学校代码： 10385 分类号：

研究生学号： 1100106004 密 级：

**国际粮价波动及对中国粮价传导效应研究**

作者姓名： **王少芬** 指导教师： **赵昕东 教授** 学 科： **应用经济学数量经济学**

研究方向： **宏观经济模型及应用**

所在学院： **经济与金融学院**

论文提交日期：**二〇一五年六月十日**

**Study on the Fluctuation of International Grain Prices and its Transmission Effect on China's Grain Prices**

A Dissertation submitted to Huaqiao University

In partial fulfillment of the requirements for the degree of Doctor

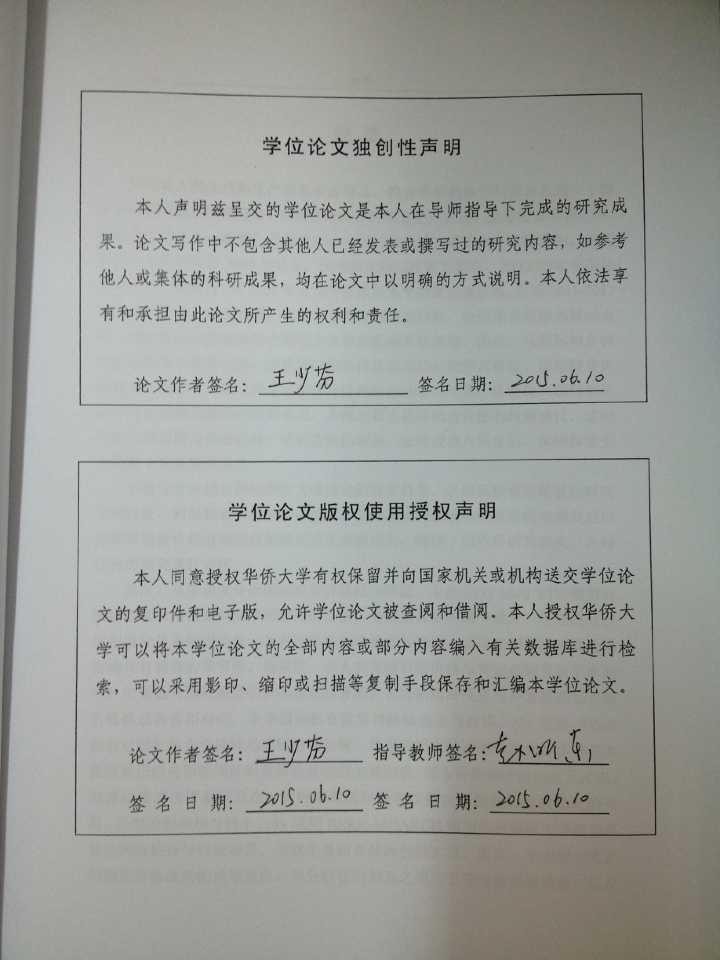
By

**Wang Shaofen (Applied Economics)**

Supervisor: **Professor Zhao Xindong**

School of Economic and Finance

Huaqiao University, Quanzhou (or Xiamen), Fujian, China June.10,2015



摘要

摘 要

粮食是人类生活和生产的基本必需品，粮食价格的稳定与否关系到一个国家的经济命脉和国家安全。中国既是世界的粮食生产大国，也是粮食消费大国，在粮食生产“十一连增”的背景下，中国的粮食进口量仍然在大幅增加。但国际市场粮食价格自2000年以来，波动程度较以往更为剧烈，2000-2008年国际粮食价格一路飙升，在2008年达到历史最高水平后就迅速回落，之后2011-2013年又再次快速上涨及回落。国际粮食价格飙升的同时，中国粮食价格也持续走高，国际粮食价格波动对中国粮食价格的影响不容忽视。因此，从国际粮食价格波动的基本特征入手，把握国际粮食价格波动的时间序列特征、国际粮食价格波动的成因、国际主要品种粮食价格间的波动溢出效应，进而探究国际粮价波动对中国粮价的动态传导效应，并提出稳定我国粮食价格的政策建议，这对于稳定我国国内粮食价格，维护农民的利益，进而改善人民生活，保障国家安全具有十分重要的意义。

本论文首先结合国际粮价大幅波动的现实背景，从国际粮食价格波动时间序列特征、国际粮食价格的影响因素、国际粮食价格波动的市场间传递效应以及应对粮食价格波动的政策研究四个角度出发，梳理了国内外研究成果，并对已有的研究进行评述。

其次，从多角度分析国际粮食价格波动特征。主要有（1）运用STS模型对国际粮食价格指数时间序列作结构分解，分解出其中的季节成分、趋势成分、周期成分及不规则成分，并对国际粮食价格进行预测，结果表明国际粮食价格波动具有明显的季节性、周期性，引入的国际石油价格与美元实际有效汇率两个外生变量对国际粮价的影响也是显著的，有些结构突变点与异常值刚好与粮价峰值或谷值相对应，未来国际粮食价格将断续高企与振荡。（2）运用SVAR模型对国际粮食价格波动成因进行分解。结果表明供给冲击和需求冲击等基本面因素仍然是影响国际粮食价格波动的主要因素，而各种外部冲击如美元冲击、能源价格冲击因素只是在一定时期对国际粮食价格波动起到助涨或助跌的作用，长期的影响相对较小。（3）采用BEKK-MGARCH模型分析国际主要粮食品种之间价格传导特征研究。考察主要粮食品种包括大豆、玉米、小麦和大米之间期货价格波动的传导效应，并分析它们相互之间的引导与被引导关系，以及

这种关系的产生机理，生产环节上的替代效应、消费环节的替代效应、预期效应、比价效应等。

再次，从均衡关系、因果关系、动态相关性三个角度出发，考察国际粮食价格波动对中国粮食价格的动态传导效应。结果表明，国际与国内粮食价格之间不仅具有长期均衡关系，国际粮价对国内粮价的影响还具有明显的非对称性；

Granger因果关系检验表明，存在国际粮食价格对国内粮食价格的单向的格兰杰因果关系；DCC-MGARCH模型检验结果表明，国际粮食市场与国内粮食市场之间不仅具有静态的相关关系，还具有显著的动态相关关系。总的来说，国际粮食价格与中国粮食价格之间存在着比较显著的相关性。

最后，基于国际粮食价格波动特征及对中国粮价的传导效应，本文分别从提高粮食的生产能力、调整粮食的进出口贸易、完善粮食的流通体系和库存体系出发，提出稳定中国粮食价格的政策建议。

**关键词：**国际粮价； 波动特征； 传导效应

Abstract

Abstract

Grain is a basic necessity for human life and production, the stability of grain prices is related to the economic lifelines and national security of a country. China is not only a major grain-producing country in the world, but also a major food consuming country. China's grain imports also increased significantly in these years. And since 2000, the international grain prices fluctuated more intensely than before, from 2000 to 2008 the international grain prices had been soaring, in 2008 it reached its highest level and then quickly dropped, and again from 2011 to 2013, the grain prices rapidly rose and fell. While international grain prices soaring, the Chinese grain prices were also rising. The impact of international grain prices on china can not be ignored. Therefore, this paper first studied the basic features of the international grain prices fluctuations, grasped the time series characteristics of international grain prices volatility, explored the causes of international grain prices volatility, clarified the dynamic conductivity effects of international grain prices volatility, and proposed policies to stabilize grain prices. It is significant for stabilizing the domestic grain prices, safeguarding the interests of farmers, thereby improving people's lives, protecting national security.

Firstly, this paper collected the research results at home and abroad from four perspectives, including the time series characteristics of international grain prices volatility, the influencing factors of international grain prices, the pass-through effect of international grain prices volatility and the policy studies respond to the international grain prices volatility, which were summarized and commented then.

Secondly, this paper adopted three econometrics models to analyze the characteristics of international food prices volatility. (1) The STS model is used to decompose the structure of international grain price index, included seasonal components, trend components, cyclical components and irregular components, and to forecast the future international grain prices, which shows that international grain prices will be intermittently high and oscillate. The results also show that the international grain price had obvious seasonal, cyclical, the impact of international

Oil price and US dollar real effective exchange rate were significant. (2) The SVAR model is used to analyze the causes of international grain prices volatility. First, the causes of international grain prices volatility is analyzed qualitatively from three aspects, i. e. the supply, the demand and the macroeconomic factors, and then some representative and quantifiable indicators are selected to decompose the causes of international grain prices volatility by making use of the SVAR model, impulse response function and variance decomposition method, which shows that the supply shocks and demand shocks are still fundamental and major factors influencing the international grain prices volatility, while the impact of various external shocks such as the U. S. dollar, energy prices only play roles in certain period, i. e. in the long-term their influence are relatively small. (3) The BEKK-MGARCH model is used to study the prices conduction characteristics between four main varieties grains (including soybean, maize, wheat and rice), their mutual relationships, as well as the mechanism of their relationships, the substitution effect on production processes or consumption processes, expected effect, price comparison effect, and so on.

Thirdly, the dynamic conduction of international grain prices volatility on Chinese grain prices is analyzed from three aspects, i. e. the equilibrium relationship, causality, dynamic correlation, which shows that there was long-term equilibrium relationship between international and domestic grain price, the impact of international prices on domestic grain prices is also significantly asymmetry. The Granger causality test showed the presence of one-way Granger Causality from international grain prices to domestic grain prices. There is a static correlation as well as a significant dynamic correlation between the international grain market and the domestic food market. Overall, there is highly integrated relationship between international grain prices and domestic grain prices.

Finally, based on international grain prices volatility characteristics and its conduction effects on China, this paper proposes some countermeasures to stabilize Chinese grain prices from four aspects, i. e. grain production, circulation, inventory, import and export.

**Key Words:;** International Grain Prices; Fluctuation Characteristic Transmission Effect

目 录

[摘要](#_Toc686262088) 3

[摘 要](#_Toc686262089) 3

[Abstract](#_Toc686262090) 3

[Abstract](#_Toc686262091) 3

[第1章 引言](#_Toc686262092) 5

[1.1 选题的背景和意义](#_Toc686262093) 5

[1.2 本文研究的主要内容和结构框架](#_Toc686262094) 7

[1.2.1 研究内容](#_Toc686262095) 7

[1.2.2 结构框架](#_Toc686262096) 7

[1.3 本文的创新之处](#_Toc686262097) 8

[第2章 文献综述](#_Toc686262098) 9

[2.1 国际粮食价格波动时间变化特征研究](#_Toc686262099) 9

[2.2 国际粮食价格波动的影响因素研究](#_Toc686262100) 9

[2.2.1 传统的供给需求方面因素](#_Toc686262101) 9

[2.2.2 其它方面因素](#_Toc686262102) 9

[2.3 国际粮食价格波动的市场间传递效应研究](#_Toc686262103) 9

[2.4 应对粮食价格波动的政策研究](#_Toc686262104) 10

[2.5 现有研究的评述](#_Toc686262105) 10

[第3章 基于STS模型的国际粮食价格时间变化特征分析](#_Toc686262106) 10

[3.1 国际粮食价格波动特征分析](#_Toc686262107) 10

[3.1.1 国际粮食价格整体波动特征](#_Toc686262108) 10

[3.1.2 国际主要粮食价格波动周期性](#_Toc686262109) 11

[3.2 国际粮食价格时间变化特征实证分析](#_Toc686262110) 18

[3.2.1 研究方法的选择](#_Toc686262111) 18

[3.2.2 变量选取与数据处理](#_Toc686262112) 20

[3.2.3 模型的建立与估计](#_Toc686262113) 22

[3.2.4 实证结果分析](#_Toc686262114) 30

[3.3 本章小结](#_Toc686262115) 30

[第4章 基于SVAR模型的国际粮食价格波动成因分解](#_Toc686262116) 31

[4.1 国际粮食价格波动的影响因素理论分析](#_Toc686262117) 31

[4.1.1 供给因素](#_Toc686262118) 32

[4.1.2 需求因素](#_Toc686262119) 34

[4.1.3 宏观因素和市场条件](#_Toc686262120) 36

[4.2 国际粮食价格波动成因分解实证分析](#_Toc686262121) 37

[4.2.1 研究方法的选择](#_Toc686262122) 37

[4.2.2 变量选取与数据处理](#_Toc686262123) 39

[4.2.3 模型的建立及估计](#_Toc686262124) 39

[4.2.4 实证结果分析](#_Toc686262125) 42

[4.3 本章小节](#_Toc686262126) 47

[第5章 基于BEKK-MGARCH模型的国际主要品种粮食价格间传导特征研究](#_Toc686262127) 47

[5.1 国际主要粮食品种间的关系分析](#_Toc686262128) 48

[5.2 国际主要粮食品种之间价格传导实证分析](#_Toc686262129) 48

[5.2.1 研究方法的选择](#_Toc686262130) 48

[5.2.2 变量选取与数据处理](#_Toc686262131) 50

[5.2.3 模型的建立及估计](#_Toc686262132) 51

[5.2.4 实证结果分析](#_Toc686262133) 53

[5.3 本章小结](#_Toc686262134) 56

[第6章 国际粮价对中国粮价的动态传导关系研究](#_Toc686262135) 56

[6.1 国际粮价对中国粮价的传导机理](#_Toc686262136) 56

[6.1.1 进出口贸易传导机制](#_Toc686262137) 57

[6.1.2 期货市场传导机制](#_Toc686262138) 57

[6.1.3 市场信息传导机制](#_Toc686262139) 57

[6.2 国际粮价波动对中国粮价的动态传导实证研究](#_Toc686262140) 58

[6.2.1 研究方法的选择](#_Toc686262141) 58

[6.2.2 变量选取与数据处理](#_Toc686262142) 59

[6.2.3 国际与国内粮食价格的均衡关系检验](#_Toc686262143) 62

[6.2.4 国际与国内粮食价格的因果关系检验](#_Toc686262144) 70

[6.2.5 国际与国内粮食价格的相关性研究](#_Toc686262145) 71

[6.3 本章小结](#_Toc686262146) 75

[第7章 稳定中国粮食价格的政策建议](#_Toc686262147) 75

[7.1 提高粮食Th产能力，保障国内供需平衡](#_Toc686262148) 75

[7.1.1 加强农业基础设施建设](#_Toc686262149) 75

[7.1.2 加大农业科技投入](#_Toc686262150) 75

[7.1.3 改善粮食品种结构](#_Toc686262151) 75

[7.1.4 完善粮食扶持政策](#_Toc686262152) 75

[7.2 适度调整粮食进出口贸易政策](#_Toc686262153) 75

[7.3 完善粮食流通体系和储备体系](#_Toc686262154) 76

[7.3.1 完善粮食流通体系](#_Toc686262155) 76

[7.3.2 完善储备粮体系](#_Toc686262156) 76

[7.4 本章小结](#_Toc686262157) 76

[第8章 结论](#_Toc686262158) 76

[8.1 研究总结](#_Toc686262159) 76

[8.2 未来进一步研究方向](#_Toc686262160) 77

[参考文献](#_Toc686262161) 77

[个人简历、在学期间发表的学术论文和研究成果](#_Toc686262162) 81

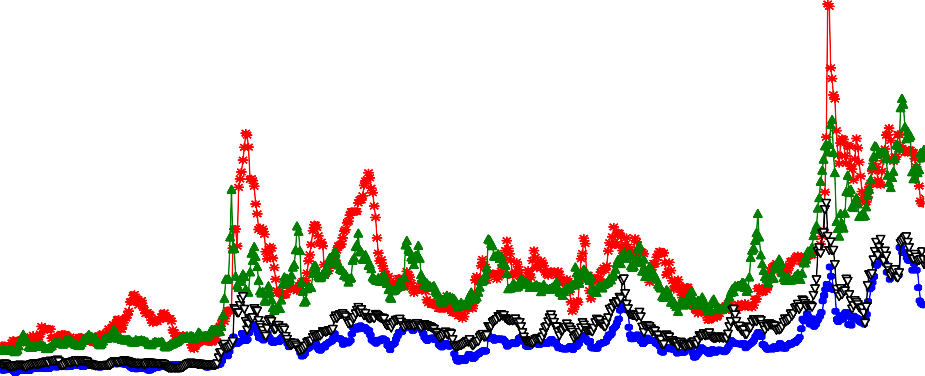
# 第1章 引言

## 1.1 选题的背景和意义

自2006年以来，随着国际粮食价格的大幅上涨，粮食安全问题再次成为世界各国以及国际组织关注的重点。粮食是关系到国计民生、经济发展乃至社会稳定的重要生活物资和战略物资。中国作为一个人口大国、粮食消费大国以及世界上重要的粮食进口国，在经济全球化和国内粮食市场日益开放的背景下，国际市场粮食价格的快速上涨对我国粮食价格的冲击已经开始显现，国际粮食价格的波动正在逐渐成为影响我国粮食价格的重要因素。因此，探究中国粮食价格的变动问题就不能仅仅局限于国内粮食供需以及国内市场，还必须从国际粮食价格波动的特征以及国际粮食价格波动传导的视角对我国粮食价格进行系统考察。

根据世界银行的统计数据资料显示，2000年以来，国际粮食价格一直处于极不稳定状态，特别是在2006-2008年的世界粮食危机中，国际粮食的价格大

幅上涨。图1.1为1960-2014年国际主要粮食的价格走势。



1,000

玉米

美元/吨大米大豆

800 小麦

600

400

200

0

60 65 70 75 80 85 90 95 00 05 10

图 1.1 1960.01-2014.12国际主要粮食价格走势

资料来源：世界银行数据库（Worldbank GEM）。

在2008年6月，玉米价格同比上涨73.74%，大米价格涨势最为剧烈，同比上涨132.94%，大豆价格同比上涨72.29%，小麦则同比上涨56.27%。此后，

随着金融危机的蔓延，国际粮食价格开始迅速下跌，到2009年6月，玉米价格同比下降37.47%，下调幅度最大，而大米价格同比下降33.78%，大豆价格同比下降19.13%，小麦价格同比下降26.36%。然而，在2009年的价格回调后，2011年国际粮食价格再拾升势，并在2012年8月再创新高，像玉米和大豆的

价格都高于2008年6月的价格水平，玉米高出16个百分点，大豆高出7.8个百分点。且根据世界银行全球粮食安全组织的评论，高涨和动荡的国际粮食价格将会继续存在，可以说，国际粮食价格的快速上涨已经成为一种“新的常态”。

自从2001年，随着中国加入世界贸易组织，中国粮食市场逐步与国际接轨，

中国粮食市场与国际粮食市场的整合度越来越高。图1.2为2000-2013年中国主要粮食进口量的变化趋势图。



图 1.2 2000-2013年中国主要粮食进口量变化情况

资料来源：中国统计年鉴，2013.对外经济贸易。

在1996年以前，中国的大豆在进出口方面，一直是处于净出口状态的。但是，随着中国人民生活水平的提高，人们的消费结构悄然发生改变，国民对大豆及其产品的消费需求呈持续增长态势。在1996年，我国的大豆进出口状态第

一次由净出口国变为净进口国，而到了2000年，中国成为世界上大豆进口量最

多的国家，并且进口量在不断增加。从1996年到2012年，我国的大豆进口量

由110万吨增加到5838万吨，17年增长了53倍多。而玉米2010年进口量为

157万吨，2011年进口量达到173.5万吨，2012年则升至500余万吨，成为美

国玉米最大的进口国。近年来中国的小麦进口量也大幅增长，其中2012年中国

小麦进口量达到近8年来的最高水平，进口量达到369万吨，同比增长195%。根据海关总署的统计数据显示，2012年是中国历史上粮食进口量最多的一年。粮食进口量超过7000万吨，达到8025万吨，同比增长25.9%。而在2014年，

仅是1-10月，中国的粮食进口量就已经高达8059万吨。可以说，中国粮食的国际贸易已经由调剂品种和少量余缺向维持供需平衡悄然转变，中国与国际粮食市场的关系日益紧密。

在经济全球化的背景下，国际粮食市场价格是世界粮食供求信息的重要指示器和传感器，它会通过贸易、资本、信息、预期等渠道影响到我国粮食价格的波动。而从国家统计局的数据资料上也表明，中国的粮食价格与国际粮食价格在波动上是具有同步性。图1.3为1994-2014年国际与国内粮食价格指数走势。



国际国内

240

200

160

120

80

40

94 96 98 00 02 04 06 08 10 12 14

图 1.3 1994-2014年国际与国内粮食价格指数走势图

资料来源：联合国粮农组织统计数据库（FAOSTAT），中国统计年鉴。

在一些主要的时段上，比如在2008年6月，国际粮食价格高涨，与此同时，我国的全国粮食类居民消费价格指数达也到最高水平，达到108.7，同比上涨了

2.45个百分点。2009年国际粮食价格下降时，我国的粮食类居民消费价格指数在2009年1月下降到103.9，而后又稳步上升，至2010年12月，达到115.6的高峰点，之后逐步下降，至2014年3月为102.7。可见，在我国粮食供需紧平衡状态日趋严峻的情况下，国际粮食市场已经成为我国粮食供给和粮食安全的一个不可或缺的部分，国际粮食价格的波动，不但会对直接影响中国的粮食价格，它还会进一步地间接影响中国的食品价格、物价水平、人民生活等。所

以说，中国的粮食安全问题绝非是高枕无忧。

综上所述，国际粮食价格是国内粮食价格最重要的指示器，研究清楚国际粮食价格波动的特征、影响因素、不同品种粮食价格间的传导关系等是判断国际粮食市场变化的重要依据，而研究国际粮食价格波动对中国粮食价格的传导途径、影响程度等，为进一步探索如何稳定国内粮食价格奠定基础。因此，本论将通过引入计量模型，包括结构时间序列（STS）模型、结构向量自回归

（SVAR）模型、BEKK-GARCH模型、DCC-MGARCH模型等，在理论分析的基础上，通过建立模型，定量地研究国际粮食价格波动的特征，进而研究国际粮食价格波动对中国粮食价格的传导效应，以期为制定科学的稳定粮食价格、保证粮食供给和粮食产业安全的政策提供依据。

基于以上的研究背景，本论文的理论价值与现实意义在于：

(1)探究国际粮食价格的波动特征无疑是研究中国粮食价格问题以及保证粮食安全的重要切入点，同时也是确保整体物价稳定的关键。通过本论文的研究，不仅可以对国际市场粮食价格波动原因有更深刻的认识，而且有助于为政府有关部门把握国际粮食市场的变动提供预判信息，为争取有利的贸易时机，保证国内粮食供给安全提供科学依据。

(2)国际市场的粮食价格作为世界粮食市场状况的风向标、指示器，度量国际粮食价格波动对国内粮食市场的传导效应是制定我国宏观经济政策和制定针对低收入者的转移支付政策的重要依据，对于保障我们国家的人民生活及社会稳定具有重要意义。

(3)研究清楚国际粮食价格对我国粮食价格的主要传导途径以及影响程度上大小如何，还可以为政府部门在应对突发的国际粮食价格危机中制定合理的贸易政策、国内价格稳定措施等手段的选择，以及政策实施尺度提供科学的建议，为争取有利的国际市场环境创造条件。

## 1.2 本文研究的主要内容和结构框架

### 1.2.1 研究内容

本论文分八章对国际粮食价格波动特征以及国际粮食价格波动对中国粮价的传导效应进行深入研究。

第1章为引言，首先介绍了本篇论文选题的一些背景，并且阐明了本论文

研究的目的及意义；其次，较为系统地介绍了整个文章的框架及写作思路－国际粮食价格波动特征及对中国粮价传导效应的研究，并总结了各个章节的基本写作内容，在此基础上总结研究的主要创新点。

第2章是文献回顾，并对现有的研究成果作评述与总结。从国际粮食价格波动特征、国际粮食价格的影响因素、国际粮食价格波动的传递效应以及应对粮食价格波动的政策研究这四个方面出发，对现有的国内外相关文献作回顾，并对这些研究成果作评述，这对后面章节的国际粮食价格波动结构时间序列分解、国际粮食价格波动成因分解、国际主要品种粮食价格间传导、国际粮食价格对国内粮食价格的传导等相关分析作了理论上的准备和铺垫。

第3章是基于STS模型的国际粮食价格时间变化特征分析。首先，定性分析了从1960-2013年50多年的考察段内国际粮食价格整体的及主要品种的粮食价格的周期性波动特征，并用“波谷－波谷”方法对玉米、小麦、大豆、大米的价格波动周期序列进行简单的阶段划分。其次，介绍了时间序列结构分解方法，并说明了用Oxmetrics软件中STAMP模块来实现对国际粮食价格指数序列的结构分解，即分解出其中的季节成分、趋势成分、周期成分及不规则成分。最后，根据Koopman等提出的结构趋势方法运用STAMP模块对1992(11) -2013（12）的月度国际粮食价格指数波动历程进行分析，预测了

2013-2015年的国际粮食价格。同时也将石油价格及美元实际有效汇率两个外生变量引入模型当中，实证结果表明这两个变量对国际粮食价格有显著影响；除此之外，实证结果表明国际粮食价格波动具有明显的季节性以及周期性；模型运行结果还能找出导致国际粮食价格剧烈波动的结构断点和异常点，其中结构断点可以更好地刻画国际粮食价格波动长期趋势特征，而异常点解释了瞬时效应，即粮食价格的短暂峰值。最后，预测国际粮食价格将继续高企与振荡。

第4章，基于SVAR模型的国际粮食价格波动成因分解。本章主要通过理论分析与实证分析相结合的方法，研究国际粮食价格波动的主要影响因素。首先，定性分析国际粮食价格波动的主要影响因素，包括气候变化、耕地面积减少、全球粮食库存量变动、能源价格变化及农业生产成本的变动、世界人口增长及消费结构的变化、生物质能源发展、各国粮食贸易政策、美元汇率变化、市场价格预期等，详细剖析了这些因素的影响机理。其次，根据数据的代表性和可得性，从这些影响因素中选出一些代表性强、可量化的指标，运用结构向量自回归（SVAR）模型、脉冲响应和方差分解的方法，对国际粮食价格波动的

成因进行分解，以得到各项因素的作用大小、作用时滞和传导链条的顺序，这对分析各影响因素及影响程度是否发生结构性的变化，并提出相应的对策具有一定的现实意义。

第5章，国际主要粮食品种之间价格传导特征研究。本章考察主要粮食品种包括大豆、玉米、小麦和大米之间价格波动的传导效应。首先，从理论上定性分析国际主要粮食品种间的关系，主要粮食品种相互之间引导与被引导关系，以及这种关系的产生机理，如生产环节上的替代效应、消费环节的替代效应、预期效应、比价效应等。其次，运用计量模型从定量上来分析国际主要粮食品种之间的波动溢出效应。以美国主要期货交易所芝加哥商品交易所（CBOT）的玉米、大豆、小麦、稻谷的期货收盘价代表国际四大主要粮食价格。运用四元BEKK-GARCH（1,1）模型来分析国际市场四大主要品种粮食价格间的波动溢出效应。最终，再阐述国际四种主要品种粮食期货价格相互之间显著的传导效应所产生内在机理，并为我国在粮食安全策略中改善粮食品种结构提供数据上的支撑。

第6章，国际粮食价格波动对中国粮食价格的动态传导关系研究。本章首先从进出口贸易、期货市场、市场信息三个方面出发，定性分析了国际粮食价格波动对中国粮食价格的传导机理；然后采用长期和短期均衡模型、非对称误差修正模型、格兰杰因果关系检验、静态与动态相关性检验等时间序列模型，从多角度对国际与国内粮食价格之间的关系进行实证分析。最后，总结分析国际粮食价格波动对中国粮食价格波动的重要意义。

第7章，稳定中国粮食价格的政策建议。国际粮价波动对国内粮价的影响程度不断加大。由于粮价是百价之基，国内粮价剧烈波动，必将影响居民的消费水平，从而导致国内经济形势的不稳定。因此有必要通过建立行之有效的稳定粮食价格的管理体系来减缓国际粮价波动给国内粮价波动带来的深刻影响，同时达到稳定我国经济发展、人民生活的最终目的。因此，本章主要结合前面章节的实证分析结果，从力提高粮食生产能力、适度调整粮食进出口贸易政策、加强国内粮食流通能力建设、完善储备粮食体系等方面入手，提出稳定中国粮食价格的政策建议。

第8章，为全文的总结及展望。先是对整篇论文的主要研究内容进行总结；其次，根据本文研究的不足，提出未来需要进一步开展的工作。

### 1.2.2 结构框架

图1.1为本文的整体结构，主要是在对现有相关文献的研读的基础上，通过分析相关经济理论及作用机制，并结合一些计量经济模型作实证分析，最后得出一些政策建议。



理论研究

文献研读

数据收集

FAO、统计年鉴等

基于BEKK- MGARCH

模型

|  |  |  |  |  |  |  |  |
| --- | --- | --- | --- | --- | --- | --- | --- |
|  |  | | |  | | |  |
| **第三章** | |  | **第四章** | |  | **第五章** | |
| 实证研究一： | | 基于 | 实证研究二： | | 基于 | 实证研究三： | |
| 国 际 粮 食 价 | | STS | 国际粮食价格 | | SVAR | 国际主要粮食 | |
| 格 时 间 变 化 | | 模型 | 波动成因分解 | | 模型 | 品种之间价格 | |
| 特征分析 | |  |  | |  | 传导特征研究 | |
|  |  | | |  | | |  |

基于均衡、非对称、因果、动态相关性(DCC-GARCH)模型

**第六章**

实证研究四：

国际粮食价格对中国粮食价格的动态传导关系研究



**第七章**

稳定中国粮食价格的政策研究

总结全文

图 1.1 论文结构框架图

## 1.3 本文的创新之处

本论文试图从多角度分析国际粮食价格波动的特征，在此基础上研究国际粮食价格波动对中国粮食价格的传导效应，以期从国际的视角考察中国粮食价格问题，并提出一些稳定中国粮食价格的政策建议。本文的写作是在现有研究的基础上，进行一定的拓展和创新，研究的创新之处具体主要体现在：

一是在研究国际粮食价格时间变化特征时，与传统的季节调整法、趋势分解法等数据信息分离方法不同，本文运用结构时间序列模型（STS）对国际粮食价格变化特征中的未知成分（包括趋势成分、季节成分、周期成分、不规则成分）同时进行分解，在分解模型中还引入国际石油价格和美元实际有效汇率两个外生变量以及虚拟变量，外生变量和虚拟变量的引入有利于更精确地找出结构突变点和异常点，实证结果也表明国际粮食价格具有明显的季节性特征，两个外生变量对国际粮食价格的影响也是显著的，且油价对粮价的影响为正，美元实际有效汇率对粮价的影响为负，都符合经济原理。这进一步表明结构时间序列模型较好地拟合了国际粮食价格波动时间序列特征，因此，比较有效地预测未来国际粮食价格走势。

二是在研究国际粮食价格波动成因时，本文运用SVAR模型对国际粮食价格波动的成因进行分解，现有多数文献使用的是VAR模型，由于SVAR模型具有VAR模型无法比拟的优越性，能识别“新息”，使得实证结果也更具合理性，实证结果表明，供给与需求冲击仍然是国际粮食价格的主导影响因素，而美元冲击、石油冲击等只是暂时性冲击，或者说它们最终也是通过供给与需求间接地影响国际粮食价格的。

三是从两个角度出发研究国际粮食价格波动的传导效应。（1）国际主要品种粮食价格间的传导特征，国际主要品种粮食价格的波动并不是齐涨齐跌，而是有先有后，目前鲜有看到相关文献研究它们之间的引导与被引导关系，本论文运用BEKK-MGARCH模型，对国际四种主要粮食（玉米、大豆、小麦、大米）期货价格收益率的波动溢出效应进行建模分析，研究它们之间的波动溢出效应并探究它们的影响机理。（2）国际粮食价格波动对中国粮食价格的动态传导关系。在理论上，从进出口、期货市场、市场信息三方面出发，分析整理了国际粮食价格波动对中国粮食价格的传导机理；在实证上，均衡检验中的非对称性检验结果表明，当国际粮食价格上涨时，它对国内粮食价格的影响较大，要将国内粮食价格调整到均衡水平的速度也较慢，而当国际粮食价格下降时，

要将国内粮食价格调整到均衡水平的速度较快，这可能与我国实行的粮食价格保护政策有一定的关系。另外，基于传统的静态相关性分析，本文还运用DCC-GARCH模型分析了国际粮食价格与中国粮食价格的动态相关性，检验国际国内粮食市场的动态联动性，为判断国际国内两个粮食市场的一体化程度提供依据。

# 第2章 文献综述

近二十年来，关于粮食价格问题的研究，从来没有像2006年爆发国际粮食价格危机以来这样，如此吸引经济学家的研究兴趣。之所以研究粮食价格会成为政府、经济学者、社会舆论等共同关注的焦点，是因为粮食对于人们的日常生活如此重要以及粮食价格的波动具有特殊性。下面，本章主要从国际粮食价格波动时间序列特征、国际粮食价格波动的影响因素分析、国际粮食价格波动的市场间传递效应以及应对粮食价格波动的政策研究四个角度出发，对相关的关键文献进行梳理，通过探寻理论源头，理清国际粮食价格波动特征及对中国粮价的传导效应，归纳国内外相关文献资料已有的研究成果及不足，提出未来可以进一步深入研究的方向。

## 2.1 国际粮食价格波动时间变化特征研究

国际粮食价格波动具有持续性，并且在不同的时间阶段其变动的方向、变动的程度存在着明显的差异。现有的国内外关于国际粮食价格时间变化特征的研究主要有：

Borensztein, S. Khan和M. Reinhart (1994)[1]运用月度数据的食品价格指数数据进行统计分析，结果显示，食品价格波动周期的稳定性呈不断下降趋势，且波动周期具有不规则性。CSC Sekhar (2003)[2]利用1970-2001年月度价格数据，分析国际与国内农产品价格波动特点，数据分析结果表明，与国内粮食价格波动相比较，国际粮食价格的波动周期更长，国际与国内粮食价格波动具有不一致性。Martin Sommer (2006)[3]采用1957-2005年数据对食品价格的长期趋势做分析，结果表明，短期内食品价格波动存在周期性，而在长期，食品价格波动具有比较明显的趋势性，短期内的食品价格与其长期趋势之间是有所偏离的。Gilbert (2006)[4]的研究表明，农产品价格波动在20世纪60－70年代较为缓和，在70－80年代较为剧烈，在80年代后又趋向于缓和，即从长期来看，不同时期农产品价格波动具有不同规律。

朱民和马欣（2006）[5]认为在世界经济贸易逐步走向一体化的过程中，国际粮食价格波动也具有新特征，如波动幅度加大、波动周期缩短、价格不稳定性增

加等。孟凡新等（2008）[6]对90年代以来的中国粮食零售价格指数进行周期性分

析，指出中国粮食价格波动主要有三个周期：1990-1997 年的快速上涨期、

1997-2002年的深度调整期、2003-2007年的缓和上升期，从而认为中国的粮食价格波动基本周期长度为6年。徐雪高等（2008）[ 7]利用H-P滤波方法分析1978-2006年国际农产品价格波动特点，并将国际农产品价格波动划分成具有不同特征的五个周期。分析结果还表明，这五个周期具有不重复性，且周期的波动明显有非对称性。傅晓、牛宝俊（2009）[8]对1980-2008年国际农产品价格数据

进行定性分析，指出国际农产品价格波动大致经历6个变动阶段，而且从数据的走势来看，国际农产品价格波动与国际石油价格相似，而与美元指数是相反的。高帆、龚芳（2011）[9]利用1961-2010年的长时期数据分析国际粮食价格波动，

通过波峰、波谷将国际粮食价格波动划分为6个周期，还指出无论是国际粮食价格波动的影响因素还是各因素的影响程度，都已经发生了结构性的变化。徐海亮、赵文武等（2012）[10]分析的是1961-2009年国际主要粮食价格的时间变化特征，采用谱分析法和数理统计分析法相结合的方式，分析结果表明：国际主要粮食的价格波动具有较为明显的上涨趋势性，且存在多周期性，随着金融化趋势的增强其价格不稳定性也在上升。金三林、张江雪（2012）[11]则是对1994-2010年国际主要粮食：大米、小麦、玉米、大豆的价格数据进行成分分解，从而得出在长期，国际主要粮食价格具有迅速上涨的态势。

## 2.2 国际粮食价格波动的影响因素研究

由于2006年以来国际粮食价格上涨的成因比以往更复杂，因此，探究粮食价格上涨原因的研究文献非常丰富，现有文献主要围绕以下几个方面进行研究：

### 2.2.1 传统的供给需求方面因素

对国际粮食价格波动造成影响的供给方面因素，主要包括由于气候变化、可耕地面积减少、石油价格上涨、生产资料成本价格上涨、农业开发和研究投入少等；对国际粮食价格波动造成影响的需求方面因素，主要有人口增长、经济发展、生物质能源发展等。

Lu，F (1999)[12]的研究表明受自然灾害、能源价格等影响，粮食的生产成本持续上涨；加上粮食的供应减少而需求增加引起的供需缺口，这都是导致粮食

价格波动的主要原因。Piesse (2009)[13]和Timmer (2010)[14]认为在1972/1974、

1983/1985、2007/2008是国际粮食价格达到峰值的主要年份，并从供给需求角度出发，具体分析了不同阶段的粮食价格程度及波动原因。Nelson等（2009）[15]、Gilbert (2010)[16]和Abbott等（2011）[17]认为由于恶劣气候的变化对粮食主产区的影响，导致粮食产量波动较大，难以预测。它们的实证结果表明，气候变化将继续直接导致粮食市场的波动性。并预测到2050年，由于气候变化可能会推动全球粮食价格高出约35%。对于那些生产力水平较低，农业投入较少的发展中国家来说，由于抵御气候变化风险的能力较低，因而气候因素对这些国家的粮食产量影响更为明显。

世界银行经济学家Mitchell是生物质能源领域最有影响的学者之一。Mitchell (2008)[18]指出谷物和油籽这些用于生产生物质能源的农作物，它们的消耗量的剧增是造成近年来粮食价格上涨最主要原因，他利用2002年至2008年的世界银行粮食价格指数的估计表明，生物能源产量增加直接或间接地起到了70%-75%的推动作用。Lipsky (2008)[19]的研究则指出，玉米价格上涨的70%和黄豆价格上涨的40%都归因于生物能源。Collins (2008)[20]对美国的生物能源的研究表明，乙醇汽油对导致了2006/2007年度和2008/2009年度玉米价格上涨了60%，并引致了消费者价格指数上涨了0.6%-0.9%，然而，Rosegrant等（2008）[21]的研究结果则相对小的多，他们利用一般均衡模型估算了2000年至2007年期间，生物质燃料的发展对作为原料的相应粮食价格的长期影响，结果表明由于生物质燃料的生产，使得主要粮食真实价格上涨了30%，其中生物燃料对粮食的消耗可以解释玉米实际价格上升的39%，小麦和大米价格的21%和22%. Abbott等（2011）[[17]](#_bookmark12)和Lagi等（2011）[22]认为生物燃料的生产对于解释国际粮食价格的急剧上涨是有重要意义的。Mitchell (2008)[[18]](#_bookmark13)的研究指出，2002-2008年间由于石油价格上涨导致了玉米、大豆和小麦生产成本增加了32.3%、25.6%和31.4%. Doornbosch (2007)[23]等研究表明，生物质能源的生产有个盈亏平衡点，当石油价格较高或者是政府的补贴使得生物质能源的生产有利可图时，生物质能源就会迅速生产，反之则减产。FAO在2008年度报告[24]指出，包括中国、印度在内的发展中国家随着经济发展、饮食结构改善，粮食需求增长迅速，推动了粮食价格的上涨。然而，John Baffes (2010)[25]的实证结果却与此相反，检验结果并不支持新型经济体的粮食需求是导致粮价的快速上涨的主要原因。

仇焕广等（2009）[26]指出乙醇汽油的发展是导致全球粮食价格上涨的重要原

因，并使得农产品市场和石油市场联系更加紧密，我国粮食价格的上涨主要来自于国际市场的价格传导。张亮亮、张晖明（2009）[27]总结和考察了国际油价、生物燃料对世界粮食上涨的影响，并从中提出了对我国粮食安全的启示。从目前国内文献看，研究国际粮食价格上涨的成因的文献不少，但总体上以定性分析居多，缺乏经验证据支持。黄季焜等（2009）[28]采用全球贸易与能源分析模型(GTAP-E)，模拟分析了国际粮食价格上涨的影响因素以及国内外影响因素的差异，结果表明，石油价格的上涨和生物质燃料的发展分别引起国际玉米价格上涨30.6%和44.0%，而这两个因素的交互作用引起玉米价格上涨13.5%，另外对国际大豆价格变化的研究结果相类似。但石油价格和生物燃料对小麦价格的解释能力相对小得多，此外，研究还表明，对于我国而言，如果没有国家对粮食的干预政策，石油价格上涨和生物质能源发展会使国内玉米价格上升54.2%，而不是26.5%的实际上升水平。高帆、龚芳（2011）[[9]](#_bookmark8)通过对1961-2010年间国际粮价波动特征和原因的研究，指出1961-1999年间供给、需求和库存对粮食价格波动的解释能力为89.5%，但2000-2010年国际粮价的影响因素发生了结构性变化，金融因素和能源因素成为影响粮价的主因，其解释能力达到了98.08%。公茂刚和王学真（2014）[29]，运用VECM和DCC-MGARCH模型分析了国际粮食价格与能源价格间的关联性。实证结果表明，长期内国际能源价格对粮食价格具有显著正向影响，国际粮食价格波动与石油价格波动间存在显著正相关关系。

### 2.2.2 其它方面因素

影响国际粮食价格波动因素除了传统的供给需求方面因素外，还有各国应对粮食价格波动采取的政策、美元贬值、市场投机、期货市场投资、市场预期方面等其它因素。

A. J. Rayner和G. V. Reed (1988)[30]的研究结果表明，欧洲各国相互之间所采取的一些政策工具，如贸易干预政策、缓冲库存政策，在稳定粮食价格方面，确实发挥了作用。Nalil Sung和Michael Gort (2006)[31]采用BVAR模型，分析了美国对稻谷价格的支持政策所产生的效应，并对稻谷价格的未来走势作了预测。FAO (2008)[[24]](#_bookmark14)指出澳大利亚、俄罗斯、加拿大等主要粮食生产国由于恶劣气候减产以及部分粮食出口国对粮食贸易的限制性政策进一步加剧了粮食供需的失衡。Katsushi Imai (2008)[32]研究亦显示在国际粮食市场上的金融投机行为对粮食价格具有显著正的影响，而且对大米的影响更强。Marco Lagi (2011)[33]指出，美

元贬值和金融危机导致的大量热钱进入世界粮食市场等金融因素对粮食价格的上涨起到了放大作用，Mitchell (2008)[[18]](#_bookmark13)估计美元贬值推动了本轮粮食价格上涨

20%。然而，Capelle-Blancard等（2011）[34]利用面板Granger因果关系模型的检验结果却没有发现金融投机的显著作用。Ansgar Belke和Ingo Bordon等（2012）[35]基于1980-2011年数据，运用一个协整向量自回归模型分析全球流动性对粮食价格的影响。实证结果支持了这样一个假设，即全球流动性与国际粮食价格之间存在正相关关系。

黄汉权（2008）[36]实证分析了国际粮食价格与美元汇率之间的关系，结果表明，美元汇率的变动对国际粮食价格有直接且显著的影响。金三林（2012）[[11]](#_bookmark9)年利 用成分分解法对主要粮食品种价格上涨的原因进行了分析，认为美元指数、国际石油价格、粮食的供给需求状况、市场投机行为等是近期国际市场价格波动的主要原因，我国大豆、玉米的需求对国际市场价格也有较大的影响。

## 2.3 国际粮食价格波动的市场间传递效应研究

世界粮食价格对不同国家粮价影响的研究文献多集中于实证研究领域。

Anderson和Tyers(1992)[37]选取30个国家7个农产品利用误差修正模型研究了1961-1983年间国际市场价格传导弹性效应，他们发现国际市场价格波动

1%仅会引起大多数样本国家0.3%价格的波动。Quiroz和Soto(1995)[38]研究了

78个国家农产品的国际价格传导弹性，结果显示对大多数国家而言，国际粮食市场的价格传导效应非常低，而且在长期中并不显著。Katsushi Imai等（2008）[[32]](#_bookmark17)利用1966-2005年粮农组织和联合国贸发会议统计数据对世界农产品价格对中国和印度的传导效应进行了研究，研究发现，不论是短期还是中长期，国际农产品价格对印度的影响都大于中国，国际农产品价格对中、印两国的小麦、玉米和大米的影响较大，而对蔬菜和水果影响较小。并且由于政府对农产品的干预政策和补贴政策，使得国际价格的传导并不完全。Dawe(2008)[39]对包括中国、印度、泰国等在内的亚洲七个国家的研究认为，国际市场粮食价格波动的三分之一可以传递到样本国家的粮食价格。Stephens和Mabaya(2008)[40]利用区制转移误差修正模型对津巴布韦农产品价格传导的研究发现，在市场间价格传导中信息流传递有时会比贸易渠道作用更大。Anderson(2010)[41]利用误差修正模型的研究结果则显示，对大多数国家而言，国际市场价格的传导弹性系数为0.3%。

Ferrucci(2010)[42]对欧元区国家的研究表明，国际市场价格传导是导致粮食生产者价格指数和消费者价格指数上涨的主要原因。Elena Ianchovichina(2012)[43]利用中亚和北非18个国家数据的研究结果表明，国际粮食市场价格向样本国家的传导弹性为0.2%至0.4%之间，但具有显著的不对称现象，西岸、加沙、伊拉克的价格传导弹性超过0.5%，埃及、吉布提、阿拉伯联合酋长国为0.4%，而阿尔及利亚、突尼斯等国受到的影响较小。Atanu Ghoshray(2011)[44]认为在研究粮食价格波动的市场间传导时，非线性和非对称问题非常重要，为此他利用门槛误差修正模型作研究，结果表明，在长期，国际市场价格对印度大米的传导弹性为0.23%，对茶叶的传导弹性为0.78%. Nicola等（2014）[45]利用1970-2013年月度数据研究了11种商品包括能源、农产品及食物之间的动态相关关系，研究结果表明，能源价格与农产品价格之间高度相关，且近两年来相关程度有所增加，2007年之后的股票市场的波动与其它商品价格收益率之间呈正相关。

丁守海（2009）[46]利用误差修正模型考察了国际粮价对我国的影响，认为我国大米、小麦、玉米、大豆等价格与国际市场存在长期的整合关系，其中大豆波幅接近于国际波幅的80%，而玉米和大米则在50%左右，小麦也达到25%，而且长期传导效应大于短期传导效应，并且认为大米和小麦的国际传导因素并不是国际贸易渠道，而主要来自于消费和种植环节的替代效应。顾国达、方晨靓（2010）[47]采用马尔科夫区制转移向量误差修正模型(MS-VECM)，分析国际市场对中国农民产品价格波动的影响，实证结果表明，国内农产品价格受国际市场的影响较大。潘苏、熊启泉（2011）[48]认为短期内国际粮价对国内影响较小，而长期上整合度也不高，造成这种现象的主要原因是进口需求低以及政府的干预政策。皱方正等（2012）[49]研究了国际市场上大豆和玉米价格波动对我国传导效应，进而分析了对国内CPI的影响，认为国际粮价波动对我国的影响总体上还很小，但是仍然不容忽视。高帆、龚芳（2012）[[9]](#_bookmark8)以1997年4月至2012年3月国际国内粮食价格数据为样本，借助计量分析和VEC模型得知国际国内粮价存在长期稳定的同向波动关系。马述忠和王军（2012）[50]考察了我国大豆进口对国际市场价格的影响，研究指出我国大豆进口并不存在“大国效应”，尽管作为大豆的最大进口国，但是却缺乏在国际市场上讨价还价的能力，只是国际价格的波动接受者。而在其它粮食出口品种的研究也发现，在粮食出口上同样缺少国际定价权。王新华（2013）[51]基于VAR模型对我国粮食进出口、国内粮价、国际粮价之间的关系进行实证研究。研究结果表明，国际粮价对国内粮价影响较大，

国际粮价对我国的粮食进出口量影响均较大。

粮食价格波动的市场间传导属于空间传导或者横向传导，除此之外，粮食价格传导也可以在产业链上垂直传导，这方面的研究主要集中于零售商和农户之间价格传递问题，其开创性工作由Gardner(1975)[52]最早提出的，他建立的均衡移动模型研究了在完全竞争条件下农产品价格由收购环节向零售环节的价格传导以及零售环节向农产品收购环节的传导问题。近期Gardner(2007)[53]、De

Gorter和Just(2008)[54]等一些学者进行了理论模型的进一步拓展，并由此引发了许多实证研究文献，由于该部分内容与本论文的研究关系不大，因此不做过多回顾和评论。

## 2.4 应对粮食价格波动的政策研究

应对国际粮食价格危机，各国的目标主要有稳定国内粮食价格、保证粮食供给以及尽可能地降低国际粮食价格波动的对本国的负面冲击。

Ahmed (2008)[55]认为，短期的应对政策包括限制粮食出口、降低粮食进口关税、增加粮食储备、粮食价格控制，而长期政策是增加粮食生产、减少对粮食贸易的管制。Demeke等（2008）[56]认为向低收入者进行价格粮食补贴虽然是必要的，但效果也并不显著，相对而言，向低收入者进行现金的转移支付会更加有效。现金转移支付不仅可以保证低收入者的粮食消费，不至于急剧降低生活中教育以及其它方面的支出，而且可以维护市场功能的正常运转。现金转移支付可以采取提高最低收入者工资、发放现金或现金支票，但一个更有效的方式则是发放粮食补贴券，保证转移支付金不被用于必须生活之外的支出。而长期政策应该是构建粮食安全网、增加粮食供给。Dorosh (2009)[57]认为，在应对国际粮食价格变动时，不同的国家可能会采取不同的政策来稳定本国的粮食价格，但从国际的角度来看，应该要提高农业生产水平，提高粮食产量，并加强对国际粮食储备的管理。FAO (2010)[58]对各国政府应对粮食危机所采取的政策及其效应评估表明，降低进口关税并不是一个稳定国内价格的有效方法，因为很多发展中国家粮食进口关税一般不高。而出口限制和税收对国内粮价稳定的效果并不确定，同时限制措施会降低国内生产者粮食供给的积极性，恶化国际贸易伙伴的关系，而且在长期上会损害农业投资。Jean-Jacques Detbier (2011)[59]认为采取贸易限制和关税限制措施会进一步恶化国际市场供求关系、扩大紧张情绪、

向市场传递错误的信息、助长投机，从而加剧粮食价格的上涨程度，这反过来又会使包括其自身在内的进口国处于更加不利的处境。

不少学者认为，我国应加大粮食生产，尽量保障本国粮食的自给自足，粮食的进出口只是在某些时候起调节作用；而政府在粮食的生产过程中应该要充分发挥其作用，逐步完善粮食的产销体系、流通体系、安全预警机制等。聂振邦（2007）[60]则认为，中国粮食市场的流通体系相对落后，流通过程中效率损失很大，应该要加强国家的宏观调控作用，对粮食市场进行有效管理，尽快对粮食流通体制做出改革。

我国学者对粮食价格补贴也有较多的论述，吴连翠、蔡红辉（2010）[61]通过对农户作调查，得到的数据显示，目前我国所采用的粮食补贴政策在激励农户增加粮食播种面积上，具有显著的正面效应，“土地投入”表现出显著的激励效应，但是补贴政策只是促进了粮食的增产，并没有从根本上使得农民的收入增加。张国庆（2012）[62]认为农民从国家的各种补贴中受益有限。发放补贴给种粮农民，虽然在一定程度上会提高农民的种粮积极性，提高粮食产量，但是这些补贴有时甚至抵不了生产资料价格的快速上涨。孙超（2011）[63]认为，虽然粮食价 格的波动有时是对其真实价格的回归，是合理的，但是，对于我们这种还处于经济转型期的发展中国家来说，国家对粮食价格的宏观调控还是有必要的，这样可以减少粮价波动对经济带来的负面影响。徐振伟（2012）[64]的研究表明，在国际粮食危机不断加深的大环境下，我国应该加强粮食的生产，完善粮食的流通体系，尽量保障粮食的自给自足，从而稳定社会经济的发展。

## 2.5 现有研究的评述

近年来随着粮食危机的爆发，粮食价格问题再次吸引了众多学者的关注，并且相关的文献资料也较为丰富，总结国内外学者的研究成果，不难发现以下几个特点：

(1)在分析国际粮食价格时间序列变化特征方面，国内外已有不少相关的文献资料。现有的研究大多是以描述性分析为主，也有用传统的季节调整法、趋势分解法等数据信息分离方法对国际粮食价格波动进行分析，但是，鲜有见到使用结构时间序列分解方法对国际粮食价格波动的季节成分、趋势成分、季节成分以及不规则成分进行分解。

(2)在国际粮食价格波动成因的研究方面，国际学者主要采用各种实证方法进行考察，研究成果较多，而国内学者的研究总体上还处于总结和描述研究阶段，利用定量方法研究的不多，高质量、信服力强的研究成果还非常少。偶见利用多种影响因素综合进行分析的文章，也只是用较简单的检验来分析其相关性。

(3)在国际粮食价格上涨过程中，主要粮食品种价格波动并非同步，而是有先有后，它们之间是否存在引导和传导关系，机理到底是由于生产环节的替代效应还是消费环节的替代效应亦或者是预期效应、比价效应，影响程度如何等问题，国内外相关研究鲜有提及，更没有系统的研究。

(4)在对国际粮食价格的传导研究上，不论是国内学者还是国外学者，大部分使用的是简单的线性模型、协整检验、误差修正模型等，这类模型隐含样本期内参数不变的假定，难以兼顾价格传导的非线性、非对称性、变参数等问题，只能对变量之间的关系做出大致的判断，这一问题在国内外学者中普遍存在。仅有少数研究成果使用了具有门槛效应、区制转移效应的实证模型。

(5)在应对粮食危机措施、政策及其效果上，国外学者比较关注各国贸易干预政策的效果、对低收入者不同补贴手段的效果等，对限制性贸易政策措施提出了很多质疑，但对粮食危机中表现出来的各国粮食产业的脆弱性缺乏研究，对当前国际贸易格局和贸易条件中发展中国家缺乏相应的市场势力问题也极少涉及，因此在给出的应对措施上缺乏产业安全和贸易安全的政策对策。国内学者的研究则主要集中于支农、扶农效果的研究，针对粮食危机的政策还非常少，少数文献只是零星提及，而且基本上是从国内农业供给上给出建议，且定性研究为居多。然而，近年来国际粮食价格在短期内迅猛飙升绝非是供求因素变化的简单结果，政策建议偏离了这一点，其价值将大打则扣。

# 第3章 基于STS模型的国际粮食价格时间变化特征分析

近年来，国际粮食价格的波动十分频繁且富有戏剧性。在2006年底-2008

年期间，国际粮食价格急剧上涨，而此后的2010年、2011年初期及2012年第

三季度粮食价格更是不断上升并达到最高水平，它们几乎是2006-2008年粮食价格危机的重复上演。粮食价格的过度波动，既不利于粮食产业的健康发展，也会对居民的粮食消费造成不良不影响。国际粮食价格波动影响范围甚广，最直接也是最深远的影响就是全球的粮食安全，当然进而会对全球的经济安全乃至各个国家社会的稳定产生影响。通过研究国际粮食价格波动的周期特点，不但可以更深刻地了解粮食价格波动的规律，而且可以对粮食价格进行预测，从而为市场各主体应对粮食价格波动提供理论指导，具有重要的理论意义和应用价值。从上世纪70年代至今，国内外学者对国际粮食价格波动的特征进行了多角度的关注。对国际粮食价格的时间序列变化特征作分析，既是研究国际粮食价格的起点，也是研究的核心内容之一。从当前已有的文献资料来看，国内外学者主要是从国际粮食价格整体趋势未来趋势上、国际粮食价格周期性特点上以及国际粮食价格波动性特征上，以这三方面为主，研究国际粮食价格时间变化特征。总体而言，尽管国内外对国际粮食价格变化规律的研究已卓有成效，但是也存在不足。本章将运用结构时间序列（STS）模型，从一个全新的视角来考察国际粮食价格波动特征，将国际粮食价格序列分解为：趋势成分、季节成分、周期成分和随机成分，通过对不同成分分别作深入分析有，有助于更加全面地掌握国际粮食价格波动的特点。同时对未来国际粮食价格进行预测，为国内外相关政策制定提供可靠的依据。

## 3.1 国际粮食价格波动特征分析

国际粮食价格波动是一个特征事实，当采用较长的历史数据进行分析考察时，就更能体现出国际粮食价格的波动性及特点。考虑到粮食价格波动的“路径依赖特征”，为了更好地揭示国际粮食价格的长期变动趋势，本节选取1960-2014年的月度国际粮食价格（2010＝100，名义价格，以美元标记）数据

进行分析。选取这一期内的数据为研究对象，主要是因为：上世纪60 年代以

来，早期的那些计划经济体制国家大都进行了市场化改革，从而促进了世界经济的全球化，另外，由于国际经济金融组织的发展与完善，对国际粮食市场相关数据的收集以及整理也越来越全面，这就为分析国际粮食价格的长期波动规律提供了宝贵的数据资料。

### 3.1.1 国际粮食价格整体波动特征

在国际粮食市场结构不断变化的影响下，国际粮食价格的波动呈现出跌宕起伏状态，即使在较短的时期内，粮食价格间也会表现出很大的差异性。根据世界银行数据库（Worldbank GEM）提供的数据资料，先对国际粮食价格整体上的波动轨迹进行初步描述。如图3.1所示，在60-70年代，国际粮食价格处于较低水平，且波动幅度很小，可以称这阶段为国际粮价的稳定低位运行阶段；而在70年代以后，特别是从1972年形如，国际粮食价格急剧上涨，从此以后，

国际粮价水平呈走高趋势；从2000年以来，国际粮价的波动幅度更是显著增加。当以十年为界，把国际粮食价格的历史波动数据划分为五个阶段：1960-1970年、1971-1980年、1981-1990年、1991-2000 年和2001-2014年，并计算各阶

段国际粮食价格的标准差，分别为2.394、37.709、21.395、5.243和41.251。可此可见，国际粮价在60年代走势相当平稳，70-80 年代波动幅度显著上升，90年代波动程度趋于下降，但2000 年后的波动程度则是达到了历史的最高水平。

美元

140

120

100

80

60

40

20

0

60 65 70 75 80 85 90 95 00 05 10

图3.1 1960.01-2014.12国际粮食价格走势资料来源：世界银行数据库（Worldbank GEM）。

另外，结合图3.1，以国际粮食价格高峰期所对应的年份为界，对粮食价格进行历史阶段划分。国际粮食市场波动较大，按照波谷-波谷方法，基本上可以概括为五次大涨大跌。

第一次粮价高峰发生在1974年度，波动最剧烈的阶段为1972年-1977年。

在这期间，出现了1960年以来的第一次急剧波动，粮食价格的增幅超过3倍。导致此次国际粮食价格上涨有多方面的原因，如中东战争引起国际石油危机、美元的大幅度贬值、还有当一些粮食的主产国：美国、欧洲、中国、苏联等粮食减产时有些国家为预防本国粮食危机而在国际上大量购买粮食等，这些因素的综合作用，造成了国际粮食价格的暴涨[65]。

第二次粮价高峰出现在1981年度，这个阶段为1977年-1986年。在这期间

谷物的贸易量是每年都在增加的，而在1981年，主要的粮食出口国家的粮食产量减少，需求大于供给，因此就引发了粮食价格的上涨。

第三次粮价高峰出现在1996年度，价格波动历史时期为1986-2000年。在

这期间的1989年，粮食价格有出现小高峰，但随后就被欧盟、美国的出口补贴政策迅速打压下去。之后，在粮食生产方面，由于俄罗斯、东欧等地区粮食减产，而发展中国家又出现粮食生产停滞，造成1995年，全球的粮食产量达到低谷。这种粮食供不应需的状态造成了国际粮食安全的恐慌，从而刺激粮食价格迅速攀升至1996年的历史最高[66]。而之后的1996-2000年，国际粮食价格由卖方市场向买方市场转换，价格开始震荡走低。

第四次粮价高峰出现在2008年度，该阶段为2001-2010年。从2001-2004

年，国际粮食的生产量与需求量基本上能够达到均衡，且在2001和2002年，

国际粮食的库存量也是处于较高水平（达到5.2亿吨），因此这期间的国际粮食

价格处于较低水平且波动不大。而在2004年以后，国际粮食的产量减少、加上生物质能源的大力发展、国际对粮食的炒作等使得国际粮食需求量急剧增加，粮食价格直线上涨，并在2008年创下国际粮食价格的历史最高记录。

第五次粮价高峰出现在2012年度，该阶段为2010年到至今。从2010年第一季度开始，粮食价格又开始呈现出上涨势头。后金融危机时代，美国、欧洲等发达国家的经济指标数据表明，全球的经济形式还处于缓慢的复苏阶段；中东、北非国家出现动乱，民生凋敝粮食紧缺；美国和澳大利亚等粮食主产区干旱及洪涝灾害并发[[65]](#_bookmark24)。这些因素共同推动国际粮食价格大幅走高。2011年上半年国际粮价快速攀升，在2012年11月份达到顶峰，接近2008年的最高记录。

但随着此后天气状况的改善，粮价出现连续下滑。

### 3.1.2 国际主要粮食价格波动周期性

综合来看，国际粮食价格波动频繁且显著，而对于具体品种的粮食，它们的价格的波动也是极其显著的。本节主要分析国际主要品种（包括玉米、大米、大豆和小麦）粮食价格波动的特点及周期性。时间跨度上仍然选取1960-2014

年的月度数据进行分析。其中，玉米采用的是美国2号黄玉米墨西哥湾离岸价为代表、小麦价格采用美国NO.1 HRW（硬红冬麦）墨西哥湾离岸价、大豆价格以美国黄大豆价格为基准、而大米价格是以泰国5%特级大米价格为基准，单位均为美元/公吨，都是用当期美元标度的名义粮食价格，数据来源于世界银行数据库（Worldbank GEM）。

表3.1给出了国际主要粮食价格序列的基本统计特征。标准差能反映一个

数据集的[离散程度](http://baike.baidu.com/view/5284293.htm)。表3.1的标准差数据表明，国际大米和大豆价格的离散程度较高，而玉米和小麦相对较低。JB检验统计量表明在1%显著性水平下，四种粮食价格序列的分布均显著异于正态分布。偏度值均大于0，即分布具有正偏离，说明四种粮食价格数据位于[均值](http://baike.baidu.com/view/1052684.htm)右边的比位于左边的少，粮食价格分布图右边的尾部相对于左边的尾部要长，因为有少数月份的粮食价格很高，使曲线右侧尾部拖得很长。四种粮食价格的峰度值都大于3，说明具有尖峰的分布特征。

表 3.1 国际主要粮食价格序列统计特征表

| 统计量 | 玉米 | 大米 | 大豆 | 小麦 |
| --- | --- | --- | --- | --- |
| 均值 | 111.54 | 276.96 | 253.62 | 144.29 |
| 标准差 | 57.52 | 135.30 | 120.24 | 71.16 |
| 偏度 | 1.70 | 1.16 | 1.09 | 1.14 |
| 峰度 | 6.38 | 4.44 | 4.28 | 4.60 |
| JB 统计量 | 621.83 | 200.26 | 172.67 | 209.10 |
| JB（P 值） | 0.00 | 0.00 | 0.00 | 0.00 |
| 观察个数 | 648 | 648 | 648 | 648 |

从图3.2可以看出，玉米、大米、小麦和大豆这四种粮食它们的价格长期的走势是基本相同的，但是不同粮食的波动幅度还是有明显差异的。70年代前这四大主粮的价格基本保持稳定低位运行阶段，自70年代之后，四种粮食的价格开始呈现出它们的波动性，而且从走势图里还可以发现，四种粮食价格的波动具有再现性，也就是经济活动的周期性行为，而这并不是简单的重复，而是相似中又有各自的特点。下面本节将用“波谷-波谷”法来划分四大主要粮食从

1970年至2013年的价格波动周期。



1,000

玉米

美元/吨大米大豆

800 小麦

600

400

200

0

60 65 70 75 80 85 90 95 00 05 10

图 3.2 1960.01-2014.12国际主要粮食价格走势

资料来源：世界银行数据库（Worldbank GEM）。

针对1970s至今的主要粮食品种玉米、大米、小麦和大豆价格变动状况，表3.2、表3.3、表3.4以及表3.5进行了简单的周期划分。其中，国际玉米价格波动周期大致划为7个，平均周期长度约为6.58年，最短约4年，最长接近14

年，最小周期振幅为72美元/公吨，最大为212美元/公吨。国际玉米价格的周期性特点比较明显，周期不重复不对称。与大豆、大米、小麦相比，玉米的价格水平较低，在1995年之前，玉米价格相对稳定，在2008年6月，玉米价格

也达到历史最高水平，为287美元/吨，但这仅是大米价格的三分之一。但是玉

米价格从2008年7月起，就开始急速下降，并且在2008年12月，其价格几乎

回落到2006年10月的水平。在2010年以后，由于生物质燃料的发展迅速以及牲蓄口粮的需要，导致市场对玉米的需求增加，玉米供不应求，从而引起价格

的迅速上涨，在2011年4月再次创下新高，达到319美元/吨的历史高价水平。

表 3.2 国际玉米价格波动周期单位：美元/公吨

| 周期序号 | 起止时间 | 周期长度（月） | 峰值（出现年月） | 低谷（出现年月） | 周期振幅 |
| --- | --- | --- | --- | --- | --- |
| 1 | 1970m01-1977m08 | 80 | 152(1974m10) | 53(1972m03) | 99 |
| 2 | 1977m08-1982m10 | 62 | 149(1981m01) | 77(1977m08) | 72 |
| 3 | 1982m10-1986m09 | 47 | 153(1983m08) | 66(1986m09) | 87 |
| 4 | 1986m09-2000m07 | 166 | 204(1996m05) | 66(1987m02) | 138 |
| 5 | 2000m07-2009m09 | 64 | 287(2008m06) | 75(2000m07) | 212 |
| 6 | 2009m09-2011m12 | 55 | 319(2011m04) | 150(2009m09) | 169 |
| 7 | 2011m12-至今 |  | 332(2012m08) | 197(2013m12) | 135 |

国际大米价格波动周期划分为6个，平均周期长度约为8.3年，最短周期

约6.5年，最长为10.5年，而周期的振幅是最小为165美元/公吨，最大为503美元/公吨。大米价格的波动幅度是四种品种粮食当中最为相对于小麦、玉米和大豆，大米价格的波动幅度是最剧烈的。早在1974年5月，大米价格就出现

599美元/公吨的高价，从2007年开始，大米价格就持续上涨，在2008年4 月

创下907美元/公吨的历史高价。在那之后，大米的价格就开始迅速下跌，跌到一定水平后低位震荡前行，2010年之后波动的涨幅度明显低于小麦和玉米[67]。

表 3.3 国际大米价格波动周期单位：美元/公吨

| 周期序号 | 起止时间 | 周期长度（月） | 峰值（出现年月） | 低谷（出现年月） | 周期振幅 |
| --- | --- | --- | --- | --- | --- |
| 1 | 1970m01-1976m06 | 78 | 599(1974m05) | 96(1971m04) | 503 |
| 2 | 1976m06-1986m12 | 126 | 510(1981m06) | 167(1986m12) | 343 |
| 3 | 1986m12-1993m05 | 77 | 350(1989m07) | 185(1993m05) | 165 |
| 4 | 1993m05-2001m04 | 95 | 383(1995m10) | 164(2001m04) | 219 |
| 5 | 2001m04-2010m06 | 122 | 907(2008m04) | 440(2010m06) | 467 |
| 6 | 2010m06-至今 |  | 615(2011m11) | 439(2013m10) | 176 |

国际大豆的价格波动最为频繁，且波动峰值逐步上升，波动间隔越来越短

大致的可以将国际大豆价格波动划分成为9个周期，平均的周期长度大概是 5

年，其中最长的为9年，最短的为1.75年，振幅最小为153美元/公吨，最大为

376美元/公吨。中间6个周期的振幅相当，都在160美元/公吨左右，很好地说

明了波动的重现性。在2003年下半年到2004年上半年期间，大豆价格波动就

出现了尖峰值，但很快价格就回落了。而从2006-2008年期间，大豆价格走势

与国际粮价趋同，一路上涨，在2008年7月达到峰值634美元/公吨，此后，

国际大豆价格就逐渐开始回落，到2008年12月，大豆价格就跌了近43%.2009

年以后，豆油市场需求增加促使国际大豆价格再次上扬，并在2012年8月达到

了历史的最高价位684美元/公吨。

表 3.4 国际大豆价格波动周期单位：美元/公吨

| 周期序号 | 起止时间 | 周期长度（月） | 峰值（出现年月） | 低谷（出现年月） | 周期振幅 |
| --- | --- | --- | --- | --- | --- |
| 1 | 1970m01-1975m12 | 60 | 470(1973m06) | 107(1970m01) | 363 |
| 2 | 1975m12-1977m09 | 21 | 384(1977m04) | 185(1975m12) | 199 |
| 3 | 1977m09-1982m10 | 61 | 367(1980m11) | 214(1982m10) | 153 |
| 4 | 1982m10-1986m09 | 47 | 350(1983m09) | 195(1986m09) | 155 |
| 5 | 1986m09-1992m10 | 73 | 351(1988m07) | 195(1986m09) | 156 |
| 6 | 1992m10-2001m05 | 107 | 338(1997m04) | 183(1999m07) | 155 |
| 7 | 2001m05-2006m09 | 64 | 413(2004m03) | 184(2001m05) | 165 |
| 8 | 2006m09-2010m02 | 43 | 634(2008m07) | 258(2006m09) | 376 |
| 9 | 2010m02-至今 |  | 684(2012m08) | 406(2010m02) | 278 |

国际小麦的价格周期只有5个，平均周期为10年，最短约7年，最长为

13年，振幅最小为93美元/公吨，最大为282美元/公吨。2006年之前，国际小麦价格走势较为平稳，在小幅波动中持续上涨，小麦价格后期的上涨速度明显高于前期上涨速度。小麦价格在2008年3月出现了历史最高位440美元/公吨。

自从2010年7月开始，小麦价格开始大幅飙升，出现了连续三个月的大幅上涨。2011年上涨幅度创下了自2009年以来的最高水平，随后由于天气改善，全球小麦供应充足，玉米和大豆市场暴跌，国际小麦市场价格下跌[68]。2012年之后又有小幅上涨。

表 3.5 国际小麦价格波动周期单位：美元/公吨

| 周期序号 | 起止时间 | 周期长度（月） | 峰值（出现年月） | 低谷（出现年月） | 周期振幅 |
| --- | --- | --- | --- | --- | --- |
| 1 | 1970m01-1977m05 | 88 | 220(1974m12) | 62(1972m08) | 158 |
| 2 | 1977m05-1986m08 | 111 | 195(1980m11) | 102(1986m08) | 93 |
| 3 | 1986m08-1999m12 | 160 | 262(1996m05) | 102(1999m12) | 160 |
| 4 | 1999m12-2010m06 | 126 | 440(2008m03) | 158(2010m06) | 282 |
| 5 | 2010m06-至今 |  | 361(2012m11) | 158(2010m06) | 203 |

应该强调的是，以上对四种主要粮食价格波动周期的划分并不是唯一的。

也可以主观地以十年为一个周期，把70年代以来的玉米、大豆、小麦、大米这四种主要粮食它们的价格波动都划分为四个大的周期，即1970-1980、1980-1990、1990-2000、2000-至今。另外，在整个农业的生产过程中，还会存

在着由于人们需求结构的变化或者农业生产技术的改进而引起的大周期和由于短期市场上供给需求关系变化的小周期，大周期和小周期之间还会发生周期性叠加等。因此，不同的标准下对价格周期的划分也是不同的。

## 3.2 国际粮食价格时间变化特征实证分析

### 3.2.1 研究方法的选择

本节运用STS结构时间序列模型（又称不可观测成分时间序列模型）来研究国际粮食价格的短期和长期波动特征。相比较于传统的趋势分离方法，结构时间序列模型最大的特点是，它可以直接将国际粮食价格序列分解为趋势成分、季节成分、周期成分和不规则成分，并利用模型对国际粮食价格序列进行有效地预测。

英国统计学家和经济计量学家哈维和其它学者在论文及著作中提出了结构时间序列模型(Harvey, 1989[69])。这些模型都是直接由趋势成分(Trend)、季节成分( Seasonal)、周期成分(Cycle)、以及不规则成分( Irregular)组成的。结构时间序列模型的特点在于通过分解，将序列表示成各种成分的组合，通过对各成分的分析，可以更清楚地了解序列的波动特征，从而更加清晰地描述经济时间序列；在结构时间序列模型中，经过分解得到的趋势成分、季节成分、周期

成分以及不规则成分都是不可观测的变量，经济学家将这种含有不可观测变量的模型称为UC模型（Unobservable Component Model）；运用传统的回归方程来估计UC模型是不可行的，而是必须利用状态空间模型来求解[70]。状态空间模型的特点在于“状态”。在众多的经济变量中，有些状态是不可观测的，可恰恰是这些观测不到的变量却反映了系统所具有的真实状态，称之为状态向量；状态空间模型通过建立不可观测变量与系统内部状态之间的关系，然后估计各种不同的状态分量，最终达到分析和观测的目的。状态空间模型，首先，它可以利用状态向量来表示各个不可观测的成份；其次，它进一步利用卡尔曼滤波

－递推算法对状态向量各分量进行最优估计、平滑和预测，从而保证了模型预测的精度和可靠性。

Oxmetrics软件提供一个易于操作的界面，使分析者能够集中精力于模型的选择和解释，从而省去编程过程。STAMP8.2是Oxmetrics软件系统中的一个模块，提供了灵活而且友好的界面用于建模和预测时间序列，还可以很好地进行数据处理、作图及数据批处理。结构时间序列模型可以广泛运用于各个领域，比如括经济学、金融学、社会学、管理学、生物学、地理学、气象学和工程学等。它是直接用感兴趣的成分建模，因此也常被称为观察不到的成分时间序列模型。这种模型在STAMP实现了由理论到应用，它提供了有效的工具用于实证研究。STAMP翻译成中文指的是结构时间序列分析、建模和预测，它是一个应用于时间序列的统计/计量经济学的软件系统。STAMP模块运行后，就会有各种统计检验，从而可以方便地判断出之前所设定的模型是否充分地体现了真实的数据生成过程[71]。在结构模型中，结构断点、异常值等结构变量与季节成分、趋势成分、周期成分、不规则成分可以同时进行估计，更加科学。此外，结构模型的设定十分灵活，外生变量也能体现在模型中，更具有直观的经济含义。结构模型方法直接设定并估计各成分模型，这种方法避免了模型的识别问题。因此本节运用Oxmetrics软件的STAMP模块，首先，利用卡尔曼滤波方法对所构造的状态空间模型中的状态向量进行估计，其次，用极大似然方法进行超参数估计，最后，直接求解出经济时间序列的趋势成分、周期成分、季节成分和不规则成分。

为了更好地理解国际粮食价格变化的进程，本节使用Koopman等（2009）[72]提出的结构时间序列方法。对于季度或月份数据的经济时间变量，结构时间序列模型一般包含趋势成分T、周期成分C、季节成分S和不规则成分I。在扩展

的结构时间序列模型中，外生变量可以与不可观测成分一起放在方程的右边，当去掉不可观测成分时，模型便是标准的回归方程。将国际粮食价格指数的对数记为*yt*，则国际粮食价格波动的结构时间序列模型表示为：

*p* *k* *q* *h*

*Y* ** ** ** *y**x** d*

**, ** ~ *N*(0,**2 )

(3-1)

*T* t t t t t**

**1

*I*1 **0

*It i*, *t***

*j*1

*J j*, *t* t t**

其中*t*代表长期趋势成分，*t*代表季节性成分，*t*代表周期性成分，*t*是不规则成分，这四个成分都是随机且扰动项是相互独立的。*xi*，*t***是外生变量，*d j*,*t*是虚拟变量，*t*、*it*和*j*为未知的参数。

长期趋势成分（*t*）代表了国际粮食价格随着时间变化所呈现出的长期变动趋势，它体现了粮食价格序列移动的一个方向，另外，长期趋势成分也刻画出永久的供给需求变化以及任何未观测到的因素的变动，这些都被认为是永久的。在本文的分析，实证结果支持了这样一个观点：即将长期趋势成分表示为一个固定形式的成分更好，并且将其表示为：

**** **, ** ~ *NID*(0,**2), 且有**2  0

(3-2)

*t* t1 *t* *t* **

季节变动成分（*t*）它是以年为周期的、重复出现的变动，它反映了春夏秋冬不同季节气候条件，包括温度变化、降雨量变化等，或者是每年比较固定的节假日、国家季节性政策变化等引起的。在这里主要刻画了农产品的生产受天气变化的影响。而且，大部分的农作物（如小麦、大豆、玉米等）都是一年一熟的农作物，这就会引起价格的季节性波动。在这里，模型定义季节性成分具有一个三角函数确定性季节形式，用式子表示为：

[ *s* / 2]



*t* *J*, *t j*1

其中*j*,*t*表示为：

(3-3)

*j*, *t* cos*j* sin*j**j*, *t*1 *j*, *t* 

** \*

Sin **

Cos **

** \*

**\*

(3-4)

*j*, *t*

*J* j 

*j*, *t*1

*J*, *t*1 

这里，*j*1, 2, [*s*/2]，*t*1, 2, *T*，*j* =2*j*/*s*表示频率，用弧度表示，而





季节分布**和**\*

是两个相互不相关的独立的分布，且满足均值为零，方差

*J*, *t*

*J*, *t*1

为**2。在本章的模型中，定义季节性成分具有确定性的形式，则有**2 =0 。

**

众所周知，农产品价格除了季节变动成分以外还存在周期成分，区别与季节性成分变动，周期性成分变动它是间隔时间比较长且周期长度不固定的一种周期性波动。在该模型中，周期成分（*t*）具有随机形式，表示为：

*J*, *t* **

cos*c*

Sin*c**t*1*t* 

(3-5)

**\* 

**  sin **

Cos **  ** \*

 ** \* 

 *j*,*t* 

*C* c  

*T* 1  *t* 

** (0** 1)为阻尼系数，反映的是粮食价格波动速度被抑制的程度，

*c* (0*c* )是用弧度表示的频率，它表示粮食价格序列波动的基本周期，*t* 和

**\*是两个相互不相关的独立的分布，且满足均值为零，方差为**2。周期为

*t*

2**/**，表示完成一个周期所需要的时间。在估计模型时，假定周期的方差** 2

*c*

是固定的。在本模型中，假定存在两个周期，记为周期1和周期2。

变量*yt***表示的是因变量的滞后项，在本模型中，考虑四个滞后因变量，分别是滞后1，3，4，5项，因为经过检验发现这四个滞后项是统计显著的。模型(3-1)还包括两个外生变量( *xi*, *t*)，分别是国际石油价格和美元的实际有效汇率。国际石油价格的上涨一方面会增加粮食生产、加工、物流的成本，进而推动粮

食价格上涨；另一方面石油价格上涨使得生物燃料更有利可图，导致粮食需求强劲增长，从而推动粮食价格上涨。而引进美元实际有效汇率这个外生变量，是因为美元作为国际贸易的主要度量货币，当美元相对其它币值贬值时，用美元度量的国际粮食价格就会上涨，反之，当美元升值时就会下降。汇率与粮食价格之间的负相关关系也可以归因于通货膨胀。更具体地说，当美元贬值时，

投资者和投机者考虑到更高的通货膨胀，因此大量买入谷物等大宗商品期货，从而推动粮食价格的上涨。因此将这两个外生变量也引入模型当中。

变量( *d j*, *t*)是虚拟变量，用于刻画结构性突变或异常观测值。结构性突变用一个虚拟变量来表示，当变量值在突变之前时，虚拟变量值取0，而在突变之后取值1。结构突变虚拟变量将影响长期趋势序列(*t*)的上升或下降，且可以被认为是永久事件，如经济政策上的改变或结构性的改革，对粮食征收关税税率

的变化或进口配额的改变等。而异常值是用一个冲击的干预变量来表示，即在异常点处取值为1，而在其它点上取值为0。一个异常点可以被认为是在某个特定时间上的较大的暂时性的不规则扰动。可以被认为是暂时性事件，如石油价格冲击或气候变化冲击。

### 3.2.2 变量选取与数据处理

本节所使用的是1992年11月－2013年12月的月度国际粮食价格指数数据，并对粮食价格指数数据取对数，记为LCFPI，数据来源于国际基金组织

（IMF）。

表 3.6 描述性统计分析

| 变量 | 均值 | 标准差 | 对数变量 | 均值 | 标准差 |
| --- | --- | --- | --- | --- | --- |
| CFPI | 137.2224 | 54.7697 | LCFPI | 4.8525 | 0.3598 |
| COIL | 89.4171 | 63.5264 | LCOIL | 4.2351 | 0.7258 |
| REER | 105.2617 | 8.0085 | LREER | 4.6536 | 0.0745 |

注：CFPI代表国际粮食价格指数（2005＝100）；COIL代表石油价格（单位：美元/桶）；

REER代表美元实际有效汇率（2010＝100）。

本节所用到的两个外生变量：月度的原油价格数据和美元实际有效汇率分别取完对数后分别记为LCOIL，LREER。石油价格是数据是由布伦特原油现货价、西德克萨斯、原油价和迪拜原油价格三者进行简单算术平均算得的，单位为美元/桶，数据来源于世界银行（World Bank）。而美元实际有效汇率数据来源于国际清算银行（BIS），它是一个包含27 个经济体的狭义上的月度指数（以

2010＝100）。因此，本章所用到的美元实际有效汇率，度量的是美元与27种货

币的综合相对价格。下表3.6为参与建模的三个变量：国际粮食价格指数、国

际石油价格、美元实际有效汇率数据及它们的对数的描述性统计分析。

图3.3为1992年11月到2013年12月国际粮食价格指数的走势。从图中

可以看出，在2006年年末到2008年的中期，国际粮食价格一路飙升，急剧上

涨，并且在2008年的第二季度达到30年来粮食价格的最高水平。而在2008 年

的年末国际粮食价格又开始急剧下降。之后在2009年上半年又开始上涨，并在

2011年1月接近于2008年的最高价格水平。2011年下半年粮食价格有所下降，

但在2012年就又开始上涨，到2012年的第三季度达到2008年的价格水平。国

际粮食价格在2010年、2011年初以及2012年第三季度的再次上涨再次引起人们的关注，2006年－2008年国际粮食危机的重复出现，威协着国际粮食安全，引起粮食价格的通货膨胀以及各国国内的恐慌。

国际粮食价格指数2005=100

140

120

100

80

60

40

92 94 96 98 00 02 04 06 08 10 12 14

图 3.3 1992.11－2013.12国际粮食价格指数走势

资料来源：国际基金组织（IMF）。

### 3.2.3 模型的建立与估计

模型(3-1) -(3-5)可以用极大似然法来估计(Harvey, 1989)。本节通过构造状态空间形式，利用卡尔曼滤波进行状态向量的估计，首先估计得到方差的超参数，其次通过平滑算法求解得出国际粮食价格时间序列的趋势成分、季节成分、两个周期成分和不规则成分(Koopman, 1992[ 73])。具体过程是通过使用Oxmetrics6.2软件中的STAMP8.2软件包(Koopman et al, 2009[[72]](#_bookmark29))来实现对模型参数的估计，所得到的实证结果表明模型具有强收敛性。

表 3.7 检验模型拟合优度的统计量

| 统计量 | 数值 | 统计量 | 数值 |
| --- | --- | --- | --- |
| LogL | -811.547 | DW | 2.1334 |
| N ( 2 )  2 | 0.4846 [0.7848] | Q(24,17) | 29.388 [0.1472] |
| H68 (F68,68 ) | 0.9855 [0.5235] | R2 | 0.8776 |

表3.7是用于检验模型估计效果即拟合优度的一些统计量，其中对数似然值LogL 为-811.547（对数似然值越小说明模型的拟合效果越好），模型预测误

差方差为0.000194，*N* (**2)（是正态性检验统计量）， *H*

2

68 (*F*68,68

）（是异方差性

检验），DW（是经典的杜宾－沃特森自相关性检验统计量），Q（24, 17）（是基于

24阶自回归和17阶偏回归的自相关性Box-Ljung检验统计量），*R*2（判定系数，拟合优度检验统计量）。实证结果表明，该模型的上述统计量都是显著的，说明模型拟合效果很好。



图 3.4 国际粮食价格指数（LCFPI）残差图

图3.4给出了估计模型的其它信息，包括标准化残差图，残差相关图，谱

线密度图和密度图。koopman等（1999）[74]定义残差为标准化的新息，且对于正确定义的模型，一般假定残差是正态的且独立分布的。因此，表3.7给出的检验

统计量以及图3.4都是用于检验模型的有效性。特别是相关图和谱密度图都表明残差是无自相关的。



图 3.5 国际粮食价格指数(LCFPI)分解

图3.5 为所提取的不可观测成分包括趋势成分（水平、回归及干预项）、季

节成分、周期1和周期2两个周期成分。

表 3.8 扰动项方差值及q比率值

| 扰动项方差 | 数值 | q 比率值 |
| --- | --- | --- |
|  2   | 0.000 | 0.000 |
|  2   | 0.000 | 0.000 |
|  2  1 | 4.01610－7 | 0.0018 |
|  2  2 | 0.00023 | 1.000 |
|  2   | 0.000 | 0.000 |

注：q比率值为每个成分方差与最大方差的比值。

从表3.8中的q比率值（q比率值反映的是方差相对变动情况）可知，在模型设定时，设水平项和季节成分都是固定的，故相对应的q值都为0；而不规则成分的q值也为0，这意味着国际粮食价格指数序列的所有变动都归因于周期1和周期2。而且，q比率值还表明相比周期1，周期2是更主要的波动源。

表 3.9 周期1和周期2的参数

| 参数 | 数值 | 参数 | 数值 |
| --- | --- | --- | --- |
|  2  1 | 0.00003 |  2   2 | 0.00033 |
| 2 / c1 | 5.2278  （0.4356 年） | 2 / c 2 | 12.7199  （1.0599 年） |
| c1 | 1.2018 | C 2 | 0.4939 |
|   1 | 0.9937 |   2 | 0.5638 |

表3.9显示的是周期性参数的详细信息，数据表明周期1的方差为0.00003，周期长度为0.44年，且阻尼系数为0.99；周期2的方差为0.00033，周期长度较长，为1.05年，阻尼系数为0.56。这些结果表明，虽然两个周期都表现出高度的持久性，并且是平稳的，因为它们的阻尼系数都小于1。但是两个周期之间还是有区别的。在长期，周期性成分驱散，且国际粮食价格序列的预测值收敛于趋势值。周期2的估计周期大约为一年，这可以看作是平均化处理的结果，更具体地说，在农业的周期性活动中，粮食往往是周期为一年的农作物。

表 3.10 2013(12)状态向量和回归效果分析

| 2013(12) 的状态向量分析 | 数值 | P 值 |
| --- | --- | --- |
| 水平（ T ） | 3.5245 | [0.0000]\*\*\* |
| 季节性 ２ 检验 | 57.8711 | [0.0000]\*\*\* |
| 周期 1 T 振幅 | 0.0030 | [ .NaN] |
| 季节性效应（  T ）： |  |  |
| 时期 | 数值 | P 值 |
| 1 | 0.00756 | [0.04909]\*\* |
| 2 | 0.01299 | [0.00096]\*\*\* |
| 3 | 0.01745 | [0.00001]\*\*\* |
| 4 | 0.01329 | [0.00042]\*\*\* |
| 5 | 0.01486 | [0.00099]\*\*\* |
| 6 | 0.00027 | [0.62097] |
| 7 | －0.00326 | [0.39457] |
| 8 | -0.01700 | [0.00002]\*\*\* |
| 9 | -0.02213 | [0.00000]\*\*\* |
| 10 | -0.01846 | [0.00001]\*\*\* |
| 11 | -0.00746 | [0.05388]\* |
| 12 | 0.00189 | [0.62409] |
| 最终状态 2013（12）的回归效应 |  |  |
|  | 系数 | P 值 |
| Yt 1 | 0.52191 | [0.00000]\*\*\* |
| Yt 3 | 0.20615 | [0.00004]\*\*\* |
| Yt 4 | 0.17027 | [0.00087]\*\*\* |
| Yt 5 | -0.19820 | [0.00001]\*\*\* |
| lcoil | 0.03516 | [0.00134]\*\*\* |
| lreer | -0.42634 | [0.00000]\*\*\* |

|  |  |  |
| --- | --- | --- |
| 续表 3.10 2013（12）状态向量及回归效果分析分析 | | |
| 干预项虚拟变量（ *d j* ） |  |  |
|  | 系数 | P 值 |
| Outlier 1996(4) | 0.05672 | [0.00061]\*\*\* |
| Outlier 1999(7) | -0.04494 | [0.00162]\*\*\* |
| Outlier 2006(9) | -0.03747 | [0.00884]\*\*\* |
| Outlier 2008(6) | 0.03542 | [0.01356]\*\* |
| Outlier 2008(10) | -0.10315 | [0.00000]\*\*\* |
| Outlier 2012(5) | -0.05677 | [0.00034]\*\*\* |
| Outlier 2013(9) | -0.03854 | [0.00823]\*\*\* |
| Level break 1994(1) | 0.02825 | [0.00003]\*\*\* |
| Level break 1995(4) | -0.03928 | [0.00693]\*\*\* |
| Level break 1995(6) | 0.05101 | [0.00052]\*\*\* |
| Level break 1996(9) | -0.03451 | [0.00001]\*\*\* |
| Level break 1998(12) | -0.05266 | [0.00040]\*\*\* |
| Level break 1999(2) | -0.08029 | [0.00000]\*\*\* |
| Level break 2000(4) | -0.04819 | [0.00000]\*\*\* |
| Level break 2001(7) | 0.04033 | [0.00200]\*\*\* |
| Level break 2003(12) | -0.03609 | [0.00867]\*\*\* |
| Level break 2004(6) | -0.05135 | [0.00000]\*\*\* |
| Level break 2007(6) | 0.02715 | [0.01215]\*\* |
| Level break 2008(2) | 0.04488 | [0.00468]\*\*\* |
| Level break 2008(11) | -0.05791 | [0.01212]\*\* |
| Level break 2009(1) | 0.10867 | [0.00000]\*\*\* |
| Level break 2009(7) | -0.06576 | [0.00000]\*\*\* |
| Level break 2010(7) | 0.06777 | [0.00000]\*\*\* |
| Level break 2010(11) | 0.04481 | [0.00788]\*\*\* |
| Level break 2011(3) | -0.07795 | [0.00000]\*\*\* |
| Level break 2012(7) | 0.06648 | [0.00000]\*\*\* |
| Level break 2013(8) | -0.04947 | [0.00010]\*\*\* |

注：\*\*\*表示在1%的显著性水平下显著，\*\*表示在5%的显著性水平下显著。

最终状态向量及回归效果（包括滞后的内生变量，外生变量及干预虚拟变量）的最大似然估计结果如表3.10所示。实证结果表明，周期1的振幅为0.3%，

季节性效应是统计上显著的，因为其卡方统计量在表3.10里所显示的是显著的。特别的，12个月中有9个月的季节效应在传统水平意义上是统计显著的。这些

效应表明从8月到11月，粮食价格低于趋势水平，而从1月到5月，粮食价格高于趋势水平，至于6、7、12月则刚好处于趋势水平。季节性因素的影响主要归因于农作物如小麦、大豆、玉米等的生产周期。这些作物大都是一年一熟，在秋季收成，供给增加，因此粮食价格在秋季就会低于趋势水平，即实证结果所示，相对应的月份的系数值为负数。而在上半年，食品制造商大都会大量购买粮食，以避免在下半年万一粮食收成不好时出现紧缺的情况，这时需求较大，这样就容易导致粮食价格在上半年高于趋势水平，即1-5月系数值为正。而在6、

7月粮食丰收的季节，粮食价格指数就接近趋势水平。

表3.10的实证结果也表明，四个滞后的内生变量：*yt*1、*yt*3、*yt*4、*yt*5回归效应也是统计显著的，这表明过去的价格水平也会影响现在的价格。同样地，

两个外生变量石油价格（loil）和美元实际有效汇率（lreer）的回归系数也是统计显著的，且与预期的一样，石油价格变量系数为正（0.03516），即石油价格的上涨会推动粮食价格的上涨，而美元实际有效汇率与粮食价格呈负相关关系（-0.42634），即美元贬值粮食价格上涨反之美元升值粮食价格下降。表3.10还估

计出了干预项（虚拟变量）对国际粮食价格的影响，有20个结构断点和7个异

常值。在20个结构断点中，有7个对价格水平产生正面的影响，另外13个是产生负面的影响；而大部分的异常值，7个当中5个对价格水平有负面影响。值得一提的是，异常值1996（4）刚好与1996年的国际粮食价格达到尖峰相对应，而结构断点2000（4）则与2000年国际粮食价格降至历史最低水平相对应。而2006-2008 年的粮食危机也有相应的结构突变干预项所刻画，即2007（6），

2008(2)，2008（11），和2009（1），而2009年的价格下降（由于美元升值）是由

2009（7）的断点干预项所描述。此外，2010年和2012年的粮食价格上涨也有相应的结构断点2010（12）和2012（7）分别相对应。另外，还应当指出其余的结构断点很好地描绘了价格水平序列的走势；而异常值通常体现了瞬间效应，如短暂的尖峰等。

表 3.11 不规则项和水平项的正态性检验

|  | 偏度 | 峰度 | 正态性检验  (Bowman-Shenton) |
| --- | --- | --- | --- |
| 不规则项 | 0.00275[0.9582] | 1.2393[0.2656] | 1.2421[0.5374] |
| 水平项 | 0.6776 [0.4104] | 0.0959[0.7567] | 3.7425[0.1539] |

注：方括号里为p值。

表3.11为对辅助残差的检验，且检验结果表明不规则项和水平项都接受正态性的原假设，即都满足正态分布。



图3.6 辅助残差：不规则项和水平项

图3.6显示的是与估计的辅助残差相对应的t值分布图。图形表明，t值的绝对值没有超过3，这表明绝大部分的极端干预量都包含在这个模型里了。



图3.7 国际粮食价格指数的预测检验

图3.7 为根据1992年11月－2011年12月的月度数据构建结构时间序列模

型， 而以2012年1月－2013年12月的数据作样本外预测。图3.7显示了预测

图形及其检验，预测是基于2012年年底的信息，并随着观察对象的增加而不断更新。国际粮食价格指数(lcfpi)的预测值以及残差都在均方根误差（RMSEs）为2的预测区间内。检验参数稳定性和预测精度的累积图表明，本节所定义的模型是一个很好的模型，它的预测性能相当精确。

表 3.12 国际粮食价格指数的后样本预测检验

| Failure  2 test  19 | 11.7987 | [0.8941] |
| --- | --- | --- |
| Cusum t(19) | -0.2978 | [1.2309] |

注：方括号里为p值。

此外，后样本诊断性检验如表3.12 所示，再次证实了上面的结论。其中

failure检验为预测效果检验，检验结果表示不能拒绝预测成功的原假设，即预测效果还可以。Cusum为细小偏移稳定性检验，其t值为-0.2978，反映偏移不明显，进一步说明预测效果。



图3.8 国际粮食价格指数预测图

图3.8显示了国际粮食价格指数2013(12) -2015（12）的预测走势图，预测值是在两侧各有一个均方根误差（RMSEs）的预测区间内。预测结果表明，2014年国际粮食价格将向下行走趋势水平，直到2014年末再稍微走高，但与之前的高粮价格相比，会处于较低价格水平，且粮价振动幅度较小。

### 3.2.4 实证结果分析

本节采用结构时间序列方法来分析1992(11) -2013（12）国际粮食价格指数月度数据的变动情况。该价格序列被分解趋势成分，季节成分，周期成分，干预成分（虚拟变量）和不规则成分。最后，预测了2013-2015年的月度国际粮食价格指数。实证结果表明，国际粮食价格指数序列可以很好地用一个固定的水平成分，一个固定的季节成分，两个随机周期成分，两个外生解释变量（即原油价格和美元实际有效汇率），以及几个虚拟变量组成的干预成分（即结构突变点和异常值）来描述。两个随机周期成分表现出高度的持续性，但最终会消散。较长的周期周期显示为两年，而较为明显的周期性活动是发生2003年以后，这与其它文献的结论相一致，同时也表明，那些影响国际粮食价格剧烈波动的因素在2003年以后开始逐渐显现，本章的解释变量石油价格和美元实际有效汇率对国际粮食价格的影响为预期的影响因素之一，这与其它文献的结论相符。特别地，石油价格对国际粮食价格有正向影响，而美元实际有效汇率具有负向影响。结构断点虚拟变量充分地刻画了价格时间序列的趋势成分，而异常值则刻画了一些暂时效应，如短期的急剧上涨。在模型估计过程中产生的结构断点虚拟变量与大量文献所分析的国际粮食价格剧烈波动的时间点是相对应的。最后，

该模型还提供了2013－2015国际粮食价格指数预测值。预测结果显示在未来几年国际粮食价格具有高波动及不稳定性，这对于发展中国家和世界贫困国家具有毁灭性的影响。应对国际粮食价格剧烈波动的长期及长期战略方案主要有，稳定国际粮食价格，将粮食库存量固定在一定的水平，处理好农业数据交易，保护大部分的易受影响的群体，提高小型农业生产量。

## 3.3 本章小结

本章着重从时间角度，首先用描述统计分析方法对1960-2013年这50多年来国际粮食价格整体波动特征以及主要作物（包括玉米、大米、大豆和小麦）的价格波动特征作定性分析。其次，介绍了时间序列结构分解方法，并说明了使用Oxmetrics软件中STAMP模块来实现对国际粮食价格指数序列的结构分解，即分解出其中的季节成分、趋势成分、周期成分及不规则成分。然后根据Koopman等提出的结构趋势方法运用STAMP模块对1992(11) -2013（12）的月度国际粮食价格指数波动历程进行分析，预测2013(12) -2015（12）的国际粮食价格。同时也将石油价格及美元实际有效汇率两个外生变量引入模型当中，实证结果表明这两个变量在短期内对国际粮食价格有显著影响；除此之外，实证结果亦表明国际粮食价格波动具有明显的季节性以及最长1.05年的周期性；模型运行结果还能找出导致国际粮食价格剧烈波动的结构断点和异常点，其中结构断点可以更好地刻画国际粮食价格波动长期趋势特征，而异常点解释了瞬时效应，即粮食价格的短暂峰值。最后，预测得出未来粮食价格将继续处于较高水平且振荡前行。

# 第4章 基于SVAR模型的国际粮食价格波动成因分解

20世纪80年代以来，国际粮食价格波动频繁，大体上出现了四次大涨（分别在1981年、1996年、2008年和2012年）和三次大跌（分别在1986年、2000年和2010年）。其中个别年份如2008年4月，国际粮价指数同比上涨56.7%，创下历史最高记录。而2011年11月和2012年8月，国际粮价指数也分别同比上涨44.8%、53.7%，但是2010年6月却同比下降18%。与以往相比，影响国际粮食价格波动的因素也更为多样化和复杂化。除了粮食供给和需求等传统影响因素，石油价格上涨、乙醇汽油等生物能源对粮食需求的冲击、发展中国家饮食结构变化等引致的粮食需求快速增加、美元贬值、国际金融市场流动性过剩、粮食价格上涨的预期等也变成了关键影响因素。在经济全球化的背景下，国际粮食市场价格是世界粮食供求信息的重要指示器和传感器，它会通过贸易、资本、信息、预期等渠道影响到我国的粮食价格。高位波动的国际粮价不但不利于中国国内粮食市场价格的稳定，而且对我国粮食的国际贸易安全同样会产生负面效应。虽然到2013年为止，我国已经连续十年实现粮食增产，但同时，我国的粮食进口也恰恰处于一个快速上升的历史时期。其中大豆进口一路飙升，2010年大豆进口量高达5480万吨，约占世界交易总量的60%，而在2012年，中国大豆净进口量达到历史最高水平5838.4万吨。玉米2010年进口量为157万吨，2011年进口量达到173.5万吨，2012年则升至500余万吨，成为美国玉米最大的进口国。虽然我国一直是小麦的净出口国，但是净出口量已经发生很大改变，从1995年的最高净出口量1100万吨下降到2010年的不到100万吨。另外，大米的进口量则增长较快，根据美国农业部数据显示，中国2012年大米的进口量创历史新高，进口精米达260万吨。据我国海关总署的统计月报数据显示，仅2012年上半年，我国的粮食进口量就达到时4085万吨，同比增长41.2%。

可以说，中国粮食的国际贸易已经由调剂品种和少量余缺向维持供需平衡悄然转变，国际粮食市场已经成为中国粮食供给和粮食安全的一个不可或缺部分，中国的粮食安全问题绝非是高枕无忧。国际粮食价格波动的成因错综复杂，使得政策难以把握。深入研究国际粮食价格波动成因，认清引起国际粮食价格波动的主要、次要影响因素，短期、长期影响因素，对于认识粮食价格问题、

并制定相应政策保障粮食安全和实现物价稳定，具有重大意义。

## 4.1 国际粮食价格波动的影响因素理论分析

国际粮食价格的形成过程具有复杂性，它是一个系统事件，图4.1是关于国际粮食价格形成过程的关系图，从图中可以看出，国际粮食价格是国内外粮食供给、需求、各国粮食贸易政策、人们对粮食的价格预期等复杂因素相互作用下的结果。面对国际粮食价格的剧烈波动，我们自然会追问导致国际粮价变动的决定因素究竟是什么？这些因素对国际粮食价格波动的影响程度又是怎样的？这对于认清国际粮食价格波动特征具有重要意义。



供给

国内

国外

出口限制

预防性购买

未来市场

实际价格

国内

需求

|  |  |
| --- | --- |
|  | 生物质能源 |
|  |
|  | |
|  | 最终库存 |
|  |
|  | |
|  | 饲料、种子 |
|  |
|  | |
|  | 人类使用 |
|  |





|  |  |
| --- | --- |
| 初始库存 | |
| 成本：石油、肥料 |  |
|  |
|  | |
| 收成面积 |  |
|  |
|  | |
| 气候 |  |
|  |
|  | |
| 产量 |  |
|  |

粮食报道

价格预期

|  |  |
| --- | --- |
| 能源政策 | |
|  |  |
| 石油价格 | |

研发

汇率



图4.1 粮食价格形成的过程

经济和人口的增长

国外

众所周知，商品的价格取决于市场的供求关系。当市场某种商品的供给与需求相对平衡时，该商品的价格也会相对稳定。反之，当商品的供求关系失衡的时候，商品价格便会产生波动：在商品的供给小于需求时，会导致商品的价格上涨；而当商品的供给大于需求时，商品的价格就会下降。从供给与需求角度出发，国际粮食价格短期内的剧烈波动，意味着在短期内国际粮食的供给与需求出现了失衡，供给和需求是引起国际粮食价格波动的最基本因素。而宏观因素和市场条件等其它因素也会通过粮食的供给和需求，间接地对国际粮食价

格产生影响。综上所述，国际粮食价格波动是各种直接或间接影响因素相互作用下的结果。

表4.1 国际粮食价格波动的潜在驱动力及相对应的经济学原理[75 - 86]

| 潜在驱动 | 经济学原理 |
| --- | --- |
|  | 供给方面因素 |
| 生产冲击 | 恶劣气候条件以及可耕地面积减少引起粮食产量减少，  导致粮食供给及库存量的减少。 |
| 低水平的全球库存量 | 粮食产量的减少及政策决定导致粮食库存量减少。 |
| 能源和肥料价格 | 国际能源价格的高企使得农业生产资料成本及运输成  本的上涨，从而限制了粮食生产。 |
| 农业研发和基础设施  建设上缺乏投资 | 农业技术的局限使得农业生产率的提高受到限制。 |
| 出口政策 | 粮食主产国家出台限制粮食出口的贸易政策，使得全球  粮食贸易量下降。 |
|  | 需求方面因素 |
| 经济发展和需求结构的变化 | 世界人口的增长，导致口粮增长；世界经济的发展，特别  是发展中国家经济快速增长提高了个人福利，另外城市人口的增加伴随着人们消费结构的转移，全球对植物油和动物蛋白食品的需求增加。 |
| 石油价格的上涨 | 相对于生物质燃料，化石燃料的价格优势减弱，导致对有  竞争力的可再生资源的需求增加。 |
| 生物质能源  的发展 | 对作为生物质燃料生产的原材料的农作物的需求增加；通  过替代效应及竞争农作物耕地推动其它农作物价格上涨。 |
| 进口政策 | 一些进口国家转移进口限制及税收政策，以缓解国内消  费，粮食价格通胀并没有减少全球贸易总量。 |
|  | 宏观因素和市场条件 |
| 美元贬值 | 在国际上，粮食交易是以美元为单位的，由于美元的贬值， 相对于美元，用其它货币表示的粮食价格上涨较小，且进口保持不变。 |
| 市场缺乏弹性 | 目前的市场状况是，不管是供给还是需求，都对价格刺激  没反应；全球的供给没有扩张需求也没有减少。 |
| 投机行为 | 粮食产品期货市场投机资本的不断介入，指数基金、对冲  基金等对粮食期货的短期操作。期货价格上涨带动现货价格上涨。 |
| 市场预期 | 人们对未来粮食价格的预期和判断会影响到它的购买行  为，从而对粮食价格产生影响。 |

表4.1从供给方面、需求方面及宏观因素和市场条件这三方面入手，列出了影响国际粮食价格波动的潜在驱动力，对国际粮食价格波动影响因素作了归纳总结。下面的章节将对国际粮食价格的各影响因素作具体分析，阐明它们的现状及影响机理。

### 4.1.1 供给因素

#### 4.1.1.1 气候条件的变化

气候条件是一个影响农业生产的最为重要的因素，粮食生产可谓是“靠天吃饭”。气候的变化一方面会通过影响农作物的生长环境而影响到粮食产量；另一方面还会通过病虫灾害，影响粮食质量。其中温度的高低和降雨量的多少又是影响农作物产量的最直接最主要因素。当天气发生较大变化特别是主要农作物主产区的气候剧变，就会直接冲击到全球的粮食产量，导致粮食的供给减少，引发国际粮食价格上涨。图4.2为世界银行数据库里全球二氧化碳排放量数据资料，很明显，二氧化碳排放量持续增加，这是造成全球气候变暖的关键因素。已有的相关研究指出，要想阻止全球气候变量，最直接有效的方法就是严格控制各个国家的二氧化碳排放量。否则，到21世纪末，全球温度将有可能平均上

升4摄氏度，环境恶劣变化会造成粮食减产，到时全球就可能有4亿人将面临饥饿问题。

近年来，由于恶劣气候的变化对粮食主产区的影响，导致粮食产量波动较大，难以预测。例如，2010年夏季粮食的收成并没有预期的那么好，特别是在小麦主产区如俄罗斯和乌克兰，干旱导致小麦急剧减产。而在中国的南方，干旱导致严重的粮食短缺，迫使国家大量进口粮食。

亿吨

400

350

300

250

200

150

100

50

60 65 70 75 80 85 90 95 00 05 10

图 4.2 1961-2013年全球二氧化碳排放量

资料来源：世界银行数据库（Worldbank Data）。

巴基斯坦的洪水灾害摧毁上万亩的甘蔗、小麦和水稻田地（Anis, 2010[87]），使谷物产量大幅度下降。在2011年，小麦主要生产国澳大利亚，发生史无前例的洪水灾害，造成小麦收成严重减少，从而推高全球小麦市场价格。2010/2011年，撒哈啦以南的非洲国家粮食收成似乎比之前好些了，但数以万计的人仍然需要粮食援助。在东非国家，当前的粮食危机大多是频繁的恶劣气候所造成的，恶劣气候不仅造成粮食紧缺，也是国家内乱的根源。到了2012年，寒潮、干旱、虫灾等极端灾害性天气轮番地侵蚀着世界各地粮食主产地。美国是世界上最大的玉米和大豆的生产以及出口国，2012年入夏后，遭遇了60年一遇的旱灾，其主产玉米和大豆的西部和南部种植区产量急剧减少。世界粮食市场上小麦的主要出口国俄罗斯，在2012年由于出现恶劣的干旱天气，从而导致了粮食减产。

#### 4.1.1.2 可耕地面积及全球粮食库存量的变化

[世界银行](http://bank.jrj.com.cn/)的一项统计[数据](http://summary.jrj.com.cn/hqstat/hqstat.shtml)显示，世界人均可耕地面积已从1961年的0.37

公顷降至2009年的0.2公顷。而耕地流失的主要原因是森林开伐，这使得荒漠化面积不断扩大，耕地越来越少。据联合国粮食与农业组织数据资料，世界一些主要农业生产国的耕地面积正在大幅减少。

在90年代以前，美国的耕地面积是稍有增加，而在90年代后则都是逐步

减少的。从1970年到2011年美国耕地面积共减少了27977千公顷。而印度的

耕地面积从70年代以来变化不是很大，但到2011年，相比起来也减少了3210

千公顷。中国的耕地面积先是增加然后再减少，但相比1970年，总的耕地面积

增加了11532千公顷。而巴西的耕地面积从70年代以来就持续上升，但是它的耕地面积主要来源于对热带雨林的开发。以破坏森林来增加耕地面积，这种不可持续的耕种方法并不是可取的。加拿大的耕地面积在20世纪以前是增加的，而后到2011年也开始减少。由此可见，21世纪后，随着世界人口的不断增加、多数发展中国家工业化、城镇化进程的加快，全球的可耕地面积正受到严重威胁，这终将影响到粮食的产量，进而加剧国际粮食价格的波动。

至于库存，自从1958年起就有学者研究库存对商品价格的影响（Gustafson, 1958[88]）。经过长时期的讨论，学者们得出这样简单的结论：当库存量高时，外来冲击就会很快被吸收，对商品价格不会产生太大的影响，商品价格基本保持稳定；而当库存量较低或几乎为零时，需求或供给冲击就会对价格产生很大的影响。可以说，库存在保持平衡市场以及缓解价格波动方面起着关键作用。在实证分析中，大多使用即库存与消费量之比来分析库存对商品价格波动的影响。



图 4.3 1961-2013年国际粮食价格与期末库存量

资料来源：联合国粮食与农业组织统计资料（FAOSTAT）。

在2007-2008年的国际粮食危机中，一个显著的特点是粮食库存与消费量之比下降。一些学者认为，全球粮食库存与消费量之比的下降，是一个引起国际粮价急剧上涨的关键原因（Wright, 2009[89]）。当库存与消费量之比过低时，市场在遇到供求突发事件时，它的应对能力就会减弱。在粮食的供应量下降或者需求量上升时，都会导致价格上涨。图4.3为1961-2013年国际粮食价格与国

际粮食期末库存量的变动情况，从图中可以看出，在20世纪80年代以前，国际粮食的期末库存量很高，而在此期间，国际粮食价格一直稳定在较低水平。而自20世纪80年代以来，全球谷物期末库存量从长期看总体是呈下降趋势，虽然期间也有较大幅度的波动。国际粮食价格与国际粮食期末库存量之间存在一定的负相关关系。近年来，国际粮食库存量持续下降，导致粮食的供给方面偏紧，不少粮食对外依存度比较高的国家，为了保障其国家内部的粮食安全，就会采取增加政府粮食储备的策略；而有些粮食企业，为了获得利益，也相应增加其粮食库存。粮食库存已经被认为是解决粮食价格上涨的一种有效工具，它对于确保人们基本生活供应，保障粮食安全，具有重大意义。

#### 4.1.1.3 能源价格及Th产成本的变动

原油，作为农业生产资料，它直接或间接地影响着现代农业生产，它的价格变动无疑会影响到粮食市场价格。在现代化农业大规模生产过程中，农业机械化水平不断提高，使得粮食的生产与能源价格息息相关。另外，由于可耕地面积的减少，人们更加关注粮食的单位面积产量，而粮食要高产就需要消耗大量的化肥。而近几年来，化肥等农资价格上涨的速度远高于农产品价格，主要体现在短期的供给约束、能源成本、运输成本、出口税等。国际石油价格以成本推动的渠道，通过影响以石油为原料的燃料柴油和农用化学品农药、化肥等农资价格，增加农业生产成本，从而间接推动国际粮食价格的上涨。

图4.4 是1961-2013年国际粮食价格、石油价格与肥料价格变化情况图。从

图中可以清楚地看出这三者的趋势十分相像。特别是在1974年及2008年，国际石油价格大幅上涨时，国际肥料价格上涨，国际粮食价格也上涨，三个尖峰高度重叠；而在2009年，当国际石油价格下降时，国际肥料价格与粮食价格也都是同步下跌的。由此可见，石油价格直接影响着粮食的生产和流通，进而间接地对国际的粮食价格产生影响。



图 4.4 1961-2013年国际粮食价格、石油价格与肥料价格

资料来源：世界银行数据库（Worldbank Data）。

### 4.1.2 需求因素

#### 4.1.2.1 世界人口的变动及消费结构的变化

一直以来，世界人口呈直线上升状态，特别是发展中国家人口迅速增加。世界人口由1927年的只有27亿，增长到2011年的突破70亿，而到2013年世界人口达到将近71亿。根据联合国《2014年世界人口展望》，世界人口总数到

2050年预计将会达到96亿，目前世界人口数量正以年均约8500万的速度增长。可以说，在较早以前国际粮食需求量的剧增绝大部分是由于人口的迅速膨胀而引起的，而在以后，人口增长也将仍然是世界粮食市场上的一个重要影响因素。



亿人

80

70

60

50

40

30

60 65 70 75 80 85 90 95 00 05 10

图 4.5 1961-2013年世界人口变动情况资料来源：世界银行数据库（Worldbank Data）。

粮食需求可以分为两大类，即食物用粮和非食物用粮[90]。其中食物用粮食是指能直接和间接满足人们食物消费需求的粮食，分为口粮和饲料粮。而非食物用粮主要是指种子用粮和工业用粮。口粮主要指的是人们日常生产中食用的粮食，包括大米、面粉以及粮食的加工制品等；而饲料粮指的是人们所饲养的牲蓄所吃的粮食。从消费结构来看，口粮和饲料粮占粮食谷物消费的绝大多部分，当然口粮的消费要高于饲料粮。以2012年的数据为例，2012年世界口粮消费量为10.82亿吨，而饲料用粮的消费量为7.88亿吨，分别占谷物总消费量的46.8%和34.1%[91]。

在粮食的消费方式上，发达国家和发展中国家有较大的差异。发达国家的经济发展到一定水平，人们的收入水平普遍较高，因此食物消费主要以肉类、奶类及其它深加工食品为主；而发展中国家由于经济发展较慢，人们的生活刚解决温饱问题，对于大米、玉米、小麦等粮食还是以直接消费为主。但是随着发展中国家经济发展、收入增加和城市化进程的加快，粮食的需求结构正逐步发生改变，人们有能力消费更多的植物油和动物蛋白食品，以我国为例（见表

4.2），与1982年相比较，2012年的肉类产量是1982年的6.21倍，其中牛肉产

量增长最多，从1982年到2012年增长了近24倍，牛奶的产量也增长了22倍，

禽蛋产量增长了9倍多。可见，我国的消费结构正逐步向发达国家靠拢。类似的，其它发展中国家的消费结构也在发生转变。而畜禽产品的生产增长需要消

耗大量的基本粮食作物饲料。由此可以推断，在未来随着发展中国家经济的快速增长，国际粮食总量中饲料粮所占的比重将会逐渐上升，而口粮所占的比重也仍然会随着全球人口总量的增长而继续增加，直到趋向于稳定。可以说，人类饮食消费结构的转变也是影响国际粮食价格波动的一个重要因素。

表 4.2 中国主要动物产品产量单位：万吨

|  | 1982 年 | 1992 年 | 2002 年 | 2012 年 | 2012/1982 |
| --- | --- | --- | --- | --- | --- |
| 肉类产量 | 1350.82 | 3430.70 | 6234.29 | 8387.24 | 6.21 |
| 猪肉产量 | 1271.85 | 2635.30 | 4123.10 | 5342.70 | 4.20 |
| 牛肉产量 | 26.56 | 180.3 | 542.45 | 662.26 | 24.93 |
| 羊肉产量 | 52.39 | 125 | 308.69 | 400.99 | 7.65 |
| 牛奶产量 | 161.84 | 503.1 | 1746.28 | 3743.60 | 23.13 |
| 禽蛋产量 | 280.85 | 1019.9 | 2333.07 | 2861.17 | 10.18 |

资料来源：中华人民共和国国家统计局网，年度数据，畜产品产量。

#### 4.1.2.2 Th物质能源的发展

除了新兴经济体国家人民生活水平的提高以及人口增长对粮食需求产生影响外，在欧洲、美国等发达国家生物质能源的兴起，即将玉米、大豆等农作物加工成生物燃料，也是影响国际粮食需求进而影响粮食价格的一个主要因素。国际石油价格的大幅上涨促使生物质能源的需求不断增加。这对粮食及动物饲料都造成了很大威胁。农业生产资料，如土地、劳动力等被部分转移到生产生物质燃料的原料。作为全球生物燃料最大的生产国及使用国—美国，其生物燃料发展十分迅猛，从1980年到2013年，33年时间其生物燃料产量从1.75亿加

仑增加到133.12亿加仑，产量增长了75倍[92]。玉米是用于生产生物燃料的重要原材料，从2005年-2008年中期，国际石油价格上涨，美国大力生产石油的替代品生物燃料乙醇，产量翻了一倍多，导致对玉米的需求增加，在粮食之间的替代效应、比价效应等链锁作用下，国际粮食价格急剧上涨。在2008年6 月

-12月，由于市场对生物燃料需求减少，国际粮食价格呈现出迅速下降的趋势[[68]](#_bookmark26)。

表 4.3 到2020年生物燃料生产对原料作物价格的影响

| 粮食作物 | 生物燃料生产扩张 1 | 生物燃料生产急剧扩张 2 |
| --- | --- | --- |
| 木薯 | 11% | 27% |
| 玉米 | 26% | 72% |
| 油籽 | 18% | 44% |
| 食糖 | 12% | 27% |
| 小麦 | 8% | 20% |

资料来源：国际食物政策研究所（IFPRI）预测（以不变价格计算），（Von Braun 2007）。

1基于实际的生物燃料生产计划和有关国家和地区的预测的假设；

2基于目前的生物燃料生产计划和有关国家和地区的预测增加一倍的假设。

生物燃料的生产的扩张对部分粮食价格的影响很大。如表4.3所示，如果生物质能源按计划配额继续生产，那么预计到用于生产生物燃料的原材料作物

（如玉米、油籽、糖类）等的价格将会增加11%以上。但是如果生物质能源的生产大幅扩张，那么这些原料作物的价格将上涨27%以上。而粮食之间的替代性和生产资源的分流，必将同时会对其它非生物燃料作物（如小麦、木薯等）也产生影响。这些数据都表明，生物燃料的生产对于解释国际粮食价格的急剧上涨是有重要意义的（Abbott等2011[[17]](#_bookmark12), Lagi等2011[[22]](#_bookmark15)）。此外，由于生物燃料的生产，使得石油价格的波动间接引起国际粮食价格波动。因此，生产燃料是解释2008年以及2011年国际粮食价格上涨的一个重要因素，也是导致发展中国家饥饿人数增加的原因之一。虽然在目前，用于生产生物质燃料的粮食，在世界粮食产量中所占的比例相对较小，但是考虑到它在生产过程中、使用过程中的环保价值，使得各国政策对生物能源政策高度倾斜，它的发展态势非常迅速，受国际石油价格的影响较大，短期变动程度很高，因此它对国际粮食价格剧烈波动的影响不容忽视。

### 4.1.3 宏观因素和市场条件

#### 4.1.3.1 贸易政策的变动

在国际贸易中，农业是最受严格限制的部门之一。各国的粮食贸易政策对国际粮食价格的影响是不可忽视的，有很多的直接或间接贸易壁垒，且在不同

国家又有所区别。然而，粮食贸易对于各个国家保持国内粮食供需均衡上又起着重要的作用。与其它商品不同，农产品是许多国家之间的贸易，但是世界粮食进出口贸易的主动权又只是限制在少数几个国家手中的。美国是全球最大的小麦和玉米出口国家，其次是加拿大和阿根廷。根据国际联合国粮农组织的数据，在2007和2008年，美国提供了全球约四分之一的出口小麦以及超过一半的玉米出口量（FAOSTAT, 2011[93]）。大米的最大供应者及需求者都主要集中在亚洲。出口的小麦、玉米和大米中90%以上是由世界经济前十名的国家所提供的。以玉米的出口市场最为集中。世界粮食市场最大的特征就是粮食出口方太过集中。

日本和埃及是最大的粮食进口国家，其次是朝鲜、巴西和墨西哥。日本进口大约16%的世界玉米。国际粮农组织列为最不发达的51个国家者是谷物净进口国。埃及进口接近6%的世界小麦供应量，以及超1/3的国际市场上总的谷物供应量。中东和北非的大多数国家所进口的谷物量超过50%。像刚果、吉布提和也门等小国家由于严重依赖于了国际市场，因此它们受到国际粮食价格危机的冲击最大。而像孟加拉国、中国和埃塞俄比亚等大国已经每年要进口超过一万吨的粮食，虽然进口的粮食占它们总的粮食供应量的10%不到，但进口量也呈上升趋势。而像印度和巴基斯坦，被认为是缺粮的国家，在2007-2008年国际粮食危机期间是粮食净出口国。

农产品的大量进口也是导致2007-2008年国际粮食价格危机的一个主要因

素（Headey, 2011b[94]）。2011年中国大量进口大豆也被认为是引起价格危机的关键因素（Abbottt等, 2011[[17]](#_bookmark12)）。过度的进口虽然说不是粮食价格危机的根源，但是它反映了人们收入的增加，同时反映出进口国家粮食稀缺的一个总体趋势。进口国对粮食的需求增加，然而出口国在出量上并没有相对应地增加，国际市场粮食贸易量本来就十分有限，因此供需矛盾紧张，引起国际粮食价格危机。

在国际粮食贸易中，出口限制和国内农业补贴政策仍十分受到关注。在2007-2008年的危机中，许多国家禁止粮食出口，这引起进口国家的恐慌。实证分析表明，出口限制导致粮食价格提高了约30%(Von Braun, Torero (2008)[95])。

2010年，俄罗斯本来预计收获约1亿吨的粮食，结果受气候影响减产40%，随

后，俄罗斯宣布政府宣布从8月15日到12月31日期间禁止谷物出口，确保国内供应稳定，遏制价格上涨。此举引发全球小麦价格飙升68%。禁止出口不仅会影响现货市场，同时也会引起期货市场的紧张。2008年3月28日，当越南

和印度的政府宣布要减少大米的出口量时，当天，芝加哥期货市场的大米期货价格就出现涨停。而最近的数据表明，对于某些农产品如大米和小麦，这种出口限制的影响也是比较严重的，其中大米的期货价格上涨了24%，小麦的期货价格上涨14%（Yu 等, 2011[96]）。随着粮食形势的紧张，其他一些国家也将会采取限制粮食出口的政策，这样的政策定将会对世界粮食市场造成不利影响。国际粮食价格的稳定需要一个开放自由的国际粮食贸易市场。而实现开放

的市场最关键的就是制定好出口壁垒条例和贸易补贴政策。最近，20国集团呼吁，在出口限制中，食品援助购买免税，应该成为国际政策的一部分。通过多哈发展回合促进和实现粮食贸易的条例法规。然而多哈回合并没有赞成出口限制是引起粮食价格暴涨和一个主要原因。因此，我们必须重新审视贸易和库存之间的问题，贸易和库存可以很好地用于控制粮食危机及其影响程度（Gilber, 2011[97]）。

#### 4.1.3.2 美元汇率的变动

我们知道，在金属货币及“金本位”时代，当假定度量商品价格的货币不值不变时，“供求关系的变化决定价格变化”。但是，在进入信用货币时代之后，美元的价值不再与黄金挂钩，货币的价值不再是一成不变的，货币价值的变化会引起通货膨胀与通货紧缩。因此，商品的价格不再是仅由供求关系来决定，还取决于货币的价值。在国际市场上，粮食、石油以及许多原材料，都以美元定价的，当美元贬值时，它们的价格就会上涨，反之则会回落，也就是这些商品的价格与美元之间是呈负相关关系的。近几年来，美元的持续贬值直接推高了国际粮食价格的上涨。

美元指数（USDX），衡量了美元对一揽子货币的汇率变化程度，它是一个可以比较全面地体现出美元在国际外汇市场上[的汇率](http://baike.baidu.com/view/387.htm)情况的指标。当美元指数上升，意味着美元升值，那么以美元定价的那些国际大宗商品，如石油、粮食等的价格就会下跌。反之，当美元指数下降时，则商品价格上涨。比较美元指数和国际粮食价格的变化轨迹，结果会发现它们之间的走势高度相关。从图4.6

可以看出最近的粮食的上涨周期始于2002年终于2008年，而在这期间，恰好是美元的贬值期，这在图中可以很明显地看出来。根据1996年－2013年的美元指数序列与国际粮食价格序列，它们之间的相关系数为-0.82，说明两序列具有高度负相关。



图4.6 国际粮食价格与美元指数走势对比

资料来源：联合国粮农组织（FAOSTAT），美联储数据库（FRED）。

由此可见，图4.6十分清晰地呈现出国际粮食价格和美元指数之间的高度负相关系，这并不是一种简单的巧合，而是两者之间具有内在的深刻的关联。对于国际粮食价格波动来说，货币因素也是一个关键的影响因素。

#### 4.1.3.3 投机行为

按照《[新帕尔格雷夫经济学辞典](http://www.haosou.com/s?q=%E6%96%B0%E5%B8%95%E5%B0%94%E6%A0%BC%E9%9B%B7%E5%A4%AB%E7%BB%8F%E6%B5%8E%E5%AD%A6%E8%BE%9E%E5%85%B8&amp;ie=utf-8&amp;src=wenda_link)》的定义，投机行为，指的是“为了赚取差价而暂时买进商品的行为，在这过程中需要把握好再买或再买的时机，因此称之为”投机“[98]。由此可见，投机，在本质上它是一种通过操作资金，从中获得非生产所得的财富，这样一种经济行为。投机行为以不同的形式发生在现货市场和期货市场。在现货市场，主要是指购买一定数量的商品并持有以备将来出售，这种方式的投机比较常见于经济欠发达的经济体。而在期货市场，投机行为主要是通过期货交易实现的，期货市场的主要投机者大都是商业套期保值者和非商业性的投机者。套期保值者通过买入或卖出期货合约，将风险转移到投机者身上。传统的投机者主要是通过承担风险来赚取利润的。这些投机者的作用仅限于发现价格，而价格又是由市场基本面因素所决定的。在大宗商品交易市场上出现了第三类市场参与者：非商业投机者。他们与传统的投机者有不同的持有头寸、商品结构以及合同到期期限。所有这些市场参与者的暗中交易都涉及投机行为，因此广泛地被称作投机者。

投机行为对粮食价格的影响主要由有效市场和投机泡沫这两种假说来解

释。有效市场假说声称，投机行为对粮食市场价格的影响很小，期货市场通过库存累积影响现货市场，或称之为囤货。有效市场假设认为，如果期货价格仅仅是由现有的信息所决定，那么就不会有过多的库存，而在这个水平上所持有的库存甚至可以平抑现货价格（Gustafson, 1958[ 99], Williams and Wright, 1991[100]）。因此，根据有效市场假设，投机行为为期货市场提供了市场所需的流动性，是价格形成过程的一个重要组成部分。而另一方面，投机泡沫假设则声称，过度的投机使得期货价格高于市场出清水平。如果期货市场的交易数量不断增长，则期货价格会上涨，而期货价格的上涨又会促使预期的未来现货市场价格上涨，从而刺激贸易商，包装商，食品加工和仓储运营商持有股票，但这种行为会使得现货价格上涨。

2008年9月，国际金融危机爆发以后，大多数国家都采取了救市政策以稳定本国甚至是全球经济。在此期间，如量化宽松的货币政策等促使全球的流通资金增加，全球的流动性也增加，具体表现为2009 年初如伦敦同业拆借利率

（libor）迅速下降。流动性增强，一方面会使实体经济上的流通资金增加，另一方面还会进入一些国际大宗商品，如资源性产品市场或农产品市场，导致国际石油或粮食价格的上涨[101]。有数据表明，国际投机行为会将国际粮食供应量3%-5%的波动放大到10%-15%，差不多是放大了3倍。2007-2008年国际粮食价格的急剧上涨与市场上的投机行为有很大的关系，但是投机行为的影响一般是短期内的，它很难长期发生影响，因为投机行为本来就都是短期行为[102]。而且，国际市场上关于粮食的供给或需求方面的消息是产生投机行为的重要风向标。比如2008年，当美国政府放出消息，计划以玉米为原材料，生产乙醇来替代汽油燃料，此消息就成为当年国际粮食价格暴涨的关键因素助；另外，有的专家指出，2010年夏季小麦期货价格急剧上涨和下跌，与投机行为有很大关联。由此可见，国际粮食市场上的资本投机行为也是国际粮食价格波动的一个重要影响因素。

#### 4.1.3.4 价格预期

预期，指的是人们对于未来的一些不确定[因素](http://www.baike.com/wiki/%E5%9B%A0%E7%B4%A0)所持有的意见或看法。预期也可以划分为很多种，如理性预期，这种预期它假定参考了所有可能获得的信息，没有出现[系统](http://www.baike.com/wiki/%E7%B3%BB%E7%BB%9F)性错误或[偏差](http://www.baike.com/wiki/%E5%81%8F%E5%B7%AE)；还有称为适应性预期的，这种预期它假定人们是根据过去的行为来作出判断。预期在凯恩斯经济学中具有重要的地位，因

为它强调的是，未来的不确定性对于人们的经济行为具有关键性的影响。而且，凯恩斯还把预期细分为长期和短期，并定义长期预期为资本的流动性偏好，而短期预期特指价格预期。对一个市场而言，预期是决定价格走势的重要因素，因此国际粮食市场也不例外。影响国际粮食价格的预期因素主要有：由于粮食价格上涨而引起的适应性预期、由于货币信贷的过度投放而引起的理性预期、粮食价格的急剧大幅上涨引发的广大民众的恐慌性预期、以及社会上媒体通信设备等的传播所引起的非理性预期等[[11]](#_bookmark9)。

当国际上一些粮食主产国在异常的气候条件或者是遭遇自然灾害等情况下，预期粮食将会减产。在这种情况下，如果有投机资金进入，运用各种方式、手段作大肆炒作，提前放大粮食供给紧张的假象，影响广大消费者的心理预期，那么国际粮食价格在短期内就会大幅上涨，投机都便能从中获得高额利润。当消费者对粮食价格的心理预期恶化时，即使没有投机行为，也会直接对粮食价格产生影响。当粮食产量减少、粮食的储备量下降或者是粮食价格即将上涨，等等的负面消息不断经媒体报道或广泛传播后，消费者的恐慌心理就会随之面来，引起粮食的抢购与价格不断上涨的恶性循环，粮食危机也因此不断加剧[103]。

## 4.2 国际粮食价格波动成因分解实证分析

### 4.2.1 研究方法的选择

现实观测到的价格变动往往是多种因素共同作用的结果，国际粮食价格波动的原因也是多方面的。从粮食价格形成的内在机理来看，引起粮食价格波动的主要原因是：市场供给和需求之间的矛盾。供给方面，生产因素如技术进步导致劳动生产率提高、石油价格上涨导致农业的生产成本上升、极端气候变化引起的自然灾害对粮食产量的影响，进而影响到国际粮食库存量。需求方面，随着世界人口数量的持续增长和城市化水平提高、收入增加、人们饮食结构调整对粮食的需求也会发生改变。石油价格上涨引起的生物质能源开发，助涨了粮食需求。另外粮食价格作为一种货币现象，必然与货币政策及相关因素具有紧密联系。2008年金融危机暴发后，美国实施的量化宽松货币政策使得美元贬值，以美元计价的国际粮食价格随之上涨，同时大笔资金的注入增强了国际货币流动性，推动粮食市场的资本投机行为。因此，国际粮食价格波动是多种影

响因素共同作用的结果，通过定量分析不同因素对价格的动态影响，区分不同因素的影响程度，才能合理运用供给、需求、货币等政策组合，提高政府调控的针对性、科学性和有效性。

从模型的角度看，在经济分析中，运用向量自回归模型（VAR）来分析多个变量之间的相互影响已经得到比较广泛的运用。但是VAR模型具有其局限性，存在缺陷，首先就是在VAR模型中没有给出经济变量之间明确的结构性关系，因此，也就没办法很好地解释经济变量之间当期的关系；其次，在建立VAR模型时，变量的排列顺序不同，所得到的脉冲响应函数也会有所差异；最后，模型所产生的脉冲响应很难进行合理的经济学解释。鉴于上述分析，本章引入

SVAR模型，SVAR模型较VAR模型有较好的特性，它在建模时引入了变量之间的关系，并根据相关的经济理论，对结构性残差进行约束，使得脉冲响应函数有明确的经济学含义。Blanchard和Quah（1989）提出了一种基于经济理论的，施加长期约束的结构化方法。对于有*n*个变量的SVAR模型，需要施加*n*(*n*1) / 2个长期约束条件以确定结构冲击。当然，SVAR模型也存在缺陷，它只能识别与变量个数相同的不同类型的冲击。

具体地，本文将引起国际粮食价格波动的冲击划分为五种：供给冲击、需求冲击、美元冲击、能源冲击和惯性冲击，其中美元冲击属于货币冲击，能源价格冲击既是供给冲击又是需求冲击，惯性冲击属于其它冲击。本文假设国际粮食价格的波动存在这五种互不相关的结构冲击。其中供给冲击反映了生产因素的变化引起的粮食库存量的变化；需求冲击反映了粮食市场需求结构的变化；能源冲击反映了农业生产成本变化及生物燃料原料需求的变化；美元冲击反映了货币因素、国际投机行为水平的变化；惯性冲击反映了由于人们的预期或市场自身调整使得价格在较短期内存在继续朝同一方向变化的趋势，即存在“惯性现象”。进一步假设国际粮食期末库存量序列（*storet*）、国际粮食进出口总量

序列（*imext*），美元指数序列（*usdt*），国际能源价格序列（*oilt* ）和国际粮食价

格序列（*fpit*）同时受到供给冲击、需求冲击、美元冲击、能源冲击与惯性冲击

的影响。*storet* 、*imext*、*usdt*、*oilt*、*fpit*可以分别用当前与过去各期的供给冲

击vs、需求冲击vd、美元冲击vu、能源冲击vr与惯性冲击vg的线性组合来表

t t t t t

示。本文研究的核心是分解并分析各种冲击对国际粮食价格波动的影响。

S *S*

t

(*L*)

*S* (*L*)

*S* (*L*)

*S* (*L*)

*S* (*L*)vs 



11 12 13 14 15

 t 

D *S* (*L*)

*S* (*L*)

*S* (*L*)

*S* (*L*)

*S* (*L*) v*d*

t

21 22 23 24 25

 t 

r＝*S*

(*L*) *S* (*L*) *S* (*L*) *S* (*L*) *S* (*L*)v*u* 

(4-1)

t

31 32 33 34 35

  t 

E *S* (*L*) *S* (*L*) *S* (*L*) *S* (*L*) *S* (*L*) ve

t 41 42 43 44 45

 t 

p *S*

(*L*) *S* (*L*) *S* (*L*) *S* (*L*) *S* (*L*) vg 

t



51 52 53 54 55

 t 

简化为：*Y*  S(*L*) *v*

*S* (*k*) *Lk v*，其中*Y*

*S*, *d*, *u*, *e*, g, *S* (*k*)(S(*k*))，

*s* d u e g

*t t t*

*t t t t t t*

*ij*

44

*k*0

*d* s u e g

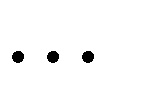
*Vt**vt*, *vt*, *vt*, *vt*, *vt*

, 且假定*vt*, *vt*, *vt*, *vt*, *vt*

都是标准化的白噪声序列，因此有

*E*(*vt vt*)*I*5。式子(4-1) 为五个内生变量的结构向量自回归(SVAR)模型，其中



*S* (*L*)是滞后算子多项式：*S* (*L*)*S k Lk*，*S k* (*k*0,1, )表示第*i*个变量对第 *j*

*ij* ij ij ij

*k*0

种冲击的响应函数，并且有*S* (0)  *S*

*ij ij*

（0）。由于这些冲击彼此之间是相互独立的，

因此*pt*的预测误差的方差可以分解为各个时期的各种冲击的方差之和。通过方差分解，可以分析每个结构冲击在内生变量变化中所作的贡献，从而进一步判

断出不同结构冲击的重要程度。因此，可以用上述五种冲击各自对国际粮食价格波动的贡献率来区分它们的重要程度。

估计*S*（*L*）与*vt*的步骤如下：

第一步，先用普通最小二乘法（*OLS*），估计出简化式的VAR 模型

*Yt* (*L*) *Yt*1*t* ；

第二步，把VAR模型表示成无穷阶的*VAR*()形式*Yt* *A*(*L*)*t* ；

第三步，根据结构式，可得A(L)**t *S*(*L*) *vt*. 由于*A*(0)*I*5，继而可得

*t* *S*(0) *vt*. 并且有：*S*(0) *vt* *E*(*t**t*)*S* (0) *E* (*vt v**t*) *S*(0)

式子可以得到*Sij*（0）的15个方程。

*S* (0) *S*

（0，根据这个

对于有5个变量的SVAR模型，需要施加*n*(*n*1) / 2个长期约束条件以确定结构冲击，这种长期约束代表的是结构扰动项的累积长期脉冲响应。首先，国际粮食库存量从长期来看，它是供给与需求之差，所以它会受到供给冲击与需

求冲击，而美元冲击、能源冲击以及惯性冲击只能在短期内对其产生影响，而长期的累积影响为零，这就构成了三个长期约束；其次，由于生物质能源的发展及人们的消费习惯具有惯性，国际粮食进出口总量受能源冲击及惯性冲击的影响，而长期来看供给冲击和美元冲击对它的影响累积为零，因此构成了两个长期约束；而美元指数是将美元对欧元、日元、英镑、加拿大元、瑞典克朗和瑞士法郎六个主要国际货币的汇率计算加权几何平均，而获得的，它是一项衡量美元在国际外汇市场汇率变化情况的综合性指标。而从历史数据看，每次石油危机都伴随着美国国家经济的衰退，也就是石油价格的上涨，对于美国的经济是有负面作用的，同时石油价格的变动也会引起美元汇率的改变[104]。因此能源冲击会影响美元指数，而长期看粮食供给冲击、需求冲击以及惯性冲击不会影响美元指数，这就构成了三个长期约束；能源价格主要是由政治经济环境、能源供给和市场经济规律所共同作用的，需求冲击和惯性冲击只能在短期内对能源价格产生影响，但在长期，需求冲击及惯性冲击它们各自的正向和负向影响，累积起来都为零，这就构成了两个约束条件。

因此 10 个长期约束意味着：*S*13 (*L*)  0 、*S*14 (*L*)  0 、*S*15 (*L*)  0; *S*21 (*L*)  0 、

*S*23 (*L*)  0; *S*31 (*L*)  0 、*S*32 (*L*)  0 、*S*35 (*L*)  0; *S*42 (*L*)  0、*S*45 (*L*)  0. 根据这

10 个约束条件，再利用 *S*(0) *v*  ** ，可解出*v*  [*vs*, *vd*, *vu*, *ve*, *v p*] ，并进一步计算

*t* t t t t t t t

国际粮食价格对各种冲击的脉冲响应函数与各种冲击的方差占国际粮食价格预测方差的百分比。

### 4.2.2 变量选取与数据处理

根据上文对国际粮食价格波动主要影响因素的分析，考虑到数据的代表性和可得性，本文以国际粮食期末库存量、国际粮食进出口总量分别作为国际粮食供给、需求的测度指标，数据来源于联合国粮农组织（FAOSTAT）；以美元指数作为货币因素测度指标，数据来自美联储数据库（FRED）；以WTI的原油价格作为能源因素指标，以世界银行国际粮食的名义价格作为粮食价格指标，数据来自世界银行数据库（World Bank）。各变量的数据时间跨度为1973年-2013年，

且对各变量数据进行对数化处理。对所有数据取对数的目的，主要是为了通过把绝对误差变成相对误差，尽量减小数据的波动性，并除去时间序列的异方差性。经过处理后，将国际粮食期末库存量表示为lnst、国际粮食的进出口总量表示为lnie、国际能源价格水平表示为lnoi、美元指数表示为lnus、国际粮食价格表示为lnfp。

### 4.2.3 模型的建立及估计

第一步，对数据进行平稳性检验。传统的VAR理论要求模型中的每一个变量是平稳的，因此在实证分析之前，需要先检验各序列的平稳性。本文采用ADF检验法对所有变量序列做单位根检验，ADF检验的零假设为：假定被检验序列存在单位根。检验结果如表4.4所示，检验结果表明所有变量的一阶差分都在5%的显著性水平下拒绝存在单位根的原假设。因此可以利用lnst、lnie、lnus、lnoi和lnfp建立协方差平稳的VAR 模型。

表4.4 各变量单位根检验结果

| 变量 | 检验形式 | ADF 统计量 | p 值 | 第8章 结论 |
| --- | --- | --- | --- | --- |
| lnst | (0, 0, 0) | -1.2130 | 0.2025 | 不平稳 |
| D(lnst) | (c,0,0) | -5.2552 | 0.0001 | 平稳\*\*\* |
| lnie | (0, 0, 0) | 1.8206 | 0.9818 | 不平稳 |
| D(lnie) | (c,0,1) | -5.9538 | 0.0000 | 平稳\*\*\* |
| lnus | (0, 0, 1) | 1.2564 | 0.9442 | 不平稳 |
| D(lnus) | (c,0,0) | -3.3257 | 0.0204 | 平稳\*\* |
| lnoi | (0, 0, 0) | 1.1344 | 0.9309 | 不平稳 |
| D(lnoi) | (c,0,0) | -8.2491 | 0.0000 | 平稳\*\*\* |
| lnfp | (0, 0, 0) | 0.6717 | 0.8570 | 不平稳 |
| D(lnfp) | (c,0,0) | -6.0581 | 0.0000 | 平稳\*\*\* |

注：\*\*\*、\*\*分别表示在1%、5%的显著性水平下拒绝原假设。

第二步，滞后阶数*p*的确定。通过比较AIC和SC信息准则，这两个统计

量的值越小越好，并进行模型滞后阶数的选择，最终确定了一个最优滞后1阶的简化式VAR模型：

*Yt* *A*0 *A*1*Yt*1*t*, 其中*Yt* *st*, *dt*, *ut*, *et*, *gt*

第三步，对模型进行稳定性检验。经检验，模型的特征值均小于1，均落在单位圆之内，所以模型具有稳健性，可以进行脉冲响应函数分析。

第四步，在简化式模型的基础上通过施加10个长期约束条件以估计SVAR

模型，得到*S*（0） 。

 0.746

1

 (0.000)

0 0 0





0.829 

0 1 0 1

(0.000)





*S* (0) 



0 0 1 0.621 0

(0.002)



(4-2)

2.907 0.659

0 1 0

|  |  |  |  |
| --- | --- | --- | --- |
| 0.457   | 0.904 | 0.509 | 0.809 |
| (0.000) | (0.000) | (0.000) | (0.000) |

(0.000) (0.005)



1



注：（）内为参数估计量所对应的p值。

第五步，利用*S*(0) *v* **，计算出[*vs*, *vd*, *vu*, *ve*, *v p*][105]。

*t* t t t t t t

第六步，计算国际粮食价格对粮食供给冲击、粮食需求冲击、国际流动性冲击、能源价格冲击和惯性冲击的脉冲响应函数与方差分解。

### 4.2.4 实证结果分析

国际粮食价格如此剧烈波动，是多种冲击因素共同作用的结果。例如2008年的国际粮价高涨，最主要的原因是国际能源价格上涨以及所引发生的生物燃料发展，也就是能源价格冲击是主要驱动因素。当然，全球气候变化、严重的自然灾害使得粮食的产量减少、库存量减少，即短期供给冲击也是2008年国际粮价高涨的助推因素。2010年国际粮食市场的供给与需求之间关系有所缓和，

较高的高库存在一定程度上抵制了粮价的高涨，因此国际粮价处于较低水平。到2012年，极端天气是粮价上涨的原因之一，另外，国际市场上的投机活动放大粮食价格的波动，使得粮食产品的金融属性得到进一步提高，即国际流动性冲击也是驱动因素。由此可见，历次国际粮食价格的剧烈波动都可以归结为各种不同的冲击共同作用的结果。

在SVAR模型中，通过观察脉冲响应函数图，可以清楚地看出各个内生变量受到各种冲击之后的动态变化情况。图4.7就是根据SVAR模型估计得到的脉冲击响应图，即国际粮食价格对一个标准差的正向供给冲击、需求冲击、美元冲击、能源价格冲击及惯性冲击的脉冲响应函数图。这些脉冲响应函数所表示的冲击方向是与经济理论相对应的。从总体来说，国际粮食价格对供给冲击和美元冲击的反应为负向的，而对需求冲击、能源冲击和惯性冲击的反应为正向的。（1）正向的供给冲击，即粮食产量增加，粮食库存量增加，供给冲击对国际粮食价格的影响为负，在第1期价格负向冲击最大，此后效果逐步减弱，在第6期之后冲击效果转为正的，在持续了十几期后收敛为零。（2）需求冲击对国际粮食价格具有正向冲击作用，第1期有最大的影响，并逐渐减弱，与供

给冲击几乎相对应，在第6期后转为负向影响，持续十几期后收敛为零，这样的供给与需求冲击，正好符合蛛网模型的思想。（3）美元冲击对国际粮食价格具有即时的负向冲击作用，路径与需求冲击相似，但是方向相反。国际粮食价格是以美元计价的，因此美元的当期冲击特别明显，美元指数与国际粮食价格之间是负相关的。在国际上，大多数商品都是以美元来计价的，当美元指数上涨，也就是表明美元升值了，因此这些以美元计价的商品，它们的价格也就下跌了。（4）能源价格冲击对国际粮食价格的正向冲击稳步上升，在第5期冲击达到最大，随后逐步减小，说明以石油为代表的能源价格冲击在短期内对国际粮价就有显著的影响，且持续时间也较长。（5）国际粮食价格在受到惯性冲击后，通过市场机制传递形成强烈的促进作用，在第3期有最大的正向影响，并

随着时间的推移逐渐减弱，持续期约有12期。

Response of LFP to Structural One S.D. Shock1

.2

.09

Response of LFP to Structural One S.D. Shock4

.08

.0 .07

-.2

.06

.05

-.4

-.6

-.8

2 4 6 8 10 12 14 16 18 20 22 24

.04

.03

.02

.01

.00

2 4 6 8 10 12 14 16 18 20 22 24

Response of LFP to Structural One S.D. Shock2

.6

.24

Response of LFP to Structural One S.D. Shock5

.5 .20

.4 .16

.3 .12

.2 .08

.1 .04

.0 .00

-.1

2 4 6 8 10 12 14 16 18 20 22 24

-.04

2 4 6 8 10 12 14 16 18 20 22 24

Response of LFP to Structural One S.D. Shock3

.05

.00

-.05

-.10

-.15

-.20

-.25

-.30

2 4 6 8 10 12 14 16 18 20 22 24

图4.7 国际粮食价格对供给、需求、美元、能源、惯性冲击的累积响应函数

为了说明供给冲击、需求冲击、美元冲击、能源冲击、惯性冲击等对国际粮食价格波动的影响程度，进而评价不同结构冲击的重要性，可以对所估计的模型进行方差分解，以测算出各个冲击项自身对被解释变量的贡献度。

表 4.5 国际粮食价格预测误差方差分解

| 滞后期 | 供给  冲击 % | 需求  冲击 % | 美元  冲击% | 能源  冲击% | 惯性  冲击% |
| --- | --- | --- | --- | --- | --- |
| 1 | 58.6354 | 28.1559 | 8.8971 | 0.2018 | 4.1098 |
| 2 | 56.5609 | 28.5962 | 8.9629 | 0.3112 | 5.5688 |
| 3 | 54.6684 | 28.9267 | 9.2407 | 0.6061 | 6.5581 |
| 4 | 53.3220 | 28.9899 | 9.4009 | 0.9642 | 7.3231 |
| 5 | 52.6055 | 28.8228 | 9.4282 | 1.3274 | 7.8162 |
| 6 | 52.4253 | 28.5196 | 9.3545 | 1.6409 | 8.0598 |
| 7 | 52.5931 | 28.1787 | 9.2305 | 1.8788 | 8.1190 |
| 8 | 52.9203 | 27.8688 | 9.0991 | 2.0407 | 8.0711 |
| 9 | 53.2729 | 27.6215 | 8.9859 | 2.1410 | 7.9786 |
| 10 | 53.5791 | 27.4418 | 8.9006 | 2.1978 | 7.8807 |
| 11 | 53.8130 | 27.3204 | 8.8427 | 2.2270 | 7.7969 |
| 12 | 53.9755 | 27.2433 | 8.8074 | 2.2402 | 7.7336 |

表4.5是国际粮食价格预测方差分解的结果，而图4.8是国际粮食价格的预测误差方差分解。方差结果表明，供给冲击、需求冲击、美元冲击、能源冲击与惯性冲击对国际粮食价格的影响是有比较显著的差异的。首先，在所有冲击中，供给冲击对国际粮食价格波动的影响最大，贡献率在当期就达到58.63%，随后贡献率稍有减少但相对还是比较稳定，保持在53%左右。其次，需求冲击的贡献率在当期达28.15%，此后有所减小，并稳定在27%。而美元冲击的当期贡献率为8.89%，并长期保持在9%左右。供给冲击和需求冲击的贡献率之和就达到85%，说明供给和需求仍然是国际粮食价格波动的长期的稳定的主导因素。美元冲击对国际粮价的贡献率一直在9%左右，而能源价格冲击的贡献率从

0.20%增加到2.24%。这说明美元冲击及能源价格冲击会对国际粮食价格产生影响，但影响的大小有限，属于次要影响因素。因此，预测国际粮食价格的变动主要需要考虑的是供给与需求冲击的影响。

60



50供给冲击

需求冲击美元冲击

40能源冲击

惯性冲击

30

20

10

0

2 4 6 8 10 12 14 16 18 20 22 24

图 4.8 国际粮食价格的预测误差方差分解

## 4.3 本章小节

本章主要通过理论分析与实证分析相结合的方法，研究国际粮食价格波动的主要影响因素。首先，定性分析国际粮食价格波动的主要影响因素，包括气候变化、耕地面积减少、全球粮食库存量变动、能源价格变化及农业生产成本的变动、世界人口增长及消费结构的变化、生物质能源发展、各国粮食贸易政策、美元汇率变化、市场价格预期等，并对这些影响因素与国际粮食价格波动之间的作用机理进行详细剖析。其次，根据数据的代表性和可得性，从这些影响因素中选出一些代表性强、可量化的指标，主要是国际粮食库存量、国际粮食进出口总量、美元指数、国际石油价格和国际粮食价格，建立结构向量自回归（SVAR）模型，将国际粮食价格波动的成因进行分解为供给冲击、需求冲击、美元冲击、能源冲击和惯性冲击，运用脉冲响应函数和方差分解的方法分析这些冲击对国际粮食价格变动的影响方向、作用大小、作用时滞等。而实证结果显示，供给冲击和需求冲击等基本面因素仍然是影响国际粮食价格波动的主要因素，而各种外部冲击如美元冲击、能源价格冲击因素只是在一定时期对国际粮食价格波动起到助涨或助跌的作用，长期的影响相对较小。

本章深入研究并分解国际粮食价格波动成因，对于认识我国粮食价格问题、进而实现物价稳定和保障粮食安全具有重大意义。它所带来的政策含义主要有：首先，要努力提高农业的生产能力，这是应对粮食价格上涨危机的根本和长远

之策。因此一方面要严格控制耕种土地的流失，保护耕地数量；另一方面是要提高耕地质量，充分发挥科技作用，改良土壤，同时系统治理农田污染等，从而增强农业综合生产能力。其次，对主要农业生产资料价格实行价格管制，限制农资价格的过快上涨，从而降低农民的种粮成本。第三，促进粮食产品价格合理上涨，建立农民售粮财政补贴的政策，不断增加农民种粮收益，从而刺激农民多种粮食多售粮，来满足日益增长的粮食需求。第四，要从全球化的视角对我国粮食价格进行系统考察，国内外粮食价格的波动是相互影响的，具有联动性，单单只是考虑国内市场尤其是基于国内粮食增产，来保障粮食的稳定与安全是有局限性的。第五，由于粮食的属性特征正逐步发生转变，因此我国不能再仅是从供求和库存的传统角度来构建粮食价格的预警系统，还需考虑到国际金融化、能源化等新特征对国内粮食价格的影响，进一步完善预警系统。总之，国际粮食价格波动的成因具有多样性和复杂性，政府必须准确判断不同时期引起粮食价格波动的主要原因，及时出台合理的、稳定的政策，从而促进粮食安全政策目标的实现。

# 第5章 基于BEKK-MGARCH模型的国际主要品种粮食价格间传导特征研究

20世纪70年代以来，国际主要品种的粮食价格均经历了较大幅度的波动。从宏观经济的角度来说，粮食的供给和需求状况决定了它的价格，但同时，由于一些不确定因素如：自然条件、农业生产技术、季节性、市场周期性等的影响，使得粮食价格的形成相对于其它商品，更为复杂且特殊。而粮食作为最基本的初级品和消费品，它关系到一国的国计民生和国家稳定。因此，粮食价格的波动及粮食市场的政策变动一直备受国际关注。图5.1为近半世纪以来国际

四大主要粮食价格的波动情况：大体上出现了五次大涨（分别在1974年、1981年、1996年、2008年和2012年）和四次大跌（分别在1976年、1986年、2000年和2010年）。从图中可以看出，国际四种主要粮食的价格变动方向相同，但波动幅度有所差异，其中大米和大豆波动幅度较为显著，而玉米和小麦的波动幅度较小。粮食价格的剧烈波动在受自身历史价格波动影响的同时也会受其它一些相关的产品，如替代产品等价格波动的影响，这种现象被称为“波动溢出效应”[106]。

在2006年的国际粮食价格上涨过程中，有一个特点就是，并不是主要粮食品种都齐涨齐跌，而是有先有后。上涨启动时间最早的是与乙醇汽油和生物柴油关系最为密切的两种粮食原料：玉米和大豆，上涨启动时间是2006年9月。

而大米和小麦上涨启动时间却是时隔六个月、十个月后的2007年的1月和7月。这说明不同品种的粮食市场它们的价格波动具有联动效应。但是主要粮食品种之间，尤其是玉米、大豆价格是否存在对其它粮食品种的引导关系，国内外学者还没有对此进行研究。如果存在，那么这种关系既属于不同品种粮食之间的价格传导，也属于被引导粮食品种价格波动的成因，因此应该进行深入分析，探究产生这种引导关系的内在机理，从而能够更有针对性地采取有效措施来稳定粮食价格。故本章试图利用1999-2014年的国际四大主要粮食期货价格日数据，深入研究国际主要品种粮食价格间的波动溢出效应及其影响机理，进而为我国的粮食安全目标提供政策建议。



1,000

玉米

美元/吨大米大豆

800 小麦

600

400

200

0

60 65 70 75 80 85 90 95 00 05 10

图5.1 1960.01-2014.10国际四种主要粮食价格走势图

资料来源：世界银行数据库（Worldbank GEM）。

在金融领域，波动溢出效应已经得到了广泛的运用。但是，在农业经济领域，关于波动溢出效应的研究，相关资料还是较为少见的。而其中，对于不同品种的粮食之间的价格波动溢出效应的研究则是更少。国外现有的相关方面的研究资料主要有：Natcher和Weaver (1999)[107]通过研究牛肉相关市场之间关联，实证结果表明，牛肉批发市场与零售市场之间具有双向的波动溢出效应。

Buguk、Hudson和Hanson (2003)[108]这三个学者，从供应链入手，对鲶鱼、玉米和大豆三个市场之间的波动溢出效应进行研究，实证结果表明，存在着玉米市场以及大豆市场对鲶鱼市场的显著的单向波动溢出效应。Barrera、Mallory和Garcia (2011)[109]的研究表明，存在美国原油市场对玉米市场的单向波动溢出效应。Zhao和Goodwin (2011)[110]在研究美国的大豆市场与玉米市场之间波动溢出效应时所采用的是VAR模型，模型运行结果表明，存在着玉米市场向大豆市场的显著的，单向的波动溢出效应。

随着粮食价格的上涨，粮食与能源之间以及粮食与期货市场之间的关系已成为经济的热点问题。有学者运用贝叶斯马尔可夫链蒙特卡罗方法研究了原油价格波动的主要影响因素，原油价格波动与一些农产品价格波动之间的关联，结果表明2006年之后国际原油与玉米、小麦间存在波动溢出效应，这可以解释为原油价格上涨诱发生物乙醇燃料的生产，从而影响玉米和小麦市场价格。

Nazlioglu和Erdem (2013) [111]的研究表明石油价格的上涨是近些年来农产品市场价格上扬的主要驱动力。Creti和Mignon (2013)[112]运用DCC-GARCH模型，

研究了2001-2011年期间的25种商品（包括农产品和期货市场）的价格收益率之间的关联性，结果表明大宗商品与期货市场间存在动态相关关系，特别是在2007-2008年的金融危机之后，这种关系更为明显。

国内对粮食市场的研究主要有粮食价格波动的基本特征、长期或短期成因、国际粮价变动对中国的传导效应等。何启志（2010）[113]基于GED和GARCH类模型研究了国际农产品价格指数对数收益率的波动性，结果表明2005年以来，国际农产品价格波动性风险有明显增大的趋势。高帆和龚芳（2011）[[9]](#_bookmark8)基于1961－2010年的长时期数据分析国际价格波动周期及影响因素，认为国际粮食的属性正在发生着明显的改变，消费品属性有逐渐弱化趋势，而投资品和能源品属性在加强。金三林（2010）[[11]](#_bookmark9)运用2006－2008年数据研究了国际粮食波动对中国粮食及物价总水平的影响，结果表明国际粮价通过进口和期货市场传导引起国内大豆和玉米价格走高，并间接引致肉禽蛋奶等价格的攀升，最终导致物价总水平的持续走高。施亚明和何建敏（2013）[114]采用双变量BEKK模型研究了国内外农产品期货市场间时变波动溢出关系，得出美国与中国的大豆、豆粕期货价格间存在双向的波动溢出效应。

综合来看，国际现有的研究主要集中于期货与农产品市场之间或者能源与农产品市场之间的波动溢出效应，而对于粮食市场之间，如不同品种的粮食之间价格波动溢出效应方面，相关的研究资料还是比较少的。而在国内，粮食市场间的波动溢出效应方面的研究，也是处于起步阶段，现有研究多集中在粮食价格波动的影响因素、粮价波动的传递效应等方面。鲜见关于国际粮食市场间的波动溢出效应方面的研究。因此本文将运用四元BEKK-MGARCH（1,1）模型对国际四种主要品种粮食价格间的波动溢出效应做出研究。

## 5.1 国际主要粮食品种间的关系分析

主要粮食品种相互之间存在引导与被引导关系。玉米是全世界总产量最高的粮食作物，是重要的粮食作物和饲料来源。近年来，玉米除食用外，还大量运用于提炼生物酒精，解决能源问题。大豆是世界上最重要的豆类，大豆不但可以提取豆油，加工后的副产品豆粕，约有85%都是用于制作牲畜、家禽等饲料。小麦是世界上总产量第二的粮食作物，小麦磨成的面粉用于供人类食用，而加工后的副产品是牲畜的优质[饲料](http://baike.so.com/doc/642316.html)。大米是人类的主食之一，大米是稻谷经

清理、砻谷、碾米、成品整理等工序后制成的成品。因此，玉米和豆粕、小麦，当它们之间的比价发生较大变动时，很容易发生消费替代。如当玉米与豆粕、大豆以及小麦等相关品种之间若存在相对过高的比价关系将导致对大豆、豆粕、小麦的替代需求增加，而对玉米的需求减少，因此玉米价格上涨幅度有限。在

2006年以前，小麦和玉米的比价在1.3以上，虽然比价有下降趋势，但仍在正

常范围内。而2006年之后，随着玉米深加工发展，特别是以玉米为原材料的生物燃料的迅猛发展，促使国际市场对玉米的需求量急剧上升，引起玉米价格大幅上扬，那么小麦和玉米的比价就会快速下降，分别跌破1.3和1.2。小麦出现代替玉米作饲料使用现象。而当玉米价格下跌时，小麦替代玉米的饲用需求趋于下降，因为玉米更适合做家禽等饲料的原料，很多中小型养殖户更愿意用玉米作原料，从而影响到小麦的需求，进而影响小麦的价格。可以看出，玉米和小麦之间存在明显的消费替代效应，玉米的价格波动会引导小麦的价格发生变动，这与实证结果中的存在玉米对小麦的单向波动溢出效应是相对应的。对于大豆和玉米，它们的种植生长季节大致相同，用途也相当，都可以用来榨油或充当饲料，而另一方面，由于耕地面积是有限的，所以大豆和玉米是典型的竞争作物。在这种情况下，农民通常会比较两者的种植效益，从而分配两种作物的种植面积。而实证结果亦表明国际玉米与大豆之间存在双向波动溢出效应。小麦和大米是世界上两大主粮，随着人们饮食结构的趋同化，大米和小麦之间的替代作用起来越明显。当小麦价格上涨，使得其需求量降低，大米作为替代品需求量就会上升，需求－价格曲线向右上方倾斜，所以价格自然上升。同理，当大米价格大幅上涨时，人们就会减少对大米的消费，以小麦或其它粮食来替代大米，这样就促使这些替代品的价格上涨。

生物燃料的大量生产促使玉米、大豆的价格大幅度上涨，而玉米、大豆价格的上涨又将带动其它粮食作物价格的上涨。主要是因为各种粮食作物如玉米、大豆、小麦、稻谷等无论在种植上还是在消费需求上都存在着一定的可替代性。理论上，当某种粮食作物价格上升，种植者就会倾向于种植这种作物去替代低价格的作物，使其供给增加而低价格作物的供给减少；而在需求上，当某种作物价格上升时，消费者就会倾向于消费较低价格的粮食来替代高价格的粮食，最终会促使较低价格的粮食作物的价格也跟着上涨，结果是各种粮食作物之间的比价回归到相对平稳状态。粮食的比价总体上是围绕某一水平上下波动的，不会出现某一方向上的趋势性偏离，其最根本的调节机制就是种植替代。

## 5.2 国际主要粮食品种之间价格传导实证分析

### 5.2.1 研究方法的选择

Sims（1980）提出的向量自回归(VAR)方法以及多元GARCH模型都可以用于研究不同商品或者是不同市场间价格的传导[115]。由于粮食等大宗商品在国际上主要以期货交易方式进行，其价格波动的金融属性非常强，捕捉这种波动恰恰是GARCH模型的优势。因此，本章将建立BEKK-MGARCH模型对国际市场主要粮食品种价格传导效应进行检验。本章运用Engel, Kroner等（1995）[116]提出的BEKK-MGARCH（1,1）对国际四种主要粮食期货价格收益率的波动溢出效应进行建模，该模型保证了协方差矩阵的正定性，而且它需要估计的参数个数较少，可以比较有效地解决多元GARCH模型的“维数灾难”问题。对于国际玉米、大豆、小麦和大米四大主粮市场，四元BEKK-MGARCH（1,1）模型方差方程表达形式如下：

*Yt**X t*1* t*

*T It*1 ~ *N*(0, *Ht* )

(5-1)

*Ht**CC**BH t*1 *B**At*1*t*1 *A*

(5-2)

其中*H t*具体表达式为：

*h*11, *t*

*h*12, *t*

*h*13, *t*

*H*14, *t* 

*c*11

0 0 0   *c*11

0 0 0 

*H* h h h *c* c

0 0 *c* c 0 0 

21, *t* 22, *t* 23, *t* 24, *t*= 

21 22

21 22 +

*h*31, *t*

*h*32, *t*

*h*33, *t*

*H*34, *t* 

*c*31

*c*32

*c*33

0 *c*31

*c*32

*C*33 0 

 *h* h h h   *c* c c c

  *c* c c c 

 41, *t* 42, *t* 43, *t* 44, *t* 

 41 42 43 44   41 42 43 44 

 *b*11 *b*12 *b*13 *b*14   *h*11, *t* 1

*H*12, *t* 1 *h*13, *t* 1 *h*14, *t* 1   *b*11

*B*12 *b*13 *b*14 

 *b* b b b   *h* h h h

  *b* b b b 

 21 22 23 24   21, *t* 1 22, *t* 1 23, *t* 1 24, *t* 1   21 22 23 24  +

 *b*31 *b*32 *b*33 *b*34   *h*31, *t* 1 *h*32, *t* 1 *h*33, *t* 1 *h*34, *t* 1   *b*31

*B*32 *b*33 *b*34 

 *b* b b b   *h* h h h   *b* b b b 

 41 42 43 44   41,*t* 1 42,*t* 1 43,*t* 1 44,*t* 1  

41 42 43 44 

|  |  |  |  |  |  |  |
| --- | --- | --- | --- | --- | --- | --- |
| ** | ** | ** | ** | ** **  | | |
| ** | 2  2,*t* 1 | **2,*t* | 1**3,*t*  | 1 **2,*t* | 1**4,*t* | 1  |

 *a* a a a   ** 2

11 12 13 14

 *a a a a*



21 22 23 24  

1, *t*1 1, *t*1 2, *t*1 1, *t*1 3, *t*1 1, *t*1 4, *t*1 

**2, *t*1**1, *t*1

*a* a a a ** 2



**

31 32 33 34  



*a* a a a

3, *t*1 1, *t*1 3, *t*1 2, *t*1 3, *t*1 3, *t*1 4, *t*1 

** 2

 41 42 43 44   4,*t* 1 1,*t* 1 4,*t* 1 2,*t* 1 4,*t* 1 3,*t* 1 4,*t* 1 

*a*11 *a*12 *a*13 *a*14

*A* a a a 

21 22 23 24 

(5-3)

*A*31 *a*32 *a*33 *a*34 

*A* a a a 

41 42 43 44 

*Ht*代表的是在t时刻条件残差的方差-协方差阵；C是一个下三角矩阵；A是代表ARCH项系数的矩阵，所表示的是前一期冲击*t*1对条件方差*Ht*的影响；

B是代表GARCH项系数的矩阵，所表示的是前一期条件方差*Ht*1对当期条件方差*Ht*的影响；*h*11,*t*、*h*22,*t*、*h*33,*t*和*h*44,*t*分别代表在t时刻，国际玉米、大豆、小麦和大米市场的条件方差；而*h*12,*t*、*h*21,*t*、*h*13,*t*、*h*31,*t*、*h*14,*t*、*h*41,*t*、*h*23,*t*、*h*32, *t* 、

*h*24,*t*、*h*42,*t*、*h*34,*t*、*h*43,*t*分别表示t时刻玉米、大豆、小麦和大米这四种粮食的价格收益率序列的条件协方差。由四元BEKK-MGARCH（1,1）模型的矩阵形式可以看出，对于玉米市场，其价格的波动主要受两方面因素的影响：一是来自玉

米市场自身前一期残差**1,*t*1、大豆市场前一期残差**2,*t*1、小麦市场前一期残差

**3, *t*1、大米市场前一期残差**4,*t*1，以及它们之间的相互影响**1,*t*1**2,*t*1、**1,*t*1**3,*t*1 、

**1,*t*1**4,*t*1；二是来自玉米市场前一期条件方差*h*11,*t*1、大豆市场前一期条件方差

*h*22,*t*1、小麦市场前一期条件方差*h*33,*t*1、大米市场前一期条件方差*h*44,*t*1 以及协

方差*h*12, *t*1

、*h*13, *t*1

和*h*14, *t*1

的相互影响[106]。因此，考察玉米、大豆、小麦和大米

市场间的波动溢出效应可以通过考察系数**12、**21、**13、**31、**14、**41，它们表示ARCH效应，代表波动的短期持续性；**12、**21、**13、**31、**14、**41表示GARCH效应，代表这些冲击对长期持续性的贡献。如果这些系数都是显著

异于零，则说明玉米与大豆、小麦、大米之间都存在双向的波动溢出效应；如果不能拒绝系数为零的原假设，说明玉米与其它粮食市场间只存在单向的波动溢出效应或者是不存在波动溢出效应。

对于模型参数的估计，所采用的方法是极大似然法。在正态性假设下，对

*T*

*TN* 1 

数似然函数的估计方程表示为：*I* ()ln(2) 

2 2 *t*1

(Ln *H*

*t*1

*t*1

1

*H *

*t*1

*T*1) 。

其中，**为所有待估参数；N为序列数量；T为样本量。本章所运用的是统计软件S-plus8.0，通过编写程序求来参数，以验证国际四种主要粮食期货价格收益率序列是否存在波动溢出效应。

### 5.2.2 变量选取与数据处理

本文选取1999年1月4日-2014年5月1日，美国主要期货交易所芝加哥商品交易所(CBOT)的玉米、大豆、小麦、稻谷的期货收盘价（连续）代表国际四大主要粮食价格。美国芝加哥商品交易所(CBOT)的玉米、大豆、小麦期货价格的报价是美分/蒲式耳，而稻谷的报价单位为美分/英担。去掉节假日没有交易数据，最终取样本个数为3830个。数据资料来源于Wind资讯。以IM、IS、IW、IR分别代表国际玉米、大豆、小麦和大米的期货价格序列。由于多数文献表示对数收益率序列具有较好的统计特性，故本文也采用对数收益率序列对国际四种主要粮食的期货价格进行分析研究。为凸出研究对象的数字特征，对数据作对数转换和一阶差分，用来表示价格收益率。采用Eviews 7.0对数据进行处理。最终将国际四种主要粮食的期货价格收益率定义为：

*Ri*, *t* (log *pi*, *t* log *pi*, *t*1)100，（i=1玉米，2大豆，3小麦，4大米）。

文中用LIM、LIS、LIW、LIR分别代表国际玉米、大豆、小麦和大米的期货价格收益率序列。

### 5.2.3 模型的建立及估计

#### 5.2.3.1 描述性统计分析

对国际四种主要粮食期货价格序列及收益率序列进行描述性统计分析，可以更直观地看出它们的特点。表5.1给出了国际四种主要粮食（玉米、大豆、小麦、大米）期货价格及收益率的基本统计特征。

对于国际四种主要粮食期货价格序列：国际大豆和小麦期货价格序列的标

准差数值比较大，表明国际大豆和小麦期货价格的波动比玉米和大米剧烈；四种粮食期货价格序列的偏度（S）都显著异于零，且都是右偏分布；在峰度（K）上，四种期货价格序列的峰度值并没有显著大于3，即国际四大主粮的期货价格分布并没有呈现出明显的尖峰厚尾的分布特征；由J-B统计量的P值都等于零可以看出，在1%的显著性水平下，所有期货价格序列的总体都明显地不服从正态分布；Q（15）统计量是价格序列滞后10阶的Ljung-Box统计量，用于检验收益率序列是否存在自相关现象，检验结果表明，四种粮食期货价格序列在1%的显著性水平下拒绝原假设，存在序列相关性。

表 5.1 国际粮食期货价格及收益率序列统计特征表

| 序列 | 均值 | 标准差 | 偏度 | 峰度 | JB 统计量 | Q(15) |
| --- | --- | --- | --- | --- | --- | --- |
| IM | 366.3417 | 178.9149 | 0.8867 | 2.4837 | 543.318  (0.000) | 56281  (0.000) |
| IS | 869.0498 | 370.6167 | 0.4984 | 1.8307 | 375.955  (0.000) | 56112  (0.000) |
| IW | 482.6602 | 207.5548 | 0.6928 | 2.4823 | 348.384  (0.000) | 55756  (0.000) |
| IR | 10.2339 | 4.4338 | 0.2836 | 2.0248 | 202.678  (0.000) | 56313  (0.000) |
| LIM | 0.0002 | 0.0191 | -0.9859 | 19.9227 | 46224.8  (0.000) | 33.622  (0.000) |
| LIS | 0.0003 | 0.0174 | -0.9108 | 20.3254 | 48330.39  (0.000) | 36.886  (0.000) |
| LIW | 0.0002 | 0.0213 | 0.2759 | 14.0273 | 19413.63  (0.000) | 25.598  (0.000) |
| LIR | 0.0001 | 0.0184 | 0.3295 | 29.1282 | 108786.3  (0.000) | 26.269  (0.000) |

而对于国际四种主要粮食期货价格收益率序列：四种粮食的期货价格收益率序列的均值都相差不大，且都不显著异于零；且四种期货价格收益率序列的标准差系数都大小相当，表明四种国际粮食价格收益率的波动程度相似；四种粮食价格收益率序列的偏度（S）都显著异于零，国际玉米和大豆收益率序列都是左偏，国际小麦和大米都是右偏，且国际玉米的偏度是最大的；在峰度（K）上，所以收益率序列的峰度值都显著大于3，即国际四大主粮的收益分布的峰值都比标准正态分布的峰值高，呈现出明显的尖峰厚尾的分布特征；由J-B统计量

的P值都等于零可以看出，在1%的显著性水平下，所有收益率序列的总体都明显地不服从正态分布；Q（15）统计量是对收益率序列滞后15阶的Ljung-Box统计量，用于检验收益率序列是否存在自相关现象，检验结果表明，国际玉米、大豆和小麦收益率序列在1%的显著性水平下拒绝原假设，存在序列相关性。

#### 5.2.3.2 单位根及ARCH效应检验结果

由上文的描述性统计分析可知国际四种主要粮食期货价格的收益率序列均围绕零均值上下波动，故单位根检验选择无常数项和趋势项的ADF检验，检验结果在表5.2，检验结果表明国际玉米、大豆、小麦和大米这四种主要粮食期货价格收益率均为平稳的时间序列，因此可以避免出现伪回归问题。

表 5.2 国际粮食价格收益率序列单位根及ARCH效应检验结果

| 序列 | ADF 检验的 T 统计量 (P 值) | ARCH 效应检验 (P 值) |
| --- | --- | --- |
| LIM | -44.011 (0.000) | 17.506 (0.045) |
| LIS | -45.843 (0.000) | 425.375 (0.000) |
| LIW | -42.485 (0.000) | 49.916 (0.000) |
| LIR | -27.81 (0.000) | 25.854 (0.004) |

注：ADF的检验形式为（c, 0, 0）。

检验国际四种粮食期货价格收益率序列的ARCH效应，这里所采用的是ARCH-LM检验法。检验结果表明，国际玉米、大豆、小麦、大米的期货价格收益率序列在5%的显著性水平下，均显著存在ARCH效应。

### 5.2.4 实证结果分析

为了检验国际四种主要粮食价格收益率之间是否具有波动溢出效应，本文采用BEKK-MGARCH（1,1）模型实证分析国际玉米、大豆、小麦、大米之间的波动溢出效应。本章运用S-plus8.0软件编程计算，来实现BEKK-MGARCH（1,1）模型估计及检验。

国际四种主要粮食期货价格收益率序列之间的波动溢出效应检验结果如表

3所示。从模型的估计结果可以看出，在条件方差的参数估计结果中，对角元素**11、**22、**33、**44的估计值都在1%显著性水平下显著异于0，这表明国际玉米、大豆、小麦和大米的期货价格波动具有较强的ARCH效应，即具有明显的

方差时变性特征。

表 5.3 BEKK-MGARCH模型估计结果和假设检验

BEKK-MGARCH方差方程

0.0048\*\*\*

 (0.0000)



0 0 0

() () ()



*c* 0 0 00.0007\*\*\* 0.0025\*\*\* 0 0

11 





*c*21

*c*22

0 0 

(0.0001) (0.0000)

() ()

*c*31

*c*32

*C*33 0 

0.0010\*\*\* 0.0004\*

0.0014\*\*\* 0



*c*41

*c*42

*c*43

*C*44 

(0.0000) (0.0741) (0.0000)

|  |  |  |  |  |  |
| --- | --- | --- | --- | --- | --- |
|  0.0002 | | 0.0004 | 0.0002 0.0021\*\*\*  | | |
|  (0.4535) | | (0.1496) | (0.6042) (0.0000)  | | |
|  | 0.4161\*\*\* | 0.1208\*\*\* | 0.0132 | 0.0215 |  |
|    | (0.0000) | (0.0000) | (0.4588) | (0.1007 | )    |



()





*A* a a a 0.0284\*\* 0.2859\*\*\*0.0326\*\*\* 0.0126

11 12 13 14 





*a*21

*a*22

*a*23

*A*24 

(0.0497) (0.0000) (0.0000)

(0.2166) 

*a*31

*a*32

*a*33

*A*34 

0.0862\*\*\* 0.0060 0.1746\*\*\*

0.0329\*\*\* 



*a*41

*a*42

*a*43

*A*44 

(0.0000) (0.6926) (0.0000) (0.0011) 



0.01520.01370.0196\*\* 0.2059\*\*\* 

(0.3335) (0.3408) (0.0156) (0.0000) 



0.8554\*\*\* 0.0754\*\*\*0.00270.0026 

(0.0000) (0.000) (0.7415) (0.6127) 



*B* b b b0.0396\*\*\* 0.9296\*\*\*0.00200.0051 

11 12 13 14 





*b*21

*b*22

*b*23

*B*24 

(0.0000) (0.0000)

(0.4879) (0.1062) 

*b*31

*b*32

*b*33

*B*34 

0.0348\*\*\*0.0022

0.9811\*\*\*0.0044\* 



*b*41

*b*42

*b*43

*B*44 

(0.0000) (0.7537) (0.0000) (0.0969) 



0.0133\* 0.0143\*\* 0.0044 0.9729\*\*\* 

(0.0871) (0.0225) (0.0976) (0.0000) 



注：括号内为t检验对应的p值，\*\*\*、\*\*、\*分别代表在1%、5%、10%的水平上显著。

而**11、**22、**33、**44的估计值均在1%显著性水平下显著，且估计值均接近于1，表明国际玉米、大豆、小麦和大米的价格波动具有较强的GARCH效应，

表明波动具有较强的持久性。在5%显著性水平下，参数**12、**21、**12、**21的估计值都显著，即国际大豆（玉米）上一期的冲击对玉米（大豆）市场波动的影响显著，且大豆（玉米）市场上一期的条件方差对玉米（大豆）市场当期条

件方差影响显著，因此存在国际大豆与国际玉米市场的双向波动溢出效应。

**34、**43、**34、**43的估计值在10%显著性水平下都显著，即国际大米（小麦）上一期的冲击对小麦（大米）市场波动的影响显著，且国际大米（小麦）市场

上一期的条件方差对小麦（大米）市场当期条件方差影响显著，表明存在国际

小麦与大米市场的双向波动溢出效应。**31、**31的估计值在1%显著性水平下都显著，即国际玉米上一期的冲击对小麦市场波动的影响显著，且国际玉米市场

上一期的条件方差对小麦市场当期条件方差影响显著；而**13、**13 的估计值在

1%显著性水平下都不显著，表明只存在国际玉米向小麦市场的单向波动溢出效应。系数**23的估计值在1%的显著性水平下显著，即国际小麦上一期的冲击对大豆市场波动的影响显著；**41、**42的估计值分别在10%和5%的显著性水平下显著，即国际玉米市场上一期的条件方差对大米市场当期条件方差影响显著，

国际大豆市场上一期的条件方差对大米市场条件的影响显著，表明存在玉米市场对大米市场、大豆市场对大米市场的单向波动溢出效应[106]。

由波动溢出效应结果可知，国际四大主要粮食期货价格的收益率序列之间，存在显著的双向或单向波动溢出效应，而粮食价格之间的相互传导机理主要有粮食种植过程中的替代效应、粮食消费过程中的替代效应，粮食之间的比价效应等。

## 5.3 本章小结

本章采用1999年1月4日至2014年5月1日，美国主要期货交易所芝加哥商品交易所（CBOT）的玉米、大豆、小麦、稻谷的期货收盘价代表国际四大主要粮食价格。运用四元BEKK-MGARCH（1,1）模型对国际四种主要粮食期货价格收益率序列之间的波动溢出效应进行实证研究，结果表明，国际四种主要粮食期货价格收益率序列均存在ARCH效应和GARCH效应，即都具有时变方差的特征，且波动都具有集聚性和较高的持续性；另外，存在国际大豆与国际玉米市场的双向波动溢出效应；国际小麦市场与大米市场的双向波动溢出效应；国际玉米市场对小麦市场的单向波动溢出效应；国际玉米市场对大米市场、大

豆市场对大米市场的单向波动溢出效应。这表明国际四种主要品种粮食期货价格相互间存在显著的传导效应，产生这种引导关系的内在机理既有粮食生产中的种植替代效应，也有粮食消费中的替代效应，同时与预期效应及比价效应也是紧密相关联的。

探究国际主要品种粮食价格间的波动溢出效应及其影响机理，对于实现我国的粮食安全目标具有重要的指导意义。这是因为粮食问题是我国物价稳定的核心问题，所谓“一粮带百价”是我国的突出特点。在国际粮食价格剧烈波动的大环境下，中国的粮食价格也会受到干扰。虽然我国的稻谷、玉米、小麦基本上可以自给自足，但是大豆却必须依赖国际市场。国际粮食价格波动通过进口传导到国内，影响国内粮食价格，并在比价效应、种植替代、消费替代等作用下对其它品种粮价及物价总水平都产生影响。因此，要稳定粮价应该要提高提高政府价格干预政策的前瞻性、及时性和有效性，控制好粮食之间比价的稳定性，提前做好政策准备。首先，要引导农户有效种植，避免农户一味追着价格高的粮食品种种植，最终出现“谷贱伤农”，损害了农户的利益；其次，运用多种渠道如种粮直接补贴政策或最低收购价制度等从根本上保障种粮农民的基本收益；另外，要不断深入地积极地探索农业保险、农业救助等政策制度，从而减小恶劣气候等自然灾害对农民种粮收益的影响。

# 第6章 国际粮价对中国粮价的动态传导关系研究

粮食问题是关系到国民经济的快速增长和社会秩序稳定的全局性问题，也关系到国家安全和社会的可持续发展。2004年以来，中国的粮食产量实现十一年连增产，但即使是在这样利好的大背景下，中国的粮食进口量仍然在大幅增加。进口量增幅最大的是大豆，在2013年，大豆的进口量占国内大豆消费问题的87%，进口总量为6900万吨，创下历史最高记录。除了大豆，其它的谷物粮食小麦、玉米、大米等也都是净进口，2013年小麦、玉米和大米的进口量分别为700万吨、450万吨和350万吨，同比增长了136%、67%和107%。可以说，我国粮食的国际贸易已经由调剂品种和少量余缺向维持供需平衡悄然转变，国际粮食市场已经成为我国粮食供给和粮食安全的一个不可或缺部分。随着我国人口的增长和城市化进程的推进，我国的粮食对外依存度持续升高，国际国内粮食价格的联动性也有所增强。



国际国内

240

200

160

120

80

40

94 96 98 00 02 04 06 08 10 12 14

图6.1 国际与国内粮食价格指数走势图

资料来源：联合国粮农组织统计数据库（FAOSTAT），中国统计年鉴。

20世纪80年代以来，国际粮食价格波动频繁，2005年以来，国际粮食价格持续上涨，2008年国际金融危机爆发之后又大幅下跌，然而2010年之后粮食价格再拾升势，涨幅巨大，目前仍处于高位波动之中。从图6.1的国际与国

内粮食价格指数走势图看，国际粮食价格与中国粮食价格的上涨趋势相同，但国际粮食价格的波动幅度较大。我国作为一个人口大国、粮食消费大国以及世界上重要的粮食进口国，在经济全球化和国内粮食市场日益开放的背景下，国际市场粮食价格的剧烈波动对我国粮价的冲击已经开始显现，国际粮食价格的波动正成为影响我国粮食价格的重要因素。研究国际粮食价格的大幅变化对中国粮食价格的影响，对于我们认识粮食价格问题，保持经济持续发展和社会稳定都具有重要意义。

下面，本章将首先从进出口贸易、期货市场、市场信息三方面，定性分析国际粮食价格波动对中国粮食价格的传导机理；其次，运用长期和短期均衡模型、格兰杰因果关系检验、非对称误差修正模型、动态相关性检验等方法，从多角度出发，对国内外粮食价格之间的关系进行定量实证分析。最后，对国际与国内粮食价格动态传导关系作出总结。

## 6.1 国际粮价对中国粮价的传导机理

随着世界经济一体化进程的加快，中国粮食市场越来越受国际粮食市场的影响。自2006年以来，受恶劣气候、国际油价上涨、生物质能源发展、次贷危机等的影响，国际粮食价格剧烈波动，虽然我国粮食价格波动的幅度没有国际粮食价格大，但是受到的影响也不小。国际粮价呈现出的频繁周期波动会通过粮食进出口的贸易渠道、期货市场、市场信息传播等渠道对中国国内粮食的供给或需求，进而对粮食的价格产生影响。下面，从三个方面分析国际粮价对中国粮价传导机制。

### 6.1.1 进出口贸易传导机制

学者们对价格波动的国际传导路径持有不同的观点。有单路径论（赵革和黄建华（2005）[117]）、2路径论（周望军等（2008）[118]）、4路径论（刘胜会（2009）[119]）。由于进口的粮食主要是直接用于消费或者是用作再生产的原材料，因此国际粮食价格波动主要是以进口贸易渠道即单路径方式对国内粮食价格进行传导的。当进口的粮食直接用于消费时，这部分进口粮食其价格的波动就会直接对国内的粮食价格产生影响，也称为消费者价格传递路径；而如果进口的粮食是用于再生产的原材料，那么它价格的波动首先是影响国内的生产成本，同时也会影

响国内对进口粮食的需求，并最终间接影响到国内粮食的价格，这称为原材料价格传导路径。当价格波动的传导方向转为从国内向国际时，则变为国内粮食价格波动对国际的影响。因此，粮食价格波动的国际传导一般可以分为价格波动的空间传导以及进口/出口价格的变动传递到国内/国际市场两个阶段[120]。（如图6.2所示）

进口价格传递

零售商

原材料价格传递



国际粮食市场出口/进口国海关进口/出口国海关原材料进口商国内粮食市场



消费者价格传递

图 6.2 粮食价格波动的国际传导路径

进出口贸易，是国内市场与国际市场接轨的一个关键渠道。对于粮食市场，当国际上某种粮食的价格发生较大波动时，通过粮食的进出口渠道，促使国内粮食价格也发生变化[120]。图6.3为2000－2013年，这十三年来，中国主要粮食进口量的变化情况；而图6.4是2000－2013年中国主要粮食进口依存度变化情况，进口依存度是通过进口贸易额除以国内生产总值计算而来的。从图中的数据的变化可以看出，自2000年以来，中国主要粮食的进口情况为：在相对数上，即进口依存度还不算很高，但在绝对量上，即粮食进口总量是在逐渐增加的，且从长期发展趋势来看，增加是必不可少的。其中，在2003年，粮食总产量为

4306.5亿公斤比2002年减少264亿公斤，主要原因是我国的播种面积减少4.3%

加上那年的自然灾害比较严重，从而导致2004年粮食的进口量激增。自2000

年以来，大豆的进口量是一直上升的，且在2008年国际粮食价格急剧上升时，它的进口依存度高达48%。在两个比较特殊的年份：2008年和2011年，国际粮食价格高涨时，这两年里，中国的谷物进口量明显是下降的；而在2004-2005年、2009-2010年、以及2012年这些年份，国际粮价主要是处于回调阶段，这时中国主要粮食进口量是明显增加的。粮食进口量的增减会对国内粮食的供给量产生直接影响，包括影响国内粮食市场原有的供求平衡状态、改变国内粮食

市场原来的均衡价格等。随着中国与国际市场整合度的增强，国内粮食市场与国际粮食市场联系越来越紧密，对国际粮食的依存度也越来越高，那么这些影响力度也将不断加大。



图 6.3 2000-2013年我国主要粮食进口量变化情况

资料来源：中华人民共和国统计局，中国统计年鉴，2013.对外经济贸易。



图 6.4 2000-2013年我国主要粮食进口依存度变化情况

资料来源：根据中国统计年鉴数据计算得来。



图 6.5 2000-2013年我国主要粮食出口量变化情况

资料来源：中华人民共和国统计局，中国统计年鉴，2013.对外经济贸易。

另外，如图6.5所显示，从2000年到2007年，我国主要粮食的出口量在

不同年份差异还是比较大的，但是从2007年到2013年，粮食的出口量是持续走低，2012年谷物及谷物粉的出口量只有不到2000年的7%，而玉米的出口量更是少之又少。这说明我国粮食的自给自足能力开始逐渐降低，随机我国工业化、城市化进程的加快，居民的消费结构也在发生转变，国内对粮食的需求量不断上升，因此，国内粮食市场的过剩供给也逐渐减少，这最终会导致国内粮食市场的供求矛盾不断加深。而粮食的进口贸易是缓解国内粮食供不应求的最直接有效的渠道。因此，从长远来看，国内市场对国际市场的依赖程度会增加，而国际粮食价格的波动对中国粮食市场价格的传导也将会加深。

### 6.1.2 期货市场传导机制

随着期货市场发展的全球化和电子化，同种商品在全球不同期货市场上的价格走势越来越趋于一致化。而且期货市场间的相互影响也在进一步加大。从价格传导的角度看，国外发达的期货市场在价格波动性的传导上，居于主导地位，定价能力强的期货市场，其价格波动定会影响到其它较弱的期货市场[121]。期货市场有两大功能：价格发现和套期保值。价格发现就是对远期价格的一种预测，期货价格实际上反映了人们对未来市场善的预期，这个预期反过来会对

改变现货市场的结构特征，即对供给和需求产生影响。期货市场和现货市场之间存在着双向传导。而套期保值，它是建立在市场流动性及存在投机者的基础之上的，它在“现”与“期”之间、近期和远期之间建立一种对冲机制，是一种风险规避功能。因此，期货市场会影响大宗商品现货价格。

粮食期货市场是国际粮价影响我国粮价的另一个关键的传导途径。国际粮食市场最早产生于美国芝加哥，1848年由82位商人发起，成立了美国第一家中心交易所—芝加哥期货交易所。我国的粮食期货市场是最早于1990年成立的郑州粮食批发市场，1993年在此基础上成立了郑州商品交易所。目前，我国三家商品期货交易所中，大连商品交易所和郑州商品交易所是以农产品期货交易为主。我国粮食期货市场经过20多年的发展，规模也不断扩大，制度逐步健全，其功能和作用不断强化，在全球期货市场中的地位也得到了大幅提升。随着国内外期货市场的快速发展，更加突显了期货市场的桥梁作用，国内与国际粮食价格间的联系更加紧密，比如，当国际期货市场的粮食价格上涨，很快就会影响到国内期货市场，更有投机者从中投机取巧，从而迅速冲击国内的粮食价格。

2007年美国爆发次贷危机，此后，欧美国家多次下调利率，国际资本流动性增加，但是股市低迷，市场的投资回报率低，国际资本急需找到新的投资方向。由于与金属、能源等期货产品相比较，农产品期货产品的价格较为稳定、投资风险较低，因此成为国际资本投资的新方向[122]。可能在一定程度上，较多资本的投入有利于粮食期货市场的快速发展，但是，它也会产生一些负面效应，比如：随着粮食价格金融化属性的增强，那么粮食的部分定价权将会转移到金融机构手中。目前世界粮食交易量的80%，都掌握在ADM(Archer Daniels Midland)、邦吉(Bunge)、嘉吉(Cargill)和路易达孚(Louis Dreyfus)国际四大粮商的手中，这种垄断的现状以及投机行为的存在共同推高了国际粮价。而国际粮食价格的大幅上涨，也会通过国际期货市场传导到国内期货市场上来，国内的投机者在高额利润的驱使下，必然加剧投机行为，从而冲击着国内的粮食价格，这种情况主要体现在2010年末，在当时，国际粮价高涨，而国内粮食价格也难以独善其身，出现了突飞猛涨的局面。

### 6.1.3 市场信息传导机制

自从2011年中国加入WTO后，中国粮食市场的对外开放程度就逐步加大。而且，在这个信息高速传播的年代，更加突显市场信息传导的重要性。国际粮

食市场的各方面信息，包括世界粮食主产区的气候情况、农作物生长情况、世界粮食的供给需求预测、各国粮食进出口数量等等，这些信息都是全球关注的焦点，而且这些信息也会对中国国内粮食的供给需求产生影响，进而通过市场机制影响中国国内的粮食价格。在当前的信息时代，世界粮食价格的一些重大的、突发的信息能及时、有效、充分地传递到中国的粮食市场，在这些信息的影响下，国内粮食的供求关系就会受到影响，进而在市场机制下，影响到国内的粮食价格。可以说，较早以前的，相对传统的进出口贸易传播方式，它对国内粮食价格所产生的影响作用正在逐渐弱化，而信息的快速传播正成为国际国内价格传导的主要方式。早在2006年9、10月份时，国际粮食市场上的小麦和玉米价格均出现较大幅度的上涨，在同年11月份，国内的小麦价格即使在增产

情况下，仍然出现了大幅度的上涨。而在2008年，国际大豆价格急剧飙升，达到了历史最高水平，同年我国的豆油价格的涨幅也达到了历史最高水平。2011年的上半年，北半球的大部分国家都出现干旱气候，阿根廷是世界上主要的粮食出口国，也遭遇了旱灾，而澳大利亚却是遭遇洪灾，这些会对粮食产量产生影响的信息一传播开来，就使得国际粮价从同年的4月开始上涨。同时，中国

国内的粮食价格也受这些信息的影响，从2010年末到2011年，粮食价格是持续上涨。由此可见，随着现代电子、信息技术、互联网等的发展，市场信息的传播速度已经非常之快，且其影响程度也是逐步在加深，中国的粮食市场受国际粮食市场的影响正加大，国际国内两个市场的关联性也进一步增强。

## 6.2 国际粮价波动对中国粮价的动态传导实证研究

### 6.2.1 研究方法的选择

研究国际粮食价格波动对中国粮食价格的动态传导，本章主要采用的实证研究方法有：均衡关系检验（包括平稳性检验、长期短期均衡检验、非对称误差修正模型检验），Granger因果关系检验、相关性检验（分为静态相关性检验和动态条件相关性检验(DCC-MGARCH)）。本小节将对所使用的计量方法进行简要的介绍。

#### 6.2.1.1 均衡关系检验

大多数的宏观经济现象时间序列数据都是非平稳的，在采用这些数据进行

建模之前，都要先经过检验，判断它们是否平稳。如果不经判断，直接就用于建模，则很容易出现“伪回归”现象。为了避免出现这样的情况，通常会对时间序列数据作对数差分变换，经检验为平稳序列后再建模。检验序列的平稳性，最常用的用于检验序列平稳性的方法，称为单位根检验法，包括ADF检验、PP检验、NP检验等很多种。本章主要运用ADF检验法来检验序列是否平稳。这里不对ADF检验法作详细介绍。

除了做单位根检验，在实证分析中，也经常会利用Engle和Granger(1987)[123]提出的协整理论，来解决“伪回归”问题。他们的观点是，对于单个的时间序列来说，它可能是非平稳的，但是，把多个非平稳时间序列进行线性组合，却可能是平稳的，也就是这些非平稳的时间序列间是具有长期均衡关系的，它们之间存在协整关系。当只有两个变量时，一般用E-G两步法作协整检验；当变量多于两个时，则使用Johansen协整检验。在本章中只有国际与国内粮食价格指数序列，因此可使用E-G两步法：

第一步，建立两个序列的回归方程，并得到残差序列**ˆ*t* *yt* (**0 **1*xt*) ；

第二步，检验残差序列：**ˆ*t* ，是否平稳，若是平稳，则说明两个序列之间存在着协整关系；若是不平衡，则说明不存在协整关系。

Davidson、Hendry、Srba和Yeo（1978）提出误差修正模型（ECM），该模型的思想主要来源于误差修正机制。首先，通过协整关系可以判断序列之间是否存在长期稳定的关系。假定序列之间确实是存在长期稳定关系的，但是，在短期内，由于一些不确定因素，如季节变动、随机干扰的存在等，变量就有可能会偏离其均值，只是，这种偏离是暂时性的，从长期来看，随着时间的推移，变量还是会回到长期均衡状态。当出现短期内变量会偏离长期趋势的这种情况时，所需要的那种可以将变量拉回到长期均衡状态的调整机制，称为误差修正机制。以一阶自回归滞后模型为例，由动态模型推导出的误差修正模型表示为：

*Yt*＝**( *yt*1*k*1*k*2 *xt*1)**2*xt**t*

(6-1)

其中*ECM**yt*1*k*1*k*2 *xt*1

为非均衡误差项，反映的是短期内偏离均衡状

态的程度，而****11

为误差调整系数，反映了调整速度的大小。误差修正模

型同时利用变量的原始值和差分值一起建模，揭示变量之间长期与短期动态关系：从短期看，因变量的变动由两部分组成：一个是变量在短期内的波动，一个是长期的较为稳定的均衡趋势。而短期内波动幅度的大小，是由变量在短期内对均衡状态的偏离程度所决定的；而从长期看，起关键作用的是协整关系，是它将短期偏离状态拉回到长期均衡状态的。

而非对称误差修正模型的原理为：当*yt*正偏离或负偏离某值时，它对下一期*yt*1的影响是有差异的，具体方程表示为：

*Yt*＝(**0 +**1*t*1)( *yt*1*k*1*k*2 *xt*1)**2*xt**t*

(6-2)

其中*t*为虚拟变量，当*yt*正偏离即*ECM*1*t*0时，取*t*＝1，误差调整系数为**0 +**1；当*yt*负偏离即*ECM*1*t*0时，取*t*＝0，误差调整系数为**0。若这两个调整系数**0 +**1和**0不相等，就意味着误差修正存在非对称性。非对称误差修正模型可以区别短期正的与负的波动，从而详细分析它们的冲击效果。

#### 6.2.1.2 Granger因果关系检验

美国计量经济学家Clive W. J. Granger（1969）[124]提出了Granger因果关系概念，该检验已经被广泛应用于分析经济变量之间的因果关系。它的主要基本思想是，假设有两个变量：*X*和*Y*，如果变量*X*可以很好地解释变量*Y*的将来变化，那么可以认为变量*X*是变量*Y*的格兰杰原因。在进行格兰杰因果关系检验之前要先检验序列的平稳性，因为格兰杰因果关系检验只能用于检验平稳的序列。格兰杰因果关系检验的具体步骤是：

(1)以变量*Y*为被解释变量，对其滞后项*Yt*1、*Yt*2……*Yt**q*及其他变量作回归，在这一回归中，没有包含变量*X*，是一个有限制条件回归模型，通过对模型的参数估计，得到一个受约束的残差平方和*RSSR* 。

(2) 在模型(1) 的回归式中加入变量的 *X* 滞后项，即建立一个无限制条件回归模型，由此回归得到一个无约束的残差平方和 *RSSUR* 。

(3)提出零假设*H*0: **1**2*q*0，即假设变量*X*的滞后项不属于



此回归。

(4)以两个残差平方和为基础，构造F检验统计量，即：

*F*(*RSSR* *RSSUR*) / *q* ~

*RSSUR* / (*n**k*)

*F*(*q*, *n**k*)

其中，*n*为样本容量，*q*表示的是有限制条件回归方程中待估计参数的个数，即变量*X*滞后项的个数，而*k*是无限制条件回归中待估计参数的个数。

(5)给定的显著性水平**，若*F**F*，则拒绝零假设，即*X*滞后项属于此回归，表明*X*是*Y*的原因。

(6)同理，将变量*X*与*Y*相互替换，重复步骤（1）-（5），可检验*Y*是否是*X* 的

Granger原因。

#### 6.2.1.3 相关性研究

(1) 静态相关性研究。

卡尔.皮尔森(Karl Pearson)在1880年代提出相关系数，相关系数是一个用于度量两个随机变量之间静态的线性相关程度的指标，现已广泛地应用于科学的各个领域。

相关系数的具体计算公式表示为：*r* 

*n*

( *Xi**X* )(*Yi**Y* )

*i*1



*i*1

*n*

( *X*  *X* ) (*Y*  *Y* )

2



*n*

2

*i*

*i*

*i*1

，它是一个

相对数，其取值范围是1,1

，*r*0表示两个变量之间存在正的线性相关*r* 0

表示两个变量之间存在负的线性相关，*r*的大小则表示了变量之间相关程度的高低。通常*r*0.8时，认为两个变量有很强的线性相关性。

(2)动态相关性研究。

Engle（2002）提出的DCC-MGARCH模型，即动态条件相关多元广义自回归

条件异方差模型，可以通过考查变量之间的动态相关关系，从而体现市场间的联动性。通常地，估计DCC-MGARCH模型的步骤为两步：

第一步，分别对单个序列作单变量GARCH模型，体现单个市场其波动所表现出的时变特征等性质，同时可以得到标准化残差*i*，*t*，这里的标准化残差是

用残差*i*, *t*除以条件方差*hi*, *t*而得到的：*i*, *t**i*, *t* /；

*hi*,*t*

第二步，采用极大似然法来估计前面一步所得到的标准化残差序列，由此得到动态条件相关系数。动态条件相关系数可以体现两个市场的联动性。

### 6.2.2 变量选取与数据处理

本章选取1994年8月－2014年8月的国际粮食价格指数和中国居民粮食消费价格指数作为研究变量。国际粮食价格指数来源于联合国粮农组织统计数据库(FAOSTAT)，该指数是以2002-2004＝100的定基指数，记作IFP；而以中国居民粮食消费价格指数作为中国粮食价格指数，数据来源于中国统计年鉴，并将数据转化为2002=100的定基指数，记为CFP。国际与国内对粮食的定义有差异，国际的粮食特指谷物，不包括豆类和薯类，虽然我国的粮食概念比国际标准更为广泛，但在这里，国家统计局数据里关于粮食类居民消费价格指数的定义为：粮食指人们用作主食的各种成品粮及其加工品，包括大米、面粉、粗杂粮以及各种粗、细粮制品，不包括薯类、豆类及糕点食品。因此，国际粮食价格指数与中国粮食价格指数具有可比性，可以作进一步分析。

由于多数文献表示对数收益率序列具有较好的统计特性，故本节也采用对数收益率序列对国际国内粮食价格指数进行分析研究。为凸出研究对象的数字

特征，对数据做对数变换，最终将收益率序列定义为*RIF**RCF*ln（

*Pt pt*1

)100 ,

其中*RIF*, *RCF*分别代表国际、国内粮食价格指数的收益率序列。国际与国内粮食价格指数IFP、CFP的走势如图6.6所示，从图形可以看出，国际与国内粮食具有较为相似的价格走势。



国际国内

240

200

160

120

80

40

94 96 98 00 02 04 06 08 10 12 14

图 6.6 国际与国内粮食价格指数走势图

资料来源：联合国粮农组织统计数据库（FAOSTAT），中国统计年鉴。

国际、国内粮食价格指数的收益率序列图如图6.7、6.8所示。由图可以看出，*RIF*，*RCF*序列均围绕零均值上下波动，且没有明显的时间趋势；*RIF*, *RCF*在不同时期存在差异较大的波动率，而国际粮食价格收益率序列比国内的更具有明显的波动特征。综合来说，国际国内两个市场的粮食价格收益率序列的波动均具有突发性、时变性以及急促性等特征。

RIF

8

4

0

-4

-8

-12

-16

1996 1998 2000 2002 2004 2006 2008 2010 2012 2014

图 6.7 国际粮食价格指数收益率序列图

RCF

12

10

8

6

4

2

0

-2

-4

1996 1998 2000 2002 2004 2006 2008 2010 2012 2014

图 6.8 中国粮食价格指数收益率序列图

为了对比国际与国内粮食市场的粮食价格以及粮食价格的收益率，找出它们的共同点、差异点，首先对国际与国内粮食价格指数及它们的收益率序列都进行描述性统计分析。四个序列的统计性特征如表6.1所示。由表6.1可以得到以下结论：

在国际与国内粮食价格指数序列描述性统计特征中，中国粮食价格指数序列的平均值比国际粮食价格指数在，而方差比国际粮食价格指数序列小，即国际粮食价格指数的波动性更大。两个序列的偏度都大于零，说明国际国内粮食价格序列均呈现右偏分布，即价格偏高的特点。两个指数序列的峰度都小于3，属于扁平分布，而中国粮食价格指数的峰度是高于国际粮食价格指数序列的，说明中国粮食价格相对比较集中。从J-B统计量看，国际国内粮食价格指数序列都显著地不服从正态分布。两个序列的自相关性检验Q统计量也都显著地拒绝原假设，即显著地存在自相关。

表 6.1 国际国内粮食期货价格收益率序列统计特征

| 序列 | 均值 | 标准差 | 偏度 | 峰度 | JB 统计量 | Q(20) |
| --- | --- | --- | --- | --- | --- | --- |
| IFP | 141.225 | 46.702 | 0.647 | 1.946 | 27.888  (0.000) | 3704.5  (0.000) |
| CFP | 143.507 | 39.033 | 0.830 | 2.467 | 30.421  (0.000) | 3552.8  (0.000) |
| RIF | 0.245 | 2.543 | -0.518 | 6.431 | 128.498  (0.000) | 167.01  (0.000) |
| RCF | 0.334 | 1.341 | 2.438 | 17.064 | 2215.747  (0.000) | 128.11  (0.000) |

而对于国际与国内粮食价格指数收益率序列，中国的粮食价格指数收益率序列的均值稍大于国际的，而方差比国际粮食价格指数收益率序列小，即国际粮食价格指数收益率序列的波动性更大。国际粮食价格指数收益率序列的偏度小于零，属于左偏分布，而中国粮食价格指数收益率序列的偏度大于零，比较明显地呈右偏分布特点。两个收益率序列的峰度都显著大于3，属于尖峰分布，而中国粮食价格指数收益率序列的峰度是远远大于国际粮食的。从J-B统计量看，国际国内粮食价格指数收益率序列都显著地不服从正态分布。两个序列的自相关性检验Q统计量都显著地拒绝原假设，即显著地存在自相关。

### 6.2.3 国际与国内粮食价格的均衡关系检验

要检验两个市场之间是否具有长期均衡关系，一般地，可以通过检验两个序列间是否存在协整关系来判断。协整关系的检验步骤为：第一步，先检验变量的平稳性；第二步，对同阶单整的非平稳序列进行线性组合，并判断是否平稳。若判断得出两个市场之间存在协整关系，则可进一步建立两个市场之间的误差修正（ECM）模型。

#### 6.2.3.1 国际与国内粮食价格的平稳性检验

本节首先采用ADF检验方法对国际国内粮食价格指数及收益率序列进行单位根检验，判断它们的平稳性。由前面图6.5的国际国内粮食价格指数走势图可以发现国内外价格指数序列的均值都不为零，但是均值的变化趋势不明显，故采用的ADF检验形式含有常数项、不含时间趋势。检验结果如下表6.2所示。

表 6.2 国际和国内粮食价格指数及收益率序列的ADF单位根检验

| 变量 | 检验类型 | t 统计量 | P 值 |
| --- | --- | --- | --- |
| IFP CFP D(IFP)  D(CFP) RIF  RCF | （c,0,0）  （c,0,0）  （c,0,0）  （c,0,0）  （0,0,0）  （0,0,0） | -1.168  0.894  -8.223  -8.021  -6.476  -7.859 | 0.688  0.995  0.000\*\*\*  0.000\*\*\*  0.000\*\*\*  0.000\*\*\* |

注：\*\*\*表示在1%的水平上显著，接受原假设，即变量是平稳的。

表6.2的检验结果表明，国际与国内粮食价格指数序列在1%的显著性水平下都不显著，即都是非平稳序列，而它们的一阶差分序列在1%的显著性水平下都显著，即都是平稳序列。从而判断，国际国内粮食价格指数序列是一阶单整时间序列I（1），可以进行协整检验。而国际国内粮食价格指数收益率序列也都是平稳序列。

#### 6.2.3.2 国际与国内粮食价格的长期均衡模型

通过对国际国内粮食价格指数和收益序列的平稳性检验可知，国际国内粮食价格指数序列IFP和CFP均为I（1）即一阶单整过程，而它们的收益序列RIF和RCF序列均为零阶单整序列。因此可以对国际国内粮食价格指数序列之间的长期均衡关系作检验，这时采用的检验方法是Engel-Granger两步法。

第一步，国际国内粮食价格指数序列IFP和CFP均为一阶单整序列，对它们作协整回归，回归方程如下所示：

国际粮食价格指数的最小二乘估计：

*IFP*17.2891.105\**CFP* *R*2 0.855

T (-3.957) (37.573) DW= 0.058

国内粮食价格指数的最小二乘估计：

*CFP*34.1330.773\* *IFP* *R*2 0.855

T (11.153) (37.573) DW= 0.052

其中（）内是估计系数的t统计量值。由估计结果可知：两个方程的回归系数都十分显著，*R*2值都为0.855，说明协整回归较好地拟合了国际与国内粮食价格指数序列的线性关系。但是，在模型的估计结果中，DW值都十分接近于零，这说明模型可能存在自相关问题。因此，可以考虑在模型中增加被解释变量的滞后项，看是否能消除随机扰动项的序列相关问题。因此，在上面的两个协整模型中，分别加入被解释变量的滞后一期和滞后二期两项，然后对新的模型进行估计，回归结果如表6.3所示。

表 6.3 国际与国内粮食市场协整回归的参数估计

|  | 变量 | 系数估计值 | t 统计量 | p 值 | 其它 |
| --- | --- | --- | --- | --- | --- |
|  | C | -0.177 | -0.195 | 0.846 |  |
| 国际市场 | CFP | 0.033 | 2.065 | 0.040 | R2  0.994  DW=2.183 |
| IFP(-1) | 1.545 | 28.489 | 0.000 |
|  | IFP(-2) | -0.577 | -10.437 | 0.000 |  |
|  | C | 0.148 | 0.429 | 0.669 |  |
| 国内市场 | IFP | 0.014 | 2.824 | 0.005 | R2  0.999  DW=1.919 |
| CFP(-1) | 1.525 | 27.763 | 0.000 |
|  | CFP(-2) | -0.538 | -9.955 | 0.000 |  |

由表6.3回归模型重新估计的结果可知：在给定**0.05的显著性水平下，回归系数的p值都比给定的显著性水平小，因此拒绝原假设，说明回归模型的估计系数都是显著的。而*R*2的值都十分接近于1，说明协整回归很好地拟合了国际与国内粮食价格指数序列之间的线性关系。从两个模型的估计结果中还可以看到，DW值十分接近2，这表明滞后项的加入能够较好地解决原回归模型中误差项存在自相关的问题。

两个估计的回归模型它们的残差分别可以表示为：

**ˆ1*T**IFP*0.1770.033\**CFP*1.545\*IFP(1)0.577\* *IFP*(2)

**ˆ2*T**CFP*0.1480.014\* *IFP*1.525\*CFP(1)0.538\*CFP(2)

第二步，通过计算得到残差序列**ˆ，并检验这两个模型的残差序列是否平稳。国际与国内粮食价格指数序列回归方程的残差图如图6.9、6.10所示。

EI

15

10

5

0

-5

-10

-15

-20

1994 1996 1998 2000 2002 2004 2006 2008 2010 2012 2014

图6.9 国际市场回归残差图

EC

12

10

8

6

4

2

0

-2

-4

1994 1996 1998 2000 2002 2004 2006 2008 2010 2012 2014

图6.10 国内市场回归残差图

参照国际国内市场的回归残图，在对两个残差序列进行ADF单位根检验时，在检验时应设定不包含常数项以及时间趋势项。两个序列的单位根检验结果如表6.4所示。

表 6.4 国际与国内粮食价格指数回归的残差序列的单位根检验

| 变量 | 检验类型 | ADF 检验值 | p 值 | 结论 |
| --- | --- | --- | --- | --- |
| ˆ1t | （0,0,0） | -16.903 | 0.000 | 平稳 |
| ˆ2t | （0,0,0） | -12.220 | 0.000 | 平稳 |

通过ADF检验结果可得：国际国内两个市场的残差序列的ADF检验值对应的p值都小于显著性水平**0.01，因此拒绝原假设，表明两个残差序列都是平稳的序列，因此判断国际国内两个市场的粮食价格指数序列IFP、CFP之间具有长期的均衡稳定关系。而且国内粮食价格对国际粮食价格的长期弹性

（0.033）大于国际粮食价格对国内粮食价格的长期弹性（0.014）。由此进一步建立国际与国内粮食市场间的误差修正模型。

#### 6.2.3.3 国际与国内粮食价格的短期均衡模型

由国际和国内粮食价格指数序列的协整检验结果可知，国际国内两个粮食市场之间存在长期均衡的稳定关系，因此，可以建立两个市场间的误差修正模型。误差修正模型的作用在于：一方面，可以反映时间序列间的长期均衡关系；另一方面，可以反映出当短期的波动偏离了长期均衡时，其修正的原理。从长期看，协整关系式起到的是引力线的作用，可以将非均衡状态逐步拉到均衡状态。从短期看，被解释变量的变动是由较稳定的长期趋势和短期波动所共同作用的结果，在短期，波动幅度的大小取决于系统对均衡状态的偏离程度。根据两个市场间的均衡关系方程，确定误差修正项ECM为：

*ECM*1*t***ˆ1*t**IFP*0.1770.033\**CFP*1.545\*IFP(1)0.577\* *IFP*(2) *ECM*2*t***ˆ2*t**CFP*0.1480.014\* *IFP*1.525\*CFP(1)0.538\*CFP(2)

相对应的误差修正模型为：

*D*(*IFP*)**1**2 \* *D*(*CFP*)**3 \* *D*(*IFP*)(1)**4 \* *D*(*IFP*)(2)**5 \* *ECM*1*t*1 *D*(*CFP*)**1**2 \* *D*(*IFP*)**3 \* *D*(CFP)(1)**4 \* *D*(*CFP*)(2)**5 \* *ECM*2*t*1

其中D(IFP)、D(CFP)分别表示IFP、CFP序列的一阶差分，误差修正模型

方程的估计结果如表6.5所示。

表 6.5 国际与国内粮食市场误差修正模型的参数估计

|  | 变量 | 系数估计值 | t 统计量 | p 值 | 其它 |
| --- | --- | --- | --- | --- | --- |
|  | C | -0.272 | -1.069 | 0.286 |  |
|  | D(CFP) | 0.244 | 1.735 | 0.084\* | F 统计量(p)  30.618  （0.000）  DW=1.997 |
| D(IFP) | DIFP(-1) | 1.782 | 4.126 | 0.000\*\*\* |
|  | DIFP(-2) | -0.606 | -2.459 | 0.014\*\* |
|  | ECM1(-1) | -1.342 | -3.061 | 0.002\*\*\* |  |
|  | C | -0.003 | -0.025 | 0.976 |  |
|  | D(IFP) | 0.042 | 2.046 | 0.041\*\* | F 统计量(p)  33.479  （0.000）  DW=1.971 |
| D(CFP) | DCFP(-1) | 1.477 | 4.482 | 0.000\*\*\* |
|  | DCFP(-2) | -0.562 | -2.845 | 0.004\*\*\* |
|  | ECM2(-1) | -0.922 | -2.744 | 0.006\*\*\* |  |

注：\*\*\*、\*\*、\*分别表示在1%、5%、10%的水平上显著。

误差修正模型是分析短期内，市场间价格波动传导关系的一种简单而又有效的工具，在这里，它将国际国内两个粮食市场的短期动态和长期均衡结合起来分析。首先，从前面的长期均衡分析，可以确定国际和国内粮食价格之间具有稳定的长期均衡关系；但是，在短期内，国际与国内粮食价格的波动存在着差异，它们并非也不可能完全同步。因此，有必要对国际国内粮食价格间的动态非均衡过程作进一步的分析。

表6.5的误差修正模型的估计结果表明：①在国际和国内粮食市场的估计模型中，解释变量的系数在1%的显著性水平下拒绝原假设，说明模型设定是有意义的。②两个模型的估计结果中，DW统计量都是接近2的，因此可以判断

两个模型的残差项之间，都不存在自相关性。③误差修正项*ECM*1*t* 和*ECM*2*t* 的

系数分别为-1.314、-0.922，都为负数，说明两个模型的设定都符合反向修正机制理论。具体地表现为，当短期波动偏离长期均衡状态时，系统将会分别以-1.314和-0.922 的调整力度将它们从非均衡状态拉回到长期均衡状态。④两个误差修

正项*ECM*1*t* 和*ECM*2*t*的t统计量分别为-3.077、-2.744 ，t统计量绝对值均大于

2，表示在5%的显著性水平下显著），因此表明国际与国内粮食市场都同时受到

国际粮食价格与国内粮食价格的长期均衡关系的显著影响。

#### 6.2.3.4 国际与国内粮食价格的非对称误差修正模型

非对称误差修正模型可以对短期正的与负的波动进行区分对待，详细分析出它们的冲击效果。即非对称误差修正模型认为，短期正的与负的波动对下一期变动的影响是不一样的，根据这样的思想，引入虚拟变量，建立非对称误差修正模型。记*t*为虚拟变量，当*ECM*1*t*0（或*ECM*2*t* 0）时，*t*＝1；当*ECM*1*t* 0（或*ECM*1*t* 0）时，*t* 0。则建立非对称误差修正模型为：

*D*(*IFP*)**1**2 \* *D*(*CFP*)**3 \* *D*(*IFP*)(1)**4 \* *D*(*IFP*)(2)(**5**6*t* ) \* *ECM*1*t*1 *D*(*CFP*)**1**2 \* *D*(*IFP*)**3 \* *D*(CFP)(1)**4 \* *D*(*CFP*)(2)(**5**6*t*) \* *ECM*2*t*1

非对称误差修正模型方程的估计结果如表6.6所示。由表6.6的非对称误差

修正模型的估计结果可知，对于国际粮食市场模型，在建立非对称误差修正模型后，其模型的解释能力并没有提高（F统计量由30.618，变为24.637），误差修正非对称的特征不显著（误差修正非对称项*t* \* *ECM*1*t*1的系数估计量的t 值

为0.901，p值为0.368），因此国际粮食市场的非对称误差修正模型没有意义。而国内粮食市场的模型的解释能力有所提高，而且误差修正非对称的特征较显

著（误差修正非对称项*t* \* *ECM*2*t*1的系数估计量的t值为3.277，p值为0.001），非对称误差修正模型的其它解释变量的系数也都是显著异于零的，这说明国内粮食市场非对称误差修正模型的设定是有意义的。而且，当国际粮食价格正向偏离长期均衡水平时，误差修正项的系数为-0.412（即-0.958+0.546=-0.412），误

差修正项将以-0.412的力度反向影响下一期国内粮食价格的变动，此时的调整力度小于前面一般误差修正模型中的误差修正力度-0.922；而当国际粮食价格负偏离时，非均衡误差将以-0.958的力度反向影响下一期国内粮食价格的变动。这说明，当国际粮食价格上涨时，它对国内粮食价格的影响较大，要将国内粮食价格调整到均衡水平的速度也较慢，即调节力度较小。而当国际粮食价格下

降时，要将国内粮食价格调整到均衡水平的速度较快，这可能与我国实行的粮食价格保护政策有一定的关系。

表 6.6 国际与国内粮食市场非对称误差修正模型的参数估计

|  | 变量 | 系数估计值 | t 统计量 | p 值 | 其它 |
| --- | --- | --- | --- | --- | --- |
|  | C | -0.261 | -1.025 | 0.306 |  |
|  | D(CFP) | 0.245 | 1.742 | 0.082 |  |
|  | DIFP(-1) | 1.813 | 4.183 | 0.000 | F 统计量(p) 24.637  （0.000）  DW=1.994 |
| D(IFP) | DIFP(-2) | -0.623 | -2.522 | 0.012 |
|  | ECM1t 1 | -1.419 | -3.176 | 0.002 |
|  |  t \* ECM1t 1 | 0.121 | 0.901 | 0.368 |  |
|  | C | 0.025 | 0.209 | 0.834 |  |
|  | D(IFP) | 0.037 | 1.835 | 0.067 |  |
|  | DCFP(-1) | 1.411 | 4.360 | 0.000 | F 统计量(p) 30.051  （0.000）  DW=1.975 |
| D(CFP) | DCFP(-2) | -0.558 | -2.886 | 0.004 |
|  | ECM2t 1 | -0.958 | -2.909 | 0.004 |
|  |  t \* ECM2t 1 | 0.546 | 3.277 | 0.001 |  |

### 6.2.4 国际与国内粮食价格的因果关系检验

虽然我国的粮食生产基本上能自给自足，但是，中国每年的粮食消耗量以及粮食进口量，在世界都是占有较大的比重的。国际与国内两个粮食市场间必然存在着很大程度的关联，而粮食价格的传导方向到底如何，很难直接作出判断，这里可以借助Granger(1960年)提出，Sims（1972）年推广的格兰杰因果检验法，对国际国内粮食价格指数的时间序列数据作行因果关系检验。因果关系检验是对平稳序列进行因果判定的一种检验。由前面的平稳性检验结果可知，国

际与国内粮食价格指数序列均为一阶平稳序列，而国际与国内粮食价格指数收益率序列均为零阶单整的平稳序列，故使用Granger因果关系理论对国际国内粮食价格指数的一阶差分序列（DIFP、DCFP）及收益率（RIF、RCF）序列进行检验。

表 6.7 国际与国内粮食价格的Granger因果关系检验

|  | 零假设 | F 统计量 | P 值 | 结论 |
| --- | --- | --- | --- | --- |
| 一阶差分序列 | DIFP 不是 DCFP 的格兰杰原因 | 3.172 | 0.043 | 拒绝 |
| DCFP 不是 DIFP 的格兰杰原因 | 0.202 | 0.817 | 接受 |
| 收益率序列 | RIF 不是 RCF 的格兰杰原因 | 3.621 | 0.028 | 拒绝 |
| RCF 不是 RIF 的格兰杰原因 | 0.162 | 0.851 | 接受 |

由表6.7的Granger因果关系检验结果可知，在滞后期为2的情况下，不拒绝“DCFP不是DIFP的格兰杰原因”的原假设，但拒绝“DIFP不是DCFP的格兰杰原因”的原假设，不拒绝“RCF不是RIF的格兰杰原因”的原假设，但拒绝“RIF不是RCF的格兰杰原因”的原假设。因此，不管是国际国内粮食价格指数的一阶差分序列或收益率序列的Granger因果关系检验，均认为存在国际粮食价格对国内粮食价格的单向格兰杰原因。这样的检验结果，与我国现阶段的粮食进出口状况，以及我国粮食在国际粮食市场上的竞争力现状是相符的。综合说明，国际粮食价格波动对国内粮食价格具有显著的传导效应。

### 6.2.5 国际与国内粮食价格的相关性研究

为了研究国际与国内粮食市场价格指数之间的相关性是否随着时间的变化而发生变化，对国际与国内粮食价格指数及收益率序列作散点图，分析两个市场价格的分布情况。图6.11为国际与国内粮食价格指数散点图，图6.12为国际与国内粮食价格收益率序列图。



240

220

200

180

160

IFP

140

120

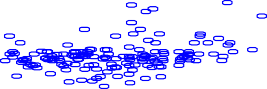
100

80

80 100 120 140 160 180 200 220 240

CFP

图6.11 国际与国内粮食价格指数散点图



12

10

8

6

4

RCF

2

0

-2

-4

-16 -12 -8 -4 0 4 8

RIF

图6.12 国际与国内粮食价格收益率散点图

由散点图中散点的分布情况可知，国际与国内粮食价格指数数据在大多数时间里都是呈现出比较明显的正相关关系的特征，但是，在不同时段，它们的相关程度并不是都一样，而是有区别的。因此，在研究国际国内粮食价格的相关性时，应该将时间因素考虑在内，即考虑它们之间的动态相关性。因此，本节将应用前面所介绍的DCC-MGARCH模型，研究国际与国内粮食价格指数的时变性特征。

#### 6.2.5.1 国际与国内粮食价格的静态相关性研究

首先，用相关系数，来衡量国际与国内粮食市场之间静态相关性。



图6.13 国际与国内粮食价格指数的交叉相关图



图6.14 国际与国内粮食价格收益率的交叉相关图

从上图6.13、6.14可以看出，国际与国内粮食价格指数的静态相关系数大小为0.9248，属于高度正相关关系，而国际与国内粮食价格指数收益率序列的相关系数为0.19，也属于正相关，但相关程度较弱。国际国内粮食价格指数样本点数据的在散点图上表现有大致相同的走向，国际与国内市场的粮食价格波动性十分相似。国际国内粮食价格间波动的相似性为建立模型提供了重要的依据。而交叉相关系数，是用于表示两个变量的同步性和滞后性相关程度的指标。国际与国内粮食价格指数的同期相关系数、交叉相关系数的相关系数值都很高，因此可以认为国际与国内粮食价格波动基本一致，它们之间存在非常显著的相关关系。而收益率序列的交叉相关系数随着滞后阶数的增加而有所减小。

#### 6.2.5.2 国际与国内粮食价格的动态相关性研究

本节运用DCC-MGARCH模型对国际与国内粮食指数序列间的动态相关性进行研究。从表6.1中，收益率序列是否存在自相关性的检验结果可知，国际与国内粮食价格收益率序列均存在自相关。因此，为了尽可能地消除序列相关性，在建立单变量的GARCH模型时，均值方程大都采用ARMA模型的方程结构。在综合考虑去除ARCH效应自相关现象，以及在最小AIC、SC准则的基础上，分别对国际国内粮食价格指数序列建立GARCH（1,1）模型，从而分别刻画国际国内粮食市场的波动性风险。理论模型为：

*Yt* *c*0*c*1 *yt*1*t*

**2**** 2

*t t* 1

2

 **

*t*1

，其中**

*N*(0,**2 )

**称为新息系数，它表示市场对信息的反应程度，**值越大，表明该市场对新信息的反应就越快；而**称为衰减系数，它表示条件协方差的衰减速度，**值越大，表示条件协方差的衰减速度越慢；而****值体现的是序列波动的持久性，它所衡量的是现在的波动趋势在未来时间内消失的速度，如果****的值接近于1，则消失的速度就越慢，即现在的波动性趋势具有持续性。

*t t*

表 6.8 国际国内粮食价格收益率序列GARCH(1,1)模型估计结果

| RIF | | | RCF | | |
| --- | --- | --- | --- | --- | --- |
|  | 参数估计 | z 值 |  | 参数估计 | z 值 |
| ARCH(1) | 0.2086\*\*\* | 3.4547 | ARCH(1) | 0.1636\* | 1.7893 |
| GARCH(1) | 0.7399\*\*\* | 10.9909 | GARCH(1) | 0.4289\*\* | 2.1567 |
|    | 0.9485 |  |    0.5925 | | |

注：\*\*\*、\*\*、\*分别表示在1%、5%、10%的水平下显著。

估计结果如表6.8所示，可以看出在方差方程中，ARCH项和GARCH项的参数的估计量都是显著的，且两项的系数之和都小于1，国际粮食市场两项系数之和比较接近于1，结果都符合约束条件，表明国际国内粮食价格收益率序列的波动都具有显著的持续性。同时对各收益率序列GARCH（1,1）模型的残

差序列及平方序列进行Liung-Box统计量检验，检验结果如表6.9所示。从表中数据可以看出，在5%的显著性水平下，两个残差序列，都不存在序列相关性和ARCH效应，由此可以表明，模型对均值方程和方差方程的设定正确。

表 6.9 GARCH(1,1)模型残差序列及平方序列相关性检验

| 序列 | Q(10) | ARCH 效应 |
| --- | --- | --- |
| RIF | 3.668  （0.961） | 6.776  （0.746） |
| RCF | 6.871  （0.738） | 2.513  （0.991） |

注：（）内为概率值。

下面利用DCC-GARCH模型对国际国内粮食价格收益率的动态相关性进行研究。这里使用的是Oxmetrics软件实现对模型参数的估计。



图6.15 国际与国内粮食市场间动态条件相关系数

从图6.15可以看出，国际与国内粮食市场间的相关性是呈动态变化的，动态相关系数的均值为0.2015，标准差为0.0346，表明长期来看国际国内粮食市场的相关性保持在一定水平，且波动幅度不大。但是在某些时刻，甚至出现了负相关关系。结合实际，可以发现，国际与国内粮食市场在大多数时候都表现为正相关关系，虽然相关系数值不是特别高，但是价格变动具有同向性以及持

续性。而在1998年，虽然中国的粮食产量大丰收，但是国家还是出台了粮食价格政策，具体内容为：1998年定购粮的收购价格在总体水平上保持基本不变，而具体的定购价，可以由各省、自治区、直辖市的人民政府，参考上一年的价格水平来确定。而在1998年国际粮食价格是下降，因此造成国际国内粮食市场

呈负相关关系。而2004年，国际石油价格突升，且连创新高，导致国内外粮食价格都上涨，国内外粮食市场的正相关程度也达最高值。

表 6.10 DCC-GARCH模型的参数估计结果

| 参数 | 估计值 | T 统计量（p 值） |
| --- | --- | --- |
|  | 0.1084 | 4.815(0.0000) |
|  | 0.4619 | 6.693(0.0000) |

由表6.10的DCC-GARCH模型参数估计结果可以看出：两个参数估计量都是显著异于零的，**0.1084，体现了随机扰动项，即滞后一期的标准化残差对动态相关系数的影响；而**0.4619，则反映了动态相关系数持续性的特征，**值越大，则上期的动态相关系数就越与当期的相近。综合起来可以大致地认为，当期动态相关系数大约有1/2以上是来自前期动态相关系数，而将近有1/10是上一期的随机波动所带来的影响；综上所述，国际国内粮食市场之间存在较高的联动性。

## 6.3 本章小结

本章通过运用长期均衡模型、短期均衡模型、非对称误差修正模型、Granger因果关系检验、静态和动态相关性研究等计量方法对国际国内粮食价格指数之间的关系进行实证研究，通过实证结果最终得到以下几点结论：

(1)在1994年8月－2014年8月这个样本期内，国际与国际粮食价格指数间存在长期的均衡关系，且在短期的动态关系上，国际与国内粮食价格除了受到自身市场价格长期均衡的影响外，还受到来自相互间价格的短期影响（即国际粮食价格受国内粮食价格的短期影响，国内粮食价格受国际粮食价格的短期影响）。而在非对称误差修正模型上，国际粮食价格波动对国内粮食价格的影响具有明显的非对称性。

(2) Granger因果关系检验结果表明，存在国际粮食价格对国内粮食价格的

单向的格兰杰因果关系，这表明前一期的国际粮食价格会对当期的国内粮食价格产生引导作用。这进一步显示出中国粮食价格的对外依存度不断上升，粮食的进口需求量在不断加大，我国仍旧缺乏在粮食市场的价格形成中应该具有的有利地位和话语权。中国不仅是粮食的生产大国也是粮食的消费大国，中国用世界7%的土地养活了世界20%的人口，但同时中国的粮食进口量也在逐渐加大，特别是大豆的对外依存度已经达到很高的水平。国内涉及粮食的企业、种殖粮食的农民，在受到粮食进口量增加以及国际粮食价格频繁波动的冲击下，在不同程度上，遭受着粮食价格变化带来的损失。对于我国目前面言，充分发挥粮食市场的主动性与国际影响性，提高我国粮食市场在世界的影响力，逐步掌握粮食的定价权，这对于提高农民的种粮积极性，稳定国内涉粮企业的发展具有重要的意义。

(3)相关性检验结果表明，国际粮食市场与国内粮食市场之间不仅具有静态的相关关系，还具有显著的动态相关关系。静态上，国际与国内粮食价格之间的线性相关系数显著；在动态上，国际粮食价格的波动较中国粮食价格更具持久性，而中国粮食市场对新信息的反应速度较快。国际与国内粮食市场价格的动态相关系数显著，表明随着时间的推进国内外粮食市场间的动态传导关系也在相应发生变化。随着我国经济的快速发展、经济结构的不断优化、政府部门对粮食市场的重视程度加大，国际与国内粮食市场间的相互影响会越来越深。

# 第7章 稳定中国粮食价格的政策建议

2006年以来，国际粮食价格剧烈波动，且高位震荡已经成为国际粮食价格的一种“新常态”。随着世界经济的一体化及快速发展，国际粮食价格剧烈波动的影响因素逐渐呈多元化和复杂化，但本文的实证结果表明，供给和需求仍然是影响国际粮食价格波动的长期的主要的基本因素，能源、金融、货币等冲击都是在短期内对国际粮食价格波动起关键性作用。国际不同品种粮食价格之间还存在着引导与被引导关系，粮食之间的替代效应，粮食价格之间的比价效应等都会对粮食价格波动产生影响。随着中国国际化进程的加快，中国粮食市场与国际粮食市场的整合程度也不断加深，国际粮食价格波动会通过不同途径影响到国内粮食价格。由于粮食价格可谓是百价之基，国内粮食价格的剧烈波动，必将对居民的生活造成严重影响，导致国内经济形势的不稳定。因此，必须要从全局出发，做好粮食工作，以应对国际粮食价格剧烈波动对国内粮食的影响。实现国内粮食的供需平衡，以保证国内粮食安全、保护和提高农民的收益，确保我国经济的平稳快速发展。

本章结合前面章节的实证分析，对稳定中国粮食价格提出政策建议如下：

## 7.1 提高粮食Th产能力，保障国内供需平衡

在第四章的国际粮食价格波动影响因素成因分解中，实证分析的结果表明供给冲击是影响粮食价格的最主要因素，粮食生产又是粮食供给的基础，因此，要保证中国粮食的供需平衡，保障中国粮食安全，首先必须要高度重视生产。

### 7.1.1 加强农业基础设施建设

中国作为一个农业有着悠久历史的农业大国，其农业基础设施在世界上还处于相对落后水平。很多地方，特别是南方，粮食的种植方式还停留在七八十年代的水平，完全依靠人力的投入，生产效率十分低下。另外，有的基础设施老化没有维修，而新设施的建设又缓慢，这些使得粮食的生产受条件限制，特别是遇到洪涝或干旱等极端气候时，粮食的生产更是受到影响。因此，加强农业生产的基础设施建设是当务之急[125]。具体的有：如加强基础水利设施建设，

以形成比较系统的高效的农田灌溉体系；对中低产田进行改造，将中低产田改造成旱涝保收、高产稳产、节水增效的高标准农田；调查并整合我国目前零散的农作物土地，统一规划，可以建立规模化的农场，从而提高土地的使用效率等。通过加强农业基础设施建设，以逐步提高我国粮食的生产能力。

### 7.1.2 加大农业科技投入

科学技术是第一生产力，要依靠科技进步来提高粮食产量。而增加农业研发的投入、支持良种良法的研发、病虫害防控技术的突破，这些都是粮食产量跨上新台阶的重要基础。还应该不断完善科技推广体制。目前在中国，良种是以经营方式推广，因为有利可图推广起来相对就比较容易。而良法是以服务方式推广，无利可图就比较困难，要实现良种与良法配套，还应加大财政对农业技术推广服务的投入，还可以充分发挥科研机构、高校、粮食相关企业的重要作用，发展多元化的农业科学技术服务体系。另外，在中国目前留守在农村从事农业生产活动的大都是老年人，他们大多没有足够的能力承担使用新的粮食品种、新的农业技术所需要投入的资本以及风险。因此，这就需要国家加强农村的建设，完善农村的各项保障制度，吸引更多外出打工的农民回归农田进行农业生产，同时加强农民队伍的建设，通过给予一定示范补贴、风险补贴等政策来推动他们的积极性。

### 7.1.3 改善粮食品种结构

第五章的实证研究结果表明，不同品种的粮食价格之间是存在波动溢出效应的。要保障国家的粮食安全，除了要保障粮食供给的总量外，还应该考虑粮食的品种结构问题。在中国，粮食至少包括稻谷、小麦、玉米和大豆这四种品种，它们相互之间在消费用途、市场目标等方面存在着区别，但相互之间在一定程度上又具有替代效应。即使粮食总量足够，也不能保证每一品种粮食的需求都能得到满足，如果不同品种的粮食有的充足有的紧缺，同样也会引起粮食价格的波动。虽然目前中国粮食在连续十一年增产后，短期内粮食总量供求相对平衡，但是，粮食品种的结构问题却不容忽视，应针对不同粮食品种采取不同的政策措施，以保障国家粮食安全。

第一，稻米和小麦是最为重要的口粮，因此它们的供给情况特别受关注。稻谷的消费量最大，且有85%以上是用于口粮，而不到15%的稻谷用作饲料或

工业原料。而小麦是第二大口粮消费品种，有80%的用于口粮消费。在中国，有60%的人口是以大米为主食的并且这一比重还在不断地提高。而大米的国际市场空间较小，我们很难借助国际市场来实现国内大米供求平衡。因此，为了跟上不断增长的需求，稳定稻谷市场，必须要稳步扩大大米的供给。具体措施包括：稳定水稻的耕种面积、保护种粮农民的积极性以提高复种指数、提高稻谷的单产水平。而对于小麦来说，近几年我国小麦单产水平有所提高，生产连年丰收，供需状况基本上还是平衡有余的。但与农业发达国家相比，单产水平还是有一定差距，且品质结构方面的矛盾较为突出，普通小麦供给过剩、优质麦供给不足。所以，在确保小麦供应总量的同时，要努力推进小麦品质的提升。

第二，采取综合措施稳定玉米供求平衡。玉米作为“饲料”之王，在饲料工业中占有重要地位，在我国有75%的玉米用作饮料，玉米的供应在相当程度上控制着我国饮料工业和养殖业的命脉。而近年来，随着生物质能源的发展，生产乙醇的玉米消耗量将威胁到我国饲料玉米的稳定供应。在各粮食品种中，玉米的供求缺口最大，但是从国家粮食安全战略出发，首先要确保口粮供应，因此也只能是小幅扩大玉米的播种面积。因此依靠科技才是实现玉米增产的根本出路。一方面，可以通过育种和施肥手段以及先进的栽培技术，优化玉米的品质结构，引导玉米品种向专业化方向发展，从而提高玉米生产率；另一方面改善农田生产条件，为农作物营造良好的生产环境。但长期来看，由于玉米的加工需求弹性很大，如不控制，有可能无限制地发展。且随着人民生活水平的提高，消费结构的转变，完全领先玉米、豆粕作饮料是不够的，未来必须开辟新的饮料来源，寻求玉米饮料的替代品，减轻饮料消耗对玉米等粮食的依赖。第三，另谋途径扩大大豆供给。作为中国主要的油料作物以及重要的植物

蛋白来源－大豆，其90%是用于工业上以及牲蓄饲料的。由于食用油压榨的需要及养殖业对豆粕等副产品的需求，国内大豆的消费快速增长。中国大豆对外依存度已超过80%。由于在我国大豆的种植效益低，农民普遍不愿意种植，若要增加大豆的种植面积，必然会出现与其它粮食作物争地的现象。因此，必须要开辟新的大豆种植基地，如在新疆建设大豆基地具有一定的可行性。但这需要政府大力支持，加大扶持力度，对新疆大豆种植实行各种补贴，以提高农民的种豆积极性。另外，还要强化科技支撑，促进大豆产业化经营。通过各种有效途径努力提高国内的大豆供给。

### 7.1.4 完善粮食扶持政策

自从2005年十六届五中全会提出“三农问题”后，党和国家就高度重视，且投入力度也在加大。2006年取消了农业税，2004年开始提出了一些粮食扶持政策，包括补贴政策、粮食最低收购价政策以及对粮食主产区的利益补偿机制等。从2004年到2013年，十年间，农业补贴金额从145亿元增加到2000亿元。这对于稳定中国农民的生产积极性起到了一定的作用，但是这一体系现在存在这样的问题，即补贴的金额总量已达极限但农民受益却有限。

要解决这样的矛盾，首先，要切实抓好种粮各项补贴工作。各级农业部门除做好种植面积核查工作外，还应通过多方面宣传让种粮的农民了解国家的各项种粮补贴政策。同时要定期或不定期核实各地种粮补贴的面积以及对资金的拨付情况进行督导检查。其次，加大和优化粮食补贴。从总量上增加粮食补贴，以不低于财政收入的增幅增加；在优化补贴结构方面，包括对粮食补贴种类的增加以及对补贴对象的细分，同时对于不同的粮食生产阶段、生产地区，有针对性地区分补贴的种类和金额，在发放方式上，可以通过提前补贴的发放时间来提高农民的种粮积极性，并且有利于较早地稳定粮食播种面积。第三，逐步完善各类扶持政策，可以联合使用粮食补贴政策与粮食保护价收购政策。当粮食的供给大于需求时，国家就采取粮食的保护价收购政策，同时适当地减少补贴；而当粮食的需求大于供给时，则是加大粮食补贴的力度，提高农民生产粮食的积极性，从而增加粮食的产量。第四，近年来，粮食生产成本的不断上涨，政策应该加大对农业购买农业生产资料的补贴，减轻农业的负担。基于农业污染问题每况愈下，将污染治理纳入农业补贴的政策体系当中也是值得考虑的。

## 7.2 适度调整粮食进出口贸易政策

第六章国际粮价对中国粮价的动态传导关系研究，其实证结果充分表明，中国的粮食市场与国际粮食市场具有高度整合关系。粮食的进出口贸易是国际粮食价格波动影响我国粮食价格一个重要渠道，因此粮食的进出口贸易也是解决中国国内粮食供需问题的最佳途径。因此，可以通过粮食的进出口，充分利用国际这样一个庞大的粮食市场，有效地调节中国国内的粮食供求关系，从而更好地保障国内粮食安全。在粮食进出口贸易政策方面，提出以下几点建议：第一，确定中国以进口为主的粮食进出口贸易政策目标。众所周知，中国

是世界上人口最多的国家，耕地面积却仅占世界7%左右，虽然近几年来，中国的粮食产量连增，但从长远来看，中国国内的粮食供应很难保证自给自足；而在国际市场上，中国的粮食不具有优势，中国的粮食出口贸易在国家的贸易总额中所占比重也很小。因此，在粮食方面，未来中国应以粮食进口为主，而粮食出口创汇为辅。

第二，构建用于保障国家粮食安全的进出口贸易预警系统。在具体的构建方法上，可以参考历年来中国粮食进口量在世界粮食进口量中所占的比重，以这一比重在具体某些年份上的平均值作为未来粮食进口量的基准，然后根据具体情况作一定的调整，最后根据调整后的粮食进口量数据，来进口相应品种的粮食；当有某些粮食品种的进口量比重相对较低时，则有可能是未能充分有效地利用到国际粮食市场；反之，则意味着这些品种的粮食可能存在过度依赖国际粮食市场的风险。

第三，根据国内粮食的产量状况来决定粮食的进出口，根据实际情况，不断地调整粮食的进出口贸易机制，从而充分地发挥国际粮食市场调剂国内粮食余缺的作用；同时，以国家的名义在国际粮食市场上大量进口粮食，很容易引起国际粮食市场的过度反应和引发国际游资对粮食的炒作，因此在未来应该尽量避免，取而代之的是少量而多批次、以企业为主的粮食进口。

第四，在粮食进口的来源国方面，中国目前主要存在的问题是过度地依赖极少数的粮食出口国家，在未来应该尽量争取与较多的粮食出口国家合作，在进口粮食时采取分散分批的采购模式。另外，当进口条件相同时，中国应当尽可能地选择那些同样是WTO成员国的国家，这样可以充分地利用WTO协议里一些有利的相关贸易条件，保障中国粮食进口的来源以及质量。

第五，寻找可替代的粮食，以缓解中国进口粮食的压力，尽量减小过度依赖国际市场的风险。在当前及今后较长的一段时间内，大豆和玉米将仍旧是中国进口粮食的主要品种，它们在国内主要用途是作为饲料粮。因此，寻求饲料粮的替代品种，是避免大豆和玉米的需求，严重依赖进口的最直接有效措施。第六，增强中国在国际粮食市场上的话语权。随着中国的日益强大，在国

际市场上的贸易地位也日益重要，中国可以行使自己的权利和义务，在国际上发起组织，积极促进国际粮食规则约束机制等的构建，从而在根本上消除像极端气候、突发事件等不利因素所导致的国际粮食市场剧烈波动，以保障国际粮食市场长期稳定发展，也更有效地保障世界粮食的安全。

第七，利用国际粮食市场价格有利时机，建立国内进口粮食储备。国际粮食市场价格有利时机，主要是指国际粮食市场价格或者是中国主要进口品种粮食的价格处于较低水平时（一般是与相邻几年的平均价格数据相比较），基于低成本补充国内粮食储备的原则来进口粮食。

## 7.3 完善粮食流通体系和储备体系

粮食流通体系的建立，一方面，有利于保护粮食生产者的积极性，促进粮食生产，另一方面，可以更好地维护经营者和消费者的合法权益，从而保障国家粮食安全。而粮食储备体系的完善和建立则有利于稳定我国粮食供给，保障粮食安全。

### 7.3.1 完善粮食流通体系

中国的粮食市场完全开放已经有十年时间了，但是仍然无法实现粮食的完全自由流通，生产区和销售区之间还存在很多障碍，区域性矛盾也越来越突出。对于主产区来说，当然希望粮食能够卖个好价钱，以保证粮农的收益；而对于主销区来说，则是希望在粮价居高不下的情况下，能够拥有足够多的优质粮食。“深化产销合作，充分发挥主产区的粮食资源优势和主销区的市场资源优势，促进产销平衡，成为不可阻挡的趋势。”

国家要有计划有组织的调拨粮食，还应更多地通过市场化手段实现主产区与主销区的对接，在产销之间建立起平等协作、互惠互利的合作关系，促进粮食的产销平衡。如主产区要考虑如何把农业做大做强，同时也必须积极走进销区推销自己的优质农产品。而相对应地，主销区也应当主动进入到主产区，可以通过在主产区就地建造存储粮食的仓库或设施并成立粮源基地，这可以从根本上缓解粮食主产区粮食连增产造成的存储压力。这样通过深化产销合作，充分发挥产销区各自的优势，把产销区之间的单纯供需关系逐步发展成为供应链管理的合作模式，这种合作可能在某种程度上可以推动区域粮食的平衡，为耕者谋福利，为食者造福，但是它并不能从根本上解决粮食的供求平衡。充分发挥市场机制，实施目标价格政策来逐步实现粮食均衡才是解决问题的根本途径。

### 7.3.2 完善储备粮体系

在粮食的生产和消费之间，有一个重要的环节是不可忽视的，那就是粮食

的储备。粮食储备就像一个蓄水池，在粮食产量丰收的年份，可以存储较多的粮食，而在粮食歉收的年份，就可以运用储备粮来减缓市场供不应求的压力，保障粮食的供需平衡，起到稳定市场粮食价格的作用，进而实现国家关于粮食安全的目标。所谓储备粮体系，就是指国家采用一系列政策措施，主要有法律上、制度上、法规上、相关的组织机构、相关人员的管理等，对所储备的粮食进行管理的系统。

国家应该进一步采取有效措施，扶持各级储粮企业，逐步建立比较完善的粮食储备体系，由国家统一对全国的储备粮体系，进行监督和管理。首先，每年都应该要认真仔细地检查全国粮食的库存情况；对于粮食库存的日常工作，可以通过突击检查、随机检查等形式进行监督管理，从而确保上报数据的准确性、可靠性。并根据粮食库存数据做出相对应的政策指导。其次，国家也应该完善储备粮的作用，包括储备粮的品种、托市收购、成品粮的市场化储备等，从而能够逐步发挥出国家储备粮的“蓄水池”作用。最后，除了鼓励中央和地方政府加强粮食储备外，还可以引导更加多元化的主体，如农户、粮食的龙头企业或者是农村农民合作社等来参与粮食的储备。与此同时，在大方向上，由国有粮食企业来保障国家的粮食安全，而在激活粮食储备市场的活力上，则是要由民营粮企引领，对于粮食经营企业，会规定其要保持必要的粮食库存量，在落实完这一规定后，应鼓励民营企业增加粮食的商业周转储备。

## 7.4 本章小结

国际粮价波动对国内粮价的影响程度不断加大。由于粮价是百价之基，国内粮价剧烈波动，必将影响居民的消费水平，从而导致国内经济形势的不稳定。因此有必要通过建立行之有效的稳定粮食价格的管理体系来减缓国际粮价波动给国内粮价波动带来的深刻影响，同时达到稳定我国经济发展、人民生活的最终目的。因此，本章主要讨论如何稳定中国的粮食价格。在建立稳定的粮食价格管理体系方面应该力主国内粮食供应充足，避免受到国际粮食市场剧烈波动的冲击；其次，适度调整粮食进出口贸易政策；另外还要加强粮食流通能力建设，稳定居民生活水平以及逐步完善储备粮体系等方面，分析了我国目前的现况，以及今后如何有效完善方面提出相应的政策建议。

# 第8章 结论

本章首先通过概括总结全篇论文的一些主要研究结论，对论文的总体内容进行回顾，然后在此基础上，展望未来可以进一步研究的方向。

## 8.1 研究总结

本论文在总结前人关于国际粮食价格时间变化波动特征、国际粮食价格波动影响因素、国际粮食价格波动的市场间传递效应以及应对粮食价格波动的政策研究这些的基础之上，研究国际粮食价格波动特征及对中国的传导效应。本论文首先运用结构时间序列分解法研究国际粮食价格波动的时间序列特征，对国际粮价波动的季节性、周期性、趋势性、不规则性特征进行系统深入的分析，得出了国际粮价波动的主要特征，紧接着探究了国际粮价周期波动的影响因素，以及国际主要粮食品种之间价格传导特征；紧接着，分析国际粮食价格波动对中国粮食价格的动态传导；最后，提出应对国际粮食价格波动，如何稳定中国粮食价格的一些相关政策建议。在第3章到第6章主要内容上，本论文主要采用定性分析加定量分析的研究方法，先从理论上详细阐述国际粮食价格的时间序列波动特征、国际粮食价格波动的各种影响因素、国际主要粮食品种之间的替代关系比价关系等以及国际粮食价格对中国粮食价格的传导机制，然后再用时间序列、计量经济模型等，从数据上模型上进一步检验国际粮食价格波动的特征及其对中国粮食价格的动态传导关系。文论文的主要结论主要有以下几点：

(1)根据Koopman等提出的结构趋势方法运用STAMP模块对1992(11) -2013（12）的月度国际粮食价格指数波动历程进行分析，预测了2013-2015的国际粮食价格。同时也将石油价格及美元实际有效汇率两个外生变量引入模型当中，实证结果表明这两个变量对国际粮食价格有显著影响；除此之外，实证结果表明国际粮食价格波动具有明显的季节性以及最长1.5年的周期性；模型运行结果还能找出导致国际粮食价格剧烈波动的结构断点和异常点，其中结构断点可以更好地刻画国际粮食价格波动长期趋势特征，而异常点解释了瞬时效应，即粮食价格的短暂峰值。最后，预测粮食价格将继续高企与振荡。

(2)选取国际粮食库存量、国际粮食进出口总量、美元指数、国际石油价

格和国际粮食价格，建立结构向量自回归（SVAR）模型，将国际粮食价格波动的成因进行分解为供给冲击、需求冲击、美元冲击、能源冲击和惯性冲击，运用脉冲响应函数和方差分解的方法分析这些冲击对国际粮食价格变动的影响方向、作用大小、作用时滞等。而实证结果显示，供给冲击和需求冲击等基本面因素仍然是影响国际粮食价格波动的主要因素，而各种外部冲击如美元冲击、能源价格冲击因素只是在一定时期对国际粮食价格波动起到助涨或助跌的作用，长期的影响相对较小。脉冲响应函数和方差分解函数的结果显示，在当期给一个单位的供给冲击、需求冲击、美元冲击、能源冲击、惯性冲击，它们对国际粮价的冲击结果是不同的，结果发现供给冲击和美元冲击对国际粮食价格长期内有稳定持续的负向冲击，需求冲击、能源冲击和惯性冲击长期内对国际粮食价格有稳定持续的正向冲击方差分解结果显示，供给冲击和需求冲击在国际粮食价格的变动中起到的解释力度较大，美元冲击和惯性冲击在国际粮食价格的变动中起到的解释力度相对较小，能源冲击在国际粮食价格的变动中起到的解释力度最弱。

(3)采用BEKK-MGARCH（1,1）模型对国际四种主要粮食期货价格收益率序列之间的波动溢出效应进行实证研究，结果表明，国际四种主要粮食期货价格收益率序列均存在ARCH效应和GARCH效应，即都具有时变方差的特征，且波动都具有集聚性和较高的持续性；另外，存在国际大豆与国际玉米市场的双向波动溢出效应；国际小麦市场与大米市场的双向波动溢出效应；国际玉米市场对小麦市场的单向波动溢出效应；国际玉米市场对大米市场、大豆市场对大米市场的单向波动溢出效应。这表明国际四种主要品种粮食期货价格相互间存在显著的传导效应，产生这种引导关系的内在机理既有粮食生产中的种植替代效应，也有粮食消费中的替代效应，同时与预期效应及比价效应也是紧密相关联的。探究国际主要品种粮食价格间的波动溢出效应及其影响机理，对于实现我国的粮食安全目标具有重要的指导意义。

(4)在1994年8月－2014年8月这个样本期内，国际与国际粮食价格指数间存在长期的均衡关系，且在短期的动态关系上，国际与国内粮食价格除了受到自身市场价格长期均衡的影响外，还受到来自相互间价格的短期影响（即国际粮食价格受国内粮食价格的短期影响，国内粮食价格受国际粮食价格的短期影响）。而在非对称误差修正模型上，国际粮食价格波动对国内粮食价格的影响具有明显的非对称性。这些说明了我国粮食市场对外开放程度的增加，以及在

国际上的地位、影响力，都有了较大幅度的提高。Granger因果关系检验结果表明，存在国际粮食价格对国内粮食价格的单向的格兰杰因果关系，这表明前一期的国际粮食价格会对当期的国内粮食价格产生引导作用。中国的粮食价格随着国际粮食价格走势而波动，这进一步显示出中国粮食价格的对外依存度不断上升，粮食的进口需求量在不断加大，我国仍旧缺乏在粮食市场的价格形成中应该具有的有利地位和话语权。基于DCC-MGARCH模型的动态相关性检验结果表明，国际粮食市场与国内粮食市场之间不仅具有静态的相关关系，还具有显著的动态相关关系。静态上，国际与国内粮食价格之间的线性相关系数显著；而在动态上，国际粮食价格的波动较中国粮食价格更具持久性，而中国粮食市场对新信息的反应速度较快。国际与国内粮食市场价格的动态相关系数显著，表明随着时间的推进国内外粮食市场间的动态传导关系也在相应发生变化。随着我国经济的快速发展、经济结构的不断优化、政府部门对粮食市场的重视程度加大，国际与国内粮食市场间的相互影响会越来越深。

(5)面对国际粮食价格剧烈波动，提出稳定中国粮食价格的政策建议。主要是在建立稳定的粮食价格管理体系方面应该力主国内粮食供应充足，避免受到国际粮食市场剧烈波动的冲击；其次，要适度调整粮食进出口贸易政策，另外要加强粮食流通能力建设，稳定居民生活水平，以及逐步完善储备粮体系。

## 8.2 未来进一步研究方向

国际粮食价格波动的研究对我国粮食安全、社会稳定、促进经济发展等具有重要的理论意义和现实意义，在今后，可以从以下几个方向进一步对粮食价格波动作深入的研究：

(1)本文仅研究国际粮食价格波动的时间序列特征，可以同时分析国际、国内粮食价格各自波动特征，包括波动基本特征、波动的周期、持续性、转折点等，以考察和把握国际粮食价格以及中国粮食价格在不同时期的变动特征和演化趋势，提高粮食价格变化预测（尤其是转折点）的准确性。在对未来国际粮食的预测中，本文使用的是结构时间序列分解法中的预测，可以与其它预测方法相比较，使用预测效果较好的方法来预测国际粮食价格，从而为政策制定都提供更为精准的数据，以便做出准确的判断。

(2)在对国际粮价波动成因分解中，可以引入更多的冲击变量，或者尝试

加入一些控制变量来进行完善。把握近年来粮食危机背后的成因，无疑是制定有效政策措施以及防范危机对本国市场冲击的根本。而各种因素对粮食价格的影响是不同的，有些是短期的有些是长期的，可以进一步对它们进行研究。

(3)本文只是分析国际粮食价格波动对中国粮食价格的动态传导，可以进一步研究国际粮食价格波动对中国整体经济的影响，釆用GTAP模型或者CGE模型，将国际粮食价格与中国经济多个方面的指标如CPI、GDP等结合起来分析，从而得出国际粮食价格对中国经济影响的方面、程度等。

(4)可以利用动态一般均衡模型（DSGE）研究国际粮食价格上涨对农业生产者的福利的影响，为制定有效的扶持政策提供建议。

参考文献

[1] Eduardo Borensztein, Mohsin S. Khan, Carmen M. Reinhart&Peter Wickham. The Behavior of Non-Oil Commodity Prices. International Monetary Fund Staff Papers, 1994(08): 9~15

[2] Sekhar CSC. Volatility of agricultural prices-an analysis of major international and domestic markets. Research on international economic relations, Working Paper, 2003, No. 103

[3] Martin Sommer. Chapter 5: The Boom in Nonfuel Commodity Prices: Can It LastWorldEconomicOutlook, 2006(09): 4~24

[4] Gilbert C L. Trends and volatility in agricultural commodity prices. In Agricultural commodity markets and trade (eds A. Sards & D. Hallam), Cheltenham, UK: Edward Elgar, 2006

[5] 朱民, 马欣. 新世纪的全球资源商品市场-价格飙升、波动、周期和趋势. 国际经济评论, 2006(06): 5~13

[6] 孟凡新, 董彭滔, 林小兰. 粮食市场价格波动规律、原因及对策分析. 价格理论与实践, 2008(09): 36~37

[7] 徐雪高, 勒兴初, 沈杰. 我国农产品价格波动的历史回顾及启示. 中国物价, 2008(05): 22~26

[8] 傅晓, 牛俊宝. 国际农产品价格波动的特点、规律与趋势. 中国农村经济, 2009(05): 36~45

[9] 高帆, 龚芳. 国际粮食价格的波动趋势及内在机理: 1961—2010 年. 经济科学, 2011(05): 5~17

[10] 徐海亮, 赵文武, 安艺明. 1961-2009年国际主要粮食价格时间变化特征分析. 世界地理研究, 2012(03): 58~69

[11] 金三林, 张江雪. 国际主要农产品价格波动特点及影响因素—基于成分分解的方法. 经济研究参考, 2012(27): 25~32

[12] Lu F. Three Grain Surpluses-Evolution of China's Grain Price and Marketing Policies (1978-1999). China's Agricultural Trade and Policy, 1999: 251~268

[13] Piesse J, C Thirtle. Three Bubbles and a Panic: an Explanatory Review of Recent Food Commodity Price Events. Food Policy, 2009(34): 119~129

[14] Timmer P. Reflection of Food Crisis Past. Food Policy, 2010(35): 1~11

[15] Nelson G, Rosegrant M W, Koo J, Robertson R, Sulser T, Zhu T, Ringler C, Msangi S, Palazzo A, Batka M, Magalhaes M, Valmonte-Santos R, Ewing M, and Lee D. Climate change: Impact on agriculture and costs of adaptation. IFPRI Food Policy Report. Washington, DC: International Food Policy Research Institute. 2009

[16] Gilbert C L. How to understand high food prices. Journal of Agricultural Economics, 2010(61): 398~425

[17] Abbott P, Hurt C, Tyner E. What's driving food prices in 2011OakBrook, IL, USA:

Farm Foundation, NFP. 2011

[18] Mitchell D. A Note on Rising Food Prices. The World Bank, Washington DC. Policy Research Working Paper, 2008: No. 4682

[19] Lipsky J. Commodity Prices and Global Inflation. New York: Council on Foreign Relations. 2008

[20] Collins K. The Role of Biofuels and Other Factors in Increasing Farm and Food Prices: A Review of Recent Development with a Focus on Feed Grain Markets and Market Prospects. Report commissioned by Kraft Food Global, June 19, 2008

[21] Rosegrant M W. Biofuels and Grain Prices: Impacts and Policy Response. Testimony for the U. S. Senate Committee on Homeland Security and Governmental A\_airs, 2008

[22] Lagi M, Bar-Yam Y, Bertrand K Z, Bar-Yam Y. The food crisis: A quantitative model of food prices including speculation and ethanol conversion. Cambridge, MA: New England Complex Systems Institute. 2011

[23] Doornbosch R, Steenblik R. Biofuels: Is the Cure Worse Than the DiseaseOECDRoundTableonSustainableDevelopment. Paris, 2007

[24] FAO. The State of Food Insecurity in the World: High food prices and food security-threats and opportunities. 2008

[25] John Baffes, Tassos Haniotis. Placing the 2006/2008 Commodity Price Boom into Perspective. World Bank Policy Research Working Paper. 2010: No. 5371

[26] 仇焕广, 杨军, 黄季焜. 生物燃料乙醇发展及其对近期粮食价格上涨的影响分析. 农业经济问题, 2009(01): 80~85

[27] 张亮亮, 张晖明. 国际油价、生物燃料与世界粮食价格上涨－危机对中国经济增长模式的启示. 江淮论坛, 2009(03): 13~20

[28] 黄季焜, 杨军, 仇焕广, 徐志刚. 本轮粮食价格的大起大落－主要原因及未来走势. 管理世界, 2009(01): 72~78

[29] 公茂刚, 王学真. 国际粮食价格与能源价格的关联性—基于VECM和DCC-MGARCH模型的实证分析. 统计与信息论坛, 2014(11): 37~44

[30] Rayner A J, Reed G V. British Potato Stabilisation Policy in A European Context. Journal of Agricultural Economics. 1988(39): 43~60

[31] Nalil Sung, Michael Gort. Mergers, Capital Gains, And Productivity: Evidence From U. S. Telecommunications Mergers. 2006

[32] Katsushi S Imai, Raghav Gaiha, Ganesh Bahadur Thapa. Foodgrain Stocks, Prices and Speculation. SSRN Working Paper Series. 2008

[33] Marco Lagi, Karla Z. Bertrand, Yaneer Bar-Yam. The Food Crises and Political Instability in North Africa and the Middle East. SSRN Working Paper Series. 2011

[34] Gunther Capelle-Blancard, Dramane Coulibaly. Index Trading and Agricultural Commodity Prices: Gunther Capelle-Blancard and Dramane Coulibaly. CEPII, Working Paper, 2011: No. 28

[35] Ansgar Belke, Ingo Bordon, Ulrich Volz. Effects of Global Liquidity on Commodity and Food Prices. DIW Berlin, German Institute for Economic Research. 2012

[36] 黄汉权. 国际粮荒对中国经济的影响. 经济观察, 2008(06): 26~28

[37] Anderson K R. Tyers. Disarray in World Food Markets. New York: Cambridge University Press. 1992

[38] Quiroz J, R Soto. International Price Signals in Agricultural Prices: Do Governments Care? Washington, DC: GERENS and ILADES/Georgetown University. 1995

[39] Dawe, David. Have Recent Increases in International Cereal Prices Been Transmitted to Domestic EconomiesTheExperienceinSevenLargeAsianCountries. ESAWorkingPaper, 2008: No. 08-03

[40] Stephens E C, Mabaya E. Spatial Price Adjustment with and Without Trade. SSRN Working Paper Series, 2008

[41] Kym Anderson. The Political Economy of Agricultural Price Distortions. Cambridge and New York: Cambridge University Press. 2010

[42] Ferrucci G, R Jiménez-Rodriguez, L Onorante. Food Price Pass-Through in the Euro-Area: The Role of Asymmetries and Non-Linerarities. Working Paper Series 1168. Frankfurt: European Central Bank. 2010

[43] Elena Ianchovichina, Josef Ludger Loening, Christina A Wood. How Vulnerable are Arab Countries to Global Food Price ShocksWorldBankPolicyResearchWorkingPaper, 2012: No. 6018

[44] Atanu Ghoshray. Underlying Trends and International Price Transmission of Agricultural Commodities. Asian Development Bank Economics Working Paper Series, 2011: No. 257

[45] Francesca de Nicola, Pierangelo De Pace, Manuel A Hernandez. Co-Movement of Major Commodity Price Returns. IFPRI Discussion Paper, 2014

[46] 丁守海. 国际粮价对中国粮价变动的影响分析. 经济科学, 2009(02): 60~71

[47] 顾国达, 方晨靓. 中国农产品价格波动特征分析—基于国际市场因素影响下的局面转移模型. 中国农村经济, 2010(06): 67~76

[48] 潘苏, 熊启泉. 国际粮价对国内粮价传递效应研究—以大米小麦和玉米为例. 国际贸易问题, 2011(10): 3~13

[49] 皱方正, 黎智, 李迪. 国际粮价波动对我国CPI影响的实证分析—以玉米、大豆为例. 数学实践与认识, 2012(09): 41~46

[50] 马述忠, 王军. 我国粮食进口贸易是否存在“大国效应”—基于大豆进口市场势力的分析. 农业经济问题, 2012(09): 24~31

[51] 王新华. 我国粮食进出口、国内粮价与国际粮价的互动关系研究. 统计与决策, 2013(14): 118~121

[52] Gardner B. The Farm-Retail Price Spread in a Competitive Food Industry. American Journal of Agricultural Economics, 1975(03): 399~409

[53] Gardner B. Fuel Ethanol Subsidies and Farm Price Support. Journal of Agricultural & Food Industrial Organization, 2007(02)

[54] De Gorter H, Just D R. The welfare Economics of a Biofuel Tax Credit and the Interaction Effects with Price Contingent Farm Subsidies. American Journal of Agricultural Economics, 2009(02): 477~488

[55] Ahmed S. Global Food Price Inflation: Implications for South Asia, Policy Reactions and Future Challenges, The World Bank Policy Research Working Paper, 2008: No. 4796

[56] Demeke M, Pangrazio G, Maetz M. Country Responses to the Food Security Crisis: Nature and Preliminary Implications of the Policies Pursued. FAO, 2009

[57] Paul A Dorosh. Price stabilization, international trade and national cereal stocks: World price shocks and policy response in South. Asia Grain Security, 2009(01)

[58] FAO. Policies for the Effective Management of Food Price Swings in Africa. Agricultural Policy Support Service, FAO, 2010

[59] Jean-Jacques Detbier, Alexandra Effenberger. Agriculture and Development: A Brief Review of the Lierature. The World Bank Policy Research Working Paper, 2011: No. 555

[60] 聂振邦. 大力发展粮食产业, 夯实新农村建设基础. 中国城市经济, 2007(02): 15~20

[61] 吴连翠, 蔡红辉. 粮食补贴政策对农户种植决策行为影响的实证分析—基于安徽省17个地市421户农调查数据. 经济与管理, 2010(07): 33~38

[62] 张国庆. 我国粮食补贴的绩效评估与政策改进. 农村经济, 2012(09): 13~17

[63] 孙超, 孟军. 中国粮食价格的影响因素分析与预测比较. 农业经济, 2011(01): 29~31

[64] 徐振伟. 世界粮食危机与中国粮食安全. 东北亚论坛, 2012(03): 55~60

[65] 朱险峰. 国际市场粮价演变与国内粮价关系分析. 农业展望, 2007(09): 3~7

[66] 刘喜明. 国际粮食价格波动对中国经济的影响: [硕士学位论文]. 浙江: 浙江大学经济学院, 2009

[67] 张冬平, 郭震, 刘培培. 十年粮价谁掌控. 贵州财经学院学报, 2012(01): 47~55

[68] 张冬平, 郭震, 刘培培. 2000-2010年国内外粮食价格波动: 影响因素及启示. 经济问题探索, 2012(03): 163~169

[69] Harvey A C. Forecasting Structural Time SeriesModels and the Kalmen Filter. Cambridge University Press, 1989

[70] 陈飞, 高铁梅. 结构时间序列模型在经济预测方面的应用研究. 数量经济技术经济研究, 2005(02): 95~103

[71] 王群勇. 中国季度GDP的季节调整: 结构时间序列方法. 统计研究, 2011(05): 78~83

[72] Koopman S J, A C Harvey, J A Doornik, N Shephard. STAMP 8.2: Structural Time Series Analyser, Modeller and Predictor. Timberlake Consultants: London, 2009

[73] Koopman S J. Disturbance smoother for state space models. Biometrika, 1992(80): 117~126

[74] Koopman S J, N Shephard, J A Doornik. Statistical algorithms for models in state space form using SsfPack 2.2. Econometrics Journal, 1999(02): 113~116

[75] Anthony N Rezitis, Maria Sassi. Commodity Food Prices: Review and Empiris. Economics Research International, 2013

[76] Abbott P C, Hurt C, Tyner W E. What's Driving Food PricesFarmFoundation, IssueReport, 2008

[77] Trostle R. Global agricultural supply and demand: Factors contributing to the recent increase in food commodity prices. USDA Economic Research Service Report, 2008: No. WRS-0801

[78] Von Braun J. The world food situation: New driving forces and required actions. International Food Policy Research Institute Food Policy Report, 2007: No. 18

[79] Von Braun J. Food summit: Some progress but more needs to be done. IFPRI Press Release, 2008a

[80] Von Braun J, et al. High food prices: The what, who, and how of proposed policy actions. IFPRI Policy Brief, 2008

[81] Von Braun J, T Maximo. Physical and virtual global food reserves to protect the poor and prevent market failure. International Food Policy Research Institute Policy Brief, 2008: No. 004

[82] World Agricultural Outlook Board. World agricultural supply and demand estimates. 2008: No. WASDE-460

[83] World Bank. G8 Hokkaido-Toyako summit: Double jeopardy: Responding to high food and fuel prices. 2008

[84] Irwin S H. Is speculation by long-only index funds harmful to commodity markets? Testimony before U. S. House Agriculture Committee, 2008

[85] Irwin S H, P Garcia, D L Good, E L Kunda. Recent delivery performance of CBOT corn, soybean, and wheat futures contracts. Choices: The magazine of food, farm, and resource issues. 2008 (02): 16~21

[86] OECD Policy Report. Rising food prices: Causes and consequences. 2008

[87] Anis K. Sugar, wheat, rice worth $2.9 billion ruined by Pakistan floods. Bloomberg, 2010

[88] Gustafson R L. Carry-over levels for grain: A method for determining amounts that are optimal under specified conditions. Washington, DC: U. S. Department of Agriculture. 1958, Technical Bulletin No. 1178

[89] Wright B. International grain reserves and other instruments to address volatility in grain markets. World Bank, Washington, DC. Policy Research Working Paper 2009: No. 5028

[90] 郭晓慧. 我国粮食价格波动及调控研究: [博士学位论文]. 四川: 西南财经大学, 2010

[91] 姜楠, 韩一军, 李雪. 世界粮食产业发展及主产国政策借鉴. 农业展望, 2013(10): 45~50

[92] Renewable Fuels Association. [http: //www. ethanolrfa. org/pages/statistics#A.](http://www.ethanolrfa.org/pages/statistics#A)

[93] FAO. Agricultural Statistics. FAOSTAT, 2011

[94] Headey D. Rethinking the global food crisis: The role of trade shocks. Food Policy, 2011b, 36 (2): 136~146

[95] Von Braun J, Torero M. Physical and virtual global food reserves to protect the poor and prevent market failure. Washington, DC. International Food Policy Research Institute, 2008

[96] T Yu, Tokgoz S, Wailes E, EChavez. A quantitative analysis of trade policy responses to higher agricultural commodity prices. Food Policy 2011, 36 (5): 545~561

[97] Gilbert C L. Food reserves in developing countries: Trade policy options for improved food security. Issue Paper, 2011: No. 37

[98] 约翰. 伊特韦尔, 默里. 米尔盖特, 彼得.纽曼. 新帕尔格雷夫经济学大辞典. 经济科出版社, 1987(09)

[99] Gustafson R L. Carry-over levels for grain: A method for determining amounts that are o ptimal under specified conditions. Washington, DC: U. S. Department of Agriculture, Technical Bulletin 1958, No. 1178

[100] Williams J C, Wright B D. Storage and commodity markets. Cambridge: Cambridge University Press, 1991

[101] 蔡松锋. 2011年国际粮食价格走势分析及2012年展望. 农业展望, 2012(03): 33~36

[102] Scott Irwin. Index Funds and Commodity Prices Here We Go Again. A guest contribution to Econbrowser, 2009

[103] 陆慧. 我国粮食价格波动的影响因素研究. 湖北农业科学, 2011(06): 1081~1084

[104] 魏同乐. 美元、石油和黄金的价格协整关系及其组合套期保值策略研究: [硕士学位论文]. 福建: 华侨大学, 2009

[105] 赵昕东. 基于SVAR模型的中国核心通货膨胀的估计与应用. 统计研究, 2008(07): 45~51

[106] 吴海霞, 王静. 我国粮食市场价格波动溢出效应研究. 农业技术经济, 2012(10): 14~21

[107] Natcher W, Weaver R D. The Transmission of Price Volatility in the Beef Markets: A Multivariate Approach. Paper presented at the Annual Meeting of American Agricultural Economic Association, Nashville, Tennessee, 1999

[108] Buguk C, HudsonD, Hanson T. Price Volatility Spillover in Agricultural Markets: an Examination of U. S. Catfish Markets. Journal of Agricultural and Resource Economics, 2003( 28): 86~99

[109] Barrera T A, Mallory M, Garcia P. Volatility Spillovers in the U. S. Crude Oil, Corn, and Ethanol Markets. Paper presented at the NCCC-134, 2011

[110] Zhao J, Goodwin B K. Volatility Spillover in Agricultural Commodity Markets: An Application InvolvingImplied Volatilities from Options Markets. Pittsburgh, Pennsylvania, 2011(06): 24~26

[111] Saban Nazlioglu, Cumhur Erdem, Ugur Soytas. Volatility spillover between oil and agricultural commodity markets, Energy Economics, 2013(36)

[112] AnnaCreti, Marc Joets, ValerieMignon. On the links between stock and commodity markets' volatility. Energy Economics, 2013(37): 16~28

[113] 何启志. 国际农产品价格波动风险研究. 财贸研究, 2010(05): 63~69

[114] 施亚明, 何建敏. 时变视角下中美农产品期货波动溢出效应实证. 北京航空航天大学学报, 2013(05): 77~82

[115] Christopher A Sims. Macroeconomics and Reality. Econometrica, 1980(01): 1~48

[116] Robert F Engle, Kenneth F Kroner. Multivariate Simultaneous Generalized ARCH. Econometric Theory, 1995(01): 122~150

[117] 赵革, 黄国华. 国际市场到国内市场的价格传导链分析. 统计研究, 2005(07): 28~30

[118] 周望军, 葛建营, 王小宁, 侯守礼. 价格传导问题综述及量化分析. 北京交通大学学报, 2008(02): 49~55

[119] 刘胜会. 国际市场价格传导途径、影响因素及政策建议. 河南金融管理干部学院学报, 2009(02): 95~98

[120] 孙韦. 国际粮价对中国粮价变动的影响分析. 现代经济, 2009(07): 107~108

[121] 王金艳. 国际粮格波动对我国粮价的影响及中国粮食安全对策: [硕士学位论文]. 浙江: 浙江工业大学经济学院, 2012

[122] 肖湘雄, 熊文华, 高志杰. 农产品期货市场间波动信息传导与国际定价效率. 统计与决策, 2008(20): 152~154

[123] Engle R F, Granger C W J. Cointegration and error correction, representation, estimation and testing. Econometrica, 1987(55): 251~276

[124] Clive W J Granger. Investigating Causal Relations by Econometric Models and Cross-Spectral Methods. Econometrica, 1969(37): 47~55

[125] 黄胜潮. 国际粮食价格波动及其对我国粮食供需平衡的影响研究: [硕士学位论文]. 河北: 河北师范大学, 2013

致 谢

进华侨大学读博士对我来说是幸运的，而读博士这期间，也是我人生最重要的阶段，伴随着结婚、怀孕、生小孩。虽然这过程中有着学习、生活、工作上的冲突，有着泉州、厦门、漳州三地来回奔波的劳累，虽然这过程中有着无奈、焦虑、困难，但是，终于把博士论文写完了。心中有着千言万语，但是最想表达的除了感恩就是感谢。

感谢我的导师赵昕东教授。能成为赵老师的学生也是幸运的，赵老师在学术上敏锐的洞察能力，引导了我博士论文的选题及研究思路。这篇博士论文的分析框架和研究方法都凝聚着赵老师的细心指导。在论文初稿完成后，赵老师耐心审查，并提出了有深度的学术建议。在生活上，赵老师也十分关心，并给予理解。赵老师的教诲、关怀和帮助将永记于心。

感谢华侨大学经济与金融学院的老师们，沈利生教授、胡日东教授、李拉亚教授等老师的授课让我受益匪浅，感谢赵亚丽、李小璇老师在排课或其它事宜上对我们这些在职老师的极大照顾。

感谢读博期间一起学习并互相帮助的同班同学们，张敏锋、李秀芳、钱明辉、许毓坤、张彧泽、林龙腾、戴一璟等，同学的情谊是一辈子宝贵的财富。

感谢我的工作单位闽南师范大学，积极鼓励年轻教师读博，并

提供了宽松的在职读博环境。感谢闽南师范大学经济学院的张惠萍、刘建华等领导，一直支持我读博，尽量减轻我的工作量，并时常关心我博士论文进展。

最后感谢我的家人。感谢我的父母一直以来对我学业的支持，他们是我坚强的后盾。感谢丈夫林芳启，对我读博的大力支持。是他鼓励我考博，记得开题时间刚好是预产期，是他陪我到学校开题；论文中期检查时，最先女儿还在吃奶，一家三口到华侨大学参加中期检查；后面请保姆带小孩，让我有时间专心写论文。感谢女儿林悦，她是我完成博士论文的最大动力。

王少芬2015年04月06 日

# 个人简历、在学期间发表的学术论文和研究成果

个人简历

姓名：王少芬

出生年月：1982年11月政治面貌：中共党员

教育背景：

2001.9～2005.7浙江工商大学统计与计算科学学院信息与计算科学（专业）

2005.9～2008.7厦门大学经济学院统计学（专业）

2011.9～2014.7华侨大学经济与金融学院数量经济学（专业）工作单位： 2008.8～至今闽南师范大学经济学院专任教师

博士研究Th期间发表的学术论文

[1]王少芬，赵昕东. 国际粮食价格波动对国内农产品价格的影响分析. 宏观经济研究，2012(09). CSSCI，第一作者.

[2]王少芬. 中国能源消费与GDP关系的实证分析—基于参数与非参数回归模型. 经济问题，2013（02）. 核心期刊，第一作者.

[3]王少芬，赵昕东. 基于非对称成分ARCH模型的中国农产品价格波动分析. 数学的实践与认识，2015（08）. 核心期刊，第一作者.

博士研究Th期间主持和参与科研项目

[1]参与国家自然科学基金面上项目，项目名称：食品价格上涨对城镇居民消费行为的影响与政策选择研究，项目编号：71273096。

[2]主持闽南师范大学杰出青年科研人才计划，项目名称：国际粮食价格波动对中国经济的影响，项目编号：SJ12007。