

Curtin University Sustainability Policy (CUSP) Institute

**The Linkage between the World Oil Price and Chinese
Energy-Related Stock Price: Implications for Risk Management**

Xiaoqian Wen

**This thesis is presented for the Degree of
Doctor of Philosophy
of
Curtin University**

July 2015

Declaration

To the best of my knowledge and belief this thesis contains no material previously published by any other person except where due acknowledgment has been made.

This thesis contains no material which has been accepted for the award of any other degree or diploma in any university.

Signature: *Xiaoqian Wen*

Date: 13 July 2015

ABSTRACT

With the rapidly rising oil import dependence, energy security has become one of the top concerns for the Chinese government in recent years. In order to implement the policy strategies of national energy security, Chinese energy companies (including fossil fuel companies and new energy companies) undoubtedly play a crucial role. However, to acquire capitals for further development, they have to depend on one of the most important financing channels, the stock market. In the last decades, the number and market capitalization of listed Chinese energy firms expanded quickly; energy stock price changes have not only been the concern of energy companies, but also have attracted much attention from other stock investors. In order to hedge energy stock price risks, it is quite necessary for investors to consider the key risk factor of energy stock investment, the oil price. This risk factor is expected to impose a larger effect on Chinese energy stock prices in future.

In spite that many of the current studies have regarded oil price as the key risk factor of energy stock prices and investigated the relationship between oil prices and energy stock prices so far, few of them focus on the case of China. In very recent years, with the non-negligible high volatilities of world oil prices and the increasingly significant financial attribute of the world oil market, stock investors not only care about the effect of oil price shocks on stock returns, but also pay close attention to their volatility link, even to their extreme dependence and the corresponding risk management strategies. To the best of our knowledge, studies about oil price-energy stock price volatility linkage, the extreme dependence and the corresponding risk management strategies are still lacking.

The concrete contents of this thesis are as follows:

(1) The return and volatility spillover effect between the world oil price and Chinese energy stock price. This thesis employs the asymmetric bivariate BEKK model to capture return and volatility spillovers between the world oil price and Chinese energy-related company stock price, in particular, it uses the news impact

surfaces to vividly present the market volatility spillovers; it also conducts the sub-sample (periods of turmoil and tranquility) and sub-energy sector (fossil fuel industry: oil & gas and coal sector; new energy industry: solar and wind energy sector) analysis so as to provide more comprehensive empirical evidences on the linkage of the world oil price and Chinese energy stock price;

(2) The conditional dependence between the world oil price and Chinese energy stock price. This thesis firstly uses AR(1)-GJR(1,1)-skewed- t to model the marginal distributions of asset returns and then applies four dynamic copulas, including dynamic Gaussian Copula, dynamic Student- t Copula, dynamic Gumbel Copula and dynamic Rotated Gumbel Copula in modeling the conditional dependence between the world oil price and Chinese energy stock price. The Log-likelihood and AIC are the two criteria for choosing the optimal copula function. The dynamic linear and nonlinear dependence coefficients are obtained from the optimal copulas. To further investigate the market conditional dependence, the sub-sample (periods of turmoil and tranquility) and sub-energy sector (fossil fuel industry: oil & gas and coal sector; new energy industry: solar and wind energy sector) analysis are conducted as well;

(3) The risk management of Chinese energy stock investment using the world oil futures. Based on the conditional dependence between the world oil price and Chinese energy stock prices obtained from the optimal copula and the conditional volatilities of asset returns, time-varying optimal portfolio weights and hedging ratios are calculated, then optimally-weighted portfolio and hedged portfolio are established; meanwhile, for further comparison, the equally-weighted portfolio and hedged portfolio with OLS static hedging ratio are considered as well. To examine whether these four portfolios could improve the risk-return of Chinese energy stock investment, this thesis evaluates these portfolios from three respects including the risk-adjusted returns, hedging effectiveness and downside risk gains. The sub-sample (periods of turmoil and tranquility) and sub-energy sector (fossil fuel industry: oil & gas and coal sector; new energy industry: solar and wind energy sector) analysis are further conducted to prove the empirical results are robust.

Based on the contents, this thesis contributes to the current literature in the following three ways.

First, this thesis aims to model the dependence between the world oil price and Chinese energy stock price as comprehensively and accurately as possible; in addition, based on the market dependence and conditional volatilities of the asset returns, several portfolios are established and evaluated. Thus, the research gap noted above is filled in.

Second, not using a symmetric Multivariate-GARCH model which is very popular in the current studies, this thesis employs the asymmetric BEKK model and news impact surfaces to investigate the volatility spillovers between the world oil price and Chinese energy stock price. This application has been very novel in the field of energy economics so far; the results find significant return and volatility spillovers from the world oil price to Chinese energy stock price and prove that asymmetric BEKK model is more suitable than the symmetric Multivariate-GARCH model for modeling the world oil price-Chinese energy-stock price volatility linkage.

Third, the time-varying copula functions are applied in modeling the dependence of the world oil price and Chinese energy stock price, which is a very novel application in the field of energy economics as well and this thesis confirms the mainstream opinion that the fossil fuel stock price is more highly dependent with the world oil price than the new energy stock price while the new energy stocks are more risky. More importantly, based on the market dependence from copula functions, the effectiveness of some popular portfolio management strategies, including equally-weighted portfolio strategies and hedged portfolio strategies with OLS static hedging ratio, are doubted; strategies of optimally-weighted portfolios and hedged portfolios with time-varying hedge ratio confirmed to be more optimal. According to the VaR-based investor loss function, all of the strategies noted above lose their attractiveness because they cannot significantly reduce the extreme risks of Chinese energy stock investment, hence indicating that investors' utility is a significant factor when evaluating the effectiveness of portfolio strategies in terms of extreme risk

reductions.

The empirical results are expected to have important implications for Chinese energy policy makers. For example, the results of return and volatility spillovers between the world oil price and Chinese energy-related stock price could help policy makers predict the effect of different combinations of crude oil market news and energy policy news (e.g., product oil price adjustment, resource tax reform, environmental tax policy, series of favorable policies for new energy industry) on the returns and stability of China's energy stock investment; the results of the conditional dependence between the world oil price and Chinese energy-related stock price could facilitate to understand and compare the current development of China's fossil fuel and new energy industry, thus making corresponding policies so as to motivate further development for the energy industry, such as reducing policy uncertainty, cutting production costs, encouraging the R&D activities and expanding the market shares; the results about portfolio management with the crude oil futures in the energy stock investment indicate that China's energy policy makers and regulators need to provide more optimal hedge assets for energy companies and stock investors in future. Besides, the empirical results of sub-period and sub-sector analysis have potential implications for the subsidy policy of the Chinese energy industry and the development strategy for Chinese energy sub-sector, such as sectors of oil & gas, coal, solar and wind power. For the new energy industry, as they are still at the early stage of development and are more risky, the stable favorable policies (e.g., subsidies, tax preference) are still needed; while for the fossil fuel industry, the subsidy should be gradually and continuously cut. Meanwhile, Chinese coal enterprises are much more competitive than the oil & gas companies and are more vulnerable to the fluctuations of oil price, therefore they should pay more attention to the risk management and improve the competitiveness via technology innovation, promoting energy efficiency etc. In comparison with the wind power companies, Chinese solar enterprises are more risky, hence implying that more attention and efforts from energy policy makers should be put on the sustainable development of this

sub-sector.

Overall, the research in this thesis demonstrates the applicability of econometric modeling to analyzing important issues related to the world oil price and stock price of Chinese energy-related companies; it contributes to better understand energy development and the dependence between the world oil price and Chinese energy stock price; and it provides new evidence about risk management for Chinese energy companies and stock investors with potential policy implications for China's energy industry, including new energy.

Key words: Crude oil price, Chinese energy-related stock price, Volatility spillover effects, Market dependence, risk management, Energy policy implications

摘要

随着我国原油对外依存度的快速升高，近年来，我国政府对能源安全给予了高度重视。为了实现国家能源安全战略，能源公司（包括传统化石能源公司和新能源公司）无疑扮演着举足轻重的角色，而这些公司在获得产业发展资金方面，不得不依赖于重要的融资渠道之一——股票市场。在过去几十年中，我国上市能源公司数量和市场资本总额显著增加，能源公司股票价格的变动不仅是能源公司关注的焦点，也受到了其他股票投资者的极大关注。为了防范股价变动风险，投资者们有必要重点考察影响能源股价波动的关键风险因素——原油价格，这一风险因素预期未来会更显著地影响我国能源公司股价的变动。

尽管目前已有大量文献将原油价格作为能源股票市场的重要风险因素，并研究了二者之间的相关关系，但针对国际原油价格与我国能源公司股价相关性的研究还十分匮乏。特别需要指出的是，国际油价的高波动特征及国际原油市场显示出的金融市场属性促使投资者不仅关心国际油价冲击对能源股票收益率的影响，也趋于关心二者的波动率联系，甚至迫切想要了解国际油价与我国能源公司股价的尾部相关性以及相应的风险管理策略，而后三方面研究目前仍是空白。本文尝试弥补当前研究的空白，尽可能更加全面、准确地刻画了国际油价与我国能源公司股价的相关性，并根据二者之间的相关系数和条件波动率构建了各种投资组合，最后，评估了各项投资组合对我国能源股价波动风险管理的效率。具体内容如下所示：

(1) 国际油价与我国能源公司股价的收益率与波动率溢出效应。使用二元非对称 BEKK 模型建模国际原油期货与我国能源股票市场之间的收益率与波动率溢出效应，使用新闻影响平面 (News impact surfaces) 展示市场间的波动率溢出效应，并对市场之间的收益率与波动率溢出效应进一步地进行子样本时期（国际油价剧烈波动时期及平静时期）和能源子产业部门（传统化石能源产业：油气产业和煤炭产业部门；新能源产业：太阳能和风能产业部门）的实证分析。

(2) 国际油价与我国能源公司股价的相依性测度。使用 AR(1)-GJR(1,1)-skewed- t 构建资产收益率的边缘分布，使用动态 Gaussian Copula、动态 Student- t Copula、动态 Gumbel Copula 和动态 Rotated Gumbel Copula 建模市场之间的相依性。对数极大似然值和信息准则 AIC 值作为评判最优动态 Copula 函数的指标。根据最优的动态 Copula

函数，得到国际油价与我国能源公司股价的线性相关系数和非线性相关系数。最后，对国际油价与我国能源公司股价间的相依性进行子样本时期（国际油价剧烈波动时期及平静时期）和能源子产业部门（传统化石能源产业：油气产业和煤炭产业部门；新能源产业：太阳能和风能产业部门）的实证分析。

（3）国际原油期货在我国能源公司股票投资风险管理中的应用。以第三章的实证结果为基础，运用资产的条件波动率与从最优 Copula 函数中得到的市场间相关系数计算动态最优投资组合权重与动态避险比率，继而建立了最优权重投资组合、套期保值避险投资组合，同时，还是考察了等权重投资组合以及使用 OLS 静态套期保值比率而构建的避险投资组合；然后从风险调整后的收益率（Risk-adjusted returns）、风险规避效率（Hedging effectiveness）、极端下行风险规避效率（VaR, Value-at-risk）三个方面检验以上 5 个投资组合是否显著改善了我国能源股票投资组合的风险-收益状况，最后，同样进行了子样本时期（国际油价剧烈波动时期及平静时期）和能源子产业部门（传统化石能源产业：油气产业和煤炭产业部门；新能源产业：太阳能和风能产业部门）的实证分析。

本文的实证结果发现，国际原油期货市场对我国能源股票市场（包括传统化石能源股票市场和新能源股票市场）具有显著的收益率及波动率溢出效应（相比国际原油期货滞后期一期的正收益率，其滞后期一期的负收益率能够引起我国能源股票市场当期收益率更大幅度的变动；而自身方差的非对称性存在于国际原油期货市场与我国传统化石能源股票市场中）；国际油价与我国传统化石能源股价的相依程度较高，而相比传统化石能源股票，我国新能源股票更容易受到国际油价极端变动的影响；基于国际油价与我国能源公司股价的相依性，最优投资权重组合可以最大程度地改善我国能源股票投资的风险-收益状况和降低其极端下行风险，但从基于 VaR 的投资者损失函数（VaR-based investor loss function）来看，该投资策略在统计显著地降低我国能源股票投资极端下行风险方面受到了质疑；子样本时期和子产业部门的实证分析结果与整体样本时期及整体能源产业的分析结果在大多数情况下是一致的。这些实证结果不仅可以为我国能源股票投资者了解、预测原油价格波动风险、进行能源股票投资风险管理提供实证依据，也可以为我国能源政策者提供潜在的政策建议。

关键词：国际油价；我国能源公司股价；波动率溢出效应；市场相依性；风险管理应用

目 录

第 1 章 绪 论	1
1.1 研究背景	1
1.2 研究现状.....	4
1.2.1 有关原油价格冲击与整体股票市场相关关系的文献.....	5
1.2.2 有关原油价格冲击与能源公司股票市场相关关系的文献.....	9
1.3 问题的提出与选题意义.....	11
1.3.1 问题的提出	12
1.3.2 研究意义.....	17
1.4 论文结构安排与主要创新.....	18
1.4.1 论文结构安排	18
1.4.2 论文主要创新	19
第 2 章 国际油价与我国能源公司股价的收益率及波动率溢出效应	21
2.1 引言	21
2.2 国际油价与我国能源公司股价特征	21
2.2.1 数据	21
2.2.2 国际油价与我国能源公司股价走势分析	22
2.2.3 国际油价与我国能源公司股价收益率分布特征分析	23
2.3 研究方法.....	25
2.4 实证结果与分析	27
2.4.1 市场收益率溢出效应的实证结果	28
2.4.2 市场波动率溢出效应的实证结果	32
2.4.3 子样本期间的实证分析	35
2.4.4 能源子产业部门的实证分析	43
2.5 本章小结.....	52
第 3 章 国际油价与我国能源公司股价的相依度测度	54
3.1 引言.....	54

3.2 国际油价与我国能源公司股价相依性的预分析.....	54
3.3 研究方法.....	56
3.3.1 Copula 函数.....	56
3.3.2 边缘分布模型.....	58
3.3.3 二元 Copula 函数.....	60
3.4 实证结果与分析.....	62
3.4.1 边缘分布模型估计结果.....	62
3.4.2 动态 Copula 函数估计结果.....	64
3.4.3 国际原油期货市场与我国能源股票市场的动态相依度.....	65
3.4.4 子样本期间的实证分析.....	69
3.4.5 能源子产业部门的实证分析.....	78
3.5 本章小结.....	89
第 4 章 国际原油期货在我国能源公司股票投资风险管理中的应用.....	92
4.1 引言.....	92
4.2 投资组合权重的构建.....	92
4.3 投资组合风险管理效率的评估.....	94
4.3.1 风险调整后的收益率比较.....	94
4.3.2 风险规避效率.....	94
4.3.3 极端下行风险规避效率.....	95
4.4 实证结果与分析.....	97
4.4.1 投资组合权重的实证结果.....	97
4.4.2 风险调整后收益率比较的实证结果.....	98
4.4.3 风险规避效率的实证结果.....	99
4.4.4 极端下行风险规避效率的实证结果.....	100
4.4.5 子样本期间的实证分析.....	102
4.4.6 能源子产业部门的实证分析.....	111
4.5 本章小结.....	120
第 5 章 总结与展望.....	123

5.1 论文工作总结	124
5.1.1 国际油价与我国能源公司股价的收益率及波动率溢出效应	124
5.1.2 国际油价与我国能源公司股价的相依性测度	126
5.1.3 国际原油期货在我国能源公司股票投资风险管理中的应用	128
5.2 能源政策建议.....	130
5.2.1 对我国整体能源产业发展的政策建议	130
5.2.2 对油价剧烈波动和平静时期我国整体能源产业发展的政策建议	132
5.2.3 对我国能源子产业部门发展的政策建议	133
5.3 研究展望.....	135
致 谢.....	137
参考文献.....	139
博士期间发表的论文及科研成果.....	148

第 1 章 绪 论

本章主要介绍论文选题的现实和理论背景，通过回顾已有的相关文献，提出目前研究存在的潜在问题、论文的主要研究目的及意义，最后介绍本文的研究结构、主要章节安排和创新点。

1.1 研究背景

众所周知，能源产业是一个高度资本密集型产业，随着时间的推移，相比其它产业，能源产业的资本需求将以更快速度增长。根据 Inkpen and Moffett (2011)分析，这是因为，一方面，能源产业的上游部门不得不到达更远的地区、更深入地发掘新的能源储备，所以资本需求将显著增加；另一方面，能源产业的下游部门需要着眼于提高能源利用效率，因此需要投资新兴且更加昂贵的生产技术。为了获得产业发展的资本，大多数能源公司以较为固定的比例同时进行负债融资与权益融资。由于负债融资通常视为公司财务的拖累、负担并容易增加公司的经营风险，因此，大多数成功的能源企业倾向于选择权益融资。从全球范围来看，目前股票交易所上市的能源公司种类较为丰富，包括国际能源公司、国家能源公司、大型非国有能源公司以及一些小型能源公司（Bern, 2011; Inkpen and Moffett, 2011）。

一般来说，能源公司的股票收益率得益于能源价格的上涨，因此，股票投资者对能源产业的兴趣主要取决于能源价格的变动（Inkpen and Moffett, 2011; Oberndorfer, 2009）。对于石油公司来说，原油或成品油是公司的主要产品，油价变动会直接影响公司的财务状况和现金流，从而影响公司的股利支付和留存收益；对于其它能源公司而言，鉴于原油的替代品（比如天然气、煤炭和新能源）直接受到原油市场的影响，油价变动会极大地激发或抑制投资者对原油替代品的投资热情这一普遍存在的观点，原油价格变动也是这些能源公司需要考虑的重要风险因素之一。目前，许多学者已将原油价格作为能源股票价格变动的关键风险因素，油价与能源公司股价的相关关系已成为能源金融研究的焦点之一（Aouri, 2011; El-Sharif et al., 2005; Elyasiani et al., 2011; Faff and Brailsford, 1999; Ghouri, 2006; Hammoudeh and Li, 2005; Henriques and Sadorsky,

2008; Hilliard and Danielsen, 1984; Huang et al., 1996; Kumar et al., 2012; Managi and Okimoto, 2013; Scholtens and Yurtsever, 2012)。比如, Sadorsky (2001) 发现原油价格上涨能够显著增加加拿大油气类股票的收益率; Elyasiani et al. (2011) 以美国 13 个产业的股票日交易数据为研究样本, 发现原油价格的上升可使原油相关产业 (油气开采和炼油企业)、原油替代产业 (煤炭、电力和天然气服务企业) 的股票收益率显著提高; 同时, Kumar et al. (2012) 的研究结果发现原油价格上涨会使清洁能源公司的股票收益率显著增长。

需要指出的是, 国际原油市场在过去 10 年中经历了急剧的上涨和下跌, 显示出极高的价格波动特征。具体来讲, 从 2002 年到 2007 年, 原油价格从每桶 29 美元上涨到每桶 91 美元; 2008 年上半年, 国际原油价格延续了增长势头, 于 7 月达到大约每桶 150 美元的历史高点; 然而, 受到全球金融危机的影响, 2008 年下半年, 国际原油价格由历史记录的最高点跌至每桶 30 美元, 半年时间其跌幅超过 70%; 2009 年全年, 国际原油价格呈现温和上涨趋势, 从 1 月份的每桶 42 美元上涨至 12 月的每桶 74 美元; 由于中东及非洲几个国家发生社会政治动乱, 国际油价在 2010 年底被推至更高水平, 其涨势持续至 2011 年, 2011 年初, 国际油价迅速由每桶 82 美元升至每桶 112 美元; 2013 年, 国际油价在每桶 90 美元至每桶 130 美元之间波动, 2014 年上半年, 油价维持在平均每桶 110 美元的高价位状态。国际油价的此种高波动特点引起了学者对原油市场的更多关注。自 2002 年以来, 许多学者发现国际原油市场不仅简单地受到供需关系的影响, 其与宏观经济与金融市场 (比如汇率市场、股票市场、期货市场) 的关系日益紧密, 表现出显著的金融市场属性。国际原油市场的许多交易者的目的不在于真正使用原油, 而是利用原油价格波动来获取利润 (比如, Askari and Krichene, 2008; Ji and Fan, 2012; Fan and Xu, 2011; Oberndorfer, 2009; Wen, et al., 2012)。

在国际油价持续攀升, 油价波动率逐渐走高以及国际原油市场与金融市场相关性日益增加的背景下, 股票投资者不仅关心原油价格波动率 (Volatility) 对能源公司股票收益率 (Return) 的影响, 而且更加关注原油价格波动率对能源股票价格波动率的影响, 甚至十分关心国际原油价格与能源股票价格的尾部相关性 (Extreme dependence) 以及对应的风险管理策略。鉴于现有研究在后三方面涉及的较少甚至仍然存在研究空白, 本文旨在尝试向投资者提供有关国际油价与能源公司股价相关关系更细致、更全面的实证证据, 以便帮助投资者更好地进行能源股票投资风险的管理。与大多数已有研究

不同，本文将研究重点放在我国这一全球最大新兴经济体之一的身上。事实上，国际原油价格与我国能源股票价格的相关关系研究十分重要及迫切，这里将从以下三个方面进行阐述：

第一，根据 Li and Leung (2011) 分析，尽管我国能源构成长期以煤炭为主（煤炭在我国能源结构中占比 70%-80%），但是，为了满足国内巨大的能源需求，我国不得不大量地进口原油。从 2002 年至 2011 年，我国成为仅次于美国的第二大原油消费国；2012 年，我国的绝对原油消费量达到 4.83 亿吨，占世界原油消费总量的 11.7%，相比之下，原油生产量仅为 2.07 亿吨，占世界原油生产总量的 5%（British Petroleum, 2013）；我国的原油进口量已从 1993 年的 0.11 亿吨上涨到 2012 年的 2.71 亿吨，相应地，原油进口量占全球原油总进口量的比例从 1993 年的 0.6% 上涨到 2012 年的 14.1%（British Petroleum, 2013）。最近，国务院的一项报告指出，2013 年我国的原油对外依存度达到 58.1%（www.gov.cn），一些能源经济学家甚至预测，该比例将在 2020 年达到 80%。这些数据均显示，国际原油价格波动将更显著地影响我国经济，那么，我国能源产业预计将更多地遭受国际油价变动的冲击。

第二，随着我国原油进口依存度的不断攀升以及政策制定者对国家能源安全的持续关注，我国能源公司得到了飞速发展，而对于它们来说，股票市场是获取产业发展资本的重要渠道之一。Broadstock et al. (2012) 分析称，在过去几十年中，我国能源上市公司的数量与市场资本总额均显著增加。为了实施国家能源安全政策¹（比如，建立油气战略储备、增强油气的勘探和开采、通过发展煤气化、煤液化及新能源电力来降低对原油的依赖等），未来我国能源公司无疑将扮演更加重要的角色²，这也意味着股票市场融资的重要性也会随之大大上升。由于股票价格的变动直接影响到能源公司的权益融资收益，因此，管理和控制股价变动风险对能源上市公司来说十分重要，而根据第一点的分析，为了达到这一目的，他们不得不需要将注意力转移到能源公司股价与国际原油价格之间的相关关系上，更重要的是国际油价与能源公司股价之间的动态

¹ 能源安全的目标在于，在不危害国家重大价值和目标的前提下，以合理的价格保证充足、稳定的能源供给（Yergin, 1988, p. 112）。

² 比如，目前，我国国有石油公司（NOC, National Oil Companies）（包括中石油 CNPC/PetroChina、中石化 Sinopec 及中海油 CNOOC）正肩负着建立战略石油储备（SPR, Strategic Petroleum Reserves）的重任；我国国有石油公司及其它油气公司（比如，中国中化集团 Sinochem、中国航空油料集团公司 China Aviation Oil、振华石油公司）对海外油气公司表现出极大的兴趣和野心（Wu, 2013）；神华集团、兖矿集团、潞安矿业集团等煤炭公司正在发展煤液化（coal liquefaction）技术，华能集团在我国建立了第一个接近零碳排放的整体煤气化联合循环（IGCC, Integrated Gasification Combined Cycle）电厂（Chen and Xu, 2010）；龙源电力集团、大唐新能源、华能新能源等新能源公司正在积极地发展风力发电和光伏发电（Zeng et al., 2014）。

相关关系能为风险管理投资组合设计带来怎样的启示。事实上，这一问题也是我国其他股票投资者十分关注的问题。在过去的几十年中，能源股票投资已吸引了众多关注，比如，2007年，我国传统能源公司股票引领了股票市场的大牛市行情；近年来，相比传统能源公司股票，新兴的新能源股票在很多情况下甚至可以为投资者带来更丰厚的投资回报（Wen et al., 2014）。在高油价与我国积极发展绿色经济的背景下，能源公司股票预期将继续成为吸引我国股票投资者的投资选择之一。

第三，尽管第一点显示的数据意味着我国能源产业与国际原油市场的相关关系将十分密切，但一些现实情况却暗示国际原油价格冲击或许不能被准确地传递到我国能源股票市场上。举例来说，为了使脆弱的成品油消费者（比如，农民及出租车司机）免受油价急速上涨的危害，控制通货膨胀及缓和社会不稳定因素，国内油价与国际油价通常存在较大的价差，而这部分价差由政府补贴来弥补（Li and Leung, 2011），这就阻碍了国际原油价格冲击真实反映在我国经济成本上，同时，我国尚缺乏原油期货市场，我国能源公司严重缺乏预测国际油价的能力（Zhang and Chen, 2014），我国股票市场存在较明显的投机特征（Cong et al., 2008），也都会导致能源股票市场不能准确地反映油价的影响。这些经济事实将促使我国能源股票投资者更加迫切地想要了解国际原油价格与我国能源公司股票价格之间的相关关系，从而制定出符合我国现实情况的能源股票投资的风险管理策略。

1.2 研究现状

自从 Hamilton (1983) 研究了 1949 年至 1972 年间油价冲击对美国经济的影响，发现了油价与美国国民生产总值（GNP, Gross National Product）具有很强的相关性之后，大量的学术研究将重心放在了原油价格冲击对经济活动的影响上，包括国际油价对总需求、通货膨胀、就业率及实际经济增长等方面的影响（比如，Bachmeier, 2008; Bashar et al., 2013; Cologni and Manera, 2008; Cunado and Perez de Garcia, 2005; Hamilton, 2003; Kilian, 2008; Naccache, 2010 等）。从理论上讲，股票价值是未来预期现金流的折现总和，这些折现的现金流反映了诸如通货膨胀、利率、生产成本、经营收入、经济增长、投资者和消费者信心等经济状况，这就意味着股票价值会受到宏观经济事件的影响；然而，就像 Hamilton (1983)、Jones et al. (2004) 及 Arouri (2011) 等一些学术研究所分析的那样，许多宏观经济事件又是由国际油价的变动所引起，比如，油价对基本的

生产投入和投资成本会产生影响（供给方面的影响），同时对原油消费者与生产者之间贸易与财富的转移、公司生产结构及就业率、货币政策、利率及通货膨胀、消费机会、成本及消费者需求和信心也会产生影响（需求方面的影响）。由此来看，国际油价的波动可以通过很多途径影响到股票价格。基于此种理论分析以及近年来油价与宏观经济、金融市场的相关关系日益增长的现实，有关原油价格冲击与整体股票市场（Aggregate stock market）相关关系的研究大量涌现。与此同时，一些学者将目光放在了国际油价变动对特定产业股票价格（Stock market of specific industry）的影响上，特别需要指出的是，对于能源产业来说，油价冲击的影响明显异于其它产业。

总体来看，目前有关油价冲击对整体股票市场影响的文献较为丰富，而有关原油价格冲击对能源产业股票市场的影响相对匮乏，而在这其中，基于国际油价与整体股票市场/能源股票市场的相关关系而进一步提出风险管理投资组合策略的研究更是屈指可数。这里将从以下两方面对现有文献进行回顾，首先回顾有关油价冲击对总体股票市场影响的研究，其次总结油价与能源产业股票市场相关性的学术文献。

1.2.1 有关原油价格冲击与整体股票市场相关关系的文献

目前，有关国际原油价格冲击与整体股票市场相关关系的实证研究结论并没有达成统一。原油价格对整体股票市场的影响随着国家类型（比如，原油进口国、原油出口国）、市场环境（比如，经济衰退或经济扩张时期，经济危机或非经济危机时期）、油价冲击的类型（比如，原油供给冲击、原油总需求冲击和原油特定需求冲击）、样本数据的频度（比如，周数据、日数据、月数据）和计量方法的不同而变化。有关国际原油价格冲击对整体股票市场收益率的影响基本可分为以下4类³。

首先，一些学者发现国际原油价格冲击与整体股票市场收益率的相关关系显著为负。原油价格对整体股票市场收益率的负显著影响最早由 Kaul and Jones (1996) 通过对美国、加拿大、日本及英国股票收益率与原油价格相关关系的研究发现；随后 Sadorsky (1999) 使用 VaR (Vector auto-regression) 模型，以 1950 年 1 月至 1996 年 4 月期间美国

³ 现有的关于国际油价与股票收益率相关关系的实证研究使用不同方法测度了国际油价冲击，其中包括名义原油价格变动（比如，Driesprong et al., 2008; Jones and Kaul, 1996; Narayan and Sharma, 2011）、实际原油价格变动（比如，Chen, 2010; Lee et al., 2012; Park and Ratti, 2008; Sardosky, 1999）、原油价格净增长（比如，Chen, 2010; Park and Ratti, 2008）、原油价格波动率（比如，Oberndorfer, 2009; Park and Ratti, 2008; Scholtens and Yurtsever, 2012）、原油期货价格的上涨（比如，Ciner, 2001）以及将原油价格冲击分解为原油供给冲击、全球需求冲击以及特定的原油需求冲击（比如，Apergis and Miller, 2009; Kang and Ratti, 2013; Kilian and Park, 2009; Wang et al., 2013）。

股票的月度交易数据为样本，发现原油价格波动与美国股票市场的实际收益率呈现负相关关系，并且，相比负油价波动冲击，正油价波动冲击能够更多地解释实际股票收益率的预测误差方差。近年来，考虑到原油价格与股票收益率相关关系的结构性变化，Chiou and Lee (2009)采用 ARJI (Autoregressive conditional jump intensity)模型再次确认了原油价格与美国股票市场收益率之间显著的负相关关系，并且他们发现非预期油价波动的非对称效应 (Asymmetric effect) 仅在高波动状态 (High-fluctuation state) 是显著的；为了研究国际油价与 6 个经合组织国家 (加拿大、法国、德国、意大利、英国及美国) 股票收益率的长期相关关系，Miller and Ratti (2009) 使用 VECM 模型 (Co-integrated vector error correction model) 揭示了，长期来看，股票市场收益率对国际油价上涨的反应显著为负；Chen (2010) 则提供了油价上涨会导致美国股市熊市行情出现概率上升的证据；Cunado and Gracia (2014) 确认了股票市场收益率与国际油价之间的负相关关系存在于大多数欧洲国家 (比利时、丹麦、芬兰、法国、德国、意大利、卢森堡、荷兰、葡萄牙、西班牙和英国)，并且他们进一步指出，股票收益率大多受到原油供给冲击的影响，而原油需求冲击只能影响几个欧洲国家，比如德国、意大利、卢森堡、葡萄牙、英国、法国和丹麦。

近年来，国际原油价格对新兴股票市场收益率的负影响也受到了学者们的广泛关注。举例来说，Masih et al. (2011) 发现国际油价冲击对韩国股票市场的影响显著为负；Asteriou and Bashmakova (2013) 发现中、东欧国家股票市场的油价 Beta 值显著为负；Wang et al. (2013) 使用结构 VAR 模型，指出原油供给的不确定性及总需求的不确定性会抑制原油进口国 (中国、法国、德国、印度、意大利、日本、韩国、英国、美国) 与原油出口国 (加拿大、科威特、墨西哥、挪威、俄罗斯、委内瑞拉、沙特阿拉伯) 的股票收益率，并且原油市场需求不稳定的冲击对原油出口国的影响更持久⁴。

同时，一些学者发现国际原油价格冲击与整体股票市场收益率的相关关系显著为正。一些研究显示国际原油价格变动对股票市场的收益率显著为正。比如，Hammoudeh and Choi (2006) 使用 VECM 模型发现原油价格的正冲击可使大多数海湾国家 (GCC, Gulf Cooperation Council) 受益；Zhu et al. (2011) 使用面板门槛协整方法 (Panel threshold co-integration approach) 研究了 14 个经合组织与非经合组织国家 (美国、英国、墨西哥、挪威、瑞典、波兰；土耳其、巴西、印度、智利、中国、以色列、斯洛文尼亚、

⁴ 虽然 Wang et al. (2013) 的研究中包括发达国家股票市场的样本数据，但也包含了世界上两个最大的新兴经济体——中国和印度。

南非) 的股票市场收益率与原油价格的相关关系, 他们发现原油价格对这些国家股票收益率的影响显著为正; 他们将这一正相关关系归因于两方面, 一方面总体股票市场中包含原油类公司股票, 另一方面, 正相关关系意味着股票投资的杠杆效应、产业生产及国内一些因素比原油价格的影响更强。通过使用动态 Copula 函数, Aloui et al. (2013) 发现国际原油市场与 6 个中东欧转型经济国家的股票市场呈现正相关关系。

再次, 国际原油价格冲击与整体股票市场收益率的相关关系被发现为在不同的情形下表现不同。比如, Park and Ratti (2008) 使用多元 VAR 模型分析发现国际油价冲击对股票市场收益率的影响取决于样本国家是原油进口国还是原油出口国。他们发现挪威作为原油出口国, 其股票收益率对原油价格上涨的反应显著为正, 然而其他欧洲国家 (奥地利、比利时、丹麦、芬兰、法国、德国、) 的股票市场对原油价格上涨的反应显著为负; 同时, 他们还发现油价对股票市场收益率的影响也取决于原油价格冲击的 (线性的或者非线性的) 测量方法。类似地, Ramos and Veiga (2013) 使用 GARCH (Generalized auto-regressive conditional heteroskedasticity) 模型发现原油价格上涨对股票收益率存在正影响这一现象存在于更多的原油出口国中, 包括加拿大、哥伦比亚、墨西哥、挪威与俄罗斯, 而负的油价影响确实存在于欧洲原油进口国中。此外, Chang and Yu (2013) 使用 MS-ARJI-GJR-GARCH-X 模型 (Markov switching auto-regressive jump model) 发现原油价格影响对美国股票市场的影响取决于时间机制。在高波动时期, 油价的影响为正, 而在稳定时期, 此种影响为负。与 Chang and Yu (2013) 的研究结果一致, Mollick and Assefa (2013) 使用 GARCH 模型与多元 GARCH 模型研究发现, 在 2008-2009 金融危机发生之前, 美国股票市场收益率与油价之间的相关关系轻微为负, 然而此种相关关系在 2009 年中期到 2011 年 12 月变成显著为正。进一步地, Aloui et al. (2012) 将新兴国家分为三类 (包括严重依赖原油进口的国家、中度依赖原油的国家和严重依赖原油出口的国家) 并考虑了牛市和熊市行情对油价与股票市场因果关系的潜在影响, 他们的研究发现牛市行情期间, 原油相关 Beta 值与中度依赖原油国家的股票收益率呈正相关关系, 而在熊市行情期间, 原油相关 Beta 值与严重依赖原油出口国家的股票收益率呈负相关关系。除此之外, Basher and Sadorsky (2006) 使用多因素模型发现了原油价格风险与新兴股票市场 (阿根廷、巴西、智利、哥伦比亚、印度、印度尼西亚、以色列、约旦、韩国、马来西亚、墨西哥、巴基斯坦、秘鲁、菲律宾、波兰、南非、斯里兰卡、台湾、泰国、土耳其和委内瑞拉) 收益率之间的关系在一定程度上

取决于样本数据的频度。对于日度数据和月度数据来说，原油价格上涨对新兴股票市场收益率的影响为正，而对周数据而言，原油价格下降对新兴股票收益率的影响显著为正。通过使用结构 VAR 模型，Gupta and Modise (2013) 发现对于像南非这样的原油进口国来说，只有当全球经济情况处于上升时，股票市场收益率会随着原油价格的上升而上升，而当遇到原油供给冲击与投机性需求冲击时，原油实际价格与股票市场收益率呈反方向移动。Ciner (2013) 则发现，当原油价格冲击的持续性小于 12 个月时，原油价格与美国股票市场收益率呈负相关关系，当原油价格冲击持续至 12 个月到 36 个月之间，油价与股价收益率的相关关系为正。

此外，一些学者认为国际原油价格冲击与整体股票市场收益率的相关关系非统计性显著。原油价格冲击与整体股票市场非统计显著的相关关系最早由 Chen et al. (1986) 通过研究油价对美国股票市场收益率的影响提出；随后，Huang et al. (1996) 使用美国股票市场日交易数据、原油期货交易数据，通过 VAR 模型研究发现国际油价对股票市场的影响是不显著的。近年来，Apergis and Miller (2009) 使用结构 VAR 及 VECM 模型研究了国际油价的结构性冲击是如何影响 8 个样本国家（包括澳大利亚、加拿大、法国、德国、意大利、日本、英国、美国）的股票市场收益率，他们发现国际股票市场对原油市场冲击的反应并不显著；同时，Zhu et al. (2014) 使用动态 Copula 函数检验了原油市场与亚太地区 10 国（包括澳大利亚、中国、香港、印度、印度尼西亚、日本、韩国、马来西亚、新加坡、台湾）股票市场的相依关系，他们发现原油-股市市场的相关性较为微弱，进一步地，他们计算了国际原油-股票市场等权重投资组合的在险价值（VaR, Value-at-risk）并发现基于动态 Copula 函数得到的资产组合 VaR 的预测值要显著优于传统的方差-协方差方法（Variance-covariance method）。

以上四点所讨论的均为原油价格冲击对整体股票市场收益率的影响，除此之外，已有文献也研究了原油市场与股票市场之间的波动率联系。Malik and Hammoudeh (2007) 使用多元 GARCH 模型研究了美国股票市场、国际原油市场、沙特阿拉伯、科威特及巴林股票市场之间的波动率溢出效应，他们发现国际原油市场对三个海湾地区的股票市场具有明显的波动率溢出效应，并且基于多元 GARCH 模型的估计结果，进一步报告了动态套期保值比率（Dynamic hedge ratio），结果发现，平均来讲 100 美元的股票投资多头头寸风险可用 2 美元的原油空头头寸来规避。Arouri et al. (2011) 同样使用多元 GARCH 模型研究了 2005 年-2010 年期间原油市场与海湾合作组织国家股票

市场的收益率与波动率溢出效应，他们发现原油与股票市场之间存在明显的收益率与波动率溢出效应；特别地，他们构建了原油-股票的最优投资权重组合和套期保值避险组合，发现将原油资产放入股票投资组合会提高投资的风险收益状况（风险调整后的收益，Risk-adjusted returns）。此外，Mensi et al. (2013) 和 Sadorsky (2014) 发现原油市场分别与美国股票市场、新兴股票市场之间存在显著的波动率溢出效应，并也根据多元 GARCH 模型的估计结果计算了原油-股票投资组合的最优投资组合权重以及最优套期保值比率。然而，Chang et al. (2013) 使用 1998 年 1 月 2 日与 2009 年 11 月 4 日期间 WTI、Brent 原油现货、远期、期货价格及美国、英国股票市场价格和 VARMA-GARCH (Vector auto-regression moving average generalized auto-regressive conditional heteroskedasticity、VARMA-AGARCH (Vector auto-regression moving average-asymmetric generalized auto-regressive conditional heteroskedasticity) 发现，原油市场与金融市场之间几乎不存在波动率溢出现象；Souček and Todorova (2013) 使用 2002 年 9 月至 2012 年 9 月期间 WTI 原油期货与美国、日本、英国股指期货数据的周数据与月数据发现，原油市场与股票市场之间不存在显著的波动率溢出效应。

1.2.2 有关原油价格冲击与能源公司股票市场相关关系的文献

随着有关原油价格冲击与整体股票市场之间相关关系文献的大量涌现，一些学者将研究重心转向原油价格与特定产业股票市场的相关性上。由于能源产业在整个经济中占据极其关键的角色以及它与原油价格存在十分紧密的联系，许多研究将其注意力放在了原油价格冲击与能源公司股票收益率（主要是油气类公司股票收益率）的关系上。举例来说，以 1970 年至 1978 年纽约股票交易所 (NYSE, New York Stock Exchange) 的 29 个上市石油公司股票的交易数据为样本，Al-Mudhaf and Goodwin (1993) 使用市场模型发现，特别是在石油输出国组织 (OPEC, Organization of the Petroleum Exporting Countries) 1973 年的原油价格冲击之后，石油生产公司与大型国际石油公司的股票收益率与原油风险溢价呈现显著的相关关系。Faff and Brailsford (1999) 使用三因素模型研究了 1983 年至 1996 年间澳大利亚能源产业（包括黄金产业、固体燃料产业、油气产业及多元资源产业）对原油价格因素的敏感性，他们指出，油气产业与多元资源产业公司股票价格对原油价格波动具有正的敏感性；Sadorsky (2001) 使用多因素模型研究了各种风险因素（汇率、原油价格与利率）与加拿大油气股票收益率的相关关系，

该研究特别指出了原油价格的上涨会显著推进加拿大油气股票价格上升；以 Sadorsky (2001) 和 Faff and Brailsford (1999) 的研究为基础，El-Sharif et al. (2005) 发现原油价格对英国油气上市公司的股票价格具有显著的正效应；同时，在 Sadorsky (2001) 研究的基础上，Boyer and Filion (2007) 检验了更多的风险因素（包括，系统性因素：利率、汇率、市场收益率、原油与天然气价格；非系统性因素：已探明储量、生产量、负债水平、营运资金流、钻井成功率）与加拿大油气公司股票收益率的相关关系，再次确认了原油价格与油气类公司股票价格之间的正向关系；类似地，Oberndorfer (2009) 通过使用 GARCH 模型分析欧元区能源股票市场与原油市场的关联关系后，也发现原油价格上涨可以引领油气类股票收益率，进一步地，该研究发现可预测的原油市场波动率对欧洲油气公司股票价格具有显著的负效应。此外，一些学者研究了原油价格与清洁能源公司股票价格之间的相关关系。比如，Kumar et al. (2012) 使用 VAR 模型研究发现，由于清洁能源对传统化石能源的替代效应，原油价格与清洁能源公司股票价格之间呈现显著的正相关关系；通过 MS-VAR (Markov-switching vector autoregressive)，Managi and Okimoto (2013) 也同样发现了原油价格与清洁能源公司股票价格之间的正向相关关系，然而，他们指出这种相关关系依赖于经济机制的状况。

鉴于不同的产业部门在投入、产出、竞争度、集中度等方面具有不同的特征，不同产业部门对原油价格的敏感性也预期会有不同的表现，近年来，很多学者倾向于比较不同国家的不同产业部门股票市场对原油价格的反应。这方面的大多数研究再次确认了原油价格与能源产业股票价格的正相关关系。比如，Arouri (2011) 使用 Brent 原油价格、道琼斯 600 股票指数与欧洲 12 个产业部门指数的周数据发现了油价与油气产业股价之间的相关关系显著为正；Scholtens and Yurtsever (2012) 使用 VAR 模型，以 Brent 原油价格、欧元区 38 个不同产业部门的股票指数的月度交易数据为样本，发现矿业部门与油气产业部门的股票价格会从油价上涨（下跌）中受益（受损）；Degiannakis et al. (2013) 使用多元 GARCH 模型构建了原油价格冲击与欧洲油气产业部门股票价格的动态相关关系，他们也提供了两个市场之间正相关的实证证据；Balcilar and Ozdemir (2013) 以原油期货与标准普尔 500 指数子产业指数（包括工业指数、能源指数、能源设备与服务指数、油气及可消费燃料指数、油气开采与生产指数、油气存储与运输指数）的月度交易数据为样本，使用 MS-VAR 模型发现，原油期货在不同的子样本区间，对标准普尔 500 指数的各个子产业指数均具有正预测能力；Reboredo and Rivera-Castro (2014)

则使用 2000 年 6 月 1 日至 2011 年 7 月 29 期间美国与欧洲产业部门的日交易数据为样本，使用小波分析（Wavelet analysis）发现了原油市场与油气公司股票市场之间的正相关关系。

与以上结论不同，一些研究发现原油价格与能源类股票价格的相关关系并不显著。比如，Mohanty et al. (2010) 发现原油价格与中东欧油气类公司股票价格不存在显著的相关关系，尽管他们发现在子样本区间分析中，不同油气公司对原油价格波动的反应是不同的；通过使用非限制性的 VAR 模型（Unrestricted VAR model），Lee et al. (2012) 以国际原油实际价格和 G7 国家（包括加拿大、法国、德国、意大利、日本、英国、美国）的 11 个产业部门股票价格的月度数据为样本，发现原油价格与能源产业（油气与能源设备和服务产业）股票价格的正相关关系只存在于日本，而在其它 6 个国家是不显著的；同时，基于 Henriques and Sadorsky (2008) 的分析，原油价格冲击对清洁能源公司股票价格的影响是十分微弱的。

尽管原油价格冲击与能源股票市场收益率的相关关系已被许多学者研究，但关于二者之间波动率联系的研究仍然十分匮乏。到目前为止，Hammoudeh et al. (2004) 提供了国际油价与油气股票价格波动率联系的证据，他们发现原油价格波动对美国油气加工产业部门股票价格的波动率具有抑制作用，但是会增加原油生产和开采部门股票价格的波动率；类似地，Hammoudeh et al. (2010) 和 Elyasiani et al. (2011) 结合 Fama-French 模型与 GARCH 模型发现原油价格波动率与原油替代品（煤炭）及原油相关产业（石油、天然气开采与炼油产业）股票价格收益率呈现负相关关系。至于新能源股票价格与其它经济变量的波动率联系，Sadorsky (2012) 使用多元 GARCH 模型研究了原油价格、清洁能源公司股票价格与科技公司股票价格之间的波动率溢出效应，研究发现清洁能源公司与科技公司股票价格的关系更加紧密，同时，进一步报告了原油-清洁能源公司股票/科技公司股票投资组合、清洁能源公司股票-科技公司股票投资组合的最优投资组合权重和最优套期保值比率。

1.3 问题的提出与选题意义

从 1.2 节的文献回顾部分可以看出，与原油市场与整体股票市场相关性的研究相比，关于油价冲击与能源股价相关关系的文献十分稀少和滞后。本节通过探讨目前研究方法和研究议题的不足，提出本文的研究问题 and 研究意义。

1.3.1 问题的提出

(1) 现有研究议题不足

首先，目前的相关研究大多集中在原油价格冲击与股票市场收益率（整体股票市场收益率或能源股票市场收益率）的相关关系上，只有较少部分研究考察了市场之间的波动率联系（比如，Arouri et al., 2011; Chang et al., 2013; Chang and Yu, 2013; Elyasiani et al., 2011; Hammoudeh et al., 2004; Malik and Hammoudeh, 2007; Mensi et al., 2013; Ramos and Veiga, 2013; Sadorsky, 2012, 2014; Souček and Todorova, 2013）；同时，尽管国际原油市场与整体股票市场之间的相依结构已被一些学者研究（比如，Aloui et al., 2013; Nguyen and Bhatti, 2012; Zhu et al., 2014），但是，有关国际原油市场与能源股票市场之间相依结构（考虑到尾部相关性）的研究仍然是空白。其中，基于国际原油与股票市场的相关系数，仅有的探讨风险管理应用的研究多数只报告了原油-股票投资组合的最优投资权重和最优套期保值比率，或者只报告了投资组合的风险调整后收益率及等权重投资的在险价值（比如，Arouri et al., 2011; Malik and Hammoudeh, 2007; Mensi et al., 2013; Sadorsky, 2012; Zhu et al., 2014），而没有全面地比较各种类型的投资组合在风险调整后收益率、避险比率和极端风险方面的表现。

其次，近年来，虽然国际原油价格与我国整体股票市场价格的相互作用引起了学者们的极大关注（比如，Aloui et al., 2012; Basher and Sadorsky, 2006; Cong et al., 2008; Fang and You, 2014; Li et al., 2012; Nguyen and Bhatti, 2012; Sadorsky, 2014; Wang et al., 2013; Zhu et al., 2011; Zhu et al., 2014; 曹红, 2014; 何文忠, 2012; 姬强和范英, 2010; 李春红, 2012），但是，极少有研究考察国际原油市场与我国能源股票市场间的关系。据了解，目前仅有以下文献着重探讨了我国能源股票市场与国际原油市场之间的相关关系。Cong et al. (2008) 使用 VAR 模型研究了原油价格冲击对我国股票市场（包括我国上证综指和深证成指、10 个产业分类指数以及 4 个石油企业的股票价格）的影响。他们发现，虽然一些石油公司股票价格收益率会因原油价格冲击而出现上涨，但是一些重要的原油价格冲击反而会抑制石油公司股票收益率，并且，原油价格冲击对石油公司股票收益率的非对称效应还未获得实证结果的证实。Broadstock et al. (2012) 采用构建时变市场相关系数的模型方法与资产定价模型检验了国际原油价格的动态变化如何影响我国能源股票市场收益（包括传统化石能源股票及新能源股票收益率），他们发现，

在 2008 年金融危机发生之后，原油市场与我国能源股票市场的相关性明显增强。温晓倩等(2012) 使用非对称的(BV)GARCH 模型研究了我国新能源股票与 WTI 原油期货收益的波动率外溢效应与相关性，发现两个市场之间的波动率溢出效应具有非对称性。

由此来看，国际原油价格与我国能源公司股票价格的波动率溢出效应以及市场之间的相依结构至今均未被全面实证考察，这再次体现了 1.1 节研究背景中所论述的全面建模国际油价与我国能源公司股价相关性的迫切性，同时，根据已有研究现状发现，全面考察国际油价与能源公司股价相依性在风险管理中的应用同样十分紧迫。

(2) 现有研究方法不足

在现有研究中，用于考察原油价格冲击与股票收益率的金融计量方法主要包括 VAR、VECM、马尔科夫机制转换模型 (Markov switching regime models)；用于考察原油价格冲击与股票市场波动率溢出效应的研究方法主要包括一元和多元 GARCH 模型。同时，学者们也检验了原油价格冲击对股票市场的影响是否存在非对称性。比如，在 VAR 或 VECM 模型框架下，原油价格的变化被划分为原油价格的上涨和下跌，或通过加入代表正/负原油收益率的虚拟变量来检验油价的非对称影响(比如，Arouri et al., 2011; Asteriou and Bashmakova, 2013; Basher and Sadorsky, 2006; Cunado and Gracia, 2014; Park and Ratti, 2008; Ramos and Veiga, 2013; Sadorsky, 1999; Scholtens and Yurtsever, 2012)；在 GARCH 模型框架下，一些研究使用非对称 GARCH 建模市场之间的相关关系(比如，Aloui and Jammazi, 2009; Chang et al., 2013; Hammoudeh et al., 2010; Sadorsky, 2014)。

正如我们所知，多元 GARCH 模型能够同时描述市场之间双向的波动率溢出效应，因此，与一元 GARCH 相比，多元 GARCH 模型可以更全面地考察原油价格冲击与股票价格的相关关系，进一步地，非对称的多元 GARCH (Asymmetric multivariate GARCH) 模型还可以考虑到价格冲击影响的非对称性。然而，已有文献中的非对称多元 GARCH 模型大多只重点考虑了自身方差的非对称性 (Own variance asymmetry)，很少有同时考虑到交叉方差的非对称性 (Cross variance asymmetry) 及协方差的非对称性 (Covariance asymmetry) 的情况。特别需要指出的是，非对称的多元 GARCH 模型至今还没有在有关原油市场与能源股票市场相关关系的研究中使用过。基于此，与大多数现有文献使用的非对称多元 GARCH 不同，本文使用非对称的多元 BEKK 模型进行

研究，该模型能够很好地捕捉存在于资产收益率方差、协方差中的非对称现象（负的收益率冲击比正的收益率冲击在更大程度上影响资产的波动率），包括自身方差的非对称性、交叉方差的非对称性以及协方差的非对称性（Wen et al., 2014）；而且，该模型是对模型复杂性与估计可行性的最合理的平衡（Dean et al., 2010）；此外，不通过依次解释单个系数的经济含义，非对称多元 BEKK 模型的新闻影响平面可以展示市场的波动率溢出效应及该效应潜在的非对称性，从而可使波动率溢出效应的研究更全面、生动⁵。

对应本章前面所讨论的，近年来，不仅市场之间波动率联系的研究日益重要，市场之间的尾部相关性以及基于市场间相关关系的风险管理策略研究也十分迫切，而面对这一研究目的，现有流行的研究方法，比如 VAR, VECM 甚至多元 GARCH 模型，显示出了较为明显的局限性。具体来说，VAR、VECM 及多元 GARCH 模型均不能捕捉市场之间的非线性平均相依程度和尾部相关结构，而在刻画市场的线性平均相依程度方面，VAR 及 VECM 不能构建考虑异方差性（Heteroskedasticity）的时变相关系数；多元 GARCH 模型虽然考虑了资产收益率的异方差性特征，并可以计算市场间时变的相关系数，但该模型通常假定市场收益率服从二元或多元正态分布，忽视了资本市场的典型事实。既然市场之间的平均相依程度是构建风险管理投资组合的重要变量，那么，基于这些模型中的市场相关性而得到的风险管理投资组合策略也会得到质疑。鉴于此种分析，本文使用 Copula 函数建模市场之间的相依程度和相依结构。对于 Copula 函数来说，它可以通过考虑资产收益的边际分布来构建更加有效的联合分布函数，而不仅仅局限于假定资产收益率服从二元正态分布，从而使函数方程包含了所有关于随机变量联合分布的信息；同时，它不仅能够描述市场之间线性的相依关系，也可以刻画市场之间的非线性相依程度；再次，它可以展现极为丰富的尾部相关结构。由此来看，相比 VAR、VECM 及多元 GARCH 模型，Copula 函数在建模市场相关系数方面具有更明显的优势（Wen et al., 2012）⁶，那么，由 Copula 函数得到的市场相关系数预期能

⁵ 非对称的 BEKK 模型已应用于研究传统金融市场之间的相关性上（比如，Ang and Chen, 2002; Brooks and Henry, 2000; Dean et al., 2010; Goeij and Marquering, 2005; Li and Majerowska, 2008）。然而，对于能源股票市场而言，此种研究方法仍然比较新颖。同时，目前几乎没有研究使用新闻影响曲面分析市场之间的波动率溢出效应（比如，Wen et al., 2014）。

⁶ Copula 函数大多用于传统的金融市场的研究（比如，Hus et al., 2008; Jondeau and Rockinger, 2006; Ning, 2010; Reboredo, 2013a; Rodriguez, 2007; Sun et al., 2009）；近年来，该方法也逐步地运用于能源经济学中（e.g., Aloui et al., 2013; Bastianin, 2009; Reboredo, 2011, 2013b, 2013c; Westner and Madlener, 2012; Zhu et al., 2014），而对于建模国际原油市场与能源类股票市场的相关关系，该方法仍然十分新颖的。

够为科学建立风险管理投资组合提供更可靠的变量⁷。

根据以上分析，为了尝试弥补当前的研究空白、尽可能地克服现有国际油价与能源股价相关关系建模方法的不足，本研究将在 VAR 模型中加入表示资产价格上涨和下跌的变量，及使用二元非对称 BEKK 模型捕捉国际油价与我国能源公司股价（传统化石能源公司股价与新能源公司股价）非对称的收益率与波动率溢出效应，使用动态 Copula 函数建模市场间的相依程度与相依结构，继而提供有关能源股票投资风险管理的实证依据。其主要探讨的问题包括：（a）国际原油市场与我国能源股票市场的收益率与波动率溢出效应如何表现？市场间的溢出效应是否存在非对称性？（b）国际原油市场与我国能源股票市场的相依程度和相依结构如何？（c）国际原油期货市场是否可以有效规避我国能源股票投资的风险，特别是极端的价格下跌风险？同时，为了检验主体实证研究结果是否具有稳健性并提供更丰富的实证证据，本文还将对以上问题进行子样本时期分析和子产业部门分析。在子样本时期的划分上，鉴于近期国际油价受全球金融危机的显著影响，其价格出现了结构性变化，预期油价的此种变化对股票市场的影响也会产生显著的作用，所以子样本时期被划分为国际油价剧烈波动时期与平静时期；在能源子产业部门的选择上，本文着重考察传统化石能源产业中的油气与煤炭产业，这两个产业可以涵盖所有化石能源的种类，而在我国新能源子产业部门方面，本文重点考察太阳能和风能产业，因为相比其它新能源子产业部门，这两个子产业部门的发展较为完善，并且我国新能源产业投资的资金主要流向这两个子产业部门（Zeng et al., 2014）。为了更直观、具体地表现本文的研究问题和研究方法，所遵循的技术路线图如下所示：

⁷ 相比多元 GARCH 模型，Copula 模型虽然可以更准确地刻画市场之间的相关性，但却无法帮助观察市场之间的相互作用（Wen et al., 2012）。因此，本文使用二元非对称的 BEKK 模型来描述市场之间的收益率与波动率溢出效应，使用 Copula 模型构建市场之间的相依性，从而为构建风险管理投资组合策略提供更为可靠的变量依据。

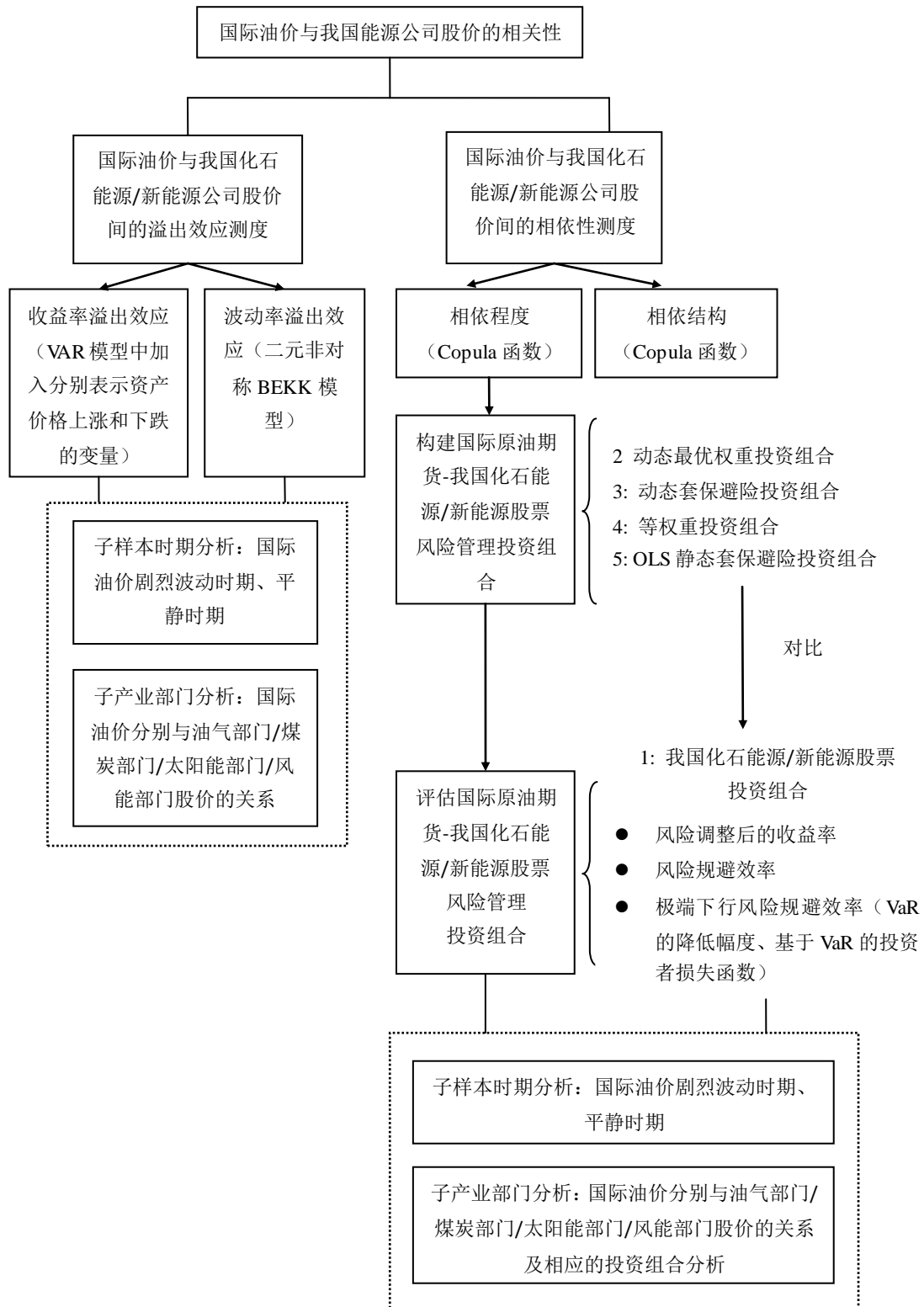


图 1-1 论文研究的技术路线图

1.3.2 研究意义

国际油价与我国能源公司股价相关性的实证研究结果预期对我国上市能源公司、能源股票个人投资者、机构投资者在认识、管理和控制投资风险、优化投资决策方面产生重要意义。首先，有关国际油价与我国能源公司股价收益率与波动率溢出效应的实证结果有助于使投资者了解国际油价的收益变动会如何引起我国能源公司股价收益率的变动，国际油价的短期冲击会如何影响我国能源股票市场的波动率；其次，有关国际油价与我国能源公司股价相依性的实证结果可以帮助投资者了解市场之间的相依结构，也就是在极端情况下市场之间是如何联系的，市场间的动态相依程度可以为投资者构建投资组合进行风险管理提供重要变量；第三，国际原油期货在我国能源公司股票投资风险管理中应用的实证结果有利于帮助投资者了解国际原油期货可以在多大程度上改善我国能源股票投资的风险-收益状况，特别是国际原油期货在规避我国能源股票投资的极端下行风险方面是否具有显著的效率，从而为投资者寻找更优质的避险资产提供依据。

本文的实证研究结果对我国能源政策的制定也预期有重要作用。基于本文的实证结果，能源政策制定者可以推断、预测能源政策信息对我国能源股票市场的影响，以便更好地发挥股票市场的融资功能；同时可以根据能源产业股票市场的变动特征，判断能源产业发展的现状，为制定更好的产业发展政策提供实证基础。比如，有关国际油价与我国能源公司股价收益率之间的相互作用可以帮助能源政策制定者预测我国成品油价格的调整对能源股票收益率变动的的影响；有关国际油价冲击与我国能源公司股价波动率的相关关系可以帮助能源政策制定者推断不同的能源消息组合会对我国能源股票投资环境的稳定性产生怎样的影响；国际油价与我国能源公司股价的相依结构与相依程度可以帮助了解能源产业的投资风险现状，并进一步推断能源产业是否明显地受到其他风险因素的干扰；有关国际原油期货在我国能源股票投资风险管理中的应用可以为我国原油期货及其它能源金融创新产品的推出提供实证依据。子样本时期与子产业部门的实证分析可以为我国能源经济的刺激政策和促进子产业部门的发展提供一些实证参考。

1.4 论文结构安排与主要创新

1.4.1 论文结构安排

本文共分五章。各章主要内容如下所示：

第一章为绪论，首先介绍了论文研究的背景和研究动机，其次回顾原油价格冲击与整体股票市场/能源类公司股票市场相关关系的主要文献，在此基础上，就目前研究议题与研究方法的潜在不足进行讨论，继而提出本文的研究目标、研究方法及本文的结构安排。

第二章研究了国际油价与我国能源公司股价收益率与波动率的溢出效应。考虑到市场之间收益率与波动率溢出效应潜在的非对称性，本章在 VAR 模型中加入表示资产价格上涨和下跌的变量，使用二元非对称 BEKK 模型（Bivariate asymmetric BEKK model）进行研究。由于非对称 BEKK 模型的参数以二次型表达，因此这里使用新闻影响曲面（News impact surfaces）更直观地分析波动率溢出效应及其存在的非对称性。受全球金融危机的影响，原油价格呈现出较为明显的结构变化，为此，本章进一步分析了国际油价剧烈波动时期与平静时期，国际油价与能源股价之间收益率与波动率的溢出效应；同时，本章还对国际油价与我国能源公司股价（传统化石能源公司股票市场与新能源股票市场）的收益率与波动率联系进行了子产业分析（传统化石能源产业中选用油气产业和煤炭产业部门；新能源产业中选用太阳能和风能产业部门），以便更好地比较能源子产业股票市场相比整体能源股票市场的发展状况，同时为检验主体实证分析结果的稳健性提供更多的实证依据。

第三章重点对国际油价与我国能源公司股价的相依性进行测度。为了同时考察市场之间的相依程度与相依结构，本章使用 Copula 函数进行实证研究。具体来说：首先，使用 AR(1)-GJR(1,1)-skewed- t 模型建模单项资产收益率的边缘分布；然后，使用各种动态 Copula 函数（动态 Gaussian Copula、动态 Student- t Copula、动态 Gumbel Copula 及动态 Rotated Gumbel Copula）建模市场之间的相依程度与相依结构。在最优 Copula 函数的选择方面，本章采用对数极大似然值与 AIC(Akaike information criterion) 准则进行评判，国际油价与我国能源公司股价之间线性与非线性的相关系数由最优动态 Copula 函数得到。与第二章实证分析的思路一致，考虑到国际原油价格近年来明显的结构性变化，本章进一步检验了在原油价格剧烈波动时期和平静时期，国际油价与我

国能源公司股价的相依性是否也发生了明显的结构性变化；同时也对能源子产业股价与国际油价的相依程度和相依结构进行了具体分析，比较其与国际油价与我国能源整体产业股价之间相依性的异同。

由于 Copula 函数比二元 GARCH 模型能够更准确地刻画市场之间的相关性，因此，在第三章实证结果的基础上，第四章重点考察了国际原油期货在我国能源股票投资风险管理中的应用。具体来说，该章首先计算了国际原油期货与我国能源类股票投资组合的动态最优投资组合权重和动态避险比率，构建了最优权重投资组合、套期保值避险组合，此外还建立了等权重投资组合以及使用 OLS 静态套期保值比率而构建的避险投资组合；然后对上述投资组合进行风险规避效率的评估，这里使用的评估指标包括风险调整后收益率的变动，风险规避的效率与极端下行风险规避的效率。与前两章的实证分析思路一致，鉴于国际原油价格剧烈波动时期和平静时期，油价风险对能源股价的传递效应可能存在显著的不同，这里也进一步组建了子样本时期的资产投资组合，并对这些投资组合风险规避效率的评估进行了子样本时期的分析；同时，本章也对国际原油期货在我国能源子产业部门股票投资风险管理的应用进行了考察，提供更多有关国际原油期货对我国能源公司股票风险规避的实证依据。

第五章对本文的实证研究结果进行了总结，在此基础上提出了能源政策建议，并对未来相关的学术研究进行了展望。

1.4.2 论文主要创新

基于前面几个小节的讨论，本文潜在的创新点有如下几点：

第一，本文尝试填补国际油价与我国能源公司股价之间波动率联系及其相依结构测度的研究空白；

第二，将二元非对称 BEKK 模型和新闻影响平面运用于国际油价与我国能源公司股价间波动率联系及其潜在的非对称性的测度上。资产收益率的条件描述性统计值、符号偏误检验以及稳健的条件矩检验结果均显示此种研究方法相比目前流行的多元对称 GARCH 族模型更加合理；

第三，将动态 Copula 函数首次运用于国际油价与能源股价之间相依性的建模中，更重要的是，基于 Copula 函数估计结果评估了多种风险管理投资组合的风险-收益状况。实证结果使目前仅将等权重投资组合作为风险管理策略研究的可靠性受到了质疑；

同时，与认为传统的 OLS 套期保值方法为最优套期保值策略的研究不一致，本文再次确认了动态套期保值的重要性；此外，最优权重投资组合策略对投资者的损失函数不存在明显的改善作用，说明在对极端风险考察中，投资者效用是一个不可忽略的因素。

第 2 章 国际油价与我国能源公司股价的收益率及波动率 溢出效应

2.1 引言

如第一章所述，在过去十几年中，国际原油市场呈现出一些新的显著特点，比如国际原油价格波动率日益走高，国际原油价格不仅简单地受供需关系的影响，其与宏观经济与金融市场的关系也趋于紧密，在这种情况下，有关国际油价与能源股价相关性的研究兴趣就不仅局限于原油价格冲击对能源股票收益率的影响，也扩展到原油价格冲击对能源股票波动率的影响上。为了全面刻画国际原油价格与我国能源公司股价波动率溢出效应及其中潜在的非对称性效应，本章使用二元非对称 BEKK 模型进行建模，并且，为了更直观地展示市场短期扰动对资产条件方差与条件协方差的影响，本章特别通过新闻影响平面解释市场之间的波动率溢出效应。本章的实证结果预期可以了解国际原油价格与我国能源公司股票价格之间的相互作用提供全面的实证证据。

2.2 国际油价与我国能源公司股价特征

2.2.1 数据

本节及后文采用的数据是纽约商业交易所 (NYMEX) 的轻质低硫原油即 WTI (西德克萨斯中质原油) 期货当月连续合约、Wind 石油天然气与供消费用燃料指数及大智慧新能源指数的日收盘数据。

在国际原油期货品种中，WTI 原油期货被看作为该类市场的基准，从流动性、价格透明度和交易的活跃性几方面来看，WTI 原油期货当月连续期货合约均表现最好。同时，需要指出的是，这里使用原油期货价格而非现货价格主要基于以下两个原因：首先，正如 Sadorsky (2001) 所指出的，相比期货价格，能源现货价格更容易受到短期随机扰动的影响；其次，由于本文的最终目的之一在于为我国能源投资者进行风险管理（主要是通过构建投资组合来规避原油市场风险）提供实证依据，所以，风险规避

效率的判断是基于原油期货价格变动性的 (Elyasiani et al., 2011)。

万德石油天然气与供消费用燃料指数是由 Wind 资讯编制的, 以 1999 年 12 月 30 日为基期, 以流通股本作为权重计算的股价加权指数。该指数选择在上海或深圳股票交易所上市的, 而主营业务与石油、天然气、煤炭相关的上市公司作为成分股, 对我国传统化石能源公司股票市场具有很好的代表性。大智慧新能源指数是由大智慧公司编制的, 以 2005 年 8 月 22 日为基期, 选择在沪、深股票交易所上市而主营业务与新能源相关的上市公司作为成分股, 采取派氏加权方法进行编制。该指数对我国新能源公司股票市场的发展状况具有较好的反映⁸⁹。

基于数据的可获得性, 本节及后文采用的样本数据区间是从 2006 年 8 月 30 日至 2014 年 4 月 22 日, 将节假日、周末和交易时间不相同的数据剔除后, 总共得到 1774 组数据。为了科学地进行分析, 本文通过汇率数据将以美元标价的 WTI 原油期货转换为人民币标价。WTI 原油期货交易数据来源于国际能源机构 (IEA); Wind 石油天然气与供消费用燃料指数和大智慧新能源指数分别来源于 Wind 资讯数据库和大智慧行情软件; 人民币与美元中间价汇率来源于美国圣路易斯联储 (Federal Reserve Bank of St. Louis) 网站。本文均以 OP 代表 WTI 原油期货, CO 代表石油天然气与供消费用燃料指数, NE 代表大智慧新能源指数。

2.2.2 国际油价与我国能源公司股价走势分析

图 2-1 展示了 WTI 原油期货与我国传统化石能源公司股价与新能源公司股价走势。如图 2-1 所示, 2006 年至 2008 年初, 国际原油市场与我国传统化石能源公司股票市场及新能源公司股票市场均呈现大幅上涨趋势。随后, 对于我国能源股票市场而言, 在经历了 2007 年的牛市行情之后, 由于对通货膨胀、油价飙升、2007 年美国次贷危机和国内紧缩货币政策的担心, 股票市场在 2008 年初之后出现了大幅下跌; 然而, 在 2008 年 9 月 15 日发生全球性金融危机后, 由于全球流动性短缺、预期原油需求下降, 国际

⁸ Wind 石油天然气与供消费用燃料指数包含 53 家上市公司, 主要包括石油、天然气、煤炭开采、加工、运输和销售等业务, 大智慧新能源指数包含 276 家上市公司, 主要包括新能源生产 (包括太阳能、风能、核能、生物质能、地热能、海洋能和氢能等)、新能源技术设备、节能技术与设备、电池等业务。关于这两个行业指数的具体编制方法和其他相关信息可以参考 Wind 资讯数据库与大智慧行情软件系统。

⁹ 从样本股信息来看, 大智慧新能源指数与 Wind 石油天然气与供消费用燃料指数共有 5 个共同的样本股, 分别是凯迪电力 (000939)、新大洲 A (000571)、中煤能源 (601898)、安源煤业 (600397) 和山西焦化 (600740), 相比新能源庞大的样本股数量, 本文认为少量的共同样本股信息不影响我们进行新能源公司股价-国际油价相关关系与传统化石能源公司股价-国际油价相关关系的比较。

原油市场经历了急剧下跌。2009 年，三个市场均出现了小幅上涨趋势且 2010 年进一步上升。2011 年及之后，随着我国新能源政策的紧密出台（如《节能与新能源汽车产业发展规划（2011-2020 年）》、《“十二五”国家战略性新兴产业发展规划》、《能源发展“十二五”规划》、《可再生能源中长期发展规划》、《可再生能源发展“十二五”规划等），投资者对新能源公司股票的关注度大大提升，由此，我国新能源公司股票市场相比传统化石能源公司股票市场的波动更为明显。但是，在我国股市整体呈现下跌趋势的背景下，传统能源公司股票市场和新能源公司股票市场均在价格低位运行。相比之下，国际原油市场方面，由于少数中东和非洲国家的社会政治动乱，国际油价于 2011 年初由每桶 82 美元迅速升至每桶 112 美元，2013 年及 2014 年均处于较高位运行¹⁰。

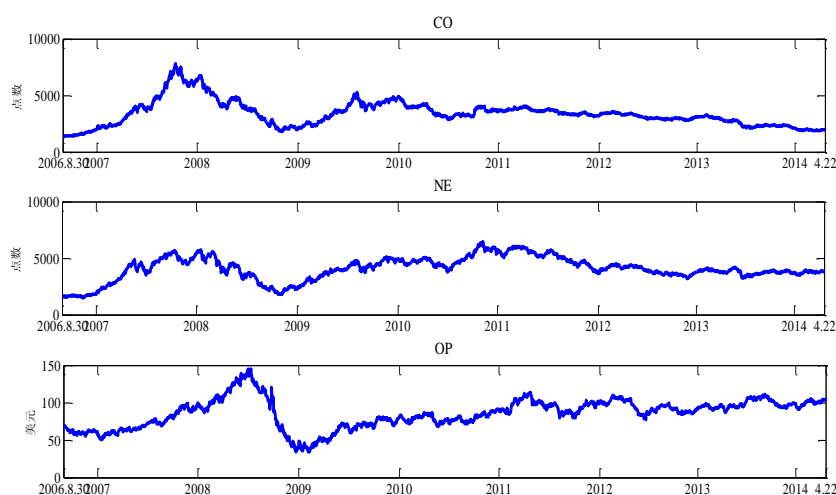


图 2-1 国际原油期货与我国能源公司股票指数价格走势

2.2.3 国际油价与我国能源公司股价收益率分布特征分析

本文我国能源股票及国际原油期货收益率通过资产价格自然对数的一阶差分得到并以百分数形式表达。表 2-1 报告了国际原油期货价格和我国能源股票收益率的描述性统计值。从非条件统计值来看，我国传统化石能源公司股票收益率大于国际原油期货收益率且前者的标准差略小于后者，而我国传统化石能源公司股票收益率的中位数远远小于国际原油期货收益率的中位数，表明平均来讲，国际原油期货市场的表现优

¹⁰ 由于本章的重点在于考察国际原油价格变动对我国能源股票价格影响，因此，在收益率溢出效应的建模中，这里首先将我国能源股票市场收益率（CO/NE）作为被解释变量。为了统一变量名称的排列顺序，本章的所有图表均将 CO/NE 放在 OP 之前。

于我国传统能源股票市场。相比而言，我国新能源公司股票收益率在均值和中位数方面，比国际原油期货收益率均存在优势，而标准差小于后者，由此看出我国新能源股票投资的吸引力正在凸显。我国能源公司股票收益率与国际原油期货收益率呈正相关关系，其中，传统能源公司股票的收益率与国际原油期货收益率的关系更紧密。条件统计值显示，当我国能源股票收益率与国际原油期货收益的符号相同时，它们的相关系数大于其它情况，特别地，当能源股票收益率与国际原油期货收益率均为正时，二者的相关系数最高，而当能源股票市场收益率与国际原油期货收益率均为负时，市场的波动率最高。

表 2-1 国际原油期货与我国能源公司股票指数收益率描述性统计特征

	均值		中位数		标准差		相关系数	样本量
Panel A: CO-OP								
	R_{CO}	R_{OP}	R_{CO}	R_{OP}	R_{CO}	R_{OP}		
非条件性的	0.019	0.008	0.001	0.065	2.224	2.268	0.135	1773
$R_{CO}>0; R_{OP}>0$	1.640	1.731	1.147	1.200	1.550	1.765	0.239	489
$R_{CO}>0; R_{OP}<0$	1.508	-1.538	1.081	-1.082	1.508	1.581	-0.137	398
$R_{CO}<0; R_{OP}>0$	-1.433	1.626	-0.895	1.122	1.534	1.895	-0.072	427
$R_{CO}<0; R_{OP}<0$	-1.648	-1.994	-1.090	-1.330	1.713	2.233	0.162	459
Panel B: NE-OP								
	R_{NE}	R_{OP}	R_{NE}	R_{OP}	R_{NE}	R_{OP}		
非条件性的	0.046	0.008	0.197	0.065	2.242	2.268	0.097	1773
$R_{NE}>0; R_{OP}>0$	1.518	1.677	1.200	1.199	1.327	1.699	0.250	541
$R_{NE}>0; R_{OP}<0$	1.502	-1.704	1.127	-1.147	1.302	1.931	-0.139	439
$R_{NE}<0; R_{OP}>0$	-1.718	1.690	-1.200	1.128	1.740	1.999	-0.017	375
$R_{NE}<0; R_{OP}<0$	-1.805	-1.865	-1.258	-1.312	1.817	2.008	0.189	418

注：此表报告了资产收益率的非条件和条件基本统计值，其样本区间为 2006 年 8 月 31 日至 2014 年 4 月 22 日。

为了更科学地设计本节使用的研究模型，关于我国能源公司股票与国际原油期货收益率更多的关键统计特征在表 2-2 中报告。根据表 2-2 的统计结果，可以得出以下几个结论：（a）我国能源公司股票市场与国际原油期货市场收益率分布的偏度均为负，说明三个市场收益率出现大幅下降的概率较高；（b）与大多数金融资产收益率相同，三个市场的收益率呈现“尖峰胖尾”（Leptokurtic and fat-tailed）特征且服从非正态性（Non-normality）分布；（c）Q 统计量与 ARCH 效应显著意味着收益率序列存在明显的自相关性和自回归条件异方差性；（d）从检验波动率是否存在非对称性的统计指标来看，负程度偏误检验、正程度偏误检验和联合偏误检验的统计值在所有情况下均是

显著的，并且，从绝对值上来看，负程度偏误检验的统计值大于正程度偏误检验统计值，意味着相比正冲击，负冲击对资产波动率具有更显著的影响。

综合我国能源股票与国际原油期货收益率的分布特征，擅长刻画 ARCH 效应及资产收益波动率聚集现象（Volatility clustering）的 GARCH 族模型非常适用于本研究，同时，本文预期使用的 GARCH 族模型需要考虑潜在的波动率非对称性（Volatility Asymmetry）特征。

表 2-2 国际原油期货与我国能源公司股票指数收益率建模指标

	CO	NE	OP
偏度	-0.184***	-0.637***	-0.203***
超额峰度	3.084***	2.536***	7.302***
J-B 检验值	712.653***	594.890***	3951.975***
Q ₂₀ (R _i)	38.372***	49.292***	69.725***
Q ₂₀ (R _i ²)	468.867***	621.685***	1776.760***
ARCH ₅ (R _i)	0.861	6.386***	27.290***
符号偏误检验	0.481	4.438***	0.891
负程度偏误检验	-29.807***	-40.778***	-28.542***
正程度偏误检验	22.239***	13.312***	22.990***
联合偏误检验	2653.647***	3091.444***	1977.889***

注：此表报告了资产收益率建模的各种指标，其样本区间为 2006 年 8 月 31 日至 2014 年 4 月 22 日。J-B 检验为 Jarque-Bera 检验，其零假设为资产收益率服从正态分布。Q₂₀(R_i)为滞后阶数为 20 的 Ljung-Box Q 统计量，用于检验资产收益率分布的自相关性，ARCH₅(R_i)为滞后阶数为 5 的 Engle's LM test，用于检验资产收益率平方的自相关条件异方差性，即 ARCH (Autoregressive conditional heteroskedasticity) 效应，其中， $i = CO, NE, OP$ 。此外，这里使用的是 Engle and Ng (1993)的偏误检验，其公式如下所示：

$$\text{符号偏误检验: } \epsilon_{it}^2 = a + bS_{it-1} + u_{it}$$

$$\text{负程度偏误检验: } \epsilon_{it}^2 = a + bS_{it-1}^-\epsilon_{it-1} + u_{it}$$

$$\text{正程度偏误检验: } \epsilon_{it}^2 = a + bS_{it-1}^+\epsilon_{it-1} + u_{it}$$

$$\text{联合偏误检验: } \epsilon_{it}^2 = a + b_1S_{it-1} + b_2S_{it-1}^-\epsilon_{it-1} + b_3S_{it-1}^+\epsilon_{it-1} + u_{it}$$

其中， ϵ_{it} 是资产收益率 i 在 $t-1$ 期的残差， S_{it-1} 和 S_{it-1}^+ 均为虚拟变量，当 $\epsilon_{it-1} < 0$ 时， $S_{it-1}=1$ ，否则为 0；当 $\epsilon_{it-1} > 0$ 时， $S_{it-1}^+=1$ ，否则为 0。单独的偏误检验是对前三个公式的系数 b 进行 t 检验以验证该参数值是否显著异于 0。联合偏误检验是对最后一个公式的系数 b_1, b_2 和 b_3 进行 F 检验以验证它们是否联合显著异于 0。***, **, * 分别表示在 1%, 5% 和 10% 水平上显著。

2.3 研究方法

鉴于本节的研究目的在于捕捉和刻画存在于国际原油期货市场与我国能源股票市场之间的收益率与波动率溢出效应，以及资产收益率可能存在的非对称性 (Asymmetry)，因此，根据 Dean et al.(2010) 的研究，这里将如下构建市场之间的收

益率溢出效应¹¹：

$$\begin{aligned} r_{i,t} &= \lambda_i + \phi_i r_{i,t-1} + \theta_i^+ r_{OP,t-1}^+ + \theta_i^- r_{OP,t-1}^- + \varepsilon_{i,t} \\ r_{OP,t} &= \lambda_{OP} + \phi_{OP} r_{OP,t-1} + \theta_{OP}^+ r_{i,t-1}^+ + \theta_{OP}^- r_{i,t-1}^- + \varepsilon_{OP,t} \end{aligned} \quad (2-1)$$

$$\varepsilon_t = \begin{bmatrix} \varepsilon_{i,t} \\ \varepsilon_{OP,t} \end{bmatrix} \sim N(0, H_t | \Omega_{t-1})$$

其中， $r_{i,t}$ 是我国能源公司股票在 t 时期的收益率， $r_{i,t-1}^+ = \max(0, r_{i,t-1})$ ， $r_{i,t-1}^- = \min(r_{i,t-1}, 0)$ ($i = \text{CO}, \text{NE}$)；类似地， $r_{OP,t}$ 是国际原油期货在 t 时期的收益率， $r_{OP,t-1}^+ = \max(0, r_{OP,t-1})$ ， $r_{OP,t-1}^- = \min(r_{OP,t-1}, 0)$ 。

依据公式(2-1)，各项资产的条件收益率同时受到滞后一期的自身收益率和其它市场收益率的影响。收益率溢出效应的非对称性通过系数 θ_i^+ 、 θ_i^- 、 θ_{OP}^+ 和 θ_{OP}^- 刻画。如果系数 θ_i^+ (θ_{OP}^+)或 θ_i^- (θ_{OP}^-)是统计显著的，那么国际原油市场与我国能源公司股票市场存在收益率溢出效应。如果 $\theta_i^+ \neq \theta_i^-$ ($\theta_{OP}^+ \neq \theta_{OP}^-$)，则收益率溢出效应是非对称的。系数 θ_i^+ (θ_{OP}^+)和 θ_i^- (θ_{OP}^-)的显著性和数值的大小可以说明一个市场上的投资者可以从另一个市场获取信息的程度。

根据小节2.2描述的资产收益率波动的特点，Kroner and Ng(1998)提出的二元非对称的BEKK模型(Bivariate asymmetric BEKK model)可以很好地刻画国际原油期货市场与我国能源公司股票市场之间的波动率溢出效应。在该模型中，协方差矩阵是正定的，市场间具有时变的相关系数，并且市场冲击(Shock)对收益率条件方差及条件协方差中的溢出效应，重要的是，该模型能捕捉市场波动的非对称性。Dean et al.(2010)认为二元非对称BEKK模型是模型复杂性与估计可行性最合理的折中。

二元非对称的BEKK模型的表达式如下所示：

$$H_t = C' C + A' \varepsilon_{t-1} \varepsilon_{t-1}' A + B' H_{t-1} B + G' \eta_{t-1} \eta_{t-1}' G \quad (2-2)$$

$$H_t = \begin{bmatrix} h_{11,t} & h_{12,t} \\ h_{12,t} & h_{22,t} \end{bmatrix} \quad C = \begin{bmatrix} c_{11} & 0 \\ c_{21} & c_{22} \end{bmatrix} \quad A = \begin{bmatrix} a_{11} & a_{12} \\ a_{21} & a_{22} \end{bmatrix} \quad B = \begin{bmatrix} b_{11} & b_{12} \\ b_{21} & b_{22} \end{bmatrix} \quad (2-3)$$

$$G = \begin{bmatrix} g_{11} & g_{12} \\ g_{21} & g_{22} \end{bmatrix} \quad \eta_{t-1} = \begin{bmatrix} \max(0, -\varepsilon_{i,t-1}) \\ \max(0, -\varepsilon_{OP,t-1}) \end{bmatrix}$$

¹¹ 与能源经济的大多数研究相一致(比如，Chang et al., 2011; Hammoudeh et al., 2004; Malik and Hammoudeh, 2007; Sadorsky, 2012, 2014)，本章在使用二元GARCH模型时，假定我国能源股票和国际原油期货的收益率服从二元联合正态分布，而在第三章，本文将资产收益率的联合分布进行更准确地刻画。

H_t 是资产收益率的方差-协方差矩阵, C 是一个常数矩阵, 矩阵 A 和 B 分别用于刻画滞后一期的短期冲击 (Shock) 与条件波动率 (Volatilities) 对当前条件波动率的影响, η_{t-1} 能够帮助系数矩阵 G 捕捉到资产收益率方差与协方差变化的非对称性 ($i = CO, NE$)。在 Kroner and Ng (1998) 中, 资产收益率波动的非对称性有如下三种潜在的表现形式: 一是当 $h_{ii,t}$ 会受到资产 i 收益残差符号的影响, 说明存在自身方差的非对称性 (Own variance asymmetry); 二是当 $h_{ii,t}$ 会受到资产 j 收益残差符号的影响, 说明存在交叉方差的非对称性 (Cross variance asymmetry); 三是当 $h_{ij,t}$ 会受到资产 i 或者 j 收益残差符号的影响时, 说明协方差的非对称性 (Covariance Asymmetry)。

由于非对称 BEKK 模型参数的二次型表达形式¹², 解释模型中单个系数的经济含义变得十分复杂, 因此, 本节使用新闻影响平面 (News impact surface) 来刻画市场之间的波动率溢出效应。同时, 相比解释模型中单个系数的经济含义, 新闻影响平面可以更全面、直观地追踪和展示市场冲击对资产收益率的条件方差与协方差对市场冲击的影响。

对二元非对称 BEKK 模型的估计, 采用极大似然方程方法并假设资产收益率服从二元正态分布, 这样的资产收益分布假设更有利于模型的估计 (Dean et al., 2010)。更具体地, 运算法则 BFGS 用来联合估计资产条件均值方程以及条件方差-协方差。WinRATS 7.2 为所选用的计量软件¹³。

2.4 实证结果与分析

表 2-3 报告了二元非对称 BEKK 模型的参数估计结果以及模型标准化残差的诊断性检验结果 (标准化残差定义为 $z_{i,t} = \varepsilon_{i,t} H_t^{-1/2}$, 其中 $i = CO/NE, OP$)。根据标准化残差的诊断性检验结果, 滞后阶数为 20 的 Ljung-Box Q 自相关检验显示标准化残差中不存在自相关性 (Autocorrelation); 同时, 滞后阶数为 5 的 Engle's LM 检验结果显示模型的标

¹² 在公式 (2-2) 和 (2-3) 中, 我国能源公司股票 (CO/NE) 收益率的条件方差可以如下表达:

$$h_{11,t} = c_{11}^2 + a_{11}^2 \varepsilon_{1,t-1}^2 + 2a_{11}a_{21} \varepsilon_{1,t-1} \varepsilon_{2,t-1} + a_{21}^2 \varepsilon_{2,t-1}^2 + b_{11}^2 h_{11,t-1} + 2b_{11}b_{21} h_{12,t-1} + b_{21}^2 h_{22,t-1} + g_{11}^2 \eta_{1,t-1}^2 + 2g_{11}g_{12} \eta_{1,t-1} \eta_{2,t-1} + g_{21}^2 \eta_{2,t-1}^2$$

同样地, WTI 原油期货收益率的条件方差也可以通过同样的方式得到。

¹³ 特别需要指出的是, 在非对称多元 GARCH 族模型中, 二元非对称 DCC 模型同样也是十分受欢迎的方法。然而, 正如 1.3.1 节所述, 该模型只重点考察了自身方差的非对称性, 而忽略了交叉方差的非对称性和协方差的非对称性; 同时 Caporin and McAleer (2012) 从理论的角度比较了 BEKK 和 DCC 模型, 指出在估计资产协方差和动态相关性方面 BEKK 模型要优于 DCC 模型, 因此本文只考察了二元非对称 BEKK 模型在国际油价与我国能源公司股价波动率溢出效应方面的应用。

准化残差中不存在 ARCH 效应，这说明本节使用的条件均值方程与条件波动率方程不存在显著的设定偏误（比如，Kroner and Ng, 1998; Rahman and Serletis, 2012）。

进一步地，这里进行了 Kroner and Ng (1998)提出的稳健的条件矩检验。该检验针对的是广义残差（Generalized residuals），其被定义为 $\varepsilon_{i,t}\varepsilon_{j,t} - h_{ij,t}$ ， $i = \text{CO/NE}$ ， $j = \text{OP}$ 。如果条件波动率方程的设定是稳健的，那么对于 i 和 j 的每一个值， $E_{t-1}(\varepsilon_{i,t}\varepsilon_{j,t} - h_{ij,t})=0$ 且广义残差应该与 $t-1$ 时期的任何一个指标变量不存在相关关系，Kroner and Ng (1998) 将这些指标变量称为设定偏误指标（Misspecification indicators）。设定偏误指标表示不同的模型偏误形式，对模型偏误指标选择不正确会降低对模型偏误检验的能力。

根据 Kroner and Ng (1998)，这里将检验以下三种形式的模型偏误：由 $t-1$ 时期单个序列残差的符号引起的模型偏误（符号检验，Sign test）；由 $t-1$ 时期两个序列残差的符号引起的模型偏误（象限检验，Quadrant test）；由 $t-1$ 时期两个序列残差的大小引起的模型偏误（规模检验，Size test）；相对应地，偏误指标 $I(\varepsilon_{i,t-1} < 0)$ 和 $I(\varepsilon_{OP,t-1} < 0)$ 用于符号检验； $I(\varepsilon_{i,t-1} < 0; \varepsilon_{OP,t-1} < 0)$ ， $I(\varepsilon_{i,t-1} < 0; \varepsilon_{OP,t-1} > 0)$ ， $I(\varepsilon_{i,t-1} > 0; \varepsilon_{OP,t-1} < 0)$ 和 $I(\varepsilon_{i,t-1} > 0; \varepsilon_{OP,t-1} > 0)$ 用于象限检验； $\varepsilon_{i,t-1}^2 I(\varepsilon_{i,t-1} < 0)$ ， $\varepsilon_{i,t-1}^2 I(\varepsilon_{OP,t-1} < 0)$ ， $\varepsilon_{OP,t-1}^2 I(\varepsilon_{i,t-1} < 0)$ 和 $\varepsilon_{OP,t-1}^2 I(\varepsilon_{OP,t-1} < 0)$ 用于规模检验，其中， $i = \text{CO/NE}$ ，当（）中的条件满足时， $I(\cdot)$ 等于 1，否则为 0。假如偏误指标显著，则说明当冲击对我国能源类股票市场和国际原油市场条件波动率产生影响时，非对称 BEKK 模型不能准确刻画。

表 2-4 报告了条件矩检验的结果。可以看出，只有在极少数情形下，模型偏误设定指标拒绝了原假设（原假设为该模型不存在设定偏误），这说明我国能源公司股票与国际原油市场收益率二阶矩的动态变化过程能够被非对称 BEKK 模型所充分刻画。

回到表 2-3 的实证结果，下面将详细阐述我国能源公司股票与国际原油期货市场之间的收益率与波动率溢出效应。

2.4.1 市场收益率溢出效应的实证结果

(1) 国际原油期货市场与我国传统化石能源股票市场的收益率溢出效应

表 2-3 中条件均值方程的参数估计结果首先显示了国际原油期货与我国传统化石能源股票市场之间的收益率溢出效应。从参数 θ_{CO}^+ 与 θ_{CO} 的显著性来看，由国际原油期货市场到我国传统化石能源股票市场的收益率溢出效应是统计显著的， θ_{CO}^+ (θ_{CO}) 代表国际原油期货市场滞后的正（负）收益率对我国传统化石能源股票市场当前收益

率的影响；其次，从参数 θ^+_{CO} 与 θ_{CO} 的符号来看，国际原油期货市场的正收益率可以引起我国传统化石能源股票市场当前收益率的上升，而国际原油期货市场的负收益率能够引起我国传统化石能源股票市场当前收益率的下降；再次，从参数 θ^+_{CO} 与 θ_{CO} 的绝对数值来看，参数 θ_{CO} 大于 θ^+_{CO} ，这意味着相比国际原油期货市场的正收益所引起的我国传统化石能源股票当前收益的上升，其相同规模的滞后负收益率可以引起我国传统化石能源股票当前收益率更大幅度的降低。具体来说，国际原油期货滞后一期收益率 1% 的上升与 1% 的下降会分别引起我国传统化石能源股票当前收益率 0.112% 的上升与 0.151% 的下降。

依照以上分析，根据参数 θ^+_{OP} 与 θ_{OP} 的显著性，滞后一期的我国传统化石能源股票负收益率会显著的负向影响国际原油期货当期收益率（参数 θ_{OP} 显著为负）而我国传统化石能源股票滞后的正收益率对国际原油期货当期收益率不具备显著的影响（参数 θ^+_{OP} 不统计显著）；并且，从参数 θ_{OP} 的绝对值来看，我国传统化石能源股票滞后 1% 的下降会引起国际原油期货当期收益率 0.051% 的下降。

(2) 国际原油市场与我国新能源股票市场的收益率溢出效应

表 2-3 中条件均值方程的参数估计结果同时显示了我国新能源公司股票与国际原油期货收益率的溢出效应。从参数 θ^+_{NE} 与 θ_{NE} 的统计显著性来看，只有国际原油期货市场的负收益率对我国新能源公司股票当期收益率产生显著的影响，具体来说，当国际原油期货滞后一期的收益率下降 1% ，新能源股票当期收益率下降 0.06%。从参数 θ^+_{OP} 与 θ_{OP} 的显著性来看，我国新能源公司股票滞后一期的收益率对国际原油期货当期的收益率不产生显著的影响。

以上研究结果说明了以下经济现象：第一，与大多数已有研究结果一致，原油价格收益率变动对传统化石能源类公司股票价格收益率具有显著的正影响（比如，Al-Mudhaf and Goodwin,1993;Balcilar and Ozdemir, 2013; Boyer and Filion, 2007; Degiannakis et al., 2013; El-Sharif et al., 2005; Faff and Brailsford, 1999; Oberndorfer, 2009; Reboredo and Rivera-Castro, 2014; Sadorsky, 2001; Scholtens and Yurtsever, 2012），说明原油作为油气公司的关键投入、产出要素，与其它传统化石能源呈现替代关系，其市场价格确实显著影响传统能源公司的股票价格且该影响显著为正，而这种情形在我国传统能源股票市场也不例外（由参数 θ^+_{CO} 与 θ_{CO} 的统计显著性和数值判断）。就国际原

油价格收益率对我国新能源公司股票收益率的影响而言，尽管这里只发现滞后一期的国际原油期货负收益率对当期新能源股票收益率具有显著负影响，而滞后一期的国际原油期货正收益率对当期新能源股票收益率的影响为正且不显著，但也在一定程度上确认了我国新能源公司股票收益率与国际原油价格收益率的正相关关系（由参数 θ^+_{NE} 与 θ_{NE} 的统计显著性和数值判断）。第二，由于我国巨大的原油需求，我国经济越来越多地受到国际原油价格波动影响，而在这种背景下，我国成熟的传统能源公司股票市场对国际原油市场也存在一定的影响，这与 Li and Leung (2011) 的分析保持一致，相比之下，我国新能源公司股票市场由于仍处于产业发展的初级阶段，其发展主要受到政府政策的推动，其股票收益率还不能对国际原油市场收益率变动产生显著的影响（由参数 θ^+_{OP} 与 θ_{OP} 的统计显著性和数值判断）。第三，国际原油期货市场与我国能源股票市场之间收益率溢出效应具有非对称性。相比国际原油市场滞后一期的正收益率，其滞后一期的负收益率能够引起我国能源股票市场当期收益率更大幅度的变动（通过比较参数 θ^+_{CO} 与 θ_{CO} 、 θ^+_{NE} 与 θ_{NE} 绝对数值的大小判断）；类似的，相比我国传统化石能源股票市场滞后一期的正收益率，其滞后一期的负收益率能够引起国际原油期货市场当期收益率更大幅度的变动（通过比较参数 θ^+_{OP} 与 θ_{OP} 绝对数值的大小判断），这与 Dean et al. (2010) 研究中提到的金融传染假设（Financial contagion hypothesis）与非对称的价格调整假设（Asymmetric price adjustment hypothesis）一致¹⁴。

表 2-3 二元非对称 BEKK 模型估计结果

	$i - OP (i = CO)$		$i - OP (i = NE)$
条件均值方程			
λ_{CO}	-0.016 (0.036)	λ_{NE}	0.023 (0.041)
φ_{CO}	-0.003 (0.023)	φ_{NE}	0.017 (0.023)
θ^+_{CO}	0.112*** (0.025)	θ^+_{NE}	0.028 (0.026)
θ_{CO}	0.151*** (0.024)	θ_{NE}	0.060** (0.024)
λ_{OP}	0.033 (0.032)	λ_{OP}	0.029 (0.033)
φ_{OP}	-0.057*** (0.021)	φ_{OP}	-0.059*** (0.021)
θ^+_{OP}	0.025 (0.026)	θ^+_{OP}	0.018 (0.027)
θ_{OP}	0.051* (0.030)	θ_{OP}	0.038 (0.027)
条件波动率方程			
c_{11}	0.068*** (0.015)	c_{11}	0.229*** (0.014)
c_{21}	0.084*** (0.023)	c_{21}	0.131*** (0.025)

¹⁴ Dean et al. (2010) 提及的金融传染假设（Financial contagion hypothesis）与非对称的价格调整假设（Asymmetric price adjustment hypothesis）均认为在实际中，相比市场的正波动信息（Positive news），市场的负波动信息（Negative news）能够引起市场更大幅度的波动。

表 2-3 (续)

c_{22}	0.105*** (0.017)	c_{22}	-0.109*** (0.020)
a_{11}	0.159*** (0.002)	a_{11}	0.238*** (0.004)
a_{12}	-0.042*** (0.004)	a_{12}	0.050*** (0.005)
a_{21}	-0.019** (0.009)	a_{21}	-0.014 (0.012)
a_{22}	-0.038*** (0.013)	a_{22}	0.068*** (0.010)
b_{11}	0.984*** (0.000)	b_{11}	0.966*** (0.001)
b_{12}	0.005*** (0.000)	b_{12}	-0.014*** (0.001)
b_{21}	-0.010*** (0.001)	b_{21}	-0.007*** (0.001)
b_{22}	0.971*** (0.001)	b_{22}	0.970*** (0.001)
g_{11}	-0.097*** (0.008)	g_{11}	0.015 (0.014)
g_{12}	-0.076*** (0.008)	g_{12}	0.063*** (0.011)
g_{21}	-0.056*** (0.005)	g_{21}	0.050*** (0.007)
g_{22}	-0.278*** (0.004)	g_{22}	0.283*** (0.005)
LL	-7421.887	LL	-7546.352
AIC	8.398	AIC	8.539
模型诊断性结果			
$Q_{20}(z_{CO})$	0.232	$Q_{20}(z_{NE})$	0.111
$Q_{20}(z^2_{CO})$	0.431	$Q_{20}(z^2_{NE})$	0.879
$Q_{20}(z_{OP})$	0.696	$Q_{20}(z_{OP})$	0.719
$Q_{20}(z^2_{OP})$	0.693	$Q_{20}(z^2_{OP})$	0.714
$ARCH_5(z_{CO})$	0.890	$ARCH_5(z_{NE})$	1.000
$ARCH_5(z_{OP})$	0.929	$ARCH_5(z_{OP})$	0.841

注：此表报告了二元非对称 BEKK 模型的参数估计值，其样本区间为 2006 年 8 月 31 日至 2014 年 4 月 22 日。() 内数字为参数估计的标准差；LL 为对数极大似然值；AIC 为赤池信息量准则；条件均值方程与条件波动率方程的参数在公式 (2-1) 及公式 (2-2) 中定义；模型诊断结果中报告的是对 asymmetric BEKK 模型的标准化残差及其平方进行 Ljung-Box Q 检验及 ARCH 效应检验 (Engle's LM test) 的 p 值，Ljung-Box Q 检验的滞后阶数是 20，ARCH 效应检验的滞后阶数是 5。***, **, * 分别表示在 1%, 5% 和 10% 水平上显著。

表2-4 二元非对称BEKK模型稳健的条件矩检验 (Robust conditional moment tests)

Panel A: CO-OP			
	条件方差CO	条件方差OP	协方差
$I(\varepsilon_{NE,t-1} < 0)$	1.059	3.190	1.056
$I(\varepsilon_{CO,t-1} < 0)$	1.932	4.085**	0.468
$I(\varepsilon_{NE,t-1} < 0; \varepsilon_{CO,t-1} < 0)$	3.027	5.270**	0.032
$I(\varepsilon_{NE,t-1} < 0; \varepsilon_{CO,t-1} > 0)$	0.734	0.023	1.023
$I(\varepsilon_{NE,t-1} > 0; \varepsilon_{CO,t-1} < 0)$	0.128	0.754	0.414
$I(\varepsilon_{NE,t-1} > 0; \varepsilon_{CO,t-1} > 0)$	0.677	3.549	1.793
$\varepsilon^2_{NE,t-1} I(\varepsilon_{NE,t-1} < 0)$	2.169	0.003	2.382
$\varepsilon^2_{NE,t-1} I(\varepsilon_{CO,t-1} < 0)$	1.477	0.939	0.695
$\varepsilon^2_{CO,t-1} I(\varepsilon_{NE,t-1} < 0)$	2.607	0.622	2.301
$\varepsilon^2_{CO,t-1} I(\varepsilon_{CO,t-1} < 0)$	2.321	0.006	0.117
Panel B: NE-OP			
	条件方差NE	条件方差OP	协方差

表 2-4 (续)

$I(\varepsilon_{NE,t-1} < 0)$	8.711***	0.012	0.032
$I(\varepsilon_{CO,t-1} < 0)$	0.000	5.356**	0.068
$I(\varepsilon_{NE,t-1} < 0; \varepsilon_{CO,t-1} < 0)$	2.675	0.020	0.019
$I(\varepsilon_{NE,t-1} < 0; \varepsilon_{CO,t-1} > 0)$	2.871	0.002	0.005
$I(\varepsilon_{NE,t-1} > 0; \varepsilon_{CO,t-1} < 0)$	4.643**	5.852**	0.242
$I(\varepsilon_{NE,t-1} > 0; \varepsilon_{CO,t-1} > 0)$	2.524	4.950**	0.059
$\varepsilon_{NE,t-1}^2 I(\varepsilon_{NE,t-1} < 0)$	1.234	0.000	0.048
$\varepsilon_{NE,t-1}^2 I(\varepsilon_{CO,t-1} < 0)$	0.184	1.472	0.120
$\varepsilon_{CO,t-1}^2 I(\varepsilon_{NE,t-1} < 0)$	0.032	0.438	0.137
$\varepsilon_{CO,t-1}^2 I(\varepsilon_{CO,t-1} < 0)$	1.045	0.000	0.137

注：此表报告了 Kroner and Ng (1998)设计的稳健的条件矩检验结果，该检验用于考察条件二阶矩是否存在显著的设定偏误。该检验基于以下回归公式： $\mu_{ij,t} = \omega + \varphi m_t + \varepsilon_t$ 。当检验传统化石能源股票指数（新能源指数）的条件方差时， $\mu_{ij,t} = \varepsilon_{CO,t}^2 - h_{CO,t}(\mu_{ij,t} = \varepsilon_{NE,t}^2 - h_{NE,t})$ ；当检验 WTI 原油期货的条件方差时， $\mu_{ij,t} = \varepsilon_{OP,t}^2 - h_{OP,t}$ ；当检验 WTI 原油期货与我国能源公司股票收益率的协方差时， $\mu_{ij,t} = \varepsilon_{NE,t}\varepsilon_{OP,t} - h_{NE,OP,t}(\mu_{ij,t} = \varepsilon_{NE,t}\varepsilon_{OP,t} - h_{NE,OP,t})$ 。 m_t 为表中列示的各种偏误设定指标；参数 φ 的统计值服从自由度为 1 的卡方分布 $\chi^2(1)$ 。***表示在 5% 的水平上显著。

2.4.2 市场波动率溢出效应的实证结果

我国传统化石能源股票与国际原油期货收益率条件波动率方程的参数估计结果如表 2-3 所示。非对称 BEKK 模型中用于捕捉收益率短期冲击 (Shock)、条件波动率 (Volatilities) 及非对称性 (Asymmetry) 的参数矩阵 A 、 B 及 G 均是高度统计显著的。由于 2.3 部分提到非对称 BEKK 模型参数为二次型表达形式，解释单一参数的经济含义不能准确科学地反映条件方差及协方差对短期冲击的反应，因此，这里使用新闻影响平面考察市场之间的波动率溢出效应与潜在的非对称性。

为了构建新闻影响平面，资产收益率的条件二阶矩 (Conditional second moment) 被生成为滞后资产市场短期冲击 $\varepsilon_{i,t-1}$ 的方程，根据 Dean et al.(2010)，滞后的资产收益短期冲击 $\varepsilon_{i,t-1}$ 的取值范围是 $[-4, 4]$ ， $i = CO/NE, OP$ ， $t-1$ 时期信息集为自回归矩阵 H ，其取值为条件方差/协方差序列的非条件均值。

(1) 国际原油期货市场与我国传统化石能源股票市场的波动率溢出效应

针对表 2-3 中对我国传统化石能源股票市场与国际原油期货市场之间的波动率溢出效应的估计结果，图 2-2 显示了其二元非对称 BEKK 模型的新闻影响平面。我国传统化石能源股票收益的条件方差平面、国际原油期货收益的条件方差平面及两个市场的协方差、相关系数分别在 (a)、(b)、(c) 及 (d) 展示。

图 2-2 (a) 显示了我国传统化石能源股票收益率的条件方差具有自身方差的非对称性，即当我国传统化石能源股票市场出现负的冲击时，其波动率高于该市场出现正冲击时的情形；相比之下，国际原油市场上的冲击对我国传统化石能源股票条件方差的影响还与我国传统化石能源股票市场上冲击的符号有关系。当两个市场 $t-1$ 时期短期冲击的符号相反时，我国传统化石能源股票市场 t 时期的波动率较高，其中，当我国传统化石能源股票市场的短期冲击符号为负，并且，国际原油期货市场的短期冲击符号由负变为正时，我国传统化石能源股票收益方差平面出现明显倾斜，意味着国际原油期货对我国传统能源股票市场具有显著的波动率溢出效应。

图 2-2 (b) 显示了国际原油期货收益率的条件方差也具有自身方差的非对称性，即当国际原油期货市场出现负的冲击时，其波动率高于该市场出现正冲击时的情形；而在大多数情况下，国际原油期货市场受我国传统化石能源股票市场滞后短期冲击的影响并不显著，这说明国际原油市场的波动率更多地受到其市场本身冲击的影响，比如原油期货的投机性交易，以及一些不可预期的军事及自然事件等 (Wu and Zhang, 2014)，当两个市场 $t-1$ 时期的短期冲击符号同时由正变为负时，国际原油期货收益率的条件方差平面出现轻微的偏斜，当两个市场的短期冲击的符号同时为负时，国际原油期货收益率的条件方差最大。

图 2-2 (c) 与 (d) 的平面表现形态十分相似，显示出两个市场协方差和相关系数的变动与两个市场滞后一期的短期冲击的符号相关，当两个市场短期冲击的符号均由正变为负时，市场的协方差与相关系数相应增大。

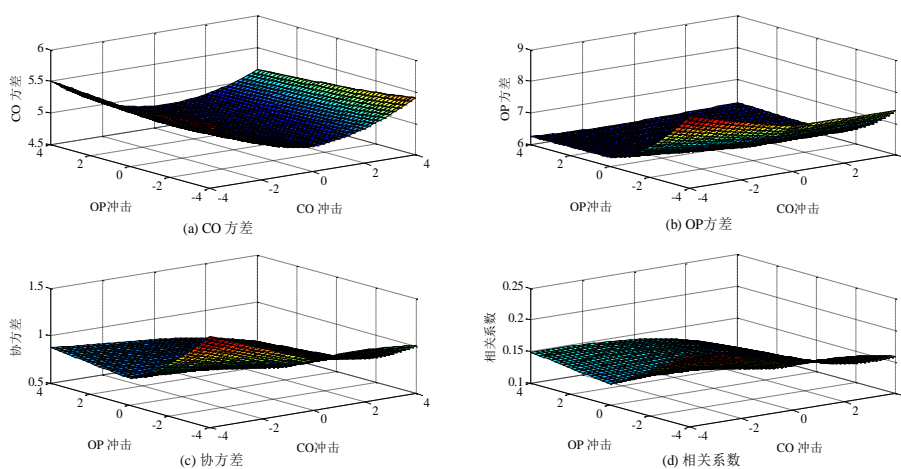


图 2-2 国际原油期货与我国传统化石能源股票市场非对称 BEKK 模型的新闻影响平面

(2) 国际原油期货市场与我国新能源股票市场的波动率溢出效应

根据表 2-3 中对我国新能源股票市场与国际原油期货市场间波动率溢出效应的估计结果，图 2-3 显示了其非对称 BEKK 模型的新闻影响平面。与图 2-1 类似，我国新能源股票收益的条件方差平面、国际原油期货收益的条件方差平面及两个市场的协方差、相关系数分别在 (a)、(b)、(c) 及 (d) 展示。

与我国传统化石能源公司股票收益率的条件方差平面不同，图 2-3 (a) 显示我国新能源公司股票的条件方差不具备明显的自身方差的非对称性，其条件方差的大小取决于自身冲击与国际原油期货冲击的共同影响。当两个市场的冲击符号相反时，我国新能源公司股票的条件方差较高于两个市场的冲击符号均为正的情形。当国际原油期货市场的短期冲击由负变为正时，我国新能源股票收益的条件方差平面向上倾斜，这说明由国际原油期货市场到我国新能源股票市场的波动率溢出效应显著。

而与图 2-2 (b) 一致，图 2-3 (b) 显示国际原油期货市场具有自身条件方差的非对称性，即相比其自身市场的正冲击，国际原油期货市场的负冲击能够引起该市场更大幅度的波动；我国新能源公司股票市场滞后的短期冲击对国际原油期货市场的溢出效应在大多数情况下并不显著，当两个市场的短期冲击的符号同时为负时，国际原油期货收益率的条件方差最大。

与图 2-2 (c) 及 (d) 不同，图 2-3 (c) 及 (d) 展示我国新能源股票市场与国际原油期货市场的协方差和相关系数在两个市场滞后一阶的冲击符号均由负变为正时，其数值逐渐增大。

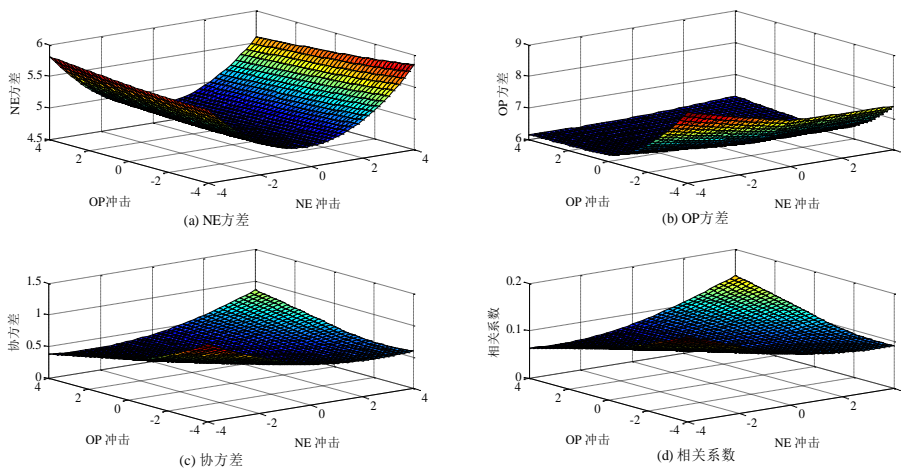


图 2-3 国际原油期货与我国新能源股票市场非对称 BEKK 模型的新闻影响平面

综合图 2-2 及图 2-3 可以看出,我国新能源公司股票市场的方差平面相比传统化石能源股票市场的方差平面数值更高,说明我国新能源股票市场投资的风险更大,这与 Wen et al.(2014) 的结论以及表 2-1 的结果均一致;同时,当我国能源公司股票与国际原油市场的短期冲击符号相反时,我国能源公司股票市场的波动率大于两个市场短期冲击符号相同的情形,这可能由于两个市场相反的消息引起投资者对未来市场走势的分析有更多的分歧,因此会推进能源股票市场的波动率,这也进一步再次说明了国际原油价格变动是我国能源公司股票投资者考虑的重要风险因素之一;最后,我国传统能源股票市场与国际原油市场存在的自身方差的非对称性也可以用金融传染假设与非对称的价格调整假设解释。

2.4.3 子样本期间的实证分析

正如 1.1 节所述,国际原油价格在过去 10 年经历了显著的上升与下跌,特别是在 2008 年 7 月,国际原油价格曾达到每桶 150 美元的历史高价,然而,随即出现的全球金融危机使其在 2008 年下半年期间,迅速由历史最高点跌至每桶 30 美元,虽然 2009 年国际原油呈现温和上涨行情,但 International Energy Outlook (2011) 分析称,从 2010 年开始,全球经济才开始出现回暖信号,国际油价在该年年底被推至更高水平,其涨势持续至 2011 年。伴随金融危机的到来,宏观经济基础变得非常不稳定,以致于国际原油的需求、供给和价格的波动率更大。如此的国际原油市场状况反应了不确定的经济状况和经济预期,相对应的股票市场也理应对此作出反应,市场的成交量、波动率以及投资者的情绪、投资偏好均会发生显著的不同。一般来讲,在全球宏观经济十分不稳定的时期,投资者策略的分歧会逐渐消除而趋于一致,然而,对于我国这样一个原油依存程度日益升高却在全球金融危机期间受金融传染效应影响较小的国家,国际原油期货市场与我国能源股票市场之间的溢出效应在国际油价剧烈波动时期会发生怎样的变化呢?为此,本节将整体样本区间分成两个子样本时期来进一步分析国际原油价格变动对我国能源股票市场的影响。剧烈波动时期(The period of turmoil)从总体样本的起始时期,即 2006 年 8 月 30 日开始,至 2009 年 12 月 31 日,共 781 个样本数据;平静时期(The period of tranquility)则从 2010 年 1 月 4 日开始至 2014 年 4 月 22 日,共 993 个样本数据。这样,剧烈波动时期包含了国际原油市场变动幅度最大的时期,同时,从样本数量上来看,两个子样本能够保持规模平衡,从而有利于实证结果的比

较¹⁵。

表 2-5 报告了国际原油期货与我国能源股票市场在剧烈波动时期与平静时期的描述性统计特征值。从非条件统计值来看，国际原油期货市场在剧烈波动时期（平静时期）的均值较低（高）而标准差较大（小），说明国际原油市场在剧烈波动时期具有高风险、低收益的特点；而我国能源公司股票市场在剧烈波动时期（平静时期）的均值较高（低）且标准差也较高（低），说明在原油价格剧烈波动时期，我国能源公司股票投资具有高风险、高收益的特点；同时，在国际原油市场的剧烈波动时期，我国能源公司股票收益率的中位数大于国际原油期货收益率的中位数，表明在此子样本时期中，平均来讲，我国能源公司股票市场的表现优于国际原油期货市场；除此之外，波动剧烈时期，我国能源股票市场与国际原油市场的非条件相关系数小于平静时期两个市场的相关系数。从条件统计值来看，在国际原油市场剧烈波动时期，当我国能源股票收益率与国际原油期货收益率均为正时，二者的相关系数最高；而在平静时期，两个市场的收益率均为负时，二者的相关系数最高；最后，不管在剧烈波动时期还是平静时期，当我国能源股票市场收益率与国际原油期货收益率均为负时，市场的波动率最高。

表 2-5 子样本时期国际原油期货与我国能源公司股票指数收益率的描述性统计特征

	均值		中位数		标准差		相关系数	样本量
Panel A: 剧烈波动时期								
CO-OP	R_{CO}	R_{OP}	R_{CO}	R_{OP}	R_{CO}	R_{OP}		
非条件性的	0.161	-0.004	0.263	0.118	2.910	3.326	0.127	780
$R_{CO}>0; R_{OP}>0$	2.229	2.172	1.874	1.579	1.823	2.149	0.212	235
$R_{CO}>0; R_{OP}<0$	2.119	-1.988	1.641	-1.371	1.727	1.924	-0.080	187
$R_{CO}<0; R_{OP}>0$	-2.238	2.291	-1.630	1.483	1.968	2.532	0.077	167
$R_{CO}<0; R_{OP}<0$	-2.200	-2.744	-1.570	-1.924	2.147	2.921	0.084	191
NE-OP	R_{NE}	R_{OP}	R_{NE}	R_{OP}	R_{NE}	R_{OP}		
非条件性的	0.139	-0.004	0.472	0.118	2.855	3.326	0.080	780
$R_{NE}>0; R_{OP}>0$	1.898	2.113	1.446	1.594	1.585	2.051	0.254	249
$R_{NE}>0; R_{OP}<0$	1.946	-2.243	1.579	-1.511	1.499	2.392	-0.077	214
$R_{NE}<0; R_{OP}>0$	-2.438	2.399	-1.726	1.481	2.255	2.685	0.123	153
$R_{NE}<0; R_{OP}<0$	-2.487	-2.536	-1.753	-1.796	2.296	2.642	0.128	164
Panel B: 平静时期								
CO-OP	R_{CO}	R_{OP}	R_{CO}	R_{OP}	R_{CO}	R_{OP}		
非条件性的	-0.072	0.016	-0.095	0.042	1.468	1.759	0.160	993
$R_{CO}>0; R_{OP}>0$	1.094	1.323	0.842	0.985	0.969	1.179	0.026	254
$R_{CO}>0; R_{OP}<0$	0.967	-1.139	0.658	-0.872	1.014	1.050	0.077	211

¹⁵ 此种子样本划分也与图 2-1 描述的国际原油市场与我国能源公司股票市场的价格走势的变化特点相一致。

表 2-5 (续)

$R_{CO}<0; R_{OP}>0$	-0.916	1.199	-0.710	0.963	0.838	1.153	-0.026	260
$R_{CO}<0; R_{OP}<0$	-1.255	-1.460	-0.852	-1.108	1.175	1.339	0.116	268
NE-OP	R_{NE}	R_{OP}	R_{NE}	R_{OP}	R_{NE}	R_{OP}		
非条件性的	-0.026	0.016	0.045	0.042	1.601	1.759	0.143	993
$R_{NE}>0; R_{OP}>0$	1.193	1.305	0.985	0.926	0.946	1.214	0.071	292
$R_{NE}>0; R_{OP}<0$	1.080	-1.191	0.929	-0.907	0.901	1.143	0.024	225
$R_{NE}<0; R_{OP}>0$	-1.222	1.206	-0.926	0.984	1.012	1.102	-0.016	222
$R_{NE}<0; R_{OP}<0$	-1.365	-1.432	-1.031	-1.104	1.244	1.292	0.092	254

注：此表报告了资产收益率在子样本区间的非条件和条件基本统计值，剧烈波动时期的样本区间为 2006 年 8 月 31 日至 2009 年 12 月 31 日；平静时期的样本区间为 2010 年 1 月 4 日至 2014 年 4 月 22 日。

与小节 2.2.3 的实证思路一致，表 2-6 进一步展示了我国能源公司股票市场与国际原油期货市场在子样本时期更多的关键统计特征。从表 2-6 的统计结果可以看出，我国能源公司股票市场与国际原油期货市场在子样本区间的统计特点与整体样本区间的统计特点十分类似，其资产收益率的分布特点仍呈现了“尖峰胖尾”及非正态性（Non-normality）的特征，并存在自相关性；就检验非对称性波动率的统计指标而言，负程度偏误检验、正程度偏误检验和联合偏误检验的统计值在所有情况下均是显著的；从绝对值上来看，负程度偏误检验的统计值大于正程度偏误检验统计值，意味着相比正冲击，负冲击对资产波动率具有更显著的影响。由此，这里仍然使用 2.3 节中刻画资产收益波动率聚集现象（Volatility clustering）并能够考虑波动率非对称性的 BEKK 模型。

表 2-6 子样本时期国际原油期货与我国能源公司股票指数的收益率建模指标

	CO	NE	OP
Panel A: 剧烈波动时期			
偏度	-0.290***	-0.680***	-0.112**
超额峰度	1.258***	1.351***	6.776***
J-B 检验值	62.360***	119.381***	732.245***
$Q_{20}(R_i)$	26.659	33.121**	57.53***
$Q_{20}(R_i^2)$	25.899	96.833***	663.805***
$ARCH_5(R_i)$	0.111	1.754	11.034***
符号偏误检验	1.637	5.066***	0.790
负程度偏误检验	-21.324***	-30.047***	-19.496***
正程度偏误检验	11.851***	6.889***	15.247***
联合偏误检验	1395.785***	1773.321***	1103.205***
Panel B: 平静时期			
偏度	-0.046	-0.397***	-0.068

表 2-6 (续)

超额峰度	3.183***	1.105***	3.265***
J-B 检验值	419.483***	76.559***	441.816***
Q ₂₀ (R _i)	14.117	12.268	20.867
Q ₂₀ (R _i ²)	72.144***	55.135***	80.491***
ARCH ₅ (R _i)	1.935*	1.955*	1.087
符号偏误检验	0.143	1.885*	0.731
负程度偏误检验	-16.496***	-22.338***	-16.881***
正程度偏误检验	16.398***	10.282***	15.689***
联合偏误检验	953.565***	1352.183***	1082.596***

注：此表报告了子样本时期资产收益率建模的各种指标，剧烈波动时期的样本区间为 2006 年 8 月 31 日至 2009 年 12 月 31 日；平静时期的样本区间为 2010 年 1 月 4 日至 2014 年 4 月 22 日。J-B 检验为 Jarque-Bera 检验，其零假设为资产收益率服从正态分布。Q₂₀(R_i)为滞后阶数为 20 的 Ljung-Box Q 统计量，用于检验资产收益率分布的自相关性，ARCH₅(R_i)为滞后阶数为 5 的 Engle's LM test，用于检验资产收益率平方的自相关条件异方差性，即 ARCH (Autoregressive conditional heteroskedasticity) 效应，其中， $i = CO, NE, OP$ 。此外，这里使用的是 Engle and Ng (1993) 的偏误检验，其公式如下所示：

$$\text{符号偏误检验: } e_{\hat{r}_t}^2 = a + bS_{i,t-1} + u_{i,t}$$

$$\text{负程度偏误检验: } e_{\hat{r}_t}^2 = a + bS_{i,t-1}e_{\hat{r}_{t-1}} + u_{i,t}$$

$$\text{正程度偏误检验: } e_{\hat{r}_t}^2 = a + bS_{i,t-1}^+e_{\hat{r}_{t-1}} + u_{i,t}$$

$$\text{联合偏误检验: } e_{\hat{r}_t}^2 = a + b_1S_{i,t-1} + b_2S_{i,t-1}e_{\hat{r}_{t-1}} + b_3S_{i,t-1}^+e_{\hat{r}_{t-1}} + u_{i,t}$$

其中， $e_{\hat{r}_{t-1}}$ 是资产收益率 i 在 $t-1$ 期的残差， $S_{i,t-1}$ 和 $S_{i,t-1}^+$ 均为虚拟变量，当 $e_{\hat{r}_{t-1}} < 0$ 时， $S_{i,t-1}=1$ ，否则为 0；当 $e_{\hat{r}_{t-1}} > 0$ 时， $S_{i,t-1}^+=1$ ，否则为 0。单独的偏误检验是对前三个公式的系数 b 进行 t 检验以验证该参数值是否显著异于 0。联合偏误检验是对最后一个公式的系数 b_1 、 b_2 和 b_3 进行 F 检验以验证它们是否联合显著异于 0。***, **, * 分别表示在 1%、5% 和 10% 水平上显著。

表 2-7 报告了子样本时期我国能源股票市场与国际原油期货市场的收益率与波动率的溢出效应，为了方便比较，表 2-7 中只展示了与溢出效应相关的参数估计结果。该表中模型诊断性检验结果显示，标准化残差在 1% 的显著性水平下均不存在自相关性与 ARCH 效应，因此，条件均值与条件波动率方程不存在明显的模型设定偏误，能够准确地刻画子样本区间资产价格的收益率与波动率。

(1) 国际原油期货市场与我国传统化石能源股票市场子样本时期的溢出效应

表 2-7 首先报告了国际原油期货市场与我国传统化石能源股票市场之间在各子样本期间的溢出效应。可以看出，在剧烈波动时期，有关市场之间收益率溢出效应的系数 (θ_{CO}^+ 、 θ_{CO} 、 θ_{OP}^+ 与 θ_{OP}) 均不显著，并且系数 θ_{OP} 的符号由正变为负，这说明国际原油价格变动与我国传统化石能源公司股票收益率之间的正相关关系在国际原油市场的剧烈波动时期受到质疑，国际原油价格的极端风险没有显著地影响我国传统化石

能源股票。然而，在国际原油市场变动的平静时期，市场之间收益率溢出效应的系数与整体样本区间呈现出十分类似的显著性和数值大小。比如，系数 θ_{CO}^+ 和 θ_{CO} 统计显著表示国际原油期货市场对我国传统化石能源股票市场当期的收益率具有显著的负（正）影响；系数 θ_{OP} 统计显著表明我国传统化石能源股票市场滞后一期的负收益率对国际原油期货市场当期的收益率存在显著的负影响；从系数 θ_{CO}^+ 与 θ_{CO} 的绝对值大小可以看出国际原油期货市场对我国传统能源公司股票市场在平静时期的收益率溢出效应仍然存在非对称性，即相比国际原油期货市场价格上升，该市场相同规模的收益率下降能够引起我国传统化石能源股票市场更大幅度的变动。另外，相比整体样本区间的系数 θ_{OP} ，在平静时期，系数 θ_{OP} 表现出更高的统计显著性并且其绝对值更大，说明此时，我国传统化石能源市场的收益率变动对国际原油期货市场的影响更明显。

至于子样本时期市场之间波动率溢出效应的系数，虽然个别系数变为非统计显著，但是 Wald 检验结果显示原假设被显著拒绝¹⁶，说明市场间短期冲击与条件波动率的影响在子样本区间依然是显著的。同时，为了更清晰地论述子样本区间我国传统化石能源公司股票市场与国际原油市场之间的波动率溢出效应的特点，下面将子样本时期新闻影响平面特点及其与总体样本时期新闻影响平面的不同进行总结¹⁷：（a）在剧烈波动时期（平静时期），我国传统化石能源股票收益率和国际原油期货收益率的方差/协方差比平静时期（剧烈波动时期）大（小）的多；（b）在剧烈波动时期（平静时期），我国传统能源股票市场与国际原油市场之间的相关系数较小（大），这与表 2-5 的统计结果一致；（c）平静时期我国传统化石能源股票市场（国际原油期货市场）的方差平面与整体样本期间的表现出很大的相似性，但是在剧烈波动时期，我国传统化石能源股票市场（国际原油期货市场）的方差平面更平稳，随着冲击符号的变化，其倾斜度较整体样本期间与平静时期的更小，说明此时国际原油市场与我国传统化石能源股票市场之间的波动率溢出效应较微弱，这与子样本期间市场之间的收益率溢出特点保持一致。

表 2-7 子样本时期二元非对称 BEKK 模型估计结果

Panel A: CO-OP			
	CO-OP	CO-OP	CO-OP

¹⁶ Wald 检验的原假设是表示 ARCH/GARCH 影响四个相关参数(ARCH: $a_{11}, a_{12}, a_{21}, a_{22}$; GARCH: $b_{11}, b_{12}, b_{21}, b_{22}$) 联合等于 0。

¹⁷ 为了节省空间，这里不展示子样本区间的新闻影响平面，如有需要，作者可提供。

表 2-7 (续)

	(整体样本期间)	(剧烈波动时期)	(平静时期)
收益率溢出效应			
θ^+_{CO}	0.112*** (0.025)	0.034(0.042)	0.116*** (0.030)
θ_{CO}	0.151*** (0.024)	0.053(0.048)	0.220*** (0.029)
θ^+_{OP}	0.025 (0.026)	0.050(0.036)	-0.044(0.042)
θ_{OP}	0.051* (0.030)	-0.016(0.041)	0.147*** (0.041)
波动率溢出效应			
a_{11}	0.159*** (0.002)	0.029(0.034)	0.144*** (0.004)
a_{12}	-0.042*** (0.004)	0.072*** (0.010)	-0.042*** (0.009)
a_{21}	-0.019** (0.009)	0.088*** (0.023)	-0.012(0.009)
a_{22}	-0.038*** (0.013)	0.135*** (0.009)	-0.084*** (0.015)
b_{11}	0.984*** (0.000)	0.898*** (0.005)	0.982*** (0.001)
b_{12}	0.005*** (0.000)	0.006(0.007)	0.003** (0.001)
b_{21}	-0.010*** (0.001)	-0.015*** (0.004)	-0.006*** (0.001)
b_{22}	0.971*** (0.001)	0.972*** (0.003)	0.951*** (0.002)
g_{11}	-0.097*** (0.008)	0.350*** (0.023)	0.132*** (0.009)
g_{12}	-0.076*** (0.008)	-0.007(0.018)	0.079*** (0.019)
g_{21}	-0.056*** (0.005)	0.040(0.025)	0.033*** (0.008)
g_{22}	-0.278*** (0.004)	0.212*** (0.019)	0.341*** (0.012)
LL	-7421.887	-3793.365	-3597.911
AIC	8.398	9.786	7.293
模型诊断性结果			
$Q_{20}(z_{CO})$	0.232	0.139	0.970
$Q_{20}(z^2_{CO})$	0.431	0.980	0.539
$Q_{20}(z_{OP})$	0.696	0.883	0.743
$Q_{20}(z^2_{OP})$	0.693	0.111	0.286
$ARCH_5(z_{CO})$	0.890	0.996	0.151
$ARCH_5(z_{OP})$	0.929	0.409	0.987
Panel B: NE-OP			
	NE-OP (整体样本期间)	NE-OP (剧烈波动时期)	NE-OP (平静时期)
收益率溢出效应			
θ^+_{NE}	0.028 (0.026)	-0.084* (0.044)	0.091** (0.040)
θ_{NE}	0.060** (0.024)	-0.013(0.044)	0.168*** (0.033)
θ^+_{OP}	0.018 (0.027)	0.016(0.052)	-0.035(0.039)
θ_{OP}	0.038 (0.027)	-0.020(0.044)	0.118*** (0.042)
波动率溢出效应			
a_{11}	0.238*** (0.004)	-0.081(0.078)	-0.133*** (0.006)
a_{12}	0.050*** (0.005)	0.060*** (0.016)	-0.109*** (0.011)
a_{21}	-0.014 (0.012)	0.118*** (0.024)	-0.041*** (0.012)
a_{22}	0.068*** (0.010)	0.125*** (0.028)	-0.060*** (0.019)
b_{11}	0.966*** (0.001)	0.874*** (0.013)	0.975*** (0.001)
b_{12}	-0.014*** (0.001)	0.023*** (0.005)	-0.030*** (0.001)

表 2-7 (续)

b_{21}	-0.007*** (0.001)	-0.024*** (0.005)	0.002(0.001)
b_{22}	0.970*** (0.001)	0.969*** (0.003)	0.972*** (0.001)
g_{11}	0.015 (0.014)	-0.431*** (0.036)	-0.147*** (0.008)
g_{12}	0.063*** (0.011)	0.055*** (0.017)	-0.072*** (0.013)
g_{21}	0.050*** (0.007)	-0.018(0.032)	0.049*** (0.007)
g_{22}	0.283*** (0.005)	-0.248*** (0.039)	0.301*** (0.007)
LL	-7546.352	-3757.277	-3738.937
AIC	8.539	9.693	7.577
模型诊断性结果			
$Q_{20}(z_{NE})$	0.111	0.061	0.986
$Q_{20}(z_{NE}^2)$	0.879	0.985	0.466
$Q_{20}(z_{OP})$	0.719	0.897	0.791
$Q_{20}(z_{OP}^2)$	0.714	0.102	0.476
$ARCH_5(z_{NE})$	1.000	0.999	0.885
$ARCH_5(z_{OP})$	0.841	0.061	0.993

注：此表报告了子样本时期二元非对称 BEKK 模型的部分参数估计值，剧烈波动时期的样本区间为 2006 年 8 月 31 日至 2009 年 12 月 31 日；平静时期的样本区间为 2010 年 1 月 4 日至 2014 年 4 月 22 日。（）内数字为参数估计的标准差；LL 为对数极大似然值；AIC 为赤池信息量准则；条件均值方程与条件波动率方程中表示溢出效应的参数在公式（2-1）及公式（2-2）中定义；模型诊断结果中报告的是对二元非对称 BEKK 模型的标准化残差及其平方进行 Ljung-Box Q 检验及 ARCH 效应检验（Engle's LM test）的 p 值，Ljung-Box Q 检验的滞后阶数是 20，ARCH 效应检验的滞后阶数是 5。***, **, * 分别表示在 1%, 5% 和 10% 水平上显著。

(2) 国际原油期货市场对我国新能源股票市场子样本时期的溢出效应

表 2-7 其次报告了国际原油期货市场对我国新能源股票市场之间在各子样本期间的溢出效果。该表显示，在子样本期间，我国新能源公司股票市场与国际原油期货市场之间的收益率溢出效应与在整体样本期间表现了明显的不同。具体来说，相比整体样本期间，参数 θ_{NE} 的符号为负而 θ_{NE}^+ 不仅符号为负而且统计显著，说明我国新能源股票收益率与国际原油价格的变动的正相关关系在原油市场的剧烈波动时期同样受到质疑。然而，相比之下，在平静时期，两个市场之间的正相关关系得到显著加强，甚至其正相关关系强于其在整体样本期间的表现。具体来说，在平静时期，参数 θ_{NE} 及 θ_{NE}^+ 不仅绝对值变大而且显著性增强，同时参数 θ_{OP} 也显著为正，说明我国新能源股票市场滞后一期的负收益率对当期国际原油期货市场的收益率也具有显著的抑制作用。同时，平静时期系数 θ_{NE}^+ 与 θ_{NE} 的绝对值大小同样显示国际原油期货市场对我国新能源公司股票市场的收益率溢出效应具有非对称性，即相比国际原油期货市场价格上升，该市场相同规模的收益率下降能够引起我国新能源股票市场更大幅度的变动。

对于条件波动率方程中表示波动率溢出效应的系数，虽然在个别情况下出现不显

著现象，但是 Wald 检验结果同样说明市场之间短期冲击与条件波动率的影响在子样本区间仍然是显著的。这里依然将子样本时期新闻影响平面特点及其与总体样本时期新闻影响平面的不同进行总结：(a) 在剧烈波动时期（平静时期），我国新能源股票收益率和国际原油期货收益率的方差/协方差比平静时期（剧烈波动时期）大（小）的多；(b) 在剧烈波动时期（平静时期），我国新能源股票市场与国际原油市场之间的相关系数较小（大），这同样与表 2-5 的统计结果一致；(c) 平静时期我国新能源股票市场（国际原油期货市场）的方差平面与整体样本期间的表现出很大的相似性，但是在剧烈波动时期，我国新能源股票市场（的方差平面更平稳，随着冲击符号的变化，其倾斜度较整体样本期间与平静时期的更小，这也说明此时国际原油市场与我国新能源股票市场之间的波动率溢出效应较微弱，这与子样本期间市场之间的收益率溢出特点保持一致；(d) 在剧烈波动时期，国际原油期货市场的方差平面显示出更多的受到自身冲击的影响，其自身方差的非对称性相比整体样本期间和平静时期更加明显。

总体来看，我国能源公司股票市场与国际原油期货市场子样本期间的收益率与波动率的溢出效应与表 2-5 的描述性统计结果保持一致。在国际原油市场剧烈波动时期，我国能源公司股票市场与国际原油期货市场之间的收益率溢出效应较为微弱，国际原油期货市场对我国能源公司股票市场正向的收益率溢出关系被打破，而在平静时期，二者之间的收益率溢出效应恢复到整体样本期间的状态，甚至国际原油期货市场对我国能源公司股票市场正向的收益率溢出关系有所加强。相对应地，在国际原油市场剧烈波动时期，国际原油期货市场对我国能源公司股票市场的波动率溢出效应也有所减弱，而在平静时期恢复到整体样本期间的状态。

通过此种实证结果，可以做出以下几点推断：第一，根据 Wen et al. (2012) 的研究分析，2007 年我国股票市场经历了前所未有的牛市行情，其在 2008 年初便开始了下跌的风险，而国际原油市场的涨势一直持续到 2008 年 7 月，随后才展开了大规模的下跌行情，因此这在一定程度上减弱了市场在此期间的相关程度；第二，随着经济恢复信号的出现和加强，2009 年国际原油呈现温和上涨行情，而此时，我国政府实施了一系列刺激经济的政策，包括放松贷款、购买汽车与家用电器的减税优惠政策等，这些政策使得零售业收益增长了 17%（20 年以来最大幅度的增长）、工业生产增加了 18%，在 2009 年，我国 GDP 增长了 9%，由此来看我国整体股票市场在此期间得到了较快的恢复，在此样本时期，我国能源公司股票市场受国际原油价格极端风险的影响较小，

值得注意的是，在此结论得到之前，表 2-5 显示，平均来讲，我国能源公司股票市场在剧烈波动时期的表现优于国际原油期货市场，二者的非条件相关系数小于平静时期两个市场的相关系数，这就为剧烈波动时期国际原油期货市场与我国能源股票市场微弱的溢出效应提供了初步的证据；第三，随着 2010 年之后全球经济回暖信号的出现，再加上我国 2010 年后更加理性地执行成品油定价机制和一系列新能源政策的颁布，股票投资者对能源公司股票的关注程度大大增加，自然也增加了对国际原油价格这一市场风险因素的关注，从而国际原油期货市场与我国能源股票市场之间收益率与波动率溢出效应在平静时期逐渐增强。

2.4.4 能源子产业部门的实证分析

考虑到能源部门的各子产业部门存在不同的发展特点，本文能源股票样本数据也包含了能源子产业部门的股票指数数据。对于传统化石能源部门，这里采用 Wind 石油天然气指数和 Wind 煤炭指数；对于新能源部门，这里采用大智慧太阳能指数和大智慧风电指数。Wind 石油天然气指数和 Wind 煤炭指数来源于 Wind 资讯数据库；大智慧太阳能指数和大智慧风电指数来源于大智慧行情软件；基于数据的可获得性，本节中“我国传统化石能源产业子产业部门的实证分析”部分的样本数据区间是从 2006 年 8 月 30 日至 2014 年 4 月 22 日，而“我国新能源产业子产业部门的实证分析”部分的样本数据区间是从 2010 年 9 月 14 日至 2014 年 4 月 22 日，考虑到节假日、周末和交易时间不相同的数据并剔除后，我国传统化石能源和新能源子产业部门的数据总共分别得到 1774 组和 827 组数据。为了方便研究，以下均以 Oil & gas 代表 Wind 石油天然气指数，Coal 代表 Wind 煤炭指数，Solar 及 Wind 分别代表大智慧太阳能和风能指数。

(1) 我国传统化石能源产业子产业部门的实证分析

表 2-8 报告了国际原油期货市场与我国传统化石能源子产业部门股票价格收益率的非条件和条件基本统计值。从非条件统计值来看，我国油气产业部门股票收益率的均值比国际原油期货市场的均值大，而其标准差小于国际原油期货市场；而我国煤炭产业部门股票收益率的均值和标准差均大于国际原油期货市场；不论我国油气部门还是煤炭部门股票市场收益的中位数均小于国际原油期货市场，这说明平均来讲，国际原油期货市场的表现优于我国传统能源股票市场。同时，相比油气产业的股票收益率，

我国煤炭产业股票收益率与国际原油期货收益率的非条件相关系数更大。从条件统计值来看，当我国传统化石能源子产业部门的股票收益率与国际原油期货收益的符号相同时，二者的相关系数大于其它情况，特别地，当油气部门/煤炭部门的股票收益率与国际原油期货收益率均为正时，二者的相关系数最高，而当油气部门/煤炭部门的股票收益率与国际原油期货收益率均为负时，市场的波动率最高。总体来看，表 2-8 的实证结果与与表 2-1 的实证结果保持一致。

表 2-8 国际原油期货与我国传统化石能源子产业部门收益率的描述性统计特征

	均值	中位数	标准差	相关系数	样本量			
Panel A: Oil & gas - OP								
	$R_{oil\&gas}$	R_{OP}	$R_{oil\&gas}$	R_{OP}	$R_{oil\&gas}$	R_{OP}		
非条件性的	0.014	0.008	0.002	0.065	2.280	2.568	0.111	1773
$R_{oil\&gas}>0; R_{OP}>0$	1.515	1.720	1.031	1.162	1.613	1.802	0.199	487
$R_{oil\&gas}>0; R_{OP}<0$	1.506	-1.533	0.963	-1.108	1.800	1.555	-0.103	401
$R_{oil\&gas}<0; R_{OP}>0$	-1.456	1.640	-0.927	1.153	1.704	1.855	-0.051	429
$R_{oil\&gas}<0; R_{OP}<0$	-1.518	-2.002	-0.984	-1.340	1.765	2.251	0.195	456
Panel B: Coal - OP								
	R_{coal}	R_{OP}	R_{coal}	R_{OP}	R_{coal}	R_{OP}		
非条件性的	0.046	0.008	0.038	0.065	2.750	2.268	0.139	1773
$R_{coal}>0; R_{OP}>0$	2.103	1.713	1.482	1.200	1.981	1.746	0.213	499
$R_{coal}>0; R_{OP}<0$	1.889	-1.663	1.344	-1.101	1.795	1.835	-0.054	397
$R_{coal}<0; R_{OP}>0$	-1.794	1.646	-1.290	1.143	1.728	1.921	-0.073	417
$R_{coal}<0; R_{OP}<0$	-2.105	-1.886	-1.512	-1.284	2.048	2.075	0.205	460

注：此表报告了资产收益率的非条件和条件基本统计值，样本区间为 2006 年 8 月 31 日至 2014 年 4 月 22 日。

与小节 2.4.3 的实证分析思路一致，表 2-9 进一步报告了我国传统化石能源子产业部门股票与国际原油期货收益率的关键建模指标。从表 2-9 的统计结果可以看出，我国油气产业股票收益率与国际原油期货收益率特点十分类似，均呈现“尖峰胖尾”及非正态性（Non-normality）特征，并存在自相关性；对于我国煤炭产业股票收益率来说，虽然不存在明显的偏度和超额峰度，但是其分布特点仍然具有非正态性和自相关性。就检验非对称性波动率的统计指标而言，负程度偏误检验、正程度偏误检验和联合偏误检验的统计值在所有情况下均是显著的；从绝对值上来看，负程度偏误检验的统计值大于正程度偏误检验统计值，说明相比正冲击，负冲击对资产价格波动率具有更显著的影响。由此，这里仍然使用 2.3 节中刻画资产收益波动率聚集现象（Volatility clustering）并能够考虑波动率非对称性的 BEKK 模型。

表 2-9 国际原油期货与我国传统化石能源子产业部门股票指数的收益率建模指标

	Oil & Gas	Coal	OP
偏度	-0.124**	-0.009	-0.203***
超额峰度	7.827***	2.051	7.302***
J-B 检验值	4530.802***	310.641***	3951.975***
Q ₂₀ (R _i)	55.724***	34.315**	69.725***
Q ₂₀ (R ²)	258.250***	395.726***	1776.760***
ARCH ₅ (R _i)	0.290	2.190*	27.290***
符号偏误检验	0.071	-0.047	0.891
负程度偏误检验	-27.262***	-26.044***	-28.542***
正程度偏误检验	23.531***	25.603***	22.990***
联合偏误检验	1651.289***	3184.263***	1977.889***

注：此表报告资产收益率建模的各种指标，样本区间为 2006 年 8 月 31 日至 2014 年 4 月 22 日。J-B 检验为 Jarque-Bera 检验，其零假设为资产收益率服从正态分布。Q₂₀(R_i)为滞后阶数为 20 的 Ljung-Box Q 统计量，用于检验资产收益率分布的自相关性，ARCH₅(R_i)为滞后阶数为 5 的 Engle's LM test，用于检验资产收益率平方的自相关条件异方差性，即 ARCH (Autoregressive conditional heteroskedasticity) 效应，其中， $i = Oil \& gas, Coal, OP$ 。此外，这里使用的是 Engle and Ng (1993)的偏误检验，其公式如下所示：

$$\text{符号偏误检验: } e_{\hat{r}t}^2 = a + bS_{it-1} + u_{it}$$

$$\text{负程度偏误检验: } e_{\hat{r}t}^2 = a + bS_{it-1}^- e_{\hat{r}t-1} + u_{it}$$

$$\text{正程度偏误检验: } e_{\hat{r}t}^2 = a + bS_{it-1}^+ e_{\hat{r}t-1} + u_{it}$$

$$\text{联合偏误检验: } e_{\hat{r}t}^2 = a + b_1 S_{it-1}^- + b_2 S_{it-1}^- e_{\hat{r}t-1} + b_3 S_{it-1}^+ e_{\hat{r}t-1} + u_{it}$$

其中， $e_{\hat{r}t-1}$ 是资产收益率 i 在 $t-1$ 期的残差， S_{it-1}^- 和 S_{it-1}^+ 均为虚拟变量，当 $e_{\hat{r}t-1} < 0$ 时， $S_{it-1}^- = 1$ ，否则为 0；当 $e_{\hat{r}t-1} > 0$ 时， $S_{it-1}^+ = 1$ ，否则为 0。单独的偏误检验是对前三个公式的系数 b 进行 t 检验以验证该参数值是否显著异于 0。联合偏误检验是对最后一个公式的系数 b_1 、 b_2 和 b_3 进行 F 检验以验证它们是否联合显著异于 0。***, **, * 分别表示在 1%、5% 和 10% 水平上显著。

表 2-10 展示了我国传统化石能源子产业部门股票市场与国际原油期货市场之间收益率与波动率的溢出效应，为了比较方便，表 2-10 同样只显示了代表溢出效应的参数估计结果，并展示了我国传统化石能源产业整体股票市场与国际原油期货市场间溢出效应的实证结果。该表的模型诊断性检验结果显示，标准化残差在 1% 的显著性水平下均不存在自相关性与 ARCH 效应，因此，条件均值与条件波动率方程不存在明显的模型设定偏误，能够准确地刻画资产价格的收益率与波动率。

从表 2-10 中的收益率溢出效应系数 θ^+_i 、 θ^-_i 可以看出，国际原油期货收益的变动对我国传统化石能源子产业部门的股票收益变动具有显著的正向影响，即滞后一期的国际原油期货收益的增加（减少）能够显著引起我国油气/煤炭产业部门股票当期收益率的增加（减少）。这与国际原油期货市场和我国传统化石能源产业整体股票市场之间的

收益率溢出效应相一致。需要指出的是，相比国际原油期货市场滞后一期正的收益变动，其滞后一期负的收益变动能够引起我国油气产业部门股票当期收益率更大幅度的变动，即当国际原油期货滞后一期的收益率下降（上升）1%，我国油气部门股票当期收益率下降（上升）0.144%（0.068%）；而相比国际原油期货市场滞后一期负的收益变动，其滞后一期正的收益变动能够引起我国煤炭产业部门股票当期收益率更大幅度的变动，即当国际原油期货滞后一期的收益率上升（下降）1%，我国煤炭部门股票当期收益率上升（下降）0.182%（0.150%）。从系数 θ_i^+ 、 θ_i^- 的数值上可以看出，国际原油期货市场收益的变动对我国煤炭产业部门股票收益的影响大于国际原油期货市场收益的变动对我国油气产业部门股票收益的影响，这说明国际原油期货市场与我国煤炭产业部门具有更密切的关系，从而与表 2-8 的实证结果一致。

而对于我国传统化石能源子产业部门股票收益率的变动对国际原油期货市场收益率的影响来说（参照收益率溢出效应系数 θ_{OP}^+ 、 θ_{OP}^- ），我国油气部门滞后一期正的股票收益率会显著引起国际原油期货当期收益率的上升；而煤炭部门滞后一期负的股票收益率会显著引起国际原油期货当期收益率的下降；从数值上看，以上影响的幅度十分相似，这再次说明了我国传统化石能源股票市场对国际原油期货市场的显著影响。

对于国际原油期货市场与我国油气/煤炭产业股票市场间波动率溢出效应的系数，Wald 检验结果说明市场之间短期冲击与条件波动率的影响是统计显著的。以下总结了国际原油期货市场与我国油气/煤炭产业股票市场新闻影响平面与国际原油期货市场与我国传统化石能源整体股票市场新闻影响平面的几点不同¹⁸：（a）随着国际原油市场短期冲击的变化，我国油气、煤炭产业部门股票市场的方差平面比传统化石能源整体股票市场的方差平面呈现出更明显的倾斜，说明国际原油期货市场对我国油气、煤炭产业股票市场的波动率溢出效应更加显著；（b）我国煤炭产业部门股票市场的方差/协方差大于传统化石能源整体股票市场的方差/协方差，同时也大于油气产业部门股票市场的方差/协方差；（c）相比面对我国传统化石能源整体股票市场及油气产业股票市场短期冲击的变化，国际原油期货市场的方差平面面对我国煤炭产业股票市场冲击的变化时，表现出更明显的倾斜，说明我国煤炭股票市场对国际原油期货市场波动率的影响更显著；（d）与国际原油期货市场与我国传统化石能源整体股票市场的协方差、相关系数平面类似，当两个市场滞后一期的短期冲击均为负时，国际原油期货市场与我国

¹⁸ 为了节省空间，这里不展示国际原油期货市场与我国新能源子产业部门股票市场的新闻影响平面，如有需要，作者可提供。

煤炭产业股票市场当期的协方差和相关系数最大，而当两个市场滞后一期的短期冲击符号相反时，国际原油期货市场与我国油气产业股票市场当期的协方差和相关系数较相同的情况大。国际原油期货市场与我国传统化石能源子产业部门股票市场的波动率溢出效应与表 2-8 的实证结果也保持一致，并且与收益率溢出效应一致，波动率溢出效应也在再次确认了国际原油期货市场与我国煤炭股票市场具有更紧密的关系。

表 2-10 国际原油期货与我国传统化石能源子产业部门股票指数的二元非对称 BEKK 模型估计结果

	<i>i</i> -OP(<i>i</i> =CO)	<i>i</i> -OP(<i>i</i> =Oil & gas)	<i>i</i> -OP(<i>i</i> =Coal)
收益率溢出效应			
θ^+_i	0.112*** (0.025)	0.068** (0.033)	0.182*** (0.034)
θ^-_i	0.151*** (0.024)	0.144*** (0.031)	0.150*** (0.028)
θ^+_{OP}	0.025 (0.026)	0.064* (0.033)	0.002 (0.021)
θ^-_{OP}	0.051* (0.030)	0.026 (0.040)	0.061*** (0.022)
波动率溢出效应			
a_{11}	0.159*** (0.002)	0.131*** (0.008)	0.140*** (0.002)
a_{12}	-0.042*** (0.004)	-0.045*** (0.017)	-0.035*** (0.004)
a_{21}	-0.019** (0.009)	-0.019 (0.015)	-0.011 (0.014)
a_{22}	-0.038*** (0.013)	-0.064* (0.035)	-0.009 (0.021)
b_{11}	0.984*** (0.000)	0.990*** (0.001)	0.988*** (0.000)
b_{12}	0.005*** (0.000)	0.005* (0.003)	0.007*** (0.001)
b_{21}	-0.010*** (0.001)	-0.005* (0.003)	-0.012*** (0.001)
b_{22}	0.971*** (0.001)	0.971*** (0.003)	0.973*** (0.001)
g_{11}	-0.097*** (0.008)	-0.039 (0.033)	-0.079*** (0.008)
g_{12}	-0.076*** (0.008)	-0.041* (0.024)	-0.079*** (0.005)
g_{21}	-0.056*** (0.005)	-0.035* (0.018)	-0.065*** (0.006)
g_{22}	-0.278*** (0.004)	-0.282*** (0.019)	-0.260*** (0.004)
LL	-7421.887	-7372.390	-7899.942
AIC	8.398	8.342	8.937
模型诊断性结果			
$Q_{20}(z_i)$	0.232	0.675	0.569
$Q_{20}(z^2_i)$	0.431	1.000	0.045
$Q_{20}(z_{OP})$	0.696	0.669	0.729
$Q_{20}(z^2_{OP})$	0.693	0.576	0.682
$ARCH_5(z_i)$	0.890	1.000	0.021
$ARCH_5(z_{OP})$	0.929	0.713	0.882

注：此表报告了国际原油期货与我国传统化石能源子产业部门股票市场的二元非对称 BEKK 模型的部分参数估计值，其样本区间为 2006 年 8 月 31 日至 2014 年 4 月 22 日。（）内数字为参数估计的标准差；LL 为对数极大似然值；AIC 为赤池信息量准则；条件均值方程与条件波动率方程中表示溢出效应的参数在公式（2-1）及公式（2-2）中定义；模型诊断结果中报告的是对二元非对称 BEKK 模型的标准化残差及其平方进行 Ljung-Box Q 检验及 ARCH 效应检验（Engle's LM test）的 p 值，Ljung-Box Q 检验的滞后阶数是 20，ARCH 效应检验的滞后阶数是 5。***, **, *

分别表示在 1%，5% 和 10%水平上显著。

(2) 我国新能源产业子产业部门的实证分析

表 2-11 报告了国际原油期货市场对我国新能源子产业部门股票市场收益率的非条件和条件基本统计值。从非条件统计值来看，我国新能源子产业部门的股票收益率的均值比国际原油期货市场的均值小，其标准差整体上也小于国际原油期货市场；同时，我国新能源子产业股票收益的中位数均小于国际原油期货市场，说明平均来讲，国际原油期货市场的表现优于我国新能源子产业股票市场；并且，太阳能部门股票市场与国际原油市场的相关关系强于风能股票市场与国际原油期货的相关关系。从条件统计值来看，当我国新能源子产业部门股票收益率与国际原油期货收益的符号相同时，二者的相关系数较大，具体来说，当风能部门的股票收益率与国际原油期货收益率均为正时，二者的相关系数最高，而对于太阳能部门与国际原油市场收益率来说，当二者均为负值时，两个市场的相关系数最高。此外，当新能源股票市场收益率与国际原油期货收益率均为负时，其市场波动率最高。表 2-11 与表 2-1 的实证结果出现了不一致，说明新能源各子产业部门的收益及波动特点具有较为明显的差异。

表 2-11 国际原油期货与我国新能源子产业部门收益率的描述性统计特征

	均值		中位数		标准差		相关系数	样本量
Panel A: Solar-OP								
	R_{solar}	R_{OP}	R_{solar}	R_{OP}	R_{solar}	R_{OP}		
非条件性的	-0.041	0.024	0.071	0.093	1.767	1.721	0.126	827
$R_{solar}>0; R_{OP}>0$	1.290	1.277	1.151	0.908	0.992	1.258	0.053	249
$R_{solar}>0; R_{OP}<0$	1.213	-1.211	1.030	-0.927	0.943	1.195	0.075	181
$R_{solar}<0; R_{OP}>0$	-1.428	1.077	-1.081	0.922	1.185	0.944	-0.063	190
$R_{solar}<0; R_{OP}<0$	-1.466	-1.369	-1.003	-1.084	1.389	1.305	0.077	207
Panel B: Wind-OP								
	R_{wind}	R_{OP}	R_{wind}	R_{OP}	R_{wind}	R_{OP}		
非条件性的	-0.054	0.024	-0.014	0.093	1.441	1.721	0.115	827
$R_{wind}>0; R_{OP}>0$	1.065	1.241	0.865	0.898	0.857	1.160	0.099	237
$R_{wind}>0; R_{OP}<0$	1.012	-1.148	0.798	-0.879	0.824	1.125	-0.072	176
$R_{wind}<0; R_{OP}>0$	-1.075	1.132	-0.850	0.931	0.887	1.106	-0.068	202
$R_{wind}<0; R_{OP}<0$	-1.216	-1.418	-0.879	-1.108	1.131	1.344	0.025	212

注：此表报告了资产收益率的非条件和条件基本统计值，样本区间为 2010 年 9 月 14 日至 2014 年 4 月 22 日。

表 2-12 进一步我国新能源子产业部门公司股票市场与国际原油期货市场的几个关

键统计特征。表 2-12 显示，我国新能源子产业部门股票市场与国际原油期货市场的收益率分布呈现“尖峰胖尾”及非正态性（Non-normality）特征。太阳能、风能产业股票收益率及国际原油期货收益率分布存在自相关性；负程度偏误检验、正程度偏误检验和联合偏误检验的统计值在所有情况下均是显著的；从绝对值上来看，负程度偏误检验的统计值大于正程度偏误检验统计值，说明相比正冲击，负冲击对资产波动率具有更显著的影响。结合国际原油期货和我国新能源子产业部门股票的收益特征及其波动特征，这里仍使用 2.3 节中刻画资产收益波动率聚集现象（Volatility clustering）并能够考虑波动率非对称性的 BEKK 模型。

表 2-12 国际原油期货与我国新能源子产业部门股票指数的收益率建模指标

	Solar	Wind	OP
偏度	-0.485***	-0.354***	-0.174**
超额峰度	0.857***	1.205***	4.013***
J-B 检验值	57.777***	67.275***	558.987***
$Q_{20}(R_i)$	19.852	15.064	22.459
$Q_{20}(R_i^2)$	60.579***	33.039**	79.591***
$ARCH_5(R_i)$	2.110*	0.102	1.103
符号偏误检验	3.436***	1.651*	1.092
负程度偏误检验	-26.635***	-22.964***	-18.811***
正程度偏误检验	8.371***	10.622***	15.111***
联合偏误检验	1648.702***	1337.108***	1053.138***

注：此表报告资产收益率建模的各种指标，样本区间为 2010 年 9 月 14 日至 2014 年 4 月 22 日。J-B 检验为 Jarque-Bera 检验，其零假设为资产收益率服从正态分布。 $Q_{20}(R_i)$ 为滞后阶数为 20 的 Ljung-Box Q 统计量，用于检验资产收益率分布的自相关性， $ARCH_5(R_i)$ 为滞后阶数为 5 的 Engle's LM test，用于检验资产收益率平方的自相关条件异方差性，即 ARCH（Autoregressive conditional heteroskedasticity）效应，其中， $i = Solar, Wind, OP$ 。此外，这里使用的是 Engle and Ng (1993)的偏误检验，其公式如下所示：

$$\text{符号偏误检验: } e_{it}^2 = a + bS_{i,t-1}^- + u_{it}$$

$$\text{负程度偏误检验: } e_{it}^2 = a + bS_{i,t-1}^- e_{it-1} + u_{it}$$

$$\text{正程度偏误检验: } e_{it}^2 = a + bS_{i,t-1}^+ e_{it-1} + u_{it}$$

$$\text{联合偏误检验: } e_{it}^2 = a + b_1 S_{i,t-1}^- + b_2 S_{i,t-1}^- e_{it-1} + b_3 S_{i,t-1}^+ e_{it-1} + u_{it}$$

其中， e_{it-1} 是资产收益率 i 在 $t-1$ 期的残差， $S_{i,t-1}^-$ 和 $S_{i,t-1}^+$ 均为虚拟变量，当 $e_{it-1} < 0$ 时， $S_{i,t-1}^- = 1$ ，否则为 0；当 $e_{it-1} > 0$ 时， $S_{i,t-1}^+ = 1$ ，否则为 0。单独的偏误检验是对前三个公式的系数 b 进行 t 检验以验证该参数值是否显著异于 0。联合偏误检验是对最后一个公式的系数 b_1, b_2 和 b_3 进行 F 检验以验证它们是否联合显著异于 0。***, **, * 分别表示在 1%, 5% 和 10% 水平上显著。

表 2-13 报告了我国新能源子产业部门股票市场与国际原油期货市场间收益率与波动率的溢出效应，与以上分析类似，为了方便比较，表 2-13 只报告与溢出效应相关的参数估计结果，并显示了我国新能源产业整体股票市场与国际原油期货市场间的溢出

效应结果。该表中的模型诊断性检验结果显示，标准化残差均不存在自相关性与 ARCH 效应，由此得出，条件均值与条件波动率方程不存在明显的模型设定偏误，能够准确地刻画资产价格的收益率与波动率。

表 2-13 报告的收益率溢出效应系数 θ^+_i 、 θ_i 显示，滞后一期的国际原油期货收益的降低能够显著引起我国太阳能、风能产业部门股票当期收益率的减少，而国际原油期货收益滞后一期的增加不能够引起我国新能源子产业部门当期股票收益的显著增加，即国际原油期货市场滞后一期的负收益变动能够引起我国新能源子产业部门股票当期收益率更大幅度的变动，相比之下，我国新能源子产业部门股票收益率的变动对国际原油期货市场收益率不存在显著的影响（参照收益率溢出效应系数 θ^+_{OP} 、 θ_{OP} ）。

对于国际原油期货市场与我国新能源子产业股票市场间波动率溢出效应的系数，Wald 检验结果说明市场之间短期冲击与条件波动率的影响是统计显著的。以下总结了国际原油期货市场与我国太阳能/风能产业部门股票市场新闻影响平面与国际原油期货市场与我国新能源整体股票市场新闻影响平面的不同：（a）相比我国新能源整体股票市场的方差平面，我国新能源子产业股票市场方差平面不存在自身方差的非对称性，其变化更明显地受到国际原油期货及其本身冲击变化的联合影响，其中，相比风能产业部门，太阳能子产业部门股票市场的方差平面倾斜度更大，说明国际原油市场对太阳能产业股票市场的波动率溢出效应更加明显；（b）从协方差、相关系数平面来看，当国际原油期货市场与我国新能源整体股票市场的冲击均为负时，市场间的协方差和相关系数较高，而与此不同，当国际原油期货市场与我国太阳能、风能产业股票市场的冲击均为正时，市场之间的协方差和相关系数较大。

表 2-13 国际原油期货与我国新能源子产业部门股票指数的二元非对称 BEKK 模型估计结果

	$i\text{-OP}(i=\text{NE})$	$i\text{-OP}(i=\text{Solar})$	$i\text{-OP}(i=\text{Wind})$
收益率溢出效应			
θ^+_i	0.094*(0.050)	0.053(0.053)	0.033(0.041)
θ_i	0.144*** (0.045)	0.137*** (0.042)	0.147*** (0.035)
θ^+_{OP}	0.021(0.039)	-0.004(0.037)	-0.000(0.049)
θ_{OP}	0.088** (0.042)	0.047(0.038)	0.083(0.052)
波动率溢出效应			
a_{11}	0.048(0.061)	0.267*** (0.017)	0.118*** (0.005)
a_{12}	-0.018(0.057)	0.043*** (0.013)	0.116*** (0.013)
a_{21}	-0.043*(0.023)	-0.119*** (0.028)	0.009(0.010)
a_{22}	0.168*** (0.032)	0.126*** (0.014)	0.120*** (0.012)

表 2-13(续)

b_{11}	0.940*** (0.006)	0.912*** (0.004)	0.987*** (0.001)
b_{12}	-0.042*** (0.013)	0.004(0.004)	-0.032*** (0.002)
b_{21}	0.010(0.011)	0.018*** (0.005)	0.012*** (0.001)
b_{22}	0.935*** (0.016)	0.944*** (0.002)	0.963*** (0.001)
g_{11}	-0.283*** (0.029)	-0.019(0.066)	-0.023(0.030)
g_{12}	-0.107*** (0.032)	-0.020(0.045)	-0.129*** (0.039)
g_{21}	0.046** (0.021)	0.018(0.026)	-0.129*** (0.039)
g_{22}	-0.346*** (0.046)	0.370*** (0.010)	0.304*** (0.010)
LL	-3073.425	-3170.709	-3006.410
AIC	7.489	7.724	7.327
模型诊断性结果			
$Q_{20}(z_i)$	0.867	0.721	0.844
$Q_{20}(z_i^2)$	0.745	0.557	0.555
$Q_{20}(z_{OP})$	0.465	0.747	0.799
$Q_{20}(z_{OP}^2)$	0.363	0.495	0.457
ARCH ₅ (z_i)	0.997	0.999	0.948
ARCH ₅ (z_{OP})	0.993	0.995	0.995

注：此表报告了国际原油期货与我国新能源子产业部门股票市场的二元非对称 BEKK 模型的部分参数估计值，其样本区间为 2010 年 9 月 14 日至 2014 年 4 月 22 日。（）内数字为参数估计的标准差；LL 为对数极大似然值；AIC 为赤池信息量准则；条件均值方程与条件波动率方程中表示溢出效应的参数在公式（2-1）及公式（2-2）中定义；模型诊断结果中报告的是对二元非对称 BEKK 模型的标准化残差及其平方进行 Ljung-Box Q 检验及 ARCH 效应检验（Engle's LM test）的 p 值，Ljung-Box Q 检验的滞后阶数是 20，ARCH 效应检验的滞后阶数是 5。***, **, * 分别表示在 1%，5% 和 10% 水平上显著。

总体来看，国际原油期货市场与我国能源子产业股票市场的收益率与波动率溢出效应与国际原油期货市场与我国能源产业整体股票市场的溢出效应事实基本一致。对于我国传统化石能源子产业部门的股票市场收益率来说，国际原油期货收益的变动能够显著引起其正向变动，因此二者呈正相关关系，而我国传统化石能源子产业部门的股票市场对国际原油期货市场的收益率影响也具备显著的正向关系；对我国新能源子产业部门的股票市场收益率来说，国际原油期货市场的负收益率变动会对其产生负的显著影响，因而也说明了二者的正相关关系，而我国新能源子产业部门对国际原油期货市场的收益率不存在显著的影响。就市场之间的波动率溢出效应而言，国际原油期货市场与我国传统化石能源子产业部门股票市场存在双向的溢出效应，而国际原油期货市场与我国新能源子产业部门股票市场仅存在单向的溢出效应，即只有国际原油期货市场对我国新能源子产业部门的波动率溢出效应是显著的。

此外，通过比较不同能源子产业部门股票市场与国际原油期货市场之间的溢出效应，本节发现：（a）国际原油期货市场的收益变动对我国煤炭产业部门股票收益的影

响大于国际原油期货市场的收益变动对我国油气产业部门股票收益的影响，从而显示国际原油期货市场与我国煤炭产业部门具有更密切的关系；(b) 我国煤炭产业部门股票市场的方差/协方差大于油气产业部门股票市场的方差/协方差；相比油气产业部门，煤炭产业部门股票市场对国际原油期货市场波动率的影响更显著；(c) 相比风能产业部门，太阳能部门股票市场的方差平面倾斜度较大，意味着国际原油市场对太阳能产业股票市场的波动率溢出效应更加明显¹⁹。

2.5 本章小结

本章首先描述和刻画了国际原油期货价格和我国能源公司（整体能源产业）股票价格的走势和收益率分布特征，其次借鉴 Dean et al.(2010) 的研究方法，使用二元非对称 BEKK 模型建模国际原油期货与我国能源股票市场之间的收益率与波动率溢出效应，最后对市场之间的溢出效应进一步进行了子样本和子产业部门的实证分析。通过以上几方面的实证考察，本章的实证结果主要包括以下几点：

(a) 从基本描述统计性特征来看，国际原油期货市场和我国能源公司股票市场呈现出正相关关系，并且与大多数金融资产相同，其收益分布特征具有“尖峰胖尾”及非正态性（Non-normality）特征，并存在自相关性；同时，偏误检验显示其资产收益波动具有潜在的非对称性；

(b) 就国际原油期货市场与我国能源（整体能源产业）股票市场的收益率溢出效应而言，原油期货收益率变动对能源类公司股票价格收益率具有显著的正影响；我国传统化石能源股票滞后一期的负收益率对当期国际原油期货收益率具有显著负影响，而我国新能源公司股票的滞后一期收益率对当期国际原油期货收益率均不存在显著影响；同时，国际原油期货市场与我国能源股票市场之间收益率溢出效应具有非对称性。相比国际原油市场滞后一期的正收益率，其滞后一期的负收益率能够引起我国能源股票市场当期收益率更大幅度的变动；

(c) 就国际原油期货市场与我国能源股票市场的波动率溢出效应而言，国际原油市场对我国能源股票条件方差的影响与我国能源股票市场上冲击的符号有关系，当两个市场 $t-1$ 时期短期冲击的符号相反时，我国能源股票市场 t 时期的波动率较高；当两

¹⁹ 需要指出的是，根据 Dean et al.(2010) 的研究，在子样本分析和能源子产业部门分析中，由于样本数量的减少可能会造成市场间收益率与波动率溢出效应的参数估计值的精确度有所降低。

个市场的短期冲击的符号同时为负时，国际原油期货收益率的条件方差最大；自身方差的非对称性存在国际原油市场与我国传统化石能源股票市场中；

(d) 子样本实证分析结果显示，在国际原油市场剧烈波动时期，国际原油期货市场对我国能源股票市场正向的收益率溢出关系被打破，而在平静时期，二者之间的收益率溢出效应恢复到整体样本期间的状态，甚至国际原油期货市场对我国能源公司股票市场正向的收益率溢出关系有所加强。相对应地，在国际原油市场剧烈波动时期，国际原油期货市场对我国能源公司股票市场的波动率溢出效应也有所减弱，而在平静时期恢复到整体样本期间的状态；

(e) 国际原油期货市场与我国能源子产业股票市场的收益率与波动率溢出效应与国际原油期货市场与我国能源产业整体股票市场的溢出效应事实基本一致。其中，在传统化石能源子产业中，国际原油期货市场与我国煤炭产业部门具有更密切的关系，在新能源子产业中，国际原油期货市场与我国太阳能产业股票市场间的波动率溢出效应更加明显。

第3章 国际油价与我国能源公司股价的相依度测度

3.1 引言

如第一章所述，尽管二元非对称 BEKK 模型在捕捉市场之间波动率溢出效应方面具有较强的优势，其不仅考虑到了资产收益率的异方差性特征还考虑到了市场之间时变的相关性特征，但是该模型假设资产收益率服从二元正态分布则忽视了资本市场的典型事实，因此，投资者利用该模型得到的市场间的相关系数可能不足以科学地构建投资组合以实现避险。基于此，为了更准确地刻画国际油价与我国能源公司股价的相依性而暂时不考虑市场之间的相互作用，本章采用动态 Copula 函数测度市场之间的动态相依性。相比多元 GARCH 模型，Copula 函数具有更明显的优势，主要体现在刻画资产联合分布、捕捉市场相依性的非线性特征以及可以展现丰富的尾部相关结构等方面。除了市场间的平均相依程度，其尾部相依结构是考察市场风险的又一重要维度。由此来看，本章的实证分析预期能够帮助我们进一步认识国际油价与我国能源公司股价之间的相关特征。

3.2 国际油价与我国能源公司股价相依性的预分析

对于市场之间相依程度的测度，上世纪90年代，许多学者（比如，Calvo and Reinhart, 1996; King and Wadhvani, 1990; Ramchand and Susmel, 1998）使用简单的 Pearson 相关系数测量市场之间的相关关系，但这种衡量方法遭到了 Boyer et al. (1999)、Forbes and Rigobon (2002)、Longin and Solnik (2001)等学者的反对，他们认为简单的相关系数没有考虑到资产收益的条件异方差性（Conditional heteroskedasticity）并且其无法刻画市场间相关关系的非线性特征，为此，其它相关性度量方法被逐渐地运用于实践中。

与传统 Pearson 相关系数不同，Kendall 秩相关系数 τ 值可以刻画市场之间相关性的非线性特征，该指标衡量是对变量变化的一致性进行测度。根据 Rodriguez (2007) 的研究，设 (x_1, y_1) 、 (x_2, y_2) 是独立同分布的向量 $(x_1, x_2 \in \mathbf{x}; y_1, y_2 \in \mathbf{y})$ ，假如 $P[(x_1 - x_2)(y_1 - y_2) > 0] - P[(x_1 - x_2)(y_1 - y_2) < 0] > 0$ ，那么， (x_1, y_1) 、 (x_2, y_2) 被认为是一致的（Concordant）；假如

$P[(x_1-x_2)(y_1-y_2) > 0] - P[(x_1-x_2)(y_1-y_2) < 0] < 0$ ，则 (x_1, y_1) 、 (x_2, y_2) 被认为是不一致的 (Discordant)。由此来看，Kendall 秩相关系数 τ 值可以表示为概率的差异，其公式如下所示：

$$\tau(x,y) = P\left[(x_1-x_2)(y_1-y_2) > 0\right] - P\left[(x_1-x_2)(y_1-y_2) < 0\right] \quad (3-1)$$

当 x 与 y 呈完全正相关（即 x 的变化与 y 的变化完全一致）时， $\tau=1$ ；当 x 与 y 呈完全负相关（即 x 的变化与 y 的变化完全相反）时， $\tau=-1$ ；而当 x 与 y 的变化一半呈完全正相关，一半呈完全负相关时，二者的相关性无法判断，此时 $\tau=0$ 。

表 3-1 显示了国际原油期货与我国能源股票价格收益率之间的 Pearson 相关系数和 Kendall τ 的估计值。可以看出，国际原油期货与我国能源股票价格收益率呈正相关关系，这意味着两个市场呈相同方向变化，或者说两个市场变化一致的概率大于其变化不一致时的概率；其中，国际原油期货市场与我国传统化石能源股票市场（OP-CO）的相关关系比国际原油期货市场与我国新能源股票市场（OP-NE）的相关关系高，与第二章的主要结论之一保持一致。

表 3-1 市场间相关性估计结果

	Pearson 相关系数	Kendall τ 值
OP-CO	0.135	0.083
OP-NE	0.097	0.067

注：此表报告了资产收益率的相关关系，其样本区间为 2006 年 8 月 31 日至 2014 年 4 月 22 日。

为了进一步地观察国际原油期货价格与我国能源股票价格之间的相依结构，表 3-2 报告了 Empirical Copula 表的估计结果。根据 Reboredo (2011) 的介绍，这里将每一个国际原油期货与我国能源股票市场组合的收益率按照升序排列并把每一个序列分成 10 个排序箱。这样，观测值中的最低值就存在于第 1 个排序箱，而观测值中的最高值存在于第 10 个排序箱，由于本章感兴趣的是当已知一个序列取值时，另一个序列取值的情况，于是，这里接着计算每一个排序单元 (i, j) 中的观测值数量。如果两个序列是独立的，那么分布在每一个排序单元 (i, j) 的观测值数量基本是相同的；如果两个序列存在下尾部相关性，那么在排序单元 $(1, 1)$ 中的观测值数量明显更多；而如果两个序列存在上尾部相关性，那么在排序单元 $(10, 10)$ 中的观测值数量明显更多；如果两个序列呈现完全正相关或者负相关，那么绝大部分观测值分别存在于 Empirical Copula 表中左上-右下的对角线及右上-左下的对角线上。

从表 3-2 可以看出，排序单元 (1, 1) 及 (10, 10) 中的观测值数量并没有显著更多于其它排序单元，并且每个排序单元中的观测值数量比较类似。说明国际原油期货市场与我国能源股票市场的相关性较低且接近于 0，并且，市场尾部方面也呈现相关性较低且接近相互独立的情形。此实证结果与表 3-1 的结果是一致的。

表 3-2 Empirical Copula 表

OP-CO	31	25	14	20	12	13	18	13	13	19
	29	20	20	19	18	14	13	20	11	13
	19	21	21	12	17	16	15	23	20	13
	18	16	16	24	16	16	18	16	22	15
	14	16	24	17	17	24	18	22	16	9
	16	18	14	23	23	21	18	15	14	16
	13	9	18	18	20	17	18	25	22	17
	8	19	17	14	25	24	21	15	15	19
	10	19	11	19	17	18	20	15	26	22
	20	14	22	11	12	15	18	13	18	35
OP-NE	27	24	18	23	12	16	14	16	12	16
	22	18	18	16	18	15	22	22	13	13
	24	23	18	14	18	14	12	21	18	15
	11	23	20	19	19	18	17	20	14	16
	17	18	20	20	18	19	18	27	11	9
	12	8	15	18	22	20	20	18	29	16
	18	19	19	18	21	21	17	11	18	15
	9	18	16	17	19	20	21	14	21	22
	14	15	13	15	21	22	23	15	18	21
	24	11	20	17	9	13	13	13	23	35

注：此表报告了 Empirical Copula 估计结果，其样本区间为 2006 年 8 月 31 日至 2014 年 4 月 22 日，样本总数为 1773。垂直轴值（从上至下）表示的是第 1 个资产的排序（升序排列），水平轴值（从左至右）表示的是第 2 个资产的排序（升序排列）。

3.3 研究方法

3.3.1 Copula 函数

Copula 函数是一项可以灵活有效地描述随机变量相依结构的工具。该函数又称为连接函数，正如 Sklar 定理所指出的，它可以将变量的联合分布与其各自的边际分布相连接。假设一个二元联合分布函数为 G ，其边缘分布是 F_X 与 F_Y ，那么，二元联合分布函数 G 可以如下表达： $G(x, y) = C(F_X(x), F_Y(y))$ 。二元联合分布函数 G 可以分解为它的

两个分布函数和一个 Copula 函数。

假设 $R_{OP,t}$ 和 $R_{stock,t}$ (Stock = CO, NE) 分别为国际原油期货与我国能源股票 t 时期的收益率，它们的条件累积概率分布函数 (Conditional cumulative distribution functions, CDFs) 分别为 $F_{OP}(R_{OP,t} | \psi_{t-1})$ and $F_{stock}(R_{stock,t} | \psi_{t-1})$ ，其中， ψ_{t-1} 表示过去所有时期的收益率 $\{R_{i,t-j}\}$, $i = OP, stock$ and $j = 1, 2, \dots, t-1$ 。条件 Copula 方程 $C_t(u_t, v_t | \psi_{t-1})$ 为国际原油期货与我国能源股票收益率时变的累积概率分布函数，其服从 $(0, 1)$ 均匀分布，并且 $u_t = F_{OP}(R_{OP,t} | \psi_{t-1})$, $v_t = F_{stock}(R_{stock,t} | \psi_{t-1})$ 。因此，将 Sklar 定理拓展， $R_{OP,t}$ 和 $R_{stock,t}$ 的二元条件累积概率分布函数可以写成如下表达式：

$$G(R_{OP,t}, R_{stock,t} | \psi_{t-1}) = C_t(F_{OP,t}(R_{OP,t} | \psi_{t-1}), F_{stock,t}(R_{stock,t} | \psi_{t-1}) | \psi_{t-1}) \quad (3-2)$$

假设所有的条件累积概率分布方程是可微分的，那么条件联合概率密度方程如下表示：

$$g(R_{OP,t}, R_{stock,t} | \psi_{t-1}) = \frac{\partial G_t(R_{OP,t}, R_{stock,t} | \psi_{t-1})}{\partial R_{OP,t} \partial R_{stock,t}} = c_t(F_{OP,t}(R_{OP,t} | \psi_{t-1}), F_{stock,t}(R_{stock,t} | \psi_{t-1}) | \psi_{t-1}) \times f_{OP,t}(R_{OP,t} | \psi_{t-1}) \times f_{stock,t}(R_{stock,t} | \psi_{t-1}) \quad (3-3)$$

公式 (3-3) 中， $c_t(u_t, v_t | \psi_{t-1}) = \partial^2 C_t(u_t, v_t | \psi_{t-1}) / \partial u_t \partial v_t$ 是条件 Copula 的密度方程。这样， $R_{OP,t}$ 和 $R_{stock,t}$ 的二元条件密度方程被表示为 Copula 密度方程、两个条件边缘密度 $f_{OP,t}(R_{OP,t} | \psi_{t-1})$ 和 $f_{stock,t}(R_{stock,t} | \psi_{t-1})$ 的乘积。那么，其对数似然方程可以表达为：

$$\log g = \log c_t + \log f_{OP,t} + \log f_{stock,t} \quad (3-4)$$

这里将密度函数 c_t 、 $f_{OP,t}$ 和 $f_{stock,t}$ 中的参数简化记为 θ_c 、 θ_{OP} 和 θ_{stock} 。那么公式 (3-4) 的对数似然方程可以重新写成以下表达：

$$L(\theta) = L_c(\theta_c) + L_{OP}(\theta_{OP}) + L_{stock}(\theta_{stock}) \quad (3-5)$$

由于多元建模时，很难将似然方程同时最大化，因此，与大多数研究一致，这里考虑使用 Joe (1997) 提出的两步估计法，即 IFM (Inference for the margins) 方法。Joe (1997) 在他的研究中证明了 IFM 相比普通的极大似然估计方法，具有简便高效的特点。具体来说，在使用 IFM 方法估计时，本节首先通过极大似然估计方法得到边缘分布模型的参数估计值：

$$\hat{\theta}_{OP} = \arg \max_{\theta_{OP}} \sum_{t=1}^T \ln f_{OP,t}(z_{OP,t} | \psi_{t-1}; \theta_{OP}) \quad (3-6)$$

$$\hat{\theta}_{stock} = \arg \max_{\theta_{stock}} \sum_{t=1}^T \ln f_{stock,t}(z_{stock,t} | \psi_{t-1}; \theta_{stock}) \quad (3-7)$$

接下来，将标准化残差（Standardized residuals）运用于边缘累积概率分布函数中，使用参数估计值计算得到 $\hat{u}_t = F_{OP,t}(z_{OP,t} | \psi_{t-1}; \hat{\theta}_{OP})$ 及 $\hat{v}_t = F_{stock,t}(z_{stock,t} | \psi_{t-1}; \hat{\theta}_{stock})$ ($t=1,2,3\dots T$)；在第二步，得到 Copula 函数的估计值：

$$\hat{\theta}_c = \arg \max_{\theta_c} \sum_{t=1}^T \text{lnc}(\hat{u}_t, \hat{v}_t; \theta_c) \quad (3-8)$$

3.3.2 边缘分布模型

如第二章所述，与大多数金融资产一样，国际原油期货与我国能源股票收益率具有一些典型事实，比如“尖峰胖尾”、自相关性以及波动率变化的非对称性。因此，这里使用 Glosten et al. (1993) 提出的 GJR 模型。相比其它 GARCH 模型，该模型具备更显著的优点，例如形式简单、可以刻画资产价格波动率变动的非对称性。为了捕捉表 2-1、表 2-2 的展示的国际原油期货与我国能源股票收益率分布的重要特征，具体来讲，这里使用 AR(1)-GJR(1,1)-skewed- t 来建模 $R_{OP,t}$ 和 $R_{stock,t}$ (Stock = CO, NE) 的边缘分布。该模型如下表示，其中 $i = OP, CO, NE$ 分别指代国际原油期货市场、我国传统化石能源股票市场与我国新能源股票市场：

$$R_{i,t} = \mu_i + \varphi_i R_{i,t-1} + \varepsilon_{i,t} \quad (3-9)$$

$$\varepsilon_{i,t} = \sqrt{h_{i,t}} z_{i,t} \quad (3-10)$$

$$h_{i,t} = \omega_i + \alpha_{i,1} \varepsilon_{i,t-1}^2 + \beta_i h_{i,t-1} + \alpha_{i,2} I_{i,t-1} \varepsilon_{i,t-1}^2 \quad (3-11)$$

$$z_{i,t} \sim \text{skewed-}t(z_i | \eta_i, \phi_i) \quad (3-12)$$

公式 (3-9) 将 t 时期的资产收益率 $R_{i,t}$ 分解成常数 μ_i ，滞后一期的资产收益率 $R_{i,t-1}$ 及残差项 $\varepsilon_{i,t}$ ；公式 (3-10) 定义残差项 $\varepsilon_{i,t}$ 为条件波动率与新生变量（Innovation）的乘积；公式 (3-11) 中的杠杆项 $I_{i,t-1}$ 用于捕捉收益波动的杠杆效应（Leverage effect），当 $\varepsilon_{i,t-1} < 0$ 时， $I_{i,t-1} = 1$ ，否则 $I_{i,t-1} = 0$ 。由于 Brooks (2002) 提出滞后一阶的 GARCH 族模型可以充分描述资产收益波动的集聚效应（Volatility clustering），并且鉴于很少有金融研究使用高阶 GARCH 族模型，因此，公式 (3-9) 与 (3-11) 的滞后阶数均设为 1；公式 (3-12) 假设模型的新生变量（标准化残差）服从 Hansen (1994) 提出的有偏 t 分布（Skewed- t distribution）。根据 Bastianin (2009) 分析，有偏 t 分布是对正态分布（Normal distribution）和学生 t 分布（Student- t distribution）的拓展。一般来说，对正态分布的

两个重要偏离是胖尾特征 (Fat tails) 和非对称性 (Asymmetry), 正态分布暗含的峰度和偏度系数分别是 3 和 0, 虽然学生 t 分布可以捕捉到收益率分布的超额峰度 (Excess kurtosis), 但是, 有偏 t 分布可以同时捕捉其偏度和峰度。既然表 2-2 显示国际原油期货与我国能源公司股票收益率均呈现“尖峰胖尾”和有偏的特征, 因此, 有偏 t 分布预计可以更准确地刻画资产收益率的分布特征。

有偏 t 分布的密度方程如下表示:

$$skewed-t(z|\eta, \phi) = \begin{cases} bc(1 + \frac{1}{\eta-2} (\frac{bz+a}{1-\phi})^2)^{-\eta+1/2}, z < -\frac{a}{b} \\ bc(1 + \frac{1}{\eta-2} (\frac{bz+a}{1+\phi})^2)^{-\eta+1/2}, z \geq -\frac{a}{b} \end{cases} \quad (3-13)$$

其中, a 、 b 、 c 的值定义为:

$$a \equiv 4\phi c \frac{\eta-2}{\eta-1}, \quad b \equiv 1 + 3\phi^2 - a^2, \quad c \equiv \frac{\Gamma(\eta+1/2)}{\sqrt{\pi(\eta-2)}\Gamma(\eta/2)} \quad (3-14)$$

公式 (3-13) 和 (3-14) 中, η 是峰度参数 (Kurtosis parameter), 该参数主要衡量分布的峰度和胖尾特征, ϕ 是非对称参数 (Asymmetry parameter)。这两个参数需要满足条件 $2 < \eta < \infty$ 和 $-1 < \phi < 1$ 。在学生 t 分布的情况下, $\phi = 0$; 而在正态分布的情况下, $\phi = 0$ 且 $\eta \rightarrow \infty$ 。与学生 t 分布相似, 当 $\eta > 2$ 时, 有偏 t 分布才会被很好的定义, 当 $\eta > 3$ 时, 收益分布的偏度 (Skewness) 存在; 当 $\eta > 4$ 时, 收益分布的超峰度现象存在。同时, $\phi > 0$ 意味着该收益分布是右偏的, 即分布的主体集中在左侧, 其右侧的尾部更长, 当 $\phi < 0$ 时, 其情况相反。

Patton (2006) 指出, Copula 函数的构建需要确保选用的边缘分布模型可以十分准确地刻画资产收益的实际边缘分布, 否则, 当对边缘分布模型的标准化残差进行概率积分转换后则会发现其不服从 (0, 1) 均匀分布, 从而 Copula 模型将会自动遭受设定偏误。因此, 本章在实证部分会对边缘分布模型进行序列相关检验、Kolmogorov-Smirnov (K-S) 检验和 Anderson-Darling (A-D) 检验来考察标准化残差的概率积分转换是否服从 (0, 1) 均匀分布。

3.3.3 二元 Copula 函数

以上小节中，通过边缘分布模型的估计值可以得到 $u_t = F_{OP}(z_{OP,t} | \psi_{t-1})$ 和 $v_t = F_{stock}(z_{stock,t} | \psi_{t-1})$ ($stock = CO/NE$)。然后，将这些估计值用于第二步估计 $R_{OP,t}$ 和 $R_{stock,t}$ ($Stock = CO, NE$)的相依关系中。

在 Copula 函数中，椭圆类 Copula 函数 (Elliptical copulas) 是最常用的一类，其包含 Gaussian Copula 和 Student- t Copula 函数，其中，Gaussian Copula 常被看作 Copula 函数在金融应用研究中的基准。Gaussian Copula 和 Student- t Copula 的分布函数如下所示：

$$C_t^{Gaussian}(u_t, v_t; \rho_t) = \Phi(\Phi^{-1}(u_t), \Phi^{-1}(v_t)) \quad (3-15)$$

$$C_t^{Student-t}(u_t, v_t; \rho_t, v^c) = T(t_{v^c}^{-1}(u_t), t_{v^c}^{-1}(v_t)) \quad (3-16)$$

在 Gaussian Copula 中， Φ 是标准二元正态分布函数，其参数 ρ_t ($-1 < \rho_t < 1$) 表示 $R_{OP,t}$ 和 $R_{stock,t}$ 之间的相关系数， $\Phi^{-1}(u_t)$ 和 $\Phi^{-1}(v_t)$ 是标准一元正态分布函数的逆函数；在 Student- t Copula 中， T 是二元学生 t 分布函数，其自由度是 v^c ，参数 ρ_t ($-1 < \rho_t < 1$) 仍然表示 $R_{OP,t}$ 和 $R_{stock,t}$ 之间的相关系数， $t_{v^c}^{-1}(u_t)$ 和 $t_{v^c}^{-1}(v_t)$ 是自由度为 v^c 的一元学生 t 分布函数的逆函数。

需要指出的是，在多元变量分析中，胖尾现象一般是指变量之间的尾部相关性。这意味着联合概率密度函数的一个或者两个尾部相比多元正态密度函数的尾部，表现出明显的胖尾现象。在序列 Y 出现极值的条件下，序列 X 也出现极值的概率，记做 X 与 Y 的尾部相关性。尾部相关性包含下尾相关性 (Lower tail dependence) 和上尾相关性 (Upper tail dependence)，二者的具体表达式分别如下所示：

$$\lambda_L(v) = \lim_{v \rightarrow 0} P[X \leq F_X^{-1}(v) | Y \leq F_Y^{-1}(v)] = \lim_{v \rightarrow 0} \frac{C(v, v)}{v} \quad (3-17)$$

$$\lambda_U(v) = \lim_{v \rightarrow 1} P[X \geq F_X^{-1}(v) | Y \geq F_Y^{-1}(v)] = \lim_{v \rightarrow 1} \frac{1 - 2v + C(v, v)}{1 - v} \quad (3-18)$$

其中， $C(\cdot, \cdot)$ 是 Copula 分布函数， $F_X(\cdot)$ 和 $F_Y(\cdot)$ 分别是 X 和 Y 的边缘分布函数。以上介绍的 Gaussian Copula 和 Student- t Copula 函数均用来刻画市场之间均衡的尾部相关性 (Symmetric tail dependencies)，其尾部相关性分别表示为 $\lambda_U^{Gaussian} = \lambda_L^{Gaussian} = 0$ 和 $\lambda_U^{Student-t} = \lambda_L^{Student-t} = 2t_{v+1}(-\sqrt{v+1}\sqrt{1-\rho}/\sqrt{1+\rho}) > 0$ ($t_{v+1}(\cdot)$ 是学生 t 分布的分布函数，其自由

度是 $\nu + 1$, ρ 表示 X 与 Y 之间的线性相关系数)。

均衡尾部相关性意味着在市场极端 (极好或者极坏) 情况下, 市场之间的上下尾部相关性的变化幅度是相同的。然而, 这种情况在现实中并不一定存在。一般来讲, 相比两个市场共同经历上升行情, 两个市场共同经历下跌行情的可能性更大, 所以它们同升同降的幅度可能不同。由此来看, 使用 Copula 函数来刻画市场之间不均衡的尾部相关性是合理而有必要的。

本章考虑使用阿基米德 Copula 函数 (Archimedean Copula) 中常用的 Gumbel Copula 函数及其旋转函数 Rotated Gumbel Copula。其中, Gumbel Copula 函数擅长刻画变量分布的上尾部相关变化, 而对其下尾部相关变化不敏感; 与 Gumbel Copula 相反, Rotated Gumbel Copula 擅长刻画变量分布的下尾部相关变化, 而对其上尾部相关变化不敏感。Gumbel Copula 函数和 Rotated Gumbel Copula²⁰ 函数的表达式具体如下所示:

$$C^{Gumbel}(u_t, v_t; \delta_t) = \exp\left(-\left((-\log u_t)^\delta + (-\log v_t)^\delta\right)^{1/\delta}\right) \quad (3-19)$$

$$C^{Rotated_Gumbel}(u_t, v_t; \delta_t) = u_t + v_t - 1 + C^{Gumbel}(1 - u_t, 1 - v_t; \delta) \quad (3-20)$$

其中, $\delta \in (1, \infty)$ 。Gumbel Copula 函数的上尾部和下尾部相关系数分别为 $\lambda_U = 2 - 2^{1/\delta}$ 和 $\lambda_L = 0$; 而 Rotated Gumbel Copula 函数的上尾部和下尾部相关系数分别为 $\lambda_U = 0$ 和 $\lambda_L = 2 - 2^{1/\delta}$ 。

因为本章关注的是国际原油期货价格与我国能源股票价格之间的动态相依关系, 因此, 对于 Gaussian Copula 和 Student- t Copula 函数, 随着时间的变化, 线性相关系数 ρ_t 通过 Patton (2006) 提出的以下动态模型演化:

$$\rho_t = \Lambda\left(\Psi_0 + \Psi_1 \rho_{t-1} + \Psi_2 \frac{1}{10} \sum_{j=1}^{10} \Phi^{-1}(u_{t-j}) \cdot \Phi^{-1}(v_{t-j})\right) \quad (3-21)$$

其中, Λ 表示转型过程 $\Lambda(x) = (1 - e^{-x})(1 + e^{-x})^{-1}$, 以确保 ρ_t 在 $(-1, 1)$ 的区间范围内; $\Phi^{-1}(x)$ 是标准一元正态分布函数的逆函数, 而对于 Student- t Copula 函数, $\Phi^{-1}(x)$ 被替换成 $t^{-1}_\nu(x)$, $t^{-1}_\nu(x)$ 为一元学生 t 分布函数的逆函数。对于 Gumbel Copula 函数及其旋转函数 Rotated Gumbel Copula, 参数 δ_t 的演化过程服从 ARMA(1,10) 过程, 具体如下所示:

²⁰ 与 Gumbel Copula 相对应的另一种常用的阿基米德 Copula 函数是 Clayton Copula 函数, 然而 Clayton Copula 函数与 Rotated Gumbel Copula 函数相似, 擅长捕捉变量在分布下尾部的变化, 而其旋转函数 Rotated Clayton Copula 函数擅长捕捉变量在分布上尾部的变化, 因此这里不重复使用 Clayton Copula 函数及其旋转函数。

$$\delta_t = \Lambda \left(\Psi_0 + \Psi_1 \delta_{t-1} + \Psi_2 \frac{1}{10} \sum_{j=1}^{10} |u_{t-j} - v_{t-j}| \right) \quad (3-22)$$

其中， Λ 表示转型过程 $\Lambda(x) = 1+x^2$ ，以确保 δ_t 在 $(1, \infty)$ 的区间范围内。

结合表 3-2 Empirical Copula 表的实证结果，国际原油期货与我国能源股票收益率分布的尾部呈现相关性较低且接近相互独立的情形，由此来看，以上选用的 4 种动态 Copula 模型预期能够捕捉到本章目标研究的市场间的尾部相依程度及潜在的非对称/对称的尾部相依结构²¹。

3.4 实证结果与分析

3.4.1 边缘分布模型估计结果

表 3-3 报告了国际原油期货与我国能源公司股票收益率边缘分布模型的参数估计值。其主要实证结果总结如下：

首先，条件均值方程中的滞后一阶收益率的系数 φ_i 只在国际原油期货市场上显著，而在我国能源股票市场上，该系数不显著；其次，在条件波动率方程中，滞后一阶条件波动率的系数 β_i 以及滞后一阶有关波动率信息的系数 $\alpha_{i,1}$ 在三个市场上均是高度显著的，这意味着 t 时期的条件波动率依赖于 $t-1$ 时期的条件波动率以及有关波动的信息；第三，与 2.4.2 节有关波动率溢出效应的实证结果稍为不同，这里发现，条件波动的杠杆效应只在国际原油期货市场统计显著，而该效应在我国能源股票市场上则不统计显著；此外，峰度系数 η_i (η_i 的估计值均大于 4) 和非对称参数 φ_i (φ_i 的估计值均不等于 0) 在大多数情况下均是显著的，再次确认了资产收益率的“尖峰胖尾”和有偏性的特征。

根据标准化残差的诊断性检验结果，滞后阶数为 20 的 Ljung-Box Q 自相关检验显示标准化残差中不存在自相关性；滞后阶数为 5 的 Engle's LM 检验结果显示模型的标准化残差中不存在 ARCH 效应，这初步说明本节使用的条件均值方程与条件波动率方程可以很好地刻画国际原油期货市场与我国能源股票市场的收益率与波动率特征。

²¹ 需要指出的是，Empirical Copula 表将收益率概率分布中 10% 和 90% 所对应的分位数值分别作为划分极小值和极大值观测区域的界限，而在参数 Copula 的估计过程中，尾部相关系数公式 (3-17) 和 (3-18) 说明这两个比例分别扩大到无限接近于 0 和无限接近于 1。由此来看，Empirical Copula 表可以大致体现市场之间的相关结构，而参数 Copula 的估计结果可以更准确地展现其上下尾部相关性的大小。

表 3-3 AR(1)-GJR(1,1)-skewed- t 的参数估计结果

	OP		CO		NE
条件均值方程					
μ_{OP}	0.021(0.041)	μ_{CO}	-0.041(0.038)	μ_{NE}	-0.006(0.045)
φ_{OP}	-0.054 ^{**} (0.023)	φ_{CO}	-0.013(0.023)	φ_{NE}	0.004(0.024)
条件波动率方程					
ω_{OP}	0.029 [*] (0.014)	ω_{CO}	0.004(0.005)	ω_{NE}	0.053 [*] (0.031)
$\alpha_{OP,1}$	0.026 ^{**} (0.012)	$\alpha_{CO,1}$	0.042 ^{***} (0.011)	$\alpha_{NE,1}$	0.054 ^{***} (0.014)
β_{OP}	0.939 ^{***} (0.010)	β_{CO}	0.965 ^{***} (0.007)	β_{NE}	0.925 ^{***} (0.021)
$\alpha_{OP,2}$	0.058 ^{***} (0.019)	$\alpha_{CO,2}$	-0.010(0.011)	$\alpha_{NE,2}$	0.023(0.018)
η_{OP}	7.259 ^{***} (1.139)	η_{CO}	5.030 ^{***} (0.731)	η_{NE}	7.271 ^{***} (1.278)
$\varphi_{0,OP}$	-0.094 ^{***} (0.034)	$\varphi_{0,CO}$	-0.054(0.033)	$\varphi_{0,NE}$	-0.228 ^{***} (0.033)
模型诊断性结果					
$Q_{20}(z_{OP})$	0.656	$Q_{20}(z_{CO})$	0.174	$Q_{20}(z_{NE})$	0.093
$Q_{20}(z_{OP}^2)$	0.608	$Q_{20}(z_{CO}^2)$	0.117	$Q_{20}(z_{NE}^2)$	0.904
$ARCH_5(z_{OP})$	0.571	$ARCH_5(z_{CO})$	0.307	$ARCH_5(z_{NE})$	0.979

注：此表报告了 AR(1)-GJR(1,1)-skewed- t 模型的参数估计值，其样本区间为 2006 年 8 月 31 日至 2014 年 4 月 22 日。
 () 内数字为参数估计的标准差；条件均值方程与条件波动率方程的参数在公式 (3-11) 及公式 (3-14) 中定义；
 模型诊断结果中报告的是 AR(1)-GJR(1,1)-skewed- t 模型的标准化残差及其平方进行 Ljung-Box Q 检验及 ARCH 效应
 检验 (Engle's LM test) 的 p 值，Ljung-Box Q 检验的滞后阶数是 20，ARCH 效应检验的滞后阶数是 5。***, **, * 分别
 表示在 1%，5% 和 10% 水平上显著。

正如 3.3.2 节所讨论的，边缘分布的拟合优度检验十分重要，否则 Copula 函数的
 设定则会遇到设定偏误的问题。为此，表 3-4 进一步报告了边缘分布拟合优度检验的
 结果。边缘分布的拟合优度检验是用来考察其标准化残差是否服从独立同分布即 *i.i.d.*
uniform (0,1)。首先，这里通过 LM 检验来考察边缘分布模型标准化残差的概率积分转
 换是否存在序列相关特征，然后通过 Kolmogorov-Smirnov (K-S) 及 Anderson-Darling
 (A-D) 检验其概率积分转换是否服从 (0, 1) 均匀分布。根据表 3-4，在大多数情况下，
 LM 检验结果显示边缘分布标准化残差的概率积分转换在 5% 的显著性水平下不存在序
 列相关特征；同时，K-S 及 A-D 检验结果显示原假设“边缘分布模型是充分适当的”在
 5% 的显著性水平下均被接受，从而说明边缘分布标准化残差的概率积分转换是服从 (0,
 1) 均匀分布的。由此总结，国际原油期货市场与我国能源股票市场收益的边缘分布模
 型不存在设定偏误，那么 Copula 模型预期可以准确刻画国际原油期货市场与我国能源
 股票市场之间的相依程度和相依结构。

表 3-4 边缘分布的拟合优度检验 (Goodness-of-fit test)

	OP	CO	NE
First moment LM 检验	0.356	0.310	0.204
Second moment LM 检验	0.560	0.043	0.874
Third moment LM 检验	0.453	0.413	0.357
Fourth moment LM 检验	0.861	0.167	0.852
K-S 检验	0.740	0.661	0.701
A-D 检验	0.761	0.687	0.616

注：此表报告了边缘分布的拟合优度检验的 p 值，其样本区间为 2006 年 8 月 31 日至 2014 年 4 月 22 日。LM 检验的零假设是从边缘分布模型中得到的变量 u_t 和 v_t 的 1-4 阶矩 (Moments) 不存在序列相关。具体来说，LM 检验通过 $(u_t - \bar{u})^k$ 和 $(v_t - \bar{v})^k$ 对各自变量的滞后 20 阶做回归 ($k=1, 2, 3, 4$) 从而得到 LM 检验统计值，该检验值服从 χ_{20}^2 分布。K-S 和 A-D 分别指的是 Kolmogorov-Smirnov 和 Anderson-Darling 检验，其零假设是边缘分布模型是充分适当的。 P 值低于 0.05 意味着模型不存在设定偏误的零假设会被拒绝。

3.4.2 动态 Copula 函数估计结果

动态 Copula 函数的参数估计结果如表 3-5 所示。参数 Ψ_1 与 Ψ_2 在大多数情况下是统计显著的，说明国际原油期货市场与我国能源股票市场之间的相依程度是动态变化的，所以静态 Copula 函数可能无法充分刻画市场之间的相依性。对于刻画市场组合均衡尾部的动态 Copula 函数 (动态 Gaussian Copula 和动态 Student t Copula) 来说，对数极大似然值 (Log-likelihood) 和 AIC 值均显示动态 Gaussian Copula 远远优于动态 Student t Copula；而对于刻画市场组合非均衡尾部的动态 Copula 函数 (动态 Gumbel Copula 和动态 Rotated Gumbel Copula) 而言，对数极大似然值和 AIC 值则均显示动态 Rotated Gumbel Copula 优于动态 Gumbel Copula 函数²²。

将以上四种动态 Copula 函数综合比较来看，对数极大似然值和 AIC 值显示动态 Gaussian Copula 和动态 Rotated Gumbel Copula 可以分别最准确地描述国际原油期货市场与我国传统化石能源股票市场及国际原油期货市场与我国新能源股票市场之间的相依性。相比市场组合 OP-CO，市场组合 OP-NE 中的下尾部相关性更明显，这再次确认了第二章的重要结论之一，即我国新能源整体股票市场投资风险比我国传统化石能源

²² 由于不同 Copula 函数描述了不同的市场相关结构，因此，对 Copula 函数的比较对于准确刻画市场之间的相依性十分关键。与现有部分研究 (比如，Reboredo, 2011; Reboredo, 2013a,b,c; Wen et al., 2012) 一致，这里根据对数极大似然值 (Log-likelihood) 和 AIC 值来比较不同 Copula 函数对国际原油期货市场与我国能源公司股票市场相依度刻画的准确度。

整体股票市场投资风险更大。

表 3-5 Copula 函数的参数估计结果

	OP-CO	OP-NE
动态 Gaussian Copula		
Ψ_0	0.512 ^{***} (0.098)	0.374 ^{***} (0.063)
Ψ_1	-1.831 ^{***} (0.245)	-1.709 ^{***} (0.279)
Ψ_2	0.419 ^{**} (0.178)	0.536 ^{***} (0.198)
LL	21.843	15.093
AIC	-37.671	-24.171
动态 Student-t Copula		
Ψ_0	0.488 ^{***} (0.069)	0.306 ^{***} (0.085)
Ψ_1	-1.855 ^{***} (0.239)	-1.409 ^{***} (0.135)
Ψ_2	0.203 [*] (0.114)	0.310(0.650)
ν^c	5.000 ^{***} (1.000)	5.000 ^{***} (1.000)
LL	11.424	3.799
AIC	-14.825	0.424
动态 Gumbel Copula		
Ψ_0	1.919 ^{***} (0.476)	-2.024 ^{***} (0.732)
Ψ_1	-1.261 ^{***} (0.459)	0.948(0.681)
Ψ_2	-0.852(0.599)	2.613 ^{***} (0.353)
LL	18.138	15.326
AIC	-30.262	-24.638
动态 Rotated Gumbel Copula		
Ψ_0	2.082 ^{***} (0.231)	-2.377 ^{***} (0.060)
Ψ_1	-1.405 ^{***} (0.288)	1.242 ^{***} (0.130)
Ψ_2	-0.798(0.486)	2.666 ^{***} (0.231)
LL	21.301	18.670
AIC	-36.589	-31.327

注：此表报告了动态 Copula 模型的参数估计值，其样本区间为 2006 年 8 月 31 日至 2014 年 4 月 22 日。() 内数字为参数估计的标准差。动态 Copula 方程在公式 (3-17)、(3-18) 及公式 (3-21) 至 (3-24) 中定义。LL 为对数极大似然值，AIC 为赤池信息量准则，***, **, * 分别表示在 1%, 5% 和 10% 水平上显著。

3.4.3 国际原油期货市场与我国能源股票市场的动态相依度

正如 3.2 节所介绍的，相比线性相关系数，Kendall 秩相关系数 τ 可以捕捉到市场间相依关系的非线性特征，因此，为了全面展示国际原油期货市场与我国能源股票市场之间的相依性，在市场间的平均相依程度 (Average dependence) 方面，本章不仅报告了市场间的动态线性相关系数 ρ_t ，也报告了市场间的动态 Kendall τ_t 值。在动态

Gaussian Copula 和 Student-*t* Copula 函数中，动态线性相关系数 ρ_t 可以很容易地得到，而借助公式 $t_i = (2/\rho)\sin^{-1}(r_i)$ 便可将其转化成动态 Kendall τ_t 值；在动态 Gumbel Copula 及其旋转函数 Rotated Gumbel Copula 中，动态 Kendall τ_t 值可通过公式 $\tau_t = (\delta_t - 1)/\delta_t$ 得到，而线性相关系数 ρ_t 则需要模拟（Simulation）生成。鉴于此，本章采用 Elliott and Timmermann (2013, 第 16 章) 的模拟方法计算动态 Gumbel Copula 及其旋转函数 Rotated Gumbel Copula 的动态线性相关系数 ρ_t ，其具体计算公式如下所示：

$$E_{t-1} \left[F_{OP}^{-1}(u_t) F_{stock}^{-1}(v_t) \right] \approx \frac{1}{S} \sum_{s=1}^S F_{OP}^{-1}(u_t) F_{stock}^{-1}(v_t) \quad (3-23)$$

其中， $(u_t, v_t) \sim iid C(\delta_t)$ ， $s = 1, 2, \dots, S$ ； S 为仿真模拟的次数（比如 $S=1000$ ）。若 Copula 函数是动态的，由于每日 Copula 函数的参数估计值不同，则需要逐日进行仿真模拟，比如本章设定每日进行 1000 次仿真模拟，那么在每日内就会得到 1000 个模拟的 u 和 v ，然后通过公式（3-23）便得到该日的线性相关系数 ρ ，在整个样本期间重复上述操作，便可以得到整个样本时期的动态相关系数 ρ_t ²³。

(1) 国际原油期货市场对我国传统化石能源股票市场的动态相依度

图 3-1 展示了国际原油期货市场对我国传统化石能源股票市场之间的平均相依程度（包括动态线性相关系数 ρ_t 和 Kendall 秩相关系数 τ 值）。国际原油期货市场对我国传统化石能源股票市场之间的动态相依度由动态 Gaussian Copula 函数获得。对于市场组合 OP-CO 来说，在 2008 年下半年，伴随全球金融危机的到来，市场间的相关系数出现了急剧上涨，但是同年底之前便很快恢复到危机前水平；动态 Kendall τ_t 的变化趋势与动态线性相关系数的变动趋势基本保持一致，在数值上相对低于动态线性相关系数 ρ_t 。

由于动态 Gaussian Copula 函数可以准确刻画市场组合 OP-CO 的相依性，那么意味着国际原油期货市场对我国传统化石能源股票市场收益率分布的尾部是相互独立的。

²³ 当样本数量很大的时候，仿真模拟会导致巨大的计算量负担。为了减轻逐日仿真模拟的计算量，具体方法可参见 Elliott and Timmermann (2013) 的方法（第 16 章, p.947）。

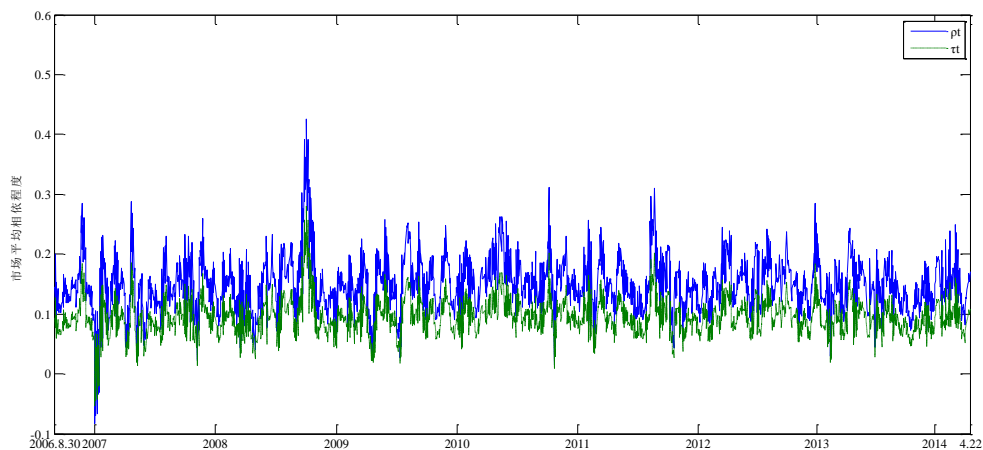


图 3-1 国际原油期货市场与我国传统化石能源股票市场的动态平均相依度走势

(2) 国际原油期货市场与我国新能源股票市场的动态相依度

图 3-2 展示了国际原油期货市场与我国新能源股票市场之间的平均相依程度（包括动态线性相关系数 ρ_t 和 Kendall 秩相关系数 τ_t 值）。国际原油期货市场与我国新能源股票市场之间的动态相依度由动态 Rotated Gumbel Copula 函数得到。对于市场组合 OP-NE 来说，其相依程度的变动也在 2008 年下半年金融危机发生之后出现了急剧的上升，上涨幅度比市场组合 OP-CO 的更大更明显，同样地，此种急速上涨现象也很快消失，甚至在 2008 年末至 2009 年初，市场组合 OP-NE 的相依程度基本接近于 0；考虑到市场相依程度非线性特征的动态 Kendall τ_t 的变化趋势与动态线性相关系数 ρ_t 的变动趋势基本保持一致，其数值相对低于前者。

此外，相比由动态 Gaussian Copula 函数得到的动态相依程度，由动态 Rotated Gumbel Copula 得到的市场相依度不存在负值的情况，这与动态 Rotated Gumbel Copula 和动态 Gaussian Copula 函数的公式设定有关，一般来讲，Gumbel Copula 函数只可描述变量间的非负相关关系。

既然动态 Rotated Gumbel Copula 函数可以最好地刻画市场组合 OP-NE 的相依结构，那么，其上尾部相关程度为 0 而动态下尾部相关程度在图 3-3 中展示。从图 3-3 可以看出，市场组合 OP-NE 的动态下尾部相关系数与其市场平均相依程度的走势基本一致，在 2008 年下半年出现急剧上涨但很快便出现了下跌，并维持在危机前水平；动态下尾部的剧烈变动说明新能源股票投资者十分需要对市场极端风险进行防范。

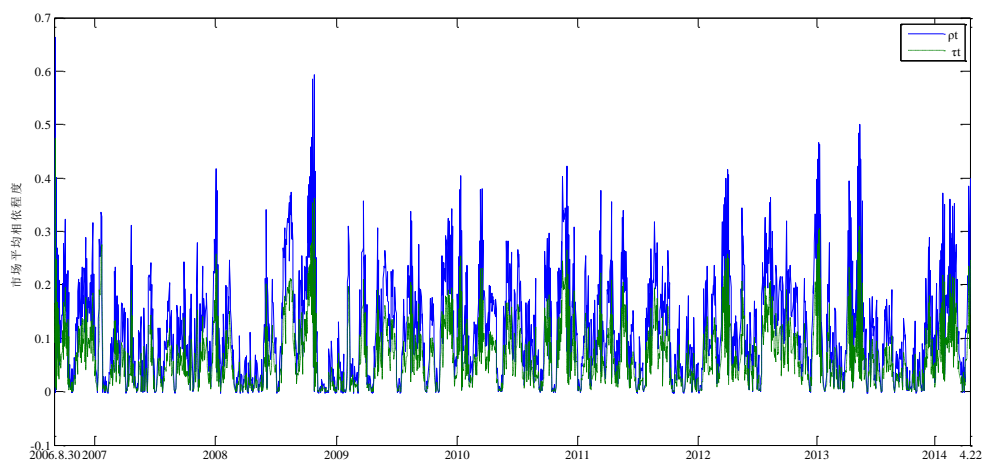


图 3-2 国际原油期货市场与我国新能源股票市场的动态平均相依度走势

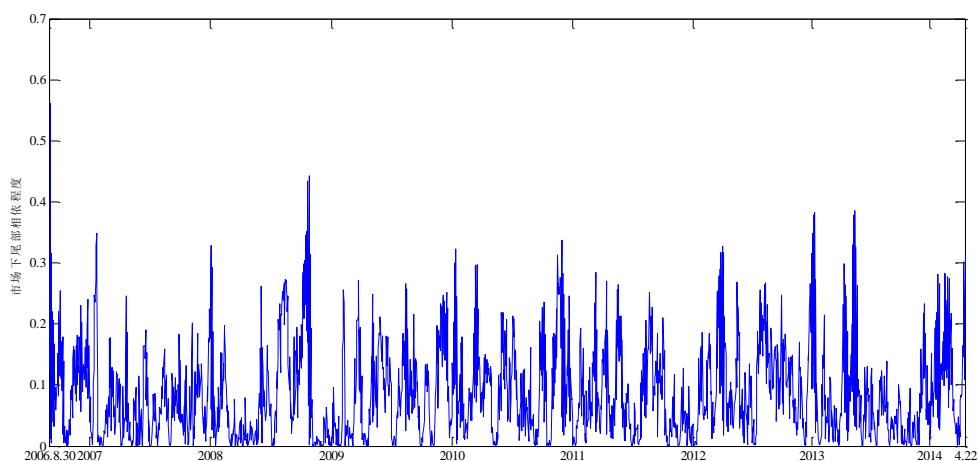


图 3-3 国际原油期货市场与我国新能源股票市场的动态下尾部相依度走势

综合比较图 3-1 和图 3-2 后发现，市场组合 OP-CO 平均相依度的数值较 OP-NE 的更高，而其相依度的变动幅度小于市场组合 OP-NE 相依度的变动，此实证结果一方面确认了 2.4.1 节的相关结论，即不仅国际原油期货市场对我国传统化石能源股票市场产生显著的收益率溢出效应，我国传统化石能源股票市场也对国际原油期货市场具有明显的收益率溢出效应，说明这两个市场的关系更为紧密，另一方面，这也再次说明了我国新能源公司尚处于初级发展阶段，其投资风险较我国传统化石能源股票市场更高，与油价这一风险因素相依程度的大幅度变动，意味着新能源股票投资者的投机性和新

能源股票市场同时也受到更多其它因素干扰的现实。

3.4.4 子样本期间的实证分析

正如第二章子样本期间的实证分析所述，在国际原油期货价格的剧烈波动和平静时期，国际原油期货市场与我国能源股票市场之间的溢出效应发生了显著的变化，那么，面对国际油价的剧烈变动，相对应地，我国能源股票价格与国际原油期货价格的相关结构和相依程度会发生怎样的显著变化呢？为此，依照第二章的实证思路，这里仍然进一步考察子样本时期国际原油期货市场与我国能源股票市场之间的相依性。

表 3-6 报告了子样本时期国际原油期货与我国能源公司股票收益率边缘分布模型的参数估计值。依据该表，可以得到以下结论：

首先，从条件均值方程可以发现，无论在剧烈波动时期还是在平静时期，对于我国能源股票市场来说，滞后一阶收益率的系数 φ_i 不统计显著；对于国际原油期货市场来说，在剧烈波动时期，该系数显著，而在平静时期，此系数不再统计显著。

其次，依据条件波动率方程的参数估计值可以发现， t 时期国际原油期货的条件波动率不仅依赖于 $t-1$ 时期的条件波动率而且与 $t-1$ 时期有关波动的信息也显著相关；国际原油期货市场条件波动的杠杆效应在两个子样本时期均统计显著；显著的峰度系数 η_i (η_i 的估计值均大于 4) 再次确认了国际原油期货收益率“尖峰胖尾”的分布特征。对于我国能源股票市场来说，在剧烈波动时期， t 时期的条件波动率同时依赖于 $t-1$ 时期的条件波动率以及有关波动的信息，然而，在平静时期， t 时期的条件波动率只依赖于滞后一期的条件波动率；在剧烈波动时期，我国能源股票市场的条件波动率不存在非对称的杠杆效应，而在平静时期，该杠杆效应则是统计显著的；此外，两个子样本时期中我国能源股票市场收益率的峰度系数 η_i (η_i 的估计值均大于 4) 均显著，也再次确认了我国能源股票收益率“尖峰胖尾”的分布特征。

表 3-6 子样本时期 AR(1)-GJR(1,1)-skewed- t 的参数估计结果

	OP		CO		NE
Panel A: 剧烈波动时期					
条件均值方程					
μ_{OP}	0.084(0.079)	μ_{CO}	0.242**(0.101)	μ_{NE}	0.147(0.091)
φ_{OP}	-0.090**(0.036)	φ_{CO}	0.005(0.038)	φ_{NE}	-0.004(0.034)
条件波动率方程					
ω_{OP}	0.084*(0.049)	ω_{CO}	0.343(0.211)	ω_{NE}	0.322**(0.137)
$\alpha_{OP,1}$	0.029(0.020)	$\alpha_{CO,1}$	0.063*(0.033)	$\alpha_{NE,1}$	0.106**(0.043)
β_{OP}	0.930*** (0.017)	β_{CO}	0.888*** (0.043)	β_{NE}	0.848*** (0.035)
$\alpha_{OP,2}$	0.058*(0.034)	$\alpha_{CO,2}$	0.028(0.040)	$\alpha_{NE,2}$	0.034(0.047)
η_{OP}	8.488*** (2.277)	η_{CO}	6.512*** (1.623)	η_{NE}	5.817*** (1.377)
$\phi_{0,OP}$	-0.072(0.053)	$\phi_{0,CO}$	-0.070(0.053)	$\phi_{0,NE}$	-0.301*** (0.054)
模型诊断性结果					
$Q_{20}(z_{OP})$	0.897	$Q_{20}(z_{CO})$	0.226	$Q_{20}(z_{NE})$	0.095
$Q_{20}(z_{OP}^2)$	0.030	$Q_{20}(z_{CO}^2)$	0.992	$Q_{20}(z_{NE}^2)$	0.965
$ARCH_5(z_{OP})$	0.038	$ARCH_5(z_{CO})$	0.897	$ARCH_5(z_{NE})$	0.952
Panel B: 平静时期					
条件均值方程					
μ_{OP}	-0.002(0.048)	μ_{CO}	-0.086** (0.040)	μ_{NE}	-0.039(0.050)
φ_{OP}	-0.024(0.032)	φ_{CO}	-0.031(0.031)	φ_{NE}	0.020(0.033)
条件波动率方程					
ω_{OP}	0.055** (0.029)	ω_{CO}	0.011(0.008)	ω_{NE}	0.116*(0.063)
$\alpha_{OP,1}$	0.021(0.016)	$\alpha_{CO,1}$	0.011(0.009)	$\alpha_{NE,1}$	0.009(0.017)
β_{OP}	0.924*** (0.021)	β_{CO}	0.974*** (0.009)	β_{NE}	0.915*** (0.035)
$\alpha_{OP,2}$	0.074*** (0.027)	$\alpha_{CO,2}$	0.018*(0.011)	$\alpha_{NE,2}$	0.058** (0.027)
η_{OP}	6.633*** (1.318)	η_{CO}	4.720*** (0.828)	η_{NE}	9.762*** (3.212)
$\phi_{0,OP}$	-0.111** (0.045)	$\phi_{0,CO}$	-0.028(0.043)	$\phi_{0,NE}$	-0.143*** (0.048)
模型诊断性结果					
$Q_{20}(z_{OP})$	0.780	$Q_{20}(z_{CO})$	0.896	$Q_{20}(z_{NE})$	0.967
$Q_{20}(z_{OP}^2)$	0.413	$Q_{20}(z_{CO}^2)$	0.105	$Q_{20}(z_{NE}^2)$	0.460
$ARCH_5(z_{OP})$	0.306	$ARCH_5(z_{CO})$	0.225	$ARCH_5(z_{NE})$	0.591

注：此表报告了 AR(1)-GJR(1,1)-skewed- t 模型的参数估计值，剧烈波动时期的样本区间为 2006 年 8 月 31 日至 2009 年 12 月 31 日，平静时期的样本区间为 2010 年 1 月 4 日至 2014 年 4 月 22 日。() 内数字为参数估计的标准差；条件均值方程与条件波动率方程的参数在公式 (3-11) 及公式 (3-14) 中定义；模型诊断结果中报告的是对 AR(1)-GJR(1,1)-skewed- t 模型的标准化残差及其平方进行 Ljung-Box Q 检验及 ARCH 效应检验 (Engle's LM test) 的 p 值，Ljung-Box Q 检验的滞后阶数是 20，ARCH 效应检验的滞后阶数是 5。***, **, * 分别表示在 1%, 5% 和 10% 水平上显著。

表 3-6 的标准化残差诊断性检验结果以及表 3-7 的边缘分布拟合优度检验结果均说明条件均值方程与条件波动率方程可以很好地刻画子样本时期国际原油期货与我国能

源股票的收益率与波动率特征。在表 3-6 中, Ljung-Box Q 自相关检验及 Engle's LM 检验结果显示模型的标准化残差中不存在自相关特征和 ARCH 效应; 在表 3-7 中, LM 检验、K-S 及 A-D 检验结果显示边缘分布标准化残差的概率积分转换在 5% 的显著性水平下均不存在序列相关特征且服从 $(0, 1)$ 均匀分布。

表 3-7 边缘分布的拟合优度检验 (Goodness-of-fit test)

	OP	CO	NE
Panel A: 剧烈波动时期			
First moment LM 检验	0.732	0.160	0.097
Second moment LM 检验	0.460	0.237	0.371
Third moment LM 检验	0.929	0.558	0.390
Fourth moment LM 检验	0.699	0.494	0.530
K-S 检验	0.803	0.626	0.717
A-D 检验	0.604	0.551	0.659
Panel B: 平静时期			
First moment LM 检验	0.589	0.955	0.999
Second moment LM 检验	0.203	0.051	0.501
Third moment LM 检验	0.257	0.931	0.902
Fourth moment LM 检验	0.484	0.140	0.680
K-S 检验	0.556	0.665	0.611
A-D 检验	0.726	0.675	0.696

注: 此表报告了边缘分布拟合优度检验的 p 值, 剧烈波动时期的样本区间为 2006 年 8 月 31 日至 2009 年 12 月 31 日, 平静时期的样本区间为 2010 年 1 月 4 日至 2014 年 4 月 22 日。LM 检验的零假设是从边缘分布模型中得到的变量 u_t 和 v_t 的 1-4 阶矩 (Moments) 不存在序列相关。具体来说, LM 检验是通过 $(u_t - \bar{u})^k$ 和 $(v_t - \bar{v})^k$ 对各自变量的滞后 20 阶做回归 ($k = 1, 2, 3, 4$) 从而得到 LM 检验统计值, 该检验值服从 χ_{20}^2 分布。K-S 和 A-D 分别指代的是 Kolmogorov-Smirnov 和 Anderson-Darling 检验, 其零假设是边缘分布模型是充分适当的。 P 值低于 0.05 意味着拒绝“模型不存在设定偏误”的零假设。

表 3-8 显示了子样本时期动态 Copula 函数的参数估计结果。具体结论如下所示:

在剧烈波动时期, 对数极大似然值和 AIC 值显示动态 Gaussian Copula 和动态 Rotated Gumbel Copula 可以分别最准确地刻画该时期国际原油期货市场与我国传统化石能源股票市场及国际原油期货与我国新能源股票市场之间的相依性, 此结果与整体样本时期的实证结果保持一致。在平静时期, 对数极大似然值和 AIC 值显示动态 Gaussian Copula 和动态 Gumbel Copula 可以分别最准确地描述该时期国际原油期货市场与我国传统化石能源股票市场及国际原油期货市场与我国新能源股票市场之间的相依性。

以上两个子样本时期的实证结果说明, 与我国传统化石能源股票市场相比, 我国

新能源股票市场更容易受到国际原油市场极端风险的影响。

表 3-8 子样本时期 Copula 函数的参数估计结果

	OP-CO	OP-NE
Panel A: 剧烈波动时期		
动态 Gaussian Copula		
Ψ_0	0.386 ^{***} (0.135)	0.247 ^{***} (0.077)
Ψ_1	-1.729 ^{***} (0.295)	-1.734 ^{***} (0.313)
Ψ_2	0.753 ^{***} (0.260)	0.787 ^{***} (0.290)
LL	9.896	6.087
AIC	-13.762	-6.143
动态 Student- <i>t</i> Copula		
Ψ_0	0.165(0.160)	0.064(0.088)
Ψ_1	0.387(1.363)	0.831(1.256)
Ψ_2	0.184(0.173)	0.182(0.199)
ν^c	5.000 ^{***} (1.000)	5.000 ^{***} (1.000)
LL	8.745	4.543
AIC	-9.439	-1.035
动态 Gumbel Copula		
Ψ_0	2.591 ^{***} (0.213)	-2.033 ^{***} (0.192)
Ψ_1	-1.623 ^{***} (0.286)	0.864 ^{***} (0.216)
Ψ_2	-1.975 ^{***} (0.448)	3.020 ^{***} (0.400)
LL	9.498	8.748
AIC	-12.966	-11.465
动态 Rotated Gumbel Copula		
Ψ_0	2.223 ^{***} (0.134)	2.429 ^{***} (0.099)
Ψ_1	-1.100 ^{***} (0.221)	-1.150 ^{***} (0.153)
Ψ_2	-2.855 ^{***} (0.462)	-3.086 ^{***} (0.315)
LL	8.815	11.757
AIC	-11.599	--17.483
Panel B: 平静时期		
动态 Gaussian Copula		
Ψ_0	0.236(0.209)	0.476 ^{***} (0.166)
Ψ_1	0.792(1.074)	-1.527 ^{**} (0.751)
Ψ_2	-0.205(0.206)	0.224(0.260)
LL	14.843	10.343
AIC	-23.661	-14.662
动态 Student- <i>t</i> Copula		
Ψ_0	0.155(0.190)	0.134(0.241)
Ψ_1	1.102(1.117)	0.725(2.236)

表 3-8 (续)

Ψ_2	-0.080(0.110)	0.091(0.157)
v^c	5.000*** (1.000)	5.000*** (1.000)
LL	2.766	-0.181
AIC	2.508	8.402
动态 Gumbel Copula		
Ψ_0	2.066*** (0.794)	2.116*** (0.188)
Ψ_1	-1.444* (0.821)	-1.267*** (0.279)
Ψ_2	-0.643(0.627)	-1.501*** (0.736)
LL	9.650	10.363
AIC	-13.275	-14.702
动态 Rotated Gumbel Copula		
Ψ_0	-0.708(0.499)	2.233*** (0.258)
Ψ_1	0.814(0.516)	-1.477*** (0.391)
Ψ_2	0.407(0.481)	-1.197* (0.759)
LL	13.753	9.105
AIC	-21.482	-12.185

注：此表报告了动态 Copula 模型的参数估计值，剧烈波动时期的样本区间为 2006 年 8 月 31 日至 2009 年 12 月 31 日，平静时期的样本区间为 2010 年 1 月 4 日至 2014 年 4 月 22 日。() 内数字为参数估计的标准差。动态 Copula 方程在公式 (3-17)、(3-18) 及公式 (3-21) 至 (3-24) 中定义。LL 为对数极大似然值，AIC 为赤池信息量准则，***, **, * 分别表示在 1%, 5% 和 10% 水平上显著。

为了更清晰地比较国际原油期货市场与我国能源股票市场分别在整体样本时期和子样本时期的动态相依关系，这里同时提供了各时期市场相依性的基本描述性统计值和相依关系的动态走势图。

表 3-9 子样本时期国际原油期货市场与我国能源股票市场相依度的描述性统计特征

	整体样本期间		剧烈波动时期		平静时期	
	ρ_t	τ_t	ρ_t	τ_t	ρ_t	τ_t
OP-CO 平均市场相依程度						
均值	0.149	0.095	0.126	0.081	0.164	0.105
标准差	0.047	0.030	0.091	0.059	0.050	0.032
最大值	0.426	0.280	0.612	0.419	0.307	0.199
最小值	-0.083	-0.053	-0.235	-0.151	-0.013	-0.008
OP-NE 平均市场相依程度						
均值	0.116	0.065	0.130	0.075	0.116	0.076
标准差	0.098	0.060	0.127	0.077	0.058	0.036
最大值	0.663	0.475	0.723	0.517	0.300	0.214
最小值	-0.002	0.000	0.004	0.000	0.008	0.004
OP-NE 尾部相依程度						
均值	0.086		0.098		0.102	
标准差	0.077		0.097		0.047	

表 3-9 (续)

最大值	0.561	0.603	0.276
最小值	0.000	0.000	0.006

注：此表报告了国际原油期货市场对我国能源股票市场之间相依程度的基本描述性统计值。同时整体样本时期的相依程度值作为参考依据 ρ_t 为市场间的动态线性相关系数， τ_t 为市场间的 Kendall τ 值。整体样本时期为 2006 年 8 月 31 日至 2014 年 4 月 22 日；其中，剧烈波动时期的样本区间为 2006 年 8 月 31 日至 2009 年 12 月 31 日，平静时期的样本区间为 2010 年 1 月 4 日至 2014 年 4 月 22 日。对市场组合 OP-CO 来说，动态 Gaussian Copula 在各时期均为最优的 Copula 函数；对市场组合 OP-NE 来说，动态 Rotated Gumbel Copula 函数在整体样本期间和剧烈波动时期是最优的 Copula 函数，而在平静时期，动态 Gumbel Copula 是最优的 Copula 函数；相对应地，OP-NE 在整体样本期间和剧烈波动时期存在动态下尾部相关系数，在平静时期存在动态上尾部相关系数。

(1) 国际原油期货市场对我国传统化石能源股票市场子样本时期的动态相依度

结合表 3-9 及图 3-4 可以看出，与整体样本时期的实证结果相同，国际原油期货与我国传统化石能源股票市场之间的相依关系在 2008 年下半年，伴随全球金融危机的蔓延，出现了急剧的上涨但很快恢复至危机前水平；从数值上来看，OP-CO 的动态相依程度在大多数情况下为正且接近于 0，其中，市场间的动态 Kendall τ_t 值相应地小于其动态线性相关系数 ρ_t 值。在平静时期，国际原油期货与我国传统化石能源股票市场之间相依程度的变动明显更加稳定，没有剧烈波动时期金融危机发生后急剧的上涨和下跌现象；该市场组合的动态 Kendall τ_t 值整体小于其动态线性相关系数 ρ_t 值，二者均大致在 0.1 附近上下变动，平均来看，此样本时期市场组合 OP-CO 的平均相依程度高于该组合剧烈波动时期的水平，接近于整体样本期间市场组合 OP-CO 的平均相依程度。

既然相比整体样本的实证结果，在剧烈波动时期和平静时期，国际原油期货市场对我国传统能源股票市场之间的相关结构没有发生显著变化，那么在子样本时期，市场组合 OP-CO 的上下尾部相关系数均为 0。

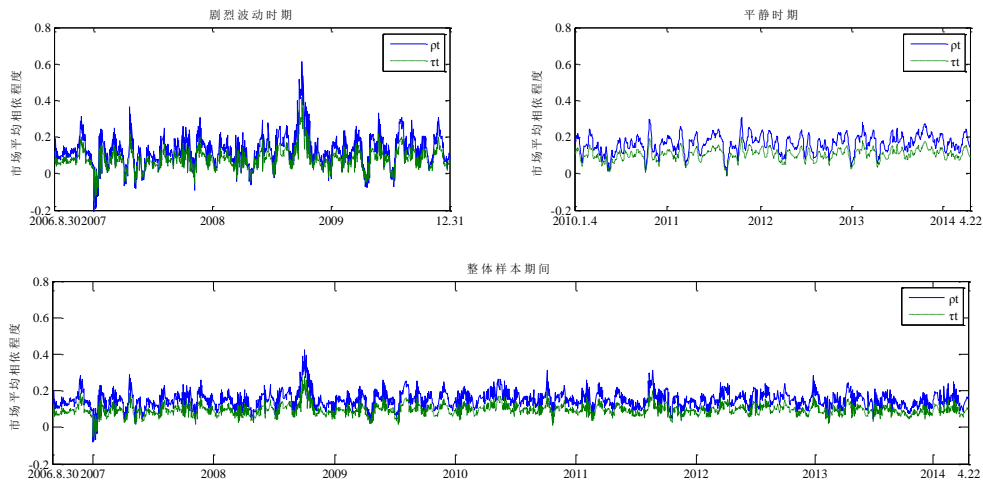


图 3-4 子样本时期国际原油期货市场和我国传统化石能源股票市场的动态相依度走势

(2) 国际原油期货市场与我国新能源股票市场子样本时期的动态相依度

根据表 3-9 及图 3-5 可以看出，同样与整体样本时期的实证结果一致，国际原油期货市场与我国新能源公司股票市场间的动态相依程度在 2008 年下半年，伴随着金融危机的出现而发生了急剧上涨，但很快下降至接近于 0 的相关水平；2009 年初，国际原油期货市场和我国新能源股票市场之间的相关程度再次出现急速的上涨和下跌过程；从数值上来看，大多数情况下，市场组合 OP-NE 的相依程度为正且接近于 0，而最高水平也可达到 0.7，其的动态线性相关系数 ρ_t 的值整体大于其动态 Kendall τ_t 值。平静时期，国际原油期货市场和我国新能源股票市场间的相依关系明显比剧烈波动时期的相依关系平稳，同样没有剧烈波动时期的急速上涨和下跌，市场组合 OP-NE 的动态 Kendall τ_t 值整体上也小于其动态线性相关系数 ρ_t 的数值，该时期市场组合 OP-NE 的平均动态 Kendall τ_t 值高于该组合剧烈波动时期的水平，其市场组合的平均相依程度接近于整体样本期间该市场组合的平均相依程度。

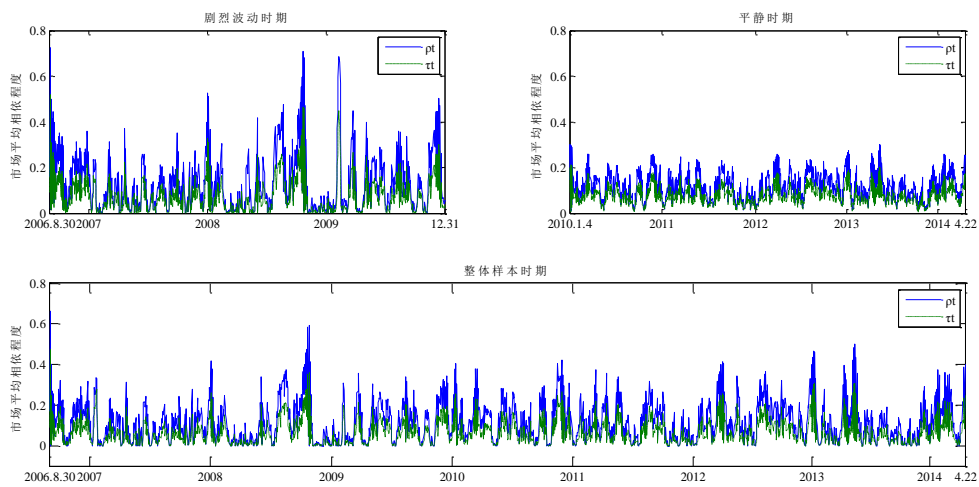


图 3-5 子样本时期国际原油期货市场和我国新能源股票市场的动态相依度走势

既然相比整体样本的实证结果，在剧烈波动时期，国际原油期货市场与我国新能源股票市场之间的相关结构没有发生显著变化，市场组合 OP-NE 的上尾部相关系数是 0，只存在下尾部相关系数；而在平静时期，动态 Gumbel Copula 函数是最优模型，因此其下尾部相依程度为 0，只存在动态上尾部相关系数。结合表 3-9 和图 3-6 可以看出，对比整体样本区间的实证结果，剧烈波动时期的国际原油期货市场与我国新能源股票市场之间的下尾部相依程度的变动更加剧烈，暗示了此样本时期，投资者需要更加关注我国新能源股票投资极端下行风险的防范，特别在 2008 年下半年至 2009 年初，下尾部相关系数出现了剧烈的上涨和下跌，其最低值接近 0 值而最高值达到 0.6 左右；在平静时期，市场组合 OP-NE 上尾部相关系数的变动幅度小于其在剧烈波动时期的下尾部相关系数，在大多数情况下，数值在 0.1 附近上下浮动²⁴。

²⁴ 与第二章类似，需要指出的是，在子样本分析和能源子产业部门分析中，由于样本数量的减少可能会造成市场相依性估计的精确度有所降低。

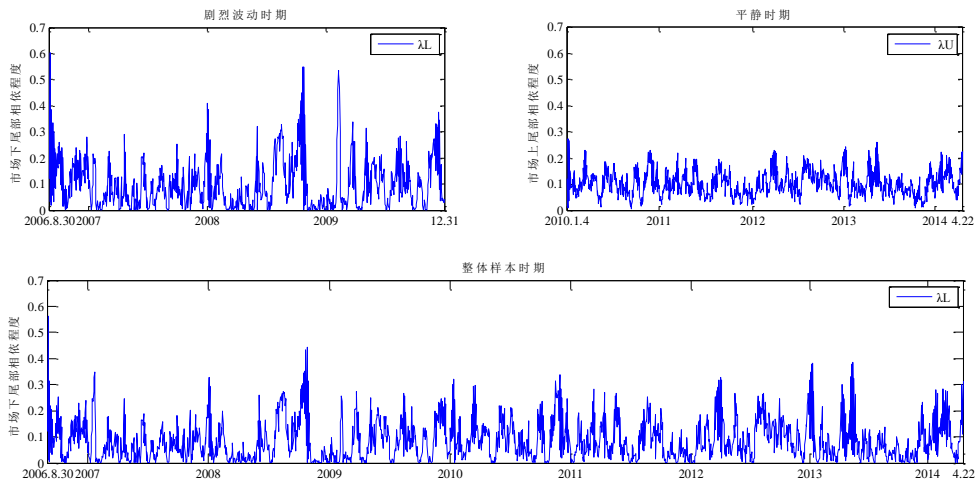


图 3-6 子样本时期国际原油期货市场与我国新能源股票市场的动态尾部相依度走势

综上所述，市场组合 OP-NE 的动态相依度小于市场组合 OP-CO 的动态相依程度，但是市场组合 OP-NE 动态相依程度的波动幅度大于市场组合 OP-CO 相依度的波幅。不论在剧烈波动时期还是在平静时期，国际原油期货市场与我国传统化石能源股票市场相依性没有发生结构性变化，而国际原油期货市场与我国新能源股票市场之间相依程度的变动显然更剧烈并且发生了市场相依结构的变化；同时，在剧烈波动时期国际原油期货与我国新能源股票市场的下尾部相依程度的变动也大于其在平静时期的上尾部相依程度。

总体而言，3.4.4 节所展示的子样本时期国际原油期货市场与我国能源股票市场的动态相依度走势与 3.4.3 节所展示的整体样本时期市场之间动态相依度走势分别在剧烈波动时期和平静时期的表现是相一致的。其中包括三个显著特点：第一，伴随着全球金融危机的发生，国际原油期货市场与我国能源股票市场的平均相依程度在 2008 年下半年出现急剧上涨，但是很快就恢复至金融危机发生之前的水平，甚至比危机前水平更低；第二，在平静时期，市场平均相依程度的变动与剧烈波动时期的变动幅度较为一致，而平静时期市场之间的平均相关程度反而会高于剧烈波动时期市场之间的相关水平；第三，国际原油期货市场与我国新能源股票市场平均相依度的变动幅度明显大于国际原油期货市场与我国传统化石能源股票市场平均相依度的变动幅度，且我国新能源股票市场更容易受到国际原油价格极端风险的影响。

与第二章的实证分析一致，以上的实证分析结果反复说明了我国新能源股票市场

尚处于初级发展阶段，投资者的投机性较强、投资风险较大，从而在金融危机期间，投资者对新能源股票市场表现出更大程度的担忧，其极端风险（特别是下尾部风险）显著于我国传统化石能源股票市场；同时，相比国际原油期货与我国传统化石能源股票较为稳定的相依关系，国际原油期货市场与我国新能源股票市场的相依程度出现更大的变动，也说明了除了国际原油价格之外，我国新能源股票市场可能受到更多其他因素的干扰；此外，与第二章结论相同，这里发现剧烈波动时期国际原油期货市场与我国能源股票市场急剧上升的平均相依程度并没有显著的持续性，反而平均来看，在平静时期市场之间的平均相依程度更加紧密，这也说明了全球金融危机期间我国一系列的经济刺激政策减弱了国际原油市场对我国股票市场的冲击，继而减弱了二者之间的相依程度，这一推断从图 2-1 中也可以找到依据，该图显示 2008 年下半年金融危机发生之后我国能源股票市场发生了温和的下跌而国际原油期货市场经历了急剧下跌，2009 年期间我国能源市场的上涨比国际原油期货市场更明显和持续。这里结合 Wen et al. (2012) 有关国际原油市场与我国整体股票市场金融传染现象的分析可以做进一步推断，当金融危机发生之后，由于宏观经济基础变得极不稳定和不确定，投资者的风险偏好和行为趋于一致，因此市场之间的相关程度会显著提高，对于我国整体股票市场与国际原油市场而言，虽然 Wen et al. (2012) 发现其金融传染效应比较微弱，但市场间的相关性数值从 2008 年下半年在至 2010 年底一直维持在高位水平，而相对比地，对于国际原油期货市场与其理应有更直接关系的我国能源股票市场而言，其相依程度在 2008 年底便恢复到危机发生前的水平，这说明相比整体股票市场，政府保护政策对我国能源股票市场的作用更显著；然而随着全球经济回暖信号的逐步增强，再加上我国 2010 年后对成品油定价机制的逐渐理性改善和一系列新能源政策的颁布，使得国际原油期货市场与我国能源股票市场之间的平均相依程度在平静时期逐渐加强。

3.4.5 能源子产业部门的实证分析

正如第二章实证结果所示，相比整体能源产业部门，我国能源子产业部门与国际原油期货市场的相关关系出现了一些不同，那么，为了避免国际原油期货市场与我国能源整体产业部门股票市场之间的相关程度和相依结构掩饰了国际原油期货市场与我国能源子产业部门股票市场之间的相依性，本章依照第二章的实证思路，仍然进一步

考察国际原油期货市场对我国传统化石能源（新能源）子产业部门的相依程度和相依结构。

(1) 我国传统化石能源产业子产业部门的实证分析

如表 2-9 所示，我国传统化石能源子产业部门（油气产业部门和煤炭产业部门）的收益率整体存在“尖峰胖尾”、非正态性及自相关性的特征，因此，这里仍然使用 AR(1)-GJR(1,1)-skewed- t 模型来构建其边缘分布。表 3-9 报告了国际原油期货市场对我国化石能源子产业部门股票收益率边缘分布的参数估计值。

从条件均值方程来看，只有国际原油期货市场对滞后一阶的收益率对自身当前的收益率具有显著影响（系数 φ_{OP} 统计显著），而对于我国油气产业和煤炭产业的股票收益率而言，滞后一阶的收益率对自身的当前收益率不存在显著影响（系数 $\varphi_{Oil \& gas}$ 、 φ_{Coal} 统计显著）。从条件波动率方程来看，代表资产滞后一期的短期扰动对当前条件波动影响的系数 $\alpha_{i,1}$ 及代表资产滞后一期的条件波动对当前条件波动影响的系数 β_i 在三个市场上均是显著的，说明国际原油期货市场对我国传统化石能源子产业部门股票市场的波动率均存在显著的持续性，并与前期有关的波动信息显著相关；同时，条件波动的杠杆效应在国际原油期货市场和我国油气产业部门股票市场上统计显著，而该效应在我国煤炭产业部门股票市场则非统计显著；此外，峰度系数 η_i （ η_i 的估计值均大于或接近 4）均统计显著，再次确认了收益率分布超额峰度的存在，而其非对称参数 φ_i （ φ_i 的估计值均不等于 0）只在国际原油期货市场上显著，在我国油气产业部门和煤炭产业部门股票市场不统计显著。

表 3-10 国际原油期货市场对我国化石能源子产业部门股票收益率 AR(1)-GJR(1,1)-skewed- t 模型的参数估计值

	OP ($i=OP$)	Oil & gas ($i=Oil \& gas$)	Coal ($i=coal$)
条件均值方程			
μ_i	0.021(0.041)	-0.011(0.033)	-0.054(0.056)
φ_i	-0.054** (0.023)	-0.035(0.022)	0.009(0.023)
条件波动率方程			
ω_i	0.029*(0.014)	0.008*(0.005)	0.006(0.012)
$\alpha_{i,1}$	0.026** (0.012)	0.052*** (0.013)	0.027** (0.008)
β_i	0.939*** (0.010)	0.963*** (0.007)	0.972*** (0.007)
$\alpha_{i,2}$	0.058*** (0.019)	-0.027** (0.013)	0.005(0.010)

表 3-10 (续)

η_i	7.259*** (1.139)	3.966*** (0.459)	5.443*** (0.844)
$\phi_{0,i}$	-0.094*** (0.034)	-0.005 (0.032)	-0.051 (0.034)
模型诊断性结果			
$Q_{20}(z_i)$	0.656	0.674	0.396
$Q_{20}(z_i^2)$	0.608	1.000	0.037
$ARCH_5(z_i)$	0.571	0.936	0.153

注：此表报告了 AR(1)-GJR(1,1)-skewed- t 模型的参数估计值，其样本区间为 2006 年 8 月 31 日至 2014 年 4 月 22 日。() 内数字为参数估计的标准差；条件均值方程与条件波动率方程的参数在公式 (3-11) 及公式 (3-14) 中定义；模型诊断结果中报告的是 AR(1)-GJR(1,1)-skewed- t 模型的标准化残差及其平方进行 Ljung-Box Q 检验及 ARCH 效应检验 (Engle's LM test) 的 p 值，Ljung-Box Q 检验的滞后阶数是 20，ARCH 效应检验的滞后阶数是 5。***, **, * 分别表示在 1%, 5% 和 10% 水平上显著。

表 3-10 的 Ljung-Box Q 自相关检验和 Engle's LM 检验分别说明标准化残差在 1% 的显著性水平下均不存在自相关性及 ARCH 效应；表 3-11 的拟合优度检验结果进一步显示，在大多数情况下，边缘分布标准化残差的概率积分转换在 5% 的显著性水平下不存在序列相关特征且服从 (0, 1) 均匀分布。由此来看，国际原油期货与我国传统化石能源子产业部门股票市场收益率的边缘分布模型不存在设定偏误，那么，接下来建模使用的 Copula 函数预期可以准确刻画国际原油期货市场与我国传统化石能源子产业部门股票市场之间的相依程度和相依结构。

表 3-11 国际原油期货市场与我国化石能源子产业部门股票收益率边缘分布的拟合优度检验 (Goodness-of-fit test)

	OP	Oil & gas	Coal
First moment LM 检验	0.356	0.437	0.703
Second moment LM 检验	0.560	0.161	0.018
Third moment LM 检验	0.453	0.539	0.501
Fourth moment LM 检验	0.861	0.128	0.046
K-S 检验	0.740	0.759	0.778
A-D 检验	0.761	0.569	0.499

注：此表报告了边缘分布的拟合优度检验的 p 值，其样本区间为 2006 年 8 月 31 日至 2014 年 4 月 22 日。LM 检验的零假设是从边缘分布模型中得到的变量 u_t 和 v_t 的 1-4 阶矩 (Moments) 不存在序列相关。具体来说，LM 检验通过 $(u_t - \bar{u})^k$ 和 $(v_t - \bar{v})^k$ 对各自变量的滞后 20 阶做回归 ($k=1, 2, 3, 4$) 从而得到 LM 检验统计值，该检验值服从 χ^2_{20} 分布。K-S 和 A-D 分别指的是 Kolmogorov-Smirnov 和 Anderson-Darling 检验，其零假设是边缘分布模型是充分适当的。 p 值低于 0.05 意味着“模型不存在设定偏误”的零假设会被拒绝。

表 3-12 显示了国际原油期货市场与我国传统化石能源子产业部门 (油气产业部门和煤炭产业部门) 股票市场的动态 Copula 函数的参数估计结果。对数极大似然值和

AIC 值显示动态 Rotated Gumbel Copula 可以最准确地描述国际原油期货市场与我国传统化石能源子产业部门股票市场之间的相关结构。

表 3-12 国际原油期货市场与我国化石能源子产业部门股票收益率的 Copula 函数参数估计结果

	OP-Oil & gas	OP- Coal
动态 Gaussian Copula		
Ψ_0	0.441 ^{***} (0.096)	0.536 ^{***} (0.077)
Ψ_1	-1.852 ^{***} (0.136)	-1.913 ^{***} (0.204)
Ψ_2	0.490 ^{**} (0.199)	0.312 ^{**} (0.159)
LL	17.247	21.146
AIC	-28.479	-36.278
动态 Student-t Copula		
Ψ_0	0.426 ^{***} (0.100)	0.115(0.288)
Ψ_1	-1.840 ^{***} (0.114)	1.082(2.302)
Ψ_2	0.189(0.168)	0.044(0.105)
ν^c	5.000 ^{***} (1.000)	5.000 ^{***} (1.000)
LL	5.393	9.528
AIC	-2.764	-11.034
动态 Gumbel Copula		
Ψ_0	2.404(0.101)	2.378 ^{***} (0.149)
Ψ_1	-1.233(0.152)	-1.705 ^{***} (0.173)
Ψ_2	-2.770(0.257)	-0.814 ^{***} (0.285)
LL	18.844	17.857
AIC	-31.673	-29.737
动态 Rotated Gumbel Copula		
Ψ_0	2.205 ^{***} (0.128)	2.127 ^{***} (0.200)
Ψ_1	-1.301 ^{***} (0.192)	-1.462 ^{***} (0.227)
Ψ_2	-1.693 ^{**} (0.859)	-0.711 [*] (0.421)
LL	19.351	23.470
AIC	-32.687	-40.927

注：此表报告了动态 Copula 模型的参数估计值，其样本区间为 2006 年 8 月 31 日至 2014 年 4 月 22 日。() 内数字为参数估计的标准差。动态 Copula 方程在公式 (3-17)、(3-18) 及公式 (3-21) 至 (3-24) 中定义。LL 为对数极大似然值，AIC 为赤池信息量准则，***, **, * 分别表示在 1%, 5% 和 10% 水平上显著。

表 3-13 报告了国际原油期货市场与我国传统化石能源子产业部门股票市场相依程度的基本描述性统计。结合市场之间相依度的动态走势图 3-7，可以得到以下结论：

首先，国际原油期货市场与我国油气部门股票市场之间的动态相依关系整体变动非常一致，甚至在全球金融危机发生之后，市场之间的相依程度也没有出现显著上升；

其数值在 0.1 附近左右浮动，其中，动态 Kendall τ_t 值小于其动态线性相关系数的数值，其波动幅度也小于动态线性相关系数；

其次，国际原油期货市场对我国煤炭产业部门股票市场之间的相依程度整体高于国际原油期货市场对我国油气产业部门的相依程度，并且国际原油期货市场对我国煤炭产业股票市场相依程度的变动更稳定。在市场组合 OP-Coal 中，动态线性相关系数在 2008 年下半年至 2009 年末出现了急剧的上涨而后立即恢复到危机前水平，而考虑到非线性相关特征的动态 Kendall τ_t 在此阶段的数值变化并不明显。

再次，相比市场组合 OP-CO 由动态 Gaussian Copula 函数得到的动态相依程度，市场组合 OP-Oil & gas 及市场组合 OP-Coal 由动态 Rotated Gumbel Copula 得到的市场相依度不存在负值的情况，如 3.4.3 节所讨论的，与动态 Gaussian Copula 函数不同，Gumbel Copula 函数一般只能描述变量间的非负相关关系。

表 3-13 国际原油期货市场对我国传统化石能源子产业部门股票市场相依度的描述性统计特征

	OP-CO		OP-Oil & gas		OP-Coal	
	ρ_t	τ_t	ρ_t	τ_t	ρ_t	τ_t
平均市场相依程度						
均值	0.149	0.095	0.130	0.076	0.148	0.088
标准差	0.047	0.030	0.071	0.043	0.034	0.020
最大值	0.426	0.280	0.563	0.359	0.337	0.209
最小值	-0.083	-0.053	0.003	0.000	0.046	0.025
尾部相依程度						
均值	—		0.102		0.102	
标准差	—		0.055		0.047	
最大值	—		0.440		0.276	
最小值	—		0.000		0.006	

注：此表报告了国际原油期货市场对我国油气、煤炭股票市场之间相依程度的基本描述性统计值。同时以国际原油期货市场对我国化石能源整体股票市场的相依程度值作为参考依据。 ρ_t 为市场间的动态线性相关系数， τ_t 为市场间的 Kendall τ 值。样本区间为 2006 年 8 月 31 日至 2014 年 4 月 22 日。对市场组合 OP-CO 来说，动态 Gaussian Copula 为最优的 Copula 函数，因此上下尾部均为 0，该表使用“—”表示；对市场组合 OP-Oil & gas、OP-Coal 来说，动态 Rotated Gumbel Copula 函数是最优的 Copula 函数，因此上尾部为 0，存在下尾部相关系数。

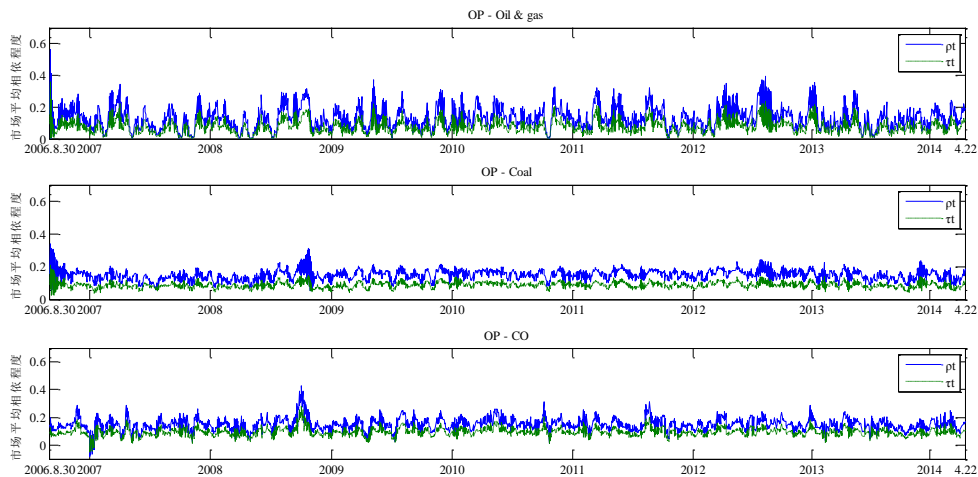


图 3-7 国际原油期货市场与我国油气、煤炭产业部门股票市场的动态相依度走势

以上关于国际原油期货市场与我国油气、煤炭产业部门股票市场平均相依程度动态变化的实证结果与前面分析的国际原油期货市场与我国传统化石能源整体产业市场平均相依性的实证结果基本一致，但是，这里发现甚至在全球金融危机刚刚发生之后（2008年下半年开始），市场平均相依程度也没有发生十分显著的变化，这使得本小节再次推断，相比我国整体股票市场，我国油气产业和煤炭产业部门对我国政府经济保护政策的干预反应地更明显，使得这两个产业部门股票价格不能正确地反映国际油价的波动。进一步地，在这两个子产业之间，可以发现，煤炭产业与国际原油价格的联动性更强，而油气产业与国际原油期货市场相关程度的波动幅度更大，因此意味着煤炭产业股票市场竞争性更强、交易更活跃，而我国油气产业除油价波动之外，受到更多其它因素的干扰，这与我国现实也是相一致的。

既然国际原油期货市场与我国传统化石能源子产业部门（油气部门和煤炭部门）股票市场之间的相依关系均由动态 Rotated Gumbel 函数获得，那么两个市场组合的上尾部相关系数为 0，而下尾部相关系数的动态演化过程分别在图 3-8 中展示。依据图 3-8 可以看出，国际原油期货市场与我国油气部门股票市场之间的下尾部相关系数整体上在 0-0.3 之间波动，并且，与市场平均相依程度一致，在金融危机期间其上涨幅度没有出现显著的变动；而国际原油期货市场与我国煤炭部门股票市场之间的下尾部相关系数整体在 0.05-0.18 之间波动，其波动幅度明显小于国际原油期货市场与我国油气产业部门股票市场之间的尾部相关性，并且在 2008 年下半年至 2008 年末，国际原油期

货市场与我国煤炭部门股票市场之间的下尾部相关性也没有较为明显的变动，该尾部相依程度的实证结果与上述市场的平均相依程度 Kendall τ 变动的结果一致。

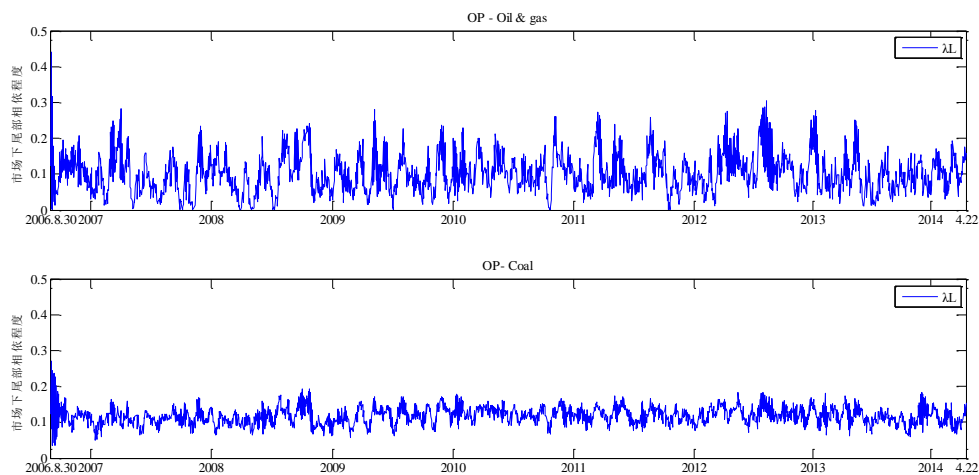


图 3-8 国际原油期货市场与我国油气、煤炭产业部门股票市场的动态下尾部相依度走势

综合国际原油期货市场与我国传统化石能源子产业部门股票市场之间的市场平均相依程度和尾部相依程度，我国煤炭部门股票市场与国际原油期货市场之间的关联程度更加紧密和稳定，这与第二章的实证结果保持一致。此外，可以看出，我国传统化石能源子产业部门与国际原油期货市场之间的相依性比我国传统化石能源整体产业部门与国际原油期货市场间的相依性呈现出明显的下尾部相关性，说明我国传统化石能源子产业股票市场的极端下行风险较总体化石能源产业更显著，2.4.4 节发现国际原油期货市场对我国油气、煤炭产业部门的波动率溢出效应相比对整体化石能源产业部门更明显，也为此结论提供了初步的实证依据。

(2) 我国新能源产业子产业部门的实证分析

依据表 2-12 的实证结果，我国新能源子产业部门（太阳能和风能产业部门）的收益率总体上存在“尖峰胖尾”、非正态性及自相关性的特征，所以，这里仍然使用 AR(1)-GJR(1,1)-skewed- t 模型来构建其边缘分布。表 3-12 报告了国际原油期货市场与我国新能源子产业部门股票收益率边缘分布的参数估计值。

从表 3-14 可以看出，条件均值方程中的所有系数均不统计显著，说明此样本分析中，国际原油期货市场与我国新能源子产业部门股票市场滞后一期的收益率对当前收

益率均不存在显著的影响。条件波动率方程显示，在国际原油期货市场和我国新能源子产业部门股票市场上，滞后一期的条件波动率对当期条件波动率的影响均是显著的，而滞后一期的短期扰动对当前条件波动率的显著影响只存在于我国风能股票市场上；条件波动的杠杆效应在国际原油期货市场和我国风能股票市场上统计显著，而该效应在我国太阳能部门股票市场上则不统计显著；此外，在大多数情况下，峰度系数 η_i (η_i 的估计值均大于 4) 和非对称参数 ϕ_i (ϕ_i 的估计值均不等于 0) 统计显著，从而确认了国际原油期货与我国新能源子产业部门股票收益率分布的“尖峰胖尾”和有偏特征。

标准化残差的诊断性检验结果初步显示本节使用的条件均值方程与条件波动率方程可以很好地刻画国际原油期货市场与我国新能源子产业部门股票市场的收益率与波动率特征，即 Ljung-Box Q 自相关检验和 Engle's LM 检验结果报告标准化残差不存在自相关性及 ARCH 效应。

表 3-14 国际原油期货市场与我国新能源子产业部门股票收益率
AR(1)-GJR(1,1)-skewed- t 模型的参数估计值

	OP ($i=OP$)	Solar ($i=Solar$)	Wind ($i=Wind$)
条件均值方程			
μ_i	0.005(0.050)	-0.060(0.062)	-0.061(0.051)
ϕ_i	-0.037(0.034)	0.048(0.035)	0.035(0.035)
条件波动率方程			
ω_i	0.061*(0.033)	0.324*(0.183)	0.404*** (0.155)
$\alpha_{i,1}$	0.028(0.019)	0.027(0.032)	-0.057** (0.028)
β_i	0.920*** (0.024)	0.832*** (0.079)	0.774*** (0.087)
$\alpha_{i,2}$	0.058** (0.028)	0.066(0.045)	0.168*** (0.060)
η_i	5.857*** (1.146)	11.724** (5.447)	8.888*** (2.598)
$\phi_{0,i}$	-0.147*** (0.049)	-0.207*** (0.055)	-0.108** (0.052)
模型诊断性结果			
$Q_{20}(z_i)$	0.755	0.548	0.546
$Q_{20}(z_i^2)$	0.455	0.652	0.188
$ARCH_5(z_i)$	0.508	0.885	0.859

注：此表报告了 AR(1)-GJR(1,1)-skewed- t 模型的参数估计值，其样本区间为 2010 年 9 月 14 日至 2014 年 4 月 22 日。() 内数字为参数估计的标准差；条件均值方程与条件波动率方程的参数在公式 (3-11) 及公式 (3-14) 中定义；模型诊断结果中报告的是 AR(1)-GJR(1,1)-skewed- t 模型的标准化残差及其平方进行 Ljung-Box Q 检验及 ARCH 效应检验 (Engle's LM test) 的 p 值，Ljung-Box Q 检验的滞后阶数是 20，ARCH 效应检验的滞后阶数是 5。***, **, * 分别表示在 1%, 5% 和 10% 水平上显著。

从表 3-15 中可以看出，LM 检验及 K-S、A-D 检验结果显示，在 5% 的显著性水平

下，边缘分布标准化残差的概率积分转换均不存在序列相关特征并服从(0, 1)均匀分布。结合表 3-12 的统计结果，国际原油期货与我国新能源子产业部门股票市场收益的边缘分布模型不存在设定偏误，Copula 模型继而预期可以准确刻画国际原油期货市场与我国新能源子产业部门股票市场之间的相依程度和相依结构。

表 3-15 国际原油期货市场与我国新能源子产业部门股票收益率边缘分布的拟合优度检验 (Goodness-of-fit test)

	OP	Solar	Wind
First moment LM 检验	0.760	0.658	0.703
Second moment LM 检验	0.118	0.540	0.105
Third moment LM 检验	0.791	0.563	0.504
Fourth moment LM 检验	0.393	0.764	0.041
K-S 检验	0.357	0.673	0.643
A-D 检验	0.159	0.239	0.213

注：此表报告了边缘分布的拟合优度检验的 p 值，其样本区间为 2010 年 9 月 14 日至 2014 年 4 月 22 日。LM 检验的零假设是从边缘分布模型中得到的变量 u_t 和 v_t 的 1-4 阶矩 (Moments) 不存在序列相关。具体来说，LM 检验通过 $(u_t - \bar{u})^k$ 和 $(v_t - \bar{v})^k$ 对各自变量的滞后 20 阶做回归 ($k=1, 2, 3, 4$) 从而得到 LM 检验统计值，该检验值服从 χ_{20}^2 分布。K-S 和 A-D 分别指代的是 Kolmogorov-Smirnov 和 Anderson-Darling 检验，其零假设是边缘分布模型是充分适当的。 P 值低于 0.05 意味着模型不存在设定偏误的零假设会被拒绝。

表 3-16 报告了国际原油期货市场与我国新能源子产业部门股票市场动态 Copula 函数的参数估计结果。对数极大似然值和 AIC 值显示动态 Gumbel Copula 可以最准确地描述国际原油期货市场与我国太阳能、风能股票市场之间的相关关系。

表 3-16 国际原油期货市场与我国新能源子产业部门股票收益率的 Copula 函数参数估计结果

	OP- Solar	OP-Wind
动态 Gaussian Copula		
Ψ_0	0.464*** (0.168)	0.350*** (0.103)
Ψ_1	-1.747** (0.837)	-1.447*** (0.535)
Ψ_2	0.300(0.297)	0.474(0.292)
LL	7.960	7.168
AIC	-9.891	-8.307
动态 Student- t Copula		
Ψ_0	0.413** (0.168)	0.258* (0.141)
Ψ_1	-2.010*** (0.143)	-1.277** (0.638)
Ψ_2	0.214(0.156)	0.330*** (0.122)
ν^c	5.000*** (1.000)	5.000*** (1.000)
LL	-2.086	3.007

表 3-16 (续)

AIC	12.221	2.035
动态 Gumbel Copula		
Ψ_0	1.904 ^{***} (0.351)	1.663 ^{**} (0.667)
Ψ_1	-0.735 ^{***} (0.256)	-0.530(0.559)
Ψ_2	-2.963 ^{***} (0.777)	-2.997 ^{***} (0.492)
LL	9.525	11.580
AIC	-13.021	-17.131
动态 Rotated-Gumbel Copula		
Ψ_0	-0.032(0.326)	0.871(0.939)
Ψ_1	0.618 ^{***} (0.164)	0.028(0.603)
Ψ_2	-1.377 ^{**} (0.593)	-2.283 [*] (1.186)
LL	8.890	9.260
AIC	-11.751	-12.491

注：此表报告了动态 Copula 模型的参数估计值，其样本区间为 2010 年 9 月 14 日至 2014 年 4 月 22 日。() 内数字为参数估计的标准差。动态 Copula 方程在公式 (3-17)、(3-18) 及公式 (3-21) 至 (3-24) 中定义。LL 为对数极大似然值，AIC 为赤池信息量准则，***, **, * 分别表示在 1%, 5% 和 10% 水平上显著。

表 3-17 显示了国际原油期货市场与我国新能源子产业部门股票市场之间相依程度的基本描述性统计值²⁵。结合该表的实证结果和图 3-9，可以得到以下结论：

首先，国际原油期货市场与我国太阳能股票市场之间的线性相关系数大多数情况下在 0-0.4 之间变动，而动态 Kendall τ_t 值整体在 0-0.2 之间变动，市场组合 OP-Solar 相依度的变动状况与该时期市场组合 OP-NE 的变动较为一致；

其次，国际原油期货市场与我国风能股票市场间的动态相关系数大多数情况下在 0-0.3 之间变动，相应地，其动态 Kendall τ_t 值略小于动态相关系数。

表 3-17 国际原油期货市场与我国新能源子产业部门股票市场相依度的描述性统计特征

	OP-NE		OP-Solar		OP-Wind	
	ρ_t	τ_t	ρ_t	τ_t	ρ_t	τ_t
平均市场相依程度						
均值	0.110	0.069	0.090	0.061	0.081	0.051
标准差	0.072	0.048	0.093	0.063	0.088	0.056
最大值	0.429	0.289	0.679	0.540	0.564	0.393
最小值	-0.005	0.000	-0.005	0.000	-0.003	0.000
尾部相依程度						
均值	0.093		0.081		0.069	

²⁵ 为了与市场组合 OP-Solar 和 OP-Wind 的样本时期 (2010 年 9 月 14 日至 2014 年 4 月 22 日) 保持一致，这里将市场组合 OP-NE 的相依性重新进行估计，发现动态 Gumbel Copula 也是此样本时期最优的 Copula 函数。为了节省空间，这里不展示市场组合 OP-NE 的边缘分布和 Copula 函数的估计结果，如有需要，作者可提供。

表 3-17 (续)

均值	0.093	0.081	0.069
标准差	0.063	0.081	0.072
最大值	0.363	0.625	0.477
最小值	0.000	0.000	0.000

注：此表报告了国际原油期货市场对我国太阳能、风能股票市场之间相依程度的基本描述性统计值，同时以国际原油期货市场对我国新能源整体股票市场的相依程度值作为参考依据。 ρ_t 为市场间的动态线性相关系数， τ_t 为市场间的 Kendall τ 值。样本区间为 2010 年 9 月 14 日至 2014 年 4 月 22 日。对市场组合 OP-NE、OP-Solar、OP-Wind 来说，此样本时期，动态 Gumbel Copula 为最优的 Copula 函数，因此下尾部为 0，存在上尾部相关系数。

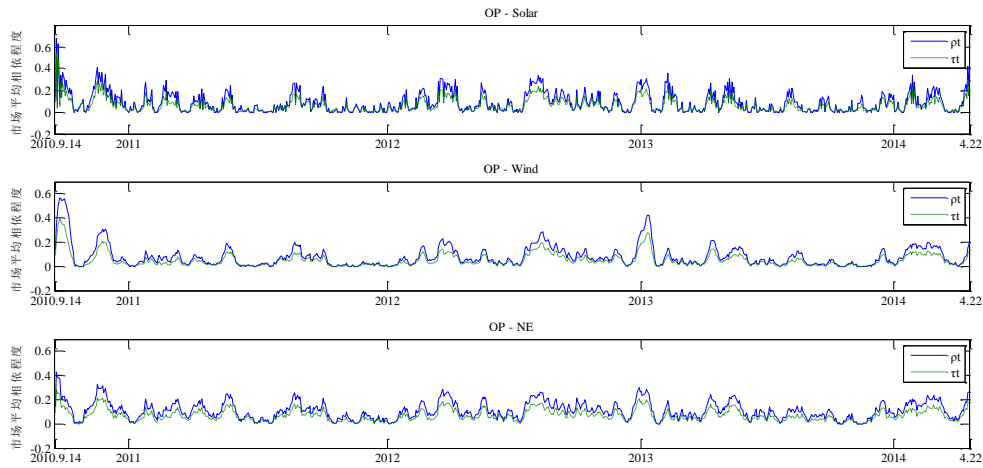


图 3-9 国际原油期货市场对我国太阳能、风能产业部门股票市场的动态相依度走势

由于动态 Gumbel Copula 函数可以最准确地刻画国际原油期货市场对我国新能源子产业部门（太阳能与风能产业部门）股票市场之间的相依结构，所以，国际原油期货市场对我国太阳能、风能产业股票市场的下尾部相关系数为 0，而上尾部相关系数分别在图 3-10 中展示。可以发现，国际原油期货市场对太阳能股票市场之间的尾部相关程度高于国际原油期货市场对风能股票市场之间的尾部相关程度，并且前者市场组合尾部相依度的波动幅度大于于后者。

综合以上来看，我国太阳能股票市场与国际原油期货市场之间的关系（包括平均市场相依程度和尾部相依程度）更加紧密，且市场间相关关系的波幅更大。而通过比较国际原油期货市场对我国新能源整体产业股票市场的相依性可以看出，国际原油期货市场对我国新能源子产业部门平均相依度的波动幅度更高，上尾部相依度的波动更明显并且极值更大，说明其较整体新能源产业来说，遭受国际原油期货市场价格波动极端情况影响的可能性更大。

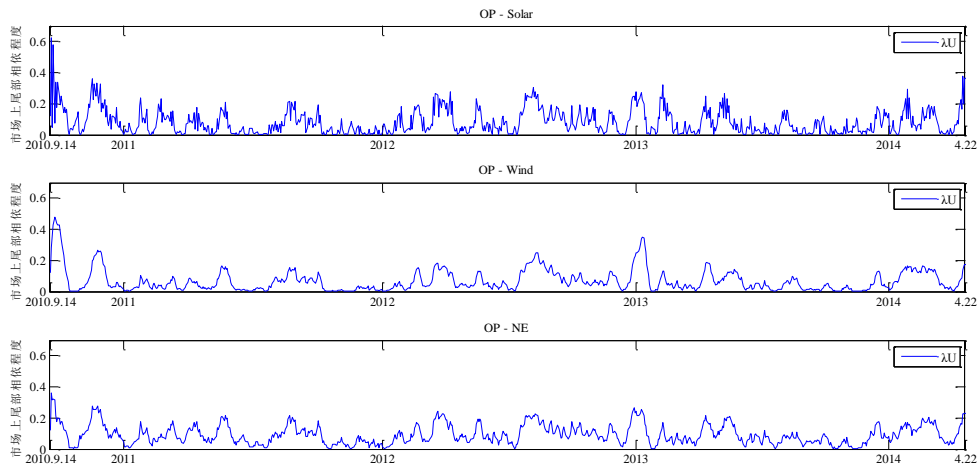


图 3-10 国际原油期货市场和我国太阳能、风能产业部门股票市场的动态上尾部相依度走势

3.5 本章小结

本章首先对国际原油期货市场与我国能源股票市场之间的相依性进行预分析：报告了其 Pearson 相关系数和 Kendall τ 值，同时，运用 Empirical Copula 函数初步考察了市场之间的相依结构；其次，使用动态 Copula 函数刻画了市场之间的相依程度和相依结构，具体来说，使用 AR(1)-GJR(1,1)-skewed- t 模型建模国际原油期货市场与我国能源股票市场收益率的边缘分布，使用刻画均衡尾部(Gaussian Copula 和 Student t Copula) 和非均衡尾部 (Gumbel Copula 和 Rotated Gumbel Copula) 的动态 Copula 函数构建市场之间的相依结构；最后，对国际原油期货市场与我国能源股票市场之间的相依性进行了子样本时期和子产业部门分析。本章的实证结果主要包括以下几点：

(a) 从国际原油期货市场与我国能源股票市场之间相依性的预分析来看，市场之间呈较低的正相关关系，OP-CO 的相关关系比 OP-NE 的相关关系高；Empirical Copula 函数分析再次确认了该实证结果，并且发现市场间的尾部相依程度也较低且接近于 0；

(b) 边缘分布模型的估计结果显示，不论在国际原油期货市场还是在我国能源股票市场上，市场收益率的当期条件波动率均与滞后一期的条件波动率及其有关波动的信息显著相关；而条件波动的杠杆效应只在国际原油期货市场是统计显著的；峰度系数和非对称参数再次确认了资产收益率的“尖峰胖尾”和有偏性的特征；最后也是最重要的是，边缘分布的拟合优度检验 (LM 检验、K-S 检验和 A-D 检验) 结果发现国

际原油期货与我国能源股票市场收益的边缘分布模型不存在设定偏误，Copula 模型则预期可以准确刻画市场之间的相依程度和相依结构；

(c) 动态 Copula 函数估计结果显示，关于市场相依程度动态演化的参数在大多数情况下是统计显著的，说明静态 Copula 函数可能无法充分刻画市场之间的相依性；比较对数极大似然值和信息准则 AIC 值后发现，动态 Gaussian Copula 函数和动态 Rotated Gumbel Copula 可以分别最准确地描述市场组合 OP-CO 与 OP-NE 的相依性；

(d) 根据市场之间平均相依程度和尾部相依程度的动态走势图发现，衡量市场平均相依程度的动态线性相关系数和动态 Kendall τ_t 值的走势基本一致。具体来说，在整个样本区间变动较为平稳，虽然在 2008 年下半年至 2009 年初，两个市场的相依程度出现了急剧上涨，但很快恢复到危机前水平；其中，市场组合 OP-CO 相依度的数值较 OP-NE 的高，而其相依度的变动幅度小于市场组合 OP-NE 相依度的变动；就市场之间的尾部相依程度而言，市场组合 OP-CO 的上下尾部相关程度均为 0，而市场组合 OP-NE 的上尾部相关程度为 0，下尾部相关程度与其市场平均相依程度的走势基本一致，同时，相比 OP-NE 的市场平均相依程度，动态下尾部相关系数的变动更加剧烈，说明两个市场同时出现极端的概率变化幅度较大，新能源股票投资者对市场极端风险的防范较为迫切；

(e) 子样本实证分析结果显示，AR(1)-GJR(1,1)-skewed- t 模型可以充分准确地刻画子样本时期国际原油期货与我国能源股票收益率的边缘分布；在剧烈波动时期和平静时期，动态 Gaussian Copula 函数均可以最准确地刻画市场组合 OP-CO 的相依结构，而对于市场组合 OP-NE 而言，在剧烈波动时期和平静时期最优的动态 Copula 模型分别是 Rotated Gumbel Copula 和 Gumbel Copula；不论在剧烈波动时期还是在平静时期，市场组合 OP-NE 相依程度的变动均明显大于市场组合 OP-CO 相依程度的变动；剧烈波动时期市场组合 OP-NE 下尾部相依程度的变动也大于其在平静时期的上尾部相依程度；总体而言，子样本时期国际原油期货市场与我国能源股票市场的平均动态相依度走势与整体样本时期市场之间动态相依度走势分别在剧烈波动时期和平静时期的表现是相一致的；

(f) 子产业部门实证分析结果显示，AR(1)-GJR(1,1)-skewed- t 模型同样可以充分地刻画国际原油期货与我国能源子产业部门股票收益率的边缘分布；对于市场组合 OP-Oil & gas 和 OP-Coal 来说，动态 Rotated Gumbel Copula 函数可以最准确地刻画

市场之间的相关结构；而对于市场组合 OP- Solar 和 OP-Wind 来说，最优 Copula 函数是动态 Gumbel Copula；就市场平均相依程度和尾部相依程度而言，在我国传统化石子产业部门，我国煤炭部门股票市场与国际原油期货市场之间的关联程度更加紧密，在我国新能源子产业部门，我国太阳能股票市场与国际原油期货市场之间的关系更加紧密；相比国际原油期货市场与我国能源整体产业部门股票市场的相依结构，我国油气部门与煤炭部门股票投资的极端下行风险较传统化石能源整体产业部门较大，而我国太阳能部门与风能部门股票投资的极端上升风险较新能源整体产业部门较大。

第 4 章 国际原油期货在我国能源公司股票投资风险管理中的应用

4.1 引言

上述两章分别从资产收益率和波动率的溢出效应、资产之间的相依程度和相依结构三方面刻画了国际油价与我国能源公司股价的相关关系。鉴于了解市场之相关性的最终目的在于帮助投资者实现投资风险管理，所以，为了提供更为科学的风险管理策略，本文在第三章实证结果的基础上，进一步探讨国际原油期货在我国能源公司股票投资风险管理中的应用。具体来说，本章首先确定资产投资权重，建立动态最优权重投资组合、动态套期保值投资组合、等权重投资组合和 OLS 静态套期保值投资组合；然后对这三项投资组合相对比只进行我国能源股票投资的投资组合进行风险管理效率的评估。特别需要指出的是，第三章的实证结果发现我国能源公司股价在很多情况下会受到国际油价极端下行风险的影响，因此，本章对投资组合风险管理效率的评估也特别研究了最优权重投资组合、动态套期保值投资组合、等权重投资组合和 OLS 静态套期保值投资组合对极端下行风险管理的效率。

4.2 投资组合权重的构建

为了在不降低资产预期收益的情况下，而使国际原油期货与我国能源股票投资组合的风险有所降低，首先，本章根据 Kroner and Ng (1998) 确定资产组合中国际原油期货与我国能源股票的投资权重。 t 时期国际原油期货投资权重的具体公式如下所示：

$$w_t^{OP} = \frac{h_t^{stock} - h_t^{OP-stock}}{h_t^{OP} - 2h_t^{OP-stock} + h_t^{stock}} \quad (4-1)$$

其中， h_t^{OP} 、 h_t^{stock} 和 $h_t^{OP-stock}$ 分别是国际原油期货市场 t 时期的条件波动率、我国能源股票市场 t 时期的条件波动率（stock = CO, NE）及国际原油期货市场与我国能源股票市场 t 时期的条件协方差。如果 $w_t^{OP} > 1$ ，那么 $w_t^{OP} = 1$ ；如果 $w_t^{OP} < 0$ ，那么 $w_t^{OP} = 0$ 。既然在资产组合中，国际原油期货的投资权重是 w_t^{OP} ，那么我国能源公司股票的投资

权重为 $1-w_t^{OP}$ 。公式 (4-1) 中, t 时期的最优投资组合权重 (Optimal portfolio weights) 是根据从边缘分布模型 AR(1)-GJR(1,1)-skewed- t 中得到的条件波动率 $h_{i,t}$ 和从最优 Copula 函数中得到的动态线性相关系数 ρ_t 计算而来。

其次, 根据方差最小化避险策略 (Variance minimization hedging strategy), 本章考虑建立动态套期保值投资组合 (Dynamic hedged portfolio), 即 t 时期, 对于一个单位的现货多头头寸, 使用 β 个单位的期货空头头寸来规避现货市场上的系统性风险 (Hull, 2011)。这里假设 1 元的我国能源股票投资的多头头寸通过 β 元的国际原油期货来规避, 于是, 避险比率 β 的计算公式如下所示:

$$\beta_t = \frac{h_t^{OP-stock}}{h_t^{OP}} \quad (4-2)$$

此外, 根据 DeMiguel et al. (2009), 等权重投资组合 (Equally weighted portfolio) 在样本外 (Out-of-sample) 估计中通常具有良好的表现, 因此, 这里也考虑投资组合中国际原油期货与我国能源股票市场投资权重相等的情况; 在套期保值避险组合方面, 由于使用简单的 OLS 回归得到的静态最优套期保值比率而构建的避险组合在很多情况下反而发现具有更高的避险比率 (Hedging effectiveness) (比如, Lien et al., 2002; Moosa, 2003), 因此这里也考虑 OLS 静态套期保值投资组合 (Static hedged portfolio)。

为了方便研究, 本章将只包含我国能源股票 (传统化石能源股票或新能源股票) 的投资组合视为基准投资组合 (Benchmark portfolio), 记为 Portfolio 1; 将通过动态最优投资组合权重得到的投资组合 (Optimally weighted portfolio) 记为 Portfolio 2; 将动态套期保值避险投资组合 (Dynamic hedged portfolio) 记为 Portfolio 3; 将等权重投资组合 (Equally weighted portfolio) 记为 Portfolio 4; 将 OLS 静态套期保值避险投资组合 (Static hedged portfolio) 记为 Portfolio 5。

投资组合 $Portfolio_j$ 的收益率如下所示:

$$R_t = \log(\lambda_{1,t} e^{R_{OP,t}} + \lambda_{2,t} e^{R_{Stock,t}}) \quad (4-3)$$

其中, $j = 2, 3, 4$; $R_{OP,t}$ 和 $R_{Stock,t}$ (Stock = CO, NE) 分别表示国际原油期货与我国能源股票价格的对数收益率; $\lambda_{1,t}$ 和 $\lambda_{2,t}$ 分别为 t 时期资产组合中国际原油期货与我国能源股票的投资权重。依据小节 4.2 的介绍, 动态最优投资组合权重投资组合 (Portfolio 2) 中 $\lambda_{1,t} = w_t^{OP}$, $\lambda_{2,t} = 1 - w_t^{OP}$; 动态套期保值避险投资组合 (Portfolio 3) 中, $\lambda_{1,t} = -\beta_t$, $\lambda_{2,t} = 1$; 等权重投资组合 (Portfolio 4) 中, $\lambda_{1,t} = 1/2$, $\lambda_{2,t} = 1/2$; OLS 静态套期保值避险投资组合

(Portfolio 5) 中, $\lambda_{1,t} = -\beta$, $\lambda_{2,t} = 1$ 。

4.3 投资组合风险管理效率的评估

4.3.1 风险调整后的收益率比较

首先, 这里比较投资组合 (Portfolio 2, Portfolio 3、Portfolio 4 及 Portfolio 5) 相比只包含我国能源股票投资组合 (Portfolio 1) 的风险调整后收益率 (Risk-adjusted returns, RR) 增加的幅度。风险调整后的收益率如下列公式计算得到:

$$RR_{portfolio_i} = \frac{\bar{R}_{portfolio_i}}{\sigma_{portfolio_i}} \quad (4-4)$$

其中, $i=1, 2, 3, 4, 5$ 。 $\bar{R}_{portfolio_i}$ 为投资组合 i 的收益率均值, $\sigma_{portfolio_i}$ 为投资组合 i 收益率的标准差。那么投资组合 2-5 相对于投资组合 1 的风险调整后收益率增加 (Risk-adjusted returns increase, RRI) 比率如下列公式计算得到:

$$RRI = \frac{RR_{portfolio_j}}{RR_{portfolio_1}} - 1 \quad (4-5)$$

其中, $j = 2, 3, 4, 5$; $RR_{portfolio_j}$ 及 $RR_{portfolio_1}$ 分别是投资组合 j 和投资组合 1 风险调整后的收益率。 RRI 的值越高, 意味着将国际原油期货加入我国能源股票投资组合越可以更大程度地增加风险调整后的收益率²⁶。

4.3.2 风险规避效率

其次, 这里使用风险规避效率²⁷ (Risk reduction effectiveness) 来评估投资组合 (Portfolio 2、Portfolio 3、Portfolio 4 及 Portfolio 5) 相比只进行我国能源股票投资 (Portfolio 1) 所降低的风险。具体计算公式如下所示:

$$RE_{variance} = 1 - \frac{Variance_{portfolio_j}}{Variance_{portfolio_1}} \quad (4-6)$$

²⁶ 本文资产组合风险调整后的收益率均大于 0, 因此投资组合相对于投资组合 1 风险调整后收益率的增加率如 (4-5) 所示, 且 RRI 的值越高, 意味着将国际原油期货加入我国能源股票投资组合越可以更大程度地增加风险调整后的收益率

²⁷ 这里, 风险规避效率 (Risk reduction effectiveness) 与之前提到的避险效率 (Hedging effectiveness) 的公式定义相同。

其中, $j = 2, 3, 4, 5$; $Variance_{portfolio j}$ 及 $Variance_{portfolio 1}$ 分别是投资组合 j 和投资组合 1 收益率的方差。 $RE_{Variance}$ 的值越高, 意味着将国际原油期货加入我国能源股票投资组合越可以更大程度地降低投资风险。

4.3.3 极端下行风险规避效率

对于能源股票投资者来说, 最担心的是能源股票价格突然出现大幅度的下跌, 即能源股票收益率突然出现极大的负值。那么, 如何规避这种收益率极端风险便成为了能源金融风险管理的核心问题。为了解决该问题, 本章通过计算和比较各种资产投资组合的 VaR 值 (Value-at-Risk, 风险价值) 来考察国际原油期货是否有益于降低我国能源股票投资的极端风险 (Tail-risk)。

在金融市场风险的测度方法中, VaR 是具有极高认可度的一种方法。通过概率统计理论, 该方法能够帮助投资者对各种金融工具及金融市场风险进行量化。从数学的角度来讲, VaR 被定义为投资组合在一定时期内、给定的置信水平上潜在的最大损失。若一项资产或资产组合的收益率记为 R_t , 那么在置信水平 $(1-p)$ 上, 该资产或资产组合 t 时期的 VaR 可如下表示:

$$\Pr(R_t \leq VaR_t | \psi_{t-1}) = p \quad (4-7)$$

其中, ψ_{t-1} 为至 $t-1$ 时期所有的信息集。由此可见, VaR 指的是给定时间内收益率分布的 p 分位数下的收益率损失。具体来说, 它可以表示为:

$$VaR_t(p) = \mu_t - F_{Skew-t(\eta, \phi)}^{-1}(p) \sqrt{h_t} \quad (4-8)$$

其中, μ_t 和 h_t 分别是资产收益率的条件均值和条件波动率; $F_{skew-t(\eta, \phi)}^{-1}(p)$ 表示自由度参数和有偏参数分别是 η 、 ϕ 的有偏学生 t 分布的 $(1-p)$ 分位数 (既然我们假设国际原油期货与我国能源股票收益率均服从有偏学生 t 分布)。

与 Reboredo(2013a) 的研究一致, 本章使用蒙特卡洛模拟 (Monte Carlo simulation) 方法, 根据边缘分布和最优的 Copula 函数计算得到资产组合的 VaR 值。具体步骤如下所示: (a) 在 t 时期, 根据估计的最优 Copula 模型模拟生成两个新生变量 u 和 v ; (b) 通过估计得到的边缘累积概率分布函数的逆函数, 将模拟得到的这两个新生变量转换成两个标准化残差; (c) 使用估计的边缘分布模型, 将上一步得到的标准化残差转化为两项资产的收益率, 对于上述 t 时期给定的投资组合权重, 进而计算投资组合的收益

率。对于时间 $t (t=1, \dots, T)$ ，将上述步骤重复 5000 次，VaR 则为投资组合收益率分布的 p 分位数下的收益率损失²⁸。

既然得到了投资组合的极端风险指标 (VaR)，那么，首先需要对 VaR 的计算精度 (The accuracy of the VaR) 进行检验。这里采用用于考察 VaR 估计是否具有正确条件覆盖范围 (Conditional coverage) 的 Christoffersen (1998) 似然比率检验 (Likelihood ratio test)²⁹。Christoffersen (1998) 的检验方法关注了 VaR 估计的核心问题，也就是我们要考虑到所有条件变量之后，继而观察在显著性水平 p 下 VaR 估计失败的观测值，即它重点考察的是以 t 时期所有可得的信息为条件，检验公式 $\Pr (R_t < VaR_t(p)) = p$ 是否成立。该检验不依赖于任何复杂的计量模型，只需要 VaR 估计失败的观测值序列即可。该似然比率检验的统计值如下所示：

$$LR_{cc} = -2 \log \frac{(1-p)^{n_0} p^{n_1}}{(1-\hat{\pi}_{01})^{n_{00}} \hat{\pi}_{01}^{n_{01}} (1-\hat{\pi}_{11})^{n_{10}} \hat{\pi}_{11}^{n_{11}}} \sim \chi^2_{(2)} \quad (4-9)$$

其中， n_{ij} 为 VaR 估计失败的观测值序列 (比如，将该观测值序列记为 I_t ，当 $R_t < VaR_t(p)$ 时， $I_t=1$ ；否则， $I_t=0$) 中，观测值由 i 变为 j 的数量 ($i, j = 0, 1$)； n_0 为 VaR 估计失败的观测值序列中观测值为 0 的样本个数， n_1 为 VaR 估计失败的观测值序列中观测值为 1 的样本个数；另外， $\hat{\pi}_{01} = \frac{n_{01}}{n_{00} + n_{01}}$ ， $\hat{\pi}_{11} = \frac{n_{11}}{n_{10} + n_{11}}$ (n_{ij} 为 I_t 序列中相邻两个观测值先后为 i, j 的个数，且在序列 I_t 中， $i, j=0, 1$) 统计值 LR_{cc} 服从自由度为 2 的卡方分布。

在上述 VaR 计算精度检验的基础上，以下展开对资产组合 j 相对于资产组合 1 的极端下行风险规避效率的评估。本章主要使用下列两种方法：一方面，通过 VaR 的降低幅度来考察，具体公式依然参照公式 (4-6)；另一方面，根据 Reboredo (2013a)，通过基于 VaR 的投资者损失函数 (VaR-based investor loss function) 来考察投资组合 2-5 相对于投资组合 1 的极端下行风险规避效率。损失函数考虑了投资者的效用函数 (Utility function)，可以反映一项资产组合由 VaR 估计失败所引致的超额投资收益率损失。一般来讲，将 VaR 估计失败所引起的超额收益率损失最小化的资产组合被视为

²⁸ 当样本总量 $T=1773$ ，仿真模拟次数为 5000 次时，对一项投资组合 VaR 的计算需要耗时 3.5 个小时。

²⁹ 根据 Sarma et al. (2003) 介绍，有关检验 VaR 测量精度的方法可以追溯到 Kupiec (1995)。然而，Kupiec (1995) 提出的检验方法没有考虑到 VaR 估计的条件覆盖率，也就是没有考虑到 VaR 预测失败的观测值之间的相关性，并且 Kupiec (1995) 发现这些检验的统计能力较差；随后，Crnkovic and Dranchman (1996) 弥补了上述缺陷，但是他们的检验方法依赖于复杂的模型计算；同样地，Berkowitz (1999) 的检验方法虽然非常适用于小样本的检验，但也依赖于复杂的计量模型。

最优的投资组合。基于 VaR 的投资者损失方程的公式如下所示³⁰：

$$l_t = E[R_t - VaR_t(p)]^2 1_{\{R_t - VaR_t(p)\}} \quad (4-10)$$

其中， 1 是指标方程 (Indicator function)，当 $R_t < VaR_t(p)$ 时，记为 1 ；公式 (4-10) 中的二次形式将 VaR 预测失败引致的超额收益率损失赋予更大的数值。具体操作中，本章比较投资组合 2-5 与投资组合 1 的损失差异， $z_t = l_t - l_t^1$ ，而单侧的符号检验用以完成该比较，即检验零中位数损失差异的零假设与负中位数损失差异的备择假设。单侧的符号检验由以下公式表示：

$$S = (\sum_{t=1}^T 1_{\{z_t \geq 0\}} - 0.5T)(0.25T)^{-0.5} \quad (4-11)$$

该检验的统计值渐进服从标准正态分布，当 $S < -1.645$ 时，零假设被拒绝。

4.4 实证结果与分析

4.4.1 投资组合权重的实证结果

表 4-1 报告了 AR(1)-GJR(1,1)-skewed- t -Copula 模型估计的最优投资组合权重。从表中可以看出，在国际原油期货与我国传统化石能源股票的投资组合 (Portfolio 2: OP-CO) 中，国际原油期货投资权重的均值为 0.482，而我国传统化石能源股票投资权重的均值为 0.518，两个投资权重的标准差均为 0.211，这意味着平均来讲，对于 1 元的投资组合，为了不降低资产预期收益而使国际原油期货与我国传统化石能源股票投资组合的风险有所降低，约 0.48 元应该投资于国际原油期货市场，约 0.52 元应该投资于我国传统化石能源股票市场。在国际原油期货与我国新能源股票市场的投资组合 (Portfolio 2: OP-NE) 中，国际原油期货投资权重的均值为 0.496，而我国新能源股票投资权重的均值为 0.504，两个投资权重的标准差均为 0.188，这意味着平均来讲，对于 1 元的投资组合，为了不降低资产预期收益而使国际原油期货与我国新能源股票投资组合的风险有所降低，投资于国际原油期货市场与我国新能源股票市场的资金均约为 0.5 元，即趋近于等权重投资组合。

³⁰ Sarma et al. (2003) 指出不同的投资主体拥有不同的效用函数，而设定真实世界中他们的效用方程非常困难，本文的损失函数方程依照 Reoredo (2013a) 而来。

表 4-1 AR(1)-GJR(1,1)-skewed-*t*-Copula 模型估计的动态最优投资组合权重

	均值	标准差	最大值	最小值
OP (OP-CO)	0.482	0.211	0.907	0.029
CO (OP-CO)	0.518	0.211	0.971	0.093
OP (OP-NE)	0.496	0.188	0.913	0.000
NE (OP-NE)	0.504	0.188	1.000	0.087

注：此表报告了资产组合（Portfolio 2）中国际原油期货与我国能源股票最优投资组合权重的基本描述性统计值，其样本区间为 2006 年 8 月 31 日至 2014 年 4 月 22 日。最优投资组合权重依据公式（4-1）得到。资产组合 OP-CO 的动态线性相关系数由动态 Gaussian Copula 得到，资产组合 OP-NE 的动态线性相关系数由动态 Rotated Gumbel Copula 得到。

表 4-2 报告了 AR(1)-GJR(1,1)-skewed-*t*-Copula 模型估计的动态避险比率。从该表可以看出，在国际原油期货与我国传统化石能源股票的避险投资组合（Portfolio 3: OP-CO）中，避险比率的均值为 0.153，标准差为 0.075，意味着平均来讲，1 元的我国传统化石能源股票的多头头寸可以用 0.15 元的国际原油期货空头头寸来避险；使用 OLS 回归方法得到的静态避险比率约为 0.117，意味着 1 元的我国传统化石能源股票的多头头寸可以用 0.12 元的国际原油期货空头头寸来避险。在国际原油期货与我国新能源股票的避险投资组合（Portfolio 3: OP-NE）中，避险比率的均值为 0.120，标准差为 0.109，意味着平均来讲，1 元的我国新能源股票的多头头寸可以用 0.12 元的国际原油期货空头头寸来避险，而使用 OLS 回归方法得到的静态避险比率约为 0.084，意味着 1 元的我国新能源股票的多头头寸可以用 0.084 元的国际原油期货空头头寸来避险。

表 4-2 AR(1)-GJR(1,1)-skewed-*t*-Copula 模型估计的动态避险比率

	均值	标准差	最大值	最小值
OP (OP-CO)	0.153	0.075	0.503	-0.056
OP (OP-NE)	0.120	0.109	0.610	-0.004

注：此表报告了资产组合（Portfolio 3）避险效率的基本描述性统计值，其样本区间为 2006 年 8 月 31 日至 2014 年 4 月 22 日。避险比率依据公式（4-2）得到。资产组合 OP-CO 的动态线性相关系数由动态 Gaussian Copula 得到，资产组合 OP-NE 的动态线性相关系数由动态 Rotated Gumbel Copula 得到。

4.4.2 风险调整后收益率比较的实证结果

(1) 国际原油期货与我国传统化石能源股票投资组合的风险调整后收益率

表 4-3 报告了投资组合 2-5 相比只进行我国能源股票投资组合 1 所增加的风险调整

后收益率的幅度。从该表可以看出，对于国际原油期货与我国传统化石能源股票投资组合来说，最优权重投资组合（Portfolio 2）可以最大程度地增加投资组合 1 风险调整后的收益率，相比之下，动态套期保值避险投资组合（Portfolio 3）、等权重投资组合（Portfolio 4）和 OLS 静态套期保值避险投资组合（Portfolio 5）反而会降低投资组合 1 风险调整后的收益率。

(2) 国际原油期货与我国新能源股票投资组合的风险调整后收益率

对于国际原油期货与我国新能源股票投资组合来说，最优权重投资组合（Portfolio 2）和动态套期保值避险投资组合（Portfolio 3）均可以增加投资组合 1 风险调整后的收益率，但其增加幅度远远小于国际原油期货与我国传统化石能源股票投资组合的情况，类似地，等权重投资组合（Portfolio 4）和 OLS 静态套期保值避险组合（Portfolio 5）也会降低投资组合 1 风险调整后的收益率。

表 4-3 投资组合风险调整后收益率的增加率

	Portfolio 1	Portfolio 2	Portfolio 3	Portfolio 4	Portfolio 5
OP-CO	—	0.423	-0.178	-0.139	-0.038
OP-NE	—	0.049	0.037	-0.269	-0.009

注：此表报告了资产组合 2-5（Portfolio 2-5）相对于投资组合 1（Portfolio 1）风险调整后收益率的增加幅度，其样本区间为 2006 年 8 月 31 日至 2014 年 4 月 22 日。风险调整后收益率的增加幅度根据公式（4-5）得到。

4.4.3 风险规避效率的实证结果

(1) 国际原油期货与我国传统化石能源股票投资组合的风险规避效率

表 4-4 报告了投资组合 2-5 相比只进行我国能源股票投资的投资组合 1 所降低的风险幅度。从该表可以看出，对于国际原油期货与我国传统化石能源股票投资组合来说，最优权重投资组合（Portfolio 2）能够在最大程度上降低只进行我国传统化石能源股票投资组合的投资风险，其次等权重的投资组合（Portfolio 4）也可以提供较好的风险规避。由于该表中显示的风险规避效率的数值均为正值，这说明将国际原油期货加入我国能源投资组合后，其投资风险有所降低，尤其是按照最优投资组合权重和等权重地进行投资，其风险的下降幅度非常明显（下降幅度分别约 44% 及 34% 左右）。同时可以看出，动态套期保值避险投资组合（Portfolio 3）的风险规避效率高于 OLS 静态套期

保值避险组合（Portfolio 5）。

(2) 国际原油期货与我国新能源股票投资组合的风险规避效率

对于国际原油期货与我国新能源股票投资组合来说，最优权重投资组合（Portfolio 2）同样能够在最大程度上降低只进行我国新能源股票投资组合的投资风险，其次为等权重的投资组合（Portfolio 4），这两个投资组合策略可以使我国新能源股票投资风险下降分别约为 46% 及 37% 左右。与上面相同，动态套期保值避险投资组合（Portfolio 3）对我国新能源股票投资的风险规避效率也高于 OLS 静态套期保值避险组合（Portfolio 5）。

表 4-4 投资组合的风险规避效率

	Portfolio 1	Portfolio 2	Portfolio 3	Portfolio 4	Portfolio 5
OP-CO	—	0.438	0.023	0.339	0.018
OP-NE	—	0.461	0.025	0.366	0.009

注：此表报告了资产组合 2-5（Portfolio 2-5）相对于投资组合 1（Portfolio 1）的风险降低幅度，其样本区间为 2006 年 8 月 31 日至 2014 年 4 月 22 日。风险降低幅度即公式（4-6）所计算的风险规避效率。

结合表 4-3 及表 4-4 的实证结果来看，最优权重投资组合（Portfolio 2）可以显著地改善我国能源股票投资的风险-收益状况，即它可以使风险调整后的收益率有所增加而投资风险有所降低，投资组合 2 的此种改善作用在我国传统化石能源股票投资中更加明显，这也再一次验证第二章与第三章的实证结果，相比我国传统化石能源股票投资，新能源股票投资的风险更大，至少，国际原油期货不能与改善我国传统化石能源股票投资一样，以相同幅度改善其新能源股票投资的收益-风险状况。对于等权重投资组合（Portfolio 4）来说，虽然可以降低我国能源股票投资的风险，但不能增加其风险调整后的投资收益；动态套期保值避险投资组合（Portfolio 3）和 OLS 静态套期保值避险组合（Portfolio 5）只可以轻微地降低我国能源股票的投资风险，并在大多数情况下恶化了能源股票投资风险调整后的收益率。

4.4.4 极端下行风险规避效率的实证结果

表 4-5 报告了在 99% 的置信水平下投资组合 2-5 相比只进行我国能源股票投资的投

投资组合 1 所降低的极端下行风险幅度³¹。为了展示 VaR 估计的准确性，本表首先展示了 Christoffersen (1998) 检验的 p 值，可以发现，本文使用的 AR(1)-GJR(1,1)-skewed- t -Copula 模型在绝大多数情况下可以准确地计算投资组合的 VaR 值，说明 VaR 估计值具有正确的条件覆盖范围。正确的条件覆盖范围意味着 VaR 的区间估计值在平静时期较窄而在剧烈波动时期较宽，从而可以将落在估计区间之外的观测值在整个样本区间分散开，而不致使估计失败的观测样本出现集聚现象。

(1) 国际原油期货与我国传统化石能源股票投资组合的极端下行风险规避效率

从国际原油期货与我国传统化石能源股票投资组合相比我国传统化石能源股票投资 VaR 的降低幅度可以看出，最优权重投资组合 (Portfolio 2) 可以最大程度地降低我国传统化石能源股票投资的极端下行风险，其次是等权重投资组合 (Portfolio 4)，再次是动态套期保值避险投资组合 (Portfolio 3)，最后是 OLS 静态套期保值避险投资组合 (Portfolio 5)。其中，套期保值避险投资组合 (Portfolio 3、Portfolio 5) 对于极端下行风险的降低幅度远远小于最优权重和等权重投资组合，该实证结果与表 4-4 的结果十分相似。然而，通过单侧符号检验的结果来看，投资组合 2-5 相对于投资组合 1 的损失函数不存在显著的差异，即损失差异的中位数为 0 的原假设不能被显著拒绝。这说明虽然国际原油期货有助于降低我国传统化石能源股票投资的 VaR 值，但是并没有使由 VaR 估计值失败所引致的超额收益率损失显著降低。

(2) 国际原油期货与我国新能源股票投资组合的极端下行风险规避效率

从国际原油期货与我国新能源股票投资组合相比我国新能源股票投资 VaR 的降低幅度可以看出，最优权重投资组合 (Portfolio 2) 同样可以最大程度地降低我国新能源股票投资的极端下行风险，其次分别是等权重投资组合 (Portfolio 4)、动态套期保值避险投资组合 (Portfolio 3) 和 OLS 静态套期保值避险投资组合 (Portfolio 5)。同样地，在对极端下行风险的规避上，动态和 OLS 静态套期保值避险投资组合的效率远不及最优权重和等权重的投资组合。并且，相比国际原油期货与我国传统化石能源股票投资组合 VaR 的降低数值来看，国际原油期货对我国新能源股票投资下尾部风险的规避效用更明显。然而，通过单侧符号检验的结果来看，投资组合 2-5 相对于投资组合 1

³¹ 与 Reboredo (2013a) 及 Hammoudeh et al. (2014) 相同，限于篇幅，这里只报告了 99%置信水平下投资组合对能源股票投资极端风险的规避效率，对于在 95%、99.5% 及 99.9% 置信水平下的结果，如有需要，作者可提供。

的损失函数均不存在显著的差异，说明国际原油期货同样不能使我国新能源股票投资的极端下行风险显著降低。

表 4-5 投资组合的极端下行风险规避效率

	Con.cov	VaR red	Sign test
Portfolio 1 (CO)	0.424	—	—
Portfolio 2 (OP-CO)	0.434	0.269	41.395
Portfolio 3 (OP-CO)	0.442	0.005	41.442
Portfolio 4 (OP-CO)	0.320	0.203	41.395
Portfolio 5 (OP-CO)	0.381	0.003	41.585
Portfolio 1 (NE)	0.381	—	—
Portfolio 2 (OP-NE)	0.424	0.296	41.490
Portfolio 3 (OP-NE)	0.381	0.031	41.775
Portfolio 4 (OP-NE)	0.000	0.245	41.490
Portfolio 5 (OP-NE)	0.381	0.021	41.632

注：此表报告了资产组合 2-5 (Portfolio 2-5) 相对于投资组合 1 (Portfolio 1) 的极端风险降低幅度，其样本区间为 2006 年 8 月 31 日至 2014 年 4 月 22 日。Con.cov 为 Christoffersen (1998) 检验的 p 值， p 值越大，表示投资组合的 VaR 越能够被准确地估计；VaR red 为投资组合 2-5 相对于投资组合 1 的 VaR 降低幅度；Sign test 为单侧符号检验，用以检验投资组合 2-5 相对于投资组合 1 的损失方程的差异。

4.4.5 子样本期间的实证分析

正如前两章的实证结果显示，在子样本时期，国际原油期货市场与我国能源股票市场的波动率均发生了显著变化，市场之间的相关结构以及相依程度也都发生了变化，那么，子样本时期的上述四种投资策略对我国能源股票市场风险规避的效率会如何表现呢？为此，这里按照前两章的研究思路，进一步进行国际原油期货在我国能源股票投资风险管理中应用的子样本分析。

表 4-6 报告了子样本时期 AR(1)-GJR(1,1)-skewed- t -Copula 模型估计的最优投资组合权重，为了便于比较，表中也包含了整体样本时期最优投资组合权重的基本描述统计值。依据表中的实证结果，可以得到以下结论：

对于国际原油期货与我国传统化石能源股票的投资组合来说，在剧烈波动时期，国际原油期货与我国传统化石能源股票的投资组合 (Portfolio 2: OP-CO) 中国际原油期货投资权重的均值为 0.534，而我国传统化石能源股票投资权重的均值为 0.466，两个投资权重的标准差均为 0.203，说明平均来讲，在 1 元的投资组合中，约 0.53 元需要投资于国际原油期货市场，而约 0.47 元投资于我国传统化石能源股票市场；而平静时

期，在该投资组合中，国际原油期货投资权重的均值为 0.420，而我国传统化石能源股票投资权重的均值为 0.580，两个投资权重的标准差均为 0.165，平均来讲，在 1 元的投资组合中，约 0.42 元需要投资于国际原油期货市场，而约 0.58 元投资于我国传统化石能源股票市场；

对于国际原油期货与我国新能源股票的投资组合来说，在剧烈波动时期，国际原油期货与我国新能源股票市场的投资组合（Portfolio 2: OP-NE）中国际原油期货投资权重的均值为 0.505，而我国新能源股票投资权重的均值为 0.495，两个投资权重的标准差均为 0.220，说明平均来讲，在 1 元的投资组合，投资于国际原油期货市场与我国新能源股票市场的资金均约为 0.5 元；在平静时期，国际原油期货与我国新能源股票市场的投资组合（Portfolio 2: OP-NE）中国际原油期货投资权重的均值为 0.476，而我国新能源股票投资权重的均值为 0.524，两个投资权重的标准差均为 0.131，平均来讲，在 1 元的投资组合中，约 0.48 元需要投资于国际原油期货市场，而约 0.52 元投资于我国新能源股票市场；

比较上述两个子样本时期的数据来看，在剧烈波动时期，国际原油期货应被给予更多的投资权重，而我国能源股票投资权重相对较低；而在平静时期，此结论相反。同时，相比平静时期，剧烈波动时期的投资组合权重变动更大（其中 OP-NE 投资组合投资权重的波动大于 OP-CO 投资组合中投资权重的波动），说明投资者需要更加频繁地调整投资权重来进行风险规避。结合第二章及第三章的实证结果，这可能是由于剧烈波动时期市场条件波动率的增大以及市场间相依程度的不确定性造成，使得投资者需要更频繁地调整资产组合的头寸；而相比我国传统化石能源股票而言，我国新能源股票市场剧烈波动时期的波动更加明显，并且与国际原油期货市场的相关程度的变动幅度也更大。

比较子样本时期和整体样本时期的最优投资组合权重来看（表 4-6），在剧烈波动时期（平静时期），国际原油期货资产的权重均值要大于（小于）整体样本时期的权重均值，而我国能源股票的权重均值小于（大于）整体样本时期的数；对于投资组合权重的标准差来说，剧烈波动时期与整体样本时期比较类似，而在平静时期更明显地小于整体样本时期的情况。

表 4-6 子样本时期 AR(1)-GJR(1,1)-skewed-*t*-Copula 模型估计的动态最优投资组合权重

	整体样本时期	剧烈波动时期	平静时期
OP (OP-CO)			
均值	0.482	0.534	0.420
标准差	0.211	0.203	0.165
最大值	0.907	0.904	0.757
最小值	0.029	0	0.085
CO (OP-CO)			
均值	0.518	0.466	0.580
标准差	0.211	0.203	0.165
最大值	0.971	1	0.915
最小值	0.093	0.096	0.243
OP (OP-NE)			
均值	0.496	0.505	0.476
标准差	0.188	0.220	0.131
最大值	0.913	0.911	0.790
最小值	0	0	0.132
NE (OP-NE)			
均值	0.504	0.495	0.524
标准差	0.188	0.220	0.131
最大值	1	0.089	0.868
最小值	0.087	1	0.210

注：此表报告了资产组合（Portfolio 2）中国际原油期货与我国能源股票最优投资组合权重的基本描述性统计值，剧烈波动时期的样本区间为2006年8月31日至2009年12月31日，平静时期的样本区间为2010年1月4日至2014年4月22日。整体样本时期的实证结果作为参考。最优投资组合权重依据公式（4-1）得到。整体样本时期和子样本时期，资产组合 OP-CO 的动态线性相关系数均由动态 Gaussian Copula 得到；整体样本时期和剧烈波动时期，资产组合 OP-NE 的动态线性相关系数均由动态 Rotated Gumbel Copula 得到，在平静时期市场组合 OP-NE 的动态相关系数由动态 Gumbel Copula 得到。

表 4-7 报告了子样本时期 AR(1)-GJR(1,1)-skewed-*t*-Copula 模型估计的动态避险比率，并同时展示了整体样本时期的动态避险比率。该表的实证结果可以总结为以下几点：

对于国际原油期货与我国传统化石能源股票的投资组合来说，在剧烈波动时期，国际原油期货与我国传统化石能源股票的避险投资组合（Portfolio 3: OP-CO）中国际原油期货的避险比率的均值为 0.141，标准差为 0.107，意味着平均来讲，对于 1 元我国传统化石能源股票的多头头寸可以用 0.14 元的国际原油期货空头头寸来避险，而在平静时期，避险比率的均值为 0.148，标准差为 0.063，意味着平均来讲，对于 1 元我国传统化石能源股票的多头头寸可以用 0.15 元的国际原油期货空头头寸来避险。剧烈

波动时期和平静时期，由 OLS 回归得到的静态套期保值比率分别为 0.111 和 0.068，意味着我国传统化石能源股票 1 元的多头头寸在子样本时期可以分别用 0.11 元和 0.07 元的国际原油期货空头头寸来避险。

对于国际原油期货与我国新能源股票的投资组合而言，在剧烈时期，国际原油期货与我国新能源股票的避险投资组合（Portfolio 3: OP-NE）中国际原油期货的避险比率均值为 0.137，标准差为 0.132，意味着平均来讲，1 元的我国新能源股票的多头头寸可以用 0.13 元的国际原油期货空头头寸来避险；而在平静时期，避险比率的均值为 0.115，标准差为 0.066，意味着平均来讲，1 元的我国新能源股票的多头头寸可以用 0.12 元的国际原油期货空头头寸来避险；剧烈波动时期和平静时期，由 OLS 回归得到的静态套期保值比率分别为 0.133 和 0.129，意味着我国新能源股票 1 元的多头头寸在子样本时期均可以用大约 0.13 元的国际原油期货空头头寸来避险。

比较两个子样本时期的实证数据来看，在剧烈波动时期与平静时期，国际原油期货的动态避险比率较为类似，而与表 4-6 的实证结果一致，剧烈波动时期动态避险比率比平静时期动态避险比率的波动更加频繁，意味着投资者需要更频繁地调整投资头寸。比较子样本时期与整体样本时期的实证结果发现，子样本时期国际原油期货的动态避险比率均值与整体样本时期也较为类似，而剧烈波动时期国际原油期货动态避险比率的波动较整体样本时期更大，平静时期其波动小于整体样本时期的情况。

表 4-7 子样本时期 AR(1)-GJR(1,1)-skewed-t-Copula 模型估计的动态避险比率

	整体样本时期	剧烈波动时期	平静时期
OP(OP-CO)			
均值	0.153	0.141	0.148
标准差	0.075	0.107	0.063
最大值	0.503	0.531	0.444
最小值	-0.056	-0.173	-0.006
OP(OP-NE)			
均值	0.120	0.137	0.115
标准差	0.109	0.132	0.066
最大值	0.610	0.780	0.444
最小值	-0.004	0.001	0.008

注：此表报告了资产组合（Portfolio 3）避险效率的基本描述性统计值，剧烈波动时期的样本区间为 2006 年 8 月 31 日至 2009 年 12 月 31 日，平静时期的样本区间为 2010 年 1 月 4 日至 2014 年 4 月 22 日。整体样本时期的实证结果作为参考。避险比率依据公式（4-2）得到。整体样本时期的实证结果作为参考。最优投资组合权重依据公式（4-1）得到。整体样本时期和子样本时期，资产组合 OP-CO 的动态线性相关系数均由动态 Gaussian Copula 得到；而整体样本时期和剧烈波动时期，资产组合 OP-NE 的动态线性相关系数由动态 Rotated Gumbel Copula 得到，在平静时期

市场组合 OP-NE 的动态相关系数由动态 Gumbel Copula 得到。

(1) 国际原油期货与我国传统化石能源股票投资组合子样本时期的风险管理效率

表 4-8 报告了子样本时期国际原油期货与我国传统化石能源股票投资组合 2-5 相比只进行我国传统化石能源股票投资组合 1 所增加的风险调整后收益率的幅度。可以看出，最优权重投资组合（Portfolio 2）和等权重投资组合（Portfolio 4）在剧烈波动时期和平静时期均会降低我国传统化石能源股票风险调整后的收益率，而 OLS 静态套期保值避险投资组合（Portfolio 5）在子样本时期均会提高我国传统化石能源股票风险调整后的收益率。动态套期保值避险投资组合（Portfolio 3）在剧烈波动时期会降低我国传统化石能源股票风险调整后的收益率，在平静时期会增加传统化石能源股票风险调整后的收益率。

表 4-8 子样本时期国际原油期货与我国传统化石能源股票投资组合风险调整后收益率的增加率

	整体样本时期	剧烈波动时期	平静时期
Portfolio 1	-	-	-
Portfolio 2	0.423	-0.082	-0.262
Portfolio 3	-0.178	-0.006	0.006
Portfolio 4	-0.139	-0.393	-0.508
Portfolio 5	-0.038	0.011	0.037

注：此表报告了资产组合 2-5（Portfolio 2-5）相对于投资组合 1（Portfolio 1）风险调整后收益率的增加幅度，剧烈波动时期的样本区间为 2006 年 8 月 31 日至 2009 年 12 月 31 日，平静时期的样本区间为 2010 年 1 月 4 日至 2014 年 4 月 22 日。整体样本时期的实证结果作为参考。风险调整后收益率的增加幅度根据公式（4-5）得到。

表 4-9 报告了子样本时期国际原油期货与我国传统化石能源股票投资组合 2-5 相比只进行我国传统化石能源股票投资的投资组合 1 所降低的风险幅度，并展示了整体样本时期的实证结果作为参考。该表的实证结果显示，不论在剧烈波动时期还是平静时期，最优权重投资组合（Portfolio 2）均能够最大程度地降低我国传统化石能源股票的投资风险，其次是等权重投资组合（Portfolio 4）。相比平静时期，最优权重投资组合（Portfolio 2）在剧烈波动时期能够更大幅度地降低我国传统化石能源股票投资的风险。此表的实证结果与整体样本时期的实证结果保持一致，最优权重投资组合在剧烈波动时期对我国传统化石能源股票投资风险的降低幅度高于整体样本时期的情况。不管在哪种情况下，OLS 静态套期保值避险投资组合（Portfolio 5）的风险规避效率均小于动态套期保值避险投资组合（Portfolio 3）。

表 4-9 子样本时期国际原油期货与我国传统化石能源股票投资组合的风险规避效率

	整体样本时期	剧烈波动时期	平静时期
Portfolio 1	—	—	—
Portfolio 2	0.438	0.461	0.376
Portfolio 3	0.023	0.025	0.031
Portfolio 4	0.339	0.351	0.295
Portfolio 5	0.018	0.016	0.026

注：此表报告了资产组合 2-5 (Portfolio 2-5) 相对于投资组合 1 (Portfolio 1) 的风险降低幅度，剧烈波动时期的样本区间为 2006 年 8 月 31 日至 2009 年 12 月 31 日，平静时期的样本区间为 2010 年 1 月 4 日至 2014 年 4 月 22 日。风险降低幅度即公式 (4-6) 所计算的风险规避效率。

结合表 4-8 及 4-9 的实证结果来看，子样本时期，最优权重投资组合 (Portfolio 2) 可以最多地改善我国传统化石能源股票投资的风险-收益状况。最优权重和等权重投资组合 (Portfolio 2、Portfolio 4) 明显比套期保值避险投资组合 (Portfolio 3、Portfolio 5) 带来更多的风险规避效率；从表 4-8 可以看出，虽然最优权重投资组合 (Portfolio 2) 会降低我国传统化石能源股票风险调整后的收益率，但是相比等权重投资组合 (Portfolio 4)，其降低幅度远低于等权重投资组合 (Portfolio 4)。

表 4-10 报告了子样本时期国际原油期货与我国传统化石能源股票投资组合 2-5 相比只进行我国传统化石能源股票投资的投资组合 1 所降低的极端下行风险幅度，为了方便比较，这里同样展示了整体样本时期极端下行风险规避的统计数据。本表首先展示了子样本时期 Christoffersen (1998) 检验的 p 值，可以发现，由 AR(1)-GJR(1,1)-skewed- t -Copula 模型估计的 VaR 值具有正确的条件覆盖范围，说明该模型对 VaR 的估计是准确的。其次，从 VaR 的降低幅度来看，无论是在剧烈波动时期还是平静时期，最优权重投资组合 (Portfolio 2) 均可以最大程度地降低我国传统化石能源股票投资的极端下行风险，并且，在剧烈波动时期，最优权重投资组合 (Portfolio 2) 能够比平静时期更大幅度地降低我国传统化石能源股票投资的极端下行风险；在平静时期，动态套期保值 (Portfolio 3) 和 OLS 静态套期保值避险组合 (Portfolio 5) 反而会增加我国传统化石能源股票投资的极端下行风险。基于投资组合 VaR 的估计值，单侧符号检验则同样显示子样本时期投资组合 2-5 相对于投资组合 1 的损失函数不存在显著的差异。

表 4-10 子样本时期国际原油期货与我国传统化石能源投资组合的极端下行风险规避效率

	整体样本时期			剧烈波动时期			平静时期		
	Con.cov	VaR red	Sign test	Con.cov	VaR red	Sign test	Con.cov	VaR red	Sign test
Portfolio 1	0.424	—	—	0.217	—	—	0.289	—	—
Portfolio 2	0.434	0.269	41.395	0.245	0.308	27.284	0.289	0.197	30.814
Portfolio 3	0.442	0.005	41.442	0.217	0.025	27.284	0.206	-0.047	30.814
Portfolio 4	0.320	0.203	41.395	0.164	0.247	27.284	0.259	0.149	30.814
Portfolio 5	0.381	0.003	41.585	0.217	0.018	27.642	0.142	-0.050	30.814

注：此表报告了子样本时期资产组合 2-5 (Portfolio 2-5) 相对于投资组合 1 (Portfolio 1) 的极端风险降低幅度，剧烈波动时期的样本区间为 2006 年 8 月 31 日至 2009 年 12 月 31 日，平静时期的样本区间为 2010 年 1 月 4 日至 2014 年 4 月 22 日，并以整体样本时期作为参考依据。Con.cov 为 Christoffersen (1998) 检验的 p 值， p 值越大，表示投资组合的 VaR 越能够被准确地估计；VaR red 为投资组合 2-5 相对于投资组合 1 的 VaR 降低幅度；Sign test 为单侧符号检验，用以检验投资组合 2-5 相对于投资组合 1 的损失方程的差异。

与整体样本时期的实证结果一致，虽然最优权重投资组合 (Portfolio 2) 可以最大限度地降低我国传统化石能源股票投资的风险价值，但是其损失函数与单独进行我国传统化石能源股票投资的损失函数不存在显著差异。具体对比子样本时期与整体样本时期 VaR 降低幅度和符号检验统计值的数值，可以发现，在剧烈波动时期，国际原油期货对我国传统化石能源股票市场极端下行风险的降低作用强于整体样本时期，并且单侧符号检验统计值的数值也出现更明显的降低，说明在剧烈波动时期，国际原油期货市场对降低我国能源股票市场的损失函数具有一定的作用，但仍不统计显著。

(2) 国际原油期货与我国新能源股票投资组合子样本时期的风险管理效率

表 4-11 报告了子样本时期国际原油期货与我国新能源股票投资组合 2-5 相比只进行我国新能源股票投资组合 1 所增加的风险调整后收益率的幅度。可以看出，最优权重投资组合 (Portfolio 2) 和动态、OLS 静态套期保值避险投资组合 (Portfolio 3、Portfolio 5) 可以改善我国新能源股票投资风险调整后的收益率，而等权重投资组合 (Portfolio 4) 对其具有抑制作用，其中投资组合 2 的优势在平静时期最显著，并优于整体样本时期的情况。

表 4-11 子样本时期国际原油期货与我国新能源股票投资组合风险调整后收益率的增加率

	整体样本时期	剧烈波动时期	平静时期
Portfolio 1	-	-	-
Portfolio 2	0.049	0.119	0.394
Portfolio 3	0.037	0.095	0.031
Portfolio 4	-0.269	-0.389	-0.760
Portfolio 5	-0.009	0.005	0.051

注：此表报告了资产组合 2-5 (Portfolio 2-5) 相对于投资组合 1 (Portfolio 1) 风险调整后收益率的增加幅度，剧烈波动时期的样本区间为 2006 年 8 月 31 日至 2009 年 12 月 31 日，平静时期的样本区间为 2010 年 1 月 4 日至 2014 年 4 月 22 日。整体样本时期的实证结果作为参考。风险调整后收益率的增加幅度根据公式 (4-5) 得到。

表 4-12 报告了子样本时期国际原油期货与我国新能源股票投资组合 2-5 相比只进行我国新能源股票投资的投资组合 1 所降低的风险幅度，并展示了整体样本时期的实证结果作为参考。该表的实证结果显示，不论在剧烈波动时期还是平静时期，最优权重投资组合 (Portfolio 2) 均能够最大程度地降低我国新能源股票的投资风险，其次是等权重投资组合 (Portfolio 4)。相比平静时期，最优权重投资组合 (Portfolio 2) 在剧烈波动时期能够更大幅度地降低我国新能源股票投资的风险。此表的实证结果与整体样本时期的实证结果保持一致，最优权重投资组合在剧烈波动时期对我国能源股票投资风险的降低幅度高于整体样本时期的情况。不管在哪种情况下，动态套期保值避险投资组合 (Portfolio 3) 的风险规避效率均优于 OLS 静态套期保值避险投资组合 (Portfolio 5) 的风险规避效率。

表 4-12 子样本时期国际原油期货与我国新能源股票投资组合的风险规避效率

	整体样本时期	剧烈波动时期	平静时期
Portfolio 1	—	—	—
Portfolio 2	0.461	0.489	0.407
Portfolio 3	0.025	0.031	0.025
Portfolio 4	0.366	0.364	0.370
Portfolio 5	0.009	0.006	0.016

注：此表报告了资产组合 2-5 (Portfolio 2-5) 相对于投资组合 1 (Portfolio 1) 的风险降低幅度，剧烈波动时期的样本区间为 2006 年 8 月 31 日至 2009 年 12 月 31 日，平静时期的样本区间为 2010 年 1 月 4 日至 2014 年 4 月 22 日。风险降低幅度即公式 (4-6) 所计算的风险规避效率。

结合表 4-11 及表 4-12 的实证结果来看，子样本时期，最优权重投资组合 (Portfolio 2) 可以更多地改善我国新能源股票投资的风险-收益状况。最优权重投资组合 (Portfolio

2) 和等权重投资组合 (Portfolio 4) 明显比动态、OLS 静态套期保值避险投资组合 (Portfolio 3、Portfolio 5) 具备更高的风险规避效率, 特别是最优权重投资组合 (Portfolio 2), 同时, 表 4-11 的实证结果显示, 最优权重投资组合 (Portfolio 2) 可以提高我国新能源股票风险调整后的收益率而等权重投资组合 (Portfolio 4) 则会降低我国新能源股票风险调整后的收益率。在整体样本时期的实证结果中, 最优权重投资组合 (Portfolio 2) 仍被发现可以更多地改善我国新能源股票投资的风险-收益状况。

表 4-13 报告了子样本时期国际原油期货与我国新能源股票投资组合 2-5 相比只进行我国新能源股票投资的投资组合 1 所降低的极端下行风险的幅度, 为了方便比较, 这里同样展示了整体样本时期的统计数据。通过子样本时期 Christoffersen (1998) 检验的 p 值可以发现, 由 AR(1)-GJR(1,1)-skewed- t -Copula 模型估计的 VaR 值具有正确的条件覆盖范围, 说明该模型对 VaR 的估计是准确的。其次, 从 VaR 的降低幅度来看, 无论是在剧烈波动时期还是平静时期, 最优权重投资组合 (Portfolio 2) 均可以最大程度地降低我国新能源股票投资的极端下行风险, 并且, 相比对我国传统化石能源股票投资的情况, 此种改善作用对我国新能源股票投资更明显, 这可能由于第三章显示我国新能源股票市场比我国传统化石能源股票市场更容易受到国际原油期货价格极端下行风险的影响; 并且, 剧烈波动时期, 最优权重投资组合 (Portfolio 2) 能够比平静时期更大幅度地降低我国新能源股票投资的极端下行风险。基于投资组合 VaR 的估计值, 单侧符号检验显示子样本时期投资组合 2-5 相对于投资组合 1 的损失函数不存在显著的差异。

表 4-13 子样本时期国际原油期货与我国新能源股票投资组合的极端下行风险规避效率

	整体样本时期			剧烈波动时期			平静时期		
	Con.cov	VaR red	Sign test	Con.cov	VaR red	Sign test	Con.cov	VaR red	Sign test
Portfolio 1	0.381	—	—	0.103	—	—	0.259	—	—
Portfolio 2	0.424	0.296	41.490	0.164	0.330	27.642	0.289	0.277	31.004
Portfolio 3	0.381	0.031	41.775	0.164	-0.074	27.785	0.206	0.001	31.004
Portfolio 4	0.000	0.245	41.490	0.217	0.265	27.642	0.261	0.248	31.004
Portfolio 5	0.381	0.021	41.632	0.245	0.059	27.928	0.259	0.001	31.004

注: 此表报告了子样本时期资产组合 2-5 (Portfolio 2-5) 相对于投资组合 1 (Portfolio 1) 的极端下行风险降低幅度, 剧烈波动时期的样本区间为 2006 年 8 月 31 日至 2009 年 12 月 31 日, 平静时期的样本区间为 2010 年 1 月 4 日至 2014 年 4 月 22 日, 并以整体样本时期作为参考依据。Con.cov 为 Christoffersen (1998) 检验的 p 值, p 值越大, 表示投资组合的 VaR 越能够被准确地估计; VaR red 为投资组合 2-5 相对于投资组合 1 的 VaR 降低幅度; Sign test 为单侧符号检验, 用以检验投资组合 2-5 相对于投资组合 1 的损失方程的差异。

与整体样本时期的实证结果一致，虽然最优权重投资组合（Portfolio 2）可以最大限度地降低我国新能源股票投资的风险价值（相比我国传统化石能源股票投资，该策略的极端下行风险规避效率对我国新能源股票投资的作用更明显），但其损失函数与单独进行我国新能源股票投资的损失函数不存在显著差异。对比子样本时期与整体样本时期投资组合 2 的 VaR 降低幅度和符号检验统计值后可以发现，在剧烈波动时期，该种风险管理策略对我国新能源股票市场极端下行风险的降低作用强于整体样本时期，并且单侧符号检验统计值的数值也有更明显的降低，说明在此时期，国际原油期货市场对降低我国新能源股票市场的损失函数具有一定的作用，但仍不统计显著。

4.4.6 能源子产业部门的实证分析

如第二章和第三章的实证结果所述，相比我国能源整体产业部门，我国能源子产业部门股票市场的条件波动率特点及其与国际原油期货市场的相依程度和相依结构也存在着一些差异，考虑到这些差异，这里按照前两章的实证思路进一步分析国际原油期货在我国能源子产业部门股票市场上的风险管理应用。

(1) 我国传统化石能源产业子产业部门的实证分析

表 4-14 报告了国际原油期货与我国传统化石能源子产业部门股票最优投资权重的描述性统计值，并以国际原油期货与我国传统化石能源整体产业的最优投资组合权重为依据。具体结论如下所示：

在国际原油期货与我国油气部门股票的投资组合（Portfolio 2: OP- Oil & gas）中，国际原油期货投资权重的均值为 0.467，而我国油气股票投资权重的均值为 0.533，两个投资权重的标准差均为 0.235，说明平均来讲，为了不降低资产预期收益而使国际原油期货与我国油气部门股票投资组合的风险有所降低，在 1 元的投资组合中，约 0.47 元需要投资于国际原油期货市场，而约 0.53 元投资于我国油气股票市场；

在国际原油期货与我国煤炭部门股票的投资组合（Portfolio 2: OP- Coal）中，国际原油期货投资权重的均值为 0.62，而我国煤炭股票投资权重的均值为 0.38，两个投资权重的标准差均为 0.176，说明平均来讲，对于 1 元的投资组合，投资于国际原油期货市场与我国煤炭股票的资金分别约为 0.62 元及 0.38 元。

与国际原油期货与我国传统化石能源整体产业部门股票的投资组合权重相比，投资组合 OP- Oil & gas 的投资权重的波动更大，而 OP- Coal 的投资权重变动更稳定，这与第三章分析的我国煤炭股票市场与国际原油期货市场相依度的变动更稳定保持一致。

表 4-14 AR(1)-GJR(1,1)-skewed-*t*-Copula 模型估计的国际原油期货与我国传统化石能源子产业部门股票的动态最优投资组合权重

	OP-CO		OP-Oil & gas		OP-Coal	
	OP	CO	OP	Oil & gas	OP	Coal
均值	0.482	0.518	0.467	0.533	0.615	0.384
标准差	0.211	0.211	0.235	0.235	0.176	0.176
最大值	0.907	0.971	0.936	0.991	0.912	0.829
最小值	0.029	0.093	0.009	0.064	0.171	0.088

注：此表报告了资产组合（Portfolio 2）中国际原油期货与我国传统化石能源子产业部门股票最优投资组合权重的基本描述性统计值，并以国际原油期货与我国传统化石能源整体产业部门股票的最优投资组合权重作为参照。其样本区间为 2006 年 8 月 31 日至 2014 年 4 月 22 日。最优投资组合权重依据公式（4-1）得到。资产组合 OP-CO 的动态线性相关系数均由动态 Gaussian Copula 得到；资产组合 OP-Oil&gas 及资产组合 OP-Coal 的动态线性相关系数均由动态 Rotated Gumbel Copula 得到。

表 4-15 报告了国际原油期货与我国传统化石能源子产业部门股票动态套期保值避险组合中避险比率的基本描述性统计。在国际原油期货与我国油气股票的动态套期保值避险投资组合（Portfolio 3: OP-Oil & gas）中，动态避险比率的均值为 0.129，标准差为 0.089，意味着平均来讲，对于 1 元的我国油气部门股票多头头寸可以用 0.13 元的国际原油期货空头头寸来避险。同时，在国际原油期货与我国煤炭股票的动态套期保值避险投资组合（Portfolio 3: OP-Coal）中，动态避险比率的均值为 0.192，标准差为 0.065，意味着平均来讲，我国煤炭公司股票 1 元的多头头寸可以用 0.19 元的国际原油期货空头头寸来避险。对于国际原油期货与我国油气股票/煤炭股票投资组合来说，OLS 回归得到的静态套期保值比率分别为 0.099 和 0.149。

相比国际原油期货与我国化石能源整体产业股票投资组合的避险比率，在投资组合 OP- Coal 中，需要更多的资金的空头头寸来规避单位我国煤炭股票的多头头寸；同时与表 4-14 的实证结果类似，投资组合 OP- Oil & gas 的国际原油期货的避险比率波动更大，而 OP- Coal 的变动更稳定。

表 4-15 AR(1)-GJR(1,1)-skewed-*t*-Copula 模型估计的国际原油期货
与我国传统化石能源子产业部门股票投资组合中的动态避险比率

	OP(OP-CO)	OP(OP-Oil & gas)	OP(OP-Coal)
均值	0.153	0.129	0.192
标准差	0.075	0.089	0.065
最大值	0.503	0.651	0.419
最小值	-0.056	0.001	0.042

注：此表报告了国际原油期货与我国传统化石能源子产业部门股票投资组合（Portfolio 3）中国际原油期货避险效率的基本描述性统计值，并以国际原油期货与我国传统化石能源整体产业部门股票投资组合中国际原油期货的避险效率统计值作为参照，其样本区间为 2006 年 8 月 31 日至 2014 年 4 月 22 日。避险比率依据公式（4-2）得到。资产组合 OP-CO 的动态线性相关系数均由动态 Gaussian Copula 得到；资产组合 OP-Oil&gas 及资产组合 OP-Coal 的动态线性相关系数均由动态 Rotated Gumbel Copula 得到。

表 4-16 报告了国际原油期货与我国传统化石能源子产业股票投资组合 2-5 相比只进行我国传统化石能源子产业股票投资组合 1 所增加的风险调整后收益率的幅度。

在国际原油期货与我国油气部门股票的投资组合中，最优权重投资组合（Portfolio 2）会增加我国油气部门股票风险调整后的收益率，而动态、OLS 静态套期保值避险投资组合（Portfolio 3、Portfolio 5）和等权重投资组合（Portfolio 4）则会降低我国油气部门股票风险调整后的收益率，其中套期保值避险投资组合降低的幅度更大。

相对比地，在国际原油期货与我国煤炭部门股票的投资组合中，套期保值避险投资组合（Portfolio 3、Portfolio 5）会增加我国煤炭部门股票风险调整后的收益率，而最优权重和等权重投资组合（Portfolio 2、Portfolio 4）则会降低我国煤炭部门股票风险调整后的收益率。

与我国传统化石能源整体产业的实证结果相比，相同的是，最优权重投资组合（Portfolio 2）可以最大程度地增加油气部门股票的风险调整后的收益率，动态套期保值避险投资组合（Portfolio 3）会最大程度地降低油气部门股票的风险调整后收益；不同的是，最优权重投资组合（Portfolio 2）对煤炭部门股票的收益率会产生不利的作用，动态套期保值避险投资组合（Portfolio 3）会增加煤炭股票的收益率。

表 4-16 国际原油期货与我国传统化石能源子产业部门股票投资组合
风险调整后收益率的增加率

	OP-CO	OP-Oil & gas	OP-Coal
Portfolio 1	—	—	—
Portfolio 2	0.423	0.490	-0.173
Portfolio 3	-0.178	-0.095	0.011
Portfolio 4	-0.139	-0.026	-0.204
Portfolio 5	-0.038	-0.048	-0.015

注：此表报告了资产组合 2-5 (Portfolio 2-5) 相对于投资组合 1 (Portfolio 1) 风险调整后收益率的增加幅度，并以国际原油期货与我国传统化石能源整体产业股票的投资组合作为参照，其样本区间为 2006 年 8 月 31 日至 2014 年 4 月 22 日。风险调整后收益率的增加幅度根据公式 (4-5) 得到。

表 4-17 报告了国际原油期货与我国传统化石能源子产业股票投资组合 2-5 相比只进行我国传统化石能源子产业部门股票投资的投资组合 1 所降低的风险幅度。该表的实证结果显示，最优权重投资组合 (Portfolio 2) 均能够最大程度地降低我国传统化石能源子产业部门股票的投资风险，其次是等权重投资组合 (Portfolio 4)。其中，相比对我国油气产业股票投资风险的规避作用，投资组合 2、4 能够更多地降低我国煤炭产业股票投资风险。静态 OLS 套期保值避险投资组合 (Portfolio 5) 的风险规避效率仍然没有显著优于动态套期保值避险投资组合 (Portfolio 3)。此表的实证结果与整体传统化石能源产业的实证结果保持一致。

表 4-17 国际原油期货与我国传统化石能源子产业部门股票投资组合的风险规避效率

	OP-CO	OP-Oil & gas	OP-Coal
Portfolio 1	—	—	—
Portfolio 2	0.438	0.493	0.526
Portfolio 3	0.023	0.011	0.026
Portfolio 4	0.339	0.370	0.467
Portfolio 5	0.018	0.012	0.019

注：此表报告了资产组合 2-5 (Portfolio 2-5) 相对于投资组合 1 (Portfolio 1) 的风险降低幅度，并以国际原油期货与我国传统化石能源整体产业股票的投资组合作为参照，其样本区间为 2006 年 8 月 31 日至 2014 年 4 月 22 日。风险降低幅度即公式 (4-6) 所计算的风险规避效率。

综合表 4-16 及表 4-17 的实证结果来看，最优权重投资组合 (Portfolio 2) 可以显著地改善我国油气产业股票投资的风险-收益状况，它可以使我国油气产业股票风险调整后的收益率有所增加而投资风险有所降低；对于我国煤炭产业股票投资来说，虽然动态套期保值避险投资组合 (Portfolio 3) 可以增加其风险调整后的收益率，但是对投

资风险降低的效率很不明显，所以比较来看，依然是最优权重投资组合（Portfolio 2）能够较好地改善我国煤炭产业部门股票投资的风险-收益状况。这样，与国际原油期货与我国传统化石能源整体产业部门股票的实证结果一致，在风险调整后的收益率与风险规避效率方面，最优权重投资组合（Portfolio 2）仍然被发现为最优的投资策略。

表 4-18 报告了国际原油期货与我国传统化石能源子产业部门股票的投资组合 2-5 相比只进行我国传统化石能源子产业部门股票投资的投资组合 1 所降低的极端下行风险。便于比较，这里同时展示了资产组合 OP-CO 极端下行风险规避的统计数据。首先，从 Christoffersen (1998) 检验的 p 值来看，由 AR(1)-GJR(1,1)-skewed- t -Copula 模型估计的资产组合的 VaR 值在绝大多数情况下具有正确的条件覆盖范围（对于国际原油期货与我国煤炭部门股票投资组合来说，该模型对其投资组合 3、4、5 的 VaR 计算精度受到质疑，而投资组合 2 的 VaR 值仍然可以被准确估计）。其次，VaR 的降低幅度显示，最优权重投资组合（Portfolio 2）均可以最大程度地降低我国油气、煤炭部门股票投资的极端下行风险，并且降低的幅度相同，其次是等权重投资组合（Portfolio 4），对于动态和 OLS 静态套期保值避险投资组合（Portfolio 3、Portfolio 5）来说，该投资策略甚至会加大我国煤炭股票投资的极端下行风险。第三，基于投资组合 VaR 估计值的单侧符号检验结果显示，国际原油期货与我国传统化石能源子产业部门股票的投资组合 2-5 相对于投资组合 1 的损失函数不存在显著的差异。

结合 4.4.4 节主体实证分析的结果来看，最优权重投资组合（Portfolio 2）可以最大程度地降低我国传统能源整体产业部门及子产业部门股票投资的 VaR 值，但是从基于 VaR 的损失函数差异来看，最优权重投资组合并没有使由 VaR 估计失败所引致的超额收益率损失显著降低。

表 4-18 国际原油期货与我国传统化石能源子产业部门股票投资组合的极端下行风险规避效率

	OP-CO			OP- Oi l& gas			OP-Coal		
	Con.cov	VaR red	Sign test	Con.cov	VaR red	Sign test	Con.cov	VaR red	Sign test
Portfolio 1	0.424	—	—	0.381	—	—	0.251	—	—
Portfolio 2	0.434	0.269	41.395	0.320	0.225	41.347	0.121	0.225	41.442
Portfolio 3	0.442	0.005	41.442	0.404	0.028	41.822	0.000	-0.360	41.395
Portfolio 4	0.320	0.203	41.395	0.121	0.124	41.347	0.000	0.125	41.490
Portfolio 5	0.381	0.021	41.632	0.412	0.023	41.786	0.000	-0.369	41.359

注：此表报告了资产组合 2-5（Portfolio 2-5）相对于投资组合 1（Portfolio 1）的极端下行风险降低幅度，并以整体样本时期作为参考依据，其样本区间为 2006 年 8 月 31 日至 2014 年 4 月 22 日。Con.cov 是 Christoffersen (1998) 检验的 p 值， p 值越大，表示投资组合的 VaR 越能够被准确地估计；VaR red 为投资组合 2-5 相对于投资组合 1 的

VaR 降低幅度；Sign test 为单侧符号检验，用以检验投资组合 2-5 相对于投资组合 1 的损失方程的差异。

(2) 我国新能源产业子产业部门的实证分析

表 4-19 报告了国际原油期货与我国新能源子产业部门股票最优投资组合权重的描述性统计值³²。主要结论包括以下几点：

在国际原油期货与我国太阳能部门股票的投资组合中，国际原油期货投资权重的均值为 0.545，而我国太阳能股票投资权重的均值为 0.455，两个投资权重的标准差均为 0.134，说明平均来讲，在 1 元的投资组合中，为了不降低资产预期收益而使国际原油期货与我国太阳能部门股票投资组合的风险有所降低，约 0.54 元需要投资于国际原油期货市场，而约 0.46 元投资于我国太阳能股票市场；

在国际原油期货与我国风能部门股票的投资组合中，国际原油期货投资权重的均值为 0.442，而我国风能股票投资权重的均值为 0.558，两个投资权重的标准差均为 0.127，说明平均来讲，在 1 元的投资组合，投资于国际原油期货市场与我国风能股票的资金分别约为 0.44 元及 0.56 元；

与国际原油期货与我国新能源整体产业部门股票的投资组合权重相比，投资组合 OP-Solar 及投资组合 OP-Wind 的投资权重均值与标准差均与 4.4.4 节的主体实证分析十分相似。

表 4-19 AR(1)-GJR(1,1)-skewed-*t*-Copula 模型估计的国际原油期货与我国新能源子产业部门股票动态最优投资组合权重

	OP-NE		OP-Solar		OP-Wind	
	OP	NE	OP	Solar	OP	Wind
均值	0.481	0.518	0.545	0.455	0.442	0.558
标准差	0.135	0.135	0.134	0.134	0.127	0.127
最大值	0.787	0.856	0.473	0.828	0.763	0.860
最小值	0.144	0.213	0.183	0.172	0.140	0.237

注：此表报告了资产组合（Portfolio 2）中国际原油期货与我国新能源子产业部门股票最优投资组合权重的基本描述性统计值，并以国际原油期货与我国新能源整体产业部门股票投资组合中国际原油期货的避险效率统计值作为参照，其样本区间为 2010 年 9 月 14 日至 2014 年 4 月 22 日。最优投资组合权重依据公式（4-1）得到。资产组合 OP-NE、资产组合 OP-Solar 及资产组合 OP-Wind 的动态线性相关系数均由动态 Gumbel Copula 得到。

表 4-20 报告了国际原油期货与我国新能源子产业部门股票动态套期保值避险组

³² 为了与市场组合 OP-Solar 和 OP-Wind 的样本时期（2010 年 9 月 14 日至 2014 年 4 月 22 日）保持一致，这里使用对市场组合 OP-NE 相依性重新进行估计的最优模型，即边缘分布模型为 AR(1)-GJR(1,1)-skewed-*t*，而最优 Copula 模型是动态 Gumbel Copula 函数。

合中动态避险比率的基本描述性统计。在国际原油期货与我国太阳能股票的动态避险投资组合中，避险比率的均值为 0.101，标准差为 0.112，意味着平均来讲，对于 1 元我国太阳能部门股票的多头头寸可以用 0.10 元的国际原油期货空头头寸来避险。同时，在国际原油期货与我国风能股票的避险投资组合中，避险比率的均值为 0.074，标准差为 0.082，意味着平均来讲，我国风能部门股票 1 元的多头头寸可以用 0.07 元的国际原油期货空头头寸来避险。对于国际原油期货与我国太阳能股票/风能股票投资组合来说，OLS 回归得到的静态套期保值比率分别为 0.129 和 0.096。

与国际原油期货与我国新能源整体产业部门股票的投资组合权重相比，投资组合 OP-Solar 及投资组合 OP-Wind 的动态避险比率均值更低，意味着对于 1 元的我国新能源子产业部门股票的多头头寸，可以用更少的国际原油期货空头头寸来避险；就动态避险比率的波动来说，投资组合 OP-Solar 中的动态避险比率波动更明显，而投资组合 OP-Wind 中动态避险比率的变动与 4.4.4 节的主体实证分析十分相似。

表 4-20 AR(1)-GJR(1,1)-skewed-*t*-Copula 模型估计的国际原油期货与我国新能源子产业部门股票投资组合中的动态避险比率

	OP(OP-NE)	OP(OP-Solar)	OP(OP-Wind)
均值	0.110	0.101	0.074
标准差	0.079	0.112	0.082
最大值	0.454	0.694	0.533
最小值	-0.005	-0.008	-0.003

注：此表报告了国际原油期货与我国新能源子产业部门股票投资组合（Portfolio 3）中国际原油期货避险效率的基本描述性统计值，并以国际原油期货与我国新能源整体产业部门股票投资组合中国际原油期货的避险效率统计值作为参照，其样本区间为 2010 年 9 月 14 日至 2014 年 4 月 22 日。避险比率依据公式（4-2）得到。资产组合 OP-NE、资产组合 OP-Solar 及资产组合 OP-Wind 的动态线性相关系数均由动态 Gumbel Copula 得到。

表 4-21 报告了国际原油期货与我国新能源子产业股票投资组合 2-5 相比只进行我国新能源子产业股票投资组合 1 所增加的风险调整后收益率的幅度。

在国际原油期货与我国太阳能部门股票的投资组合中，最优权重投资组合（Portfolio 2）和静态 OLS 套期保值避险投资组合（Portfolio 5）会增加我国太阳能部门股票风险调整后的收益率，而动态套期保值避险投资组合（Portfolio 3）和等权重投资组合（Portfolio 4）则会降低我国太阳能部门股票风险调整后的收益率，其中，等权重投资组合策略降低收益的幅度更大。

在国际原油期货与我国风能部门股票的投资组合中，最优权重投资组合（Portfolio

2) 和避险投资组合 (Portfolio 3、Portfolio 5) 会增加我国风能部门股票风险调整后的收益率, 而等权重投资组合 (Portfolio 4) 则会降低我国风能部门股票风险调整后的收益率。

与我国新能源整体产业的实证结果相比, 最优权重投资组合 (Portfolio 2) 和避险投资组合 (Portfolio 3) 在增加我国新能源子产业部门股票投资收益方面只对我国风能产业部门股票有利, 虽然最优权重投资组合 (Portfolio 2) 也会增加太阳能部门股票风险调整后的收益率, 但是避险投资组合 (Portfolio 3) 对其收益的增加没有正面效应。OLS 静态套期保重避险投资组合 (Portfolio 5) 不论对新能源整体产业还是其子产业部门的投资收益率均具有正向作用。

表 4-21 国际原油期货与我国新能源子产业部门股票投资组合风险调整后收益率的增加率

	OP-NE	OP-Solar	OP-Wind
Portfolio 1	—	—	—
Portfolio 2	0.016	0.190	0.074
Portfolio 3	0.035	-0.058	0.126
Portfolio 4	-0.722	-0.722	-0.664
Portfolio 5	0.075	0.084	0.050

注: 此表报告了资产组合 2-5 (Portfolio 2-5) 相对于投资组合 1 (Portfolio 1) 风险调整后收益率的增加幅度, 并以国际原油期货与我国新能源整体产业股票的投资组合作为参照, 其样本区间为 2010 年 9 月 14 日至 2014 年 4 月 22 日。风险调整后收益率的增加幅度根据公式 (4-5) 得到。

表 4-22 报告了国际原油期货与我国新能源子产业股票投资组合 2-5 相比只进行我国新能源子产业部门股票投资的投资组合 1 所降低的风险幅度。该表的实证结果显示, 最优权重投资组合 (Portfolio 2) 均能够最大程度地降低我国新能源子产业部门股票的投资风险, 其次是等权重投资组合 (Portfolio 4)。其中投资组合 2、4 能够更多地降低我国太阳能产业股票投资风险。OLS 静态套期保值避险投资权重 (Portfolio 5) 的表现仍然不及动态套期保值避险组合 (Portfolio 3)。此表的实证结果与整体新能源产业的实证结果保持一致。

表 4-22 国际原油期货与我国新能源子产业部门股票投资组合的风险规避效率

	OP-NE	OP-Solar	OP-Wind
Portfolio 1	—	—	—
Portfolio 2	0.426	0.488	0.378
Portfolio 3	0.025	0.024	0.025
Portfolio 4	0.380	0.451	0.324
Portfolio 5	0.016	0.016	0.013

注：此表报告了资产组合 2-5 (Portfolio 2-5) 相对于投资组合 1 (Portfolio 1) 的风险降低幅度，并以国际原油期货与我国新能源整体产业股票的投资组合作为参照，其样本区间为 2010 年 9 月 14 日至 2014 年 4 月 22 日。风险降低幅度即公式 (4-6) 所计算的风险规避效率。

综合表 4-21 及表 4-22 的实证结果来看，最优投资组合权重组合 (Portfolio 2) 可以显著地改善我国太阳能和风能产业股票投资的风险-收益状况，它可以使我国太阳能及风能产业股票风险调整后的收益率有所增加而投资风险有所降低；对于我国风能产业股票投资来说，虽然避险投资组合 (Portfolio 3、Portfolio 5) 可以增加其风险调整后的收益率，但是对投资风险降低的效率并不明显。在整体新能源产业股票市场的分析中，同样发现最优权重投资组合 (Portfolio 2) 可以最大限度地改善整体新能源产业的风险-收益状况。

表 4-23 报告了国际原油期货与我国新能源子产业部门股票的投资组合 2-5 相比只进行我国新能源子产业部门股票投资的投资组合 1 所降低的极端下行风险。Christoffersen (1998) 检验的 p 值显示 AR(1)-GJR(1,1)-skewed- t -Copula 模型估计的 VaR 值具有正确的条件覆盖范围，那么该模型对资产组合 VaR 的估计是准确的。紧接着，对于计算得到的资产组合 VaR 值，VaR 的降低幅度显示最优权重投资组合 (Portfolio 2) 均可以最大程度地降低我国太阳能、风能部门股票投资的极端下行风险，并且这种降低极值的作用在太阳能股票投资中更明显，其次是等权重的投资组合 (Portfolio 4)；而避险投资组合 (Portfolio 3、Portfolio 5) 策略甚至会加大我国太阳能、风能股票投资的极端下行风险；基于投资组合 VaR 估计值的单侧符号检验则再次显示国际原油期货与我国新能源子产业部门股票的投资组合 2-5 相对于投资组合 1 的损失函数不存在显著差异。

结合这里关于国际原油期货与我国新能源整体产业的实证结果来看，其基本结论是一致的，即最优权重投资组合 (Portfolio 2) 可以最大程度地降低我国传统能源整体产业部门及子产业部门股票投资的 VaR 值，但从基于 VaR 的损失函数差异的检验来看，

最优权重投资组合并没有使由 VaR 估计值失败所引致的超额收益率损失显著降低。

表 4-23 国际原油期货与我国新能源子产业部门股票投资组合的极端风险规避效率

	OP-NE			OP- Solar			OP-Wind		
	Con.cov	VaR red	Sign test	Con.cov	VaR red	Sign test	Con.cov	VaR red	Sign test
Portfolio 1	0.257	—	—	0.257	—	—	0.146	—	—
Portfolio 2	0.246	0.269	28.132	0.206	0.315	28.132	0.237	0.241	28.340
Portfolio 3	0.146	-0.001	28.201	0.206	-0.032	28.201	0.146	-0.015	28.410
Portfolio 4	0.246	0.238	28.132	0.246	0.288	28.132	0.257	0.208	28.340
Portfolio 5	0.087	-0.004	28.271	0.146	-0.033	28.271	0.087	-0.019	28.340

注：此表报告了资产组合 2-5 (Portfolio 2-5) 相对于投资组合 1 (Portfolio 1) 的极端风险降低幅度，并以整体样本时期作为参考依据，其样本区间为 2010 年 9 月 14 日至 2014 年 4 月 22 日。Con.cov 是 Christoffersen (1998) 检验的 p 值， p 值越大，表示投资组合的 VaR 越能够被准确地估计；VaR red 为投资组合 2-5 相对于投资组合 1 的 VaR 降低幅度；Sign test 为单侧符号检验，用以检验投资组合 2-5 相对于投资组合 1 的损失方程的差异。

4.5 本章小结

为了规避我国能源股票市场上的投资风险，本章总共考察了四种风险管理策略，相对应地构建了四种投资组合，即最优权重投资组合、动态套期保值避险投资组合、等权重投资组合和 OLS 静态套期保值避险投资组合（分别记作 Portfolio 2、3、4 及 5）。具体来说，首先通过 Kroner and Ng (1998) 的最优投资组合权重理论与方差最小化避险策略确定最优权重投资组合和避险投资组合中资产的权重，然后从风险调整后的收益率、风险规避效率、极端下行风险规避效率三个方面检验最优权重投资组合、动态套期保值避险投资组合、等权重投资组合和 OLS 静态套期保值避险组合是否显著改善了我国能源股票投资组合（记作 Portfolio 1）的风险-收益状况，最后进行了子样本和子产业的实证分析，本章的实证结果主要包括以下几点：

(a) 最优权重投资组合 (Portfolio 2) 中的投资权重显示，对于 1 元的 OP-CO 投资组合，为了不降低资产预期收益而使投资组合的风险有所降低，约 0.48 元应该投资于国际原油期货市场，约 0.52 元应该投资于我国传统化石能源股票市场；而对于 1 元的 OP-NE 投资组合，投资于国际原油期货市场与我国新能源股票市场的资金均约为 0.5 元，趋近于等权重投资组合；避险投资组合 (Portfolio 3) 的避险比率显示，1 元的我国传统化石能源股票的多头头寸可以用 0.15 元的国际原油期货空头头寸来避险；而 1 元的我国新能源股票的多头头寸可以用 0.12 元的国际原油期货空头头寸来避险；

(b) 结合风险调整后的收益率和风险规避效率来看，最优权重投资组合 (Portfolio

2) 可以显著地改善我国能源股票投资的风险-收益状况, 即它可以使风险调整后的收益率有所增加而投资风险有所降低; 同时, 等权重的投资组合 (Portfolio 4) 虽然可以降低我国能源股票投资的风险, 但不能增加其风险调整后的投资收益; 避险投资组合 (Portfolio 3、Portfolio 5) 只可以轻微地降低我国能源股票的投资风险, 在大多数情况下恶化了能源股票投资风险调整后的收益率, 并且动态套期保值避险投资组合的风险规避效率高于 OLS 静态套期保值避险投资组合;

(c) 实证结果显示, AR(1)-GJR(1,1)-skewed- t -Copula 模型可以准确地计算本章投资组合的 VaR 值, 其中, 最优权重投资组合 (Portfolio 2) 可以最大程度地降低我国能源股票投资的极端下行风险 (VaR 值), 其次分别是等权重的投资组合 (Portfolio 4)、动态套期保值避险投资组合 (Portfolio 3) 和 OLS 静态套期保值避险投资组合 (Portfolio 5), 然而, 基于 VaR 值的损失函数检验发现, 投资组合 2-5 相对于投资组合 1 的损失函数不存在显著的差异;

(d) 子样本实证分析结果显示, 对于最优权重投资组合 (Portfolio 2) 来说, 在剧烈波动时期, 国际原油期货应被给予更多的投资权重, 我国能源股票投资权重相对较低; 在平静时期, 此结论相反; 对动态套期保值避险组合 (Portfolio 3) 来说, 在剧烈波动时期与平静时期, 国际原油期货的动态避险比率较为类似; OLS 静态套期保值组合 (Portfolio 5) 的避险比率在平静时期较高。同时, 相比平静时期, 剧烈波动时期的动态最优投资组合权重及动态避险比率的变动更大 (其中投资组合 OP-NE 中资产头寸的波动大于投资组合 OP-CO 中资产头寸的波动), 说明投资需要更加频繁地调整投资权重来进行风险规避; 综合风险调整后的收益率和风险规避效率判断, 与整体样本时期的实证结果一致, 最优权重投资组合 (Portfolio 2) 在子样本时期也可以更多地改善我国能源股票投资的风险-收益状况; 从极端下行风险规避的角度来看, 无论是在剧烈波动时期还是平静时期, 最优权重投资组合 (Portfolio 2) 也都可以最大程度地降低我国能源股票投资的极端下行风险, 然而, 单侧符号检验仍然显示子样本时期投资组合 2-5 相对于投资组合 1 的损失函数均不存在显著的差异;

(e) 子产业部门实证分析结果显示, 对于国际原油期货与我国油气、煤炭产业部门股票的最优权重投资组合 (Portfolio 2) 和动态套期保值避险投资组合 (Portfolio 3) 来说, 投资组合 OP- Oil & gas 的投资权重的波动更大, 而 OP- Coal 的投资权重变动更稳定; 与国际原油期货与我国传统化石能源整体产业部门股票的实证结果一致, 在风

险调整后的收益率、风险规避效率及极端下行风险规避效率方面，最优权重投资组合（Portfolio 2）仍被发现为我国油气、煤炭股票投资最优的投资策略，但从基于 VaR 的损失函数来看，国际原油期货不能显著地降低我国传统化石能源子产业部门股票投资的极端下行风险；对于国际原油期货与我国太阳能、风能产业部门股票的最优权重投资组合（Portfolio 2）来说，最优投资权重的均值和标准差与整体产业分析十分相似，而在其动态套期保值避险投资组合中（Portfolio 3），动态避险比率的均值要低于整体产业分析的相关结果，在风险调整后的收益率、风险规避效率及极端风险规避效率方面，最优权重投资组合（Portfolio 2）仍然可以最大程度地改善我国太阳能、风能股票投资的风险收益状况，但投资组合 2-5 相对于投资组合 1 基于 VaR 的损失函数均不存在显著的差异。

第 5 章 总结与展望

股票市场作为我国能源产业发展的一项重要融资渠道，其价格变化直接影响着能源公司权益融资的收益。在过去几十年中，我国能源公司的迅猛发展和能源公司股票投资的丰厚回报收获了更多关注。在国家能源安全问题以及绿色经济发展被高度重视的背景下，我国能源公司股票预期将持续受到关注。

正如我们所知，能源公司股票价格的上涨主要得益于能源价格的变动，而原油价格作为能源市场价格的基准，其自然会对能源公司股价产生影响。基于这种普遍观点，目前的研究已大多将原油价格作为能源公司股票价格变动的主要风险因素。随着我国原油进口依存度的日益上升，国际原油价格预计会越来越地影响我国能源公司的股票价格，研究国际原油价格这一重要风险因素与我国能源公司股价的关系显得更加重要和迫切。

值得注意的是，近年来，国际原油市场经历了大规模的价格变动，国际原油市场不仅简单地受到供需关系的影响，其与宏观经济、与汇率市场、股票市场、期货市场等金融市场的关系日益紧密，这使得实务界以及学术界更加重视原油价格的波动率溢出效应及其极值变动的的影响，同时，在此期间，我国能源股票市场近年来也经历了急剧的上涨和下跌行情，比如 2007 年的牛市行情及 2008 年初开始的熊市行情。遗憾的是，目前关于国际油价的波动与能源公司股价波动相互关系的文献还十分匮乏，有关油价与能源公司股价极值相关性（相依结构）以及基于油价与能源股价相依性风险管理策略的研究仍处于空白，重要的是，以上两个研究议题均没有以我国为背景开展过。而为了解决不可预期的过度风险问题，金融机构和监管部门已发展了多种风险管理技术来应对市场的极端变动，以达到保护投资者的目的。在目前的实证研究中，为了更好地衡量地市场之间的波动率联系和尾部相关性（相依结构），多元 GARCH 和 Copula 函数是更受欢迎的实证方法，本文就是在这样的模型框架下进行研究，通过运用更为科学合理的二元非对称 BEKK 模型和动态 Copula 函数，以更准确地刻画国际油价与我国能源公司股价之间的相依性，从而弥补了目前研究议题的空白，并为投资者和政策制定者的决策提供实证依据。

本章将对本文的研究工作进行详细地总结，同时，依据实证结果做出潜在的能源

政策建议，并对未来可能的研究方向进行展望。

5.1 论文工作总结

5.1.1 国际油价与我国能源公司股价的收益率及波动率溢出效应

首先对国际油价与我国能源公司股价的走势进行分析，为了便于研究模型的选择，其次对国际油价与我国能源公司股价的收益率分布特征及其波动率特点进行基本描述性统计，再次使用二元非对称 BEKK 模型对以下四个方面展开实证分析和讨论：

(1) 国际油价与我国能源公司股价的收益率溢出效应研究

为了考察国际油价与我国能源公司股价收益率的溢出效应，并考虑到收益率溢出效应潜在的非对称性，在条件均值方程中，本文分别研究了一项资产滞后一期的正、负收益率对另一项资产当前收益率的影响。

实证研究发现：原油期货收益率变动对我国能源公司股票价格收益率具有显著的正影响；而我国能源股票价格的收益变动对国际原油期货收益率的影响依能源部门而不同，比如，我国传统化石能源股票滞后一期的负收益率对当期国际原油期货收益率具有显著负影响，而我国新能源公司股票滞后一期的收益率对当期国际原油期货收益率均不存在显著影响；同时，国际原油期货市场与我国能源股票市场之间收益率溢出效应具有非对称性，相比国际原油期货市场滞后一期的正收益率，其滞后一期的负收益率能够引起我国能源股票市场当期收益率更大幅度的变动。

(2) 国际油价与我国能源公司股价的波动率溢出效应研究

同时，为了检验国际油价与我国能源公司股价的波动率溢出效应，并考虑到市场冲击对资产波动率影响的非对称性，在条件波动率方程中，本文将二元 BEKK 模型中加入价格短期冲击的非对称项，即特别考虑了一项资产负的短期冲击对本身及另一项资产波动率的非对称效应。

实证研究结果发现：当两个市场 $t-1$ 时期短期冲击的符号相反时，我国能源股票市场 t 时期的波动率较高；当两个市场短期冲击的符号同为负时，国际原油期货价格的条件方差最大；自身方差的非对称性存在于国际原油期货市场与我国传统化石能源股票

市场中。

(3) 国际油价与我国能源公司股价溢出效应的子样本期间实证分析

在本文选用的整体样本时期中，受全球金融危机的影响，国际原油价格出现了急剧的上涨和下跌，此种情形促使能源股票投资者迫切想要了解国际油价在剧烈波动时期和平静时期与我国能源股票价格的收益率及波动率溢出效应分别如何表现。在经过对两个子样本时期资产的收益率和波动率进行基本描述性分析之后，本文决定仍然使用主体实证分析中的条件均值和条件波动率模型对子样本时期市场价格的关系进行建模。

研究结果发现：在国际原油市场剧烈波动时期，国际原油期货市场对我国能源股票市场正向的收益率溢出关系被打破，而在平静时期，二者之间的收益率溢出效应恢复到整体样本期间的状态，甚至国际原油期货市场对我国能源公司股票市场正向的收益率溢出关系有所加强。相对应地，在国际原油市场剧烈波动时期，国际原油期货市场对我国能源公司股票市场的波动率溢出效应也有所减弱，而在平静时期恢复到整体样本期间的状态；如此来看，平静时期的实证结果证实了整体样本时期结果的稳健性。

(4) 国际油价与我国能源公司股价溢出效应的能源子产业部门实证分析

由于我国能源产业的各子产业部门存在不同的发展特点，于是引起了本文进一步研究不同能源子产业部门股票价格与国际油价之间溢出效应的兴趣。经过对能源子产业部门股票价格收益率与波动率基本特点进行预分析之后，本文同样使用主体实证分析的研究方法来刻画国际油价与我国能源子产业部门股票价格的溢出效应。

实证研究结果发现：国际原油期货市场与我国能源子产业股票市场的收益率与波动率溢出效应与国际原油期货市场与我国能源产业整体股票市场的溢出效应事实基本一致；其中，在传统化石能源子产业中，国际原油期货市场与我国煤炭产业股票市场具有更密切的关系，在新能源子产业中，国际原油期货市场与我国太阳能产业股票市场间的波动率溢出效应更加明显。

5.1.2 国际油价与我国能源公司股价的相依性测度

为了全面、准确地刻画国际油价与我国能源公司股价的相关关系，本文不仅局限于使用多元 GARCH 模型考察市场之间的收益率与波动率溢出效应，同时，进一步使用动态 Copula 函数刻画市场之间的相依结构与相依程度。相比二元非对称的 BEKK 模型，动态 Copula 函数可以通过分别建模资产收益率的边缘分布从而建立更为有效的多元分布，并且它能够描述市场之间非线性的相依程度，捕捉丰富的尾部相关结构。本部分主要通过以下几点展开实证分析：

(1) 国际油价与我国能源公司股价的相依结构

首先对国际油价与我国能源公司股价的相依性进行预分析，包括衡量国际油价与我国能源公司股价之间非条件的 Pearson 相关系数和 Kendall τ 值，运用 Empirical Copula 表对市场之间的相关结构进行初步分析。预分析结果显示：国际原油期货与我国能源股票价格收益率呈正向且较低的相关关系，其中，国际原油期货市场与我国传统化石能源股票市场的相关关系高于国际原油期货市场与我国新能源股票市场的相关关系，市场间的尾部相关程度呈现较低的相关水平且接近相互独立的情形。结合第二章关于资产收益率基本分布特征的实证结果以及上述的预分析结果，本文使用 AR(1)-GJR(1,1)-skewed- t 建模国际原油期货与我国能源股票收益率的边缘分布，使用动态 Gaussian Copula、动态 Student t Copula、动态 Gumbel Copula 和动态 Rotated Gumbel Copula 构建市场之间的相依结构。

实证研究结果发现：通过比较对数极大似然值和信息准则 AIC 值，动态 Gaussian Copula 函数和动态 Rotated Gumbel Copula 可以分别最准确地描述国际油价与我国传统化石能源公司股价及国际油价与我国新能源公司股价的相依结构，那么由此说明国际油价与我国传统化石能源股价呈现尾部相互独立的相依结构，而国际油价与我国新能源公司股价呈现较为明显的下尾部相关的相依结构。

(2) 国际油价与我国能源公司股价的相依程度

由于 Kendall 秩相关系数 τ 可以捕捉市场间相依关系的非线性特征，因此，在展示市场平均相依程度方面，本文不仅报告了市场间的动态线性相关系数 ρ_t ，也报告了市

场间的动态 Kendall τ_t 值。

实证结果显示：衡量市场平均相依程度的动态线性相关系数 ρ_t 和动态 Kendall τ_t 值的走势基本一致。具体来说，国际原油期货市场与我国能源股票市场的相依程度在 2008 年下半年至 2009 年初出现了急剧上涨，但其很快就恢复到危机前水平；其中，国际原油期货与我国传统化石能源股票市场间相依度的数值较国际原油期货与我国新能源股票市场间的高，而前者相依度的变动幅度小于后者；就市场间的尾部相依程度而言，国际原油期货市场与我国传统化石能源股票市场间的上下尾部相关程度均为 0，而国际原油期货市场与我国新能源股票市场间的上尾部相关程度为 0，下尾部相关程度与其市场平均相依程度的走势基本一致，但其变动更加剧烈，说明两个市场同时出现极值的概率变化幅度较大，新能源股票投资者对市场极端风险的防范十分必要。

(3) 国际油价与我国能源公司股价相依性的子样本期间实证分析

结合第二章子样本时期资产收益率的基本分布特征，这里仍然使用 AR(1)-GJR(1,1)-skewed- t 对国际原油期货与我国能源股票收益率的边缘分布建模，然后，使用主体实证分析中的 4 种动态 Copula 函数构建市场间的相依结构与相依程度。

实证结果显示：动态 Gaussian Copula 函数均可以最准确地刻画国际原油期货市场与我国传统化石能源股票市场子样本时期的相依结构，而对于国际原油期货与我国新能源股票市场之间的相依结构而言，剧烈波动时期和平静时期最优的动态 Copula 函数分别是 Rotated Gumbel Copula 和 Gumbel Copula，由此来看，国际原油期货市场与我国新能源股票市场的尾部相依性更明显；在子样本时期，国际原油期货市场与我国新能源股票市场相依程度的变动均明显大于国际原油期货市场与我国传统化石能源股票市场相依程度的变动；剧烈波动时期国际原油期货市场与我国能源股票市场急剧上升的平均相依程度没有显著的持续性，其相关程度反而低于平静时期的情形。总体来看，子样本时期的大多数实证事实与整体样本时期的保持一致。

(4) 国际油价与我国能源公司股价相依性的能源子产业部门实证分析

结合第二章能源子产业部门股票资产及相应的国际原油期货收益率的基本特征，这里仍然使用 AR(1)-GJR(1,1)-skewed- t 对国际原油期货与我国能源子产业部门股票收益率的边缘分布建模，然后，使用主体实证分析中的 4 种动态 Copula 函数构建市场之

间的相依结构与相依程度。

实证结果显示：动态 Rotated Gumbel Copula 函数可以最准确地刻画国际原油期货与我国油气/煤炭部门股票市场的相关结构；而动态 Gumbel Copula 函数是国际原油期货市场与我国太阳能/风能股票市场间相依结构的最佳选择；能源子产业部门的股票市场比整体能源股票市场更容易受到国际油价极值的影响；国际原油期货市场与我国油气/煤炭产业部门股票市场平均相依程度的动态变化与国际原油期货市场与我国传统化石能源整体产业股票市场平均相依性变动的实证结果基本一致，而国际原油期货市场与我国太阳能股票市场平均相依度的变动状况与该时期国际原油期货市场与我国新能源整体股票市场相依度的变动较为一致；综合市场平均相依程度和尾部相依程度而言，在我国传统化石能源子产业部门中，我国煤炭部门股票市场与国际原油期货市场之间的关联程度更加紧密，在我国新能源子产业部门，我国太阳能股票市场与国际原油期货市场之间的关系更加紧密。

5.1.3 国际原油期货在我国能源公司股票投资风险管理中的应用

准确建模市场之间的相依性能够为投资者了解市场之间的相互作用、相关程度和相依结构提供重要的实证依据，然而，了解这些要素的最终目的在于让投资者通过构建投资组合，更好地防范投资风险，既然市场间的相关程度是构建投资组合的重要变量，那么，在第三章实证分析结果的基础上，这里通过以下几个方面探讨国际原油期货在我国能源公司股票投资风险管理中的应用：

(1) 国际原油期货与我国能源股票投资组合的构建

通过 Kroner and Ng (1998) 的最优投资组合权重理论与方差最小化避险策略确定最优权重投资组合和避险投资组合中资产的权重。

实证结果显示：根据最优权重投资组合中资产权重的均值，对于 1 元的国际原油期货与我国传统化石能源公司股票的投资组合，为了不降低资产预期收益而使投资组合的风险有所降低，约 0.48 元应投资于国际原油期货市场，约 0.52 元应投资于我国传统化石能源股票市场；而对于 1 元的国际原油期货与我国新能源公司股票的投资组合，投资于国际原油期货市场与我国新能源股票市场的资金均约为 0.5 元，趋近于等权重投资组合；依据动态套期保值避险投资组合中动态避险比率的均值，1 元的我国传统化石

能源股票的多头头寸可以用 0.15 元的国际原油期货空头头寸来避险；而 1 元的我国新能源股票的多头头寸可以用 0.12 元的国际原油期货空头头寸来避险。使用 OLS 回归得到的静态避险比率在以上两种情况下分别为 0.12 和 0.08。

(2) 国际原油期货与我国能源股票投资组合风险管理效率的评估

除了最优权重投资组合和动态套期保值避险投资组合，本文还考察了等权重投资组合和静态 OLS 套期保值组合。针对这三种投资策略，这里从风险调整后的收益率、风险规避效率、极端下行风险规避效率三个方面检验它们是否显著改善了我国能源股票投资组合的风险-收益状况。

实证结果显示：结合风险调整后的收益率与风险规避效率来看，最优投资权重组合可以显著地改善我国能源股票投资的风险-收益状况，它可以使风险调整后的收益率有所增加而投资风险有所降低；从极端下行风险规避的角度来看，最优权重投资组合可以最大程度地降低我国能源股票投资的 VaR，其后依次为等权重投资组合和动态套期保值避险投资组合和 OLS 静态套期保值组合；然而，基于 VaR 的损失函数检验显示，所有投资组合相对于单独进行我国能源股票投资的损失函数不存在显著差异，说明虽然国际原油期货有助于降低我国能源股票投资的 VaR，但是这种推断经不起实证检验。

(3) 国际原油期货在我国能源公司股票投资风险管理中应用的子样本分析

子样本时期的实证分析思路仍然采用整体样本时期的分析方法，其实证结果显示：对于最优权重投资组合来说，在剧烈波动时期，国际原油期货应被给予更多的投资权重，我国能源股票投资权重相对较低；而在平静时期，此结论相反；对动态套期保值避险投资组合来说，在剧烈波动时期与平静时期，国际原油期货的动态避险比率较为类似；同时，剧烈波动时期的最优投资组合权重及避险比率的变动更大，说明投资者在此期间需要更加频繁地调整投资权重；结合风险调整后的收益率和风险规避效率判断，与整体样本时期的实证结果一致，最优权重投资组合在子样本时期也可以更多地改善我国能源股票投资的风险-收益状况；从极端下行风险规避的角度来看，最优权重投资组合在子样本时期可以最大程度地降低我国能源股票投资的 VaR，然而，单侧符号检验仍然显示子样本时期所有投资组合相对于我国能源股票投资组合的损失函数不存在显著差异。

(4) 国际原油期货在我国能源子产业部门股票投资风险管理中的应用

国际原油期货在我国能源子产业部门股票投资风险管理中的应用分析也同样使用主体实证分析中的方法，其实证结果显示：对于国际原油期货与我国油气、煤炭产业部门股票的最优权重投资组合和避险投资组合来说，国际原油期货与我国油气股票投资组合最优投资权重的波动更大，而国际原油期货与我国煤炭股票投资组合的变动更稳定；对于国际原油期货与我国太阳能、风能产业部门股票的最优权重投资组合来说，最优投资权重的均值和标准差与整体产业分析十分相似，而在其动态避险投资组合中，动态避险比率的均值要低于整体产业分析的相关结果；与国际原油期货与我国能源整体产业部门股票的实证结果一致，在风险调整后的收益率、风险规避效率及极端下行风险规避效率方面，最优权重投资组合为我国能源子产业部门股票投资的最优风险管理策略，但从基于 VaR 的损失函数来看，国际原油期货不能显著地降低我国能源子产业部门股票投资的极端下行风险。

5.2 能源政策建议

为了发展绿色经济，进一步确保国家能源安全，近年来我国政府出台了一系列鼓励新能源产业发展的政策，如《节能与新能源汽车产业发展规划（2011-2020年）》、《“十二五”国家战略性新兴产业发展规划》、《能源发展“十二五”规划》、《可再生能源中长期发展规划》、《可再生能源发展“十二五”规划》等；同时，在传统化石能源政策方面，我国政府正在不断完善成品油定价机制、进行资源税和环境税改革等。虽然股票投资者的偏好不是制定科学能源政策的全部依据，但是本文的实证结果可以为能源政策制定者推断、预测能源政策信息的影响，更好地发挥股票市场的融资功能提供重要的实证参考，并且为政策制定者判断能源产业发展现状，制定更好的产业发展政策提供实证基础。为了与本文的实证分析思路保持一致，这里将从以下三方面进行论述。

5.2.1 对我国整体能源产业发展的政策建议

鉴于国际原油收益率的变动对我国传统化石能源股票收益率的变动具有显著的正影响，并且，相比国际原油期货滞后的正收益，相同规模的滞后负收益率能够引起我

国传统化石能源股票当前收益率更大幅度的降低，这就意味着相比我国成品油价格的上调，成品油价格的下跌可能会引起我国传统化石能源股票收益率更大幅度的降低，因此，在我国成品油定价机制逐渐趋于理性的过程中，我国传统化石能源公司将面临油价的下跌风险，政策制定者需要引导公司更加关注这些风险。相对比地，国际原油期货市场的正收益率不能引起我国新能源公司股票收益的显著变化，而只有国际原油期货市场的负收益率对其产生显著的负影响，这说明成品油价格的上调可能并不能显著增加投资者对我国新能源股票的兴趣，而成品油价格的下调却很可能使我国新能源股票收益率面临显著的下跌风险。由此来看，在成品油定价机制的理性改善中，我国新能源企业面临的风险更大。鉴于我国新能源企业尚处于初级发展阶段，我国政府需要更多地引导其进行原油价格风险的管控。

鉴于国际油价与我国能源公司股价之间波动率溢出效应的实证结果，能源政策制定者可以了解不同的能源政策消息组合会对我国能源股票投资环境的稳定性产生怎样的影响。根据 2.4.2 节的实证结果，当两个市场 $t-1$ 时期短期冲击的符号相反时，我国传统化石能源股票市场 t 时期的波动率较高，其中，当我国传统化石能源股票市场和国际原油期货市场的短期冲击符号分别为负和正时，国际原油期货对我国传统能源股票市场波动率溢出效应最大，这说明有关国际原油价格的利好消息（利空消息）与我国传统化石能源股票市场利空的政策消息，如成品油价格下调、资源税和环境税征收的上调（利好的政策消息，如成品油价格的上升）的同时发布预期会加大我国传统化石能源股票市场波动率，从而我国传统化石能源股票投资风险上升。特别地，当国际原油价格的利空消息与我国传统化石能源股票市场的利好消息，如成品油价格的上升同时发布时，我国传统化石能源股票的波动最大。在我国，成品油价格的调整常常滞后于国际油价的变动，本文的实证结果暗示这种滞后的油价调整可能会加大传统化石能源股票的投资风险。2.4.2 节的实证结果显示，以上推断同时适用于我国新能源股票市场，比如，有关国际原油价格的利好消息（利空消息）与我国新能源股票市场利空的政策消息，如降低新能源产业的补贴（利好的政策消息，如一系列推动新能源产业发展的政策）的同时发布可能会引起我国新能源股票市场更大的波动率，从而加大我国新能源股票投资风险。需要指出的是，我国新能源公司股票市场的方差平面比我国传统化石能源股票市场的方差平面数值更高，意味着我国新能源股票投资的风险更大，投资环境更不稳定。

3.4.2 节的实证结果显示刻画国际油价与我国传统化石能源公司（新能源公司）股价之间相依结构的最优动态 Copula 函数分别是动态 Gaussian Copula 和动态 Rotated Gumbel Copula，说明相比我国传统化石能源股票市场，我国新能源公司股价会更显著地受到国际油价极端下行风险的干扰；与此同时，3.4.3 节有关国际油价与我国能源公司股价动态相依程度的整体走势显示，国际油价与我国传统化石能源股价之间的相依度变动比国际油价与我国新能源公司股价间相依程度的变动更稳定，不仅说明了新能源公司投资风险较我国传统化石能源股票市场更高，也说明新能源股票投资具有更高的投机性，新能源股票市场会受到更多其它因素干扰的现实。这再次启示我国能源政策制定者新能源股票市场的投资风险更大。为此，为了促进我国新能源产业健康、持续的发展，未来我国政府可以通过进一步提高新能源产业技术的研发基金、降低新能源生产成本，帮助引导其扩大市场份额，通过制定中长期的新能源发展规划、降低政策风险，提高公众使用新能源的意识等来为我国新能源产业提供更加稳定的投资环境。

4.4.3 和 4.4.4 节的实证结果显示最优权重投资组合可以最显著地改善我国能源股票投资的风险-收益状况，最大程度地降低我国能源股票投资组合的 VaR 值，但是包括最优权重投资组合在内的所有风险管理投资组合均不能使由 VaR 估计值失败所引致的超额收益率损失显著降低，这意味着虽然国际原油期货有助于降低我国能源股票市场的投资风险，但其风险规避效率并不稳健。那么，能源政策制定者或监管者需要为我国能源股票投资提供更优质的资产品种来进行风险规避，充分利用市场机制保护投资者的投资收益。

5.2.2 对油价剧烈波动和平静时期我国整体能源产业发展的政策建议

根据 2.4.3 节有关国际油价与我国能源公司股价收益率与波动率溢出效应子样本时期实证分析的结果显示，国际油价剧烈波动时期，我国能源公司股价与国际油价之间的收益率和波动率溢出效应均有所减弱，而至平静时期恢复到整体样本时期的状态；类似地，3.4.4 节显示，剧烈波动时期的国际油价与我国能源公司股价之间的相关结构与整体样本时期的实证结果相比并没有发生变化；受全球金融危机的影响，国际原油期货市场与我国能源股票市场的平均相依程度在 2008 年下半年出现急剧上涨，但是很快就恢复至金融危机发生之前的水平，甚至比危机前水平更低，在平静时期，市场平均相依程度的变动与剧烈波动时期的变动幅度较为一致，而平静时期市场之间的平均

相关程度反而会高于剧烈波动时期市场之间的相关水平。这可能有以下原因造成：在国际油价剧烈波动时期，我国政府的一系列经济刺激政策导致我国能源公司股价没有充分反映油价的波动，特别在 2008 年，我国政府对大型国有油企的巨额补贴使得它们免受油价极值波动的打击，而随着全球经济回暖信号的增强、我国对成品油定价机制的逐渐理性改善以及对财政补贴机制的调整，国际原油期货与我国能源股票市场之间的平均相依程度在平静时期逐渐加强。事实上，经济刺激政策虽然可以在一段时期内可以促进经济的平稳发展，但是为了实现能源产业部门的可持续发展，还需要能源产业部门自主提高其竞争力。长期来看，政府对产业的保护政策会增加政府财政负担，扰乱自我纠正系统及需求导向定价机制。为此，目前一些欧洲国家甚至降低了对新能源产业的补贴力度。对于我国能源政策制定者而言，由于目前我国大多数新能源企业尚处于初级发展阶段，稳定的经济刺激手段（比如补贴、税收优惠等）对于它们来说仍然十分必要，并且这些政策的稳定性和连续性需要特别关注；而对于我国煤炭和油气产业部门来说，一些学者（比如，Liu and Li, 2011）则建议需要逐渐、连续地降低对化石能源的补贴，以尽可能地保证传统能源价格的真实性和客观性，促使这些传统能源企业改进生产技术、提高能源利用效率。

鉴于 4.4.5 的实证结果，最优权重投资组合可以最大程度地改善子样本时期我国能源股票投资的风险-收益状况；同时，在极端风险的规避上，最优权重投资组合也可以最多地降低我国能源股票投资的极端风险，但是从基于 VaR 的损失函数检验来看，国际原油期货不能使由 VaR 估计值失败所引致的超额收益率损失显著降低，这进一步强调了我国能源政策制定者向能源股票投资者提供避险资产的迫切性。那么在我国能源价格机制逐渐向理性发展的过程中，通过提供优质的避险工具，我国能源部门的投资者预期可以更稳健地利用股票市场进行投资融资，提升其风险（特别是极端风险）控制能力，以实现能源产业的可持续发展。

5.2.3 对我国能源子产业部门发展的政策建议

国际油价与我国能源子产业部门股价的收益率与波动率溢出效应与国际油价与我国能源整体产业部门股价之间的溢出效果大体一致，说明 5.2.1 节中关于能源政策消息对我国能源整体股票市场预期影响的讨论在这里仍然适用。然而其不同之处主要包括以下几点。

首先，虽然国际原油期货滞后一期的负收益变动能够引起我国油气部门股票当期收益率更大幅度的变动，而国际原油期货滞后一期正的收益变动能够引起我国煤炭部门股票当期收益率更大幅度的变动，这意味着虽然相比成品油价格的上调，成品油价格下调预期会给我国油气股票收益率带来更大的变动，而对于我国煤炭股票市场来说，成品油价格的上调比其下调预期带来的影响更大；相比传统化石能源整体产业，国际原油期货对我国油气、煤炭股票市场的波动率溢出效应更明显，煤炭产业股票市场的方差平面高于油气产业和传统化石能源整体产业，意味着我国传统化石能源的两个重要子产业部门的股票投资风险相对较大且煤炭部门的风险更大一些；类似地，3.4.5 的实证结果显示，国际原油期货价格与我国油气（煤炭）股价呈现出明显的下尾部相关性，煤炭产业股价与国际油价的联动性更强，这也证实了传统化石能源子产业部门股票投资风险较大，特别地，煤炭部门风险更大的观点。这说明煤炭占据着我国能源使用结构的大部分，其对能源基准价格的变动较敏感，并且，我国煤炭企业相比油气产业的垄断性更弱，竞争性更强，因此其受市场价格因素的影响也就越大。那么，我国能源政策制定者在引导油气产业进行风险规避的同时，需要更多地引导煤炭企业关注油价风险的规避，可以通过鼓励煤炭企业进行生产技术创新，提高资源利用效率、组建大型煤炭企业参与国际市场竞争等方式提高煤炭企业的竞争力。

对于我国新能源子产业部门来说，国际原油期货市场对太阳能股票市场的波动率溢出效应更明显，国际油价与太阳能公司股价的平均及尾部关联程度更高，波动更大，这说明太阳能产业的投资风险大于风能产业。这种现象的产生可能主要有以下几点原因造成。首先，我国风能产业的投融资主体是国有企业，其市场机制的建立靠政府主导，信贷以及资本市场均是政策信息的接受者，而我国太阳能产业的投融资市场参与者的构成较为分散，国有企业的主体地位没有风能产业部门明显，其融资靠生产商的推动，政府是被动的领导者；其次，我国风能产业主要开发的是国内市场，并受到了国内市场的支撑，而我国太阳产业主要发展的是海外市场，没有国内市场的依托，国内风电价格较光伏发电的价格便宜较多。那么，我国政府在充分引导风能产业通过股票市场融资、为风能产业提供稳定的能源政策环境、降低政策风险的同时，还需要进一步鼓励中小型太阳能企业积极进行融资活动，为其提供更多融资途径以及投融资方面的激励，管制太阳能产业过度投资现象，促进形成合理健康的产业链。

此外，结合 2.4.4 节和 3.4.5 节的实证结果来看，除了国际原油价格的影响，我国

太阳能、风能以及油气股票产业部门更容易受到其它因素的扰动。那么，我国能源政策制定者需要考察这些产业部门的其它影响因素，比如：政策调整的因素、研发资金的变动、能源科技产业的发展、能源子产业内部的生产、投资结构、能源金融投资者的投机行为等。

虽然最优权重投资组合可以改善我国能源子产业部门股票投资的风险-收益状况以及极端风险指标 VaR 值，但从基于 VaR 的损失函数来看，国际原油期货却不能显著地降低由 VaR 估计值失败引致的超额损失，这也进一步强调了我国能源政策制定者向能源股票投资者提供避险资产的迫切性。

5.3 研究展望

第一，本文通过非对称的二元 BEKK 模型研究了国际油价与我国能源公司股价的收益率与波动率溢出效应，根据其实证依据预测、分析了油价波动信息及我国相关能源政策消息对我国能源股票市场收益率和波动率的潜在影响。在政策分析中，本文大体将政策消息分为有利的和不利的政策消息，然而，事实上，有利和不利的政策消息又包括很多种类，比如：法律、中长期发展规划、经济激励政策、技术政策等。这些有关能源股票投资的能源政策消息具有不同的特点，因此对我国能源股票市场投资产生的影响也预期不同。鉴于能源产业部门具有受政府管制和推动的显著特点，再加上能源股票市场是能源产业的重要融资渠道，哪种政策消息可以更显著地刺激我国能源股票投资呢？能源政策消息对我国能源股票市场的影响在油价剧烈波动时期和平静时期会有什么不同的表现呢？除此之外，本文发现，除了原油价格的波动，我国的一些能源子产业部门会受到其他因素的干扰，说明需要考察能源产业部门股票市场更多的风险因素，那么，未来的研究可以从以上这些方向进行拓展；

第二，本文使用 4 种动态二元 Copula 函数(包括动态 Gaussian Copula、动态 Student t Copula、动态 Gumbel Copula 和动态 Rotated Gumbel Copula)建模了国际油价与我国能源公司股价的相依性。其实，本文使用的二元 Copula 函数只是刻画均衡尾部和非均衡尾部市场相关结构 Copula 函数的一部分，未来研究可以通过运用更丰富的 Copula 模型来考察市场之间的相依性并进行比较，特别地，对于可以同时考虑市场均衡和非均衡尾部的 Symmetrised Joe-Clayton (SJC) Copula，需要思考如何从该 Copula 函数中得到市场之间非线性的平均相依程度。同时，为了同时考虑更多的风险因素与我国能

源股价的相依性，未来研究可以用 Copula Vine 来刻画多市场之间的相关关系；

第三，本文利用资产的条件波动率和由最优 Copula 函数得到的线性相关系数构建了不同种类的投资组合，并对这些投资组合在我国能源股票投资风险管理的效率上进行了检验和探讨。其中，对于极端风险的规避效率，这里通过对比资产组合的 VaR 和基于 VaR 的损失函数来展开讨论。未来研究可以使用更多的刻画极端风险的指标，从而通过对比这些指标来对资产组合极端风险的规避进行更全面的探讨；同时基于国际原油期货虽然有助于降低我国能源股票的 VaR 值却不能显著降低 VaR 估计失败所致的超额收益率损失的实证研究结果，未来研究也需要着重考察其它更多资产对我国能源股票投资的风险规避效率，从而为我国能源股票寻求更稳健的避险资产。

致 谢

不知不觉，在西南交大已度过了十个春秋，当我为博士论文画上最后一个句号时，我也即将翻过“交大求学”这人生中极为重要的一页。回首过去几年的博士学习，点点滴滴历历在目，栽培、关爱、陪伴、感激无处不在。

首先感谢我的博士导师黄登仕教授。在博士学习期间，他给予了我许多宝贵的引导和支持。在博士选题之初，他灵活图形讲解方法让我迅速理清了博士论文的逻辑思路；在博士论文写作期间，他再次给予了精心的指导和帮助。一直以来，黄登仕教授灵活、自由、开放的学术精神深深感染着我，促使我尽可能多地打开学术眼界，进行学术交流与合作。

同时，十分感谢我的硕士导师魏宇教授。魏老师为我开启了学术研究之门，在他的帮助下，我接触了大量的学术文献和复杂的金融计量方法，形成了“多动手、多实践”的学术研究习惯。在博士学习期间，魏老师一如既往地资助我、指导我，为我的博士论文提出了大量的宝贵意见，大大提升了博士论文的质量。

非常感谢我在澳大利亚 Curtin University 的导师 Dora Marinova 教授。她尽自己一切所能的帮助我，为我提供了国际学术交流合作的机会，在我的博士论文中，她给予了我许多能源政策分析和建议方面的指导。同时，非常感谢副导师 Xiumei Guo 研究员在生活和学习上给予的关爱。导师们自始至终鼓励的微笑和柔和的话语为海外留学的我带来了许多温暖，她们坚忍不拔，持之以恒的精神一直激励着我前进。

感谢郭彦峰师兄和王鹏师兄的帮助，尽管他们不是我的老师，但在学术研究上，特别是在学术研究之初，对我进行了导师般的指导，在他们的帮助下，我更快更有效率地开展实证分析和学术论文写作。他们谦虚、无私的学术品格是我学习的榜样，他们的鼓励和赞扬是我不断进取的动力。

感谢我的好朋友，好室友，同门兄弟姐妹（张雪媛、孙一萍、张帮政、潘宁宁、许胜男、李云红、李玉萍、李明、陈怡翔、Jan Zhang 等）。不论在西南交大，还是在 Curtin University，朋友们一直陪伴着我，安慰我，鼓励我，支持我，承受了我的烦躁与不安，为我分担忧愁，给我带来了无限的欢乐。

最后，感谢远在山东的父母，感谢他们为我提供良好的受教育机会，督促我养成

诚实守信、积极向上、坚持不懈的生活、学习态度，不管在哪里，父母永远是我强大的后盾；感谢海外留学期间表哥的照顾，让我时刻感受到家的温暖；感谢我的男朋友寇一博十年来的陪伴和支持，他的开朗、乐观和幽默总能给我带来许多欢乐与惊喜！

参考文献

- [1] Aloui, R., Hammoudeh, S., Nguyen, D.K. A time-varying copula approach to oil and stock market dependence: The case of transition economies [J]. *Energy Economics*, 2013, 39: 208-221.
- [2] Al-Mudhaf, A., Goodwin, T.H. Oil shocks and oil stocks: Evidence from the 1970s [J]. *Applied Economics*, 1993, 25: 181-190.
- [3] Aloui, C., Nguyen, D.K., Njeh, H. Assessing the impacts of oil price fluctuations on stock returns in emerging markets [J]. *Economic Modeling*, 2012, 29: 2686-2695.
- [4] Aloui, C., Jammazi, R. The effects of crude oil shocks on stock market shifts behavior: A regime switching approach [J]. *Energy Economics*, 2009, 31: 789-799.
- [5] Ang, A., Chen, J. Asymmetric correlations of equity portfolios [J]. *Journal of Financial Economics*, 2002, 63: 443-494.
- [6] Apergis, N., Miller, S.M. Do structural oil-market shocks affect stock prices [J]? *Energy Economics*, 2009, 31: 569-575.
- [7] Arouri, M.E.H. Does crude oil move stock markets in Europe? A sector investigation [J]. *Economic Modelling*, 2011, 28: 1716-1725.
- [8] Arouri, M.E.H., Lahiani, A., Nguyen, D.K. Return and volatility transmission between world oil prices and stock markets of GCC countries [J]. *Economic Modeling*, 2011, 28: 1815-1825.
- [9] Askari, H., Krichene, N. Oil price dynamics (2002-2006) [J]. *Energy Economics*, 2008, 30: 2134-2153.
- [10] Asteriou, D., Bashmakova, Y. Assessing the impact of oil returns on emerging stock markets: A panel data approach for ten Central and Eastern European Countries [J]. *Energy Economics*, 2013, 38: 204-211.
- [11] Bachmeier, L. Monetary policy and the transmission of oil shocks [J]. *Journal of Macroeconomics*, 2008, 30: 1738-1755.
- [12] Balciilar, M., Ozdemir, Z.A. The causal nexus between oil prices and equity market in the U.S.: A regime switching model [J]. *Energy Economics*, 2013, 39: 271-282.
- [13] Bashar, O.H.M.N., Wadud, I.K.M.M., Ahmed, H.J.A. Oil price uncertainty, monetary policy and the macroeconomy: The Canadian perspective [J]. *Economic Modelling*, 2013, 35: 249-259.
- [14] Basher, S.A., Sadorsky, P. Oil price risk and emerging stock markets [J]. *Global Finance Journal*, 2006, 17: 224-251.
- [15] Bastianin, A. Modelling asymmetric dependence using copula functions: An application to

- Value-at-Risk in the energy sector[R]. Fondazione Eni Enrico Mattei, Milan, Italy, FEEM Working Paper, 2009.
- [16] Bern, G. Investing in energy: A primer on the economics of the energy industry [M]. Wiley, 2011, 37-42.
- [17] Bloch, B., Rafiq, S., Salim, R. Coal consumption, CO₂ emission and economic growth in China: Empirical evidence and policy response [J]. *Energy Economics*, 2012, 34: 518-528.
- [18] Boyer, B.H., Gibson, M.S., Loretan, M. Pitfalls in tests for changes in correlations [R]. International Finance Discussion Paper 597, Federal Reserve Board, 1999.
- [19] Boyer, M.M., Filion, D. Common and fundamental factors in stock returns of Canadian oil and gas companies [J]. *Energy Economics*, 2007, 29: 428-453.
- [20] British Petroleum. Statistical Review of World Energy [R]. BP, London, 2013.
- [21] Broadstock, D.C., Cao, H., Zhang, D. Oil shocks and their impact on energy related stocks in China [J]. *Energy Economics*, 2012, 34: 1888-1895.
- [22] Brooks, C. Introductory Econometrics for Finance[M]. New York: Cambridge University Press, 2002.
- [23] Brooks, C., Henry, Ó.T. Linear and non-linear transmission of equity return volatility: Evidence from the US, Japan and Australia[J]. *Economic Modelling*, 2000, 17: 497-513.
- [24] Calvo, S., Reinhart, C.. Capital flows to Latin America: is there evidence of contagion effect? In: Calvo, Goldstein, Hochreiter (Eds.), *Private Capital Flows to Emerging Markets after the Mexican Crisis* [R]. Institute for International Economics, Washington DC., 1996.
- [25] Caporin, M., McAleer, M. Do we really need both BEKK and DCC? A tale of two multivariate GARCH models [J]. *Journal of Economic Survey*, 2012, 26:736-751.
- [26] Chang, C.L., McAleer, M., Tansuchat, R. Crude oil hedging strategies using dynamic multivariate GARCH [J]. *Energy Economics*, 2011, 33: 912-923.
- [27] Chang, C.L., McAleer, M., Tansuchat, R. Conditional correlations and volatility spillovers between crude oil and stock index returns [J]. *North American Journal of Economics and Finance*, 2013, 25: 116-138.
- [28] Chang, K.L., Yu, S.T. Does crude oil price play an important role in explaining stock return behavior [J]? *Energy Economics*, 2013, 39: 159-168.
- [29] Chen, N., Roll, R., Ross, S. Economic forces and the stock market [J]. *Journal of Business*, 1986, 59: 383-403.
- [30] Chen, S.S. Do higher oil prices push the stock market into bear territory [J]? *Energy Economics*, 2010, 2: 490-495.
- [31] Chen, W., Xu, R. Clean coal technology development in China[J]. *Energy Policy*, 2010, 38:

2123-2130.

- [32] Chiou, J.S., Lee, Y.H. Jump dynamics and volatility: Oil and the stock markets [J]. *Energy*, 2009, 34: 788-796.
- [33] Christoffersen, P.F. Evaluating interval forecasts [J]. *International Economic Review*, 1998, 39: 841-862.
- [34] Ciner, C. Energy shocks and financial markets: non-linear linkages [J]. *Studies in Nonlinear Dynamics & Econometrics*, 2001, 5: 1-11.
- [35] Ciner, C. Oil and stock returns: Frequency domain evidence [J]. *Journal of International Financial Markets, Institutions & Money*, 2013, 23: 1-11.
- [36] Cologni, A., Manera, M. Oil prices, inflation and interest rates: a structural cointegrated VAR model for the G-7 countries [J]. *Energy Economics*, 2008, 38: 856-888.
- [37] Cong, R., Wei, Y., Jiao, J., Fan, Y. Relationships between oil price shocks and stock market: An empirical analysis from China [J]. *Energy Policy*, 2008, 36: 3544-3553.
- [38] Cunado, J., Perez de Garcia, F. Oil prices, economic activity and inflation: Evidence for some Asian countries [J]. *The Quarterly Review of Economics and Finance*, 2005, 45: 65-83.
- [39] Cunado, J., Gracia, F.P. Oil price shocks and stock market returns: Evidence for some European countries [J]. *Energy Economics*, 2014, 42: 365-377.
- [40] Dean, W.G., Faff, R.W., Loudon, G.F. Asymmetry in return and volatility spillover between equity and bond markets in Australia [J]. *Pacific Basin Finance Journal*, 2010, 18: 272-289.
- [41] Degiannakis, S., Filis, G., Floros, C. Oil and stock returns: Evidence from European industrial sector indices in a time-varying environment [J]. *Journal of International Financial Markets, Institutions & Money*, 2013, 26: 175-191.
- [42] DeMiguel, V., Garlappi, L., Uppal, R. Optimal versus naïve diversification: how inefficient is the 1/N portfolio strategy [J]? *Review of Financial Studies*, 2009, 22: 1915-1953.
- [43] Driesprong, G., Jacobsen, B., Maat, B. Striking oil: another puzzle [J]? *Journal of Financial Economics*, 2008, 89: 307-327.
- [44] Elliott, G., Timmermann, A. *Handbook of economic forecasting*, Chapter 16 [M]. Elsevier, North Holland, 2013.
- [45] El-Sharif, I., Brown, D., Nixon, B., Russel, A. Evidence on the nature and extent of the relationship between oil and equity value in UK [J]. *Energy Economics*, 2005, 27: 819-930.
- [46] Elyasiani, E., Mansur, I., Odusami, B. Oil price shocks and industry stock returns [J]. *Energy Economics*, 2011, 33: 966-974.
- [47] Engle, R.F., Ng, V.K. Measuring and testing the impact of news on volatility [J]. *The Journal of Finance*, 1993, 5: 1749-1778.

- [48] Faff, R.W., Brailsford, T.J. Oil price risk and the Australian stock market[J]. *Journal of Energy Finance and Development*, 1999, 4: 69-87.
- [49] Fan, Y., Xu, J. What has driven oil prices since 2000? A structural change perspective [J]. *Energy Economics*, 2011, 33: 1082-1094.
- [50] Fang, C.R., You, S.Y. The impact of oil price shocks on the large emerging countries stock prices: Evidence from China, India and Russia [J]. *International Review of Economics and Finance*, 2014, 29: 330-338.
- [51] Forbes, K., Rigobon, R. No contagion, only interdependence: measuring stock market comovements[J]. *Journal of Finance*, 2002, 57: 2223-2261.
- [52] Ghouri, S.S. Assessment of the relationship between oil prices and US oil stocks[J]. *Energy Policy*, 2006, 34: 3327-3333.
- [53] Glosten, L.R., Jagannathan, R., Runkle, D.E. On the relation between the expected value and the volatility of the nominal excess return on stocks[J]. *Journal of Finance*, 1993, 48: 1779-1801.
- [54] Goeij, P., Marquering, W. The generalized asymmetric dynamic covariance model[J]. *Finance Research Letters*, 2005, 2: 67-74.
- [55] Gupta, R., Modise, M.P. Does the source of oil price shocks matter for South African stock returns? A structural VAR approach [J]. *Energy Economics*, 2013, 40: 825-831.
- [56] Hamilton, J.D. Oil and the macroeconomy since World War II [J]. *The Journal of Political Economy*, 1983, 9: 228-248.
- [57] Hamilton, J.D. What is an oil shock [J]? *Journal of Econometrics*, 2003, 113: 363-398.
- [58] Hammoudeh, S., Dibooglu, S., Aleisa, E. Relationships among U.S. oil prices and oil industry equity indices[J]. *International Review of Economics and Finance*, 2004, 13: 427-453.
- [59] Hammoudeh, S., Choi, K. Behavior of GCC stock markets and impacts of US oil and financial markets [J]. *Research in International Business and Finance*, 2006, 20: 22-44.
- [60] Hammoudeh, S., Li, H. Oil sensitivity and systematic risk in oil-sensitive stock indices[J]. *Journal of Economics & Business*, 2005, 57: 1-21.
- [61] Hammoudeh, S., Nguyen, D.K., Reboredo, J.C, Wen, X. Dependence of stock and commodity futures markets in China: implications for portfolio investment [J]. *Emerging Market Review*, 2014, 21, 183-200.
- [62] Hammoudeh, S., Yuan, Y., Chiang, T., Nandha, M. Symmetric and asymmetric US sector return volatilities in presence of oil, financial and economic risks [J]. *Energy Policy*, 2010, 38: 3922-3932.
- [63] Hansen, B.E. Autoregressive conditional density estimation[J]. *International Economic Review*, 1994, 35: 705-730.
- [64] Henriques, I., Sadorsky, P. Oil prices and the stock prices of alternative energy companies[J]. *Energy*

- Economics, 2008, 30: 998-1010.
- [65] Hilliard, J.E., Danielsen, A.L. World oil prices and equity returns of major oil and auto companies [J]. Resources and Energy, 1984, 6: 259-276.
- [66] Hsu, C.C., Tseng, C.P., Wang, Y.H. Dynamic hedging with futures: A copula-based GARCH model [J]. Journal of Futures Markets, 2008, 28: 1095-1116.
- [67] Huang, R., Masulis, R., Stoll, H. Energy shocks and financial markets [J]. Journal of Futures Markets, 1996, 16: 1-27.
- [68] Hull, J.C. Fundamentals of futures and options markets, 7th ed [M]. Prentice Hall, 2011.
- [69] Inkpen, A., Moffett, M.H. Global oil and gas industry-Management, Strategy and Finance [M]. PennWell, 2011, 279-281.
- [70] Jammazi, R., Aloui, C. Wavelet decomposition and regime shifts: Assessing the effects of crude oil shocks on stock market returns [J]. Energy Policy, 2010, 38: 1415-1435.
- [71] Ji, Q., Fan, Y. How does oil price volatility affect non-energy commodity markets [J]? Applied Energy, 2012, 89: 273-280.
- [72] Joe, H. Multivariate models and dependence concepts [M]. London: Chapman & Hall, 1997.
- [73] Jondeau, E., Rockinger, M. The copula-GARCH model of conditional dependencies: an international stock market application [J]. Journal of International Money and Finance, 2006, 25: 827-853.
- [74] Jones, D.W., Lelby, P.N., Paik, I.K. Oil price shocks and the macroeconomy: what has been learned since [J]. The Energy Journal, 2004, 25: 1-32.
- [75] Kang, W., Ratti, R.A. Oil shocks, policy uncertainty and stock market return [J]. Journal of International Financial Markets, Institutions & Money, 2013, 26: 305-318.
- [76] Kaul, G., Jones, C. Oil and stock markets [J]. Journal of Finance, 1996, 51: 463-491.
- [77] Kilian, L. A comparison of the effects of exogenous oil supply shocks on output and inflation in the G7 countries [J]. Journal of the European Economic Association, 2008, 6: 78-121.
- [78] Kilian, L., Park, C. The impact of oil price shocks on the US stock market [J]. International Economic Review, 2009, 50: 1267-1287.
- [79] King, M., Wadhvani, S. Transmission of volatility between stock markets [J]. Review of Financial Studies, 1990, 3: 5-33.
- [80] Kumar, S., Managi, S., Matsuda, A. Stock prices of clean energy firms, oil and carbon markets: A vector autoregressive analysis [J]. Energy Economics, 2012, 34: 215-226.
- [81] Kroner, K.F., Ng, V.K. Modeling asymmetric comovements of assets returns [J]. Review of Financial Studies, 1998, 11: 817-844.
- [82] Lee, B.J., Yang, C.W., Huang, B.N. Oil price movements and stock markets revisited: A case of sector stock price indexes in the G-7 countries [J]. Energy Economics, 2012, 34: 1284-1300.

- [83] Li, H., Majerowska, E. Testing stock market linkages for Poland and Hungary: A multivariate GARCH approach[J]. *Research in International Business and Finance*, 2008, 22: 247-266.
- [84] Li, R., Leung, G.C.K. The integration of China into the world crude oil market since 1998. *Energy Policy*, 2011, 39: 5159-5166.
- [85] Li, S.F., Zhu, H.M., Yu, K. Oil prices and stock market in China: A sector analysis using panel cointegration with multiple breaks [J]. *Energy Economics*, 2012, 34: 1951-1958.
- [86] Lien, D., Tse, Y. K., & Tsui, A. C. Evaluating the hedging performance of constant – correlation GARCH model[J]. *Applied Financial Econometrics*, 2002, 12: 791–798.
- [87] Liu, W., Li, H. Improving energy consumption structure: A comprehensive assessment of fossil energy subsidies reform in China [J]. *Energy Policy*, 2011, 39: 4134-4143.
- [88] Longin, F., Solnik, B. Extreme correlations of international equity markets[J]. *Journal of Finance*, 2001, 56, 649-676.
- [89] Malik, F., Hammoudeh, S. Shock and volatility transmission in the oil, US and Gulf equity markets [J]. *International Review of Economics and Finance*, 2007, 16: 357-368.
- [90] Managi, S., Okimoto, T. Does the price of oil interact with clean energy prices in the stock market[J]? *Japan and the World Economy*, 2013, 27: 1-9.
- [91] Masih, R., Peters, S., Mello, L. Oil price volatility and stock price fluctuations in an emerging market: Evidence from South Korea [J]. *Energy Economics*, 2011, 32: 975-986.
- [92] Mensi, W., Beljid, M., Boubaker, A., Managi, S. Correlations and volatility spillovers across commodity and stock markets: Linking energies, food and gold [J]. *Economic Modeling*, 2013, 32: 15-22.
- [93] Miller, J.I., Ratti, R.A. Crude oil and stock markets: Stability, instability and bubbles [J]. *Energy Economics*, 2009, 31: 559-568.
- [94] Mohanty, S., Nandha, M., Bota, G. Oil shocks and stock returns: The case of the Central and Eastern European (CEE) oil and gas sectors [J]. *Emerging Markets Review*, 2010, 11: 358-372.
- [95] Mollick, A.V., Assefa, T.A. U.S. stock returns and oil prices: The tale from daily data and the 2008-2009 financial crisis[J]. *Energy Economics*, 2013, 36: 1-18.
- [96] Moosa, I. A. The sensitivity of the optimal hedging ratio to model specification [J]. *Finance Letter*, 2003, 1: 15–20.
- [97] Naccache, T. Slow oil shocks and the “weakening of the oil price-macro-economy relationship”[J]. *Energy Policy*, 2010, 38: 2340-2345.
- [98] Narayan, P.K., Sharma, S.S. New evidence on oil price and firm returns [J]. *Journal of Banking & Finance*, 2011, 35: 3253-3262.
- [99] Nguyen, C.C., Bhatti, M.I. Copula model dependency between oil prices and stock markets:

- Evidence from China and Vietnam [J]. *Journal of International Financial Markets, Institutions & Money*, 2012, 22: 758-773.
- [100] Ning, C. Dependence structure between the equity market and the foreign exchange market- A copula approach [J]. *Journal of International Money and Finance*, 2010, 29: 743-759
- [101] Oberndorfer, U. Energy prices, volatility, and the stock market: Evidence from the Eurozone[J]. *Energy Policy*, 2009, 37: 5787-5795.
- [102] Park,J., Ratti, R.A. Oil price shocks and stock markets in the U.S. and 13 European countries [J]. *Energy Economics*, 2008, 30: 2587-2608.
- [103] Patton, A. Modeling asymmetric exchange rate dependence [J]. *International Economic Review*, 2006, 47: 527-556.
- [104] Rahman, S., Serletis, A. Oil price uncertainty and Canadian economy: Evidence from a VARMA, GARCH-in-Mean, asymmetric BEKK model[J]. *Energy Economics*, 2012, 34: 603-610.
- [105] Ramchand, L., Susmel, R. Volatility and cross correlation across major stock markets[J]. *Journal of Empirical Finance*, 1998, 5: 397-416.
- [106] Ramos, S. B., Veiga, H. Oil price asymmetric effects: Answering the puzzle in international stock markets[J]. *Energy Economics*, 2013, 38: 136-145.
- [107] Reboredo, J.C. How do crude oil prices co-move? A copula approach [J]. *Energy Economics*, 2011, 33: 948-955.
- [108] Reboredo, J.C. Is gold a safe haven or a hedge for the US dollar? Implications for risk management [J]. *Journal of Banking & Finance*, 2013a, 37: 2665-2676.
- [109] Reboredo, J.C. Modeling EU allowances and oil market interdependence. Implications for portfolio management [J]. *Energy Economics*, 2013b, 36: 471-480.
- [110] Reboredo, J.C. Is gold a hedge or safe haven against oil price movements [J]? *Resources Policy*, 2013c, 38: 130-137.
- [111] Reboredo, J.C., Rivera-Castro, M.A. Wavelet-based evidence of the impact of oil prices on stock returns [J]. *International Review of Economics and Finance*, 2014, 29: 145-176.
- [112] Rodriguez, J.C. Measuring financial contagion: A copula approach[J]. *Journal of Empirical Finance*, 2007, 14: 401-423.
- [113] Sadorsky, P. Oil price shocks and stock market activity [J]. *Energy Economics*, 1999, 21: 449-469.
- [114] Sadorsky,P. Risk factors in stock returns of Canadian oil and gas companies [J]. *Energy Economics*, 2001, 23: 17-28.
- [115] Sadorsky, P. Correlations and volatility spillovers between oil prices and the stock prices of clean energy and technology companies[J]. *Energy Economics*, 2012, 34: 248-255.
- [116] Sadorsky, P. Modeling volatility and correlations between emerging market stock prices and the

- prices of copper, oil and wheat [J]. *Energy Economics*, 2014, 43: 72-81.
- [117] Sarma, M., Thomas, S., Shah, A. Selection of Value-at-Risk models [J]. *Journal of Forecasting*, 2003, 22: 337-358.
- [118] Scholtens, B., Yurtsever, C. Oil shocks and European industries[J]. *Energy Economics*, 2012, 34: 1187-1195.
- [119] Shahbaz, M., Khan, S., Tahir, M. The dynamic links between energy consumption, economic growth, financial development and trade in China: Fresh evidence from multivariate framework analysis[J]. *Energy Economics*, 2013, 40: 8-21.
- [120] Souček, M., Todorova, N. Realized volatility transmission between crude oil and equity futures markets: A multivariate HAR approach [J]. *Energy Economics*, 2013, 40: 586-597.
- [121] Sun, W., Rachev, S., Fabozzi, F.J., Kalev, P. A new approach to modeling co-movement of international equity market: evidence of unconditional copula-based simulation of tail dependence [J]. *Empirical Economics*, 2009, 36: 201-229.
- [122] Wang, Y., Wu, C., Yang, L. Oil price shocks and stock market activities: Evidence from oil-importing and oil-exporting countries [J]. *Journal of Comparative Economics*, 2013, 41: 1220-1239.
- [123] Wen, X., Wei, Y., Huang, D. Measuring contagion between energy markets and stock market during financial crisis: A copula approach [J]. *Energy Economics*, 2012, 34: 1435-1446.
- [124] Wen, X., Guo, Y., Wei, Y., Huang, D. How do the stock prices of new energy and fossil fuel companies correlate? Evidence from China [J]. *Energy Economics*, 2014, 41: 63-75.
- [125] Westner G., Madlener R. Investment in New Power Generation under Uncertainty: Benefits of CHP vs Condensing Plants in a Copula-Based Analysis[J]. *Energy Economics*, 2011, 34: 31-44.
- [126] Wu, K. *Energy Economy in China: Policy imperatives, market dynamics, and regional developments*[M]. World Scientific Publishing Co. Pte.Ltd., 2013.
- [127] Wu, G., Zhang, Y. Does China factor matter? An econometric analysis of international crude oil prices [J]. *Energy Policy*, 2014, 72:78-86.
- [128] Yergin, D. Energy security in the 1990s [J]. *Foreign Affairs*, 1988, 67(1): 110-132.
- [129] Yuan, X., Zuo, J. Transition to low carbon energy policies in China—From the Five-year Plan perspective[J]. *Energy Policy*, 2011, 39: 3855-3859.
- [130] Zeng, M., Liu, X., Li, Y., Peng, L. Review of renewable energy investment and financing in China: Status, mode, issues and countermeasures [J]. *Renewable and Sustainable Energy Reviews*, 2014, 31: 23-37.
- [131] Zhang, C., Chen, X. The impact of global oil price shocks on China's bulk commodity markets and fundamental industries [J]. *Energy policy*, 2014, 66: 32-41.
- [132] Zhang, C., Xu, J. Retesting the causality between energy consumption and GDP in China: Evidence

- from sectoral and regional analyses using dynamic panel data [J]. *Energy Economics*, 2012, 34: 1782-1789.
- [133] Zhu, H.M., Li, R., Li, S. Modelling dynamic dependence between crude oil prices and Asia-Pacific stock market returns [J]. *International Review of Economics and Finance*, 2014, 29: 208-223.
- [134] Zhu, H.M., Li, S.F., Yu, K. Crude oil shocks and stock markets: A panel threshold cointegration approach [J]. *Energy Economics*, 2011, 33: 987-994.
- [135] 曹红. 国际原油价格变动对中国股票市场的影响分析[D]. 成都: 西南财经大学博士学位论文, 2014.
- [136] 何文忠. 国际原油价格对中国股票市场的“溢出效应”及其传导机制研究[D]. 上海: 复旦大学博士学位论文, 2012.
- [137] 姬强, 范英. 次贷危机前后国际原油市场与中美股票市场间的协同性研究[J]. *中国管理科学*, 2010, 6: 42-50.
- [138] 李春红. 国际油价波动对中国股市的影响及分析[D]. 哈尔滨: 哈尔滨工业大学博士学位论文, 2012.
- [139] 温晓倩, 魏宇, 黄登仕. 我国新能源公司股票价格与原油价格的波动率外溢与相关性研究[J]. *管理评论*, 2012, 24: 48-58.

博士期间发表的论文及科研成果

1. 发表论文情况

- [1] Reboredo, J.C., Wen, X. (温晓倩). Are China's new energy stock prices driven by new energy policies? [J]. *Renewable & Sustainable Energy Reviews*, 2015, 45, 624-636. (作者按姓氏首字母顺序排列)
- [2] Hammoudeh, S., Nguyen, D.K., Reboredo, J.C, Wen, X. (温晓倩). Dependence of stock and commodity futures markets in China: implications for portfolio investment [J]. *Emerging Market Review*, 2014, 21, 183-200. (作者按姓氏首字母顺序排列)
- [3] Wen, X. (温晓倩), Guo, Y., Wei, Y., Huang, D. How do the stock prices of new energy and fossil fuel companies correlate? Evidence from China [J].*Energy Economics*, 2014, 41, 63-75.
- [4] Wen, X. (温晓倩), Wei, Y., Huang, D. Extreme dependence of China's and the world oil market: Empirical evidence and implications [J]. *The Journal of Energy Markets*, 2014, 7(1), 1-29.
- [5] Wen, X. (温晓倩), Wei, Y., Huang, D. Measuring contagion between energy market and stock market during financial crisis: A copula approach [J].*Energy Economics*, 2012, 34(5), 1435-1446.
- [6] Wen, X. (温晓倩), Wei, Y., Huang, D. Speculative market efficiency and hedging effectiveness of emerging Chinese index futures market [J]. *Journal of Transnational Management*, 2011, 16(4), 252-269.
- [7] 温晓倩, 魏宇, 黄登仕. 我国新能源公司股票价格与原油价格的波动率外溢与相关性研究[J]. *管理评论*, 2012, 24(12), 48-58.
- [8] 郭彦峰, 温晓倩, 杨杰. 资金推动型投机市? 基于新增开户数视角的 A 股市场实证检验[J]. *管理评论*, 2012, 24(3), 33-39.

2. 主研科研项目情况

- [1]第一主研: 博士点基金博导类课题“新能源公司股价、国际原油价格和其它市场的多市场相倚度测度、模型及其预测方法研究”(批准号: 20120184110020), 在该项目中, 本人负责主要研究内容, 包括数据的收集, 模型方法的实现以及研究结果的分析。
- [2]主研: 国家自然科学基金项目“金融危机下原油价格冲击与金融市场波动及其联动复杂性”(批

准号：71371157)，在该项目中，本人负责使用 Copula 函数构建市场之间的相关性。

[3]主研：国家自然科学基金资助项目“分形市场分析、极值理论与金融传染的定量测度方法研究”

（批准号：71071131），在该项目中，本人负责 Copula 函数的设计。