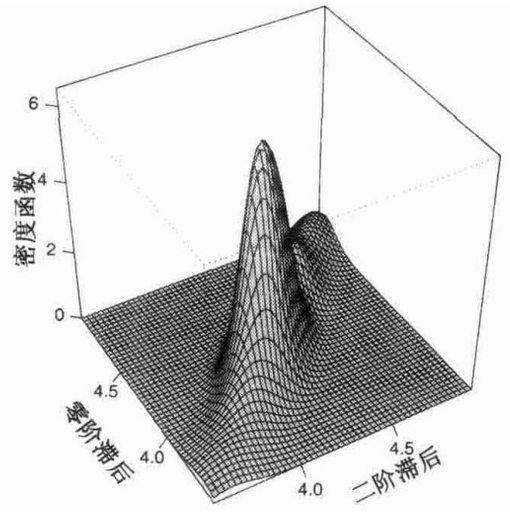


图 3-8 石油市场的透视图

图 3-5～图 3-8 从经济学的模型角度显示了两个市场的非线性特征。下面，为了结果的稳健性，从系统动力学的角度来检验其线性特征。在这里，我们采用递归图来观察其内部特征。首先，通过平均互信息法(AMI，Average Mutual Information)来确定递归图的时间滞后长度。结果见图 3-9。

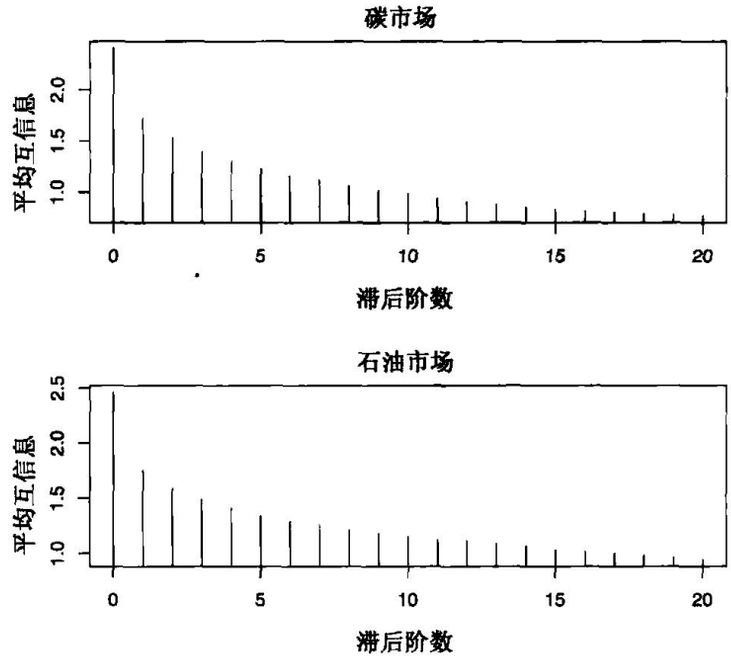


图 3-9　碳市场与石油市场的平均互信息图

从图 3-9 可以发现，即使时间滞后到了 20，AMI 值仍然没有达到最小值，同时，在通常的研究中滞后 20 期已经足够大，因此我们选择滞后期为 20 来计算其递归图。

根据图 3-10 与图 3-11 的结果，碳市场与石油市场均是典型的自回归过程，均呈现一定程度的突变模式，显示了市场内部的非平稳性和价格较大幅度的变动。

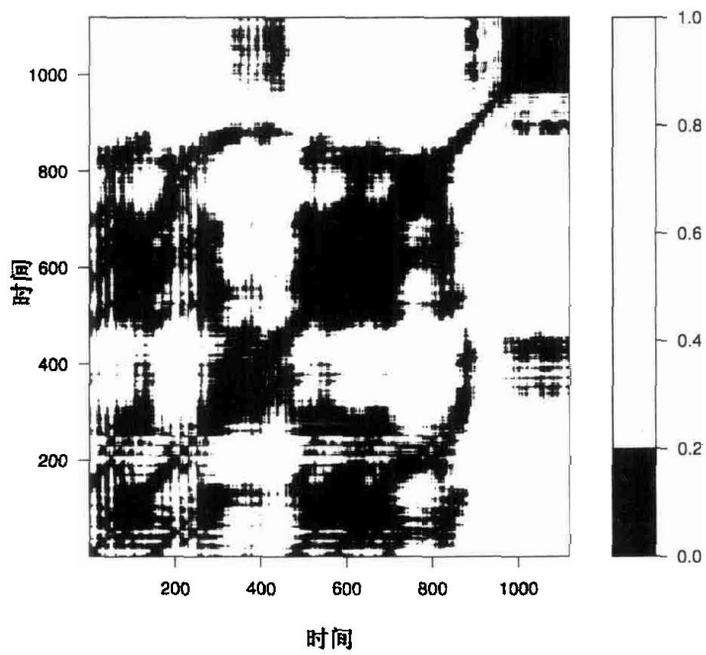


图 3-10　碳市场的递归图

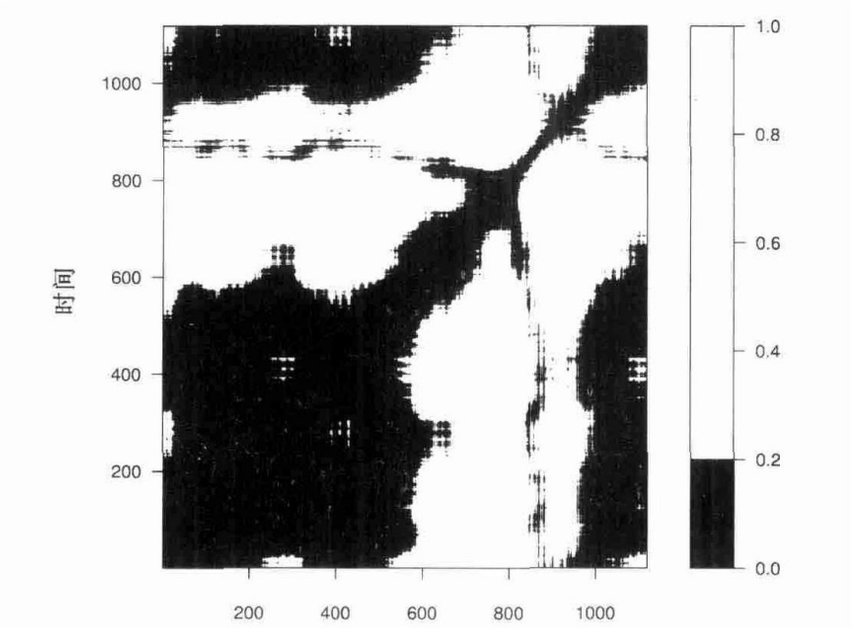


图 3-11 石油市场的递归图

综上所述，无论是经济学模型还是系统动力学模型，均显示出碳市场与石油市场的非线性特征。因此，线性模型不适于分析两者之间的关系，我们将尝试引入非线性的阈值协整模型。

3.1.4.2 平稳性检验

在估计阈值协整的参数之前，首先要检验序列的平稳性，结果见表 3-1。

表 3-1 碳市场与石油市场的平稳性检验

变 量	Dickey-Fuller 信息准则	p 值
碳价	−2.9495	0.1764
碳价一阶差分	−10.5079	0.0100
油价	−1.7891	0.6676
油价一阶差分	−10.0896	0.0100

经过计算，碳价与油价均不能拒绝含有一个单位根的原假设，而一阶差分又为平稳时间序列。由此，碳价与油价为一阶协整序列(张洁，2009)。因此，可以认为两者确实存在某种长期均衡关系。

3.1.4.3 阈值协整参数估计

在选择滞后阶数时，我们采用了 3 种不同的信息准则(information criterion)模型，结果见表 3-2。

三种不同的信息准则模型，有两种选择了滞后 2 阶，AIC 选择滞后 3 阶。在此，出于稳健性考虑，选择滞后 2 阶作为模型变量来估计阈值协整的参数。

表 3-2　滞后阶数的选择

信息准则	滞后 1 阶	滞后 2 阶	滞后 3 阶	滞后 4 阶	滞后 5 阶	滞后阶数选择
Akaike 信息准则	−0.0231	−0.0468	−0.0489	−0.0457	−0.0475	3
Schwarz 信息准则	−0.0134	−0.0306	−0.0262	−0.0166	−0.0119	2
Hannan-Quinn 信息准则	0.0026	−0.0039	0.0112	0.0316	0.0470	2

根据公式(3.6)，依据最大似然估计，可得公式(3.1)所设定的阈值，结果见表 3-3。

碳市场与石油市场所组成的长期均衡系统中，阈值分别为−5.59 和−4.26，协整值为 0.256974。则公式(3.1)可重写为：

表 3-3　阈值估计结果

第一个阈值	−5.5900
最佳协整向量	0.2570
第二个阈值	−4.2600

$$Carbon_t = -1 + 0.256974 \times Oil_t + \varepsilon_t \quad (3.9)$$

即 $\varepsilon_t = Carbon_t + 1 - 0.256974 \times Oil_t$ 。

当 $Carbon_t \leqslant -6.59 + 0.256974 \times Oil_t$，即碳价与长期均衡的偏离 ε 小于−5.59 时，为第一类价格转移机制，该机制占全部样本空间的 9.1%；

当 $-6.59 + 0.256974 \times Oil_t \leqslant Carbon_t \leqslant -5.26 + 0.256974 \times Oil_t$，即碳价的偏离介于−5.59 至−4.26 之间时，为第二类价格转移机制，该机制占全部样本空间的 7.8%；

当 $Carbon_t \geqslant -5.26 + 0.256974 \times Oil_t$，即碳价偏离长期均衡大于−4.26 时，为第三类价格转移机制，该机制占全部样本空间的 83.1%。

由两个阈值划分的三种价格转移机制为：

$$\begin{cases}
\text{第一机制}\begin{cases}
\Delta Carbon_t = 0.0609[0.3964]\varepsilon_{t-1} + 0.4101[0.3993] \\
+ 0.0893[0.5044]\Delta Carbon_{t-1} + 0.0371[0.1160]\Delta Oil_{t-1} \\
- 0.1352[0.2795]\Delta Carbon_{t-2} - 0.0171[0.4554]\Delta Oil_{t-2} \\
\Delta Oil_t = 1.3088[1.4e-09]\varepsilon_{t-1} + 8.6528[3.4e-09] \\
- 0.4667[0.2430]\Delta Carbon_{t-1} + 0.0125[0.8594]\Delta Oil_{t-1} \\
- 0.5412[0.1473]\Delta Carbon_{t-2} - 0.0510[0.4565]\Delta Oil_{t-2}
\end{cases} \\
\text{第二机制}\begin{cases}
\Delta Carbon_t = -0.0357[0.8147]\varepsilon_{t-1} - 0.2055[0.7828] \\
+ 0.0759[0.6738]\Delta Carbon_{t-1} + 0.0183[0.5791]\Delta Oil_{t-1} \\
- 0.1399[0.4601]\Delta Carbon_{t-2} - 0.0264[0.4916]\Delta Oil_{t-2} \\
\Delta Oil_t = -0.2400[0.5978]\varepsilon_{t-1} - 1.7140[0.4416] \\
+ 1.0351[0.0547]\Delta Carbon_{t-1} + 0.0458[0.6424]\Delta Oil_{t-1} \\
- 0.0458[0.6424]\Delta Carbon_{t-2} - 0.7783[0.1692]\Delta Oil_{t-2}
\end{cases} \\
\text{第三机制}\begin{cases}
\Delta Carbon_t = -0.0118[0.0099]\varepsilon_{t-1} + 0.0242[0.2374] \\
+ 0.1295[3.5e-05]\Delta Carbon_{t-1} + 0.0087[0.4515]\Delta Oil_{t-1} \\
0.0595[0.0564]\Delta Carbon_{t-2} - 0.0211[0.0669]\Delta Oil_{t-2} \\
\Delta Oil_t = -0.0134[0.3249]\varepsilon_{t-1} + 0.1140[0.0626] \\
- 0.0353[0.7049]\Delta Carbon_{t-1} - 0.0996[0.0039]\Delta Oil_{t-1} \\
+ 0.0284[0.7605]\Delta Carbon_{t-2} + 0.0586[0.0878]\Delta Oil_{t-2}
\end{cases}
\end{cases} \quad (3.10)$$

从结果中可以发现，当碳价对长期均衡的偏离小于一5.59 时，当期碳价将以 6.09% 的速度向均衡价格修正。在第一机制下，油价的调整速度虽然为 1.3088，但是这个结果的 t 值极不显著，仅为 1.4e—09，所以可以认为当碳价处于这一区间时，油价的调整是不明显的。此时，长期均衡对碳价的影响是正向的。

当碳价对长期均衡的偏离处于两个阈值之间时，对碳价与油价来讲，上期偏离对本期的影响均是负向的，即对上期价格走势(无论是上涨还是下跌)存在抑制作用，上期上涨，本期将会有抑制其上涨的效果，上期下跌，本期将有抑制其下跌的效果。相比较而言，油价的调整速度是碳价调整速度的 6.7 倍。

当碳价的偏离大于—4.26 时，碳价和油价的上期价格同样在负向影响当期价格。碳价的调整速度为—1.18%，油价的调整速度为—1.34%。总体而言，只有在 9.1%的样本空间中，碳价的波动受到上期波动的影响而加剧，在其他时间，上期波动会对当期的价格起到抑制作用。油价同样如此。另外，油价对冲击的反应最为明显，这也是油价高波动性的一个表现。

因此，在不同的碳价和油价水平下，碳价和油价存在非对称性的调整，碳市场和石油市场的协整系统是非线性的阈值协整。

研究发现，误差修正项，即上期碳价对均衡的偏离程度，随着时间的推移，有向负值衍化的趋势，这与油价和碳价在 2008 年之后的暴涨暴跌有关(见图 3-12)。

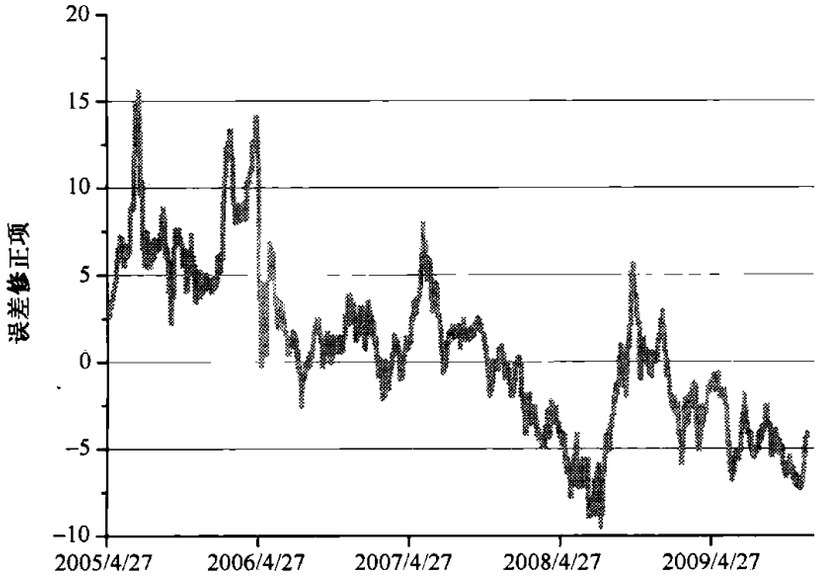


图 3-12 阈值协整的误差修正项

图 3-13 显示了 3 类不同机制的实际发生时间。可以看出，在油价 2008 年年初快速上涨之前，油价和碳价的长期均衡系统一直处于第三类价格转移机制之中。随着 2008 年油价一度涨至 140 欧元/桶，又跌至大约 40 欧元/桶时，碳价和油价的价格转移关系也持续发生着变化。第一和第二机制不断出现，根据公式(3.10)，第一第二机制的调整速度均要大于第三机制，这表明在价格剧烈波动时期，碳价受到油价的影响很大，调整方式不断变换，调整速度要大于油价平稳时期的调整速度。

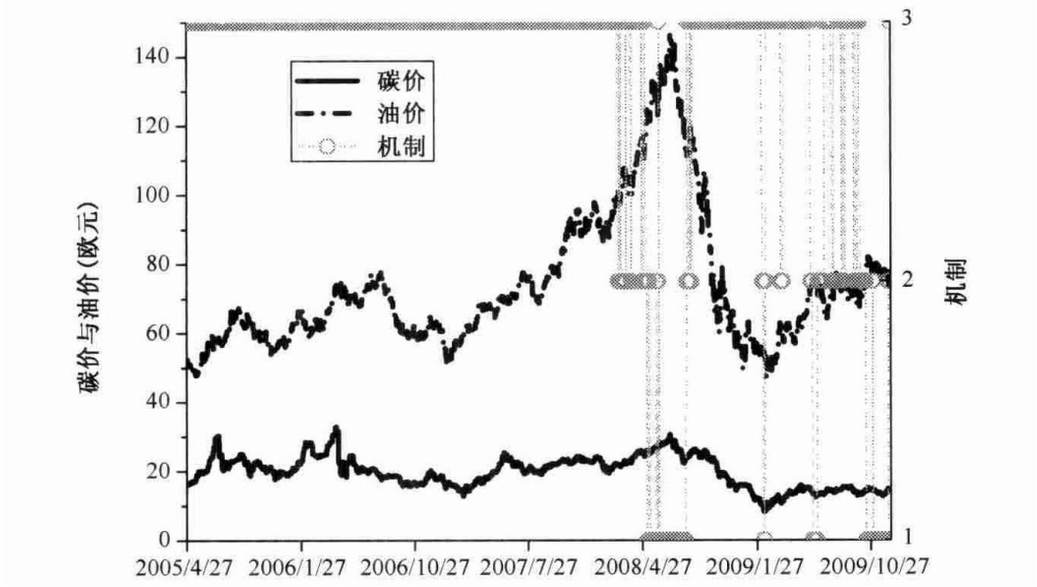


图 3-13　价格走势和 3 类机制的时间对应关系

这一时期不同油价价格转移机制不同的结论，进一步证明了之前两类市场非线性的假设。

3.1.4.4　阈值协整存在性分析

最后，我们将利用上述计算出的协整值，来反向验证阈值协整现象是否存在[①]。在这里，采用 Seo(2006)提出的 Sup Wald 模型，利用 bootstrap 方法来验证阈值协整的存在[②]，结果见表 3-4。

表 3-4　阈值协整模型的存在性检验

Sup Wald 模型			
Wald	20.1218	Sigma	0.9170
Min Sigma 模型			
Wald	20.1218	Sigma	0.9170
统计量			
bootstrap 统计值	20.1218	P 值	0
临界值(bootstrap)			
90%:17.7640	95%:17.7640	97.5%:17.7640	99%:17.7640

检验结果很显著地拒绝了原假设，说明不同的油价水平下，油价与碳价的价格传导机制是不同的，存在非对称性。这表明阈值协整确实存在于这两者所组成的均衡系统之中。

① 由于该检验需要先计算出模型的参数，所以要先求解阈值模型，再检验模型的存在性。

② bootstrap 方法极其缓慢，重复一次就要耗费数小时。因电脑性能所限，本章的重复试验次数并没有达到某些文献所进行的 1000 次重复试验。

3.2 市场环境与温度对碳价的影响机理研究

3.2.1 市场环境和温度与碳价的关系

碳市场作为新兴市场，碳价的波动性受到市场机制的影响，同时也受到不确定环境因素的影响。价格的变化趋势较为复杂，传统方法难以描述碳价的变化。在本节中，我们分析碳价变动的原因，碳市场内部机制和市场参与者，他们的影响是较为巨大的；同时我们对市场的外在环境进行分析，外在环境如温度等影响碳市场进而影响碳价（Alberola 等，2008），季节性的变化即温度对于碳价的影响较一般市场更大，碳市场是温度敏感性市场。

针对碳价的变化，我们假设碳价受以下几个方面的影响较大，并分析假设的合理性。

影响因素假设 1：碳价受到碳市场机制影响，市场机制对碳价的影响持续时间短，影响幅度不大，频率高。虽然二氧化碳排放权是一类特殊的市场交易产品，但是具有市场属性，因此，价格受到市场参与者的影响。参与者增多，需求增多，碳价上升；如果参与者需求减少，供给过多，碳价就会下跌，Chevallier（2009）分析认为电力需求和配额分配影响碳价。

影响因素假设 2：异质性环境对碳价影响大，持续时间长，幅度大，但是影响频率较低。碳市场由于发展时间较短，并处于一个较为复杂的外部环境中，政府间谈判、国家配额分配都影响碳价。特殊事件如 2006 年的五月事件，爱沙利亚、比利时、捷克、法国、瑞典等国工厂和发电站提前发布核证数据（欧盟碳排放权），加上投机基金涌入，碳价迅速下跌，市场持续疲软，直到 5 月 15 日欧盟委员会正式发布核证数据，价格才纷纷回升，恢复正常，这就是五月事件，碳价的波动超过任何时期。2008 年 9 月开始的全球经济危机，价格从秋季的 20 欧元以上跌到 10 欧元以下。这种外部环境的影响一般发生频率较低，但是一旦发生，对碳价的冲击大，短时间内可能超过 10 欧元（五月事件）；此外，持续的时间也长，如 2008 年金融危机，持续时间长达几个月。

影响因素假设 3：碳市场是温度敏感性市场，温度的变化影响碳价。天气对碳价影响较大。由于欧盟 55%的 EUAs 的持有人是热力和电力部门，寒冷干燥的冬季需要较大的热力而减少了水力发电，这将造成配额的短缺和碳价的上涨。夏季炎热干燥，电力需求激增，水电资源匮乏，而高温导致核电维修频繁，因此，用电依靠煤电导致排放量上升，碳价迅速上升。Alberola（2008）认为极端天气影响碳价变化。

3.2.2 总体经验模态分解模型

本节采用 Wu 等（2004）提出的总体经验模态分解（Ensemble Empirical Mode Decomposition，EEMD）。首先介绍经验模态分解（Empirical Mode Decomposition，EMD）。EMD 由 Huang 等（1998）提出，该方法能够较好地处理价格波动，EMD 具有自适应的特性，分解出的碳价序列能够很好地反映原价格的特征。研究表明，EMD 方法对于价格的描述能够较好地揭示价格变化规律（Huang 等，2003a；Huang 等，2003b；Zhang 等，2008）。而 EEMD 针对 EMD 在频率尺度上所存在的问题作了改进。

EMD 对一个信号进行平稳化处理，其结果是将信号中不同尺度的波动或趋势逐级分解开来，产生一系列具有不同特征尺度的数据序列，每一个序列代表一个本征模态函数 IMF(intrinsic mode function)。本征模态函数 IMF 需要满足以下两个条件：

(1)整个信号的持续时间内，其极值点和过零点数目必须相等或至多相差一点。

(2)在任意时间点，由局部极大点和极小点构成的两条包络线的平均值为零。

EMD 分解过程如下：

(1)连接碳价格序列 $x(t)$ 所有局部极大值和局部极小值点，形成价格序列信号的上包络线和下包络线，使信号的所有数据点都在两包络线之间。

(2)求出两包络线的平均值 $m(t)$，再用 $x(t)$ 减 $m(t)$ 得到 $h(t)$，即

$$h(t) = x(t) - m(t) \tag{3.11}$$

(3)如果 $h(t)$满足 IMF 条件，则令 $c_i(t) = h(t)$，即 $h(t)$ 作为分解的第 i 个 IMF 分量 $c_i(t)$。并令 $r(t) = x(t) - h(t)$。如果 $h(t)$不满足，则返回(1)。

(4)重复上述步骤。

根据 Huang 等(2003a)的研究，直到满足如下条件之一时，分解过程可以结束：① $r(t)$ 或$c_i(t)$小于给定值；② $r(t)$ 成为单调函数，不可能再从中筛分出 IMF。得到：

$$x(t) = \sum_{i=1}^{N} c_i(t) + r(t) \tag{3.12}$$

其中，N 是碳价序列的长度，$h(t)$是分解出的碳价 IMF 分量，$r(t)$是碳价的趋势项。

EMD 分解方法可以有效地提取一个数据序列的趋势或去掉该数据序列的均值，这是提取数据序列趋势或均值的最好方法之一(Wu 等，2004；Zhang 等，2008)；EMD 方法可以进一步对各 IMF 分量进行 Hilbert 变换，获得信号的瞬时特征。EMD 在周期性数据处理方面，频率尺度上存在问题，其中一个是模态混淆，高频间断出现在一个信号中，导致无法识别低频。

EEMD 是加入白噪声(white noise)进行整体的分解，将原始信号加入白噪声后，进行 EMD 分解，然后再对分解之结果做平均值处理，白噪声均匀分布于每一分量中，原先信号会被分解到适当频率分量中，重复上述步骤，即能得到更符合实际情况的结果。

根据统计学的分析，加入白噪声会有振幅衰减的现象：

$$\varepsilon_n = \frac{\varepsilon}{\sqrt{N}} \tag{3.13}$$

其中，N 为碳价序列数，ε 为加入白噪声后的振幅，ε_n 为最终误差的标准偏差，介于输入碳价序列信号与相应的 IMF 之间。

IMF 反应了碳价格变动的频率和幅度，IMF 的频率从高到低，幅度由小变大。高频 IMF 数据的上下波动则是市场机制的作用，是市场对价格的短期影响(Zhang 等，2008)。而低频 IMF 数据的上下波动受外界环境的影响，影响时间长，长期记忆性强(Zhang 等，2008)。我们通过分析 IMF 的频率来分析假设因素 1 和假设因素 2。

对于假设因素 3，我们采用 Lo 和 MacKinlay(1988)提出的方差比率进行检验。方差比率的基本原理是：如果碳期货合约价格服从随机游走过程，那么 k 期收益的方差 σ_k^2 应是单期收益方差 σ_1^2 的 k 倍。如果碳市场是温度敏感性市场，那么，受到季节影响，碳价在

春秋季、夏季、冬季的走势就会有变化。在夏季受到影响较大，价格的随机波动性会比春秋季低，甚至可能不服从随机游走。Lo 和 MacKinlay(1989)证实，无论在同方差增量情形下还是在异方差增量情形下，方差比率检验均比随机游走的其他检验方法如序列相关检验可靠，因为序列相关检验假定碳期货合约价格变量服从正态分布，而方差比率检验不需要这一假设。本节在碳价同方差增量情形下(RW1)和异方差增量情形下(RW3)来构建各自的方差比统计量进行分析。

鲁棒性分析(Robustness Analysis)：在假设因素 3 中，我们假设碳市场是温度敏感性市场，因此，我们采用去季节性方法分析碳价，对去季节性后的碳价和原始价格相比较，分析其是否具有温度敏感性以及敏感性程度。去季节性方法根据 Wheelwright 等 (1985)，对于碳价序列 $x(t)$，设序列长度为 n，对应的季节性周期为 M，滑动平均值 MA：

$$MA\left(t+\frac{M-1}{2}\right)=(x(t)+x(t+1)+\cdots+x(t+M-1))/M \quad (i=1,2,\cdots,n-M) \tag{3.14}$$

计算 MA 的均值 MMA：

$$MMA(t+\frac{M}{2})=\frac{1}{2}\left[MA\left(t+\frac{M-1}{2}\right)+MA\left(t+\frac{M+1}{2}\right)\right] \tag{3.15}$$

计算比例因子：

$$Ra\left(t+\frac{M}{2}\right)=x\left(t+\frac{M}{2}\right)/MMA\left(t+\frac{M}{2}\right)$$

对 Ra 进行均值化，使得总和等于 M，原序列除以 Ra。

本节选用的数据来自荷兰的欧洲气候交易所(ECX)。选用 ECX 的 DEC10(2005.04～2009.06)日数据和周数据为主要研究对象。由于碳价季节性变动较为剧烈，我们根据 2.3 节的方法对价格进行处理，碳价走势和去季节性后的价格见图 3-14。

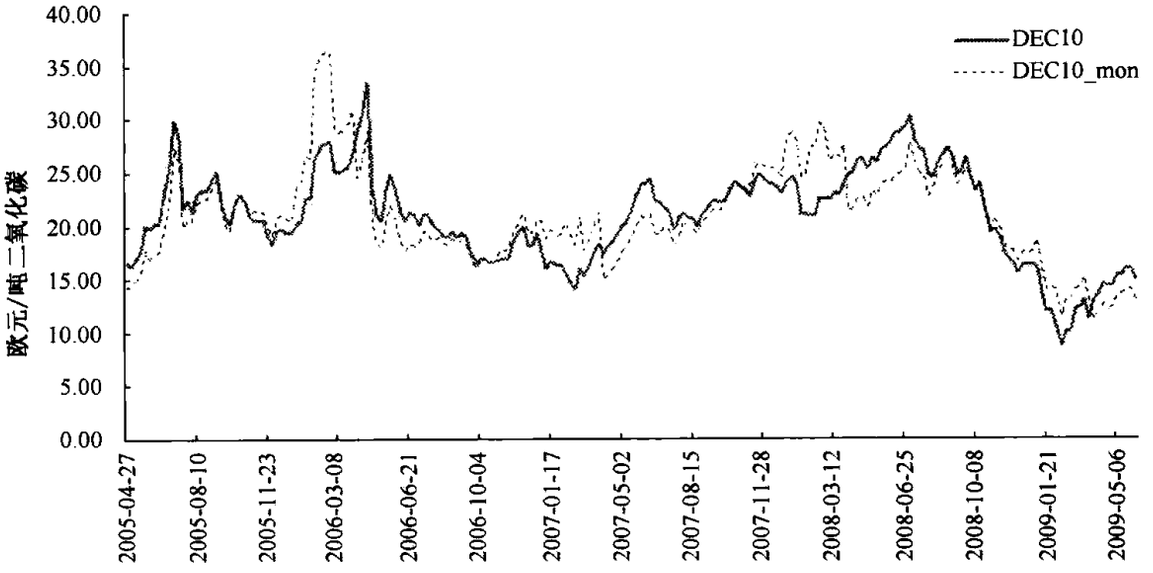


图 3-14 ECX DEC10 碳价走势图

注：实线为碳价，虚线为去季节性后碳价价格走势。

3.2.3　市场环境的影响

通过对 DEC10 和去季节性后的 DEC10 进行 EEMD 分解，我们得到了各分量和趋势项，见表 3-5。

表 3-5　DEC10 的 EEMD 分解

	平均时间（周）	Pearson 相关系数	Kendall 相关系数	方差	方差 %	方差 %（IMFs+残差）
DEC 10 原始数据						
观察值				19.62		
IMF1	3.31	0.163*	0.067	0.49	2.50%	3.48%
IMF2	7.68	0.284**	0.153**	0.70	3.57%	4.97%
IMF3	19.55	0.369**	0.260**	2.32	11.82%	16.48%
IMF4	35.83	0.755**	0.520**	4.10	20.90%	29.12%
IMF5	107.5	0.683**	0.517**	5.82	29.66%	41.34%
残差		0.408**	0.068	0.65	3.31%	4.62%
总和					71.76%	100%
去季节性后 DEC10 的 EEMD 分解						
观察值				21.56		
IMF1	3.52	0.237**	0.147**	0.72	3.34%	4.84%
IMF2	7.17	0.256**	0.169**	0.66	3.06%	4.44%
IMF3	17.92	0.258**	0.103*	1.41	6.54%	9.48%
IMF4	35.83	0.554**	0.333**	3.00	13.91%	20.16%
IMF5	107.5	0.767**	0.578**	7.21	33.44%	48.45%
残差		0.664**	0.518**	1.88	8.72%	12.63%
总和					69.02%	100.00%

*、** 表示显著性水平分别为 0.05、0.01（2-tailed）

各 IMF 反应了价格变动的频率和幅度，频率从高到低，幅度由小变大。各 IMF 的平均周期定义为分解的 IMF，即随时间变化振幅和频率出现的次数。Pearson 相关系数和 Kendall 相关系数表示 IMF 和趋势项与碳价之间的相关度（Zhang 等，2008）。IMF 和趋势项之间是独立的，同时，方差的加总并不等于碳价的方差。这是由于组合的舍入误差、时间序列的非线性、三次样条约束条件的缘故（Peel 等，2005）。

IMF1 和 IMF2 的平均周期较短，Kendall 系数不显著，说明 IMF1 和 IMF2 对碳价的长期趋势影响不大。分量中 IMF4 和 IMF5 的相关度最高，时间较长，一次波动的持续时间很长，并且和碳价变动的大体趋势基本相同，因此 Pearson 相关系数很高。趋势项总体是下降状态，这和碳价最后一段一直处于下降状态有关，同时，趋势项方差比例占总方差的比例较小，和碳价总体趋势变化有较大差别。

我们对各 IMF 作均值分析（见图 3-15）和 R/S 分析，由于 IMF1、IMF2 的均值在 0 附

近波动，是高频数据；而 IMF3、IMF4、IMF5 的均值相比 IMF1 和 IMF2 来说，偏差较大，是低频数据。R/S 分析（Hurst，1951；Mandelbrot 和 Wallis，1969；Mandelbrot，1972；Mandelbrot，1975）能够描述出时间序列的短期记忆和长期记忆性。R/S 分析的结果见表 3-6，高频数据 IMF1 和 IMF2 基本是随机游走序列，不存在记忆性，而低频数据 IMF3、IMF4、IMF5 和趋势项的长期记忆表现很明显。

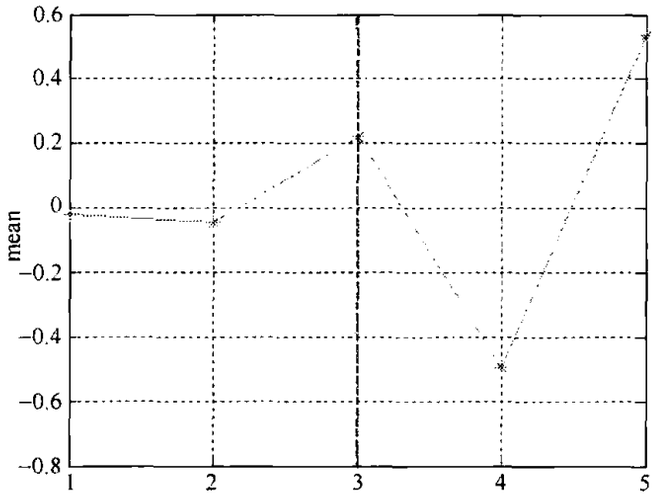


图 3-15　IMFs 均值图

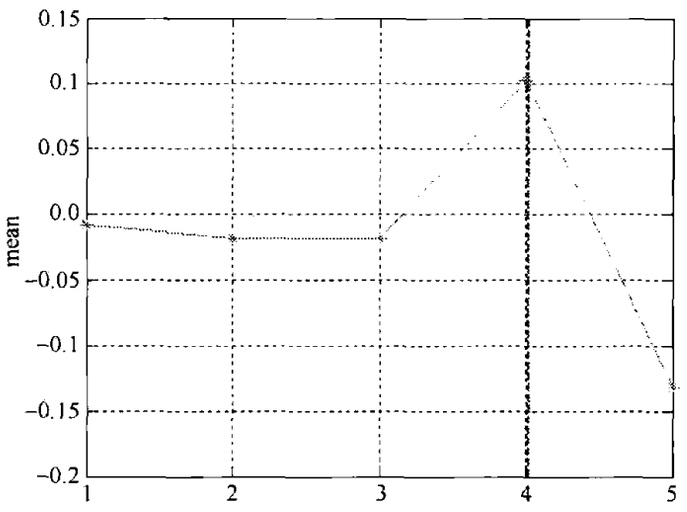


图 3-16　去季节性后分解的 IMFs 均值

表 3-6　IMF 分量的 *R/S* 分析

	Price	IMF1	IMF2	IMF3	IMF4	IMF5	残　差
Panel A：DEC10 周数据							
V	3.5895	0.8813	1.0931	3.6596	4.7626	4.7138	5.6043
P	<0.005	<0.90	<0.60	<0.005	<0.005	<0.005	<0.005
Panel B：DEC10 周数据（季节性调整后）							
V	3.3565	0.8945	0.8397	2.2113	2.2887	3.6828	5.2645
P	<0.005	<0.90	<0.60	<0.005	<0.005	<0.005	<0.005

注：*V* 统计量临界值根据 *Lo*（1991）。

根据前文的分析，IMF1、IMF2 的高频数据，其上下波动主要是市场机制的作用，市场机制对碳价的影响是短期的，持续时间最长在 20 周以内。而 IMF3、IMF4 和 IMF5 的低频数据，其碳价上下波动是受外界环境的影响，影响时间长，持续时间为 35 周甚至更长。下面将重点分析各个 IMF 在碳市场中的表现。

3.2.3.1　市场机制的影响

碳价受到市场影响的频率高，持续的时间较短，一般在 20 周以内，幅度一般在 3 欧元以内。碳市场具有一般市场属性，受到供给以及需求等市场机制的影响，高频数据体现了对碳价的短期影响。作为碳市场主要参与者之一的电力企业，电力需求过大，企业需要的配额也就增多，市场需求变大；而配额的变化影响市场的供给，二者都会影响碳价。另一方面，由于参与者交易频繁，这种价格的下跌和上涨一般持续时间较短，并且发生频率较高。同时，我们认为能源价格对碳价的影响也包含在市场机制内，比如电力价格变化会引起碳价的变化，而这种变化是通过对配额的需求与供给实现的。因此，市场机制下配额的供给与需求受到能源价格、工业生产的影响。Chevallier(2009)也认为电力需求影响碳价。

在 3 欧元之内，虽然碳价变动幅度很小，但是频率高，表明市场机制对于碳价的影响是十分巨大的。因此，对于碳价的长期走势分析，可以较少考虑市场的影响，但市场影响因素对于短期的预测是十分重要的，因此，我们认为因素 1 的假设较为合理。

3.2.3.2　市场异质性环境的影响

异质性环境对碳价的影响频率低，持续时间较长，持续时间为 35 周甚至更长，幅度较大，一般在 6 欧元甚至更高。由于碳市场历史较短，环境较为复杂，碳价除了受到市场机制的影响外，还受到外在环境的影响。这和假设 2 的观点一致。

碳市场由于发展时期较短，以 EU ETS 为例，从 2005 年 4 月开始，时间仅为 4 年多。同时，碳市场的发展又分为三个阶段，碳市场处于一个较为复杂的外部环境中，外部干扰会对碳市场产生较大影响。我们这里所指的异质性环境主要指国际谈判、特殊事件等(不包括气温变化)。国际谈判对碳价影响较大，谈判产生的配额分配对碳价有巨大的影响力。配额分配过多，碳市场需求方就会变少，同时，供给方也会增多，导致碳价下跌。第一阶段配额分配过多，在 2007 年的最后几个月，碳价跌至 0.01 欧元每吨。

特殊事件包括重要消息发布、金融危机等。2006 年的五月事件，导致碳价的波动超过了任何时期。2008 年 9 月开始的全球经济危机，导致碳价格从秋季的 20 欧元以上暴跌到 15 欧元以下。经济衰退大量削减了需求，因而产出减少，企业的许可量增加，碳市场供给增加，需求减少，随之而来的便是碳价走低。

这种外部环境的影响一般发生频率较低，但是一旦发生，对碳价的冲击很大，短时间内可能超过 10 欧元(五月事件)。此外，持续的时间也长，如 08 年金融危机，持续了几个月。

从 IMF3 到 IMF5，最小的平均时间是 20 周到 100 周，对于碳市场本身来说，消除这种影响的能力是有限制的，并且对市场的持续性影响较长。但是外在的影响对碳价的影

响力度较大，超过了市场的幅度，达到 6 欧元甚至更高。由于碳价的趋势变化非常缓慢，高频波动的幅度较小，因此，只有在遇到外界环境影响时，价格才会发生大幅动变动。市场本身对于价格的调节是有限的，这就是为什么低频价格变动和碳价走势非常具有一致性。

分析低频的价格走势，其对价格的影响可以作为价格分析的参考。例如，在 2006 年的 5 月事件中，价格为 13 欧元/吨，说明了环境因素导致的最大影响是使碳价达到 13 欧元。持续时间是 1 个月，随后价格上升，但是，时间持续的影响还未结束，一直到 9 月才结束。

3.2.4 温度对碳价的影响

本节对 DEC10 日数据和周数据进行方差比率分析，结果见表 3-7。

表 3-7 方差比率计算结果

观察值	样本量	收益率[a]		方差比率		
		均值	标准差	VR	$\psi(q)$	$\psi^*(q)$
Panel A：日数据						
星期一	203	0.3046	3.1787	1.0629	0.8960	0.6982
星期二	213	−0.1503	2.5704	0.9682	−0.4665	−0.3890
星期三	214	−0.2335	3.4316	0.8921	−1.5785	−0.9474
星期四	213	0.0736	2.7108	0.9553	−0.6518	−0.4739
星期五	210	−0.0485	2.6806	1.2123	3.0765**	1.7584
一般[b]	452	0.1247	3.1444	1.0816	1.7358	1.2065
夏季[b]	267	−0.0831	2.5564	1.1782	2.9118**	2.4421*
冬季[b]	334	−0.1462	2.9167	1.1198	2.1891*	1.4622
Panel B：周数据						
周	215	−0.0499	6.6304	1.1335	1.9357*	1.5435
周(季节性调整)	215	−0.0498	7.9749	0.9919	−0.1185	−0.1253

a. 收益率使用了百分比。

b. “一般”指三月、四月、五月、九月和十月；“夏季”指六月、七月和八月；“冬季”指十一月、十二月、一月和二月。

注：$\psi(q)$、$\psi^*(q)$分别表示同方差情形和异方差调整情形下的统计量，q 为滞后 2 阶，服从均值为 0、标准差为 1 的正态分布，在 5% 和 1% 显著水平下的临界值分别为 1.96 和 2.58。统计量大于临界值，拒绝随机游走的原假设(即 $VR(q)=1$)。** 表示在 5%的统计水平下显著，* 表示在 1%的统计水平下显著。

碳市场是温度敏感性市场，受季节性影响，呈现一种振幅式的波动。表 3-7 中，夏季和冬季的价格均不是随机游走的，受到的干扰较大。夏季比冬季更明显，VR 值最大，这是由于夏季用电高峰比冬季更明显，对碳配额的需求更多。夏季经过异方差调整后，在 1%置信水平下依然拒绝是随机游走的，冬季未经过异方差调整也不是随机游走序列；而春秋季随机性较好，结论支持碳市场是温度敏感性市场。碳价的几次大增幅都与温度升高有关系，且升高的趋势很快，下降的趋势较慢。而且，每年的夏季碳价均会上涨，之后下跌，是温度敏感性市场。

3.2.5　鲁棒性分析

为了验证碳市场是温度敏感性市场，在之前的分析中，我们发现，碳价在夏冬季的随机性不强，夏季尤甚，而在春秋季随机性较强。我们不区分夏冬季，而是将其混合，按周将其分为周一、周二、周三、周四、周五。在表 3-7 中，我们发现，除了周五碳价序列不是随机的(但是异方差调整还是随机的)，周一至周四均是随机的，这与一般市场规律较为相似，即所谓的“周内效应”。周五是一周交易日的最后一天，出于对未来的不确性，周五的价格一般更不稳定。周一至周四均接受随机游走假设，混合了各季节以后，碳价序列较为随机。因此，季节性所反映的温度对碳市场影响较大。

碳市场的周价格随机性不是很好，统计量为 1.9357，大于 1%置信水平下的临界值 2.58。但是进行季节性调整后，统计量为－0.1185，接受随机游走假设，价格变得随机性。另外，通过去季节性后的碳价分解发现，低频的升高趋势比较缓和，趋势项的相关度提高，呈现波浪式趋势，和碳价序列较为一致。去季节性后发现，对碳价影响最大的仍然是五月事件，其次是 2008 年的金融危机，因此外在环境对碳价的影响持续时间长，幅度大。

3.3　本章小结

综上所述，本章有以下几点结论：

(1)碳市场与石油市场的价格传导机制为非线性。无论是经济学模型还是系统动力学模型均证明两个市场自身具备非线性特征。而对于 Seo 的检验结果表明，阈值协整模型适合于描述这两个市场的均衡体。在阈值协整模型中，存在两个不同的阈值，不同的阈值之间，价格调整速度与模式均不相同，这意味着价格以不同的方式在两个市场之间传导。阈值的意义在于划分了价格传导的不同机制。当上一期碳价对均衡的偏离程度不同时，会导致当期的碳价以不同的参数变化。这一结论异于目前关于碳市场的大多数文献。在已有文献中，在同一个样本空间内的任何时间，石油价格某一程度的变动对碳价格影响是不变的(Mansanet-Bataller 等，2007；Alberola 等，2008；Oberndorfer，2009)。我们的结果表明，真实的市场价格传导机制并非如此，两者之间存在复杂的变动关系。石油市场是大宗商品市场中对实体经济影响最大的市场之一。在各大石油交易所，充斥着大量的投机基金，炒作因素是油价震荡的重要原因。因此，在不同时间段上，同样高的油价中所反映的市场信息区别很大。另一方面，从碳市场来看，2005 年以来，碳市场的制度在不断完善，第一阶段与第二阶段的交易规则存在着较大区别。碳市场迅速增加的交易量也造成了碳价信息量的不断变化。这两个市场的复杂特性决定了两者之间的互动关系也应当是因时而变的，我们的模型结果支持了非线性的结论。

(2)碳市场与石油市场的价格传导机制是非对称的。非对称性体现在价格变动幅度上。当石油价格以同样的幅度变动，如果处于不同机制之间的转换期，那么油价变动所造成的碳价变化是完全不同的。也就是说，油价上升有可能会造成碳价的上升(机制一)，也有可能造成碳价的下跌(机制二和机制三)。这就是非对称性的含义。在第一机制中，当碳价对长期均衡的偏离小于－5.59 时，当期碳价将以 6.09%的速度向均衡价格修正，长

期均衡对碳价的影响是正向的。当碳价对长期均衡的偏离处于两个阈值之间时，对碳价与油价来讲，上期偏离对本期的影响均是负向的，即对上期价格走势(无论是上涨还是下跌)存在抑制作用。上期上涨，本期将会有抑制其上涨的效果，上期下跌，本期将有抑制其下跌的效果。当碳价的偏离大于－4.26时，碳价和油价的上期价格同样在负向影响当期价格趋势。碳价的调整速度为－1.18%，油价的调整速度为－1.34%。

(3)油价2008年之后的疯狂上涨，导致了油价对碳价的稳定了近三年的价格传导机制发生了改变。误差修正速度显著加快。全面恶化的金融危机引致的油价暴跌和之后的油价震荡上扬，均使得碳市场和石油市场之间的传导行为复杂多变，表现在模型上就是三类传导机制交替出现。在石油市场出现泡沫之前，两个市场的价格传导机制是基本稳定的，不过2008年疯狂的石油价格上涨和随之而来的金融危机，彻底改变了两个市场的价格互动关系。目前，两个市场仍没有恢复到之前的状态。

(4)碳价主要受到市场机制、异质性环境的影响。碳价受到市场影响频率高，持续的时间较短，一般在20周以内，幅度一般在3欧元以内。异质性环境影响碳价频率低，持续时间较长，35周甚至更长，幅度较大，一般在6欧元甚至更高。同时，碳市场是温度敏感性市场，受季节性影响，呈现一种振幅式的波动。研究发现，自2005年碳市场开始交易以来，碳价总体较为平稳，基于多变的环境影响，碳价发生较大幅度变动，但价格总体趋势会恢复到20欧元每吨附近。

通过本章分析，我们得知，对于碳价的走势，我们可以进行分解，得到趋势、低频数据和高频数据，并对其进行预测，将预测后的部分进行组合得到预测的碳价。趋势项可以运用相关非线性技术预测，高频数据可以根据市场参与者、市场准入制度等进行分析。但是低频数据，由于重要事件等异质性环境的不确定性，并且这种不确定性是带来碳价上升还是下跌并不清楚，因此，预测较为困难。但是EEMD分解及相关分析方法还是为价格的预测提供了借鉴意义，不仅仅体现在碳价上，对其他商品的价格分析一样有效。

同时，EU ETS自2005年4月以来，发展迅速，市场渐渐成熟。但是，我们应该看到，异质性环境的存在将是碳市场发展最为现实的问题，也是最大的阻碍。我们可以形成一个规范化的全球性交易规则，许多分地区的、规范化、非规范化并存的市场，市场之间可以互相流动，并建立较为完善的交易制度和监管体系，消除这种环境的异质性。而规范化的碳市场将有利于提高人们的参与度，有利于碳减排。

第 4 章　欧盟排放交易体系结构性变化研究

4.1　碳市场价格结构性变化研究概述

碳价格以怎样的形式波动与震荡，是研究碳市场自身特征的重要方面。目前，根据笔者所查阅的文献，学术界具有代表性的定量研究碳价格结构性变化问题的文献只有 Alberola 等(2008)。还有几篇文献引用了这一篇文献的结论。

Alberola 等(2008)研究了 2005－2007 年 EU ETS 第一阶段的现货价格驱动因素和结构性变化问题。他们应用了 Lee 和 Strazicich(2003)检验两个结构性变化点的模型，检验了 EU ETS 第一阶段现货价格自然对数数列的结构变化问题。模型结果显示，2006 年 4 月 25 日至 2006 年 6 月 23 日是核证数据的泄露事件，为一个结构变化点，在统计上显著。因此，作者把这一阶段从回归样本中剔除。2006 年 4 月，由于爱沙尼亚、比利时、捷克、荷兰、法国和瑞典等国的工厂和发电站提前发布核证数据，结果造成碳价迅猛下滑、市场出现持续疲软，整个 EU ETS 的市值缩水至之前的三分之一。2006 年 10 月起，第一阶段交割的期货合约和现货再一次大幅度下跌，跌至 0.01 欧元/吨左右。EU ETS 第一阶段的许可证发放过量，导致了碳价格没有得到足够的支撑而暴跌。这一结论对 EU ETS 的监管部门有重要意义。对于 EU ETS 第一阶段来说，排放总量限制(cap)对二氧化碳排放源的压力并不大。

Alberola 等还利用 Lee 和 Strazicich(2001)检验 1 个结构性变化点的单位根模型，发现 2006 年 10 月也是结构变化点，相应的事件是欧盟委员会宣布将会在第二阶段减少配额发放而导致碳价下跌。Alberola 等将第一阶段的碳现货价格分成 3 个阶段：2005 年 6 月～2006 年 4 月，2006 年 6 月～2006 年 10 月，2006 年 10 月～2007 年 4 月。Alberola 等通过两个虚拟变量来表征上述两个结构变化点，对第一阶段的价格影响因素进行了回归分析。

回归结果表明，机制设计因素(配额分配过量)、能源价格和气温是影响碳价格的三大主要因素。这里的能源价格指的是布伦特原油期货价格、泽布吕赫港口的天然气价格、阿姆斯特丹港、鹿特丹港和安特卫普港的煤炭价格，以及 Powernext 交易所的电力价格。Alberola 等人发现，这些能源价格变量对碳价确实存在着影响。另外，外部市场信息对碳价格走势的影响十分大(2006 年 5 月的核证信息泄露事件，2006 年 10 月的欧盟委员会减少第二阶段配额分配事件)。这类事件对市场参与者的价格行为有着很大的影响。

Alberola 等人的这篇研究中所用到的两个结构性变化方法，分别只能检测出一个或者两个结构变化点(Lee 和 Strazicich，2001；2003)。在实际中，有可能存在更多的结构变

化点，这就需要引入更有效的模型理论与方法。另外，碳期货合约的价格走势和现货有着很大的不同，期货是 EU ETS 的主要交易类型。我们将在 Alberola 等(2008)的基础上，对这一问题做进一步的探讨。

本章的研究思路如下：

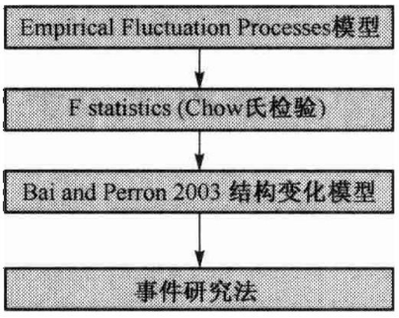


图 4-1 结构性变化研究思路

4.2 结构变化模型与异常收益率模型

4.2.1 广义波动模型

Ploberger 和 Kramer(1992)提出了利用 OLS 残差的累积和来检验结构性变化的模型，该模型被称之为 OLS-CUSUM(ordinary least squares-cumulative sums of recursive residuals)模型，是广义波动模型的一种。

$$W_N^0(t) = \frac{1}{\sigma\sqrt{n}} \sum_{i=1}^{|nt|} \hat{u}_i (0 \leqslant t \leqslant 1) \tag{4.1}$$

$$W^0(t) = W(t) - tW(1) \tag{4.2}$$

$W_n^0(t)$ 是标准布朗桥过程，在 $t = 0$ 时取值为 0，在 $t = 1$ 时回复为 0，u 是 OLS 方程回归后的残差。

4.2.2 F 统计量

F 统计量是另一类结构变化检验方法，最早由 Chow(1960)提出。不过，F 检验只能检验出单个结构性变点。Chow 的模型如下：

$$F_{i0} = \frac{\hat{u}^T\hat{u} - \hat{e}^T\hat{e}}{\hat{e}^T\hat{e}/(n-2k)} \tag{4.3}$$

Chow 模型的思想是，由结构变化点将整个区间分成两部分，对两个部分分别回归，$\hat{e} = (\hat{u}_A, \hat{u}_B)^T$ 是整个区间的残差，u 是两个子区间的残差。

4.2.3 Bai 与 Perron 模型

Perron(1989)提出了以下研究模型：

在时间序列 T 内(共有 $T+1$ 个观测值)，存在一个结构变化点(break) $T_B(1 < T_B < T)$。考虑三种不同的模型：

A. 序列存在一种外源性改变(crash)；

B. 存在外源性增长率的改变；

C. 同时存在以上两种变化。

模型的零假设为：

$$\text{Model(A)}: y_t = \mu + \mathrm{d}D(TB)_t + y_{t-1} + e_t \tag{4.4}$$

$$\text{Model(B)}: y_t = \mu + y_{t-1} + (\mu_2 - \mu_1)DU_t + e_t \tag{4.5}$$

$$\text{Model(C)}: y_t = \mu + y_{t-1} + \mathrm{d}D(TB)_t + (\mu_2 - \mu_1)DU_t + e_t \tag{4.6}$$

$$DU_t = \begin{cases} 1 & (t = T_B + 1) \\ 0 & (\text{otherwise}) \end{cases}$$

$$A(L)e_t = B(L)v_t$$

备择假设为：

$$\text{Model(A)}: y_t = \mu_1 + \beta t + (\mu_2 - \mu_1)DU_t + e_t \tag{4.7}$$

$$\text{Model(B)}: y_t = \mu + \beta_1 t + (\beta_2 - \beta_1)DT_t^* + e_t \tag{4.8}$$

$$\text{Model(C)}: y_t = \mu_1 + \beta_1 t + (\mu_2 - \mu_1)DU_t + (\beta_2 - \beta_1)DT_t + e_t \tag{4.9}$$

$$DT_t = \begin{cases} t & (t > T_B) \\ 0 & (\text{otherwise}) \end{cases}$$

$$DT_t^* = t - T_B$$

$D(TB)_t$、DU_t、DT_t 是两个虚拟变量，随着时间的变化，在中断点以及中断点之后选取不同的值，来反映中断的影响(王少平和李子奈，2003)。$A(L)$ 与 $B(L)$ 是滞后算子。模型 A 衡量的是趋势性影响模型。Perron 在 1989 年的文章中设定的中断点为 1929 年。模型 B 是变化的增长率模型，Perron 将其使用在了研究 1973 年的石油危机上。对上述模型进行估计后，估计以下方程：

$$y_t = \tilde{\mu} + \tilde{\beta}_t + \tilde{\alpha} y_{t-1} + \sum_{i=1}^{k} \tilde{c}_j \Delta y_{t-i} + \tilde{e}_t(1) \tag{4.10}$$

然后根据仿真实验所得出的置信区间表，来判断是否存在结构性突变(王少平和李子奈，2003)。Perron 模型的前提是，结构突变点是事先设定好的，即外生的。因此，后来的研究提出了许多结构突变点未知的研究模型。如果计算的是结构变化未知的结构性突变，则可以使用对照结构变化的单位根检验的渐近双尾临界值表。

Bai 和 Perron(2003)将这一模型扩展到了结构变化点未知的情形中。本章采用的 Bai 和 Perron 的 2003 年模型如下：

$$C_i = \alpha + \beta \times C_i + u_i \tag{4.11}$$

其中，C_i 为碳期货价格，α，β 为待估参数，u_i 为残差。

如果存在 m 个结构变化点，那么碳价格的价格走势需要用 $m+1$ 个不同的方程来表示。则公式(4.11)可以重写为：

$$C_i = \alpha_j + \beta_j \times C_i + u_i (i = i_{j-1} + 1, \cdots, i_j, j = 1, \cdots, m+1) \tag{4.12}$$

在 2003 年的模型中，Bai 和 Perron 采用残差平方和(the residual sum of squares, RSS)与贝叶斯准则(BIC)信息准则相结合，取最小值的点来作为结构变化点。他们指出，

BIC 常常会出现偏差，相比较而言 RSS 更为准确。该模型将在本章中用来估计出现多个结构变化点的情况。

在本章中，我们对结构变化点的时间间隔做如下规定：不同结构变化点之间的最短时间间隔为一个月，或者 22 个交易日。在 22 个交易日之内，我们认为属于同一个数据生成过程。

4.2.4 异常收益率模型

经济学家们经常研究一件具体的事情对企业价值的影响，事件研究就是分析事件对公司股价影响的一种办法。在理性的金融市场上，一个事件的影响会迅速反映到股票价格中，事件的影响可以通过股票价格在短期内的变化来衡量（左辉，2008）。

美国芝加哥大学著名教授 Fama（1965）在 *The Journal of Business* 发表题为“The Behavior of Stock Market Prices”一文，提出如果证券价格能够很快地反映所有相关可获得的信息，那么投资者对历史数据的任何分析都不能获得高于市场平均水平的投资收益。Fama 的这一理论被称为“有效市场理论”（Efficient Market Hypothesis，简称为 EMH）。

该理论的数学表示是：

$$E(R_{jt} - E_m(R_{jt} \mid F_{t-1}^m) \mid F_{t-1}) = E(AR_{jt} \mid F_{t-1}) = 0 \tag{4.13}$$

F_{t-1} 表示 $t-1$ 时刻的完全信息；

R_{jt} 表示碳期货合约 j 在 t 时刻的收益率；

$E_m(R_{jt} \mid F_{t-1}^m)$ 表示市场信息集 F_{t-1}^m 下的预期收益率；

因此，AR_{jt} 表示碳期货合约 j 的实际收益率与预期收益率之差。

该公式的含义是，在完全信息 F_{t-1} 下，任何一份碳合约的异常收益率的期望均为 0，碳价反应了所有信息，对碳期货合约 t 期收益率的最佳估计就是 $t-1$ 期的收益率。

事件研究方法通常包括以下步骤：

（1）对事件的定义。事件研究的首要任务是确定所研究的事件，并且确定要研究的该事件引起的价格变化的时间区段。

（2）取样标准。界定事件后，有必要确定取样标准。取样标准可能会受到比如股票交易所上市公司数据可获性的限制，也可能受到特殊行业的会员之类的限制。

（3）建立正常收益和非正常收益计算模型。评估事件的影响需要计算非正常收益（abnormal return）。非正常收益即事件期间内该事件发生前或事件发生后实际收益与同期正常收益之差，而正常收益是指假设不发生该事件条件下的预期收益。对于事件发生日 t 来说，非正常收益为：

$$AR_t = R_t - E(R_t \mid X_t) \tag{4.14}$$

AR_t，R_t，$E(R_t \mid X_t)$ 分别为时间 t 的异常收益率，实际收益率和正常收益率，X_t 为不同模型的限制条件。

（4）确定正常收益模型后，则需要进行估计。在界定估计期时，最常见的是把事件期间之前的时期作为估计期，比如，在运用每日数据及市场模型的事件研究中，市场模型的参数估计期可定为事件发生前的 n 天（n 的大小由研究者根据情况自行选择，一般 n 大于 30 天）。正常收益模型的参数估定后，便可计算出非正常收益。

(5)检验过程。

(6)实证结果。

(7)解释和结论。

事件研究方法不是直接考察事件发生对价格变动的影响，而是通过考察事件发生前后累积非正常收益率的变化来判断事件对价格波动的影响。首先需要计算检验期内的日收益率。在本章中，定义第 t 日的碳市场收益率 R_t ：

$$R_t = \ln\left(\frac{C_t}{C_{t-1}}\right) \tag{4.15}$$

其中，C_t 为第 t 日的碳价。

M 为选取的时间窗的长度，正常收益率为：

$$\bar{R} = \frac{1}{M}\sum_{t=-M}^{-1} R_t \tag{4.16}$$

异常收益率是指某事件 i 在 t 交易日中实际收益率与正常收益率之差。计算公式为：

$$AR_{t(event.\,window)} = R_{t(event.\,window)} - \alpha_{(est.\,period)} - \beta_{(est.\,period)} \times R_{mt(est.\,window)} \tag{4.17}$$

其中，$AR_{t(event.\,period)}$ 为，事件窗口中，t 时期的异常收益率；

$R_{t(event.\,window)}$ 为在事件窗口中，t 时期的收益率；

$\alpha_{(est.\,period)}$ 为在估计期中，碳期货的截距项；

$\beta_{(est.\,period)}$ 为在估计期中，碳期货的斜率项；

$R_{mt(est.\,period)}$ 为在估计期中，t 时期市场的收益率 。

定义事件窗口中每天的标准化异常收益率(Standard Abnormal Return)为：

$$SAR_t = \frac{AR_t}{\sqrt{S_{AR_t}^2}} \tag{4.18}$$

其中，S_{AR_t} = t 时期异常收益率 AR 方差的平方根 = t 时期异常收益率的标准差

标准化异常收益率的含义是，异常收益率被风险的标准差标准化。

其数学公式为：

$$S_{AR_t}^2 = \left[\frac{\sum_{t=a}^{b}(AR_{t(est.\,period)} - \overline{AR}_{(est.\,period)})^2}{D-2}\right]\times \left[1+\frac{1}{D_j}+\frac{(R_{mt(event.\,window)} - \bar{R}_{m(est.\,period)})^2}{\sum_{t=a}^{b}(R_{mt(est.\,period)} - \bar{R}_{m(est.\,period)})^2}\right] \tag{4.19}$$

其中，$AR_{t(est.\,period)}$ 为估计期中，t 时期的异常收益率；

$\overline{AR}_{t(est.\,period)}$ 为估计期中，t 时期异常收益率的平均值；

D 为估计期的观测值中，交易日的数量；

$R_{mt(event.\,window)}$ 为在事件窗口中，t 时期市场的收益率；

$R_{mt(est.\,period)}$ 为在估计期中，t 时期市场的收益率；

$\bar{R}_{m(est.\,period)}$ 为在估计期中，市场收益率的平均值；

a ，b 为时间窗的起止时间。

标准化异常收益率是否显著，由以下公式计算：

$$Z = \frac{SAR}{\sqrt{\frac{D-2}{D-4}}} \tag{4.20}$$

Z 统计量服从标准正态分布，均值为 0，标准差为 1。可以据此来判断标准化异常收益率的显著性水平。如果 p 值小于 0.05，那么结果在 95%的水平上是显著的。如果 p 值小于 0.01，那么结果在 99%的水平上是显著的。

4.3 欧盟排放交易体系两阶段代表性合约的选择

本章选取的数据来自欧洲气候交易所（European Climate Exchange，ECX）。EU ETS 目前已经进行到了第二阶段。2005～2007 年为第一阶段，在第一阶段共有三份合约到期，分别为 DEC05、DEC06 和 DEC07。DEC05 合约的交易时间最短。第一阶段后期，由于碳配额的过度分配，导致了 DEC06、DEC07 合约的价格一度跌至 0 欧元附近。第二阶段的合约中，DEC08 和 DEC09 已经交割。

因此，我们选取交易时间最短的 DEC05 合约和 DEC06 合约、DEC07 合约来代表第一阶段，DEC09 合约代表第二阶段，来分析其结构变化问题。

4.4 第一阶段碳期货合约结构变化分析

4.4.1 DEC05 合约结构变化分析

首先，根据式(4.1)，求得 OLS-CUSUM 模型的检验结果，见图 4-2。

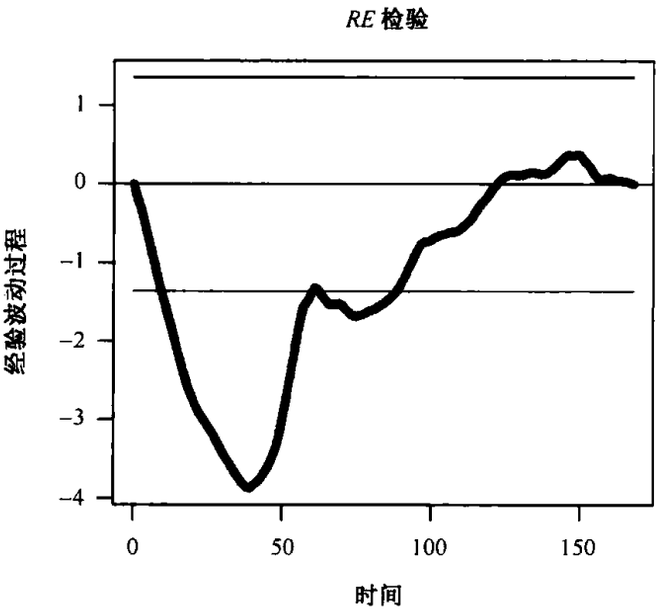


图 4-2 DEC05 合约的 OLS-CUSUM 结果

图 4-2 中横坐标上下的两根水平线代表 95%置信度下的置信区间。方程计算的 RE

结果为 3.877，p 值为 1.759e−13，非常小，在统计上是显著的。从图 4-2 中可以发现，至少在接近第 50 个交易日的时候，存在很明显的结构性变化。下面，我们用 F 检验来做进一步的测定，结果见图 4-3。

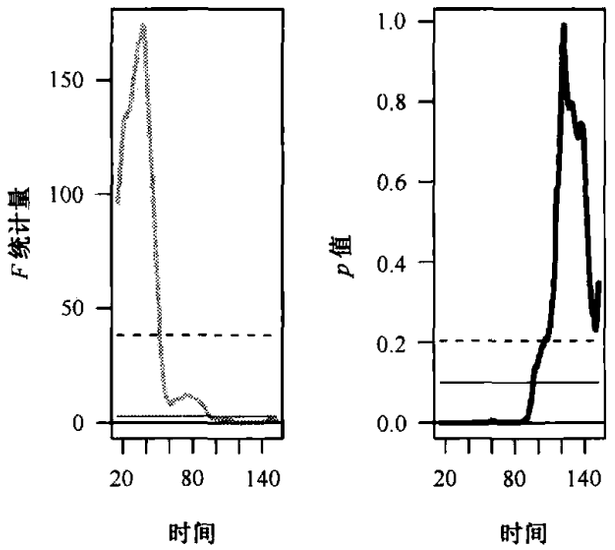


图 4-3　DEC05 合约的 F 检验

结果发现，无论是图 4-3 左边的 F 统计量，还是右边的 p 值，均显著地超过的 95% 的置信度。最大的 F 值为 173.8685，p 值小于 2.2e−16，统计显著。综合图 4-2 与图 4-3，我们认为 DEC05 合约确实存在着结构变化点。

OLS-CUSUM 和 F 检验均只能检测出最显著的那一个结构变化点，对于存在 1 个以上的结构变化点的情形，需要借助 Bai 和 Perron 的模型来求解。在这里，如果选取出的由每个结构变化识别出的子区间，占总样本总数的比例不小于 10%，会识别出 5 个结构变化点。不过，其中的两个时间间隔只有 18 个交易日，在如此短的时间内我们认为其属于同一个子区间，即处于同一个价格波动范围。因此，我们选取每个子区间占样本总空间的比例至少为 15%。根据上文提到的方程，首先要根据 RSS 和 BIC 准则选取结构变化点的个数，求得结果见图 4-4。

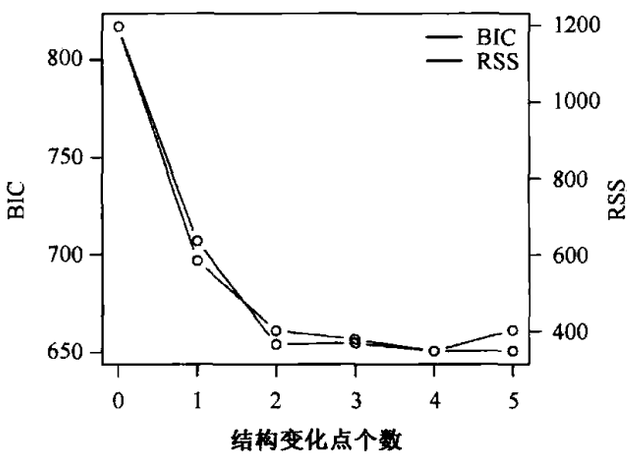


图 4-4　DEC05 合约的 RSS 值与 BIC 值

在结构变化点数量的选择上，根据 Bai 和 Perron(2003)所给出的选择方法，由图 4-4 可以发现，DEC05 合约共有 4 个结构变化点。经计算，1 结构变化点如下：

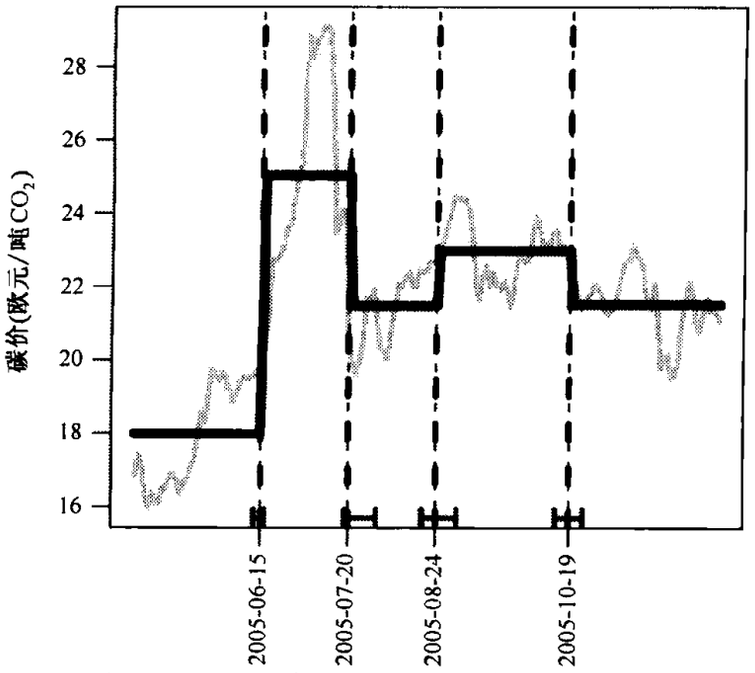


图 4-5 DEC05 合约的价格走势与结构变化点

在图 4-5 中，曲线代表实际碳价走势，平行线代表不同区间的平均价格，横轴上结构变化点上的小线段代表结构变化点的 95%置信区间。结构变化分别发生在：2005 年 6 月 15 日、2005 年 7 月 20 日、2005 年 8 月 24 日和 2005 年 10 月 19 日。即碳价在第 37 个交易日[①]发生结构变化，出现了大幅度上涨，在第 62 个交易日下跌幅度超过了置信度允许的范围，碳价跌入另一个运行区间。之后，DEC05 合约出现了一定幅度的震荡。所以，DEC05 合约的价格走势可以分为 5 个部分。碳期货刚交易时均价较低，之后在较高价位运行了一段时间，在 2005 年 7 月 20 日下跌至另一个较低的价格区间，8 月下旬后有小幅度上升，在交割前有所回落。

根据异常收益率模型，我们得到图 4-6。

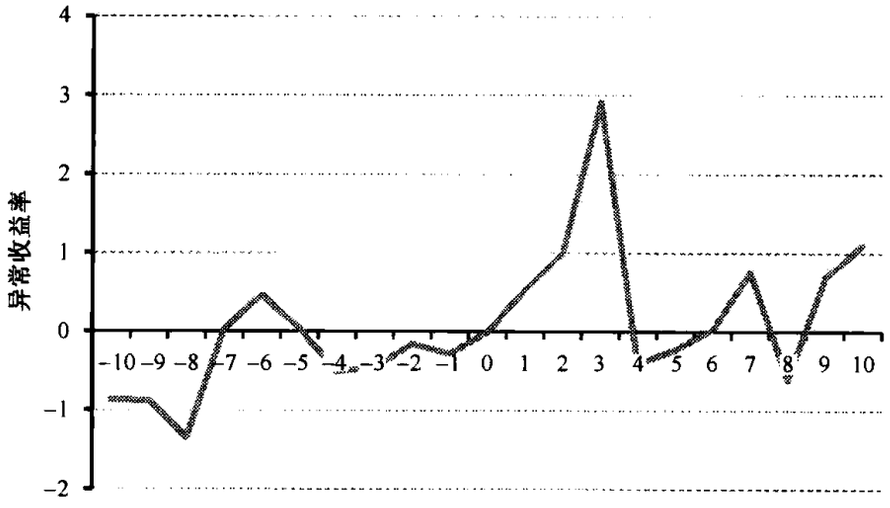


图 4-6 DEC05 合约结构变化点 1 附近的异常收益率

① EU ETS 在周六周日休市，公众假期也休市，因此交易日指的是市场开放交易的日期。

研究发现，在 2005 年 6 月 15 日附近，DEC05 合约的异常收益率确实出现较大幅度波动。根据事件分析法，用日期 0 表示 2005 年 6 月 15 日，负数代表这一天之前，正数代表这一天之后。在结构变化点之后的第三天，异常收益率为最大值，同时这一点的 p 值为 0.005968，在统计上是显著的。这表明，在这一结构变化点附近，确实有较大的收益率波动，验证了我们的结论。

表 4-1　DEC05 合约结构变化点 1 异常收益率

日　期	异常收益率	标准化异常收益率	Z—统计量	p 值
—10	—0.0180	—0.8700	—0.8203	0.4121
—9	—0.0191	—0.8801	—0.8297	0.4067
—8	—0.0276	—1.3488	—1.2717	0.2035
—7	0.0007	0.0321	0.0302	0.9759
—6	0.0095	0.4619	0.4355	0.6632
—5	0.0007	0.0331	0.0312	0.9751
—4	—0.0106	—0.5135	—0.4841	0.6283
—3	—0.0095	—0.4648	—0.4382	0.6613
—2	—0.0033	—0.1599	—0.1508	0.8801
—1	—0.0059	—0.2865	—0.2701	0.7871
0	—0.0002	—0.0105	—0.0099	0.9921
1	0.0121	0.5325	0.5021	0.6156
2	0.0258	1.0006	0.9434	0.3455
3	0.0599	2.9163	2.7495	0.0060
4	—0.0084	—0.4108	—0.3873	0.6985
5	—0.0048	—0.2332	—0.2199	0.8260
6	0.0005	0.0239	0.0225	0.9821
7	0.0157	0.7570	0.7137	0.4754
8	—0.0128	—0.6106	—0.5757	0.5648
9	0.0151	0.6871	0.6478	0.5171
10	0.0227	1.1005	1.0376	0.2995

再来考察第二个结构变化点，结果见图 4-7。

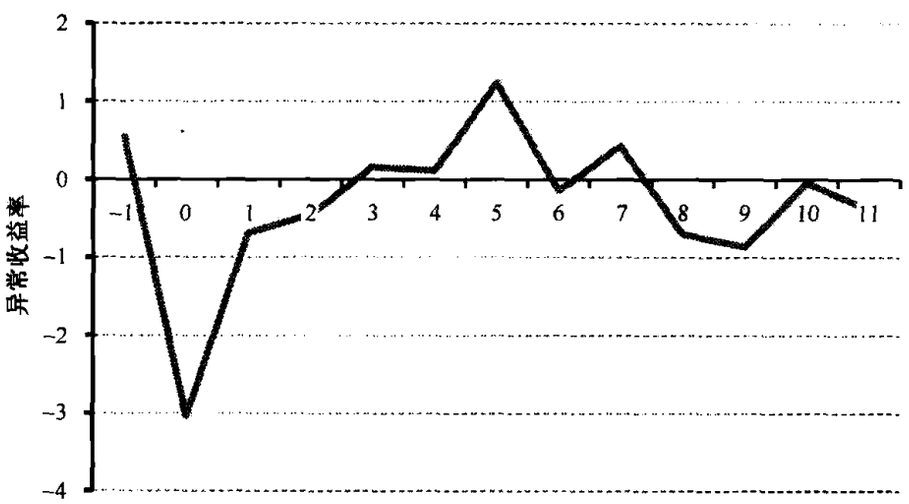


图 4-7　DEC05 合约结构变化点 2 附近的异常收益率

从图 4-7 可以得出类似的结论，即在第 2 个结构变化点附近也发生了异常收益率的波动，并且在统计上显著(结构变化点的 p 值为 0.004282347)。

下面考察结构变化点 3：

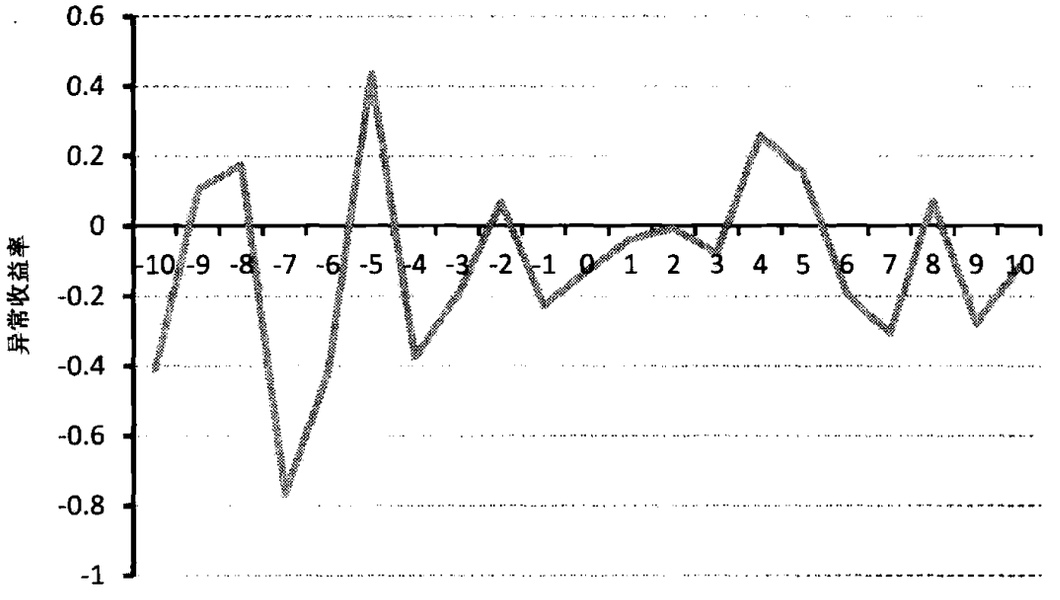


图 4-8 DEC05 合约结构变化点 3 附近的异常收益率

表 4-2 DEC05 合约结构变化点 3 异常收益率

日　期	异常收益率	标准化异常收益率	Z一统计量	p 值
−10	−0.0139	−0.4102	−0.3552	0.7224
−9	0.0035	0.1047	0.0906	0.9278
−8	0.0060	0.1738	0.1505	0.8803
−7	−0.0258	−0.7685	−0.6655	0.5057
−6	−0.0142	−0.4160	−0.3603	0.7186
−5	0.0146	0.4348	0.3766	0.7065
−4	−0.0126	−0.3747	−0.3245	0.7455
−3	−0.0066	−0.1956	−0.1694	0.8655
−2	0.0022	0.0662	0.0574	0.9543
−1	−0.0077	−0.2280	−0.1975	0.8434
0	−0.0043	−0.1278	−0.1107	0.9119
1	−0.0013	−0.0389	−0.0337	0.9731
2	−0.0003	−0.0077	−0.0067	0.9947
3	−0.0027	−0.0790	−0.0684	0.9455
4	0.0088	0.2584	0.2238	0.8229
5	0.0050	0.1503	0.1301	0.8965
6	−0.0066	−0.1957	−0.1695	0.8654
7	−0.0103	−0.3067	−0.2656	0.7906
8	0.0024	0.0698	0.0604	0.9518
9	−0.0098	−0.2793	−0.2419	0.8089
10	−0.0050	−0.1148	−0.0994	0.9208

结构变化点 4：

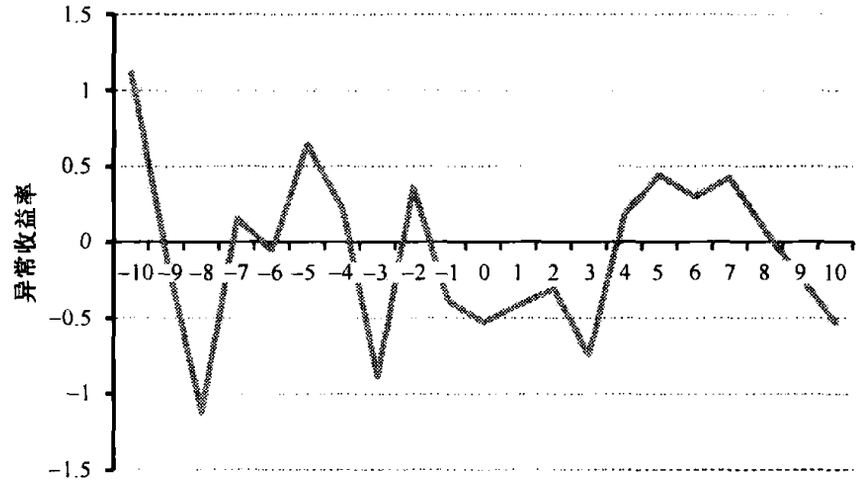


图 4-9　DEC05 合约结构变化点 4 附近的异常收益率

表 4-3　DEC05 合约结构变化点 4 异常收益率

日　期	异常收益率	标准化异常收益率	Z－统计量	p 值
－10	0.0268	1.1110	1.0475	0.2949
－9	－0.0022	－0.0912	－0.0860	0.9315
－8	－0.0272	－1.1228	－1.0585	0.2898
－7	0.0036	0.1517	0.1430	0.8863
－6	－0.0013	－0.0523	－0.0493	0.9607
－5	0.0154	0.6435	0.6067	0.5441
－4	0.0052	0.2153	0.2030	0.8392
－3	－0.0214	－0.8901	－0.8392	0.4014
－2	0.0087	0.3608	0.3402	0.7337
－1	－0.0093	－0.3865	－0.3644	0.7156
0	－0.0127	－0.5284	－0.4982	0.6183
1	－0.0100	－0.4184	－0.3945	0.6932
2	－0.0075	－0.3096	－0.2919	0.7703
3	－0.0179	－0.7468	－0.7041	0.4814
4	0.0043	0.1815	0.1711	0.8642
5	0.0106	0.4410	0.4157	0.6776
6	0.0071	0.2972	0.2802	0.7793
7	0.0102	0.4262	0.4019	0.6878
8	0.0017	0.0717	0.0676	0.9461
9	－0.0056	－0.2342	－0.2209	0.8252
10	－0.0129	－0.5331	－0.5026	0.6153

结构变化点 3 和结构变化点 4 的情形与结构变化点 1 和结构的变化点 2 不同。虽然 Bai 和 Perron 的模型确实发现了结构变化点，但是其异常收益率检验却并不显著。从数值上观察，这两个结构变化点前后的价格平均值变动不大。因此，异常收益率在这两点并没有出现较大的波动。结构变化点以较小的幅度改变了 DEC05 合约的价格均值。

总体来看，DEC05 合约被 4 个结构变化点分成了 5 个阶段。DEC05 合约的交易时间只有 8 个月，交易量相对较小。在 EU ETS 的第一阶段当中，DEC05 合约的实验性质最

为明显。纵观 2005 年的碳市场，并没有出现像 2006 年核证数据泄露那样的事件。所以，我们认为，DEC05 合约的价格变动主要是期货市场的正常波动。

4.4.2 DEC06 合约结构变化分析

与 DEC05 合约类似，我们用同样的思路来分析 DEC06 合约的结构变化特征。首先对其进行 OLS-CUSUM 模型检验，结果见图 4-10。

DEC06 合约的结构变化特征十分明显。

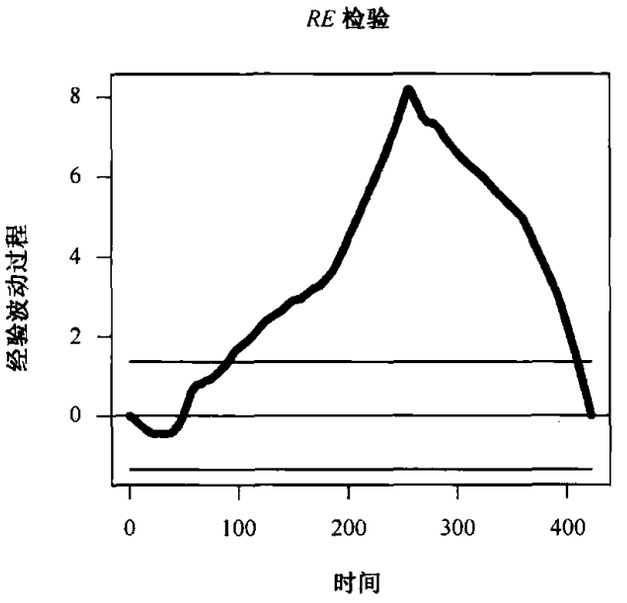


图 4-10 DEC06 合约的 OLS-CUSUM 结果

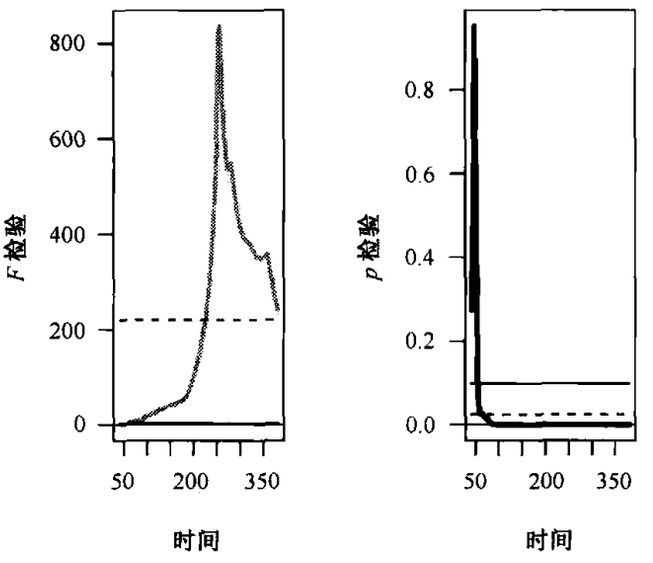


图 4-11 DEC06 合约的 F 检验

下面，我们分析其多个结构变化点的具体时间，结果见图 4-12。

图 4-12 的结果显示，5 个结构变化点是最合适的选择。

对于 DEC06 合约来说，最大的影响事件就是 2006 年的五月事件，造成碳价迅猛下滑，市场出现持续疲软。整个 EU ETS 的市值缩水至之前的三分之一。因此，2006 年

4 月25 日，DEC06 合约发生了价格变化，其价格区间大幅度下跌。之后的半年多里，DEC06 合约的价格不断降低，直至最后交割。

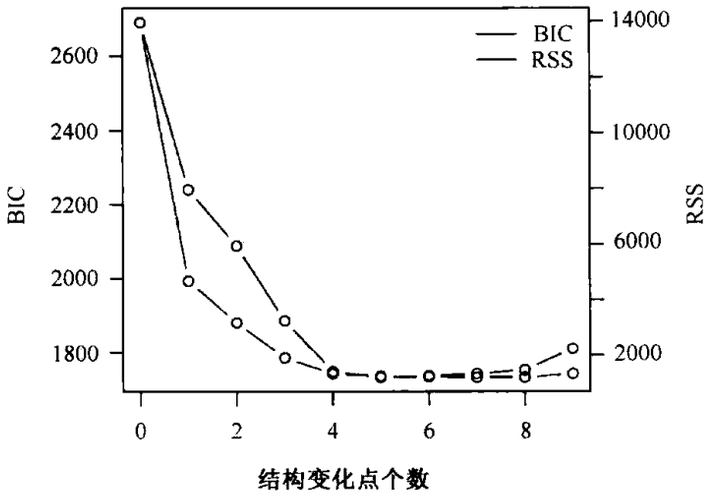


图 4-12　DEC06 合约的 RSS 值与 BIC 值

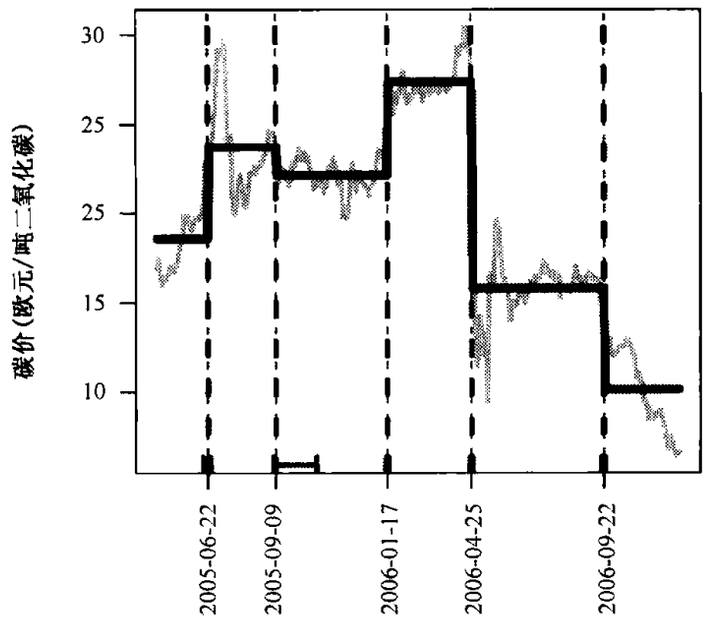


图 4-13　DEC06 合约的价格走势与结构变化点

4.4.3　DEC07 合约结构变化分析

由于 DEC05 交易时间不足一年，DEC06 合约在 2006 年年底已经交割，所以 DEC07 合约是 2005～2007 年 12 月份 EU ETS 第一阶段的代表性合约。采用与 DEC05 相同的分析逻辑，首先计算其 OLS-CUSUM 模型，结果见图 4-14。

DEC07 合约的结构变化相当明显，RE 统计量为 11.7898，p 值小于 $2.2e-16$。下面计算其 F 统计量，结果见图 4-15。

该合约的 F 统计量相当显著（$F = 3417.938$，p 值 $< 2.2e-16$），这表明 Chow 方法也证明了结构性变化的存在。

结合 RSS 与 BIC 准则，DEC07 合约的结构变化点数量为 6 个，把 DEC07 合约分为 7 个部分。

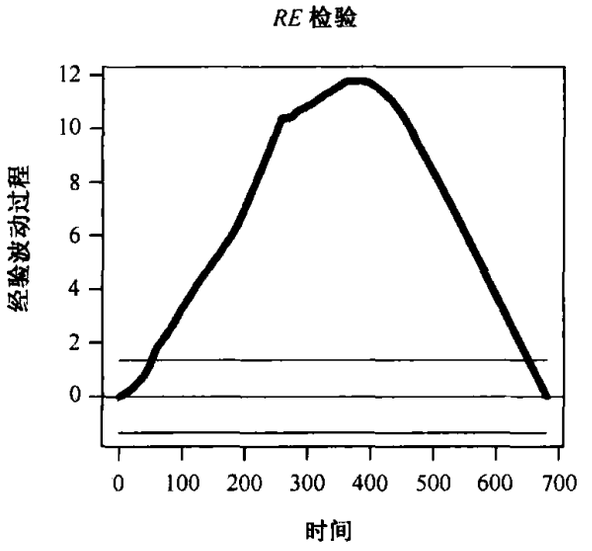


图 4-14　DEC07 合约的 OLS-CUSUM 结果

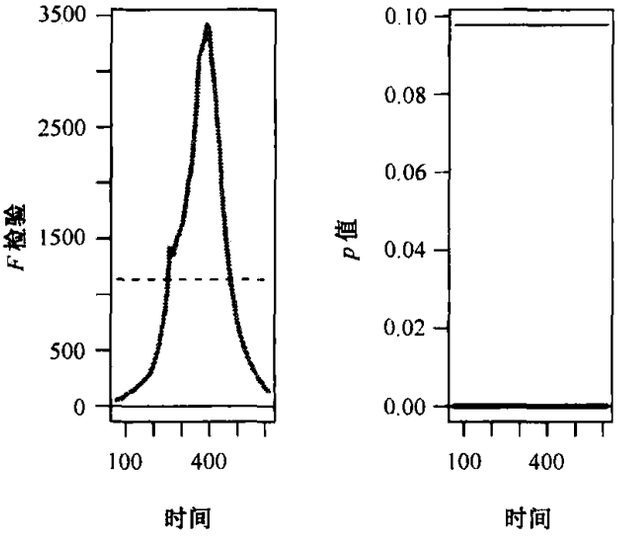


图 4-15　DEC07 合约的 F 检验

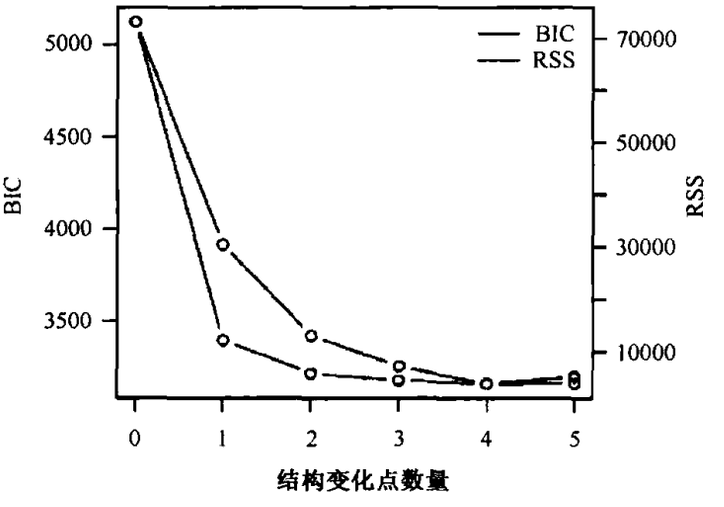


图 4-16　DEC07 合约的 RSS 值与 BIC 值

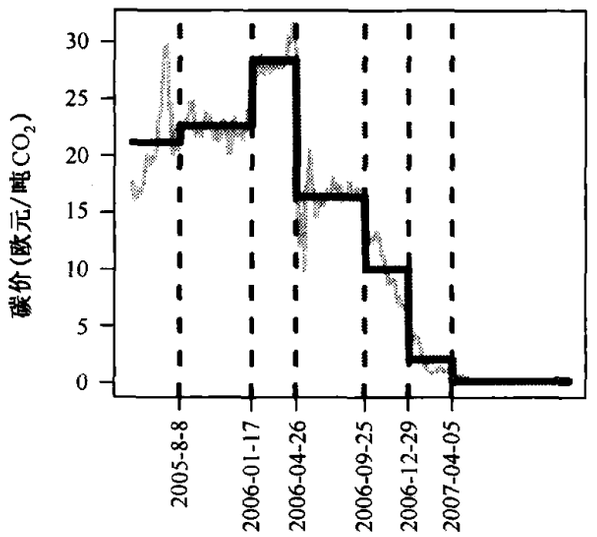


图 4-17　DEC07 合约的价格走势与结构变化点

与 DEC05 合约在 2005 年下半年一直较为平稳不同，DEC07 合约在 2005 年 11 月 30 日进入了一个更高的价格区间，之后价格一直呈现下滑趋势。我们同样计算其异常收益率，得到图 4-18。

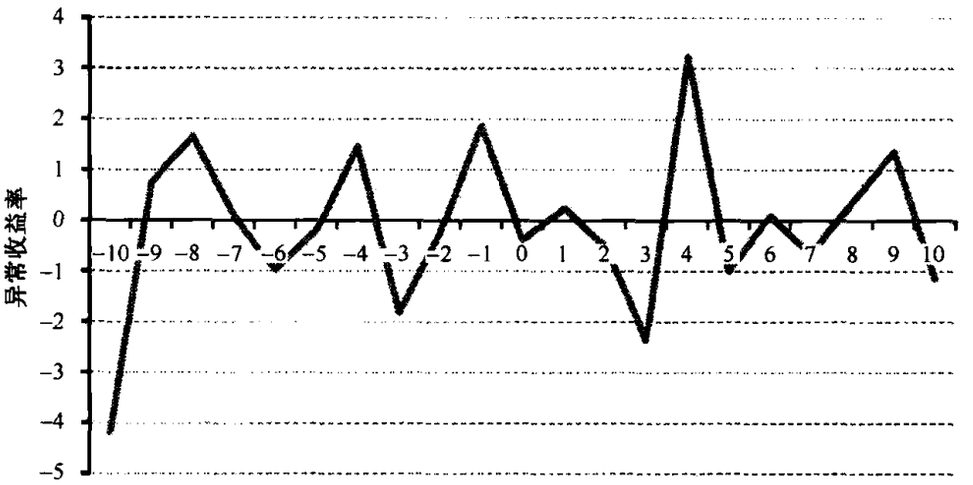


图 4-18　DEC07 合约结构变化点 1 附近的异常收益率

表 4-4　DEC07 合约结构变化点 1 异常收益率

日　　期	异常收益率	标准化异常收益率	Z 统计量	p 值
−10	0.0032	0.3991	0.3846	0.7005
−9	−0.0051	−0.6347	−0.6116	0.5408
−8	−0.0238	−2.9144	−2.8084	0.0050
−7	0.0191	2.3011	2.2174	0.0266
−6	0.0034	0.4030	0.3884	0.6977
−5	0.0043	0.4764	0.4590	0.6462
−4	−0.0328	−3.2503	−3.1321	0.0017
−3	−0.0072	−0.8591	−0.8278	0.4078

续表

日　期	异常收益率	标准化异常收益率	Z统计量	p值
−2	0.0156	1.9425	1.8718	0.0612
−1	−0.0186	−2.2793	−2.1963	0.0281
0	0.0146	1.8175	1.7514	0.0799
1	0.0116	1.4363	1.3841	0.1663
2	0.0477	5.8484	5.6357	0.0000
3	0.0046	0.5055	0.4871	0.6262
4	0.0191	2.3399	2.2548	0.0241
5	−0.0091	−1.1121	−1.0716	0.2839
6	−0.0136	−1.5916	−1.5337	0.1251
7	−0.0179	−2.2316	−2.1504	0.0315
8	0.0197	2.4271	2.3388	0.0193
9	−0.0004	−0.0428	−0.0413	0.9671
10	0.0005	0.0584	0.0563	0.9551

我们发现，对于DEC07合约的第一个结构变化点，在结构变化点之后的第4天存在较为明显的结构变化点，同时结果显著（p值为0.024，意味着在97%的置信水平上是可信的）。

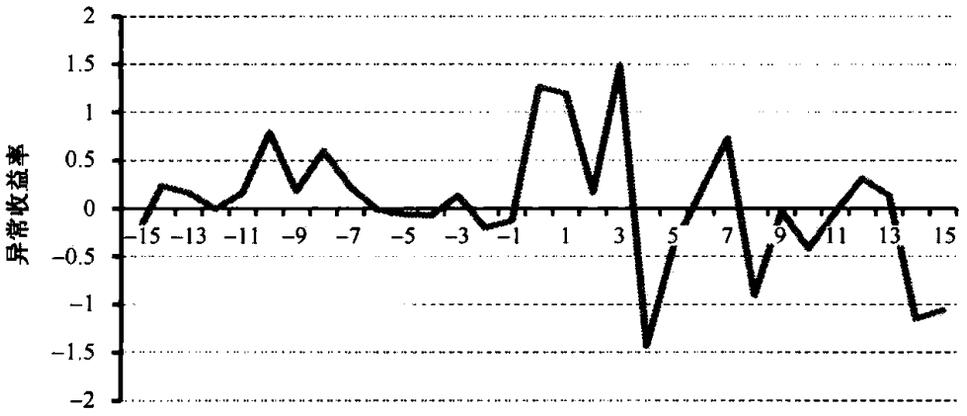


图4-19　DEC07合约结构变化点2附近的异常收益率

表4-5　DEC07合约结构变化点2异常收益率

日　期	异常收益率	标准化异常收益率	Z统计量	p值
−15	−0.0068	−0.3087	−0.2975	0.7661
−14	0.0052	0.2351	0.2266	0.8208
−13	0.0036	0.1604	0.1546	0.8771
−12	−0.0001	−0.0050	−0.0048	0.9962
−11	0.0036	0.1622	0.1563	0.8758
−10	0.0176	0.7890	0.7603	0.4471

续表

日　期	异常收益率	标准化异常收益率	Z 统计量	p 值
−9	0.0039	0.1778	0.1713	0.8640
−8	0.0132	0.5969	0.5752	0.5652
−7	0.0051	0.2268	0.2185	0.8270
−6	−0.0003	−0.0137	−0.0132	0.9895
−5	−0.0013	−0.0603	−0.0581	0.9536
−4	−0.0016	−0.0742	−0.0715	0.9430
−3	0.0030	0.1360	0.1311	0.8957
−2	−0.0044	−0.1994	−0.1922	0.8476
−1	−0.0028	−0.1252	−0.1207	0.9040
0	0.0285	1.2591	1.2133	0.2250
1	0.0270	1.1926	1.1492	0.2505
2	0.0036	0.1649	0.1589	0.8738
3	0.0332	1.4896	1.4355	0.1512
4	−0.0317	−1.4337	−1.3816	0.1671
5	−0.0088	−0.3947	−0.3804	0.7037
6	0.0038	0.1690	0.1628	0.8706
7	0.0162	0.7262	0.6998	0.4840
8	−0.0201	−0.9102	−0.8771	0.3805
9	−0.0005	−0.0233	−0.0224	0.9821
10	−0.0094	−0.4209	−0.4055	0.6851
11	−0.0008	−0.0361	−0.0347	0.9723
12	0.0069	0.3093	0.2980	0.7657
13	0.0029	0.1288	0.1241	0.9012
14	−0.0261	−1.1517	−1.1098	0.2671
15	−0.0236	−1.0603	−1.0217	0.3069

在第 2 个结构变化点附近，同样出现了异常收益率的剧烈波动。

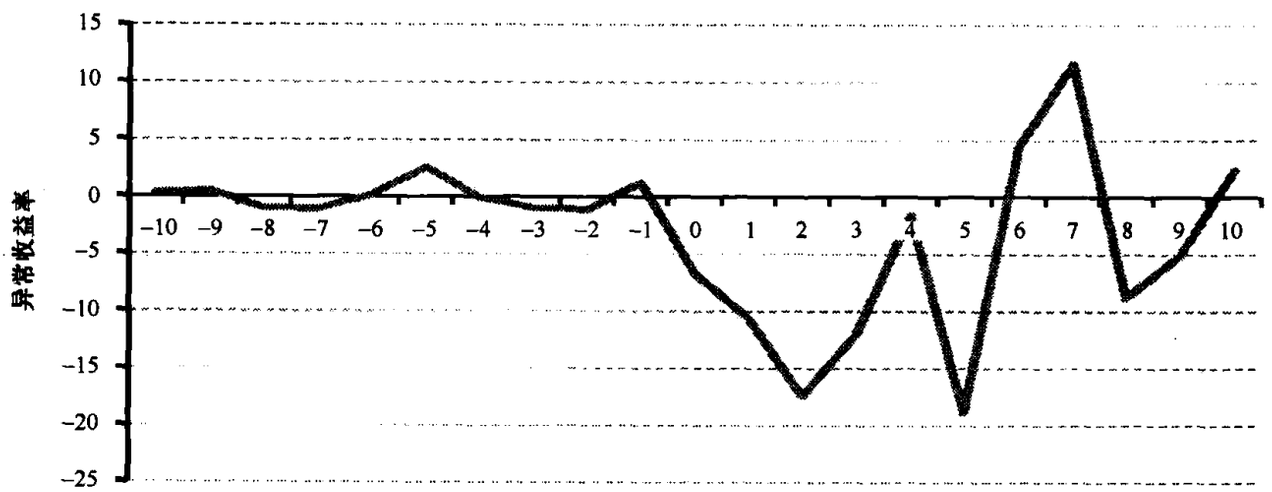


图 4-20　DEC07 合约结构变化点 3 附近的异常收益率

表 4-6 DEC07 合约结构变化点 3 异常收益率

日 期	异常收益率	标准化异常收益率	Z 统计量	p 值
−15	−0.0034	−0.4297	−0.4140	0.6789
−14	0.0130	1.6177	1.5589	0.1190
−13	0.0267	3.3041	3.1839	0.0015
−12	0.0135	1.6822	1.6210	0.1050
−11	−0.0174	−2.1751	−2.0960	0.0361
−10	0.0023	0.2839	0.2736	0.7844
−9	0.0039	0.4672	0.4502	0.6526
−8	−0.0081	−1.0107	−0.9739	0.3301
−7	−0.0088	−1.0980	−1.0581	0.2900
−6	0.0011	0.1340	0.1291	0.8973
−5	0.0226	2.5442	2.4516	0.0142
−4	−0.0007	−0.0901	−0.0868	0.9308
−3	−0.0081	−0.9694	−0.9341	0.3502
−2	−0.0092	−1.1444	−1.1028	0.2701
−1	0.0098	1.2227	1.1783	0.2387
0	−0.0667	−6.7278	−6.4830	0.0000
1	−0.2300	−10.5840	−10.1990	0.0000
2	−0.1632	−17.4545	−16.8196	0.0000
3	−0.1544	−12.0176	−11.5805	0.0000
4	−0.0135	−1.6283	−1.5690	0.1166
5	−0.1517	−18.8504	−18.1647	0.0000
6	0.0454	4.3965	4.2365	0.0000
7	0.1184	11.6277	11.2047	0.0000
8	−0.0918	−8.8228	−8.5018	0.0000
9	−0.0411	−5.1375	−4.9506	0.0000
10	0.0207	2.3819	2.2953	0.0217
11	0.0574	6.8608	6.6113	0.0000
12	−0.0113	−1.3741	−1.3241	0.1855
13	−0.2977	−33.3728	−32.1588	0.0000
14	0.4122	23.8857	23.0169	0.0000
15	0.0922	11.4645	11.0475	0.0000

结构变化点 3 的异常收益率波动十分明显，并且在统计上均十分显著。结构变化点当天的 p 值为 8.99e−11，之后的 15 天均在 95%的水平上显著。这一点对应的是核证泄露事件所导致的碳价格暴跌。

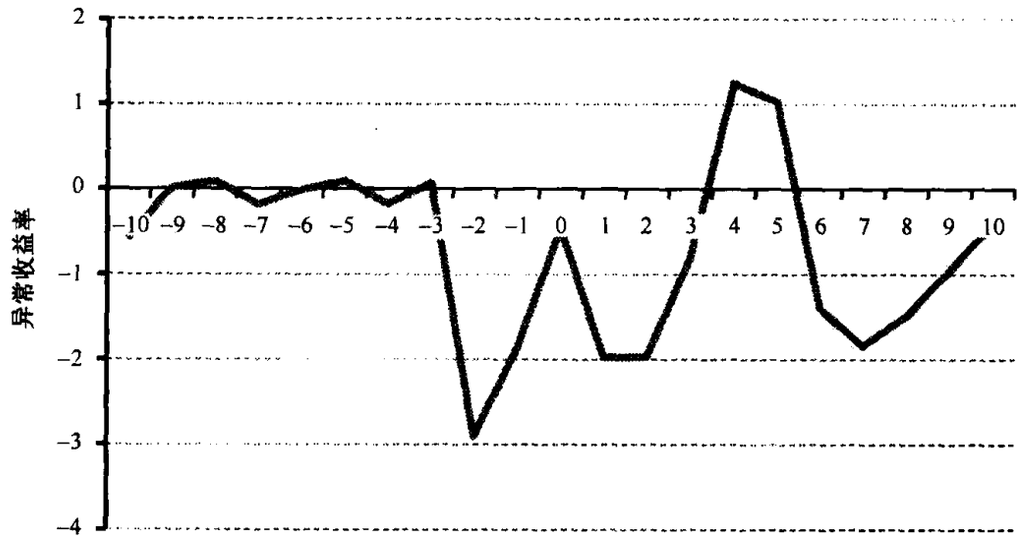


图 4-21　DEC07 合约结构变化点 4 附近的异常收益率

表 4-7　DEC07 合约结构变化点 4 异常收益率

日　　期	异常收益率	标准化异常收益率	Z 统计量	p 值
−15	−0.0045	−0.3653	−0.3520	0.7248
−14	0.0075	0.5991	0.5773	0.5637
−13	0.0062	0.5047	0.4864	0.6267
−12	0.0046	0.3783	0.3645	0.7155
−11	−0.0018	−0.1493	−0.1438	0.8856
−10	−0.0069	−0.5597	−0.5394	0.5896
−9	0.0002	0.0162	0.0156	0.9875
−8	0.0011	0.0884	0.0851	0.9321
−7	−0.0023	−0.1836	−0.1769	0.8596
−6	−0.0002	−0.0156	−0.0150	0.9880
−5	0.0011	0.0919	0.0886	0.9294
−4	−0.0021	−0.1750	−0.1686	0.8661
−3	0.0009	0.0694	0.0669	0.9467
−2	−0.0430	−2.9102	−2.8044	0.0050
−1	−0.0238	−1.8681	−1.8001	0.0718
0	−0.0056	−0.4553	−0.4387	0.6608
1	−0.0247	−1.9753	−1.9035	0.0570
2	−0.0270	−1.9708	−1.8991	0.0576
3	−0.0102	−0.8090	−0.7796	0.4356
4	0.0157	1.2405	1.1954	0.2319
5	0.0129	1.0232	0.9860	0.3242
6	−0.0191	−1.3961	−1.3453	0.1785
7	−0.0227	−1.8446	−1.7775	0.0755
8	−0.0189	−1.4984	−1.4439	0.1488
9	−0.0123	−0.9565	−0.9217	0.3567

续表

日　　期	异常收益率	标准化异常收益率	Z统计量	p值
10	−0.0050	−0.4079	−0.3931	0.6942
11	0.0137	1.1104	1.0700	0.2846
12	0.0239	1.9256	1.8556	0.0635
13	0.0085	0.6966	0.6713	0.5020
14	0.0236	1.8108	1.7450	0.0810
15	0.0036	0.2948	0.2841	0.7764

结构变化点4仍然处于碳价下跌的趋势中。由于EU ETS第一阶段的排放额度不能带入第二阶段使用，导致了第一阶段末期DEC07合约几乎没有实际的购买价值，因此，市场参与者在2006年年中之后，开始购买第二阶段的期货合约。这也是DEC07这个在第一阶段就交割的期货合约，在最后阶段几乎跌至0欧元的重要原因。2006年5月，第二阶段合约的交易量占了伦敦能源经济协会(LEBA)，ECX交易所整个交易量的20%，2006年12月，这一比例上升到了50%。到了2007年3月，大约75%的合约是第二阶段合约。结构变化点5和6的情况与结构变化点4类似，都是碳价格的不断下跌。因此不再进行具体分析。

分析发现，我们得到的结构变化点均能够和历史事件相吻合，这说明了结构变化选择的准确性。

4.5　第二阶段碳期货合约结构变化分析

我们选取DEC09合约作为第二阶段期货合约的代表。首先进行OLS-CUSUM分析，结果见图4-22。

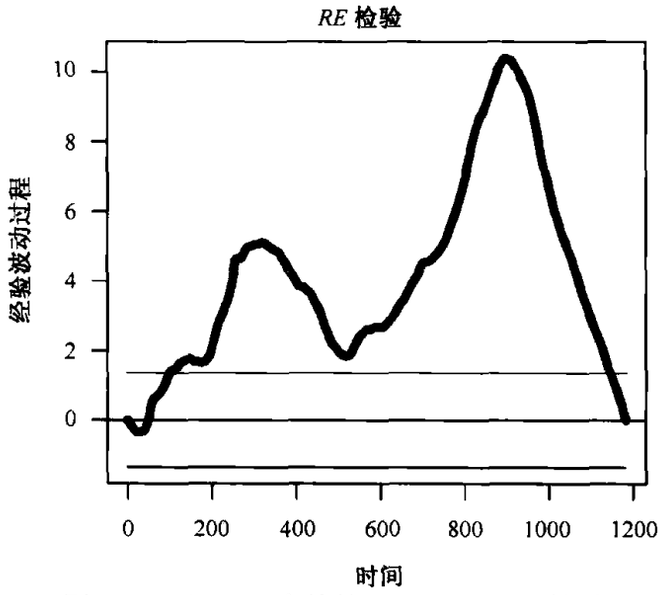


图4-22　DEC09合约的OLS-CUSUM结果

OLS-CUSUM的结果显示，DEC09合约不仅存在结构变化点，而且由于存在两个峰值，说明结构变化点至少有两个。

F 统计量同样检测出 DEC09 合约存在很强的结构变化特征。下面，我们计算其应有的结构变化数量，结果见图 4-24。

RSS 值与 BIC 值均表明，6 个结构变化点是合适的选择。

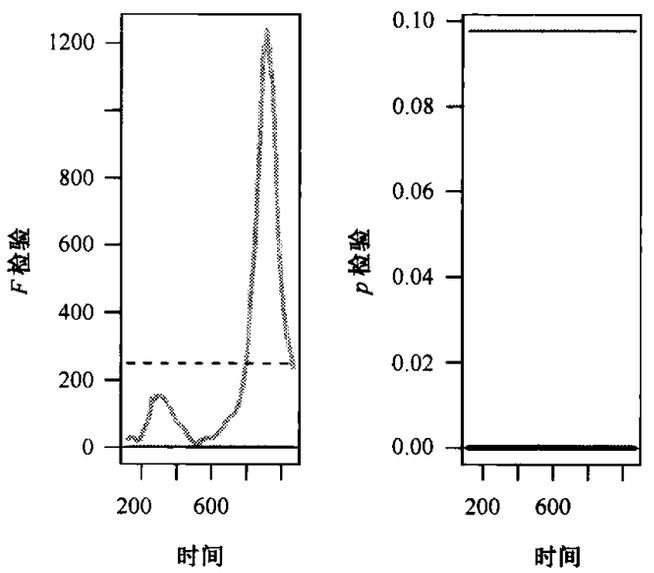


图 4-23　DEC09 合约的 F 检验

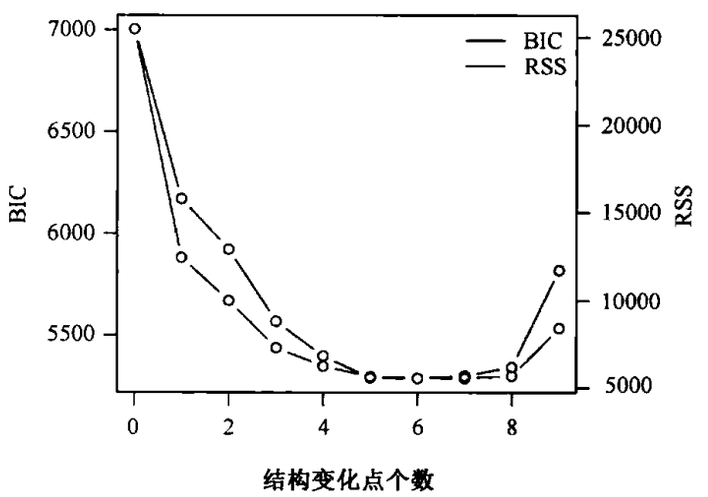


图 4-24　DEC09 合约的 RSS 值与 BIC 值

根据 Bai 与 Perron 的模型，我们得到了 6 个结构变化点的具体时间，分别是第 186 个、第 304 个、第 514 个、第 632 个、第 754 个和第 897 个交易日，对应的时间分别为：2006 年 1 月 16 日、2006 年 7 月 4 日、2007 年 4 月 27 日、2007 年 10 月 10 日、2008 年 4 月 4 日和 2008 年 10 月 23 日。

第二阶段合约在 2006 年之前，交易量很小，市场上的主力合约是第一阶段的合约，因此在 22 欧元附近震荡。随着第一阶段的临近结束，第二阶段合约的交易量逐步增加，这也导致了其价格的逐步升高。虽然在 2006 年 7 月至 2007 年 4 月之间，碳价格的均价有所降低，但是之后碳价格不断升高。2008 年下半年金融危机全面爆发，严重影响了欧洲经济，包括碳市场。2008 年 10 月 23 日起，碳价格走势再次跌入了更低的价格区间，并且这一区间是 DEC09 合约历史上均价最低的价格区间。

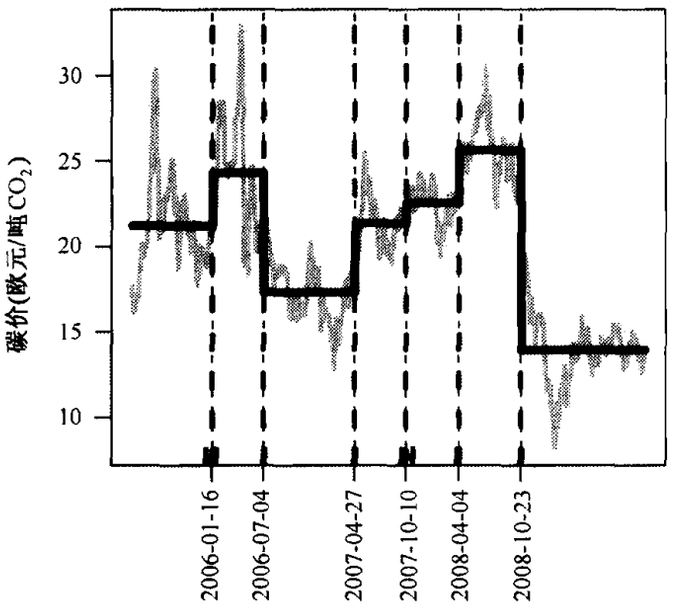


图 4-25 DEC09 合约的价格走势与结构变化点

4.6 本章小结

我们运用不同的模型，选取了交易时间最短的合约 DEC05 以及两个阶段的代表性合约 DEC06、DEC07、DEC09，就其结构性变化点进行了探讨。

我们发现，尽管碳市场的交易时间不长，但是碳价的结构性变化确实存在。DEC05 存在 4 次结构性变化，DEC06 存在 5 次结构性变化，DEC07 存在 6 次结构性变化，DEC09 存在 6 次结构性变化。这表明了碳价格走势的波动性和复杂性。

表 4-8 不同合约结构变化时间

合　约	结构变化点 1	结构变化点 2	结构变化点 3	结构变化点 4	结构变化点 5	结构变化点 6
DEC05	2005-6-15	2005-7-20	2005-8-24	2005-10-19		
DEC06	2005-6-22	2005-9-9	2006-1-17	2006-4-25	2006-9-22	
DEC07	2005-8-8	2006-1-17	2006-4-26	2006-9-25	2006-12-19	2007-4-5
DEC09	2006-1-16	2006-7-4	2007-4-27	2007-10-10	2008-4-4	2008-10-23

对于交易时间只有 8 个月的 DEC05 合约来说，由于是 EU ETS 的第一份合约，其价格走势特征与其他几份有着很大的区别。整体来看，存在一个价格升高回落的过程，在期货市场中，这一价格走势较为常见。可以理解为期货价格的正常波动。

对于第一阶段代表性的 DEC07 合约来说，2006 年的核证数据事件严重影响了其价格走势，一同受到影响的还有 DEC06 这份第一阶段合约。之后，随着第一阶段第二阶段之间不允许跨期，交易商纷纷转为买入第二阶段合约，DEC06 和 DEC07 合约的价格在交割前大幅度下跌。DEC07 合约一度跌至 0 欧元附近。

对第二阶段代表性的 DEC09 合约来说，首先是受到交易量不断增大的影响，其价格整体上呈现上升的趋势。但是，金融危机重创了欧元实体经济和金融界，碳价伴随着能源价格、股票价格一同大跌。目前的交易区间仍处在与其自身相比最低的价格水平上。

第5章　欧盟排放交易体系碳价波动性研究

5.1　碳价波动性研究回顾

碳市场作为一类新兴市场，有其自身的特点，也有其市场的共同属性。其中，价格波动是碳市场的基本属性之一。碳价的波动性很大程度上影响着碳市场的发展和二氧化碳减排的效果。由于碳市场与一般市场相比，受到国际政治、谈判等的影响更大，价格波动更具有复杂性。如2006年的五月核证泄露事件就是一个例子。当时，碳价波动呈现出了集群效应以及信息对碳价冲击的不对称现象等。因此，一般意义上的线性市场研究方法可能无法揭示碳市场内在的规律和特征。

针对碳市场价格的研究，目前主要集中在碳价格和其他能源价格的关系上，如Alberola(2008)通过引入虚拟变量，建立碳价和能源价格、天气等之间的关系模型，研究2005年至2007年EU ETS碳价的结构性变化和影响因素。Alberola分析认为，碳价不仅受到能源价格和预测误差的影响，更受到未预料的天气温度的影响。Chevallier(2009)通过引入GARCH模型，研究了EU ETS碳期货合约收益和宏观经济因素之间的关系。Chevallier将碳期货作为一种新型的商品资产，运用了GARCH(p,q)、ARCH、TGARCH模型，分析碳期货的收益率在宏观经济条件中的变化。分析表明，EU ETS作为一种特殊的商品市场，明显受到配额分配和电力需求的影响。Oberndorfer(2009)分析电力企业股价对EU ETS价格的影响，结果表明碳价的动态变化对于电力企业股价影响十分重要，股价收益率和碳价积极相关，但是是不对称的，股价对于碳价的影响不大。并且碳市场的影响因时因地而不同。Milunovich(2007)通过误差修正模型、协整以及格兰杰因果检验分析了欧盟碳市场期货价格和现货价格的关系。结果表明，碳期货价格不依据成本推动模型，而是部分期货合约价格和现价关系互动十分密切，碳期货价格和现价共享信息十分迅捷，价格共同变动快。目前对于碳价格的波动性本质研究较少，Benz(2008)通过建立马尔科夫转移方程以及AR-GARCH对EU ETS碳价的收益率进行建模，研究其收益率的波动行为。我们认为，碳价的波动性受到其他能源价格、天气因素等影响，同时，也会受到碳市场自身发展、人们的交易行为等影响，是一个复杂的波动性模型，仅从碳价和其他能源价格的联动性方面分析，显得不足。因此，我们引入非线性动力学分析碳价格的波动性。

5.2 碳价波动性研究模型与方法

本节采用随机游走模型分析。其当前碳价格和历史碳价格之间的关系，通过经典 R/S 分析、修正 R/S 分析、ARFIMA 模型，分析历史碳价对未来碳价走势的影响，采用混沌理论分析碳市场内部机制对碳价的影响。

5.2.1 随机游走模型

碳市场价格的随机游走是市场弱式有效的基本条件，随机游走意味着碳价的变化是独立同分布增量，碳市场是弱有效性的。模型如下：$\log P_t = \mu + \log P_{t-1} + \varepsilon_t$，$\varepsilon_t$ 是随机扰动项，服从独立同分布(RW1)。$\mu = E(R_t)$ 为价格变化的期望。ε_t 满足独立同分布，独立不仅意味着任何增量间都是互不相关的，而且任何关于增量的非线性函数也不相关。要求某一随机变量在很长的一段时间里保持相同的分布，这在现实中是不合理的。根据 Campbell，Lo 和 MacKinlay(1997)的研究，放宽同分布的假定，ε_t 独立但不同分布，使随机游走模型更符合现实(RW2)。在 RW2 上放宽 ε_t 独立的假定而只要求 ε_t 不相关(RW3)。

本节采用序列相关检验碳价的 RW1 假设。Lo 和 MacKinlay(1988)提出了方差比率，并于 1989 年证实无论在同方差增量情形下还是在异方差增量情形下，方差比率检验均比序列相关检验可靠。序列相关检验和单位根检验，都假定碳期货合约价格变量服从正态分布，而方差比率检验不需要这一假设。方差比率的基本原理是：如果碳期货合约价格服从随机游走过程，那么 k 期收益的方差 σ_k^2 应是单期收益方差 σ_1^2 的 k 倍。本章根据在碳价同方差增量情形下(RW1)和在异方差增量情形下(RW3)分别构建各自的方差比统计量进行分析。

5.2.2 *R/S* 分析

R/S 分析是 Hurst(1951)在实证研究的基础上提出的。后经过 Mandelbrot 和 Wallis (1969)以及 Mandelbrot(1972，1975)在其基础上发展成熟。

一个碳价序列$\{x_t\}$，对于整数 n、k $(k \leqslant n \leqslant t)$，$x_t = \log P_t - \log P_{t-1}$，碳价的极差 $R(n)$ 为：$R(n) = \max\limits_{1 \leqslant k \leqslant n} \sum\limits_{j=1}^{k} (x_j - \overline{x_n}) - \min\limits_{1 \leqslant k \leqslant n} \sum\limits_{j=1}^{k} (x_j - \overline{x_n})$，

碳价的标准差 $S(n)$ 为：$S(n) = \sqrt{\dfrac{1}{n} \sum\limits_{j=1}^{k} (x_j - \overline{x_n})^2}$，

碳价的 Q 统计量：$Q_n = \dfrac{R(n)}{S(n)}$，当 $n \to \infty$ 时，$Q_n = cn^H$，c 为常数。

H 即为碳价的 Hurst 指数。当 $0 < H < 0.5$ 时，碳价格表现出短期的记忆性，碳价对未来价格走势的影响时间持续短，反持续状态，某一时刻碳价上升可能意味着下一阶段碳价的下跌；当 $H = 0.5$ 时，碳价序列为白噪声序列，碳价序列服从随机游走；当 $0.5 < H < 1$ 时，碳价序列为长记忆，当前碳价对未来走势有长时间的持续影响。

根据 Lo(1991)、Cheung 和 Lai(1993)的研究，如果碳价序列包含短期记忆、存在异质性、非平稳等状况时，经典 R/S 会产生有偏的 Hurst 指数，因而一个时间序列表现出很强的短期相关性。由于分析结果偏向于长期检验性结果，而碳市场价格波动较为剧烈，很有可能存在这种短期记忆、非平稳特征，因此，我们引入修正的 R/S 进行分析。

根据 Lo(1991)的研究，碳价的 Q 统计量变为：

$$Q_n = \frac{R(n)}{\sigma_n(q)}$$，其中，$\sigma_n^2(q) = \frac{1}{n}\sum_{j=1}^{n}(x_j - \bar{x})^2 + \frac{2}{n}\sum_{j=1}^{q}\omega_j(q)\{\sum_{i=j+1}^{n}(x_{i-j} - \bar{x})(x_j - \bar{x})\}$

$$= \sigma_n^2 x + 2\sum_{j=1}^{q}\omega_{j(q)}\rho$$

$\omega_{j(q)} = 1 - \frac{j}{q+1}$，$q < n$，$\sigma^2 x = s^2$，$\rho$ 为碳价序列$\{X_t\}$的自相关系数，q 为滞后阶数。

5.2.3　ARFIMA 模型

依据分整自回归移动平均模型(ARFIMA)不依赖于特定分布的假设，能较为可靠地检验碳价序列对未来的记忆性。

碳价的 ARFIMA(p,d,q)模型：

$\Phi_p(B)(1-B)^d x_t = \Theta_q(B)\varepsilon_t$，其中，$p$、$q$ 均为整数。

$\Phi_p(B) = 1 - \Phi_1 B - \cdots - \Phi_p B_p$，为碳价序列自回归滞后 p 阶算子。

$\Theta_q(B) = 1 + \Theta_1 B + \cdots + \Theta_q B^q$，为碳价序列移动平均滞后 q 阶算子。

$(1-B)^d = 1 - dB - \frac{d(1-d)}{2!}B^2 - \cdots$，为分数维差分算子。$\varepsilon_t$ 是均值为 0，方差为 σ_ε^2 的 IID 干扰项。当 $d=0$ 时，$ARFIMA$ 变形为 $ARIMA$ 过程，碳价格表现出短期记忆特征，当 $d \neq 0$，且 $d \in (-0.5, 0.5)$ 时，碳价格表现出长期记忆特征或者反持久性特点。

5.2.4　混沌分析方法

一个动力系统是由 n 个独立的状态变量来描述的，状态变量所在的空间称为相空间。我们把碳市场看作一个动力系统，但是，碳市场中可供观测的变量很少，最直接的只有碳价序列，因此，利用碳价序列，选择一个延滞时间和一个合适的嵌入维，建立多维的相空间。

由于无法知道碳市场系统动力学方程，我们计算碳价序列的一些特征值对其系统运动过程做部分了解。对于碳市场是否处于混沌状态，我们通过以下两个特征来判断：一是系统相空间中的吸引子是否具有分数维。计算碳价的关联维，关联维提供了空间复杂度的度量，判定系统是否处于混沌状态(Grassberger 和 Procaccia，1983)。

$X = \{x_1, x_2, x_3, \ldots, x_N\}$，$\{x_t\}$ 是碳价收益率，m 是嵌入维，关联积分 $C_m(r) = \frac{1}{N^2}\sum_{i,j=1}^{N}\theta(r - |X_i - X_j|)$，$\theta(x)$ 是 Heaviside 函数，关联维 $D = \lim_{r\to 0}\frac{\log C_m(r)}{\log r}$。

二是系统对于初始条件是否具有敏感性，通过计算碳价的最大 Lypapunov 指数来判断(Wolf，1985)。

τ 是时间延迟，重构相空间模型为：$Y(t_i) = (x(t_i), x(t_i + \tau), \cdots, x(t_i + (m-1)\tau))$，

$(i=1,2,\cdots,N)$，$L_0'=|Y(t_1)-Y_0(t_1)|>\varepsilon$，$L_1=|Y(t_1)-Y_1(t_1)|<\varepsilon$，最大 Lypapunov 指数为 $\lambda=\frac{1}{t_M-t_0}\sum_{i=0}^{M}\log_2(\frac{L_i'}{L_i})$，其中，$M$ 是总迭代次数。

本章采用荷兰的欧洲气候交易所(ECX)提供的数据。欧盟排放交易体系许可权分为两个阶段，2005～2007 年和 2008～2012 年。因此，选用 ECX 几个主要的碳期货合约作为研究对象。由于在 EU ETS 的两个阶段中，不同阶段的合约价格表现出较大的差异性，而同一阶段的期货合约则具有较高的一致性，因此，本章主要以 DEC06、DEC07 和 DEC08、DEC09 为主要研究对象。数据的选取区间为：DEC06(2005.04～2006.12)，DEC07(2005.04～2007.12)，DEC08(2005.04～2008.12)，DEC09(2005.04～2009.02)

5.3 碳价历史信息对当前价格波动的影响

5.3.1 历史价格信息对当前价格的影响

本节我们检验碳市场当前价格是否已经包含了历史价格信息。首先对碳价序列进行单位根检验，都是 I(1)平稳的(表 5-1)，这是一个时间序列是随机游走的必要条件。序列相关检验和方差比率分析结果见表 5-2 和表 5-3。

表 5-1 单位根检验

合　约	水　平	一阶差分	结　论
DEC06	−0.9191	−6.8180***	I(1)
DEC07	0.0894	−4.9775***	I(1)
DEC08	−0.3043	−8.6838***	I(1)
DEC09	−0.6054	−9.4371***	I(1)

注：最佳滞后长度根据 Akaike information criterion，*** 表示 1%水平下显著。

表 5-2 ECX 期货合约序列相关检验

合约	$Q(K)$	Q 值	p 值	合约	$Q(K)$	Q 值	p 值
DEC06	Q(1)	0.0329	0.856	DEC07	Q(1)	0.1420	0.706
	Q(2)	3.0826	0.214		Q(2)	8.3816	0.015
	Q(3)	8.8108	0.032		Q(3)	9.9093	0.019
	Q(4)	15.543	0.004		Q(4)	10.102	0.039
	Q(5)	16.094	0.007		Q(5)	10.170	0.071
DEC08	Q(1)	0.0002	0.989	DEC09	Q(1)	0.0078	0.929
	Q(2)	0.1445	0.930		Q(2)	1.0312	0.597
	Q(3)	0.3688	0.947		Q(3)	1.3047	0.728
	Q(4)	1.4779	0.831		Q(4)	2.3986	0.663
	Q(5)	1.4802	0.915		Q(5)	2.4866	0.779

表 5-3　ECX 碳期货合约方差比率

期货合约类型	q	VR(q)	$\psi(q)$	$\psi^*(q)$
DEC06	2	1.1140	2.3464**	0.5769
	4	1.1809	1.9906**	0.5747
	8	1.3873	2.6959*	0.9549
	16	1.3721	1.7406	0.7080
DEC07	2	0.8207	−4.6792*	−0.8118
	4	0.6632	−4.6986*	−0.9875
	8	0.6255	−3.3042*	−0.9178
	16	0.6411	−2.1280**	−0.7473
DEC08	2	1.1222	3.7378*	2.7265*
	4	1.2250	3.6769*	2.4849**
	8	1.2781	2.8743*	1.9215
	16	1.2472	1.7173	1.1424
DEC09	2	1.1207	3.7586*	2.7820*
	4	1.2414	4.0181*	2.7137*
	8	1.3087	3.2498*	2.1675**
	16	1.3056	2.1623**	1.4362

注：$\psi(q)$、$\psi^*(q)$分别表示同方差情形和异方差调整情形下的统计量，服从均值为 0、标准差为 1 的正态分布，在 5%和 1%显著水平下的临界值分别为 1.96 和 2.58。如果计算出来的统计量大于临界值，那么就意味着关于随机游动的原假设(即 VR(q)=1)被拒绝。** 表示在 5%的统计水平下显著，* 表示在 1%的统计水平下显著。

从表 5-2 中可以得出，DEC06 是轻度的随机游走序列，表现出一定的市场弱有效性；DEC07 不是随机游走序列，不是市场弱有效性的；DEC08、DEC09 是随机游走序列，表现出市场弱有效性。

从表 5-3 中可以得出，DEC06 在 95%的置信水平上可以接受原假设(RW1)，是随机游走的。DEC07 在异方差调整下是随机游走序列，DEC06、DEC07 均可接受原假设(RW3)，是随机游走序列，同时存在严重的异方差现象。DEC08、DEC09 的随机游走性不明显，异方差调整后也不明显。

因此，我们认为碳价的随机游走不明显，碳市场基本上不是弱有效性的，当前碳价格没有完全包含历史价格信息，有可能存在非线性特征。同时，部分碳价期货合约存在严重的异方差现象(见表 5-4)。

表 5-4　ECX 期货合约 ARCH-LM 检验结果

合　约	F 统计量	p　值	LM 统计量	p　值
DEC06	50.3143	0.0000	45.1457	0.0000
DEC07	139.8863	0.0000	116.2742	0.0000
DEC08	1.9350	0.1645	1.9351	0.1642
DEC09	2.0946	0.1481	2.0944	0.1478

5.3.2 碳市场历史价格对碳价未来走势影响

下面我们将研究碳市场价格对未来价格的走势的影响，以及这种影响的持久性。我们采用 R/S 分析法、修正 R/S 分析法和 ARFIMA 模型方法对碳价格序列与长期记性进行分析。

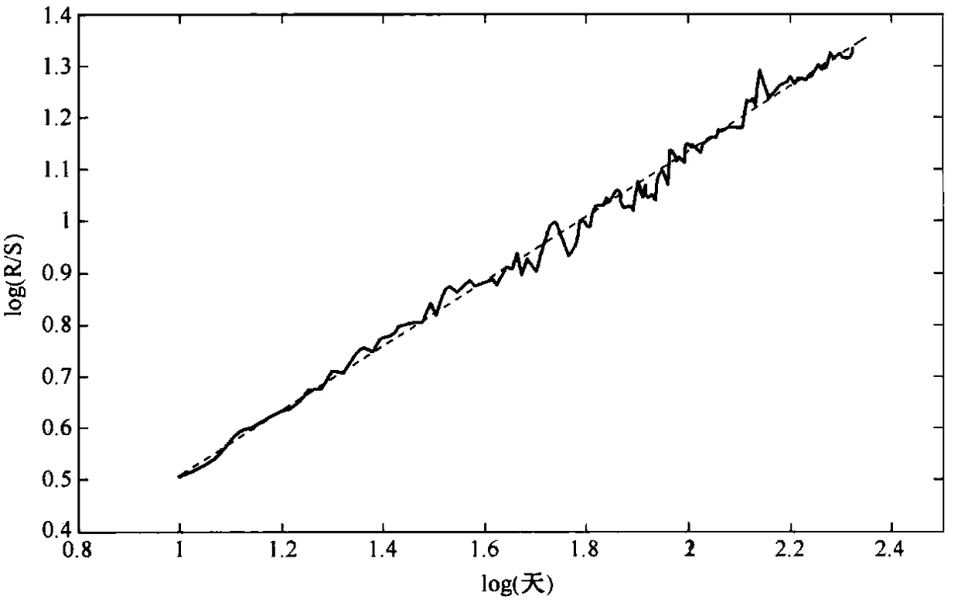


图 5-1 DEC06 收益率的 R/S 分析图

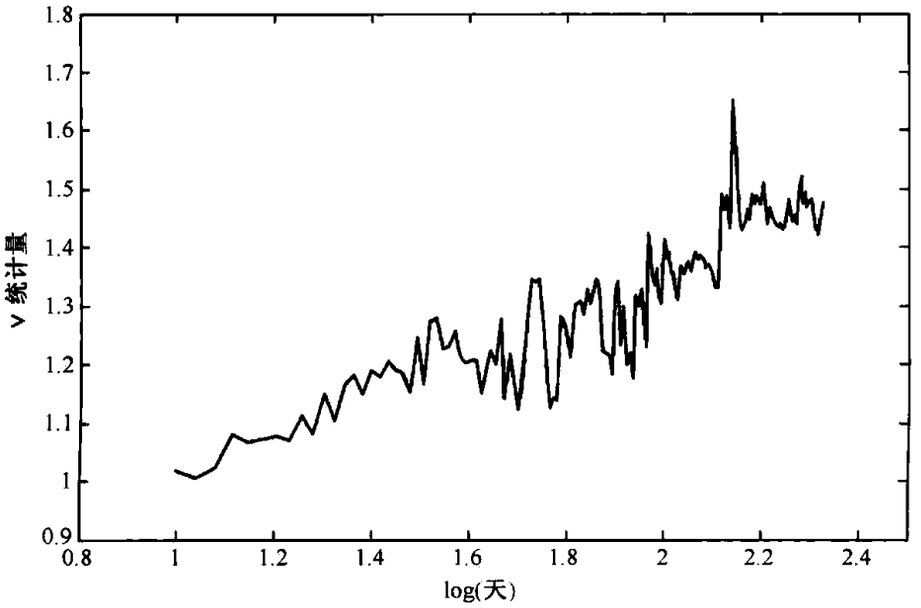


图 5-2 DEC06 收益率的 R/S 分析 V 统计图

表 5-5 ECX 经典 R/S 分析结果

	DEC06	DEC07	DEC08	DEC09
H	0.6254	0.6097	0.5396	0.5441

表 5-5 表明碳价 Hurst 指数均大于 0.5。分维值 $D(2-H)$小于布朗运动的分数维 1.5。波动轨迹符合分数布朗运动，碳价是持续、正相关的，具有长期记忆性。H 指数越接近 0.5，系统中的噪声越大，序列越接近随机过程。DEC08、DEC09 较 DEC06、DEC07 序列更随机，更“市场化”。

碳市场存在非周期循环，但是这种非周期循环是不太稳定的，变化较大。从图 5-2 可以看出，DEC06 的 V 统计量在出现较大的峰值后变化很大，并且峰值越来愈大，表明市场对于历史价格是有记忆性的，会对未来的价格走势产生影响，V 统计值的峰值出现很不稳定，说明这种影响是不稳定的，受到的干扰较大。经典 R/S 分析表明碳市场具有分形结构，价格有记忆性，但不稳定。

表 5-6　ECX 修正 R/S 分析结果

	DEC06	DEC07	DEC08	DEC09
ρ	0.1095	−0.1249	0.1213	0.1195
q	4	6	5	5
H	0.5447	0.5181	0.4859	0.4931

注：ρ 为碳价序列滞后一期的自相关系数，滞后阶数 q 选择根据 Andrew(1991)。

修正 R/S 分析表明碳市场噪声很大，序列较为随机，长期记忆过程不明显。对于经典 R/S 和修正 R/S 分析之间的差距，我们认为可能是以下原因造成的：

数据中的噪声过大，Peters(1994)认为价格中存在某种短期的马尔科夫依赖性，而由于我们采用的是日收益数据，噪声较大；碳市场具有其他金融衍生品的市场特性，也有其独特性，受政策、国际谈判、碳减排技术的影响较大，短期的波动性较大，短期的记忆性也就较强，经典 R/S 和修正 R/S 分析偏差较大。

表 5-7　ARFIMA 模型 d 的估计值

	DEC06	DEC07	DEC08	DEC09
d	−0.2809	−0.0642	−0.1191	0.0010
t	−1.6621***	−0.5612	−0.9031	0.0089

注：*** 表示 10%水平下显著。

ARFIMA 模型分析表明，碳市场没有明显的长期记忆性，而更多的是短期记忆性。从表 5-7 中可以看出，除 DEC06 具有较为显著的长期记忆关系，其他合约的长期记忆性均不明显。

表 5-8 的结果显示，收益率的绝对均值离差的 Hurst 指数较大，ARFIMA 模型也显示出了较强的长期相关性。对于均值离差平方，R/S 分析和修正的 R/S 分析均显示出了较强的长期相关性。而 ARFIMA 模型分析则不支持这一论断。

因此，碳市场历史价格对碳价未来走势的影响分析表明，碳历史价格对于未来价格的影响更多表现出短期效应，长期的影响力不大。

表 5-8 ECX DEC08 波动率分析结果

序列	经典 R/S 分析 H	ρ	q	修正 R/S 分析 H	d	t
r_t	0.5396	0.1213	5	0.4859	−0.1191	−0.9031
$\lvert r_t-\bar{r}\rvert$	0.7426	0.1462	5	0.6488	0.2153	1.6736***
$(r_t-\bar{r})^2$	0.7102	0.0525	3	0.6582	0.0748	0.6316

注：ρ 为碳价序列滞后一期的自相关系数，滞后阶数 q 选择根据 Andrew(1991)。*** 表示 10%水平下显著。

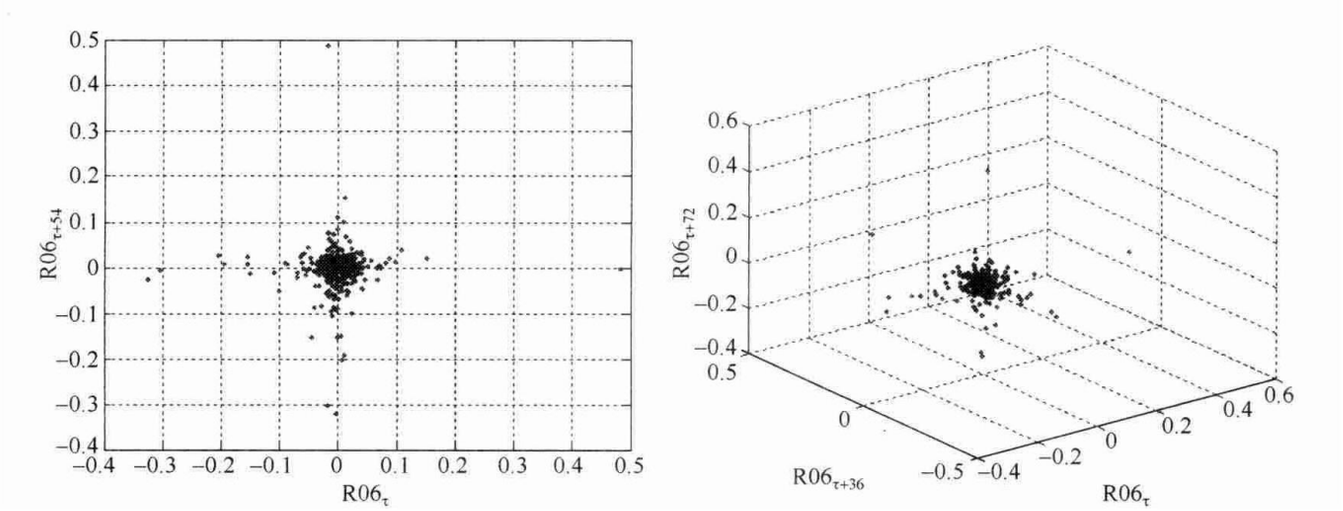
5.4 碳市场内在机制对碳价格波动性的影响

对于碳市场价格波动规律，我们认为，受到外部环境较大冲击（政策、谈判、配额分配等）引起的不规则变动是暂时的，会自行恢复趋向均衡。现代研究表明，和碳市场十分类似的金融市场，价格波动本质上是内部而非外部的，不稳定性造成了一些巨幅价格波动。我们将此理论引入碳市场进行分析，虽然碳市场有其自身的特殊性，但是作为一种商品市场，也有其共同性，可以采用混沌理论来分析碳市场机制对于碳价波动的影响。

首先，我们采用相空间重构法把碳价序列嵌入到二维和三维空间中。

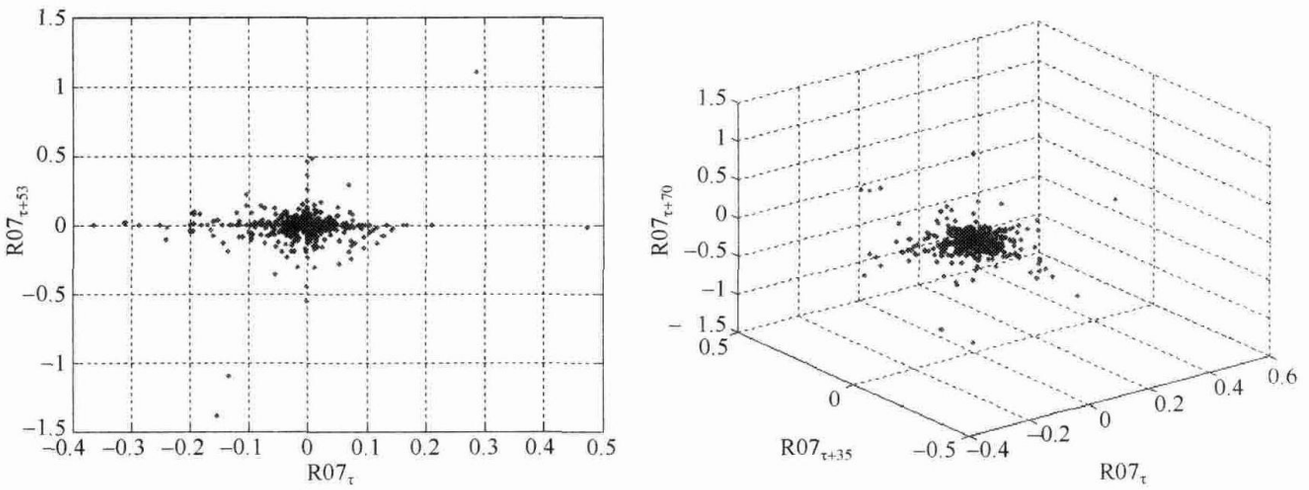
从图 5-3 至图 5-6 中可以看出，不论是嵌入在二维还是三维空间中，碳价收益序列不是充满整个相空间，而是保持一定的吸引趋势，说明碳价收益率序列可能是混沌的，而且可能具有吸引子。

碳价关联维和最大 Lypapunov 指数计算结果见表 5-9 和表 5-10。



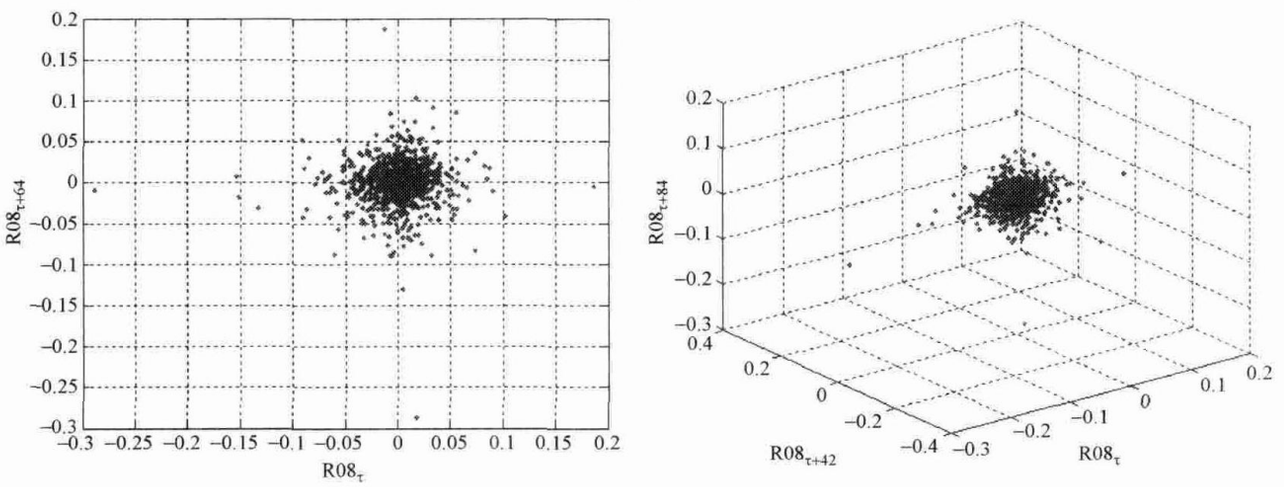
(a) 二维演化相图　　(b) 三维演化相图

图 5-3 DEC06 演化相图



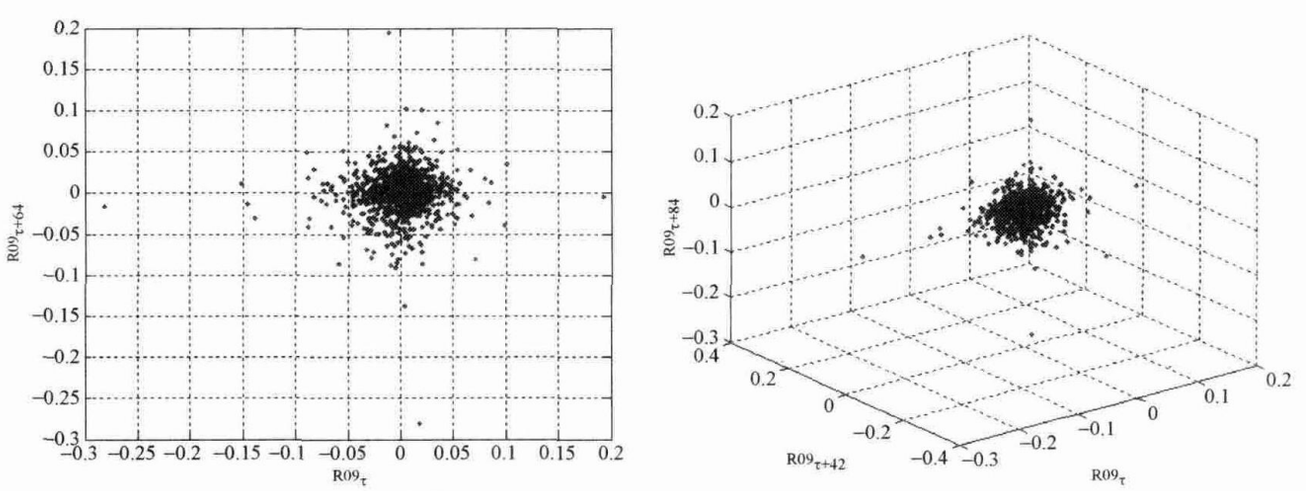
(a) 二维演化相图　　(b) 三维演化相图

图 5-4　DEC07 演化相图



(a) 二维演化相图　　(b) 三维演化相图

图 5-5　DEC08 演化相图



(a) 二维演化相图　　(b) 三维演化相图

图 5-6　DEC09 演化相图

表 5-9 ECX 碳期货合约关联维计算

m	DEC06(D)	DEC07(D)	DEC08(D)	DEC09(D)
2	0.1525	0.06313	0.2566	0.2562
3	0.2222	0.0856	0.3888	0.3846
4	0.3080	0.1165	0.5153	0.5110
5	0.4017	0.1428	0.6491	0.6420
6	0.4294	0.1630	0.7729	0.7630
7	0.5308	0.1858	0.8856	0.8752
8	0.5358	0.1981	0.9848	0.9711
9	0.5832	0.2301	1.1672	1.1567
10	0.6822	0.2444	1.1933	1.1819
结果	递增	递增	递增	递增

从表 5-9 中可以看出，关联维 D 值较小且是分数，说明了碳市场系统的自由度均不大，系统可以由少数变量表征。由于分数维度的存在，碳市场出现了分形特征。D 随 m 的增长而增长，表明碳市场系统是一个随机时间序列的随机系统，不是由自由度决定的非线性动力学系统，它在有限维数的相空间中不存在吸引子。因此，碳市场价格波动的内生的复杂性非线性动力学现象不明显。

表 5-10 ECX 碳期货合约收益率的最大 Lypapunov 指数

m	DEC06	DEC07	DEC08	DEC09
2	0.7352	0.7001	0.8319	0.7489
3	0.5881	0.7209	0.4023	0.4192
4	0.6207	0.5613	0.2955	0.3416
5	0.4510	0.2783	0.2731	0.2498
6	0.3225	0.4243	0.2547	0.2552
7	0.3347	0.2756	0.2216	0.2271
8	0.2719	0.2193	0.1980	0.2074
9	0.2774	0.1687	0.2183	0.2146
10	0.2511	0.2051	0.1344	0.1518

从表 5-10 中可以看出，最大 Lypapunov 指数均大于 0，具有正的 Lypapunov 指数是混沌吸引子的一个基本特征。碳市场具有混沌特性，对碳期货市场进行长期的价格预测不具有太大的意义。最大 Lypapunov 指数表示对碳市场系统演化预测能力的衰减速度。第二阶段(DEC08、DEC09)指数较第一阶段小，短期预测能力稍强。

混沌理论分析表明，碳市场价格波动的内生复杂性非线性动力学现象不明显。碳市场较为复杂，介于混沌和随机游走序列之间，具有部分市场特性和分形市场特征。

通过以上分析可知，碳市场基本不是市场弱有效的；碳价长期记忆性不强，而更多地表现出短期记忆性；碳市场价格波动内生的复杂性非线性动力学现象不明显，介于混沌和

随机游走序列之间，具有部分市场特性和分形市场特征。说明了碳市场较一般的期货市场更具有复杂性。那么，这一复杂的价格波动是如何形成的呢？我们试着结合碳市场内部和外部的环境因素来分析。

对于碳市场历史短、参与者较少等市场特殊性等原因，我们采用反馈机制来分析碳价波动性原因。

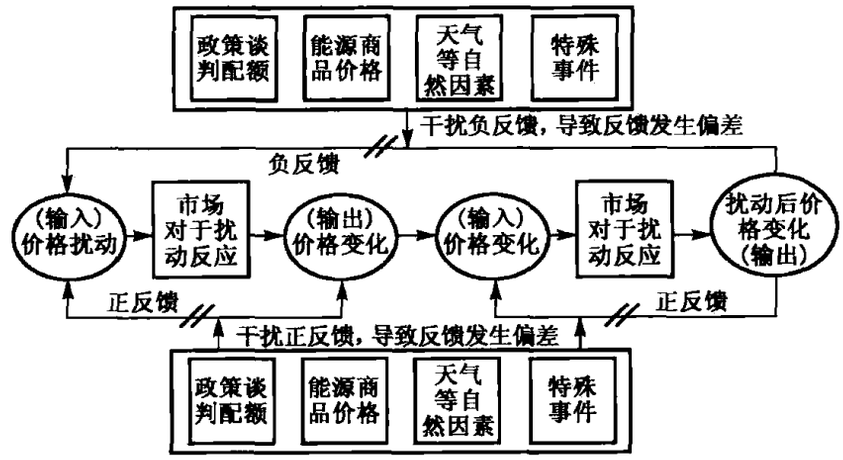


图 5-7　ECX 期货市场价格变化反馈方框图

从图 5-7 中可以看出，碳市场价格发生波动，市场内部机制对价格扰动做出及时反应，并产生扰动后的价格，扰动后的价格进入市场，连同市场的内部机制，再次发生变化，推动着市场价格的进一步变动。而且这种价格的变动会由于参与者的差异、扰动的多样化而不同。

在碳价波动中存在着市场反馈机制。参与者包括价格上涨时购买、价格下跌时卖出的正反馈交易者和价格上涨时卖出、价格下跌时买进的负反馈交易者。正反馈交易者是对价格的进一步上涨有了预期，对于碳市场信心十足，认为还有上涨的空间，因为碳市场每季度的交易量都迅速增长，不排除有这种信心的存在。

分析认为，在欧盟碳市场上，负反馈效应更为明显。价格过高，人们会卖出其持有的合约，因为外部不确定性较大，目前的盈利才是最重要的。而且第一阶段和第二阶段的合约不能跨期，追高价的长期持有显然风险较大。反馈机制的存在使得碳价的变化不会同线性市场理论一样，碳价格受到市场信息的冲击而偏离基本价格后，市场机制能够在较短时期内调整到新的价格水平上。碳价有了记忆性，价格的前后变化之间不是孤立的，而是相互关联依赖的。

按照以上的分析，碳市场价格应该具有较长期的记忆性，并且碳价的波动是内生的复杂性非线性动力学现象，碳价的大幅波动应该是由内部的不稳定造成的，但前面的分析得到，除了 DEC06 表现出较弱的长期记忆性外，修正 R/S 和 ARFIMA 分析 DEC07、DEC08 、DEC09 的长期记忆性均不明显，而关联维和最大 Lypapunov 指数分析碳市场的内生的复杂性非线性动力学现象不明显，长期预测较为困难。这一现象使得碳市场与一般具有反馈效应的金融市场相比具有较大的差异。

5.5 异质性环境对碳价的冲击力

碳市场处于一个较为复杂的外部环境中，因此，价格的反馈机制经常受到干扰而产生偏差、中断(见图 5-8)。这种干扰会对碳市场产生多大影响呢？在一般的金融市场上，我们认为外部环境是较为成熟的，不确定因素较少，是同质的。Zeeman(1974)提出了异质交易者模型。在金融市场上，异质性主要表现在交易者方面，由于存在不同类型的交易者，并且这些交易者对未来的预期也不相同，因此交易者本质是异质性的。异质性交易者的存在会导致市场出现复杂动力学结构、异方差、混沌行为等。这种异质性表现在碳市场上，更多的是外部环境而不是市场交易者，因为碳市场的交易者是有限的，需求也较稳定。而外部环境变化因素较多，如国际谈判对配额的改变、天气温度变化对电力的需求等。我们提出异质性环境这个概念，认为欧盟碳市场是环境异质性的。

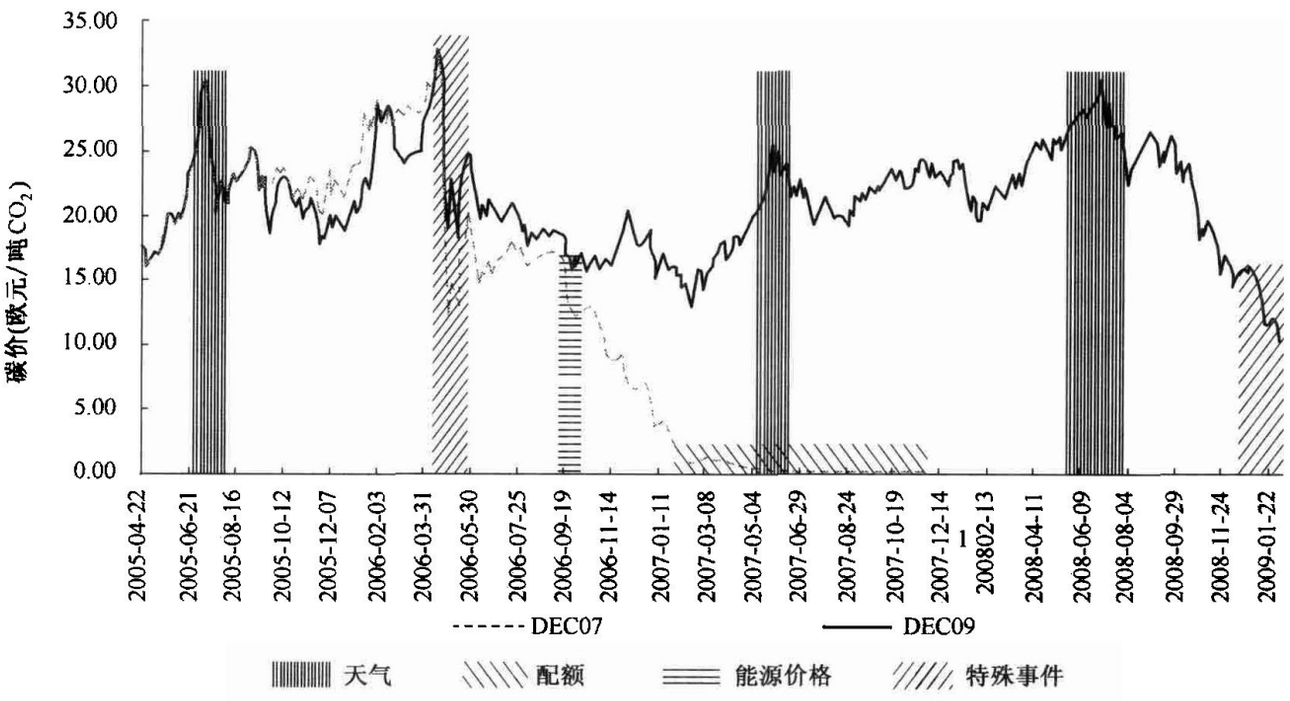


图 5-8 碳市场异质性环境分析

异质性环境对市场价格产生影响，这种影响会干扰市场内部的价格反馈机制。从图 5-8 可以看出，在几次主要的价格的暴涨暴跌中，异质性环境的影响力超过了市场本身。

1. 天气对碳价影响较大。由于欧盟 55%的 EUAs 持有人是热力和电力部门，寒冷干燥的冬季需要较大的热力而减少了水力发电，将造成 EUAs 的短缺和碳价的上涨。夏季，气候炎热干燥，电力需求激增，水电资源匮乏，而高温导致核电维修频繁，因此，用电依靠煤电导致碳排放量上升，碳价迅速上升。季节性的冲击，使得碳价的记忆性很难超过季节的变动，表现出短期记忆，这和修正 R/S、ARFIMA 的分析结果相符合。

2. 配额对于碳价有巨大的影响力。碳市场具有一般的市场规律，配额分配过多，碳市场需求方变少，同时，供给方也会增多，碳价下跌。第一阶段配额分配过多，在 2007 年的最后几个月，碳价跌至 0.01 欧元每吨。这也是 DEC06 合约比 DEC07 合约的价格长期

记忆性明显、DEC06 的 Hurst 指数大于 DEC07 的 Hurst 指数、ARFIMA 模型分析结果较 DEC07 有明显的记忆性的原因。DEC07 合约的后期价格由于配额的过多冲击，价格前后关联性被打断，而不同阶段之间的价格记忆性相差较大。同时，第二阶段的短期预测能力比第一阶段强，其最大 Lypapunov 指数比第一阶段小，这也是由于第一和第二阶段配额的不同而导致的。

3. 能源价格对于碳价也有较大的影响。例如 2006 年 9 月份，由于德国利用天然气发电以及天然气和煤电价格差距的缩小，碳价开始缩水，这也将影响市场的价格走势，对价格的前后关联和反馈机制产生影响。

4. 特殊事件（国际谈判、金融危机、重要公告等）对碳市场价格产生价格冲击，干扰市场机制。从图 5-8 可以看出，2006 年 5 月份，碳价的波动超过任何时期，这是由于五月核证泄露事件的冲击。2008 年 9 月开始的全球经济危机，价格从秋季的 20 欧元每吨以上暴跌到 15 欧元每吨以下。经济衰退大量削减了需求，因而产出减少，企业的许可量大量增加，导致碳市场供给增加、需求减少，随之而来的便是碳价格走低。

因此，异质性环境会对碳市场价格产生较大的影响，干扰正负反馈机制，干扰价格的持续影响，对价格机制产生冲击，在碳市场发挥主导作用，使得碳价格不是随机游走的，价格的长期记忆性较弱，碳市场内生复杂性非线性动力学现象不明显，关联维处于递增状态。因此，我们认为欧盟碳市场价格波动一方面是由于市场机制的作用，另一方面外部环境的异质性冲击也加大了这种价格的波动性，使得市场波动更为复杂。

5.6　本章小结

本章采用非线性动力学理论，分析了碳市场的复杂性、价格波动性特征，研究表明：

1. 碳价格是有偏的随机游走。传统理论的有效市场理论不能很好地描述碳市场的基本特征，碳的历史价格信息没有很好地包含在当前价格中，基本上不是市场弱有效的，存在着异方差特性，碳价格不是随机游走序列，而是存在着有偏的随机游走。

2. 碳市场中，历史价格对未来的影响时间较短。R/S、修正 R/S 表明，碳市场是有偏随机游走，但是表现不是十分明显，具备一定的分形市场特征。通过修正的 R/S 分析得到碳价的 Hurst 指数接近 0.5，除了 DEC06 稍微显著外，通过 ARFIMA 分析得到的 d 值与 0 没有显著差异，这表明历史价格对未来的影响持续时间较短，长期记忆性较弱，而波动率序列。均值离差、均值离差平方和的修正 Hurst 指数均大于 0.6，表现出一定的长期记忆特征。

3. 对碳价格进行长期预测很困难。混沌理论分析，关联维随着嵌入维的递增而递增，表明碳市场系统不存在吸引子，碳市场价格波动内生的复杂性非线性动力学现象不明显，依赖于异质性外部环境而不是市场机制本身。最大 Lypapunov 指数大于 0.1，表明了碳市场有一定的混沌特性，具有部分的市场特性和分形市场特征。指数较大，说明了对碳期货市场进行长期的价格预测不具有太大的意义。而第二阶段的期货合约 Lypapunov 指数比第一阶段小，短期的预测效果比第一阶段好。

4. 碳市场内部机制、市场正负反馈机制和异质性环境都会对碳价格产生影响，使得

碳市场的价格波动呈现复杂性。价格一方面受到市场机制内生性的影响，同时反馈机制使得碳价的波动有了持续的影响。而异质性外部环境，如天气温度、配额分配、能源价格、特殊事件等，会干扰这种持续性，甚至对市场机制产生冲击，导致价格发生大幅变动。这为规范碳市场的交易制度和监管体系提供了借鉴意义。

碳市场的价格波动性分析表明了碳市场虽然有一般市场特性，但是由于其本身的特殊性，市场特性表现得较弱，市场本身较为不稳定，受到的干预较多，导致价格的暴涨暴跌。同时，由于碳市场配额不能跨期储存，导致未来不明朗。因此应该改善这种状况，提高人们参与交易的信心，降低碳市场的准入制度，增加市场的异质性交易者，减缓异质性环境的影响力，充分发挥市场机制的作用。异质性环境的存在将是碳市场发展最为现实的问题，也是最大的阻碍，我们可以形成一个规范化的全球性交易规则。许多分地区的、规范化、非规范化并存的市场以及市场之间可以互相流动，建立较为完善的交易制度和监管体系，消除这种环境的异质性。而规范化的碳市场将有利提高人们的参与度，有利于碳减排。

第 6 章　欧盟排放交易体系价格收益率分布特征研究

6.1　碳市场期货价格分布特征研究概述

根据笔者所查阅的文献，目前尚没有专门对 EU ETS 价格收益率的分布特征所进行的研究。

在金融学理论中，价格序列的分布特征是进行市场分析的基础。最早也最为经典的描述金融资产收益率的分布函数是正态分布（或对数正态分布）。最先使用统计学方法分析金融资产收益率的著作是由 Bachelier（1900）发表的，他将分析赌博的方法应用于股票、债券、期货和期权等金融资产。在他的分析中假定：金融资产的收益率是独立同分布的随机变量，服从正态分布（或其价格服从对数正态分布）（王湃，2008）。Bachelier 通过记录价格状态的转移概率，发现投资资产的价格满足扩散方程，资产价格的无条件分布为正态。

对 EU ETS 的研究也受到金融界常用分布的影响。正态分布模型在对金融市场的研究和实际操作中长期处于核心地位，具有极为广泛的应用，对金融工具和金融市场的发展做出了突出的贡献。在对碳市场的研究当中，往往也是假设其服从正态分布，例如 Oberndorfer（2009）对股票市场和碳价格的相关关系所做的研究，以及第 4 章中提到的 Alberola 等人对碳价格结构变化特征及影响因素所做的研究，都是以正态分布作为其回归的前提假设。

对 EU ETS 收益率符合正态分布的假设很有可能会造成有偏的结果。近年来，金融学理论的研究表明，许多金融资产的收益率在均值处的数值比正态分布所预测的要高，而在尾部的形状比正态分布所预测的要厚，即所谓的“尖峰厚尾”特征。因此，有些研究假定收益率服从其他各种允许厚尾的分布，如 t 分布、混合正态分布、双边威布尔分布、广义误差分布、双曲分布、Logistic 分布等。Mandelbrot（1963）发现：当金融资产价格记录时间间隔逐渐变长时，方差看起来并不稳定；价格记录被巨大的不连续变化所打断，这些变化倾向聚集一起，违背了高斯分布所要求的平滑趋势；无论时间标度是以星期、月还是以年为单位，金融资产时间序列的几何形状都大致相似。Mandelbrot 开创性地用稳态分布对金融数据进行建模。

通过对 EU ETS 收益率特征的直观分析可以发现，尖峰厚尾现象是较为明显的。因此，有必要对 EU ETS 是否符合正态分布特征进行分析。

6.2 收益率模型

6.2.1 收益率分布特征模型

Bachelier(1900)首次使用统计方法来分析收益率序列，他在分析中假定：市场收益率是独立同分布的随机变量，服从正态分布。此后，收益率正态分布及其对于模型独立性的高斯假定成为金融学最基本的理论假定。但实际上，收益率往往呈现尖峰厚尾特性，这就需要对收益率的分布特征进行分析。

对于 EU ETS 中交易的碳期货合约，定义其收益率为：

$$R_t = \ln (p_t / p_{t-1}) \tag{6.1}$$

其中，p_t 为该份合约的日结算价。

本章利用 Bickel 和 Doksum(1997)提出的定义来分析碳期货合约的偏度(Skewness)和峰度(Kurtosis)：

偏度：

$$S = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^{n} \left[\frac{R_i - \bar{R}}{\hat{\sigma}} \right]^3 \tag{6.2}$$

峰度：

$$K = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^{n} \left[\frac{R_i - \bar{R}}{\hat{\sigma}} \right]^4 \tag{6.3}$$

N 为碳期货合约的收益率总数，$\bar{R}$ 为收益率的均值，$\hat{\sigma}$ 为收益率标准差的估计量。

6.2.2 稳态分布模型

稳态分布(stable distribution)由 Levy(1924)提出。对于稳态分布的参数估计，主要有 DuMouchel 在 1971 年提出并由 Nolan 于 1997 年进一步发展的最大似然估计法、McCulloch 在 1986 年提出的分位数法与 Zolotarev 于 1986 年提出且在 1999 年改进的特征变换法。在国内，楼迎军研究了农产品期货市场的收益率特征(楼迎军，2008)。

本章采用 Nolan(1997)提出的最大似然估计法来计算稳态分布的密度函数与累积概率分布，通过 Nolan(2001)提出的样条逼近法来计算稳态分布的参数方程。这两类方法如下：

设 d 表示分布等价，对碳期货合约收益率 R_t 来说，若对于任意的日期 t，都满足：

$$R_1 + \cdots + R_t \overset{d}{=} c_t R + d_t \tag{6.4}$$

则称碳期货合约收益率满足稳态分布。稳态分布的特征函数定义为傅里叶变换(Fourier transform)：

$$\Phi(u) = E e^{iuR_t} = \int_{-\infty}^{\infty} \exp (iuR_t) f(R_t) \mathrm{d}R_t \tag{6.5}$$

根据特征函数，用逆傅里叶变换求得碳期货合约的密度函数：

$$f(R_t) = \frac{1}{2\pi} = \int_{-\infty}^{\infty} \exp (-iuR_t) \Phi(u) \mathrm{d}u \tag{6.6}$$

稳态分布没有封闭形式的密度函数与分布函数，但稳态分布可以采用特征函数进行定义。设碳期货合约的特征函数为：

$$E\exp(iRu)=\begin{cases}\exp(-\gamma^{\alpha}\mid u\mid^{\alpha}\left[1+i\beta(\tan\frac{\pi\alpha}{2})sign(u)(\mid \gamma u\mid^{1-\alpha}-1)\right]+i\delta u),(\alpha\neq 1)\\ \exp(-\gamma\mid u\mid\left[1+i\beta\frac{2}{\pi}sign(u)\log(\gamma\mid u\mid)\right]+i\delta u),(\alpha=1)\end{cases}\tag{6.7}$$

则称碳期货合约收益率服从稳态分布 $R\sim S(\alpha,\beta,\gamma,\delta)$，其中 $0<\alpha\leqslant 2$，$-1\leqslant\beta\leqslant 1$，$\gamma>0$，$\delta\in R$，$sign(u)$ 是符号函数，满足：$sign(u)=\begin{cases}-1,u<0\\0,u=0\\1,u>0\end{cases}$。

以上四个参数 α，β，γ，δ 分别称为：特征指数（尾部形状）、偏斜度（对称性）、尺度参数和位置参数。正态分布是稳态分布的特例，即：$N(\mu,\sigma^2)=S\left(2,0,\frac{\sigma}{\sqrt{2}},\mu\right)$。当收益率迅速增大时，正态分布的尾部呈指数形式迅速下降，所以稳态分布的尾部要比正态分布的尾部厚。

稳态分布的 p 阶矩为：

$$E\mid R_t\mid^{p}=\int_{-\infty}^{\infty}\mid R_t\mid^{p}f(R_t)\mathrm{d}R_t\tag{6.8}$$

仅当 $p<\alpha$ 时，p 阶矩为有限。若 $\alpha=1.5$，则方差为无限或者不存在。

6.2.3　碳市场代表性合约的选择

本章数据选自 European Climate Exchange（ECX）交易的各份合约，分别是于 2005 年 12 月到期、2006 年 12 月到期、2007 年 12 月到期、2008 年 12 月到期、2009 年 12 月到期、2010 年 12 月到期、2011 年 12 月到期和 2012 年 12 月到期的 8 份期货合约。选取时间区间开始点为各份合约在 EU ETS 交易的起始时间，最早为 2005 年 4 月 22 日，结束点为各份合约的交割时间或者 2009 年 10 月 28 日（尚未交割的合约）。

6.3　收益率分布特征模型检验

首先分析 EU ETS 期货收盘价的基本特征，以便对 EU ETS 的期货价格特征有一个直观的了解。图 6-1 列出了这 8 份合约的价格走势。

从图 6-1 可以看出，DEC05 合约到期时间最短，没有表现出与其他合约价格的一致性。由于第一阶段分配量过剩，第一阶段内结束的合约 DEC06、DEC07 在 2007 年年底，价格均出现大跌，其中 2007 年 12 月到期的合约 DEC07 价格基本跌至了 0 欧元。而 DEC08、DEC09、DEC10、DEC11、DEC12 价格走势基本一致。

根据式（6.1），可以得到这8份合约的收益率。收益率的分布情况是EU ETS市场

特点的直接反映，下面来分析其收益率的分布特征。在这里，采用 Jackson(2008)所引入的箱式密度图和密度图来直观显示其收益率的分布情况，见图 6-2。

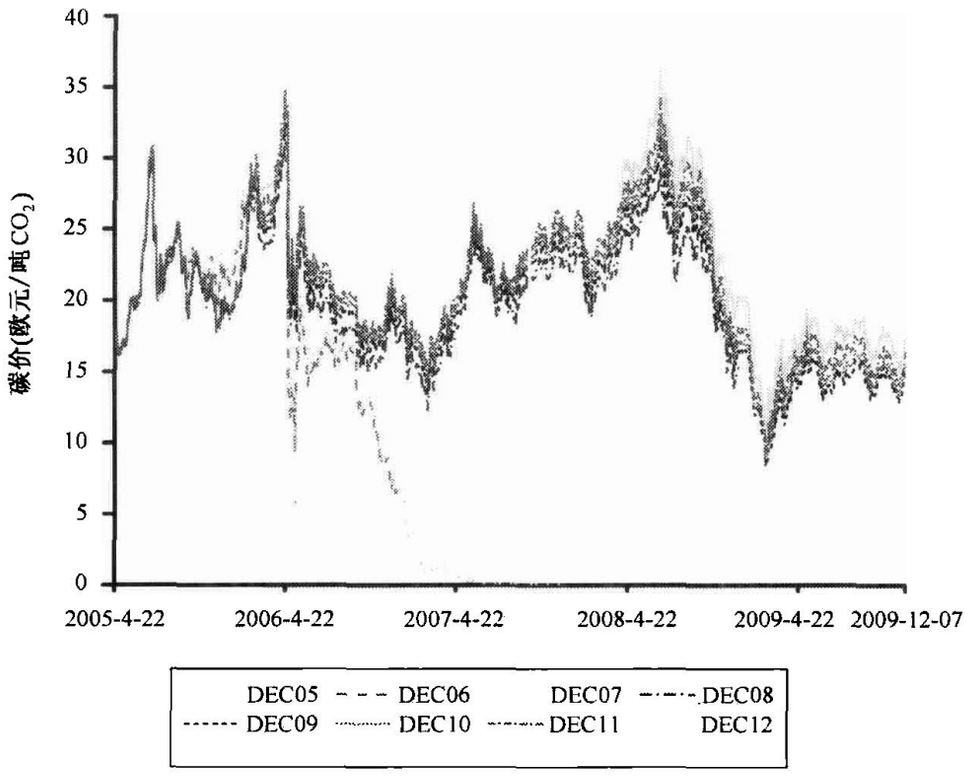


图 6-1 EU ETS 碳期货合约价格走势

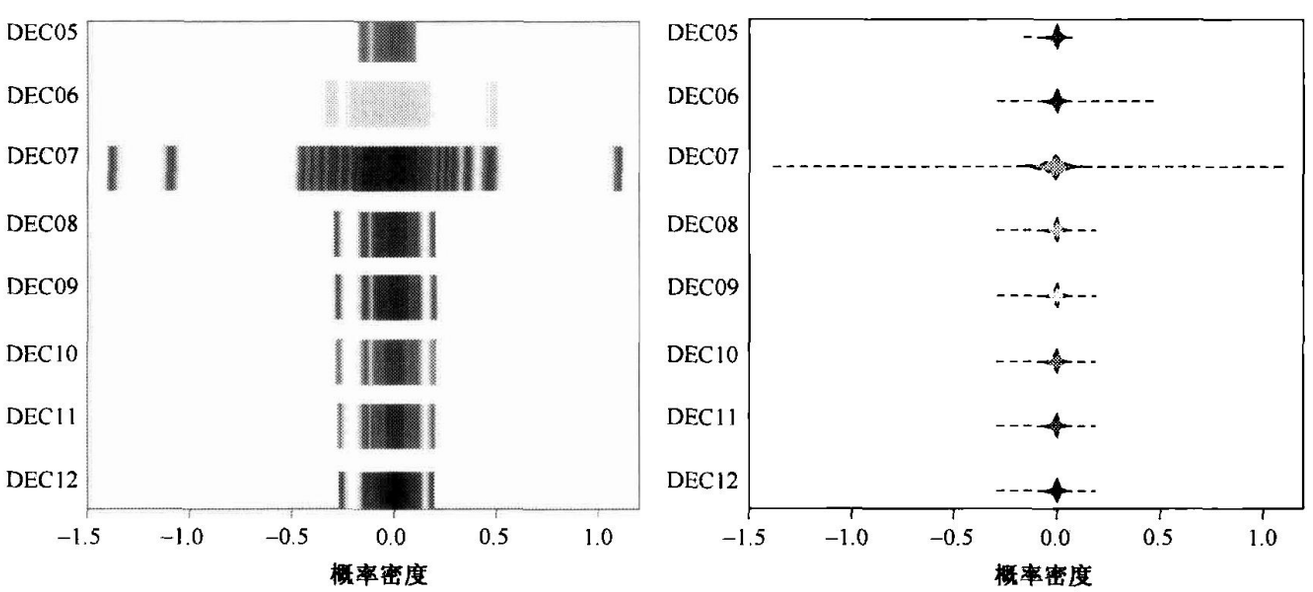


图 6-2 EU ETS 期货价格的收益率密度特征

图 6-2 左侧为箱底密度图，右侧为密度图。从图中可以看到，整体来看，EU ETS 期货收益率大致以 0 为概率最大点。除了 DEC06 合约，EU ETS 出现负收益率的概率要大于出现正收益率的概率。DEC05 合约收益率的变动幅度最小，这与其交易时间最短直接相关。由于第一阶段配额过剩，DEC06 与 DEC07 在第一阶段后期均出现了价格暴跌，反

映在收益率的特征就是出现收益率极大极小值的概率显著增加。DEC08～DEC12 合约的收益率特征基本类似。

鉴于第一阶段 EU ETS 分配过剩，市场机制并不十分完善，在这里选取 DEC09 合约作为进一步的研究对象。

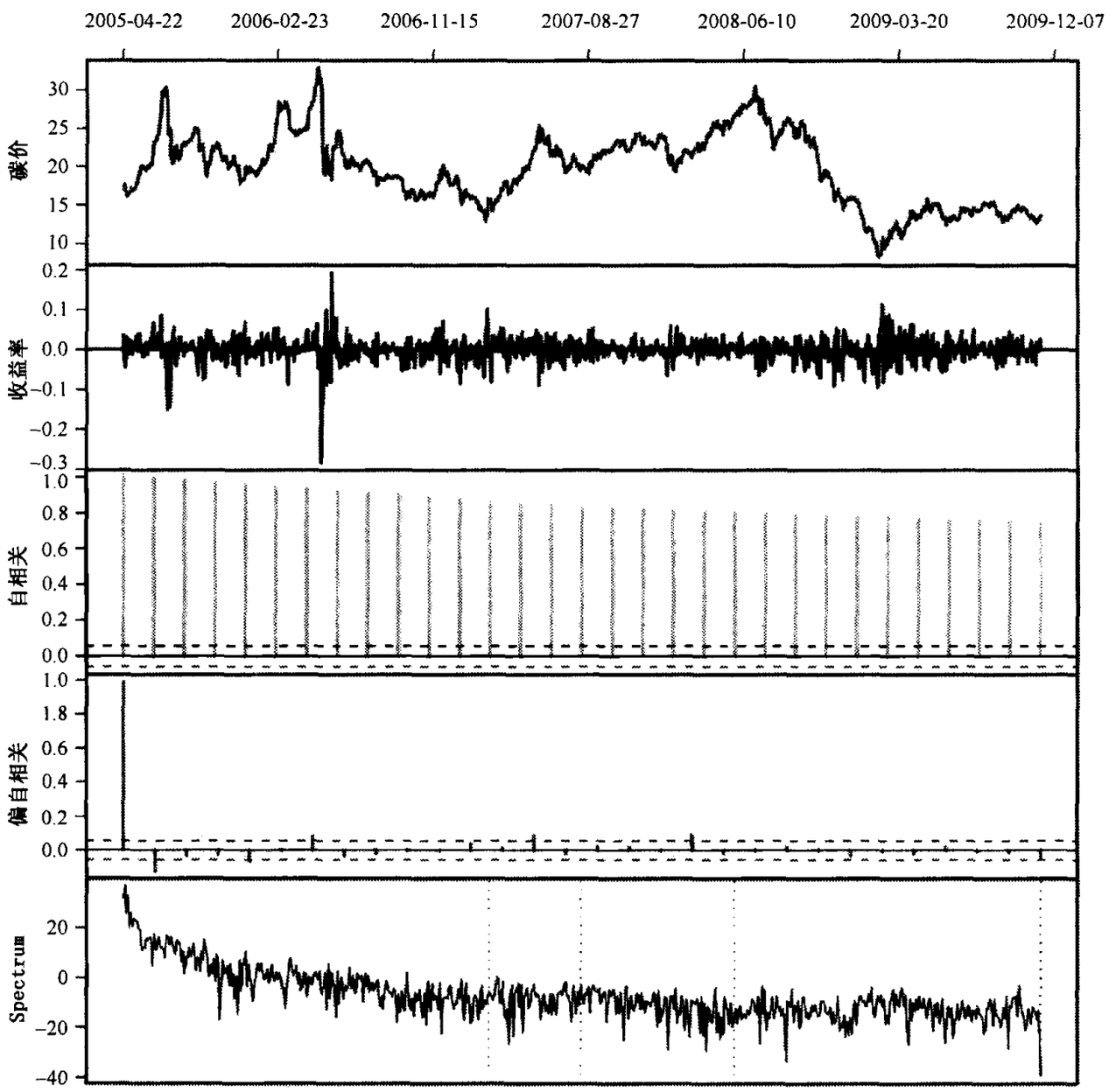


图 6-3　EU ETS DEC09 合约

从图 6-3 可以发现，EU ETS 合约存在高度的自相关性，即碳期货价格存在明显的惯性，过去的价格会对将来的价格产生影响。同时，EU ETS 的期货并没有明显的周期性。从图 6-3 第二行的收益率图像来看，EU ETS 价格序列有明显的积聚性，即在某些集中的时间段内，价格会发生较大的波动。

在绝大多数研究中，出于简化研究过程，或者放松前提假设等原因，往往默认金融价格序列符合正态分布的特征。著名的有效市场假说(EMH)，也是建立在收益率正态分布

的基础之上的。而实际上，近年来的研究表明，真实的市场收益率往往并不服从正态特征，呈现为一种更为复杂的波动形式。下面将研究 EU ETS 期货价格是否服从正态分布。

采用非参数估计方法来进一步描述 EU ETS 的期货日收益率序列，采用 7 种不同的模型来检验其分布的正态性特征，结果见表 6-1。

表 6-1 EU ETS 期货日收益率的正态性检验

	正态性检验	统 计 量	显 著 值	结 论
1	Shapiro - Wilk 正态性检验	W：0.9151	p 值：< 2.2e−16	拒绝正态分布
2	Jarque - Bera 正态性检验	X-squared：6474.4082	p 值：Asymptotic p 值：< 2.2e−16	拒绝正态分布
3	D'Agostino 正态性检验	Omnibus：348.4189	Omnibus Test： < 2.2e−16	拒绝正态分布
		Skewness：−10.7261	Skewness Test： < 2.2e−16	
		Kurtosis：15.2764	Kurtosis Test： < 2.2e−16	
4	Jarque - Bera 正态性检验	LM：6474.408 ALM：6561.627	Asymptotic： < 2.2e−16	拒绝正态分布
5	Cramer - von Mises 正态性检验	W：2.5806	0.1715	拒绝正态分布
6	Pearson Chi-Square 正态性检验	Number of Classes：34 P：139.7428	Adjusted：8.882e-16 Not adjusted：4.33e-15	拒绝正态分布
7	Shapiro - Francia 正态性检验	W：0.9113	p 值：< 2.2e−16	拒绝正态分布

从表 6-1 可以看出，无论是哪一种检验方法，都拒绝了有效市场假说中最基本的正态性假设。这意味着，如果要准确地测度 EU ETS 的市场风险，常用的正态性假定将会造成有偏的估计结果。因此，我们采用稳态分布来描述 EU ETS 日收益率的分布特征，以期望能更真实地研究其金融特性。

EU ETS 的分位数 QQ（Quantile-Quantile）图也进一步印证了表 6-1 的结论，见图 6-4。

QQ 图可以描述 EU ETS 收益率尾部的厚度，图 6-4 分别是左尾、整体与右尾的收益率 QQ 图，其中的直线代表高斯分位数，曲线代表 EU ETS 收益率的实际分位数，如果收益率呈现正态性，那么应当与直线相一致。图 6-4 的结果显示，DEC09 合约是具有明显的厚尾特征的，可以考虑用广义帕累托分布（GPD）来描述，这将在之后的研究中进一步讨论。

根据 Cullen 和 Frey（1999）以及 Evans 等（2000）的研究，可以从图 6-5 中得到 DEC09 合约的峰度与偏度。

从图 6-5 可以看出，EU ETS 市场收益率的分布形式异于常见的几种讨论收益率的分布形式：正态分布（normal）、均匀分布（uniform）、指数分布（exponential）、logistic 分布、beta 分布、对数正态分布（lognormal）和 gamma 分布。另外，对 DEC09 合约的 5000 次 bootstrap 试验也说明了其聚集点异于上述分布形式（图中空心点）。

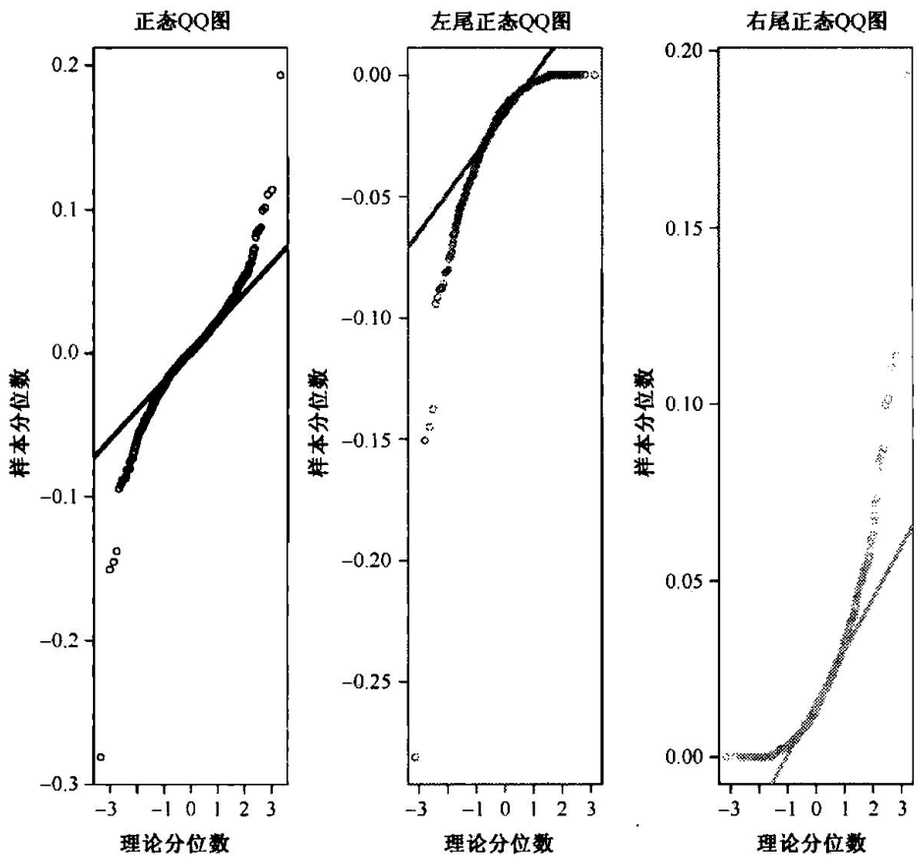


图 6-4　EU ETS DEC09 合约的 QQ 图

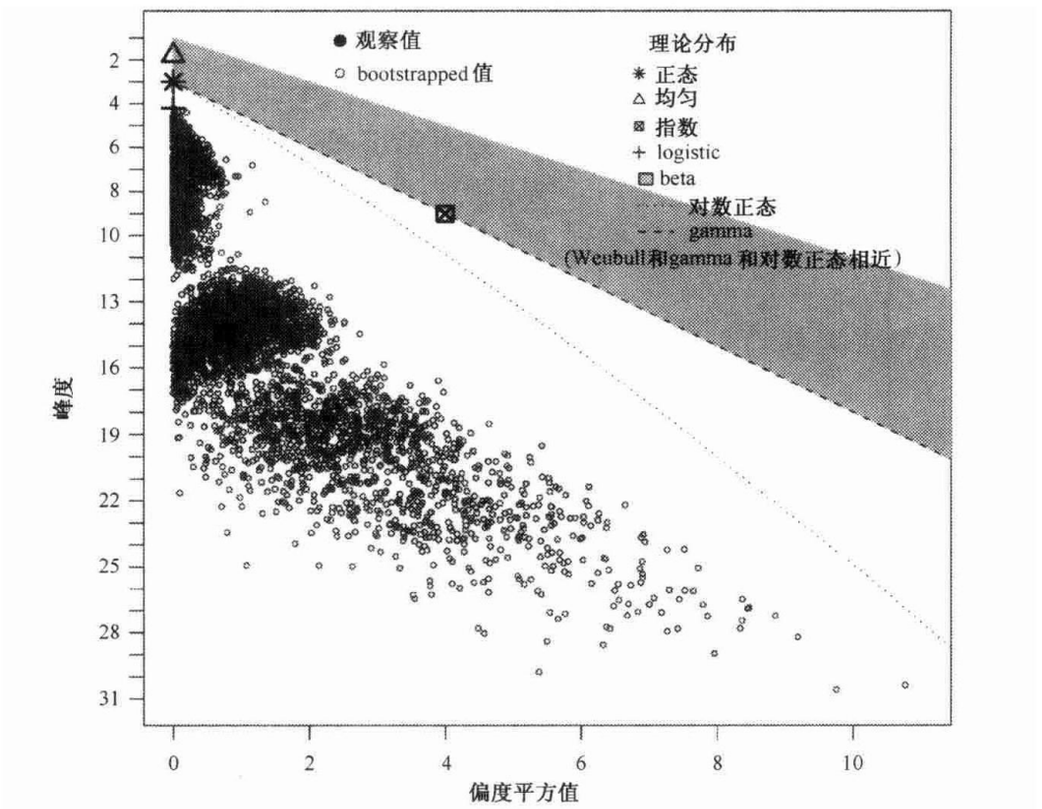


图 6-5　EU ETS DEC09 合约的峰度与偏度

6.4 欧盟排放交易体系稳态分布参数估计与分析

既然 EU ETS 日收益率具有尖峰厚尾特征，那么就可以通过稳态分布来表征其结构并探究其内在规律性。在上文中，我们定义了 EU ETS 合约的特征函数，现根据公式(6.7)，计算出稳态分布参数估计，结果见表 6-2，利用正态分布所计算出的值同样列在表 6-2 中。

表 6-2 EU ETS 稳态分布与正态分布的参数估计

	α	β	γ	δ
稳态分布	1.6667	−0.2317	0.0154	0.0015
正态分布	2.0000	0.0000	0.0203	−0.0002

EU ETS稳态分布与其他常见分布的密度图可以更好地看出两者的区别，见图6-6。

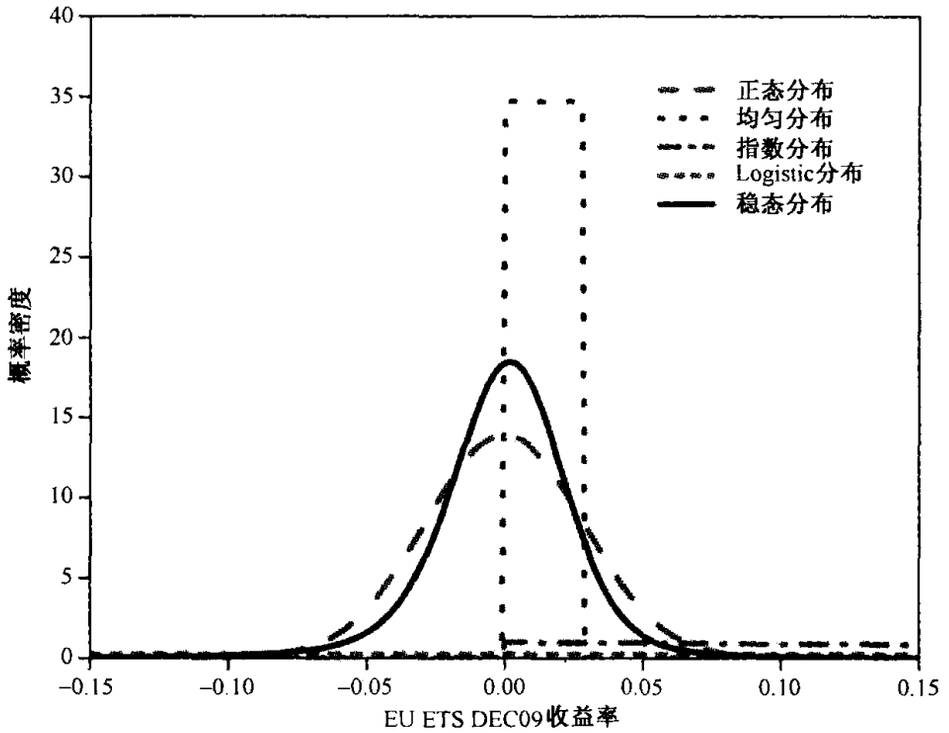


图 6-6 EU ETS DEC09 合约不同分布下的密度函数

从图 6-6 可以看出，与 EU ETS 合约收益率的真实分布相比，稳态分布的契合程度最高，能够最接近地描述市场的真实情况，这也进一步验证了用稳态分布描述 EU ETS 市场特征的准确性。图 6-7 给出了 EU ETS 不同分布的累积概率密度。

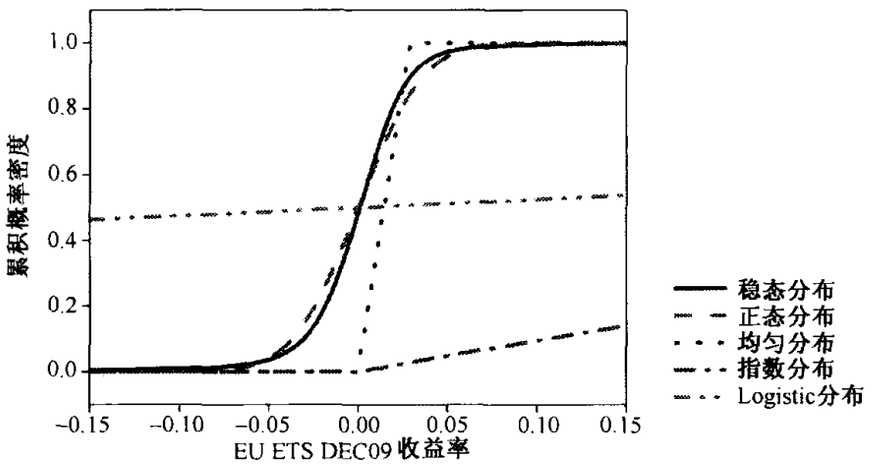


图 6-7　EU ETS 累计概率密度

6.5　本章小结

本章对 EU ETS 的价格行为特征进行了研究，这有助于更加深入了解 EU ETS 的经济本质，为进一步深入研究 EU ETS 的相关问题奠定了实证基础。本章有以下几点研究结论：

(1)EU ETS 不存在有限方差。EU ETS 的稳态分布特征指数 α 为 1.6667，小于 2。根据公式(6.8)，当 α 比 2 小时，EU ETS 分布的方差是不存在的①。因此，当研究 EU ETS 时，那些需要假设方差有限的经济学方法，如最小二乘法(OLS)，将会造成有偏的结果。如文献回顾中提到的 Oberndorfer(2009)研究 EU ETS 碳价格与股票市场关系的方法，就不能准确地表征 EU ETS 的市场特性。

(2)EU ETS 分布不符合正态分布。通过表 6-1 的检验结果，以及表 6-2 中稳态分布与正态分布参数的对比，可以看出正态分布很难拟合 EU ETS 分布的厚尾，处于高收益区域和高亏损区域的概率大于正态分布决定的概率。

(3)EU ETS 收益率呈现非对称特性。EU ETS 的偏度参数 β 为 −0.176871，小于零，这表明 EU ETS 期货收益率不具备对称性。

(4)稳态分布最适合描述 EU ETS 的分布模型。通过对不同分布模型的验证，我们发现，在诸多的收益率分布模型中，稳态分布模型是最适宜描述碳市场的模型。碳市场不仅仅具有普通金融市场的复杂性特征，还受到国际气候谈判的影响，政策对碳价格的走势有着非常大的影响。因此，碳市场的尖峰厚尾现象尤其明显，正态分布在描述这一现象时力度不足，距离真实的市场收益率分布特征差异很大。在表征这一新兴市场时，稳态分布和 EU ETS 的真实情况差异最小，是最适宜的分布模型。

① 楼迎军对中国农产品期货市场有过类似的研究(楼迎军，2008)。

第7章　基于资本资产定价模型的碳市场系统风险与期望收益研究

7.1　碳市场系统风险和非系统风险

目前碳市场交易量最大的是期货市场，存在各类不同年份到期的合约，并且，合约数量也在增加。新兴的碳市场存在的风险，包括了系统风险和非系统风险(Sharpe，1964)。系统风险(systematic risk)是与碳市场运行相关的风险，由政治、经济因素引起，是不可消除的，但可以获得超额收益。非系统风险(nonsystematic risk)是由单个期货合约本身因素引起的，可以通过多样化降低乃至消除。本章使用资本资产定价模型(CAPM)来描述碳市场上单个期货合约对于市场价格波动的敏感性，即碳市场的β值。本章不仅分析碳市场的系统风险、非系统风险大小，而且我们将分析能否根据各期货合约到期时间的不同，构建碳市场的风险投资组合。在描述市场的整体风险后，根据碳市场超额收益率的大小，进一步分析在不同的预期收益率和参与时间下，人们对碳价的认知程度将发生怎样的变化以及碳价波动的风险如何。本章利用 Zipf 方法(Zipf，1949，1968)建立碳价动态模型，通过将碳价序列映射成字符序列，在不同的时间序列下，对上涨和下跌概率进行分析，结合投资者的预期收益和投资时间分析价格波动行为。

EU ETS 是主要的国际碳交易市场，交易量和交易额分别为国际碳市场的 94.41% 和 98.98%[①]。本章采用 EU ETS 的主要期货市场——欧洲气候交易所(ECX)的全部年度期货合约。ECX 是 EU ETS 的最大期货市场，能够较为典型地代表欧盟碳市场的发展情况。由于需要计算碳期货市场的β值，因此，选取的年度期货合约分别为 December 2005(DEC05)、December 2006(DEC06)、December 2007(DEC07)、December 2008(DEC08)、December 2009(DEC09)、December 2010(DEC10)、December 2011(DEC11)、December 2012(DEC12)、December 2013(DEC13)和 December(DEC14)的日数据。样本数据的第一阶段时间是从 2005 年 4 月开始至 2007 年 12 月，第二阶段从 2008 年 1 月开始到 2009 年 8 月。在研究不同收益率和不同投资时间的影响时，我们选取 DEC09 作为主要合约。由于 DEC09 经历了 EU ETS 的第一阶段和第二阶段，因此具有一定的代表性，其价格走势见图 7-1。

---

① 此数据根据 World bank(2009)计算得到，数据以 2008 年市场交易为代表。

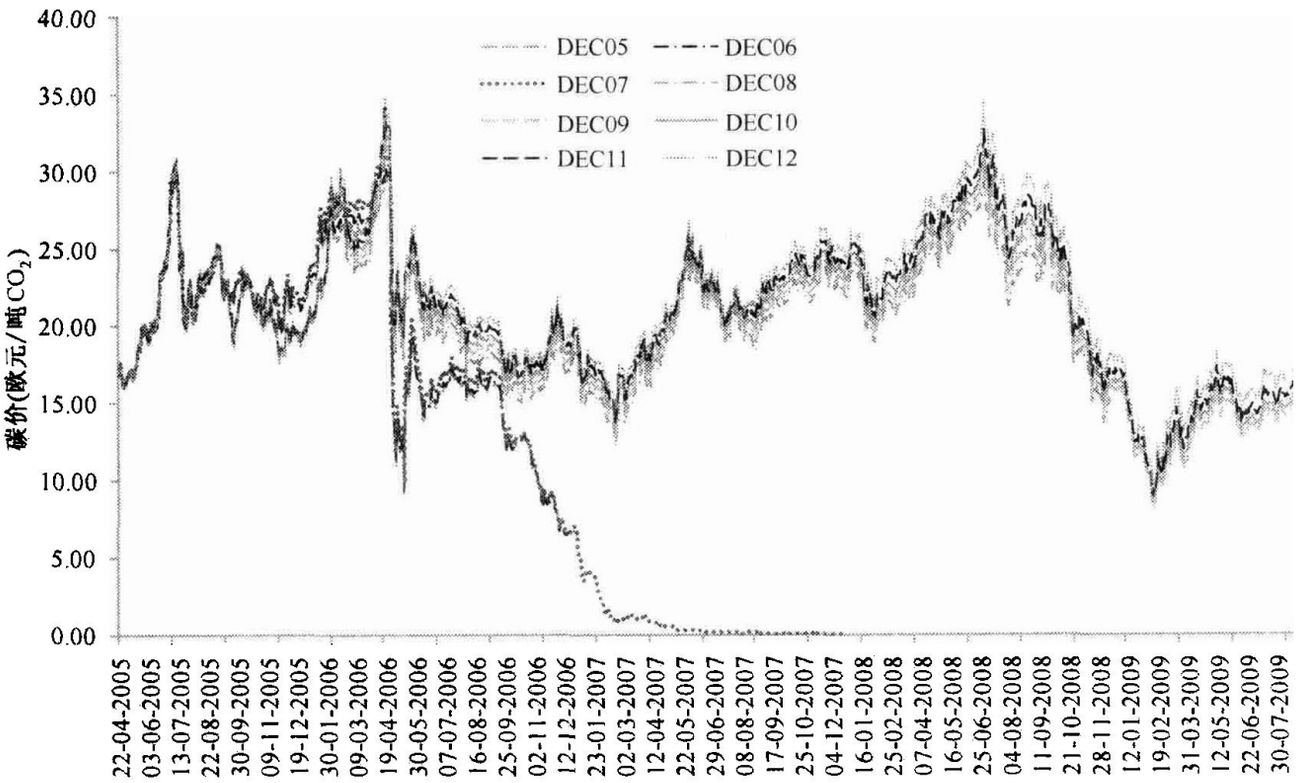


图 7-1　ECX 的 DEC05～DEC12 的碳价趋势图

7.2　资本资产定价模型和 Zipf 方法

7.2.1　基于资本资产定价模型的期货合约收益率模型

CAPM 是 Sharpe(1964)基于 Markowitz (1952) 风险资产的期望收益均衡基础模型提出的。Sharpe(1963)基于 CAPM 模型提出了单因素模型。本章使用单因素模型进行分析。

根据 Sharpe(1963)的研究，对于碳市场期货合约的收益率有：

$$r_i = \alpha_i + \beta_i r_m + \xi_i \tag{7.1}$$

r_i 为单个期货 i 的收益率，$r_t = \ln P_t - \ln P_{t-1}$，$P$ 为碳价。r_m 为市场的整体收益率水平，这里为碳期货市场的平均收益率。β_i 用于描述碳期货合约 i 的系统风险的程度，$\beta_i > 1$，则表示碳期货合约 i 的系统风险大于市场总体水平，合约 i 的变动敏感程度高于市场总体价格变动敏感程度；$\beta_i < 1$，则系统风险较小，$\beta_i = 1$ 表示合约 i 的变动敏感程度和市场整体价格变动敏感程度相当。而 α_i 的大小则表示预期收益率扣除市场整体水平后的部分。$a_i > 0$，表示碳期货合约 i 超出市场整体的预期收益率(经风险调整)，a_i 越大，则碳期货合约 i 的预期超额收益率亦越大。对于随机误差变量 ξ_i，假设：$E(\xi_i) = 0$，且 $Cov(\xi_i, \xi_j) = 0, \forall i \neq j$，$Cov(r_m, \xi_i) = 0$。

由(7.1)变换，可得到：

$$\sigma_i^2 = \beta_i^2 \sigma_m^2 + \sigma^2(\xi_i) \tag{7.2}$$

$\beta_i^2\sigma_m^2$ 为系统风险，它反映了碳期货合约 i 与碳市场相关联的不确定性。σ_m^2 表示市场方差，是市场面临的整体风险。$\sigma^2(\xi_i)$ 为非系统性风险，它反映由碳期货合约 i 自身因素造成的不确定性。

7.2.2 基于 Zipf 方法的碳价动态变化模型

Zipf 较为广泛地应用于经济金融领域(Powers，1998；Ausloos，2000；Axtell，2001；Alvarez-Ramirez 等，2003；焦建玲等，2006；He 等，2009)，用来研究市场价格波动问题。本章利用 Zipf 方法，可以得到期望收益和投资尺度对价格的影响。

设 $P(t)=\{p(t_1),p(t_2),\cdots,p(t_n)\}$，$p(t_i)=p_i, i=1,2,\cdots,n$ 为碳价序列，$r_i(\tau)$ $(\tau=n-iT, i=1,2,\cdots,n-1)$ 是在给定的时间尺度 τ 下第 i 天的收益率，则收益率为：$r_i(\tau)=\dfrac{p(t_i+\tau)-p(t_i)}{p(t_i)}$，$i=1,2,\cdots,n-\tau$。因此，我们得到了不同时间尺度下的收益率序列 $r(\tau)=\{r_1(\tau),r_2(\tau),\cdots,r_{n-\tau}(\tau)\}$。$\tau$ 为时间尺度，$\tau=1,5,20,60,120,250$ 分别对应交易日、周、月、季度、半年和年。ε 为投资者的预期收益阈值。因此，我们得到一个新序列 $f(\tau,\varepsilon)$：

$$f_i(\tau,\varepsilon)=\begin{cases}-1, r_i<-\varepsilon\\ 0, -\varepsilon<r_i<\varepsilon\\ 1, r_i>\varepsilon\end{cases} \tag{7.3}$$

$n_-(\tau,\varepsilon)$，$n_0(\tau,\varepsilon)$，$n_+(\tau,\varepsilon)$ 分别表示 $f(\tau,\varepsilon)$ 序列中下跌，不变，上涨的次数，我们得到绝对上涨、不变、下跌变化频率分别为：

$$p_-(\tau,\varepsilon)=\frac{n_-(\tau,\varepsilon)}{n-\tau} \tag{7.4}$$

$$p_0(\tau,\varepsilon)=\frac{n_0(\tau,\varepsilon)}{n-\tau} \tag{7.5}$$

$$p_+(\tau,\varepsilon)=\frac{n_+(\tau,\varepsilon)}{n-\tau} \tag{7.6}$$

相对上涨、下跌变化频率分别为：

$$\varphi_-(\tau,\varepsilon)=\frac{n_-(\tau,\varepsilon)}{n_-(\tau,\varepsilon)+n_+(\tau,\varepsilon)} \tag{7.7}$$

$$\varphi_+(\tau,\varepsilon)=\frac{n_+(\tau,\varepsilon)}{n_-(\tau,\varepsilon)+n_+(\tau,\varepsilon)} \tag{7.8}$$

τ 表示投资者的平均交易时间间隔，即投资时间尺度，代表了不同类型的投资者对于价格趋势的兴趣。τ 越大，说明人们在碳市场喜欢做长期交易，参与交易的时间越长。ε 表示投资者对于收益率的心理预期收益，ε 越大，投资者的期望越高。

碳市场存在各类交易者，因此，对于投资的参与时间尺度 τ 和预期收益 ε 是不同的。τ 越小，参与时间越短，人们更关注短期内价格的波动，对市场关注的频率远远高于长期投资者。

在市场交易中，投资者以价格是否达到预期收益作为决策的依据。只有在碳价达到其预期收益，或者跌到所能承受的最大风险的，才会产生交易的愿望。因此，本章采用了

He 等(2009)的参数 ε(最大预期收益率)和 −ε(最大损失承受值),来说明石油市场和碳市场在价格波动方面存在相似性。由于存在由交易费用和市场不确定性造成的风险和成本,投资者认为实际收益率高于 ε 时,碳价有了实质性的上涨,因此,参与交易;而在实际收益率位于 ±ε 时,投资者认为价格没有实质性变动,不会参与交易;而在收益率低于 −ε 的,碳价的损失值已经超过预期最大损失值,因此参与交易。ε 反应了人们的心理承受能力和对市场的预期。

7.3　碳市场系统风险和非系统风险分析

根据公式(7.1)和公式(7.2)的分析,第一阶段和第二阶段的系统分析计算如表 7-1。

表 7-1　各种碳期货合约的 β 值、系统风险、非系统风险和超额收益率

期货合约	第一阶段			第二阶段			
	β	系统风险(%)	非系统风险(%)	β	系统风险(%)	非系统风险(%)	α(%)
DEC05	0.9327	0.0681	0.0086	NA	NA	NA	NA
DEC06	1.2768	0.1900	0.0481	NA	NA	NA	NA
DEC07	2.3766	0.7171	0.5327	NA	NA	NA	NA
DEC08	0.7034	0.0621	0.0256	1.0500	0.0554	0.0018	−0.0147
DEC09	0.701	0.0617	0.0241	1.0568	0.0779	0.0014	0.002
DEC10	0.6931	0.0603	0.0234	1.0546	0.0775	0.0011	0.0019
DEC11	0.6859	0.0591	0.0239	1.0362	0.0749	0.0009	0.0025
DEC12	0.6825	0.0585	0.0268	1.0191	0.0724	0.0011	0.0089
DEC13	NA	NA	NA	0.9122	0.0622	0.0031	NA
DEC14	NA	NA	NA	0.8607	0.0554	0.0029	NA

对碳市场 β 值的分析表明:①2005～2007 年,第二阶段的 DEC08～DEC12 合约风险平均比第一阶段的合约风险低,且低于市场平均风险。第二阶段的 DEC08～DEC12 合约对市场价格波动的敏感程度小于第一阶段的 DEC05、DEC06、DEC07 合约。第一阶段的 DEC05、DEC06、DEC07 合约相差较大,其中 DEC06、DEC07 的 β 值高于 1,表明了 DEC06、DEC07 的市场风险高于 ECX 市场的平均风险。这是因为:交易者更关注当前阶段的交易,受到外部事件的影响也较大,比如五月事件。第一阶段合约受到极大的影响,第二阶段合约虽然受到影响,但是幅度远小于第一阶段合约,因此,经历过五月事件的 DEC09 等 β 值小于 DEC06 和 DEC07 的 β 值。例如,DEC07 在第一阶段后期,价格下跌,导致 β 远高于其他合约,达到 2.3766,是市场平均风险的 2 倍多。②从 β 值来看,合约时间越长,β 值越小,虽然相差不大,但也说明了人们对较为持久交易的长期合约更看好。③第二阶段合约的 β 值在 2008～2009 年平均大于其在 2005～2007 年,且与市场风险较为持平。第二阶段的 β 值平均大于第一阶段,且与市场风险较为持平。这是由于当前阶段已经是第二阶段,人们对该阶段关注更多,受到的影响也大,价格波动比第一阶段大,因此,该阶段的风险也比第一阶段有所提高。

对碳市场系统风险的分析表明：①除了 DEC06、DEC07，在第一阶段，各合约的系统风险基本相同。除了第一阶段 DEC06、DEC07 由于配额分配过多的原因，导致后期价格下跌，系统风险最大，分别为 0.1900、0.7171，其他合约的系统风险均在 0.06 上下浮动，表明在碳市场中，各合约面临的系统风险基本相同。②第二阶段各合约的系统风险相差无几。第二阶段的 DEC08～DEC12 四份合约都是从同一时间进入市场的，面临的系统风险基本相同。③系统风险在第二阶段与第一阶段较为相似。第二阶段合约在第一阶段和第二阶段的系统风险基本相差不大。

对碳市场非系统风险的分析表明：①第一阶段的 DEC06、DEC07 非系统风险较大。表 7-1 显示 DEC07 的非系统风险值最大，为 0.5372。这是由于第一阶段后期，欧盟给与的碳配额过多，市场供给增加，碳配额自身排放权价值降低，价格迅速下跌，特别是 DEC07，跌至 0.01 欧元/吨二氧化碳。因此，非系统风险较大，同时，排放配额不能跨期使用(bank)，加剧了碳价下跌。②第二阶段各合约的非系统风险相差无几。第二阶段的 DEC08～DEC12 四份合约同一时间进入市场的，风险基本相当。③非系统风险第二阶段比第一阶段下降明显。非系统风险相差较大，在表 7-1 中，除 DEC05 时间较短，其他合约的非系统风险均高于 0.02%，第一阶段的非系统风险远高于第二阶段。

各合约的收益率基本与市场收益率持平，因此，在碳期货市场上，投资者通过投资组合合约来分散风险，进而进行盈利较为困难。该阶段除了已经到期的 DEC08 外，DEC09～DEC12 的风险程度随着合约时间的增加而降低。在第二阶段，我们发现，各合约的收益率基本与市场收益率均衡(见表 7-1)，因此，投资者想通过投资组合合约来分散风险，进而进行盈利较为困难。碳市场的超额收益率较低，在碳市场交易，投资者的预期收益将受到较多限制。如表 7-1 所示，我们得到的第二阶段的预期超额收益率(α 值)是非常小的，因此，过高的预期收益在碳市场将受到限制。

7.4 基于 Zipf 方法的投资者期望收益和投资尺度对碳价的影响分析

通过以上分析，投资者的投资组合在同一阶段较难通过不同阶段的期货合约组合分散风险，投资者的期望收益也不高，期货合约市场越长，风险越小。下面，我们将研究这种现象与投资者决策之间的关系。

碳市场中，期货合约占据主导地位，而由于不能跨期存储，因此，对于第一、第二阶段合约之间的投资组合受到限制，而同一阶段的合约之间价格变化趋势比较一致，一般市场通过投资组合来分散风险获得收益这一方法在碳市场显得较为单薄。但碳市场交易主体是异质的，不同的投资者有不同的投资预期，而前面分析认为，期货合约时间越长，风险越小，这与投资者参与的时间长短有关系。因此，下面进一步分析投资者不同预期收益和投资时间尺度对碳价波动行为的影响。

表 7-2　碳价涨跌绝对和相对频率下变动的饱和点

τ	$p_-(\tau,\varepsilon)$	$p_0(\tau,\varepsilon)$	$p_+(\tau,\varepsilon)$	$\varphi_+(\tau,\varepsilon)$	$\varphi_-(\tau,\varepsilon)$
$\tau=1$	0.25	0.25	0.22	0.22	0.22
$\tau=5$	0.40	0.40	0.32	0.32	0.32
$\tau=20$	0.41	0.53	0.53	0.41	0.41
$\tau=60$	0.54	0.94	0.94	0.54	0.54
$\tau=120$	0.68	0.79	0.79	0.68	0.68
$\tau=250$	0.63	0.97	0.97	0.63	0.63

投资者的预期会扭曲碳价，但扭曲不是无限增长的，随着收益预期的增长，存在饱和点，在饱和点之后，涨跌的频率不再增长。投资者的预期扭曲价格，但是该影响是有限制的。绝对频率的看涨、看跌等在收益率达到 0.6 后，趋于 0(图 7-2(a)、图 7-2(c))，相对频率和绝对频率一样，也存在饱和点(表 7-2，图 7-3(a)，图 7-3(b))，这意味着在碳市场上，投资者预期收益一旦达到某一程度，将不能够扭曲碳价，因为碳价的变动已经不能够满足其过高的收益期望。当收益率达到 0.5 之后，价格的变动已经接近饱和。

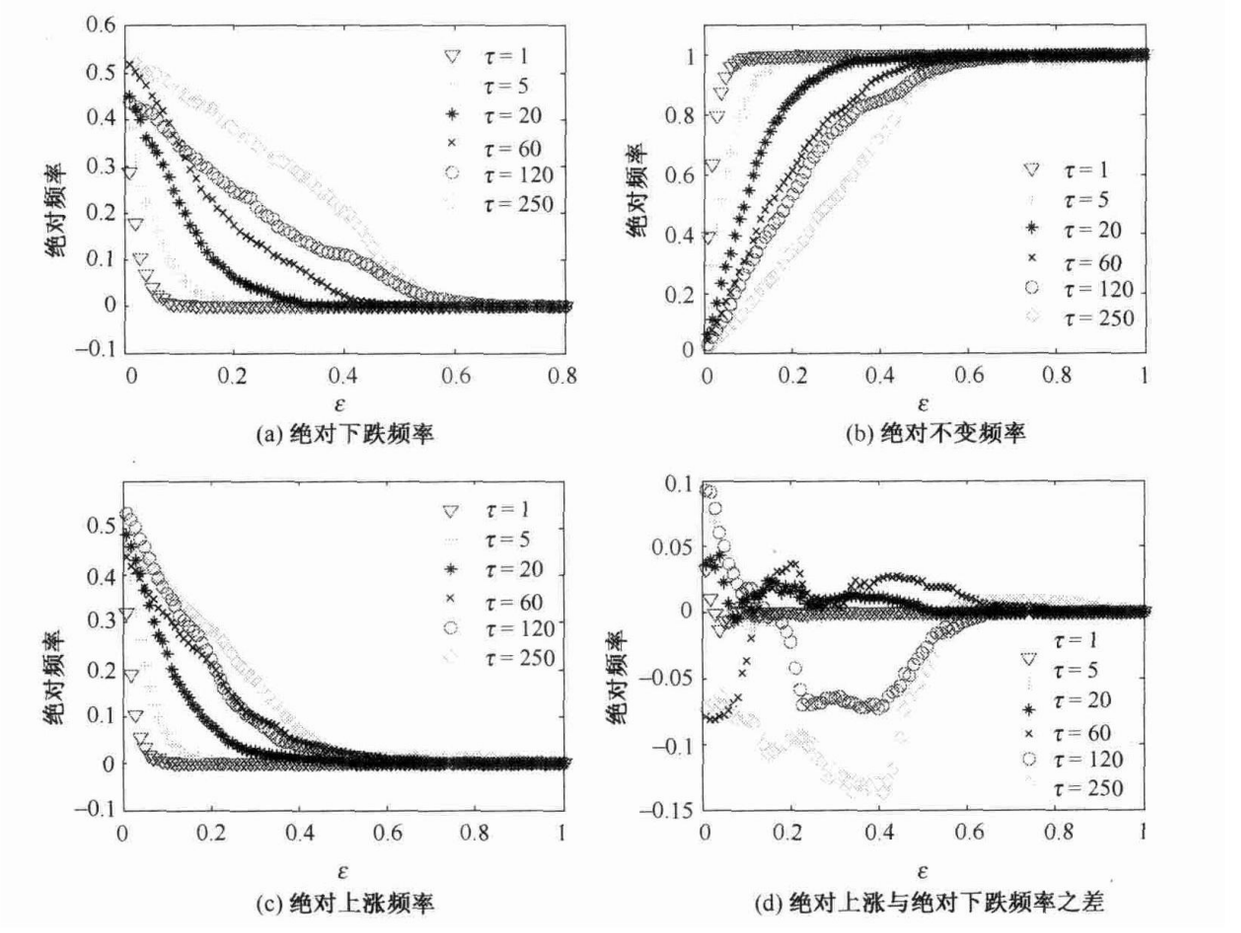


图 7-2 随着 ε 的变化，涨跌绝对频率的变动趋势($0<\varepsilon<1$，步长 $h=0.01$)

注：$p(1,\varepsilon)$ 表示在时间尺度为 1 天，预期收益率为 ε 下的绝对频率，下同。

7.4.1 不同期望收益下的碳价波动分析

对不同预期收益下碳价波动行为的分析结果表明：

(1)投资者预期收益越高，对价格的涨跌判断预期越趋向极端。如 $\tau = 1$ 时，预期收益率低于 0.1 的，认为价格是随机的，而预期收益率高于 0.1 时，价格上涨下跌的概率基本为 0。

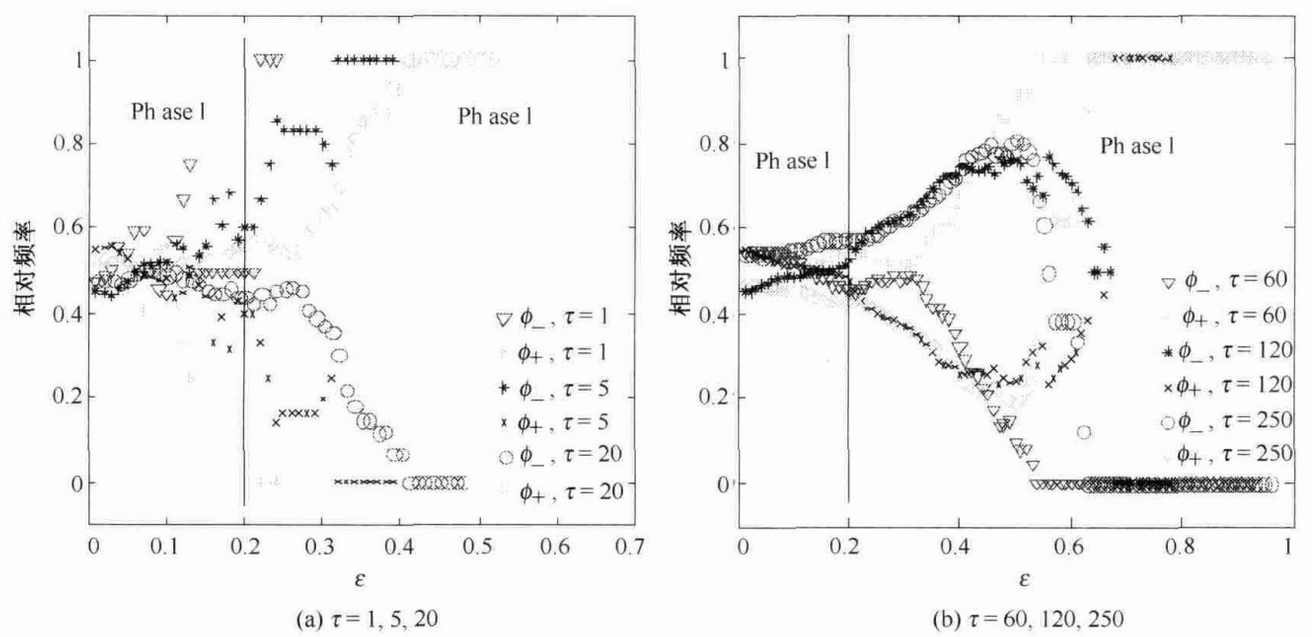
(2)不同的收益预期在相同时间尺度下价格上涨和下跌的偏差是不同的。在相同的投资尺度下，随着预期收益的提高，涨跌偏差变得越来越大，直到饱和(图 7-2(d))；

(3)价格涨跌存在非对称现象。在涨跌达到饱和之前，价格上涨和下跌的概率之差并不等于 0，而是下跌概率略大于上涨概率(图 7-2(d))。

(4)投资者在不同预期收益率下的看涨看跌概率较为一致，而且随着投资者参与时间越长，投资者认为价格变动的概率越大。图 7-2(a)(b)(c)中，三种绝对频率的变化较为一致，只是随着预期收益的变化，频率的变动幅度有所变化。

通过对不同收益下碳价涨跌相对频率的分析可以得到：

低预期收益下，碳价涨跌较为随机；高预期收益下，价格涨跌比较混乱。根据图 7-3 所示的相对频率将投资者分为两种类型，一般型($\varepsilon < 0.2$ 时)，相对频率在 0.5 附近，看涨概率和看跌概率差别不大，价格较为随机；而投机型($\varepsilon > 0.2$)，相对频率开始变得较为散乱，并且很快收敛到 1。在投资时间长的尺度下，碳价的相对概率也是如此。由图 7-2 所示，虽然在短期尺度下，一般型和投机型交易者会影响价格的走势。由图 7-3(a)所示，不同的收益率预期，相对频率存在差异；但是从长期来看，由图 7-3(b)所示，不同的收益率预期下，相对频率的趋势具有一致性，不影响价格的长期走势。



(a) $\tau = 1, 5, 20$　　(b) $\tau = 60, 120, 250$

图 7-3　随着 ε 的变化，涨跌相对频率的变动趋势($0 < \varepsilon < 1$，步长 $h = 0.01$)

注：$\varphi(1,\varepsilon)$ 表示在时间尺度为 1 天，预期收益率为 ε 下的相对频率，下同。

7.4.2　不同投资尺度下的碳价波动分析

对不同时间尺度下碳价波动行为的分析结果表明：

(1)投资者参与的时间越短，对价格的涨跌判断预期越趋向极端。如 $\tau = 1$ 时，价格上涨下跌的概率基本为 0。投资的时间对于价格的涨落有影响，各时间尺度下偏差差异较大，并非为 0(图 7-2(d))。

(2)不同时间尺度在相同收益预期下的价格涨落偏差较大。在相同的预期收益下，随着投资尺度的变长，涨跌的偏差变大(图 7-2(d)，图 7-4(d))。

(3)看涨看跌概率的偏差随着投资尺度的变长，偏差越来越大，而且看跌概率开始大于上涨概率。图 7-4(d)中，随着时间变长，上涨和下跌概率之差开始变大，下跌趋势略大于上涨趋势。绝对概率并没有较大的拐点，如果存在拐点，在拐点之后，看涨或者看跌概率占据主要地位，说明了市场处于一个不稳定的阶段。图 7-4 显示在 700 个交易日延迟之后，碳市场下跌略高于上涨，这是由于 2008 年 10 月开始的金融危机导致欧洲经济不景气，影响了工业生产，使碳价一直处于下跌状态。

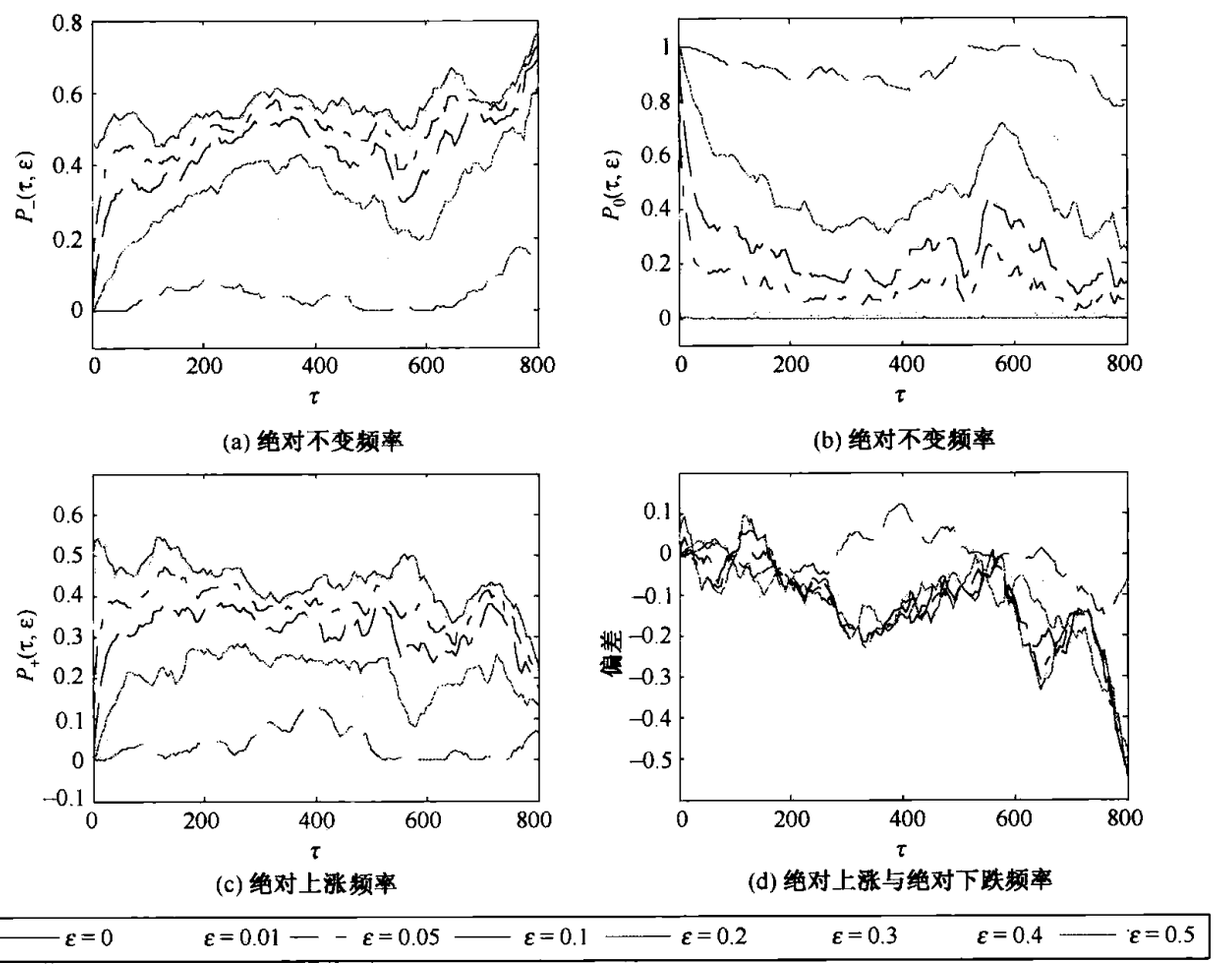


图 7-4　投资者对历史价格信息的认知($1 < \tau < 800$)

由于相对频率的对称性，如图 7-5 所示，如果观察到偏离 0.5，则碳价的涨跌出现了趋势性，碳价有了长期的记忆性。根据本章的分析，长期来看，碳价的相对频率出现

了偏离 0.5，但是在 200 个交易日内，偏离均不大，在 0.1 以内；随着投资尺度的加大，偏差开始变大，因此，在 600 个交易日内，碳价的相对变化概率均在 0.4～0.6 之间，价格接近随机游走，涨跌概率差别不大，市场参与、多头或者空头具有盈利的机会。长期投资（600 个交易日以上）因为受到外在因素的影响，价格不稳定，波动较大，看跌概率较大。

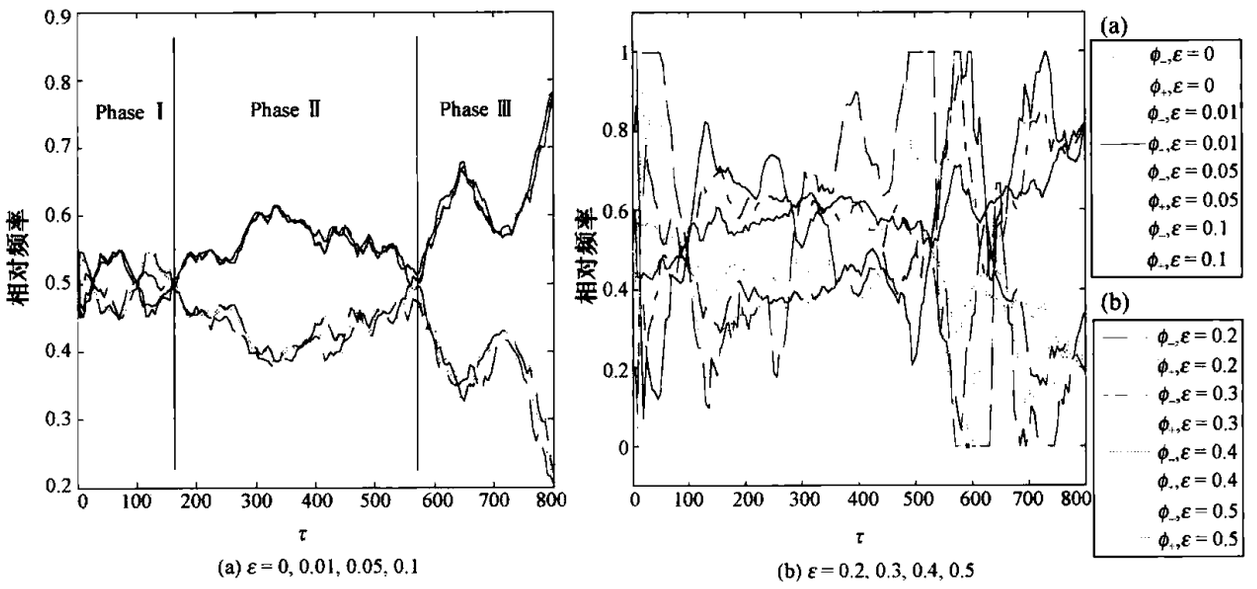


图 7-5 不同预期收益者对历史价格信息的认知（$1 < \tau < 800$）

对于预期收益较高的投资者来说，看涨看跌的概率不稳定，出现较大偏差，短期投资非常不稳定（图 7-3(a)，图 7-5(b)）。而长期的投资，碳市场也较不稳定（图 7-3(b)，图 7-5(b)），因此，碳市场的参与者预期收益不可太高。预期较高的投资者和一般的投资者对于碳价的认识不同，他们认为看涨看跌的概率更大，但是，在碳市场上，随着预期收益率的过高，看涨和看跌的概率变得较为随机（图 7-5(b)），价格变得无规律，过高预期收益的参与者风险较大。

低预期收益率下，碳价的涨跌受到了市场机制、季节性、异质性事件的影响，碳价的变化也是较为清晰的。而在高预期收益率下，碳价变动较无规律，风险较大。如图 7-5(a)所示，低预期收益率下，经历三个过程：第一阶段是市场参与者阶段，在这个阶段，碳价的变化较为缓慢，相对变化频率均在 0.4～0.6 之间，因此，我们把这个阶段称为市场参与阶段。在这个阶段内，价格的看涨和看跌是市场的自发行为，受市场机制作用的影响。而在第二阶段，经历的时间超过 3 个月（一个季度），天气的变化也参与到碳价的变化中来，我们把天气也作为一个大的投机商，因此，市场出现了较第一阶段更强的波动，看涨看跌的幅度高于第一阶段，是受纯粹的市场机制作用的结果。第三阶段属于异质性事件对市场的冲击。金融危机导致工厂停业，碳配额需求大量减少，因此，看涨看跌出现大幅变动。不过该事件的影响时间很长，概率较小，因此，对于碳市场，我们认为一般主要考虑前两个阶段。在较高的预期收益下，价格变动无规律，充满风险（图 7-5(b)）。

7.5 本章小结

本章主要结论如下：

(1)在 2005～2007 年，DEC08～DEC12 合约市场 β 值平均比第一阶段合约低，且低于市场平均风险，第二阶段的 DEC08～DEC12 合约对市场价格波动的敏感程度小于第一阶段 DEC05、DEC06、DEC07。第一阶段 DEC06、DEC07 的 β 值高于 1，市场风险高于 ECX 市场的平均风险。从 β 值来看，合约时间越长，β 值越小，虽然相差不大，但也说明了人们对更为持久交易的长期合约较为看好。第二阶段合约的 β 值在 2008～2009 年大于其在 2005～2007 年的 β 值，且与市场风险较为持平。由于当前阶段已经是第二阶段，人们对该阶段关注更多，受到的影响也大，价格波动比第一阶段大，该阶段的风险也比第一阶段有所提高。

(2)系统风险除了 DEC06、DEC07，在第一阶段各合约的系统风险基本相同。第二阶段各合约的系统风险相差无几。系统风险第二阶段与第一阶段较为相似，相差不大。对于非系统风险，第一阶段的 DEC06、DEC07 非系统风险较大。第二阶段各合约的非系统风险相差无几。非系统风险第二阶段比第一阶段下降明显。

(3)各合约的收益率基本与市场收益率持平，因此，在碳期货市场上，投资者想通过利用投资组合合约分散风险的方式进行盈利较为困难。碳市场的超额收益率较低，投资者的预期收益将受到较多限制。这是由于受碳市场规模和发展时间的限制，可交易品种较少，投资者可供操作的空间较少。

(4)碳价行为是不对称的，在投资者较低预期下，时间尺度较短，涨落概率较为持平，而在较高预期收益和较长时间尺度下，下跌概率高于上涨概率。碳市场容量较小，参与者不多，因此，短期内价格波动幅度不大，涨落较为持平。但是在长时间内，由于新兴市场不稳定，加上 2008 年开始的金融危机，碳价的一路下跌。

(5)不同的投资者对于价格的认知不同。一般型投资者认为价格较为随机，而投机型投资者认为在长时间尺度下，看涨和看跌的概率较为绝对，但是非常不稳定，碳市场预期较高的超额收益受到限制。在较低的预期收益率下，碳价的涨跌受到了市场机制、季节性、异质性事件的影响，碳价的变化也是较为清晰的，而在高预期收益率下，投资者对碳价变动的认知较不稳定，风险较大。碳市场发展至今，价格始终在一个范围内变化，最高不超过 36 欧元/吨，因此，过高的收益率受到限制，同时，碳市场受到诸多因素的影响，风险较大。

根据研究，提出如下建议：

(1)比较第一阶段和第二阶段的市场表现，碳市场非系统风险变小，渐趋规范。但是在不能跨期的情况下，非系统风险仍然较大，限制了市场参与者的长期参与性和市场信心。如果考虑存储和借贷(banking 和 borrowing)能降低非系统风险，这与 Parsons 等(2009)观点一致。但跨期涉及能否实现减排效果，能否实现碳排放市场本身的初衷，因此仍值得商榷。

(2)作为新兴市场,碳交易不够活跃。而为了加强市场的成熟度,增加交易者,就需要逐步放开碳市场的准入制度。碳市场可交易品种较少,目前只有期货和期权,加上投资者可供操作的空间较少,因此限制了碳市场的发展。但碳市场作为一类特殊市场,还需要考虑对减排的效果,如何二者兼顾,值得继续探讨。

(3)碳市场是新兴、发展迅速的市场,其影响程度在逐渐增大。碳市场不仅在减排方面引起了人们的关注,并与能源市场价格有关联(Alberola 等, 2008),在促进能源市场发展方面,也有积极作用。因此,需要进一步发展碳市场,规范碳市场,使其具有一般期货市场的特征。

第 8 章　基于极值理论的碳市场风险度量

8.1　碳市场参与者的收益风险概述

EU ETS 使得减排有利可图，给金融资本带来了新的商机。随着 EU ETS 交易额的扩大，愈来愈多的金融中介与服务提供商参与到 EU ETS 的期货期权交易中来，市场情形也愈来愈复杂。投机者在关注碳配额长期价格趋势的同时，更注重短线操作（期货合约迅速升高的换手率即为明证），因此正确衡量 EU ETS 市场风险，对市场参与者具有很强的实际操作意义。另一方面，对于排放配额的实际需求者，EU ETS 的价格波动风险将会影响市场参与者的信心和减排效果。研究 EU ETS 期货价格的涨跌行为，是探讨 EU ETS 市场稳定机制建设的理论基础。

二氧化碳排放权在 EU ETS 以期货、期权和现货的形式交易，具有商品的属性，受到市场机制的影响。因此，一般金融市场的风险度量方法——在险值（Value at Risk，VaR）也适用于碳市场。但是，碳市场作为一种新型市场，不仅受到市场机制的作用，还受到外界不稳定环境的影响。国家政治（气候谈判）、气温、排放配额的分配等特殊事件也会对碳市场产生影响，使得碳价出现较大幅度波动（Alberola 和 Chevallier，2009；Chevallier 和 Mercier，2009）。因此，直接借鉴研究其他金融市场时常用的假设，例如认为碳市场收益率服从某一类型的分布（常用的为正态分布），可能会造成有偏的结果。事实上由于碳期货价格收益序列的复杂性，其收益时间序列分布的中间部分特性往往与尾部特性不一致，也就是尾部的分布具有特殊性。基于此，本章将引入针对尾部极端风险的极值理论（Extreme Value Theory，EVT）来度量碳市场风险。

碳排放权作为一种交易商品，对于不同的市场交易主体而言，碳价风险也有不同的含义，度量碳价上涨和下跌的单侧市场风险更具有现实意义。碳价上涨时，配额出售者将获得收益，增加利润，但是配额缺乏者（碳配额购买者）将遭受损失；碳价下跌时，碳配额购买者获得收益，但是碳配额出售者将遭受损失。因此，本章将同时度量碳价上涨和下跌的风险。

在本章中，定义第 t 日的碳价为 C_t，那么，第 t 日的对数收益率为：

$$r_t = 100 \times (\ln C_t - \ln C_{t-1}) \tag{8.1}$$

8.2 极值理论模型、在险值模型和 GARCH 模型

8.2.1 在险值模型

VaR 的含义是：在给定的置信度和时间间隔下，由市场变化引起的高于目标水平的最大损失。对于 EU ETS 收益率分布函数 $F(x)$，取概率水平为 p，VaR 可以表示为：

$$P(X > VaR_p) = p,\ VaR_p = F^{-1}(1-p) \tag{8.2}$$

VaR 提出后，Artzner 等人提出了期望损失值(Expected Shortfall，ES)模型(Artzner 等，1999；Acerbi 和 Tasche，2001)，用来度量损失超过 VaR 水平的条件期望值。ES 表示当损失超过风险价值 VaR 时的期望值，将风险价值 VaR 值定义为 q，那么定义 EU ETS 的 ES 可表示为：

$$E[X \mid X < q] = \frac{\int_{-\infty}^{q} xf(x)\mathrm{d}x}{\int_{-\infty}^{q} f(x)\mathrm{d}x} \tag{8.3}$$

8.2.2 GARCH 模型

为了描述金融市场时间序列当中的异方差性，Engle(1982)提出了 ARCH 模型，而在 ARCH 模型的阶数很高时，可以采用 GARCH 模型类中的条件方差来度量股票市场 VaR(Bollerslev，1986)。

建立 EU ETS 的 GARCH 模型为：

$$\begin{aligned} y_t &= x_t'\beta + \varepsilon_t \\ h_t &= \alpha_0 + \sum_{i=1}^{p} \alpha_i \varepsilon_{t-i}^2 + \sum_{j=1}^{q} \beta_j h_{t-j} \\ \varepsilon_t &= v_t\sqrt{h_t} \end{aligned} \tag{8.4}$$

其中，$x_t' = (r_1, \cdots, r_t)'$，为碳价格收益率序列，$h_t$ 为条件方差，v_t 为独立同分布的随机变量，h_t 与 v_t 互相独立。

由于碳价的波动会随信息的变化出现非对称性的特点，为了刻画波动的非对称性，采用度量非对称性的 GJR-GARCH(Glosten 等，1993)和 TGARCH 模型(Zakoian，1994)来描述碳价收益率的波动。

TGARCH 的条件方差 h_t 为：

$$h_t = \alpha_0 + \sum_{j=1}^{p} \beta_j h_{t-j} + \varphi\, \varepsilon_{t-1}^2 d_{t-1} + \sum_{i=1}^{q} \alpha_i \varepsilon_{t-1}^2 \tag{8.5}$$

其中 d_t 是名义变量，$d_{t-1} = 1, \varepsilon_{t-1} < 0; d_{t-1} = 0, \varepsilon_{t-1} > 0$。

碳价上涨时，$\varphi\varepsilon_{t-1}^2 d_{t-1} = 0$，其对条件方差的影响程度为 $\sum_{i=1}^{q} \alpha_i$，而下跌时的影响程度为 $\sum_{i=1}^{q} \alpha_i + \varphi$。若 $\varphi = 0$，则碳价涨跌信息对未来碳价波动的影响就是非对称的。

GARCH 建模的一个关键问题是关于误差项分布的选择。我们对碳价 GARCH 建模，根据 AIC 准则选择最小值。误差项将根据 AIC 准则，分别选择正态分布和广义误差分布(Generalized Error Distribution，GED)(Neslon，1990)[①]，GED 分布能够比较好地捕捉收益率分布的厚尾现象。

8.2.3　极值理论

当市场发生超出寻常的损失或收益事件时，称之为市场出现了极端事件。如何描述极端事件的分布规律、如何进行极端事件的风险建模是市场风险测度的重要问题，研究的核心在于对收益分布的尾部进行建模。对 EU ETS 来说，分布尾部在一定程度上反映的是灾难性事件，可能导致 EU ETS 参与者的重大损失，这正是风险管理和 EU ETS 管理部门所关注的地方。

极值理论在经济金融领域有较多的应用，如金融市场(Danielsson 和 Vries，1997a；Gilli 和 Kellezi，2006)、保险行业(McNeil，1997)、石油价格领域等(Marimoutou 等，2009)。对于市场的收益率数据，由于价格波动频繁，存在着异方差行为，因此，对数据进行 GARCH 处理较为合理，对 GARCH 建模后进行 VaR 计算较为精确(huang 等，2008)。Marimoutou 等(2009)将 GARCH 和极值理论相结合，计算 VaR。本章将把 GRACH 模型与 VaR，EVT 相结合，寻找最理想的碳市场风险表征方式。EVT 理论近年来被应用到金融市场风险管理领域。McNeil 和 Frey(2000)将 EVT 模型归纳为两大类：区间选取极值模型(Block Maxima Group of Models，BMM)和超越阈值选取极值模型(Peak Over Threshold，POT)。BMM 模型常用于季节性特征明显的序列，本章将采用 POT 模型。

对 GARCH 建模后的残差进行计算，定义 $F_u(y)$ 为收益率残差 r_t' 超过阈值 u 的条件分布函数：

$$F_u(y)=P(r'-u\leqslant y \mid r'>u)=\frac{F(u+y)-F(u)}{1-F(u)}(y>0) \tag{8.6}$$

对于一个充分大的阈值 u，超过阈值的分布会逐渐趋近于广义帕累托分布(Generalized Pareto Distribution，GED)(Balkema 和 Haan.，1974；Pickands，1975)。因此，对于一大类分布 F(几乎包括所有的常用分布)的条件超限分布函数 $F_u(y)$，存在一个 $G'_{\xi,\sigma}(y)$ 使得：

$$F_u(y)\approx G'_{\xi,\beta}(y)=\begin{cases}1-\left(1+\dfrac{\xi}{\beta}y\right)^{-\frac{1}{\xi}} & \text{if}\quad \xi\neq 0\\ 1-e^{-y/\beta} & \text{if}\quad \xi=0\end{cases}\qquad u\to\infty \tag{8.7}$$

当 $\xi\geqslant 0$ 时，$y\in[0,\infty)$，当 $\xi<0$ 时，$y\in[0,-\beta/\xi]$。$G'_{\xi,\beta}(y)$ 即为广义帕累托分布。

---

① GED 概率密度函数为：$f(z)=\dfrac{\nu\exp\left[-\frac{1}{2}\left|\varepsilon/\lambda\right|^{\nu}\right]}{\lambda 2^{(1+\nu^{-1})}\Gamma(\nu^{-1})}$，其中 $\lambda=\left[\dfrac{2^{-(2/\nu)}\Gamma(1/\nu)}{\Gamma(3/\nu)}\right]^{1/2}$，$\Gamma(\cdot)$ 为 gamma 函数，参数 ν 控制着分布尾部的厚度，当 $\nu=2$ 时，广义误差分布为标准正态分布；当 $\nu<2$ 时，尾部比正态分布更厚；当 $\nu>2$ 时，尾部比正态分布更薄。

ξ 和 β 分别为 EU ETS 碳价格收益率分布的形状参数(shape parameter)和规模参数(scale parameter)。ξ 决定的是碳价收益率分布尾部消失的速度,是分布中最重要的参数。

根据公式(8.7)得到,对于给定的一个符合广义帕累托分布的碳价格样本 $\{r_1', \cdots, r_n'\}$,其对数似然函数 $L(\xi, \beta \mid z)$ 为:

$$L(\xi,\beta \mid y) = \begin{cases} -n\ln\sigma - \left(1+\frac{1}{\xi}\right)\sum_{i=1}^{n}\ln\left(1+\frac{\xi}{\beta}y_i\right) & \xi \neq 0 \\ -n\ln\beta - \frac{1}{\beta}\sum_{i=1}^{n} y_i & \xi = 0 \end{cases} \tag{8.8}$$

当阈值 u 确定以后,得到 $\{r_t'\}$ 的值中比阈值 u 大的个数,记为 N_u,n 是碳价格序列的样本数。根据公式(8.8)用频率代替 $F(u)$ 的值,可以得到 $F(r')$ 的表达式:

$$F(r') = F_u(y)(1-F(u)) + F(u) \tag{8.9}$$

$F(u)$ 可以根据非参数方法,经验 CDF 估计出:

$$\hat{F}(u) = \frac{n-N_u}{n} \tag{8.10}$$

根据公式(8.9)和公式(8.10),将其带入公式(8.7)中,得到:

$$\begin{aligned} F(r_t') &= \left(\frac{N_u}{n}\right)\left[1-\left(1+\frac{\xi}{\beta}(r_t'-u)\right)^{-\frac{1}{\xi}}\right] + \left(1-\frac{N_u}{n}\right) \\ &= 1-\frac{N_u}{n}\left[1+\frac{\xi}{\beta}(r_t'-u)^{-\frac{1}{\xi}}\right] \end{aligned} \tag{8.11}$$

其中,r_t' 为碳价格序列。对于给定某个置信水平 p,$p > F(u)$,r_t' 的分位数值 VaR_p:

$$VaR_p = u + \frac{\beta}{\xi}\left[\frac{n}{N_u}(1-p)^{-\xi} - 1\right] \tag{8.12}$$

碳市场的 ES 值:

$$ES_p = \frac{1}{1-p}\int_p^1 q_x(F)\mathrm{d}x = \frac{VaR_p}{1-\xi} + \frac{\beta-\xi u}{1-\xi} \tag{8.13}$$

根据公式(8.12)和公式(8.13),得到的即为静态 VaR 和 ES。

根据 VaR 的定义,我们得到碳价上涨动态 VaR 的计算公式:

$$VaR_{m,t}^{up} = \mu_{m,t} - z_{m,\alpha}\sqrt{h_{m,t}} \quad (m = 1,2) \tag{8.14}$$

其中 $\mu_{m,t}$ 为碳市场 m 的条件期望,$z_{m,\alpha}$ 是碳市场 m 的左分位数,即公式(8.12)计算出的 VaR_p。其中,$F(z_{m,\alpha}) = \alpha$,$z_{m,\alpha} < 0$,$h_{m,t} > 0$,显然 α 越小,$h_{m,t}$ 越大,则 $V_{m,t}$ 越大,z_α 的取值受分布的影响。同理碳价下跌时的动态 VaR:

$$VaR_{m,t}^{down} = -\mu_{m,t} + z_{m,\alpha}\sqrt{h_{m,t}} \quad (m = 1,2) \tag{8.15}$$

计算出碳市场上涨和下跌的风险后,我们需要检验 VaR 的可靠性。根据 Kupiec (1995)提出的检验方法,假定 VaR 的置信度为 $1-\alpha$,样本容量为 T,失效的天数为 N,失效频率为 $f = N/T$,失效率的期望值为 α。根据 Kupiec 提出的似然比率 LR,检验零假设 $\alpha = f$,即 VaR 的失效率是否显著等于 α:

$$LR = -2\ln\left[(1-\alpha)^{T-N}(\alpha)^N\right] + 2\ln\left[(1-f)^{T-N}(f)^N\right] \tag{8.16}$$

在零假设的条件下，统计量 LR 服从自由度为 1 的 χ^2 分布，其 95%和 99%的置信区间临界值分别为 3.84 和 6.64，如果 $LR >$ 临界值，拒绝零假设，估计的碳市场 VaR 模型是不可靠的。

8.3　碳价数据预处理

本章主要分析以下碳市场风险：Bluenext[①] 的碳现货价格以及欧洲气候交易所(ECX)的碳期货市场。主要以第一阶段的现货价格(本章称为 Spot1)和 ECX2007 年 12 月交割的期货价格(本章称为 DEC07)；第二阶段的现货价格(本章称为 Spot2)和 ECX2009 年 12 月交割的期货价格(本章称为 DEC09)为主要研究对象。

第一阶段数据从 2005 年 6 月开始。样本内的数据选取区间为：Spot1、DEC07(2005 年 6 月～2007 年 12 月)，Spot2、DEC09(2008 年 2 月～2009 年 12 月)，现货价格和期货价格中间部分日期统一，我们采用几何平均值插补价格序列中缺失的数据。下图是上述几种碳商品的价格走势。从图 8-1 中可以看出，现货和期货的价格变动基本一致，相差较小。由于本章数据较多，在计算 EVT 时，主要以第一阶段现货价格 Spot1 介绍建模过程，在计算动态 VaR 时，主要以第二阶段期货 DEC09 为例重点介绍。

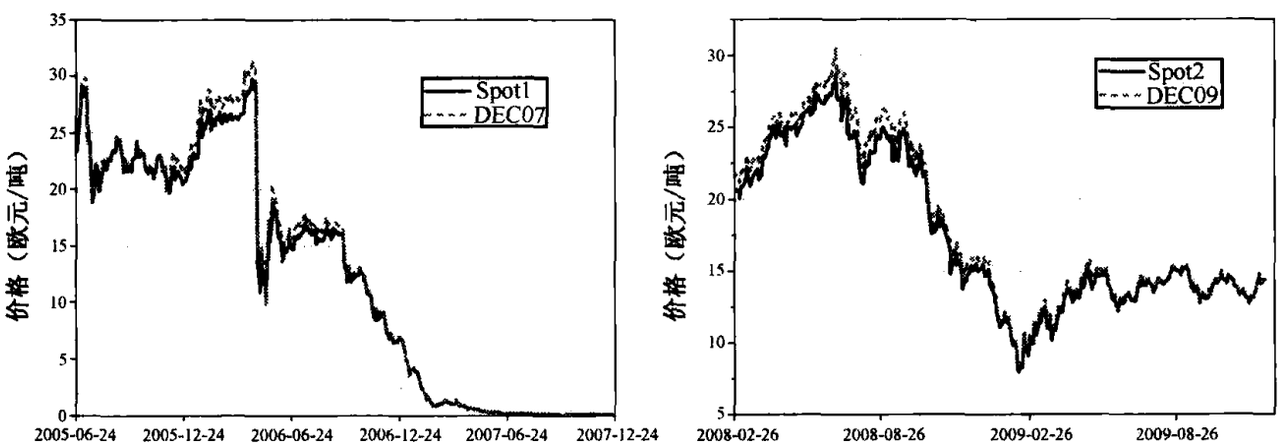


图 8-1　碳现货和期货的价格走势

数据来源：Bluenext；ECX。

8.4　碳市场静态在险值分析

根据建立的 EU ETS GARCH 模型，建立 GARCH-EVT-VaR，计算碳市场 VaR。在模型中，使用收益率计算上涨 VaR，将收益率序列转换为损失序列计算下跌风险。首先考虑 EU ETS 上涨风险情况，采用正收益率进行计算。根据式(8.14)，可得 EU ETS 上尾的平均超限图。由式(8.7)定义的广义帕累托分布，通过极大似然估计，对公式(8.8)

① 第一阶段 Bluenext 的现货市场为 Powernext，2007 年 12 月 21 日，NYSE 并购了 Powernext 的环境业务，包括 Powernext Carbon 和 Powernext Weather，新的市场命名为 Bluenext。

进行极大似然估计(MLE)分析，可得 GPD 函数的相关参数。其中 Spot1 计算结果见图 8-2。

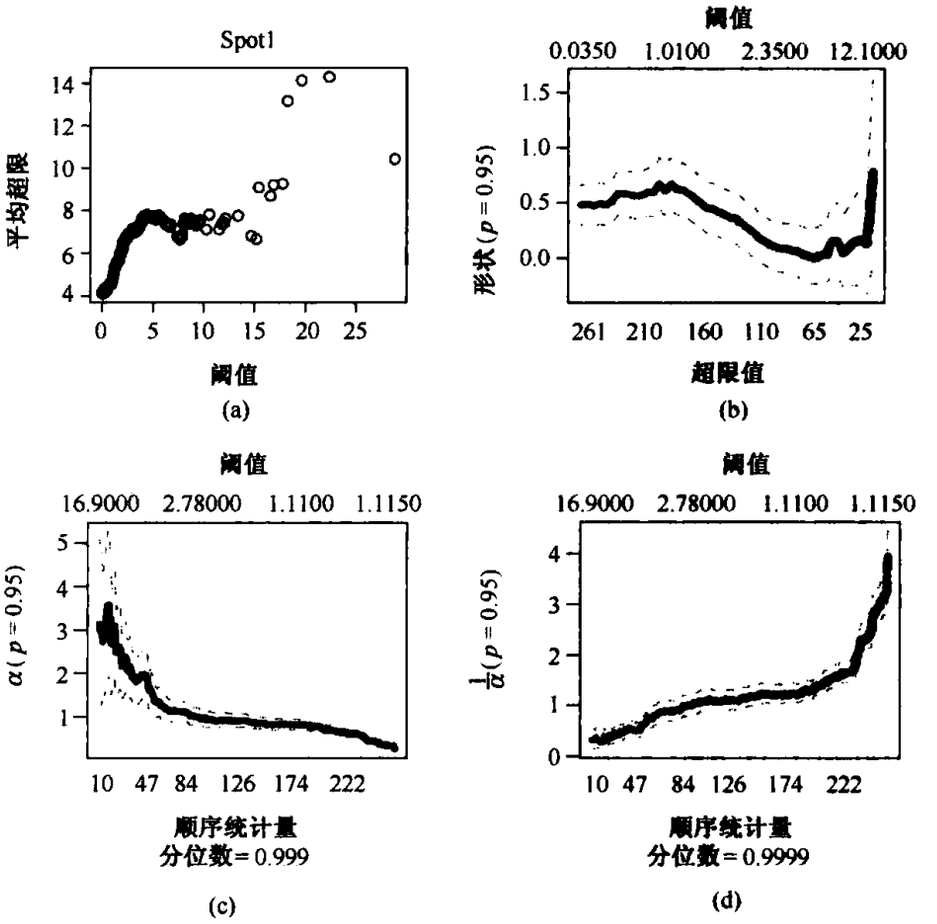


图 8-2 Spot1 上涨的 POT 函数图

由 8-2(a)的平均超限图看出，第一阶段现货(Spot1)具有 Pareto 分布特征，平均超限在 0 值之上为正，表明其分布为参数 $\xi > 0$ 的厚尾分布。图中曲线渐近趋向于线性，表明渐近拟合于 GPD 分布。图 8-2(b) 是形状(shape)参数在置信度 0.95 下的最大似然估计图。当极值点在 60～100 之间时，形状估计渐近稳定。下面是 0.999 与 0.9999 分位数水平下的 α 图像。从图 8-2 可以看出，阈值选择 4.9 左右是较为合理的选择。

估计出了 GPD 的相关参数后，需要对结果进行检验。通过尾部参数拟合来验证所选择的阈值是否准确，结果见图 8-3 和图 8-4。

通过对图 8-3 的经验分布和 QQ 图的分析，表明根据其阈值的选取，Spot2 下跌风险的尾部检验在可接受范围内，尾部检验在置信度内。进一步，从图 8-4 尾部拟合图可以看出，我们所选择的 EVT 模型很好地拟合了 Spot1 收益率的实际情况，上尾拟合的样本点几乎都落在了 GPD 函数的尾部直线上，偏差较大的点均在 6 个以内，误差率很低，这表明阈值的选取可以满足 VaR 风险分析的要求。根据公式，可以得到 Spot 下尾的尾部函数表达式。Spot1 和其他函数计算结果见表 8-1。

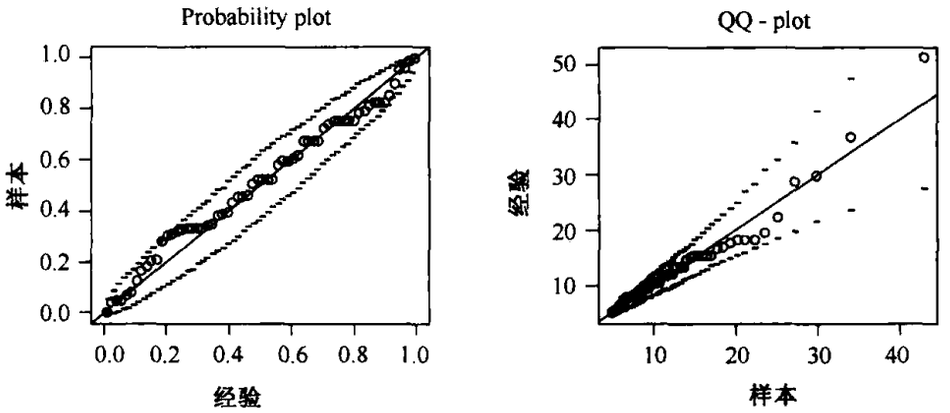


图 8-3　Spot1 上尾检验图

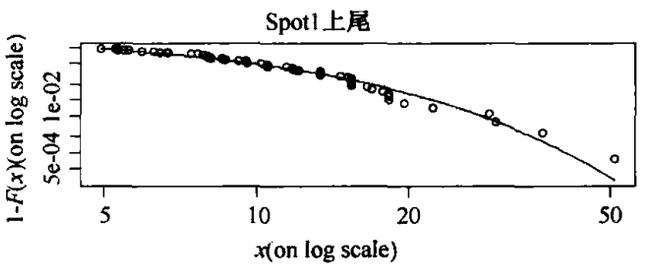


图 8-4　Spot1 广义帕累托分布下的上尾函数拟合图

表 8-1　EVT 参数计算结果

	Spot1		DEC07		Spot2		DEC09	
	上尾	下尾	上尾	下尾	上尾	下尾	上尾	下尾
μ	4.9480	7.8988	5.1293	12.0953	3.7313	3.5784	3.1087	3.3829
ξ	0.0100	0.0626	0.3977	0.5365	0.1996	−0.3107	0.0586	−0.2609
β	7.6882	6.5130	5.3323	6.9767	1.2436	2.6353	1.7211	2.2730

通常在金融市场进行的研究中，主要分析整体的风险情况，而忽略了极端事件导致的风险。而极端事件容易导致市场价格暴涨暴跌，市场风险比一般时刻更大，会造成期货合约购买者的巨额损失。因此，把 EVT 技术引入市场风险管理中具有很强的实际操作意义，特别是 VaR 是巴塞尔协议所规定的银行必须采取的风险管理手段，把当前银行操作中使用的 VaR 技术与本章中结合 EVT 的 VaR 结果进行比较，可以发现用何种手段能更好地描述市场风险。

根据式(8.12)与式(8.13)，求得我们之前所确定的阈值下的在险值和期望损失值，上尾图像见图 8-5。

图 8-5(a)是 0.95 概率水平下，以 4.9480 为阈值的 VaR 值，其 VaR 为 9.9482，在图中用垂直线表示。水平虚线代表 95%的置信区间，置信区间范围用曲线表示。该图像的经济学含义是：在 2005～2007 年，碳现货价格有 95%的可能由于市场价格变动带来的价格上涨损失率不会超过 9.9482%。图 8-5(b) 是 99%概率水平下的 VaR，

图 8-5(c)和图 8-5(d)分别是 95%与 99%概率下的 ES 值，它度量的是损失超过 VaR 水平的条件期望值。

表 8-2 是碳市场现货和期货 EVT 计算的 VaR 值和 ES 值。为了比较 EVT 计算的准确性如何，我们采用了 Kupiec(1995)提出的似然比率 LR 进行后验测试，同时将 EVT 计算结果和传统正态分布的 VaR 计算结果作比较。

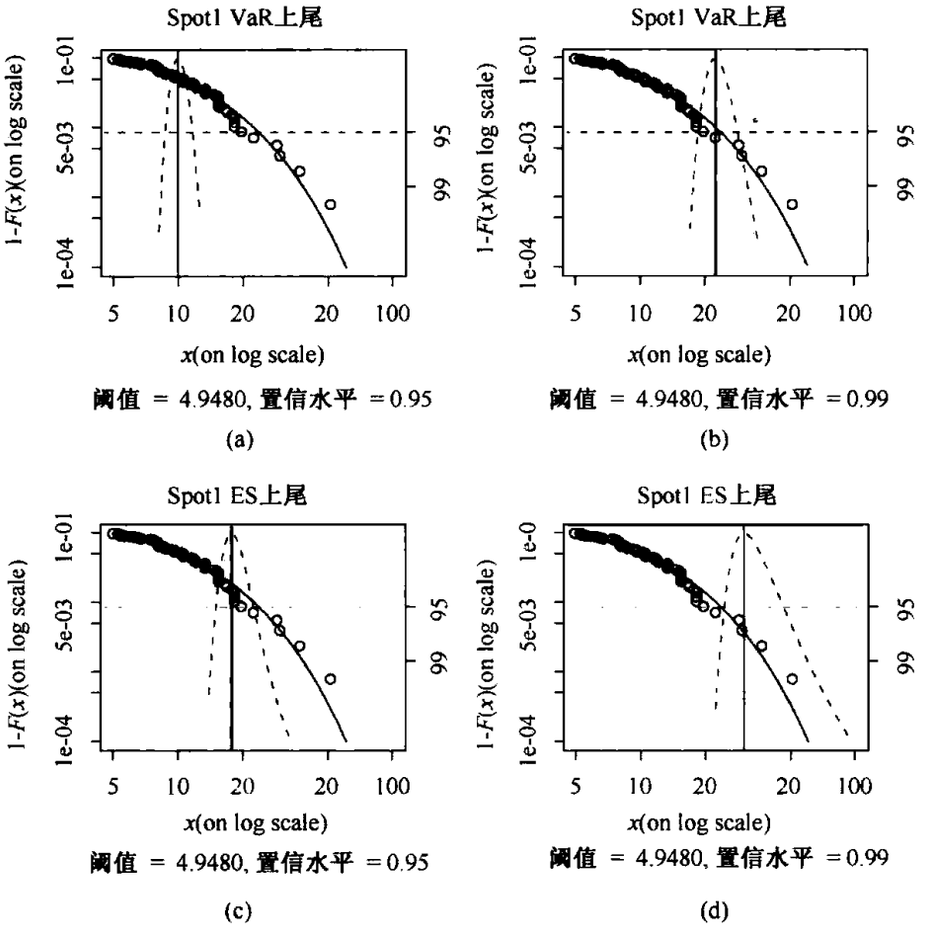


图 8-5 EVT 下的现货市场的第一阶段(2005～2007 年)市场上涨风险

表 8-2 静态 VaR 计算结果及后验测试

		Spot1		DEC07		Spot2		DEC09	
		上尾	下尾	上尾	下尾	上尾	下尾	上尾	下尾
					VaR				
正态分布	$VaR_{95\%}$	11.7275	13.7221	16.9715	19.4114	4.4560	4.6152	4.3990	4.5812
	$ES_{95\%}$	18.5982	20.7726	44.7434	40.5201	6.4869	7.5640	6.0256	5.9732
	$VaR_{99\%}$	16.9953	18.9900	24.5024	26.9423	6.3337	6.4929	6.2578	6.4400
	$ES_{99\%}$	26.0713	26.6480	48.6788	59.6285	8.8940	8.0012	9.3835	7.9059
极值理论	$VaR_{95\%}$	9.9482	14.1484	7.8800	12.9668	4.0706	4.9183	4.0318	4.8649
	$ES_{95\%}$	17.7646	21.5137	18.5495	29.0278	5.7090	6.6112	5.9175	6.3609
	$VaR_{99\%}$	22.5031	25.8394	22.3681	31.9953	6.5596	7.7286	7.0217	7.3440
	$ES_{99\%}$	30.4463	33.9854	42.6041	70.0818	8.8186	8.7554	9.1001	8.3271

续表

		Spot1		DEC07		Spot2		DEC09	
		上尾	下尾	上尾	下尾	上尾	下尾	上尾	下尾
Backtesting									
正态分布	$LR_{95\%}$	0.8179	0.5472	29.4950	10.0812	4.2839	8.0994	0.1883	1.5272
	$LR_{99\%}$	1.7806	8.5522	0.0221	0.3897	0.0342	2.0796	0.0342	2.0796
极值理论	$LR_{95\%}$	0.0432	0.3182	0.0007	0.3182	0.1782	0.0452	0.0464	0.1782
	$LR_{99\%}$	1.0265	1.0265	0.0221	0.3214	0.0342	0.0827	0.0342	0.3927

表 8-2 统计结果表明：①由 EVT 计算获得的 VaR 估计值基本是准确的；②由于收益率分布是非正态的，所以运用正态分布获得的估计值效果都非常差。表 3 表明正态 VaR 在 95%的概率水平上倾向于高估了 VaR 值，当在 99%水平下时，正态分布又倾向于低估了 VaR 值。显然这一点与收益率分布不服从完全正态分布有关，收益率分布存在尖峰厚尾特征，EVT 拟合更好。③对比 LR 值发现，EVT 对应的 LR 值均小于或者等于传统正态分布 VaR 值，表明了 EVT 对碳市场样本内数据的静态 VaR 估计是充分的。④对于极端事件，ES 值比 VaR 能更好估计市场实际风险。对比 VaR 值和 ES 值发现，对于极端事件（受到配额分配的影响，DEC07 在 2007 年后期价格下跌非常严重）较多的 DEC07，在 95%水平下，其下跌的 ES 值是下跌 VaR 的 2.24 倍，在 99%水平下是 2.19 倍，而对于 DEC09（2008～2009 年），不论是在 95%还是 99%水平下，其 ES 值与 VaR 值均较为接近。因此，在存在极端风险的市场中，只考虑 VaR 会低估市场风险，而 ES 能够计算超过 VaR 的损失期望值，更好地把握市场风险。

由于收益率序列是时变的，为更加准确地度量收益率序列的 VaR 值，8.5 节将上述分析的静态方法与收益率序列的动态特征相结合，度量收益率的动态 VaR 值。

8.5　碳市场的 GARCH 模型估计

由于收益率序列一般存在异方差性，本节将首先对碳价收益率进行 GARCH 建模。碳价存在自相关性，因此引入 ARMA 模型，根据自相关和偏相关的截尾情况，以及 AIC 准则，选用 ARMA(1,1)模型建模。由于碳价序列存在一定的波动集聚性，对 ARMA(1,1)模型的残差比较发现，存在 ARCH 效应，因此，采用 GARCH 模型。我们检验发现，部分碳价序列存在 TGARCH 效应，即碳价的收益率序列波动具有显著的不对称性，通过比较 AIC 值，我们选用 TARCH 模型。另外，考虑到收益率的厚尾现象，我们根据 AIC 准则和模型系数的显著性要求，适当地选用 GED 分布进行建模。

根据以上分析，我们对 Spot1、DEC07、Spot2、DEC09 分别建模，结果见表 8-3。

首先，从总体上来看，第一阶段碳市场的收益率序列均存在 TGARCH 效应，波动具有显著的不对称性；第二阶段的现货不对称性不明显，第二阶段碳价收益率的 GED 参数都小于 2，都存在尾部比正态分布要厚的特征。

第一阶段现货市场价格的冲击衰减速度比期货市场慢。从第一阶段的 GRACH 方

程来看，存在显著的不对称杠杆效应。β_1 系数为 0.7449，表明当前方差冲击的 74.49%在下一期仍然存在。与 ECX 期货市场相比较，Bluenext 的冲击衰减较快，期货市场时间稍慢。DEC07 为 77.91%，表明现货市场受到的冲击信息较多，反应更及时。因此，价格的冲击衰减比期货市场快。

第二阶段市场价格的冲击衰减速度比第一阶段慢。比较第一阶段与第二阶段，不论是现货市场还是期货市场，第二阶段的 β_1 系数均高于第一阶段，表明了第二阶段价格的冲击衰减速度比第一阶段慢。

第一阶段的波动不对称现象比第二阶段明显。从 Spot1、DEC07 方差方程来看，碳价下跌时，ε_{t-1}^2 对 h_{t-j} 的影响程度为 $\alpha_1+\varphi$，即 0.4687，0.4454。而碳价上涨时，影响程度为 α_1，分别为：0.1245，0.1265。下跌的影响程度大于上涨的影响程度。可以看出，价格的不对称性在第一阶段最为明显，上涨和下跌差异最大。对第二阶段的现货 Spot2、期货 DEC09 进行 TGARCH 建模发现，不对称系数 φ 不显著，波动不对称现象不明显。

检验各模型的标准检验发现，除 DEC07 外[①]，Spot1，Spot2、DEC09 的 ARCH-LM 检验均已经没有了波动集聚性，同时，对标准残差的 Q^2 检验发现，显著性概率均大于 10%。根据 GED 的密度函数，得到各 GED 参数的 95%和 99%分位数，与正态分布相比，GED 分位数一般大于正态分布的分位数见表 8-3。

表 8-3 收益率的 GARCH 模型参数估计

参数	Spot1(TGARCH-N)	DEC07(TGARCH-N)	Spot2(GARCH-GED)	DEC09(GARCH-GED)
均值方程				
AR(1)	——	−0.3989(0.0002)	——	——
MA(1)	0.1253 (0.0034)	0.6481(0.0001)	0.0901 (0.0618)	0.1225 (0.0122)
方差方程				
α_0	0.4569(0.0000)	0.3046(0.0000)	0.1753(0.0785)	0.2750(0.0679)
α_1	0.1245(0.0001)	0.1265(0.0000)	0.0778(0.0106)	0.1101(0.0044)
β_1	0.7449(0.0000)	0.7791(0.0000)	0.8996(0.0000)	0.8525(0.000)
φ	0.3442(0.0000)	0.3189(0.0000)	——	——
GED	——	——	1.5724(0.0000)	1.6894(0.0000)
AIC	6.0594	6.1287	4.6935	4.6536
对数似然值	−1927.9510	−1945.9880	−1074.5130	−1065.3260
分位数				
分布参数	2.0000	2.0000	1.5724	1.6894
95%	1.6449	1.6449	1.6524	1.6511
99%	2.3263	2.3263	2.4684	2.4244

① 对于 DEC07，我们研究发现，采用 TGARCH-GED 能够消除波动聚集性，但是不满足 GARCH 模型宽平稳性要求，因此，我们选用 TGARCH-GED 模型，对于 DEC07 选择十分合适的 GARCH 模型，也是以后继续的研究之一。

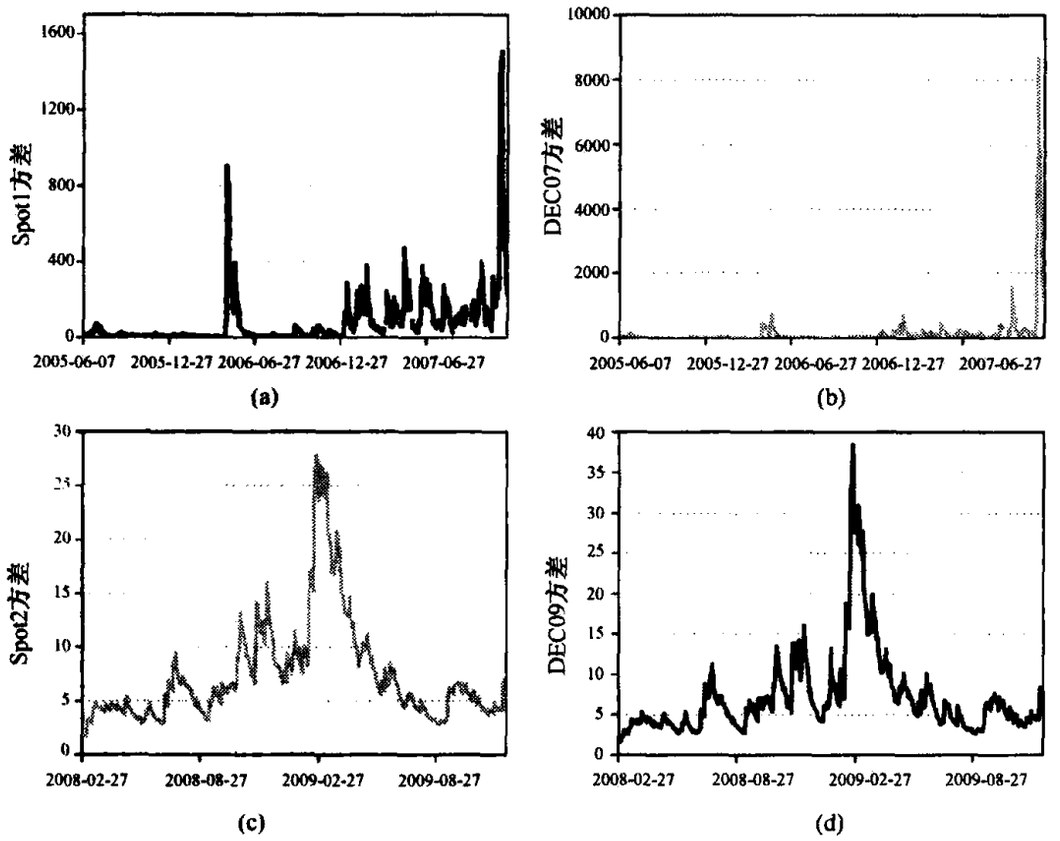


图 8-6　碳价异方差图

异方差的走势代表着碳价的波动水平。从图 8-6 中可以看到，第一阶段现货和期货(图 8-6(a)，(b))的收益率波动水平相差较大，期货市场比现货市场更剧烈。而第二阶段的现货和期货(图 8-6(c)，(d))波动水平较为相似，期货市场的波动稍微剧烈。在 Blu-enext 现货市场和 ECX 期货市场，条件异方差的最高值可以达到一般水平的 60 倍。这种较大的波动说明了碳市场存在着极端风险。而第一阶段的最高值达到一般水平的 1000 倍，在第一阶段的最后阶段价格持续下跌，存在极端风险，造成条件异方差的极大波动，这也说明了条件异方差能够较好地反映出极端价格波动和极端风险。

8.6　碳市场动态在险值分析

根据建立的 GARCH 模型，建立 GARCH-EVT-VaR 模型，计算碳市场的动态 VaR。使用 GARCH 模型残差收益率计算上涨 VaR，将收益率序列残差序列转换为损失序列计算下跌风险。根据静态 VaR 计算中的 EVT 分析方法，计算样本数据，参数计算结果如表 8-4。

表 8-4　碳市场收益率残差 EVT 参数

	Spot1		DEC07		Spot2		DEC09	
	上尾	下尾	上尾	下尾	上尾	下尾	上尾	下尾
μ	0.7055	1.3919	1.1160	1.4258	1.3134	1.1458	1.2177	1.2623

续表

	Spot1		DEC07		Spot2		DEC09	
	上尾	下尾	上尾	下尾	上尾	下尾	上尾	下尾
ξ	0.0367	0.1102	−0.0386	0.2163	−0.1530	−0.1987	−0.0555	−0.2497
β	0.5614	0.7139	0.7109	0.7379	0.4630	0.8478	0.3919	0.8874
$VaR_{95\%}$	1.3118	1.8064	1.2222	1.7915	1.5257	1.8114	1.4842	1.8107
$VaR_{99\%}$	2.2795	3.1140	2.3252	3.3643	2.1399	2.7970	2.0468	2.8053

根据表 8-4，我们计算在 95%和 99%置信度下，Bluenext 和 ECX 市场的碳价上涨和下跌风险，其中 DEC09 的动态 VaR 值见图 8-7 和图 8-8，全部计算结果见表 8-5。

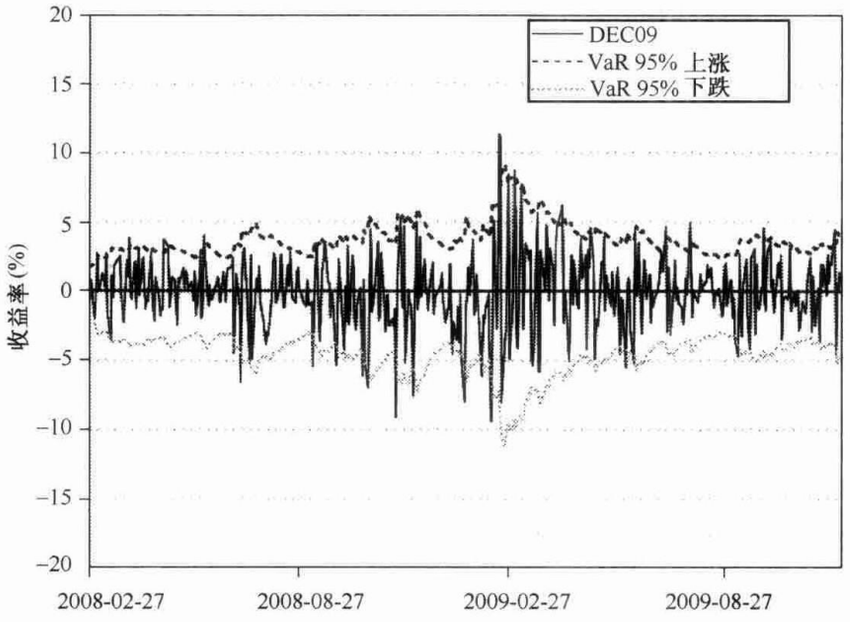


图 8-7　95%置信度下 DEC09 收益率及 VaR 值

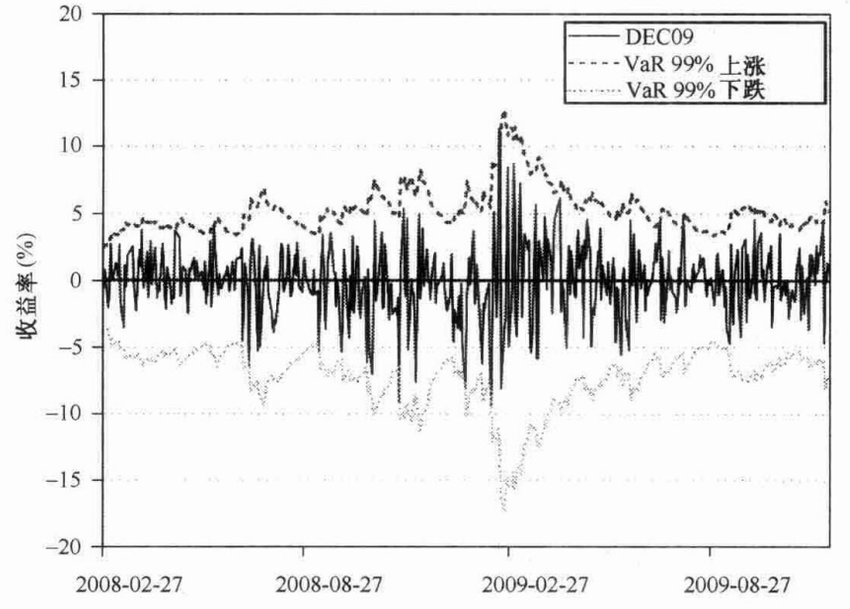


图 8-8　99%置信度下 DEC09 收益率及 VaR 值

与静态 VaR 相比，动态 VaR 更好地拟合了碳价收益率序列的变动。当收益率序列变动剧烈时，VaR 值波动也变得剧烈。由图 8-7 和图 8-8 可见，基于 GARCH-EVT 的动态 VaR 值与实际收益率损失值的变动比较吻合。

GARCH-EVT-VaR 对碳市场的估计是有效的。以 DEC09 为例，图 8-7 和图 8-8 的动态 VaR 和收益率图显示了收益率序列超过估计的 VaR 的数值，在 95%的置信水平下上涨超出 VaR 的个数为 21 个，下跌为 24 个；在 99%水平下，上涨超出数为 6 个，下跌为 5 个。样本内数据点为 460，95%的置信度水平下可超出数为 23 个左右，99%的置信水平下为 5 个左右，可见实证计算的结果在可接受范围内。LR 检验值在 95%的置信水平下上涨和下跌分别为：0.1883 和 0.4552，99%的置信水平下上涨和下跌分别为 0.3927 和 0.0342，远小于临界值 3.84(95%)和 6.64(99%)，表明 GARCH-EVT-VaR 对样本数据的估计是充分的。而从表 8-5 看出，对 Spot1、DEC07、Spot2，GARCH-EVT-VaR 估计的 LR 都在临界值内，表明了 GARCH-EVT-VaR 对碳市场上涨、下跌的风险估计是有效的，且绝大多数的 LR 统计值均非常小，表明模型估计与实际差异度非常小。

表 8-5　GARCH-EVT-VaR 计算结果

	置信度	类型	均值	标准差	最大值	最小值	失效数	失效率	LR 值
Spot1	95%	上涨	8.8878	7.5696	50.1547	1.8067	34	0.0533	0.1426
		下跌	−12.4341	10.5899	−2.5276	−70.1669	31	0.0486	0.0270
	99%	上涨	15.3279	13.0545	86.4967	3.1158	7	0.0094	0.0233
		下跌	−21.4348	18.2557	−4.3572	−120.9586	6	0.0094	0.0233
DEC07	95%	上涨	9.5544	11.9055	113.7213	1.5716	30	0.0471	0.1152
		下跌	−14.0048	17.4511	−2.3037	−166.6926	30	0.0471	0.1152
	99%	上涨	18.1769	22.6499	216.3515	2.9900	8	0.0126	0.3897
		下跌	−26.2999	32.7719	−4.3262	−313.0360	9	0.0141	0.9722
Spot2	95%	上涨	3.9936	1.1897	8.0645	1.9872	22	0.0478	0.0464
		下跌	−4.7414	1.4125	−2.3594	−9.5747	23	0.0478	0.0464
	99%	上涨	5.6013	1.6687	11.3111	2.7872	7	0.0152	1.0906
		下跌	−7.3213	2.1810	−3.6431	−14.7843	4	0.0087	0.0827
DEC09	95%	上涨	3.8094	1.2050	9.1981	1.7916	21	0.0457	0.1883
		下跌	−4.6474	1.4701	−2.1858	−11.2215	24	0.0522	0.0452
	99%	上涨	5.2996	1.6764	12.7963	2.4925	6	0.0130	0.3927
		下跌	−7.2002	2.2777	−3.3864	−17.3854	5	0.0109	0.0342

碳市场的下跌风险高于上涨风险。从表 8-5 中可以看出，不论是在第一阶段还是在第二阶段，在现货市场和期货市场，下跌风险均高于上涨风险。我们比较第一阶段现货市场的上涨、下跌，发现在 99%的置信水平下上涨均值为 15.33%，最大损失值为 86.49%，而下跌均值为 21.43%，最大损失值为 120.96%。对于期货市场和第二阶段市场，下跌风险也是均大于上涨风险，表明在碳市场进行投资，价格下跌的风险比价格上涨带来的风险损失要大。

现货市场和期货市场第一阶段上涨、下跌风险高于第二阶段。比较第一阶段和第二阶段价格的现货市场，第一阶段价格下跌的风险较高。Spot1 在 99%的置信度下下跌损失值均值为 21.43%，最大损失值为 120.96%。而 Spot2 在 99%的置信度下下跌损失值均值为 7.32%，最大损失值为 14.78%。在期货市场，第一阶段 DEC07 在 99%的置信水平下下跌均值为 26.30%，最大损失值为 313.03%，而 DEC09 在 99%的置信水平下下跌均值为 7.21%，最大损失值为 17.39%。对于上涨和期货市场均是第一阶段高于第二阶段。这是由于第一阶段的最后阶段，价格下跌幅度大，后期跌为 0.02 欧元/吨，收益率波动非常大，导致风险较大。

同一阶段的现货和期货上涨、下跌风险较为相近。第一阶段和第二阶段在 95%和 99%置信度水平下，上涨幅度和下跌幅度较为相近。其中第一阶段期货合约市场风险略高于现货市场，而第二阶段现货市场略高于期货市场。

8.7 动态 EVT-VaR 与其他动态 VaR 估计方法比较

在 95%和 99%置信水平下，Bluenext 和 ECX 市场的碳价上涨和下跌风险的 VaR，结果见表 8-6。

表 8-6 碳市场收益率 GARCH-VaR 计算结果

	置信度	类型	均值	标准差	最大值	最小值	失效数	失效率	LR 值
Spot1	95%	上涨	11.3224	9.6432	63.8937	2.3016	17	0.0266	8.7640
		下跌	−11.3224	9.6432	−2.3016	−63.8937	36	0.0564	0.5335
	99%	上涨	16.0128	13.6378	90.3616	3.2550	6	0.0094	0.0233
		下跌	−16.0128	13.6378	−3.2550	−90.3616	20	0.0313	18.7584
DEC07	95%	上涨	12.8588	16.0231	153.0520	2.1152	9	0.0298	6.3402
		下跌	−12.8588	16.0231	−2.1152	−153.0520	37	0.0581	0.8351
	99%	上涨	18.1855	22.6606	216.4539	2.9914	8	0.0126	0.3897
		下跌	−18.1855	22.6606	−2.9914	−216.4539	20	0.0314	18.8020
Spot2	95%	上涨	4.3252	1.2885	8.7342	2.1523	16	0.0348	2.4986
		下跌	−4.3252	1.2885	−2.1523	−8.7342	28	0.0609	1.0732
	99%	上涨	6.4611	1.9248	13.0474	3.2151	2	0.0043	1.8832
		下跌	−6.4611	1.9248	−3.2151	−13.0474	12	0.0261	8.3333
DEC09	95%	上涨	3.2151	1.3405	10.2324	1.9931	16	0.0348	2.4986
		下跌	−3.2151	1.3405	−1.9931	−10.2324	29	0.0630	1.5273
	99%	上涨	6.2225	1.9684	15.0248	2.9266	2	0.0043	1.8832
		下跌	−6.2225	1.9684	−2.9266	−15.0248	10	0.0217	4.7949

从表 8-6 中可以得出以下结论：

1. GARCH-VaR 对第二阶段的下跌和上涨的风险估计优于第一阶段。从表 8-6 可知，第二阶段的 Spot2 和 DEC09，除了 Spot2 在 99%置信度下下跌风险 LR 值大于临界值

外，其他所有的 LR 值均小于相应的临界值，根据 Kupiec(1995)的返回值检验方法，认为 GARCH-VaR 基本上能够估计碳市场第二阶段的 VaR 风险值。而第一阶段的 Spot1 在 95%的置信度下的上涨和 99%的置信度水平下的下跌，DEC07 在 95%上涨、99%的置信度下的下跌均超过了 LR 临界值，我们认为 GARCH-VaR 对于第一阶段的估计是不充分的。

2. 对于 Bluenext 的现货市场、ECX 期货市场，GARCH-EVT-VaR 对于上涨、下跌的风险估计优于 GARCH-VaR，较为有效。不论是 Bluenext 和 ECX 市场，VaR 模型的收益率的上涨风险和下跌风险存在不对称性，这是由于收益率分布的上尾和下尾厚度不相同，GARCH-VaR 所选的分布未能捕捉到所有的尾部现象。对于第一阶段，在 GARCH-VaR 中失效的上涨、下跌风险，GARCH-EVT-VaR 对其估计，后验测试(backtesting)表明 VaR 值是有效的，表明极值理论对于第一阶段这种有极端情况发生的市场较为有效。对于第二阶段合约，GARCH-EVT-VaR 估计优于 GARCH-VaR。从表 8-6 来看，虽然除了 Spot2 的下跌风险(99%)，GARCH-VaR 都通过了后验测试，LR 统计量估计是有效的。但是，GARCH-VaR 不如 GARCH-EVT-VaR 精确，我们对比表 8-5 和表 8-6 的 LR 统计量发现，GARCH-EVT-VaR 的 LR 比 GARCH-VaR 小，说明 GARCH-EVT-VaR 的失效率比 GARCH-VaR 更显著，与 0.05、0.01 无异，估计更稳健，精度更高。GARCH-EVT-VaR 较好地同时把握了上尾和下尾厚度，因此，对上涨和下跌风险的估计都较为有效。

对于碳市场收益率存在尾部不对称现象，例如在图 8-6 的异方差中，存在着极端风险。EVT 能更好地描述出 VaR 风险。

8.8　本章小结

本章采用静态 VaR 和动态 VaR 计算方法，结合了 EVT 理论，分析了 Bluenext 现货和 ECX 期货两类碳市场的风险，结果表明：

(1)第一阶段现货市场价格的冲击衰减速度比期货市场慢，第二阶段市场价格的冲击衰减速度比第一阶段慢，第一阶段的波动不对称现象比第二阶段明显。碳市场第一阶段存在显著的不对称杠杆效应，与 ECX 期货市场相比较，Bluenext 现货的冲击衰减较快，而期货市场时间稍慢。从 Spot1、DEC07 方差方程来看，碳价下跌时，ε_{t-1}^2 对 h_{t-j} 的影响程度为 0.4687，0.4454。而碳价上涨时，影响程度为：0.1245，0.1265。下跌的影响程度大于上涨的影响程度。价格的不对称性中，第一阶段最为明显，上涨和下跌差异最大。对第二阶段的现货 Spot2、期货 DEC09 进行 TGARCH 建模发现，不对称系数 φ 不显著，波动不对称现象不明显。

(2)碳市场第一阶段期货与现货收益率波动差异巨大，第二阶段两者较为相似。异方差的走势代表着碳价的波动水平。第一阶段期货市场的收益率波动水平比现货更剧烈，第一阶段条件异方差的最高值达到一般水平的 1000 倍，较大的波动说明了碳市场存在着极端风险。而第二阶段的现货、期货波动水平较为相似，期货市场的波动稍微剧烈，在 Bluenext 现货市场和 ECX 期货市场，条件异方差的最高值可以达到一般水平的 60 倍。

(3)针对碳市场价格涨跌不对称,GPD 分布可以较好拟合 EU ETS 收益率的尾部分布。在对 EU ETS 收益率分布的尾部渐进分布的具体描述上,利用 EVT 理论中的 POT 值法,实证得到了碳市场价格收益率分布的上尾和下尾分布的渐进估计式,定量刻画了收益率尾部的具体分布形式。GPD 分布也很好地拟合了价格收益超限分布的趋势,给出了计算收益率极端值的渐进分布具体形式的途径,它的意义在于获得了极端值的渐进分布形式后,获得了对应置信度下的分位数点,这是相应的市场稳定机制和风险管理的基本参数。在已有的文献中,并没有专门刻画 EU ETS 的尾部风险,而是把尾部与整个样本统一用正态分布来考虑,这样会造成有偏的结果。

(4)基于 EVT 的 VaR 能够充分度量碳市场风险;同时,对于存在极端事件市场,ES 值比 VaR 能更好估计市场实际风险。不论是静态 VaR 还是动态 VaR 计算,无论是在 99%置信度还是 95%置信度水平下,对于样本数据,静态的 EVT-VaR 估计比传统正态 VaR 估计更有效,动态的 GARCH-EVT 比 GARCH 估计碳市场上涨和下跌的风险更为有效。EVT 对样本数据的 VaR 估计是较为充分的。对于存在极端事件的市场,ES 能够计算超过 VaR 值损失值的期望值,更好地度量市场风险。所以,GARCH-EVT-VaR 是评估碳市场风险的有效方法。

(5)由于配额分配机制的逐渐成熟,碳市场从第一阶段到第二阶段,市场发展渐趋规范。不论是现货市场还是期货市场,第二阶段市场 VaR 明显低于第一阶段。第二阶段市场价格的冲击衰减速度比第一阶段慢。第二阶段的波动不对称现象比第一阶段弱,市场风险有所降低,碳市场发展渐趋规范,有利于人们参与碳交易的信心,发挥碳市场的实际作用。碳市场良性发展的前提是配额的合理分配,这能够影响市场的发展和增强人们长期参与的信心。如果实行跨阶段交易,允许存储和借贷,或许能够解决第一阶段后期的价格"冰点"情况,但是涉及减排效果,仍然值得商榷。

(6)银行界常用的风险评估方法,将会错误估计 EU ETS 市场风险。通过对静态和动态 VaR 计算发现,基于 EVT 的 VaR 方法优于普通 VaR 方法。如果将常用的风险管理方法应用在 EU ETS 当中,将会显著地错误估计市场风险,因为 EU ETS 的市场风险不对称,下跌风险高于上涨风险。对 EU ETS 参与者来说,适当地采用 EVT 将提高碳市场投资的运行安全。EVT 不需要对收益率的分布做前提假设,而是让数据说话,进而来拟合分布的尾部,极大减小了建模风险,可以有效处理厚尾现象。

这与 EU ETS 的市场特征有关,EU ETS 碳价受以下特征的影响:对 EU ETS 的参与者来说,他们可以控制自己的排放权供应量,因此不同公司的减排政策与实际减排量同样影响碳价格。同时,排放权具备明确的过期时限,EU ETS 第一阶段不允许排放权跨期,这直接导致了第一阶段末期碳排放权现货价格接近于零,这是 EU ETS 与普通股票市场的重要区别。EU ETS 价格对政策变动极为敏感:国际气候条约谈判影响市场对未来全球减排形式的预期;国家分配计划(NAPs)设定的排放额分配量直接影响到 EU ETS 的交易走势。另外,EU ETS 与基于项目的 CDM 市场的连接,也会对碳配额的供需产生影响。这一系列因素,均是 EU ETS 风险产生的原因。

第 9 章　碳市场流动性风险相依性和风险集成研究

9.1　碳市场流动性风险概述

碳价受到诸多因素影响。如国际谈判、国家配额分配、政府公告等，都会影响碳价的大趋势。碳市场所处的经济环境、企业生产，会影响配额的需求与供给，影响碳价。碳市场作为新兴市场，受到市场机制的影响。排放配额的供给与需求大部分是电力企业，而电力需求受到温度的影响较大，夏季和冬季需求较大，对配额需求较多，而春季和秋季的需求较少。复杂的环境使得碳市场面临较多风险，碳价波动即是其中主要的一类风险，许多学者分析了碳价波动因素（Alberola 等，2008；Benz 等，2008；Chevallier，2009；Oberndorfer，2009；Abadie 和 Chamorro，2008；Chevallier 和 Mercier，2009；Parsons，2009；Alberola 等，2009；Alberola 和 Chevallier，2009）。除了价格波动风险以外，碳市场还面临一项重要的风险：流动性风险。流动性风险影响着市场价格的不确定性，流动性对于市场影响较大（Fang 等，2009；Goyenko 和 Ukhov，2009；Hearn 等，2009）。

对碳市场而言，流动性的本质是指买卖大量合约，而碳价不会大幅波动的一种价格平衡能力，是衡量市场效率和功能的重要指标。流动性越好，表明碳市场资源配置的效率越高。对于碳市场的流动性，目前尚无统一定义。我们引入证券市场的流动性定义。证券市场的流动性一般指证券的变现能力，及交易者能够以较低的交易成本、较大的交易量而不引起市场价格的大幅度波动。因此，对于碳市场的流动性，我们定义如下：指进行碳期货合约交易而引起的价格变动。流动性越好，表明进行大量合约交易后，市场价格变动幅度越小。

市场风险是衡量碳市场上价格涨跌的风险，但是该风险假设价格不受投资者变现资产（二氧化碳）的影响。但是，如果投资者持有大量的资产而进行变现，就有可能引起价格的较大波动，引发连锁的市场羊群效应，即投资者同时抛售或者购买资产，加大了流动性风险。流动性风险与市场风险联系较为密切，需要将二者联系在一起，进行集成，以度量价格风险。同时，对于不同的市场交易主体而言，风险也有不同的含义，度量上涨和下跌的单侧市场风险更具有现实意义。交易引起价格上涨时，配额出售者将获得收益，增加利润，但是配额缺乏者（碳配额购买者）将遭受损失；交易引起价格下跌时，碳配额购买者将获得收益，但是碳配额出售者将遭受损失。

本章将首先度量市场风险和流动性风险，比较二者大小，然后分析市场风险和流动性

风险的相依性。最后将市场风险和流动性风险进行集成。因此，本章研究的问题包括：(1)碳市场流动性指标构建；(2)碳市场流动性风险度量；(3)碳市场流动性风险与市场风险相依性；(4)流动性风险和市场风险集成。

9.2 流动性风险相依性和风险集成指标构建

9.2.1 流动性指标构建

流动性风险研究的一个关键问题是流动性指标的构建。流动性指标可以通过价格、成交量、交易时间三个指标来衡量。根据 Goyenko(2009)、Bangia 等 (1999)、Berkowitz (2000a)、Berkowitz (2000b)、Cosandey (2001)等人的研究，流动性一般包括以下几个方面：①市场宽度：指交易价格偏离市场有效价格的程度，直接反映了投资者为获得即时交易而实际支付的流动性升水(溢价)和交易成本，主要有买卖价差等。②市场深度：在不影响当前价格下最大可能的成交量，主要有成交量和持仓量等。③市场弹性：指由交易引起的价格波动消失的速度，弹性越大，市场效率越高。④市场冲击：交易发生以后有关市场价格发生变化以及市场吸收交易的能力的信息。

根据碳市场的发展情况，我们构建一个包含交易量和价差的流动性指标。Amihud (2002)提出非流动性指标，Martinez 等(2005)、Hearn 等 (2009)、张金清和李徐(2009)将其发展和应用。本章将在他们的研究基础上构建流动性风险指标。

对于期货合约在第 t 日的流动性：

$$LIQ_t = \frac{lr_t}{to_t} = \frac{100 \times (\ln P_t^h - \ln P_t^l)}{to_t} \tag{9.1}$$

lr 是流动性收益率的变化，$lr = 100 \times (\ln P_t^h - \ln P_t^l)$。$P^h$ 是最高价，P^l 是最低价，to 是碳期货合约的换手率。从上式看出，LIQ 表示的是单位换手率所能引起的碳价的变化率，可以反映碳期货合约流动性风险的大小。

假如投资者持有 n 份碳期货合约，在 t 日变现合约所导致的价格变动率为：

$$\frac{n_t}{TF_t} \times LIQ_t \tag{9.2}$$

TF_t 为第 t 日的合约总数，风险与 LIQ、每期变现头寸成正比，与合约数成反比。

根据上述分析，流动性风险的存在可能会降低投资者的收益率，所以，我们将其作为损失率，即：

$$L_R = \frac{n_t}{TF} \times LIQ_t \tag{9.3}$$

L_R 为流动性风险导致的损失值，本章主要考察一日内的最大损失值，所以有 $L_R = \frac{n}{TF} \times LIQ$，那么，流动性风险和市场风险集成损失 I 为(下跌风险)：

$$I = (-R) \& (L_R) \tag{9.4}$$

R 为碳期货合约的收益率，$-R$ 为市场的损失率。

上涨风险为：

$$I = (R)\&(L_R) \tag{9.5}$$

9.2.2　碳市场在险值计算和检验

VaR(Value at Risk，在险值，定义同第 8 章)表示在一定的持有期内，在一定的置信度水平下可能的最大损失。那么，对于集成风险 I，其密度函数为 $f(x)$，那么，VaR 可以表示如下：

$$VaR_p = \inf\{x \mid f(I < x) > p\} \tag{9.6}$$

当密度函数 $f(x)$ 为连续函数时，也可以表示为：$VaR_p = F^{-1}(p)$，其中 F^{-1} 为损失分布 $F(x)$ 的反函数。

9.2.3　广义帕累托分布

近期的研究表明，大部分的市场收益率并不服从正态分布，本章中流动性指标采用广义帕累托分布(GPD)。定义 $F_u(y)$ 为随机变量 X（X 分别为：碳价收益率 R 和流动性指标 L_R）超过阈值 u 的条件分布函数：

$$F_u(y) = \Pr(X - u \leq y \mid X > u) = \frac{F(u+y) - F(u)}{1 - F(u)}, y > 0 \tag{9.7}$$

根据 Balkema 和 De Haan (1974)，Pickands (1975)的研究：对于一大类分布的 F（几乎包括所有的常用分布）条件超限分布函数 $F_u(y)$，存在一个 $G'_{\xi,\sigma}(y)$ 使得：

$$F_u(y) \approx G'_{\xi,\beta}(y) = \begin{cases} 1 - \left(1 + \frac{\xi}{\beta} y\right)^{-\frac{1}{\xi}} & if\ \xi \neq 0 \\ 1 - e^{-y/\beta} & if\ \ \xi = 0 \end{cases} \quad u \to \infty \tag{9.8}$$

当 $\xi \geqslant 0$ 时，$y \in [0, \infty)$，特别地当 $\xi = 0$ 时，即为指数分布；当 $\xi < 0$ 时，$y \in [0, -\beta/\xi]$。函数 $G'_{\xi,\beta}(y)$ 称为 GPD。

9.2.4　Copula 函数

Copula 最早由 Sklar(1959)提出，在 90 年代开始得到发展(Joe(1997)、Embrechts 等(2003)、Nelsen(2006))。Copula 函数是一种将联合分布与它们各自的边缘分布连接在一起的函数，因此也有人将它称为连接函数。

本章在综合前人研究的基础上，将极值分布作为构造 Copula 的边缘分布，分析市场收益率和市场流动性的极端风险，找出能够精确度量极端风险的相依结构，并对相依关系做出合理解释。本章使用了五种 Copula 函数。

1)Gaussian Copula

二元正态 Copula 函数的表达式为：

$$\begin{aligned} C_N(u, v; \delta) &= \int_{-\infty}^{\Phi^{-1}(u)} dx \int_{-\infty}^{\Phi^{-1}(v)} dy \frac{1}{2\pi\sqrt{1-\delta^2}} \exp\left\{-\frac{x^2 - 2\delta xy + y^2}{2(1-\delta^2)}\right\} \\ &= \Phi_\delta(\Phi^{-1}(u), \Phi^{-1}(v)) \end{aligned} \tag{9.9}$$

其中δ是市场风险和流动性风险的相关系数，其中$\delta \neq 0$。$\delta > 0$时，随机变量u、v正相关，$\delta \to 0$时随机变量u、v趋向于独立，$\delta < 0$时随机变量u、v负相关。$\Phi^{-1}(\cdot)$是标准正态分布。

2)Frank Copula 函数

Frank Copula 函数的分布函数为：

$$C_F(u,v;\delta) = -\frac{1}{\delta}\log\left[1-\frac{(1-e^{-\delta u})(1-e^{-\delta v})}{1-e^{-\delta}}\right] \tag{9.10}$$

Frank Copula 函数在上尾和下尾具有相同的相关性，市场风险和流动性风险关联的相关结构可以由 Frank Copula 函数来描述，表明碳市场处于上涨期和下跌期时，收益率和流动性之间具有对称的双尾相关性。

3)Gumbel Copula 函数

Gumbel Copula 函数的分布函数为：

$$C_G(u,v;\delta) = \exp\{-[(-\ln u)^{1/\delta}+(-\ln v)^{1/\delta}]^{\delta}\} \tag{9.11}$$

Gumbel Copula 具有非对称性，用于描述变量间的非负相关关系。上尾的相关性较强，如果市场风险和流动性风险关联的相关结构以 Gumbel Copula 函数描述，表明当碳市场出现利好行情时，收益率和流动性的上尾相关性相互加强。

4)Clayton (Joe) Copula 函数

Clayton Copula 的分布函数为：

$$C_c(u,v;\delta) = (u^{-\delta}+v^{-\delta}-1)^{-1/\delta} \tag{9.12}$$

Joe 的分布函数为：

$$C_J(u,v;\delta) = 1-((1-u)^{1-\delta}+(1-v)^{1-\delta}-(1-u)^{1-\delta}(1-v)^{1-\delta})^{\delta} \tag{9.13}$$

Clayton (Joe) Copula 的密度函数具有非对称性，用于描述变量间的非负相关关系。下尾的相关性较强，如果流动性风险与市场风险关联的相关结构以 Clayton (Joe) Copula 函数描述，表明当碳市场出现价格下跌风险事件时，收益率和流动性的下尾相关性相互加强。

9.3 数据预处理

本章研究欧洲气候交易所(ECX)的碳期货市场。以 ECX2009 年 12 月交割的期货价格(DEC09)为主要研究对象(图 9-1)。同时选取 ECX2008 年 12 月交割的期货价格(DEC08)作为对比分析；DEC08 根据 Alberola 和 Chevallier (2009)的研究，选取 2006 年 6 月～2008 年 12 月的数据。DEC09 选取第二阶段：2008 年 1 月～2009 年 12 月的数据。

为了验证数据是否服从正态分布，我们分析 DEC09 的收益率和流动性收益率的正态 QQ 图，图 9-2 表明，DEC09 的收益率和流动性收益率均不服从正态分布，其中收益率序列偏离非常大。

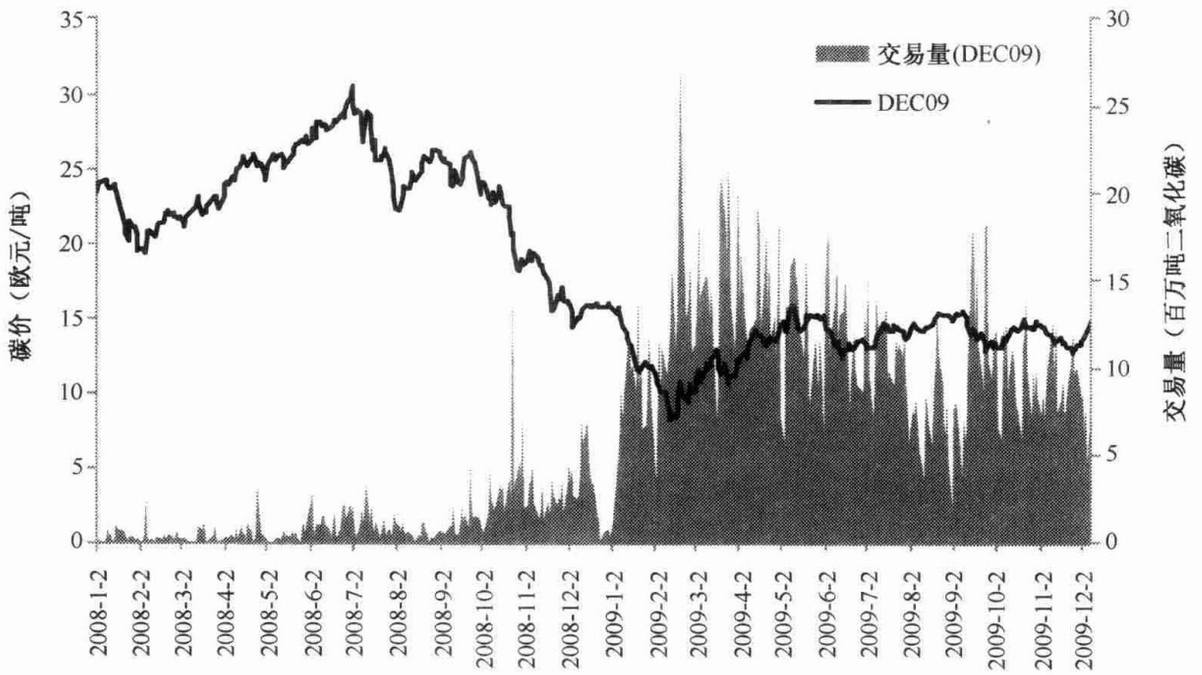


图 9-1　DEC09 交易量和结算价走势图

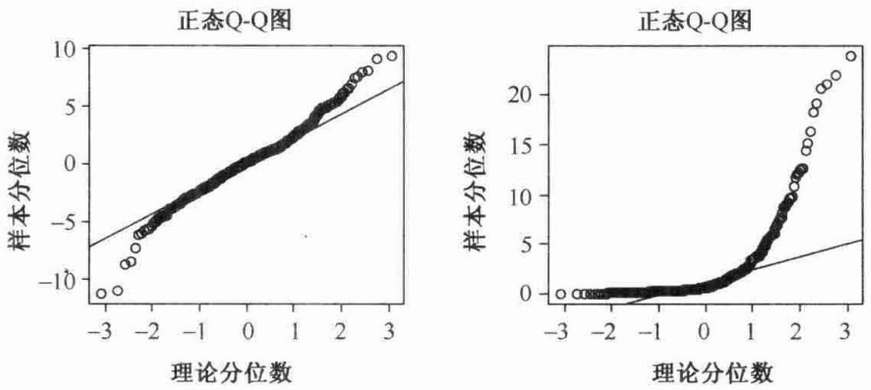


图 9-2　DEC09 市场收益率和流动性收益率 QQ 图

9.4　碳市场流动性在险值分析

对于碳市场流动性 VaR，我们采用传统 VaR 计算法，结果见表 9-1。

表 9-1　VaR 计算结果

合约类型	置信度	类型	市场 VaR	流动性 VaR
DEC08	95%	上涨	3.7148	4.4979
		下跌	4.3861	4.4979
	99%	上涨	5.6189	11.1360
		下跌	7.1865	11.1360

续表

合约类型	置信度	类型	市场 VaR	流动性 VaR
DEC09	95%	上涨	3.9796	8.7619
		下跌	4.9074	8.7619
	99%	上涨	7.2986	19.1166
		下跌	7.5748	19.1166

VaR 计算结果表明：

(1)碳市场上涨市场风险小于下跌市场风险。表 9-1 中，不论是在 95%的置信度水平下，还是 99%的置信度水平下，下跌的市场风险均高于上涨的市场风险。在 99%水平下，DEC09 的流动性风险高于 DEC08。DEC08 经历了第一和第二阶段，时间长度高于 DEC09，交易情况比 DEC09 波动大，流动性风险平均高于 DEC09。

(2)与市场风险相比，流动性风险较小。表 9-1 中，百万份合约面临的流动性风险约是市场风险的 2 倍，但是由于碳市场规模受限，每种合约每日交易量在初期都不超过 100 万份，而在最高日也不超过 3000 万份，因此，小额的合约在市场面临的流动性风险远小于市场风险。

(3)在 99%置信水平下，流动性风险较大。表 9-1 显示，在 99%置信水平下，流动性风险大大增加，市场上交易量的增加会影响流动性风险。

为了与其他流动性风险指标比较，我们使用变现时间的流动性指标(宋逢明和谭慧(2004))：$L_VaR = VaR \times \sqrt{T} = VaR \times \sqrt{\frac{1}{to} \times \frac{n_t}{TF_t}}$，认为在市场上，市场风险经过变现时间调整后，面临的流动性风险即为 L_VaR。调整后的碳市场流动性风险，见表 9-2。

表 9-2 DEC09 的流动性风险

	95%	99%
上涨	7.2348	13.2686
下跌	8.9215	13.7707

在 95%的置信度下，上涨期和下跌期相差不大，而在 99%的置信度下，市场的流动性风险小于我们构建的指标计算结果，这是由于该指标考虑的是在变现时间内面临的平均市场风险，与我们考虑到的高低价差和交易量的流动性指标有较大区别。

9.5 流动性风险和市场风险相依性分析

在这里，我们估计市场收益率和流动性收益率的边缘分布函数，边缘分布函数采用 GPD。首先研究两种流动性风险和市场风险因子的相依性，然后使用 Copula 函数建立两种风险因子的联合分布函数，并通过蒙特卡罗(Monte Carlo，MC)模拟方法度量集成风险。最后比较集成风险和单一市场风险或者单一流动性风险。

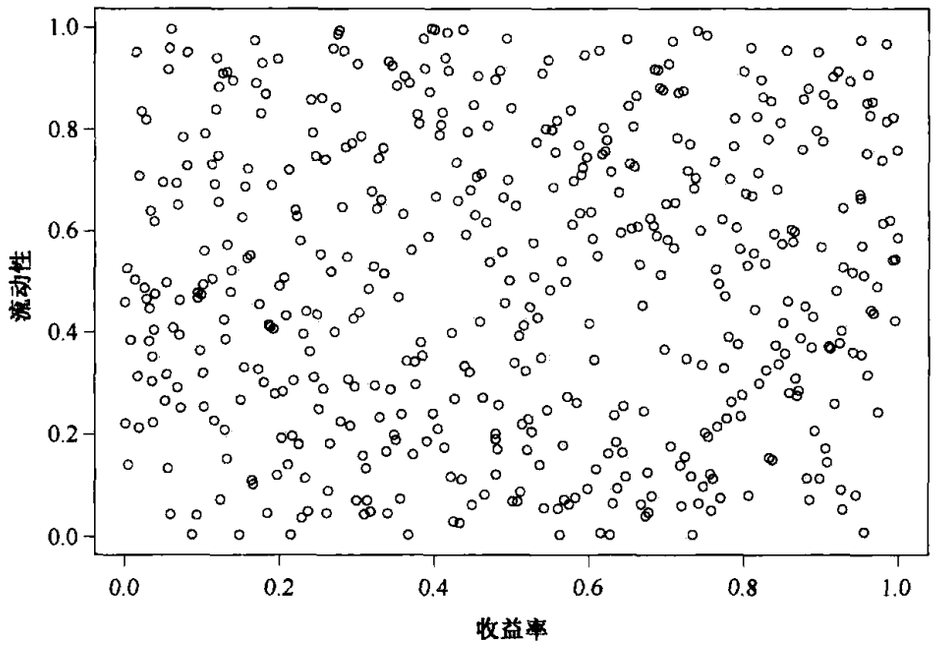


图 9-3　DEC09 均匀分布二维图

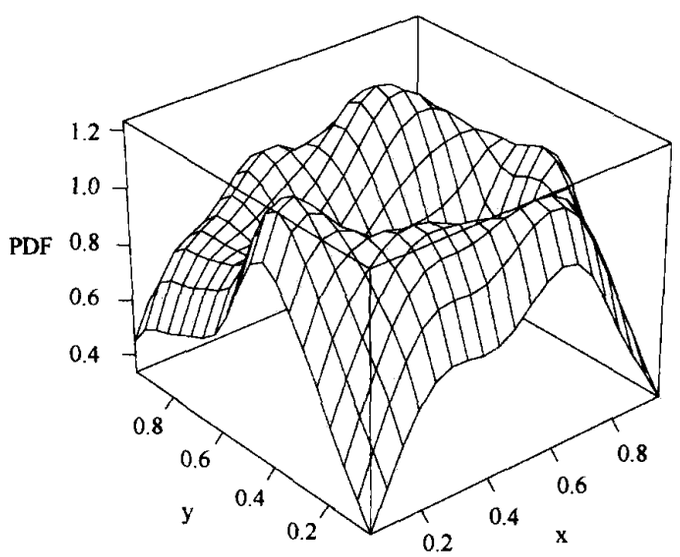


图 9-4　DEC09 概率密度分布二维图

从图 9-3，图 9-4 及表 9-3 的结果可以看出，流动性风险和市场风险具有正的相依性，但是相依性非常弱，Spearmans 系数均值在 0.1 以下。Gumbel 强调上尾的相关性，反映碳市场交易活跃时的二者相关性，称之为“牛式相关”，但表 9-3 显示该值较小，分别为 0.067(DEC08)、0.004(DEC09)，表明当一个变量为正的极值时，另一个变量也为正极值的概率较小。Frank 是对称分布。Clayton(Joe) 强调下尾的相关性，反映碳市场交易下跌时的二者相关性，称之为“熊式相关”，但表 9-3 显示该值较小，分别为 0.00(DEC08)、0.5(DEC09)，表明 DEC09 下跌时市场风险与流动性风险的相关性高于 DEC08。DEC09 在经历 2008 年 10 月开始的金融危机后，市场一直处于不景气状态，碳价一直下跌。

模型的可靠性验证。我们对使用的四种 Copula 函数，拟合其累计概率密度，见图 9-5。给出经验 Copula 和四种 Copula 拟合图的等高线进行对比，不难看出，各种 Copula 函数的

拟合效果均是不错的。我们根据 AIC,BIC,HQ 原则,选取最佳 Copula 函数,DEC08 选取 Gumbel Copula,DEC09 选取 Frank Copula。为了进一步验证这一结论的可靠性,以 DEC09 为例,利用 Frank Copula 函数对 DEC09 市场收益率和流动性收益率序列进行模拟,对照真实收益率,可以推知 Frank Copula 对收益率分布的拟合非常理想,可以接受(见图 9-6)。

表 9-3 不同 Copula 函数计算结果

	DEC08				DEC09			
	Gaussian	Frank	Gumbel	Clayton	Gaussian	Frank	Gumbel	Joe
Delta	0.0584	0.2725	1.0517	3.36e−006	0.0418	0.2490	1.0032	1
Kendalls	0.0372	0.0303	0.0492	1.68e−006	0.0267	0.0277	0.0032	−9.13e−8
Spearmans	0.0558	0.0454	0.0735	2.52e−006	0.0400	0.0415	0.0048	0
Log-likelihood	1.0846	0.6641	2.9375	1.18e−4	0.4338	0.4503	0.0074	1.11e−16
Akaike 信息准则	−0.1692	0.6718	−3.8749	2.0002	1.1325	1.0995	1.9851	2.0000
Bayesian 信息准则	4.2828	5.1239	0.57713	6.4523	5.3371	5.3040	6.1897	6.2046
Hannan-Quinn 信息准则	1.5596	2.4006	−2.1461	3.7290	2.7831	2.7500	3.6357	3.6506

注:我们分别选取正态、对称、上尾、下尾四种不同类型的 Copula 函数,而根据拟合优度,DEC08 的下尾选取 Clayton,DEC09 选取 Joe。

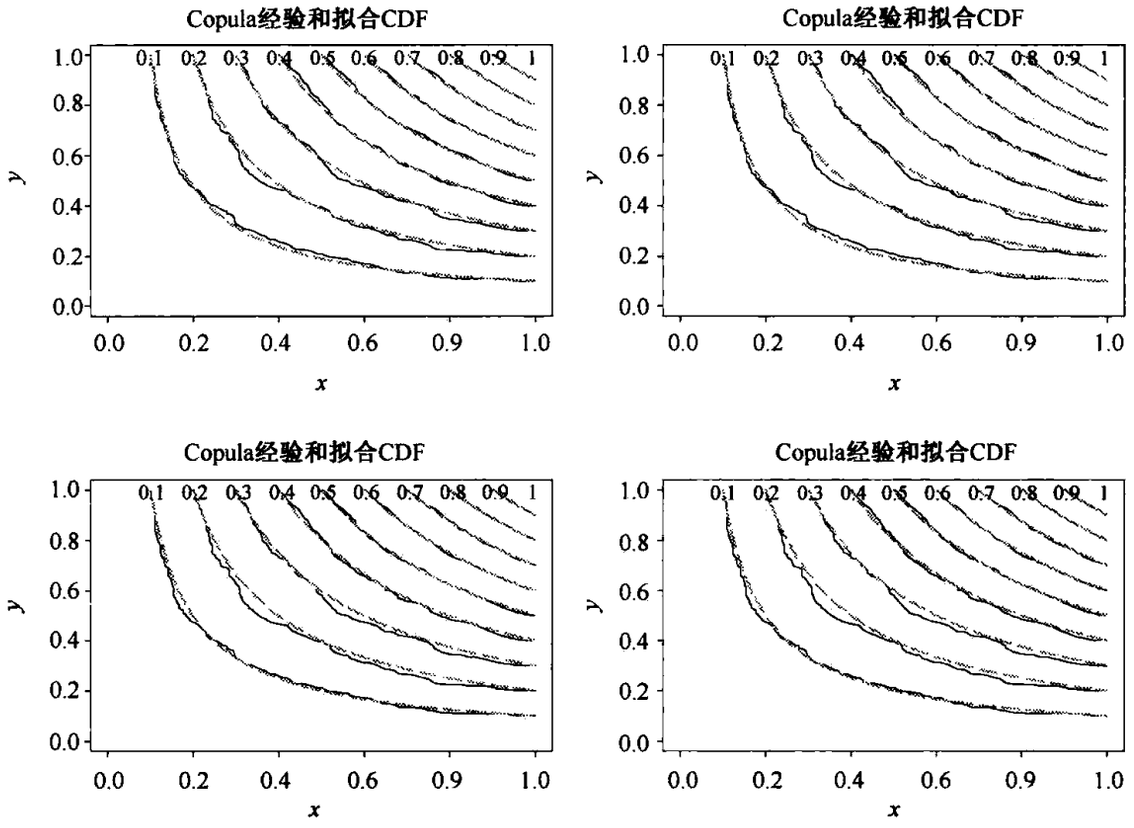


图 9-5 DEC09 四种 Copula 函数与经验 Copula 拟合比较

根据 DEC08 的 Gumbel Copula,DEC09 的 Frank Copula,边缘分布采用 GPD 分布。采用 Monte Carlo 模拟得到市场风险和流动性风险。

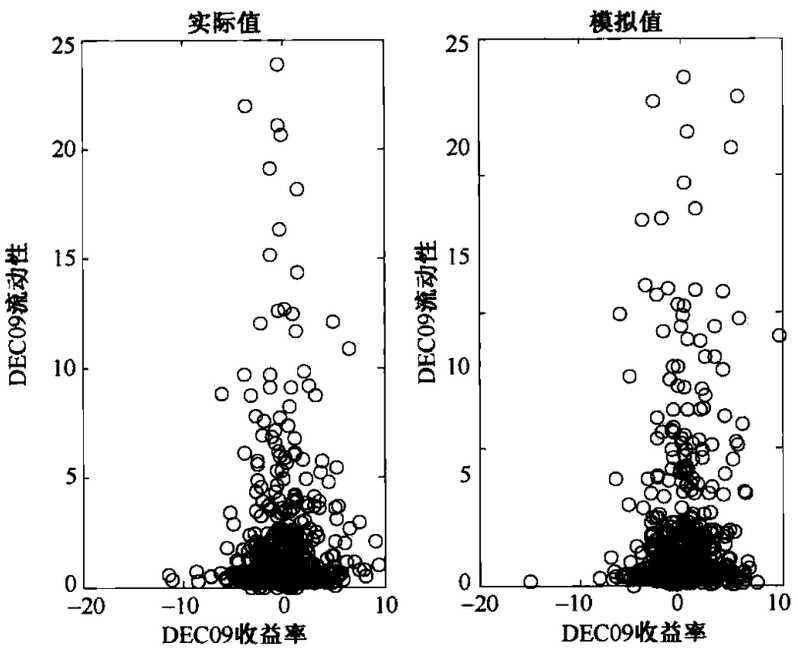


图 9-6　DEC09 收益率与流动性收益率的实际与模拟比较图

表 9-4　基于 Copula 下的流动性风险和市场风险 VaR

合约类型	置信度	类　型	市场 VaR	流动性 VaR
DEC08	95%	上涨	3.6463	4.6331
		下跌	4.2236	4.5366
	99%	上涨	5.6334	9.3874
		下跌	6.9101	9.4267
DEC09	95%	上涨	4.0986	8.6902
		下跌	4.8176	8.5427
	99%	上涨	7.0356	16.4641
		下跌	7.1131	16.3163

注：DEC09 单个市场风险在 95% 的置信度水平下，和其 99% 的置信度水平下，其下跌的 VaR 值分别为：4.8645、7.1660。

流动性风险和市场风险的相互影响较弱。表 9-4 中，考虑了市场流动性和市场价格的二者关系后，得到各自的流动性风险和市场风险。与表 9-1 比较，数值相差较小，表明各自独立的市场风险和流动性风险与考虑了二者相互影响后的市场风险与流动性风险相差较小。

9.6　流动性风险与市场风险集成分析

现在考虑一份合约在一日内面临的市场风险和流动性风险之和，计算结果见表 9-5。

考虑流动性风险后，集成风险值有所上升。在表 9-5 中，与单独市场风险值（表 9-1 中）相比，市场参与者面临的风险值有所上升。我们计算 VaR 调整后的流动性指标：*adj*

$= \frac{I_VaR - VaR}{VaR} \times 100$，根据此来得到考虑流动性风险后的市场 VaR 增长或者下跌情况。结果见图 9-7。

表 9-5 市场风险和流动性风险集成 VaR

	DEC08		DEC09	
	95%	99%	95%	99%
上涨	3.7467	5.9766	4.3333	7.6971
下跌	4.4771	7.4129	5.0229	7.7507

注：DEC09 单个市场风险在 95%的置信度和 99%的置信度下，其下跌 VaR 值分别为：4.8645、7.1660。

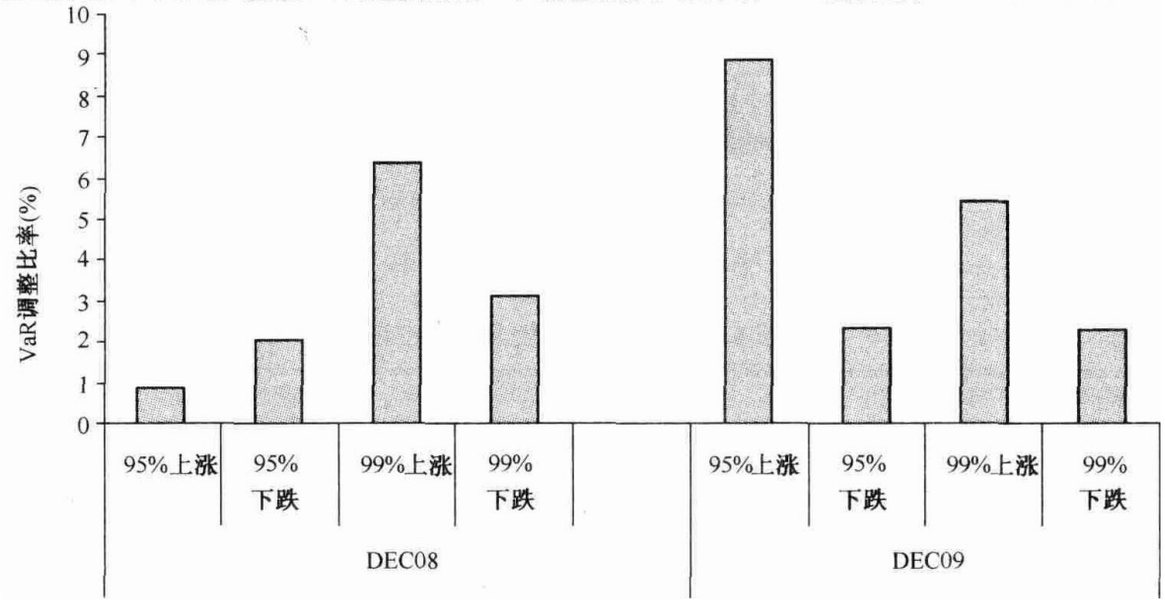


图 9-7 VaR 调整后的流动性指标

考虑流动性风险，风险值均有所上升，与市场风险相比，流动性风险小于市场风险。

在 95%置信度下，DEC08 的平均风险增加值小于 DEC09，这是由于 DEC08 的平均换手率高于 DEC09，市场资源配置比 DEC09 稍好，流动性较好。经过调整的流动性风险值均高于市场风险，流动性较差，变现时间大于 1 天。在 99%置信度下，DEC08 和 DEC09 相差无几。

表 9-6 不同合约数 DEC09 下跌 VaR(%)

合约数(份) / 置信水平	100	10 000	100 000	1 000 000
95%	5.2246	6.4659	7.2381	8.6146
99%	8.1997	11.9753	14.4427	16.0898

注：DEC09 单个市场风险在 95%的置信度和 99%的置信度下，其下跌 VaR 值分别为：4.8645、7.1660。

增加合约数，VaR 值变大。表 9-6 中，随着投资者持有的合约数增多，面临的下跌风险集成值增加。当持有 1 万份合约时，面临的风险在 95%的置信度水平下从 4.86%增加到 6.47%，在 99%的置信度水平下从 7.17 增加到 11.98%。当合约数增加到 100 万份

时，投资者面临的风险在 95%的置信水平下比只考虑市场风险相比，增加了 0.77 倍，在 99%的置信水平下增加了 1.25 倍。置信水平越高，增加倍数也越大，说明较大合约数对于流动性风险影响较大，也说明如果置信水平越高，流动性风险在集成风险中所占比例越大。

与市场风险相比，流动性风险仍然较小。在交易 100 万份时，市场流动性风险影响非常大，超过了市场风险。但是 DEC09 合约平均日交易量较小，在初期日交易量不足 100 万份；日交易最高量也只有 2000 多万份，因此，一次交易 100 万份的情况只是本章的假设，更多的情况是小额交易。在 1 万份合约交易情况下，仍然是市场风险较大。因此，在现阶段，碳市场主要面临的风险是市场风险，但是，随着碳市场的发展，交易活跃度增加，流动性风险也不可忽视。

9.7　本章小结

本章采用 GPD 和 copula 函数分析碳市场风险和流动性风险的相依性及碳市场流动性和市场风险相依性的强弱。分析表明：

(1)由于市场规模受限，碳市场目前的市场流动性风险较小，当前阶段，碳市场面临的主要是市场风险。目前碳市场规模较小，而且平均持仓时间较长，如 DEC09 在 2008～2009 年间平均换手率为 18 天左右，远低于一般期货市场，市场交易不够活跃，流动性风险较小。

(2)碳市场的市场风险和流动性风险相依性较弱。由于合约到期时间的不同，相依性存在差异。受 2008 年金融危机的影响，碳价一路下跌，DEC09 下跌的相依性高于 DEC08。

(3)虽然与市场风险相比，流动性风险较小，但忽视市场流动性风险会低估碳市场面临的风险。每份合约在一日内面临的流动性风险会达到市场风险的 9%，而持有合约数较多的投资者，面临的流动性风险会大大增加。

(4)碳市场流动性较弱，低于一般期货市场，需要进一步发展。市场发展迅速，交易量和持仓量增加，市场容量增大，有助于降低流动性风险，但随着交易者增加，换手率变大，流动性风险仍不可忽视。

碳市场是新兴、发展迅速的市场，目前流动性较弱，随着影响程度进一步加大，将会有更多的参与者参与市场交易，市场的流动性增大，这将有利于碳市场的发展。放宽碳市场的准入制度、设计更多的碳市场交易品种，有利于提高碳市场的流动性，降低流动性风险。但碳市场不仅仅是一个纯粹的市场，而且涉及减排方面，如何兼顾市场发展和发挥实际减排作用，值得我们进一步探索。

第 10 章　国际碳市场对中国的机遇与挑战

10.1　后京都时代欧盟排放交易体系展望

EU ETS 是全球第一个跨国温室气体排放交易制度，也是第一个与 JI 和 CDM 相连接的排放交易制度（康文尚和赖宇松，2008）。从目前 EU ETS 运行五年的实际经验来看，EU ETS 在以下几个方面有待进一步完善：

1. 未来发展存在很大不确定性

哥本哈根会谈之后，国际社会对于 2012 年之后的国家减排框架仍然未达成实质性协议，这给《京都议定书》以后的国际碳市场发展前景带来了很大的不确定性。随着 2012 年逐渐临近，国际社会仍然为利益问题进行着激烈的争论，后京都时代减排量分配问题必将对欧盟的减排政策产生冲击，进而影响到 EU ETS 的发展。

2. 第一阶段准备过于仓促

欧盟委员会于 2003 年 10 月发布公告（Directive 2003/87/EC），各成员国于 2004 年 3 月必须提出国家分配计划（National Allocation Plans）。对于没有实施排放交易经验的成员国而言，半年的时间实在太过仓促，造成成员国无法准时提出国家分配计划，使得很多排放源在 EU ETS 刚开始运行时并没有参与排放交易（吴明陵，2006）。依据欧盟执行委员会 2006 年 5 月发布的相关信息显示，在 EU ETS 实施一年多后，仍有塞浦路斯、卢森堡、马耳他和波兰 4 个成员国尚未建立登记制度，这些成员国不仅无法正确记录二氧化碳排放许可证的核发、持有、移转与注销，更无法与欧盟监管部门进行数据的核证与管理。所以，EU ETS 的实施有些仓促。

3. 欧盟内部对排放权的法律性质尚未达成一致

欧盟各成员国内部对排放权转移是权利转移还是商品转移，并未达成一致意见。对诸如当跨国交易发生纠纷时，以何种法律来解决纠纷、是否会增加交易成本、是否会造成交易价格与交易市场的区域化等问题，均有待进一步观察。

4. 欧盟监督力度和执行能力有待加强

虽然欧盟委员会已经对如何监测与报告实际二氧化碳排放量制定了详细的指导，不过，在操作中，如何发挥这些法律法规的实际效果，有待进一步加强，以便确保交易市场的公信力。例如，2006 年，意大利受 EU ETS 监督的排放源共 943 个，其中有 208 个未依规定准时申报 2005 年的二氧化碳实际排放量，更有 647 个排放源在提交足额排放许可量上违反规定（康文尚和赖宇松，2008）。另外，EU ETS 对实际排放量超过排放许可时处以罚

款，第一阶段为 40 欧元/吨二氧化碳，第二阶段为 100 欧元/吨二氧化碳。在运行过程中，这一罚款机制能否落实与贯彻，将影响 EU ETS 的运行效果。

5. 覆盖面有待扩大

欧盟的交通运输行业是仅次于电力行业的第二大温室气体排放行业。1990～2004 年，欧盟的温室气体排放总量下降 5%，但是同期的交通运输行业二氧化碳排放量却增加了 26%(Atlee，2007)。因此，EU ETS 应当考虑将交通行业也纳入到排放交易体系当中。

6. 未能引导低碳经济的发展

EU ETS 的市场信号和欧盟各个成员国的国家分配计划(NAP)未必能将各国未来的投资引导到低碳经济的方向上去，尽管这是 EU ETS 的一个重要目标(魏一鸣等，2009)。例如，2005～2008 年，第一阶段 NAPs 普遍过多，结果使得作为重要排放国的德国试图在第二阶段的 NAPs 中倾向碳密集型行业，如煤电设施，而不是低碳行业。

7. 对碳密集型行业的积极作用目前较为有限

在欧洲的水泥行业，有研究分析了法国、葡萄牙、西班牙和英国 1976～2005 年的水泥净出口数据，结果表明产能利用率是净出口的主要影响因素，能源成本居其次，而碳价影响不显著(魏一鸣等，2009)。在炼制工业，2005～2006 年，炼制工业部门减少排放 0.56%，而排放配额剩余 7%，因此没有花费购买碳的成本。在钢铁行业，来自 CITL 的数据表明，一方面，钢铁工业普遍从过渡分配的配额中获益；另一方面，钢铁价格上扬使得很难发现碳价对钢铁部门盈利能力的冲击。欧洲是原铝净进口地区，1999～2006 年的数据表明，碳价尚未造成欧盟铝进口增加而影响国内厂商的市场份额削减。

8. 减排成本可能会引起电价等能源价格上涨

随着 EU ETS 第二阶段的开始，越来越多的企业进入市场。如果市场新入者是发电行业等碳密集行业，随着碳价上升而带来的成本上扬，将一定程度上阻碍该行业科学技术的更新换代，引发该行业低效率的额外投资，并长期造成电力等能源价格的上涨。

10.2　国际碳市场带给中国的机遇

1. 有利于中国进一步深化政策调控

政策调控在应对气候变化中有极重要的作用。EU ETS 的实践证明，政策宏观调控可以与市场机制有效结合起来。EU ETS 这类跨国界的碳市场，是在欧盟委员会政策推动下逐步建立起来的，没有政策的支持与调控，是不可能在如此复杂的市场情形下，建立一个以全局成本最小化为目标的排放权交易市场的。中国三十多年的改革开放成果证明，宏观调控可以有效解决市场的盲目性，用“有形的手”来影响“无形的手”。在应对气候变化的过程中，政府政策导向将发挥决定性作用，应用前景广泛。

2. 有利于中国更好应对国际气候条约谈判

EU ETS 相关法律与规章制度是国家间谈判的典范。尽早学习 EU ETS 的内在运作机制与经验教训，有助于中国加快适应新形势下的减排规则，以便采取相关对策，在全球应对气候变化的谈判过程中趋利避害，更好地保护中国的利益。后京都时代的全球碳市场仍存在大量的不确定性，作为一个已经进入第二阶段的碳交易市场，EU ETS 的成功

运作经验必将影响即将到来的国际气候谈判，CDM 必将与 EU ETS 加速融合（魏一鸣等，2009）。在这一谈判过程中，中国应当保护自己的合理权益，为中国赢得一个应有的发展空间。

3. 有利于中国赢取更大的 CDM 项目收益

在可预期的将来，CDM 所带来的排放权将与 EU ETS 更紧密地结合，中国是最大的 CDM 供应国。中国具备利用 CDM 机制获得更多收益的潜力，随着 EU ETS 的不断完善和中国国内企业 CDM 经验的渐渐积累，当前中间商获益颇丰的场面必将逐步转变。

4. 有利于中国在经济全球化中发挥更大影响力

EU ETS 是在经济全球化日益显著的背景下产生的，创造了多边参与的规则与条件，在国际间流动的金融资本纷纷进入该市场以获取利润。中国是在开放中发展起来的，中国的发展离不开世界。中国需要进一步利用全球化的条件发展自己，其中既包括利用国际资金与世界市场，也包括利用国际的体制条件。EU ETS 这一市场机制的存在给予了中国这一机遇。无论是从获取定价权的角度，还是从获取更大收益的角度，中国均大有可为。

5. 有利于中国改善国内竞争体系

EU ETS 建立的是一个可监督的自由化竞争体系，它提供了成员方通过自由化获益的机制。期货等现代金融工具的应用，使得套期保值这一风险规避机制发挥了应用作用。这一市场机制为国内的各类市场竞争体系的完善提供了很强的示范性。中国可以从这一规范的排放权市场汲取经验，来改善中国国内的市场环境，扩大期货期权市场的市场份额，在赢得经济全球化利益的同时，最大限度地减少可能的风险与冲击。

10.3 中国应对国际碳市场的挑战

1. 参与国际碳市场的程度不足

中国对与碳排放权交易相关的金融产品开发不足，相关服务产业发展缓慢，参与国际碳交易市场的程度较低。从广义国际碳市场来看，目前中国参与程度很低。除碳交易本身，EU ETS 还催生了相关的金融服务产业，涌现出不少专门从事碳排放交易的公司，提供碳排放市场资讯、研究和经纪服务。这一服务行业的缺乏也是国内企业或机构参与国际碳交易的瓶颈之一。

2. CDM 市场中介力量不足

CDM 在广义上是碳市场的一部分，目前 CDM 减排量已经可以在 EU ETS 上交易（魏一鸣等，2008）。中国 CDM 碳市场缺乏本土中间商，目前仍处低端环节，间接参与碳配额交易的程度有限。从目前状况来看，在京都机制下，对发展中国家来说，CDM 是三种灵活机制中比较可行的一种。我国相关设备及技术水平相对落后，且具有低廉的劳动力成本、较好的政策环境与经济发展潜力。这些特征一方面使得减排成本相对较低，能够吸引发达国家的项目技术投资，然而另一方面，也反映了在全球范围的碳交易中，我国仍处于低端市场。西方国家的中间商在中国以较低的价格收购初级 CER，在欧洲碳市场包装成 EU ETS 第二阶段的 CER 期货合约，价格增值幅度达 100%。

3. CDM 项目运行模式单一

中国 CDM 项目运行模式仍比较单一。已被政府批准的 CDM 项目有 1000 多个，其中绝大多数属于双边远期 CER 合同，价格长期锁定，买方承担 CDM 开发和 CER 交付的各种风险。虽然风险相对较低，但仍需要面对买方不履行或卖方机会成本损失的风险。目前中国业主通常更重视短期效益，缺乏风险意识和对国际市场的了解，只要买家出价合适就卖出，没有对 CER 价格波动进行风险管理和控制。另一方面，国内相关服务行业的缺失使得 CDM 项目供大于求，基本处于买方市场，各项目之间互相压价竞相出售。这两方面因素相互作用，使得我国在国际碳市场表现尚弱。事实上，作为 CER 的最大供应国，中国应是国际碳市场的主体，在价格上具有话语权，但由于语言障碍、商业和风险意识缺乏等诸多因素，使众多中国企业对 CDM 国际规则及盈利模式缺乏深入的理解和应用，因此在双边谈判中处于弱势，造成 CER 价格较低并且在注册后 CER 的账户归属等方面没有取得公平权力。

4. 碳交易市场价格形成机制缺位

发达国家的政府和商界对碳资源的价值有很高认识。英国在欧洲最早实施了碳排放交易制度，是后来 EU ETS 的基本框架。政府制定了透明、简便的碳交易项目申请程序，并且依赖于成熟的金融市场和世界金融中心的地位，吸引了大批碳基金和相关咨询机构在英国进行碳交易活动。相比之下，中国政府和投资者需要及时认识到市场中碳的“货币”属性。中国碳交易市场仍处于原始阶段，以公司之间的场外交易为主，缺乏价格形成机制。CDM 市场缺乏规范和监管，供需双方信息不透明，买卖双方和中间商缺乏标准和资质。

要想尽快进入国际碳市场，并避免“低价原料提供者”的角色，可以从政府和投资者两方进行努力。政府应鼓励国内机构投资者参与 CDM 市场，加快二氧化碳排放权衍生品的金融创新、开展碳金融服务；投资者（主要是机构投资者）充分利用国内碳市场潜力巨大的有利条件，做市 CDM、集合大规模收购 CER 后进入 ECX 等二级 CER 交易场所并建立交易头寸而获利；机构投资者也可以像中国银行或深圳发展银行那样，开发 CDM 或 EUA 相关的碳金融工具，投入国内资本市场。

5. 国内建立碳市场制度与政策准备不足

碳交易市场是目前少数正在实践的环境服务市场。通过碳交易市场，可以实现地区或全球范围内的低成本碳减排。同时从经济角度来看，可以达到市场收益最大化。EU ETS 在欧洲运作的经验为中国碳减排途径提供了有益参考，然而是否要仿照 EU ETS 在中国建立国内碳交易市场，仍需要从多方面考虑。

需要指出的是，在 EU ETS 经验中，实施环境、参与者、经济体结构和组织方式都与中国有着本质的不同。在中国不同省市自治区中，资源分布、能源强度、各省市的经济结构和发展模式都有所不同，管理方式的差异性也值得注意。更为重要的是，EU ETS 的运行基础是完全市场化。无论是参与行业还是运行平台，都建立在公开市场的基础上，这样就保证了产业链的完整性、碳市场（及能源、技术等其他市场）的流动性和价格机制的有效性。目前中国处于能源市场尚未完全放开、市场机制尚未完善的状态，因此，要建立完全市场化的碳交易机制，势必先天不足。

从全球碳市场的经验和当前进程来看，中国具有相对较低的碳减排成本和较大的市场规模，在许多领域具有较大的减排潜力。同时 CDM 作为《京都议定书》确定的灵活机制之一，适合中国这样的发展中大国进行碳减排实践，推动碳市场的健康发展。然而 CDM 的实施在后京都时代存在较大不确定性。因此，CDM 给我国带来的商机可能有时间限制。在有限的时间内，要最大程度地取得发展机会，仍存在很多挑战。除以上谈到的市场机制、金融服务、组织方式等，在技术和管理方式方面目前也存在很多相关问题。如减排量的核算受测度技术和数据的限制、相关的监管和协调、长期投资导向与短期获利之间的平衡等，都是各方利益相关者需要考虑的问题。因此，利用国际碳市场提高我国能源利用效率，发展可再生能源，减少环境污染，降低碳排放量，实现起来仍是任重而道远，一哄而上或短期过热都不能解决根本问题。

10.4 中国应对气候变化的政策建议

国际碳市场是应对气候变化的有效手段。中国不仅要积极参与国际碳市场，还要从全局的角度思考中国应对气候变化的国家战略问题。在前面分析的基础上，我们认为，从国家层面，应把碳市场当成一种降低中国减排成本的市场性手段。手段不等于目的，碳市场的目标还是为了更好地应对气候变化。因此，对碳市场的思考应当从起始阶段就把能否实现温室气体减排作为先决条件。

无论是中国参与国际碳市场，还是将来中国谋求建立国内碳市场，着眼点都不能仅仅落在碳市场自身的制度性问题上，而是应当放在整个国家应对气候变化的整体性方案之中。鉴于此，我们认为，中国应对气候变化应重点考虑以下几个问题：

1. 侧重关键技术，关注固体化石能源减排科技

固体化石燃料是中国最大的二氧化碳排放来源，1950 年以来其二氧化碳排放比例一直占中国总排放的 70%以上。该领域排放量高，减排潜力大，应对其减排科技予以重点关注。除了现有技术的更新与改进，从应对气候变化的角度，应当对气候变化的相关关键技术进行超前科技储备，包括 CCS 化石燃料发电、整体煤气化联合循环发电系统(IGCC)、煤炭超临界发电(USCSC)等。

2. 着眼长远发展，进行气候变化相关科技创新长远规划

气候变化长期时间尺度的特征，使得对科学技术进行长远规划尤为重要。从科技创新自身的规律来讲，科学技术从无形技术(知识)到有形技术(工厂、设备)的转换有较长的周期，要面对技术创新到全面推广的滞后期、资本周转率的滞后期和基础设施建设的滞后期。另外，科技队伍自身的建设也有其内在的发展规律。因此，国家在进行应对气候变化的科技发展规划时应当着手长远，高屋建瓴。从更长远的角度来看，煤炭石油等化石能源在能源消费中的比重会逐步降低，新能源所占比重将逐步提高，新能源的推广与利用需要进行大量的技术革新。这一未来的能源转换革命，对中国的科技研究提出了严峻挑战。

同时，要确保稳定的科研经费投入。全国的相关科研管理机构、基金部门应加强对中国气候变化研究的经费投入，把气候变化研究经费投入变成国家行为，公正、公平、集成地

使用经费，服务国家目标，回答重大问题。在努力争取国家提供长期稳定的经费支持的同时，努力创造各种条件，争取国外多渠道财源机构。

3. 注重和谐发展，完善引导低碳经济的政策法规

应制定符合中国国情的应对气候变化能源科技创新战略。以科学发展观为指导，以建设人与自然和谐相处的环境友好型社会作为中国气候变化领域科技发展战略的最终目标。在制定政策法规时，应把握以下三个原则：①综合治理的原则——应对气候变化根本上是为了中国的可持续发展，应当兼顾各种不同的利益与矛盾；②自主创新的原则——以建立一系列拥有自主知识产权的减缓与适应技术为目标；③重点突破的原则——选择具有一定基础和优势、对温室效应影响最大的关键领域，超前部署前沿技术和基础研究，集中力量，重点突破。

国家层面应当鼓励与支持与气候变化相关的技术创新与推广平台。无论是相关管理机构，还是法律法规，均有待进一步完备，以便充分激励企业与科研单位发挥潜力，研发应用相关技术。

研究制定应对气候变化的相应法律法规，并在能源、节能、农业、林业和水资源等相关法律法规和政策中增加减缓和适应气候变化的内容。研究适时征收碳税、实行碳排放许可制度，逐步完善减缓和适应气候变化的政策体系和激励机制。结合当前节能降耗工作，形成未来限控二氧化碳等温室气体排放的统计、监测、考核等方面的管理机制，并考虑适当时间在局部地区进行试点。以法律、法规和政策体系建设促进先进低碳能源技术的发展。

4. 加强能力建设，建立跨学科跨部门气候变化研究团队

应对气候变化的挑战将是未来数十年内长期存在的事情。这一挑战的长期性使得各行业对优秀人才的需求更加迫切。国内高等教育行业对这一领域关注度不高、国外气候变化领域优秀人才对回国就业热情不高、该行业收入不高、前景不够明朗，使得较少人士愿意在国内从事该行业，这一系列现实造成了国内对该类人才的迫切需求。

一方面，应当借鉴发达国家的发展经验，通过某种有效的组织机制，建立科研平台，整合全国力量，组建一批专门从事气候变化研究的科研队伍，通过一段时期的跨学科团队协作，集成研究，切实提高我国应对气候变化问题的研究、预测和预估水平，为国家安全和政治外交提供强有力的服务。另一方面，在国内高等教育和科研体系中，应当设置相关专业，提供专项经费，长期培养和储备气候变化领域的科技人才，提升我国应对气候变化的整体水平。

在全国应对气候变化跨学科研究过程中，做到四个协调，即协调应对气候变化重大问题的学科布局，协调应对气候变化领域的科研项目和经费规划，协调研究人才的培养，建设具有国际水平的研究队伍，协调与国际机构的合作。

5. 完善技术标准，鼓励开发核心技术保护知识产权

对国家必须掌握自主知识产权的重大产业技术和重大技术装备，必须加强研发，制定并定期发布目录，并在国家科技计划和投资计划中予以重点支持；积极支持以企业为主体的研究，制定自主技术标准，加速淘汰技术水平落后、资源浪费和环境污染严重的产品和装备；加快国外先进标准向国内标准的转化；鼓励企业开发并掌握核心技术，加强对知识产权的保护力度，提高国际竞争能力。

6. 提高能源效率，有效降低中国二氧化碳排放强度

20 世纪 80 年代以来，中国能源强度和碳排放强度整体呈现下降趋势，但仍高于世界主要国家。提高能源效率可以有效地降低温室气体排放，根据国际能源署(IEA)的分析，至 2050 年，终端使用效率提高在不同的减排情境下可以贡献总减排量中约 36%～44%的减排量。2003 年中国大陆每千瓦时电力和热力的碳排放为 771 克二氧化碳，高于全球和世界经济合作及发展组织(OECD)国家的平均水平，位居全球第 22 位(IEA，2009)。从部门的角度，中国化学制品业、非金属矿物制品业、初级金属业以及金属制品业的碳排放强度是美国的 5 倍以上，迫切需要改进技术水平，缩小与发达国家之间的差距。通过降低排放强度，将会产生明显的减排效果，有巨大的减排潜力。

7. 加大能源投资，大力扶持中国低碳能源发展

从投资比重来看，1990 年以来，中国能源投资占国家总投资的比重呈下降趋势(从 1990 年的 29.01%下降至 2003 年的 13.28%)(Fridley 等，2008)。从投资结构来看，中国对高碳排放的煤炭、石油天然气投资比重远高于 IEA 国家。相比之下，IEA 国家对核能投资比重一直在 40%以上。1985～2004 年，美国对可再生能源的投资占其全部投资的 16%。因此，中国应适当调整投资结构，加大对低碳能源的投资力度，保证资金支持，扶持低碳能源的发展。

8. 加强资料管理，实现气候变化科学数据共享

针对我国气候系统观测还不够完善、气候资料管理技术比较落后、资料共享问题没有根本解决的问题，建议进一步推进我国气候观测系统工程的设计和实施，加大对气候资料存储和管理工作的支持强度，建立生态、能源、环境和经济复杂系统的综合集成数据库和集成分析系统，建立减排与气候政策模拟分析平台，加强适应与减缓气候变化的政策设计与评估。

同时，设立高级别的气候系统观测与资料管理协调组织，整合各部门的观测资料，实现资料的共享。

9. 促进国际合作，利用国际先进成果应对气候变化

一是积极参与国际重大研究计划，及时跟踪和深入研究气候变化科学中的重大问题；二是注重与世界一流的科研和学术机构建立长期的战略伙伴关系，汲取国际知识创新资源和人才资源，重视吸引国外学者对中国问题进行国际合作研究；三是注意与周边地区和第三世界国家之间的合作，着眼双方优势的互补、共同的兴趣和区域优势，开展先导性的科技合作，提出新的国际研究计划和研究项目。

10. 重视成果宣传，树立良好的负责任大国绿色形象

同西方发达国家相比，中国公众对全球气候变化的了解差距很大，这意味着科学家不仅要努力研究全球变化问题，还要担负起宣传、普及与“全球气候变化”有关的生态环保知识、先进技术以及科研成果，尽可能唤起社会公众的全球气候变化意识，并吸引更多的社会公众介入应对全球气候变化的研究中，使研究计划能最大限度地得到政府和公众的认同和支持，保证计划的持续推进和最终目标的实现。

提高对温室气体排放权交易价值的认识，需要自上而下推行，从国家到地方政府，一直到行业及企业层面。除相关的宣传之外，更重要的是有组织有层次地深入了解欧洲以

及全球的温室气体排放权交易机制，为进一步在中国建立及完善温室气体排放权交易机制进行充分的人才储备、知识储备和能力储备。

中国在积极参与谈判的同时，也应该在国内加强宣传教育工作，提高企业的积极性，正确引导居民消费行为，在国内形成一种节约能源、提高能源利用效率和减少温室气体排放的氛围。在国际上应充分宣传我国在适应和减缓气候变化方面的各项努力和工作成效，特别是加强工程碳吸收效益的评价和对外宣传，树立我国负责任发展中大国的形象（魏一鸣，2006），为我国未来的生态系统碳汇指标核算奠定基础。

参 考 文 献

毕德东 . 2007. 国外成品油定价机制解析 . 中国石化,11: 24—26

陈绍刚,安勇,赵丽霞 . 2004. 基于主体风险态度变更的拍卖机制优劣比较 . 预测,23 (5): 65～67

戴汝为 . 1991. 从定性到定量的综合集成技术 . 模式识别与人工智能,4 (1):5～10

戴汝为 . 1998. 关于"复杂性"的研究—— 一门 21 世纪的科学 . 北京:科学出版社

戴汝为,李耀东 . 2005. 基于综合集成的研讨厅体系与系统复杂性 . 复杂系统与复杂性科学, 1 (4): 1 ～24

邓郁松 . 2009. 韩国成品油价改之启示 . 中国石油石化,19: 50～51

国家统计局 . 2008. 中国能源统计年鉴 2008. 北京:中国统计出版社

国家统计局 . 2009. 中国统计年鉴 2009. 北京:中国统计出版社

洪永森 . 2007. 计量经济学的地位、作用和局限 . 经济研究,5:139～153

胡春东 . 2004. 排污权交易的基本理论问题研究(硕士学位论文). 长沙:湖南师范大学

胡平生,袁磊 . 1998. 对排污权交易理论的反思 . 当代财经,5: 26～28

回爽,陈建明,从荣刚 . 2006. 我国汽油价格对原油价格不对称反应的研究 . 运筹与管理,15 (6): 155 ～159

嘉兴市人民政府 . 2007. 嘉兴市人民政府关于印发嘉兴市主要污染物排污权交易办法(试行)的通知 . 嘉政发[2007]84 号

焦建玲,范英,魏一鸣 . 2006. 基于 Zipf 的汽油价格行为研究 . 系统工程理论与实践,10 (10): 44～49

康文尚,赖宇松 . 2008. 欧盟温室气体排放交易制度 . 科技发展政策报道,4: 51～73

赖志刚,时勘 . 2007. 后悔倾向、后悔反应与风险偏好的关系研究 . 管理评论,19 (3):3～7

李士勇,田新华 . 2006. 非线性科学与复杂性科学 . 哈尔滨:哈尔滨工业大学出版社

李寿德,柯大钢 . 2000. 环境外部性起源理论研究述评 . 经济理论与经济管理,5:63～66

吕金虎,陆君安,陈士华 . 2005. 混沌时间序列分析及其应用 . 武汉:武汉大学出版社

廖华 . 2008. 能源效率的计量经济模型及其应用研究(博士学位论文). 北京:中国科学院

林云华 . 2006. 国际气候合作与排放权交易制度研究(博士学位论文). 武汉:华中科技大学

刘兰翠 . 2006. 我国二氧化碳减排问题的政策建模与实证研究(博士学位论文). 合肥:中国科学技术大学

刘舒生,林红 . 1995. 国外总量控制下的排污交易政策 . 环境科学研究,8 (2),56～59.

楼迎军 . 2008. 中国期货价格行为特征与市场稳定机制研究 . 杭州:浙江大学出版社

卢明森 . 2005. 从定性到定量的综合集成法的形成与发展 . 中国工程科学,7 (1): 9～16

鲁炜,崔丽琴 . 2003. 可交易排污权初始分配模式分析 . 中国环境管理,22 (5):8～9

罗杰珀曼等 . 2002. 自然资源与环境经济学 . 北京:中国经济出版社

欧阳志刚 . 2008. 阈值协整及其对我国的应用研究(博士学位论文). 武汉:华中科技大学

钱学森 . 1991. 再谈开发的复杂巨系统 . 模式识别与人工智能,4 (1):1～4

钱学森，于景元，戴汝为．1990. 一个科学新领域——开发的复杂巨系统及其方法论．自然杂志，13 (1)：3～10

史丹．2006. 中国能源工业市场化改革研究报告．北京：经济管理出版社

宋逢明，谭慧. 2004. VaR 模型中流动性风险的度量. 数量经济技术研究，6：114－123

汪立等．2007. 基于 Agent 的中国成品油市场模型及其仿真研究．管理科学，20 (5)：76～82

王恺．2010. 碳市场复杂系统研究：方法与实证(博士学位论文)．北京：中国科学院

王俊英．2007. 二氧化硫排污权交易市场体系研究——以青岛市为例(博士学位论文)．青岛：中国海洋大学．

王湃．2008. 稳定分布下股指收益的 VaR 模型及其在股指期货保证金上的应用(硕士学位论文)．沈阳：辽宁大学

王少平，李子奈．2003. 宏观计量的若干前沿理论与应用．天津：南开大学出版社

王维红，顾庆良．2008. 从统计学的视角看实验经济学．生产力研究，15：10～12

王晓芳，田军伟．2002. 宏观经济变量与股市关系的实证研究．数量经济技术经济研究，9：99～102

魏一鸣等．2006. 关于我国碳排放问题的若干对策与建议．气候变化研究进展，2(1)：15～20

魏一鸣等．2008. 中国能源报告 2008：碳排放研究．北京：科学出版社

魏一鸣，王恺．2009. 应对气候变化——能源科技创新的若干趋势与建议．科学时报

魏一鸣，张跃军，邹乐乐，郭杰，王恺．2009. 应对气候变化的市场机制：欧盟排放交易体系对我国的启示．科学时报

吴健．2005. 排污权交易．北京：中国人民大学出版社

吴明陵．2006. 欧盟排放权交易制度之探讨，融整法学的经验与见证．邱聪智、张邦昌教授六秩华诞祝寿论文集．台北：元照出版公司．649～666

夏龙河．2006. 城市生态化演进中环境管理的经济手段研究(博士学位论文)．青岛：中国海洋大学

谢雯．2007. 从科斯定理到排污权交易制度的思考．法制与社会，3：664～665

徐美萍，熊令纯．2009. Levy 分布参数估计的损失函数和风险函数的 Bayes 推断．数学的实践与认识，39 (20)：221～226

殷建平，王倩．2009. 欧洲成品油价格政策及其启示．价格月刊，9：20～22

余炜彬等．2007. 基于极值理论的原油市场价格风险 VaR 的研究．系统工程理论与实践，8：12～20

余晓钟．2002. 成品油价格影响因素的 ISM 分析．石油化工技术经济，51～54

俞培果，蒋葵．2006. 经济收敛理论与检验方法研究综述．管理学报，3 (4)：498～504

虞锡君．2008. 对《嘉兴市主要污染物排污权交易办法》的思考．环境污染与防治，30 (5)：94～96

张洁．2009. 阈值协整的参数估计问题及其应用研究(博士学位论文)．武汉：华中科技大学

张金清，李徐．2009. 流动性风险与市场风险的集成度量方法研究．系统工程学报，24 (2)：164～172

张静．2008. 对美国成品油价格构成分析．化学工业，26 (11)：27～31

张跃军．2008. 石油市场复杂系统风险管理模型及其应用研究(博士学位论文)．北京：中国科学院

章平，戴燕．2006. 个体决策与学习行为：有限理性建模综述．南开经济研究，(3)：116～128

赵文会．2006. 初始排污权分配的若干问题研究(博士学位论文)．上海：上海理工大学

赵振全，张宇．2003. 中国股票市场波动和宏观经济波动关系的实证分析．数量经济技术经济研究，6：143～146

郑爽，2008. 提高我国在国际碳市场竞争力的研究．中国能源，30 (5)：11～16

中国海关总署．2008. 中国海关统计年鉴 2007. 北京：中华人民共和国海关总署发行部

朱静．2005. 西方实验经济学研究综述．经济纵横，11：76～78

左辉．2008. 基于事件研究的股票数据挖掘(硕士学位论文)．成都：西南交通大学

Abadie L M, Chamorro J M. 2009. European CO_2 prices and carbon capture investments. Energy Economics, 30: 2992—3015

Acerbi C, Tasche D. 2001. Expected shortfall: a natural coherent alternative to value at risk. Working Paper.

Ahman M, Burtraw D, Kruger J, Zetterberg L. 2007. A Ten-Year Rule to guide the allocation of EU emission allowances. Energy Policy, 35 (3): 1718-1730

Alberola E, Chevallier J, Chèze B. 2008. Price drivers and structural breaks in European carbon prices 2005 2007. Energy Policy, 36 (2): 787—797

Alberola E, Chevallier J, Chèze B. 2009. Emissions Compliances and Carbon Prices under the EU ETS: A Country Specific Analysis of Industrial Sectors, Journal of Policy Modeling, 31: 446—462

Alberola E, Chevallier J. 2009. European carbon prices and banking restrictions: evidence from phase I (2005—2007). The Energy Journal, 30(3): 51—80.

Aleisa E, Dibooglu S, Hammoudeh S. 2003. Relationships among US oil prices and oil industry equity indices. International Review of Economics and Finance, 15: 1—29

Alsemgeest P, Noussair C, Olson M. 1998. Experimental comparisons of auctions under single- and multi-unit demand. Economic Inquiry, 36 (1): 87—97

Altinay G, Karagol E. 2004. Structural break, unit root, and the causality between energy consumption and GDP in Turkey. Energy Economics, 26 (6): 985—994

Alvarez-Ramirez J, Soriano A, Cisneros M, Suarez R. 2003. Symmetry/anti-symmetry phase transitions in crude oil markets. Physica A: Statistical Mechanics and its Applications, 322: 583—596

Amihud Y. 2002. Illiquidity and stock returns: cross-section and time series effects. Journal of Financial Markets, 5: 31—56

Anderson T G, Bollerslev T. 2003. Modeling and Forecasting Realized Volatility. Econometrica, 71 (2): 579—625

Arrow K, Bolin B, Costanza R, et al. 1995. Economic growth, carrying capacity, and the environment. Science, 268: 520—521

Artzner P, Delbaen F, Eber J, Heath D. 1999. Coherent measures of risk. Mathematical Financ, 9 (3): 203—228

Asche F, Gjolberg O, Volker T. 2003. Price relationships in the petroleum market: an analysis of crude oil and refined product prices. Energy Economics, 25 (3): 289—301.

Atlee L C. 2007. Driving to higher prices: the results of the EU's review of CO_2 emissions from passenger cars and light commercial vehicles. International Trade Law and Regulation, 13 (3): 57—59

Auffhammer M, Carson R T. 2008. Forecasting the path of China's CO_2 emissions using province-level information. Journal of Environmental Economics and Management, 55 (3): 229—247

Ausloos M. 2000. Statistical physics in foreign exchange currency and stock markets. Physica A: Statistical Mechanics and its Applications, 285: 48—65

Axtell R L. 2001. Zipf distribution of U. S. firm sizes. Science, 293: 1818—1820

Bachelier L. 1900. Th eorie de la Speculation. Annales Scientifiques del' Ecole Normale Superieure S er, 3 (17): 21—86

Bacon R W. 1991. Rockets and feathers: the asymmetric speed of adjustment of UK retail gasoline prices to cost changes. Energy Economics, 13 (3): 211—218

Bagliania M, Bravob G, Dalmazzonec S. 2008. A consumption-based approach to environmental Kuznets curves using the ecological footprint indicator. Ecological Economics, 65 (3): 650—661

Bai J, Perron P. 1998. Estimating and testing linear models with multiple structural changes. Econometrica, 66 (1):47—78

Bai J, Perron P. 2003. Computation and analysis of multiple structural change models. Journal of Applied Econometrics, 18 (1): 1—22

Bangia A, Diebold F X, Schuermann T, Stroughair J D. 1998. Modeling Liquidity Risk with Implications for Traditional Market Risk Measurement and Management. Working paper, Financial Institutions Center at the Wharton School

Bangia A, Diebold F X, Schuermann T, Stroughair J D. 1999. Liquidity on the Outside Risk, 12: 68—73

Balke N S, Brown S P A, Yucel M. 1998. Crude oil and gasoline prices: an asymmetric relationship? Economic and Financial Policy Review. 1:2—11

Balke N, Fomby T B. 1997. Threshold cointegration. International Economic Review, 38 (3): 627—645

Balkema A A, Haan L D. 1974. Residual life time at great age. The Annals of Probability, 2 (5): 792—804

Barro R J, Sala-i-Martin X. 1992. Convergence. Journal of Political Economy, 100 (2): 223-251

Basher S A, Sadorsky P. 2006. Oil price risk and emerging stock markets. Global Finance Journal, 17: 224-251

Bataller M M, Tornero P, Valor E. 2007. CO_2 Prices, energy and weather. The Energy Journal, 28 (3): 67-86

Baumol W J. 1986. Productivity growth, convergence and welfare: what the long-run data show. American Economic Review, 76 (5): 1075-1085

Baumol W J, Oates W E. 1971. The use of standards and prices for protection of the enviromnent. The Swedish Journal of Economics, 73 (1): 42—54

Beckerman W. 1992. Economic growth and the environment: Whose growth? Whose environment? World Development, 20 (4): 481—496

Bello A, Cavero S. 2008. The Spanish retail petroleum market: New patterns of competition since the liberalization of the industry. Energy Policy, 36 (2): 612—626

Benz E, Trück S. 2009. Modeling the price dynamics of CO_2 emission allowances. Energy Economics, 31 (1): 4—15

Berkowitz J. 2000a. Breaking the silence. Risk, 13(10): 105—108

Berkowitz J. 2000b. Incorporating Liquidity Risk into Value-at-Risk Models. Working paper, University of California, Irvine

Bernal-Agustin J L, Contreras J, Martin-Flores R, Conejo A J. 2007. Realistic electricity market simulator for energy and economic studies. Electric Power System Research, 77 (1): 46—54

Bernar A B, Durlauf S N. 1995. Convergence in international output. Journal of Applied Econometrics, 10 (2): 97—108

Bettendorf L, van der Geest S. A, Varkevisser M. 2003. Price asymmetry in the Dutch retail gasoline market. Energy Economics, 25 (6): 669—689

Bickel P J, Doksum K A. 1997. Mathematical statistics, Basic Ideas and Selected Topics. Holden-Day, Inc. 312—333

Blanchard O J, Summers L H. 1986. Hysteresis and the european unemployment problem, NBER Macroeconomics Annual 1986. MIT Press

Boden T A, Marland G, Andres R J. 2009. Global, regional, and national fossil-fuel CO_2 emissions. Carbon

Dioxide Information Analysis Center, Oak Ridge National Laboratory, U. S. Department of Energy, Oak Ridge, Tenn., U. S. A. doi 10. 3334/CDIAC/00001

Bohringer C, Hoffmann T, Lange A, Loschel A, Moslener U. 2004. Assessing Emission Allocation in Europe: An Interactive Simulation Approach. SSRN eLibrary

Bohringer C, Lange A. 2005. On the design of optimal grandfathering schemes for emission allowances. European Economic Review, 49 (8): 2041—2055

Böhringera C, Conrad K, Löschel A. 2003. Carbon taxes and joint implementation. An applied general equilibrium analysis for Germany and India. Environmental and Resource Economics, 24 (1): 49—76

Borenstein S, Cameron A C, Gilbert R. 1997. Do Gasoline Prices Respond Asymmetrically to Crude Oil Price Changes? The Quarterly Journal of Economics, 112(1): 305—339

Bollerslev T. 1986. Generalized Autoregressive Conditional Heteroskedasticity. Journal of Econometrics, 31: 307—327

Bosello F, Roson R. 2002. Carbon Emissions Trading and Equity in International Agreements. Environmental Modeling and Assessment, 7 (1): 29—37

Boylan R T, El-Gamal M A. 1990. Fictitious Play: A Statistical Study of Multiple Economic Experiments. California Institute of Technology, Division of the Humanities and Social Sciences, 737

BP. 2009. Statistical Review of World Energy 2009, London

Brown G W. 1951. Iterative Solution of Games by Fictitious Play. Wiley, New York

Brown S P A, Yucel M K. 2002. Energy prices and aggregate economic activity: an interpretative survey. The Quarterly Review of Economics and Finance, 42 (2): 193—208

Buchner B, Carraro C, Ellerman A D. 2006. The allocation of European Union allowances: lessons, unifying themes and general principles. Working Paper

Bunn D W, Fezzi C. 2007. Interaction of european carbon trading and energy prices. Working Paper

Bunn D W, Oliveira F S. 2007. Agent-based analysis of technological diversification and specialization in electricity markets. European Journal of Operaqtional Research, 181 (3): 1265—1278

Bunn D W, Oliveira F S. 2003. Evaluating Individual Market Power in Electricity Markets via Agent-Based Simulation. Annals of Operations Research, 121 (1): 57—77

Burtraw D, Goeree J, Holt C A, et al. 2008. Collusion in Auctions for Emission Permits. Resources for the Future, Washington, DC

Burtraw D, Palmer K, Bharvirkar R, Paul A. 2001. The Effect of Allowance Allocation on the Cost of Carbon Emission Trading. RFF Discussion Paper

Campbell, Mankiw. 1987. Permanent and transitory components in macroeconomic fluctuations. The American Economic Review, 77 (2): 111—117

Campbell J Y, Lo W, MacKinlay A C. 1997. The econometrics of financial Markets, Princeton University Press, Princeton, New Jersey

Carlén B. 2003. Market Power in International Carbon Emissions Trading: A Laboratory Test. The Energy Journal, 24: 1—26

Carrion-i-Silvestre J L, Del Barrio-Castro T, Lopez-Bazo E. 2005. Breaking the panels: an application to the GDP per Capita. The Econometrics Journal, 8 (2): 159—175

Cason T N, Gangadharan L. 2006. Emissions variability in tradable permit markets with imperfect enforcement and banking. Journal of Economic Behavior & Organization, 61 (2): 199—216

Cason T N, Plott C R. 1996. EPA's New Emissions Trading Mechanism: A Laboratory Evalua-

tion. Journal of Environmental Economics and Management,30 (2): 133—160

Cetin C. 2001. Energy Shocks and Financial Markets: Nonlinear Linkages. Studies in Nonlinear Dynamics & Econometrics,5 (3)

Chappin E J L, Dijkema G P J. 2009. On the impact of CO_2 emission-trading on power generation emissions. Technological Forecasting and Social Change,76 (3): 358—370

Cheung Y M, Lai K S, Lai M. 1991. Are there long cycles in foreign stock returns? Journal of International Financial Markets,3: 33—37

Cheung Y, Friedman D. 1997. Individual Learning in Normal Form Games: Some Laboratory Results. Games and Economic Behavior,19 (1):46—76

Chevallier J, Ielpo F, Mercier L. 2009. Risk aversion and institutional information disclosure on the European carbon market: a case-study of the 2006 compliance event. Energe Policy,37 (1): 15—28

Chevallier J. 2009. Carbon futures and macroeconomic risk factors: A view from the EU ETS. Energy Economics,31 (4): 614—625

Chow G C. 1960. Tests of equality between sets of coeffcients in two linear regressions. Econometrica,28 (3): 591—605

Christiansen A C, Wettestad J. 2003. The EU as a frontrunner on greenhouse gas emissions trading: how did it happen and will the EU succeed? Climate Policy,3—18.

Cosandey D. 2001. Adjusting Value at Risk for Market Liquidity. Risk,115—118.

Cochrane J H. 1987. A critique of the application of unit root tests. Mimeo,15 (2): 275—284.

Cole M A. 2003. Development, trade and the environment: how robust is the environmental Kuznets curve? Environment and Development Economics,8 (4): 557—580

Cole M A. 2004. Trade, the pollution haven hypothesis and the environmental Kuznets curve: examining the linkages. Ecological Economics,48 (1):71—81.

Cole M A, Rayner A J, Bates J M. 1997. The environmental Kuznets curve: an empirical analysis. Environment and Development Economics,2 (4): 401—416

Cong R G, Wei Y M. 2009. The potential impact of carbon emissions trading on China power Sector: A perspective from different allowance allocation options. Working Paper

Cong R G, Wei Y M. 2010. Auction design for the allocation of carbon emission allowances: uniform or discriminatory price? International Journal of Energy and Environment, In Press

Cong R G, Wei Y M, Jiao J L, Fan Y. 2008. Relationships between oil price shocks and stock market: An empirical analysis from China. Energy Policy,36 (9): 3544—3553

Cook G, Solsbery L, Cramton P, Ausubel L M. 2005. EU ETS: Planning for auction or sale. For and on behalf of Environmental Resources Management, UK Department of Trade & Industry

Copeland B R, Taylor M S. 2004. Trade, growth, and the environment. Journal of Economic Literature,42 (1): 7—71

Cramton P, Kerr S. 2002. Tradeable carbon permit auctions: How and why to auction not grandfather. Energy Policy,30 (4): 333—345

Cronshaw M, Brown Kruse J. 1999. An experimental analysis of emissions permits with banking and the Clean Air Act Amendments of 1990, In: Research in Experimental Economics. JAI Press, Stanford, 1—24

Cullen A C, Frey H C. 1999. Probabilistic techniques in exposure assessment. Plenum Press, New York

Cunado J, Perez De Gracia F. 2005. Oil prices, economic activity and inflation: evidence for some Asian countries. The Quarterly Review of Economics and Finance,45 (1): 65—83

Cunado J, Perez De Gracia F. 2003. Do oil price shocks matter? Evidence for some European countries. Energy Economics, 25 (2): 137—154

Dales J. 1968. Pollution, preperty and prices. University of Toronto Press, Toronto

Danielsson J, de Vries C G. 1997a. Tail index estimation with very high frequency data. Journal of Empirical Finance, 4: 241 257

Danielsson J, de Vries C G. 1997b, Value at Risk and Extreme Returns, London School of Economics, Financial Markets Group Discussion Paper no. 273

Darby M R. 1982. The Price of Oil and World Inflation and Recession. American Economic Review, 72 (4): 738—751

Darrat A F, Gilley O W, Meyer D J. 1996. US oil consumption, oil prices, and the macroeconomy. Empirical Economics, 21 (3): 317—334

Daskalakis G, Markellos R N. 2009. Are electricity risk premia affected by emission allowance prices? Evidence from the EEX, Nord Pool and Powernext. Energy Policy, 37 (7): 2594—2604

Daskalakis G, Psychoyios D, Markellos R N. 2009. Modeling CO_2 emission allowance prices and derivatives: Evidence from the European trading scheme. Journal of Banking & Finance, 33 (7): 1230—1241

Delarue E, Voorspools K, Dhaeseleer W. 2008. Fuel Switching in the Electricity Sector under the EU ETS: Review and Prospective. Journal of Energy Engineering, 134(2): 40—46

Dickey D, Fuller W. 1979. Distribution of the estimators for autoregressive time series with a unit root. Journal of the American Statistical Assocition, 74 (366): 427—431

Dinda S. 2004. Environmental Kuznets curve hypothesis: a survey. Ecological Economics, 49 (4): 431—455

Dinda S, Coondoo D. 2006. Income and emission: a panel data-based cointegration analysis. Ecological Economics, 57 (2): 167—181

EC. 2003. Directive 2003/87/EC Establishing a Scheme for Greenhouse Emission Allowance Trading within the Community and amending Council Directive 96/61/EC

Eckert A, West D S. 2005. Price uniformity and competition in a retail gasoline market. Journal of Economic Behavior & Organization, 56 (2): 219—237

Ehlen M A, Scholand A J, Stamber K L. 2007. The effects of residential real-time pricing contracts on transco loads, pricing, and profitability: Simulations using the N-ABLE (TM) agent-based model. Energy Economics, 29 (2): 211—227

Ehrlich P R, Holdren J P. 1971. Impact of population growth. Science, 171 (3977): 1212—1217

EIA. 2009. State and U. S. Historical Data. http://www. eia. doe. gov/overview had. html

Ellerman A D. 2005. U. S. experience with emissions trading: Lessons for CO_2. Climate Policy and Emissions Trading After Kyoto. Cambridge University Press, England

Embrechts P, Kluppelberg C, Mikosch T. 1997. Modelling Extremal Events for Insurance and Finance. Springer, Berlin

Embrechts P, Lindskog F, McNeil A. 2003. Modeling Dependence with Copulas and Applications to Risk Management, In: S. Rachev, ed. , Handbook of Heavy Tailed Distributions in Finance. 329—384

Engle Robert F. 1982. Autoregressive Conditional Heteroscedasticity with Estimates of Variance of United Kingdom Inflation. Econometrica, 50: 987—1008

Engle R, Granger C. 1987. Co-integration and error correction: representation, estimation and testing. Econometrica, 55 (2): 251—276

Erev I, Roth A. 1998. Predicting how people play games: reinforcement learning in experimental games with unique, mixed strategy equilibria. American Economic Review, 88: 848—881

Evans M, Hastings N, Peacock B. 2000. Statistical distributions. John Wiley and Sons Inc, New York

Ewing B T, Thompson M A. 2007. Dynamic cyclical comovements of oil prices with industrial production, consumer prices, unemployment, and stock prices. Energy Policy, 35 (11): 5535—5540

Faff R W, Brailsford T J. 1999. Oil price risk and the Australian stock market. Journal of Energy Finance & Development, 4 (1): 69—87

Fama E F. 1981. Stock returns, real activity, inflation, and money. American Economic Review, 71 (4): 545—565

Fan Y, Jiao J L, Liang Q M, Han Z Y, Wei Y M. 2007. The impact of rising international crude oil price on China's economy: an empirical analysis with CGE model. International Journal of Global Energy, 27 (4): 404—424

Fan Y, Liang Q M, Wei Y M. , Okada N. 2007. A model for China's energy requirements and CO_2 emissions analysis. Environmental Modelling & Software, 22 (3): 378—393

Fan Y, Liu L C, Wu G, Wei Y M. 2006. Analyzing impact factors of CO_2 emissions using the STIRPAT model. Environmental Impact Assessment Review, 26 (4): 377—395.

Fan Y, Zhang Y J, Tsai H, Wei Y M. 2008. Estimating "Value at Risk" of crude oil price and its spillover effect using GED approach. Energy Economics, 30 (6): 3156—3171

Fang V W, Noe TH, Tice S. 2009. Stock market liquidity and firm value. Journal of Financial Economics, 94: 150 169

Fazekas D. 2008. Auction design, implementation and results of the European Union Emissions Trading Scheme. Energy and the Environment, 125—140

Findley D F E A. 1998. New capabilities and methods of the X-12-ARIMA Seasonal-Adjustment Program. Journal of Business and Economic Statistics, 16 (2): 127—152

Fischbacher U. 2007. z-Tree: Zurich toolbox for ready-made economic experiments. Experimental Economics, 10 (2): 171—178

Fischer C, Fox A. 2004. Output-based allocations of emissions permits: efficiency and distributional effects in a general equilibrium setting with taxes and trade. Resources for the future. Discussion Papers dp-09-37, Resources For the Future

Fridley D, Aden N, Lu H, Zheng N. 2008. China energy databook. Energy Analysis Department, Environmental Energy Technologies Division, Lawrence Berkeley National Laboratory, USA.

Fudenberg D, Levine D K. 1995. Consistency and cautious fictitious play. Journal of Economic Dynamics and Control, 19 (5-7): 1065—1089

Galeotti M, Lanza A, Manera M. 2003. Rockets and feathers revisited: an international comparison on European gasoline markets. Energy Economics, 25 (2): 175—190

Garbaccio R F, Ho M S, Jorgenson D W. 1999a. Controlling carbon emissions in China. Environment and Development Economics, 4: 493—518

Garbaccio R F, Ho M S, Jorgenson D W. 1999b. Why has the energy-output ratio fallen in China? The Energy Journal, 20 (3): 63—92

Geweke J, Porter-Hudak S. 1983. The estimation and application of long-memory time series models. Journal of Time Series Analysis, 4: 221—238

Glosten L R, Jagannathan R, Runkle D E. 1993. On the relation between the expected value and the vola-

tility of the nominal excess return on stocks. Journal of Finance, 48(5): 1779—1801

Gilli M, Kellezi K. 2006. An application of extreme value theory for measuring financial risk. Computational Economics, 27: 207—228

Godby R, Lintner A M, Stengos T, Wandschneider B. 2000. Testing for asymmetric pricing in the Canadian retail gasoline market. Energy Economics, 22 (3): 349—368

Godby R W, Mestelman S, Muller R A, Welland J D. 1997. Emissions trading with shares and coupons when control over discharges is uncertain. Journal of Environmental Economics and Management, 32 (3): 359—381

Goeree J K, Offerman T, Sloof R. 2006. Demand teduction and preemptive bidding in multi-unit license auctions. CalTech, Discussion Paper.

Goerg G M. 2009. Lambert w random variables - a new class of skewed distribution functions. Working Paper.

Goyenko R Y, Ukhov A D. 2009. Stock and bond market liquidity: a long-run empirical analysis. Journal of Financial and Quantitative Analysis, 44(1): 189—212

Gould J P, Nelson C R. 1974. The stochastic structure of the velocity of money. The American Economic Review, 64 (3): 405—418

Goulder L H. 2002. Environmental policy making in economies with prior tax distortions. Edwrd Elgar Press, Cheltenham, UK

Granger W C J. 2001. Overview of nonlinear macroeconometric empirical models. Journal of Macroeconomic Dynamics, 5: 466—481

Grassberger P, Procaccia I. 1983. Characterization of Strange Attractors, Physical Review Letter, 50: 346—349

Grossman G, Krueger A. 1995. Economic growth and the environment. The Quarterly Journal of Economics, 110 (2): 353—377

Guerci E, Ivaldi S, Pastore S, Cincotti S. 2005. Modeling and implementation of an artificial electricity market using agent-based technology. Physica A: Statistical Mechanics and its Applications, 355 (1): 69—76

Haar L N, Haar L. 2006. Policy-making under uncertainty: commentary upon the European Union Emissions Trading Scheme. Energy Policy, 34 (17): 2615—2629

Hall R E. 1987. Stochastic implication of the life cycle - permanent income hypothese: theory and evidence. The Journal of Political Economy, 86 (6): 971—987

Hamalainen R P, Mantysaari J, Ruusunen J, Pierre-Olivier P. 2000. Cooperative consumers in a deregulated electricity market — dynamic consumption strategies and price coordination. Energy, 25 (9): 857—875

Hamilton J D. 1983. Oil and the macroeconomy since World War II. Journal of Political Economy, 91(2): 228—248

Hamilton J D. 1996. This is what happened to the oil price-macroeconomy relationship. Journal of Monetary Economics, 38 (2): 215—220

Hammoudeh S, Dibooglu S, Aleisa E. 2004. Relationships among U. S. oil prices and oil industry equity indices. International Review of Economics & Finance, 13 (4): 427—453

Harrison D, Radov D. 2002. Evaluation of alternative initial allocation mechanisms in a European Union greenhouse gas emissions allowance trading scheme. National Economic Research Associates.

Haurie A, Viguier L. 2003. A Stochastic Dynamic Game of Carbon Emissions Trading. Environmental Modeling and Assessment, 8 (3): 239—248

Hearn B, Piesse J, Strange R. 2009. Market liquidity and stock size premia in emerging financial markets: The implications for foreign investment. International Business Review. doi: 10.1016/j.ibusrev.2009.02.009

He L Y, Fan Y, Wei Y M. 2009. Impact of speculator's expectations of returns and time scales of investment on crude oil price behaviors. Energy Economics, 31(1): 77—84

Heppenstall A, Evans A J, Birkin M H. 2005. A hybrid multi-agent/spatial interaction model system for petrol price setting. Transactions in GIS, 9 (1), 35—51.

Heppenstall A, Evans A, Birkin M. 2006. Using hybrid agent-based systems to model spatially-influenced retail markets. Journal of Artificial Societies and Social Simulation, 9 (3)

Hill B M. 1975. A simple general approach to inference about the tail of a distribution. Annals of Statistics, 3: 1163—1174

Hintermann B. 2010. Allowance price drivers in the ? rst phase of the EU ETS. Journal of Environmental Economics and Management, 59 (1): 43—56

Ho M S, Jorgenson D W, Perkins D H. 1998. China's economic growth and carbon emissions, in: McElroy M B, Nielsen C P, Lydon, P (Eds.), Energizing China: Reconciling Environmental Protection and Economic Growth. Harvard University Press, Cambridge, Massachusetts. 301—341

Hoffmann V H. 2007. EU ETS and Investment Decisions: The Case of the German Electricity Industry. European Management Journal, 25(6): 464—474

Holdren J P. 2000. Commentary: environmental degradation: population, affluence, technology, and sociopolitical factors. Environment, 42 (6): 4—5

Holt C, William S, Dallas B, Karen P, Jacob G. 2007. Auction design for selling CO_2 emission allowances under the regional greenhouse gas initiative. Resources for the Future, Washington, DC

Holtz-Eakin D, Selden T. 1995. Stoking the fires? CO_2 emissions and economic growth. Journal of Public Economics, 57 (1): 85—101

Hung J C, Lee M C, Liu H C. 2008. Estimation of value-at-risk for energy commodities via fat-tailed GARCH models. Energy Economics, 30 (3): 1173—1191

Huang R D, Masulis R W, Stoll H R. 1996. Energy Shocks and Financial Markets. Journal of Futures Markets, 16 (1): 1—27

Huang N E, Shen Z, Long, S. R. , 1998. The empirical mode decomposition and the Hilbert spectrum for nonlinear and nonstationary time series analysis. Process of the Royal Society of London. A454: 903 995

Huang N E, Wu M L, Long S R, Shen S S P, QuW D, Gloersen P, Fan K L. 2003a. A confidence limit for the empirical mode decomposition and the Hilbert spectral analysis. Proceedings of the Royal Society of London, A 459: 2317—2345

Huang N E, Wu M L, Qu W D, Long S R, Shen S S P. 2003b. Applications of Hilbert - Huang transform to nonstationary financial time series analysis. Applied Stochastic Models in Business and Industry, 19: 245—268

Hurst H E. 1951. Long Term Storage Capacity of Reservoirs, Transactions of the American Society of Civil Engineers, 116: 770—799

IEA. 2009. World Energy Outlook 2009, Paris

Ignacio C, Aad C, Emilio H. 1999. The Spanish Gasoline Market: From Ceiling Regulation to Open Market Pricing. The Energy Journal, 20(4): 1—14

IPCC. 1995. Climate change 1995: the second assessment report on the human impacts on the global climate system. IPCC, Cambridge University Press, Cambridge

IPCC. 2001. Climate change 2001: the third assessment report of the intergovernmental panel on climate change. IPCC, Cambridge University Press, Cambridge

IPCC. 2007. Climate change 2007: the fourth assessment report of the intergovernmental panel on climate change. IPCC, Cambridge University Press, Cambridge

Jackson C H. 2008. Displaying uncertainty with shading. The American Statistician, 62 (4): 340—347

Jeffrey D S. 1981. The Current Account and macroeconomic Adjustment in the 1970s. Brookings Papers on Economic Activity, 12 (1): 201—282

Jepma C J. 2003. The EU emissions trading scheme (ETS): How linked to JI/CDM? Climate Policy, 89—94

Joe H. 1997. Multivariate Models and Dependence Concepts, Chapman & Hall, London

Johansen S, Juselius K. 1990. Maximum Likelihood Estimation and Inference on Cointegration—With Applications to the Demand for Money. Oxford Bulletin of Economics and Statistics, 52(2): 169—210

Jones C M, Kaul G. 1996. Oil and the Stock Markets. Journal of Finance, 51 (2): 463—491

Jones D W, Leiby P. 1996. The macroeconomic impacts of oil price shocks: a review of literature and issues. Working paper, Oak ridge national laboratory

Joskow P L, Schmalensee R, Bailey E. M. 1998. The Market for Sulfur Dioxide Emissions. American Economic Review, 88 (4), 669—685

Juhl T. 2004. A Lagrange multiplier stationarity test using covariates. Economics Letters, 85 (3): 321—326

Kabasinskas A, Rachev S T, Sakalauskas L, Sun W, Belovas I. 2008. Alpha-stable paradigm in financial markets. Journal of Computational Analysis and Applications, 11 (4): 641—668

Kanen J L M. 2006. Carbon trading and pricing. Environmental Finance Publications, London

Kara M, Syri S, Lehtil A, Helynen S, Kekkonen V, Ruska M, Forsstr m J. 2008. The impacts of EU CO_2 emissions trading on electricity markets and electricity consumers in Finland. Energy Economics, 30 (2): 193—211

Kaufmann R K, Laskowski C. 2005. Causes for an asymmetric relation between the price of crude oil and refined petroleum products. Energy Policy, 33 (12): 1587—1596.

Keane M P, Prasad ES. 1996. The Employment and Wage Effects of Oil Price Changes: A Sectoral Analysis. The Review of Economics and Statistics, 78(3): 389—400

Keats K, Neuhoff K, Martinez K K. 2005. Allocation of carbon emission certificates in the power sector: how generators profit from grandfathered rights. Climate Policy, 5: 61—78

Kirchgasser G, Kubler K. 1992. Symmetric or asymmetric price adjustment in the oil market: an empirical analysis of the relations between international and domestic prices in the Federal Republic of Germany 1972-1989. Energy Economics, 14: 171—185

Klemperer P. 2002. What Really Matters in Auction Design. Journal of Economic Perspectives, 16: 169—189.

Kling C, Rubin J. 1997. Bankable permits for the control of environmental pollution. Journal of Public Economics, 64 (1): 101—115

Knut A M, Oystein O, Hans T M. 1994. Macroeconomic responses to oil price increases and decreases in seven OECD countries. The Energy Journal, 15 (4): 19—36

Koesrindartoto D. 2004. Treasury auction, uniform or discriminatory? An agent-based approach. Economics Working Paper.

Kupiec, Paul H. 1995. Techniques for verifying the accuracy of risk measurement models. Journal of Derivatives, 3 (2): 73—84

Kurozumi E. 2002. Testing for stationarity with a break. J Econometrics, 108 (1): 63—99

Kwiatkowski D, Phillips P C B, Schmidt P, Shin Y. 1992. Testing the null hypothesis of stationarity against the alternative of a unit root : How sure are we that economic time series have a unit root? Journal of Econometrics, 54 (1-3): 159—178

Kwiatkowski, Phillips, Schmidt, Shin. 1992. Testing the null hypothesis of stationarity against the alternative of a unit root: How sure are we that economic time series have a unit root? . Journal of Econometrics, 54 (1-3): 159—178

Lanne M, Liski M. 2004. Trends and breaks in per-capita carbon dioxide emissions, 1870-2028. The Energy Journal, 25 (4): 41—65

Lanza A, Manera M, Grasso M, Giovannini M. 2005. Long-run models of oil stock prices. Environment Modelling & Software, 20 (11): 1423—1430

Laurikka H. 2006. Option value of gasification technology within an emissions trading scheme. Energy Policy, 34 (18): 3916—3928

Lee C, Chang C. 2005. Structural breaks, energy consumption, and economic growth revisited: Evidence from Taiwan. Energy Economics, 27 (6): 857—872

Lee J, Strazicich M C. 2003. Minimum LM unit root test with two structural breaks. Review of Economics and Statistics, 85 (4): 1082—1089

Lee J, Strazicich M C. 2001. Testing the null of stationarity in the presence of a structural break. Applied Economics Letters, 8 (6): 377—382

Li Q, Papper. 1999. Convergence of international output time series evidence for 16 OECD countries. International Review of Economics and Finance, 8 (3): 267—280

Liang Q M, Fan Y, Wei Y M. 2007a. Multi-regional input-output model for regional energy requirements and CO_2 emissions in China. Energy Policy, 35 (3): 1685—1700

Liang Q M, Fan Y, Wei Y M. 2007b. Carbon taxation policy in China: How to protect energy- and trade-intensive sectors? Journal of Policy Modeling, 29 (2): 311—333

Linares P, Santos F J, Ventosa M, Lapiedra L. 2006. Impacts of the European emission trading scheme directive and permit assignment methods on the Spanish electricity sector. The Energy Journal, 27 (1): 79—98

Lo A W, MacKinlay C. 1988, Stock market prices do not follow random walks: Evidence from a simple specification test. Review of Financial Studies, 1988(1): 41—66

Lo A W, MacKinlay C. 1989. The size and power of the variance ratio test in finite samples, Journal of econometrics, 40: 203—238

Lo A W. 1991. Long-term memory in stock market prices. Econometrica, 59(5): 1279—1314

Longin F M. 1996. The asymptotic distribution of extreme stock market returns. Journal of Business, 69 (3): 383—408

Longin F M. 2000. From value at risk to stress testing: the extreme value approach. Journal of Banking & Finance, 24: 1097—1130

Lou Y. 2008. Analysis of Chinese futures market prices' behavior and market mechanism. Zhejiang University Press, Hangzhou, China

Evans M, Hastings N, Peacock B. 2000. Statistical distributions. John Wiley and Sons Inc, USA

Maddison. 1995. Monitoring the world economy 1820—1992. Development centre studies, OECD

Mandelbrot B. 1963. The variation of vertain speculative prices. Journal of Business, 36 (4): 394—419

Mandelbrot B B, Wallis J R. 1969. Robustness of the rescaled range R/S in the measurement of noncyclic long-run statistical dependence. Water Resources Research, 5: 967—988

Mandelbrot B B. 1972. A statistical methodology for non-periodic cycles: From the covariance to R/S analysis. Annals of Economic and Social Measurement, 1: 259—290

Mandelbrot B B. 1975. Limit theorems on the self-normalized range for weakly and strongly dependent processes. Zeitschrift fur Wahrscheinlichkeitstheorie und Verwandte Gebiete, 271—285

Mandell S. 2005. The choice of multiple or single auctions in emissions trading. Climate Policy, 5: 97—107

Mansanet-Bataller M, Pardo A, Valor E. 2007. CO_2 prices, energy and weather. The Energy Journal, 28 (3): 73—92

Markowitz H. 1952. Portfolio selection. Journal of Finance, 7 (1): 77—91.

Martinez M A, Nieto B, Rubio G, Tapia M. 2005. Asset pricing and systematic liquidity risk: an empirical investigation of the Spanish stock market. International Review of Economics and Finance, 14: 81—103

Marimoutou V, Raggad B, Trabelsi A. 2009. Extreme value theory and value at risk: Application to oil market. Energy Economics, 31: 519—530

Markussen P, Svendsen G T. 2005. Industry lobbying and the political economy of GHG trade in the European Union. Energy Policy, 33 (2): 245—255

Marland G, Boden T, Andres R J. 2007. In trends: a compendium of data on global change. Carbon Dioxide Information Analysis Center, Environmental Sciences Division, Oak Ridge National Laboratory, Oak Ridge, Tenn, USA

Matthes F C, Neuhoff K. 2007. Auctioning in the European Union Emissions Trading Scheme. Institute for Applied Ecology, Berlin

McNeil A J. 1997. Estimating the tails of loss severity distributions using extreme value theory. ASTIN Bulletin, 27: 117—137

McNeil A J, Frey R D. 2000. Estimation of tail-related risk measures for heteroscedastic financial time series: an extreme value approach. Journal of Empirical Finance, 7 (3-4): 271—300

Mestelman S, Moir R, Muller R A. 1999. A laboratory test of a Canadian proposal for an emissions trading program. Research in Experimental Economics, 7, in: Charles A. Holt and R. Mark Isaac. Emissions Permit Experiments. JAI Press, Greennid, Connecticut. 45—92.

Miketa A, Mulder P. 2007. Energy productivity across developed and developing countries in 10 manufacturing sectors: patterns of growth and convergence. Energy Economics, 27 (3): 429—453

Mitchell W. 1915. The making and using of index numbers. Bulletin of the US Bureau of Labor Statistics, Washington DC

Milunovich G, Joyeux R. 2007. Testing Market Efficiency and Price Discovery in European Carbon Markets, Macquarie University, Macquarie economics research papers.

Montgomery W D. 1972. Markets in licenses and efficient pollution control programs. Journal of Economic Theory, 5: 395—418

Mork K A. 1989. Oil and Macroeconomy When prices go up and down: An extension of hamilton's results. Journal of Political Economy, 97 (3): 740—744

Muller M, Sensfu F, Wietschel M. 2007. Simulation of current pricing-tendencies in the German electricity market for private consumption. Energy Policy, 35 (8): 4283—4294

Muller N Z, Mendelsohn R. 2009. Effcient pollution regulation: getting the prices right. The Amercian Economic Review, 99 (5): 1714—1739

Nelson C, Plosser, C. 1982. Trends and random walk in macroeconmic time series: some evidence and implications. Journal of Monetary Economics, 10 (2): 139—162

Nelson D B. 1990. ARCH models as diffusion approximations. Journal of Econometrics, 45(1-2): 7—38

Neslon D B, Charles Q. 1992. Cao Inequality Constraints in the Univariate GARCH Model. Journal of Business and Economics Statistics, 10: 229—235

Nelsen R B. 2006. An Introduction to Copulas, Springer, New York

Nolan J P. 2007. Stable distributions - models for heavy tailed data. Birkhauser, Boston, USA

Nolan J P. 1997. Numerical calculation of stable densities and distribution functions. Communicarions in statistics stochastic models, 13 (4): 759—774

Nolan J P. 2001. Maximum likelihood estimation of stable parameters, in: Barndorff-Nielsen, Eiler O, Mikosch, Resnick (Eds.). Levy Processes. Birkhauser, Boston

Oberndorfer U. 2009. EU emission allowances and the stock market: evidence from the electricity industry. Ecological Economics, 68 (4): 1116—1126

Panayotou T. 1993. Empirical tests and policy analysis of environmental degradation at different stages of economic development. Working Paper WP238, Technology and Employment Programme. International Labour Office, Geneva

Panayotou T. 1997. Demystifying the Environmental Kuznets Curve: turning a black box into a policy tool. Environment and Development Economics, 2 (4): 465—484

Paolella M S, Taschini L. 2008. An econometric analysis of emission allowance prices. Journal of Banking & Finance, 32 (10): 2022—2032

Papapetrou E. 2001. Oil price shocks, stock market, economic activity and employment in Greece. Energy Economics, 23 (5): 511—532

Park J, Ratti R A. 2008. Oil price shocks and stock markets in the U. S. and 13 European countries. Energy Economics, 30 (5): 2587—2608

Parry I W H. 2004. Are emissions permits regressive? Journal of Environmental Economics and Management, 47 (2): 364—387

Parry I W H, Williams III R C, Goulder L H. 1999. When can carbon abatement policies increase welfare? The fundamental eole of distorted factor Markets. Journal of Environmental Economics and Management, 37 (1): 52—84

Perman R, Stern D I. 2003. Evidence from panel unit root and cointegration tests that the Environmental Kuznets Curve does not exist. Australian Journal of Agricultural and Resource Economics, 47 (3): 325—347

Perron P. 1989. The great crash, the oil price shock, and the unit root hypothese. Econometrica, 57 (6): 1361—1401

Perron P. 1990. Testing for a unit root in a time series with a changing mean. Journal of Business and Economic Statistics, 8 (2): 153—162

Parsons J E, Ellerman A D, Feilhauer S. 2009. Designing a U. S. market for CO_2. MIT report NO. 171

Peel M C, Amirthanathan G E, Pegram G G S, McMahon T A, Chiew F H S. 2005. Issues with the application of empirical mode decomposition. In: Zerger A, Argent R M. (Eds.), Modsim 2005 International Congress on Modelling and Simulation. 1681—1687.

Perron P. 1990. A continuous time approximation to the unstable first-order autoregressive process: the case without an intercept. Econometrica,59 (1): 211—236

Perron P. 1997. Further evidence on breaking trend functions in macroeconomic variables. Journal of Econometrics,80 (2): 355—385

Perron P, Vogelsang T J. 1992. Testing for a unit root in a time series with a changing mean: corrections and extensions. Journal of Business and Economic Statistics,10 (4): 467—470

Peter C B P, Pierre P. 1988. Testing for a unit root in time series regression. Biometrika,75 (2): 335—346

Peters. 1994. Fractal Market Analysis: Applying chaos theory to investment and economics. John Wiley & Son Inc, USA

Philips, Perron P. 1988. Testing for a unit root in time series regression. Biometrika,75 (2): 335—346

Phillips P C B, Durlauf S N. 1986. Multiple time series regression with integrated process. Review of Economic Studies,53 (4): 473—495

Pickands J. 1975. Statistical inference using extreme order statistics. The Annals of Statistics,3 (1): 119—131

Pigou A C. 1920. The economics of welfare. MacMillan, London.

Ploberger W, Kramer W. 1992. The CUSUM test with OLS residuals. Econometrica,60 (2): 271—285

Porter D, Vragov R. 2006. An experimental examination of demand reduction in multi-unit versions of the uniform-price, Vickrey, and English auctions. Managerial and Decision Economics,27 (6): 445—458.

Powers D M W. 1998. Applications and explanations of Zipf's law. New Methods in Language Processing and ComputationalNatural Language Learning, ACL. 151—160

Quirion P, Demailly D. 2006. CO_2 abatement, competitiveness and leakage in the European cement industry under the EU ETS: grandfathering versus output-based allocation. Climate Policy,6: 93—113

Rachev S T, Tokat Y, Schwatz E S. 2003. The stable non-Gaussian asset allocation: a comparison with the classical Gaussian approach. Journal of Economic Dynamics and Control,27 (6): 937—969

Rachev S, Martin D, Racheva-Iotova B, Stoyanov S. 2008. Stable ETL optimal portfolios and extreme risk management, in: Bol G, Rachev S T, W rth R. (Eds.), Risk Assessment. Physica-Verlag HD,235—262

Rao B B. 1994. Cointegration for the applied economist. Martin's Press, New York, USA

Romero-Ávila D. 2008. Questioning the empirical basis of the Environmental Kuznets curve for CO_2: new evidence from a panel stationarity test robust to multiple breaks and cross-dependence. Ecoloical Economics,64 (3): 559—574

Rothkopf M H. 1999. Daily Repetition: A neglected factor in the analysis of electricity auctions. The ElectricityJournal,12 (3): 60—70

Sadorsky P. 1999. Oil price shocks and stock market activity. Energy Economics,21 (5): 449—469

Sadorsky P. 2001. Risk factors in stock returns of Canadian oil and gas companies. Energy Economics,23 (1): 17—28

Sala-i-Martin X. 1990. On growth and states. Harvard University, Cambridge

Samuelson P A. 1973. proof that properly discounted present values of assets vibrate randomly. The Bell Journal of Economics and Management Science,4 (2): 369—374

Seifert J, Uhrig-Homburg M, Wagner M. 2008. Dynamic behavior of CO_2 spot prices. Journal of Environmental Economics and Management,56 (2): 180—194

Seo M. 2006. Bootstrap testing for the null of no cointegration in a threshold vector error correction model. Journal of Econometrics,127 (1): 129—150

Serletis A. 1994. A cointegration analysis of petroleum futures prices. Energy Economics,16(2): 93—97

Setden T M, Song D. 1994. Environmental quality and development: Is there a Kuznets Curve for air pollution emissions? Journal of Environmental Economics and Management, 27 (2): 147—162

Shafik. 1994. Economic development and environmental quality: an econometric analysis. Oxford Economic Papers, 46: 113—151

Sharpe W F. 1964. Capital Asset Prices: A theory of market equilibrium under conditions of risk. Journal of Finance, 19(3): 425—442

Sharpe W F. 1963. A simplified model for portfolio analysis. Management Science, 9(2): 277—93

Sims C A. 1980. Macroeconomics and Reality. Econometrica, 48 (1): 1—48

Sims C A, Stock J H, Watson M W. 1990. Inference in linear time series models with some unit roots. Econometrica, 58 (1): 113—144

Sklar. 1959. Fonctions de répartition in dimensionset leurs marges. Publications de l'Institut de Statistique de l'Universtié de Paris, 8: 229—231

Smale R, Hartley M, Hepburn C, Ward J, Grubb M. 2006. The impacts of CO_2 emissions trading on firm profits and market prices. Climate Policy, 6 (1): 29—46

Smith R. 1987. Maximum likelihood estimation in a class of nonregular cases. Biometrika, 72 (1): 67—90

Solow R. 1956. A contribution to the theory of economic growth. Quarterly Journal of Economics, 70 (1): 65—94

Stavins R N. 1995. Transaction costs and tradeable permits. Journal of Environmental Economics and Management, 29 (2): 133—148

Stock J H, Watson M W. 1986. Testing for common trends. Journal of the American Statistical Association, 83 (404): 1097—1107

Strazicich M C, List J A. 2003. Are CO_2 emission levels converging among industrial countries? Environmental and Resource Economics, 24 (3): 263—271

Stulz R M, Wasserfallen W. 1985. Macroeconomic time-series, business cycles and macroeconomic policies. Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy, 22 (1): 9—53

Svendsen G T. 1999. The idea of global CO_2 trade. European Environment, 9: 232—237

Svendsen G T, Vesterdal M. 2003. How to design greenhouse gas trading in the EU? Energy Policy, 31 (14): 1531—1539

Szabo L, Hidalgo I, Ciscar J C, Soria A. 2006. CO_2 emission trading within the European Union and Annex B countries: the cement industry case. Energy Policy, 34(1): 72—87

Thurstone L L. 1931. The measurement of social attitudes. Psychology, 26: 249—269

Tietenberg T. 2003. The tradable-permits approach to protecting the commons: Lessons for climate change. Oxford Review of Economic Policy, 19 (3): 400—419

Uhrig-Homburg M, Wagner M. 2006. Success chances and optimal design of derivatives on CO_2 emission certificates. Working Paper, University of Karlsruhe

Unruh G C, Moomaw W R. 1998. An alternative analysis of apparent EKC-type transitions. Ecological Economics, 25 (2): 221—229

Uri N D. 1996. Crude oil price volatility and unemployment in the United States. Energy, 21 (1): 29—38.

Uri N D, Boyd R. 1997. Economic impact of the energy price increase in Mexico. Environmental and Resource Economics, 10 (1): 101—107.

Vogelsang T J, Perron P. 1998. Additional tests for a unit root allowing for a break in the trend function at an unknown time. International Economic Review, 39 (4): 1073—1100

Wang J J D, Zender J F. 2002. Auctioning divisible goods. Economic Theory, 19 (4): 673—705

Wasserfallen. 1986. Non-stationarities in macro-economic time series — further evidence and implications. The Canadian Journal of Economics, 19 (3): 498—510

Wei Y, Liang Q, Fan Y, Okada N, Tsai H. 2006. A scenario analysis of energy requirements and energy intensity for China's rapidly developing society in the year 2020. Technological Forecasting and Social Change, 73 (4): 405—421

Weitzman M L. 1974. Prices vs. quantities. Review of Economic Studies, 41 (4): 477—491

Weyant J. 1999. The costs of the Kyoto Protocol: a multi-model evaluation. The Energy Journal Special Issue, 4—45

Wheelwright S C, Makridakis S G. 1985. Forecasting methods for management. John Wiley & Sons, New York, 84—103

Wolf A, Swift J B, Swinney H L, Vastano J A. 1985. Determining Lyapunov exponents from a time series. Physica 16D, 16(3): 285—317

World Bank. 2007. State and trends of the carbon market 2007, Washington D. C., USA

World Bank. 2008. State and trends of the carbon market 2008. Washington D. C., USA

World Bank. 2009. State and trends of the carbon market 2009. Washington D. C., USA

Wu Z, Huang N E. 2004. Ensemble Empirical Mode Decomposition: a noise-assisted data analysis method. Centre for Ocean-Land-Atmosphere Studies. Technical Report 193, 51

Yang C, Schneider S H. 1998. Global carbon dioxide emissions scenarios: sensitivity to social and technological factors in three regions. Mitigation Adaptation Strategies Global Change, 2 (4): 373—404

Zachmann G, Hirschhausen C. 2008. First evidence of asymmetric cost pass-through of EU Emissions Allowances: examining wholesale electricity prices in Germany. Economics Letters, 99 (3): 465—469

Zakoian J M. 1994. Threshold heteroskedastic models. Journal of Economic Dynamics and Control, 18(5): 931—955

Zeeman E C. 1974. The unstable behavior of stock exchange. Journal of Mathematical Economics, 108: 291—311

Zhang X. Lai K K, Wang S Y. 2008. A new approach for crude oil price analysis based on Empirical Mode Decomposition. Energy Economics, 30: 905—918

Zhang Y, Wei Y. 2010. An overview of current research on EU ETS: Evidence from its operating mechanism and economic effect. Applied Energy, 87 (6): 1804—1814

Zhang Z X. 2000. Decoupling China's carbon emissions increase from economic growth: an economic analysis and policy implications. World Development, 28 (4), 739—752

Zipf G K. 1949. Human behavior and the principle of least effort. Addison-Wesley Press, Cambridge

Zipf G K. 1968. The psycho-biology of language: An introduction to dynamic psychology. Addison-Wesley Press, Cambridge

Zivot E, Andrews D W K. 1992. Further evidence on the great crash, the oilprice shock, and the unitroot hypothesis. Journal of Business and Economic Statistics, 10 (3): 251—270

Document generated by Anna’s Archive around 2023-2024 as part of the DuXiu collection (https://annas-blog.org/duxiu-exclusive.html).

Images have been losslessly embedded. Information about the original file can be found in PDF attachments. Some stats (more in the PDF attachments):

{
  "filename": "44CK56Kz6YeR6J6N5LiO56Kz5biC5Zy6ICDmlrnms5XkuI7lrp7or4HjgItfMTI3Mjg3MTguemlw",
  "filename_decoded": "\u300a\u78b3\u91d1\u878d\u4e0e\u78b3\u5e02\u573a\u65b9\u6cd5\u4e0e\u5b9e\u8bc1\u300b_12728718.zip",
  "filesize": 28301821,
  "md5": "fca0910742dea20d9016a58f3f3d650b",
  "header_md5": "824d8a2430a7e4628b7cf14b5cab540c",
  "sha1": "41cdf3cb03c02b83c9feabd44ee137a4e73cd134",
  "sha256": "babf8614fb3011e4d83f3efcebebf53116880e155eac171668a31bda3cde4a03",
  "crc32": 3877628219,
  "zip_password": "",
  "uncompressed_size": 31287328,
  "pdg_dir_name": "\u00ed\u2562\u2560\u255d\u255c\u2261\u255a\u250c\u2559\u03b4\u2560\u255d\u2569\u2568\u2502\u00ed\u2556\u255c\u2556\u00bf\u2559\u03b4\u2569\u2561\u2553\u00f1\u00ed\u2556_12728718",
  "pdg_main_pages_found": 174,
  "pdg_main_pages_max": 174,
  "total_pages": 193,
  "total_pixels": 1212339032,
  "pdf_generation_missing_pages": false
}