



# 中美粮食期货价格波动的动态关联

## ——基于DCC-MGARCH模型的实证分析

孙林<sup>1</sup>,倪卡卡<sup>1</sup>,李显戈<sup>2,3</sup>

(1. 浙江工业大学 经贸管理学院,浙江 杭州 310023;2. 台州经济研究所,浙江 台州 318000;  
3. 南京农业大学 经济管理学院,江苏 南京 210095)

**摘要:**在国际化背景下,控制粮食价格波动风险是我国实现长期粮食安全必须高度关注的政策问题。本文利用DCC-MGARCH模型实证分析了美国粮食价格波动向中国传递的动态变化,以及在产品上的差异。研究结果表明:中美大豆期货价格波动动态关联度在0.2~0.6之间,而中美小麦的动态关联度在均值零附近变化。这说明,中美大豆期货交易价格波动联系紧密,而小麦关联度较差。中美大豆期货价格的动态关联度从国际粮食危机前的0.17跃升为危机后的0.36,非配对t检验结果显示,该差异是显著的;而中美小麦期货价格收益率的动态关联未发生显著变化。这间接证明了国际粮食价格波动主要从较开放的大豆市场传递到中国。

**关键词:**粮食期货;动态关联;DCC-MGARCH模型

**中图分类号:**F713.35 **文献标志码:**A **文章编号:**1671-7465(2014)02-0065-08

### 一、引言

2006—2008年的国际粮食价格上涨引发了新一轮的粮食危机。食物价格指数较2005年的平均水平上涨了近80%<sup>[1]</sup>。从单个粮食产品来看,小麦、玉米、大米、大豆的价格也大幅上涨<sup>[2]</sup>。如果从中国和美国粮食期货价格走势来看<sup>①</sup>,图1和图2直观显示,相比较而言,美国芝加哥期货交易所(CBOT)和中国大连商品交易所(DCE)的大豆期货价格走势表现出较高的相关性,而CBOT和CZCE小麦期货合约价格走势的一致性较差。实际上,该图还显示,美国粮食期货价格在短期内大幅上涨,偏离长期趋势,表现出明显的波动特征。粮食价格的极端波动会产生持续的贫困、营养失

调<sup>[3]</sup>、政治风险和频繁的社会内部冲突<sup>[4-5]</sup>。国际粮食价格巨幅波动是否传播到国内市场?这是国际化背景下保障粮食安全的国家普遍担忧的问题。从这点来看,研究国际粮食价格和国内粮食价格的动态关联,并关注粮食价格波动传导过程就显得尤为重要<sup>[6]</sup>。

在国际粮食危机期间,国际粮食价格和中国粮食价格波动的动态关联程度如何?有什么样的动态变化趋势?国内外粮食价格波动关联性在不同产品上是否存在差异?这是本文试图回答的问题。这个问题的研究至关重要。这是因为,国际化背景下,利用粮食国际贸易是保障中国粮食安全是可选途径之一<sup>[7]</sup>,也是有效调剂国内粮食余缺的重要途径<sup>[8]</sup>。但是,开放的市场可能更容易受国际粮食危机的影响。从预防粮食危机的角度来看,研究

收稿日期:2013-10-19

基金项目:国家自然科学基金青年项目“国际化背景下区域合作对中国粮食安全的影响机制及效应研究”(71303216);  
教育部人文社科基金青年项目“贸易政策干预对国内外农产品价格传导和波动溢出的影响分析”(13YJC790079)

作者简介:孙林,男,浙江工业大学经贸管理学院教授,博士,主要研究方向为粮食安全、国际贸易理论与政策。

① 本文选取美国芝加哥期货交易所(CBOT)和中国大连商品交易所(DCE)的大豆期货价格,以及CBOT和中国郑州商品交易所(CZCE)小麦期货价格,分析国内外粮食市场价格波动的关联特征。



图1 CBOT和DCE大豆期货价格走势

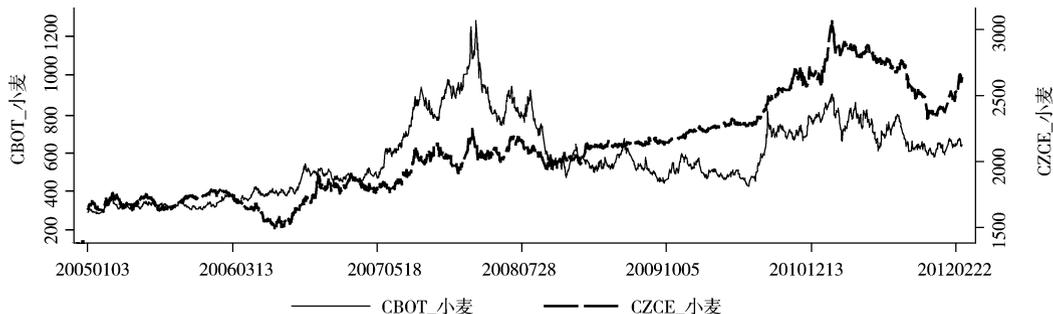


图2 CBOT和CZCE小麦期货价格走势

国际粮食价格波动向中国传递的效应,及其在不同产品上的差异,这些都是国际化背景下保障中国粮食安全的重要议题,也是中国提高粮食安全政策效率的关键。实际上,除大豆外,中国的粮食基本自给自足。1996年以来大豆市场的逐步开放,为研究国际粮食价格波动向中国的传递程度提供了“自然实验”。本文选取美国芝加哥期货交易所(CBOT)<sup>①</sup>和中国大连商品交易所(DCE)的大豆期货价格,以及CBOT和中国郑州商品交易所(CZCE)小麦期货价格,分析中国和美国粮食市场价格波动关联的特征。为了和大豆进行比较,本文在分析国际粮食危机的传递机制时选择小麦做为参照系,对比分析大豆和小麦期货在价格传递性上的差异。

## 二、文献综述

在全球化的背景下,世界各国经济联系越来越紧密。尤其是大宗商品市场,其全球价格联动性更强。国内外市场联动效应的研究,越来越受到学者的关注。特别是针对国内外粮食产品市场的关联或者联动性的研究逐渐增多。Booth, Brockman 与 Tse(1998)<sup>[9]</sup>利用协整分析的方法,研究发现,芝加哥期货交易所(CBOT)与加拿大温尼伯商品交

易所(WCE)的小麦期货价格之间存在协整关系,并且是CBOT单方面引导WCE的期货价格。夏天和程细玉(2006)<sup>[10]</sup>利用向量自回归(VAR)模型在研究CBOT、DCE大豆期货价格和中国大豆现货价格三者间关系时,发现三者不仅存在长期均衡关系,还存在价格相互引导(影响)的关系。且DCE在价格发现方面处于“主导”位置。周应恒等(2007)<sup>[11]</sup>对中国大豆期货市场与国际大豆期货市场价格关系进行实证分析,研究认为中国与国际大豆期货市场存在着协整关系;徐建等(2009)<sup>[12]</sup>运用Hasbrouck的信息共享模型对DCE与CBOT的大豆期货收盘价进行协整分析,发现两个市场的价格存在整合关系,CBOT在国际大豆定价体系中处于主导地位。王惠平(2011)<sup>[13]</sup>应用协整检验理论及其方法,对国内外粮食期货市场之间长期的均衡关系进行检验;并且应用EGARCH模型对中国粮食期货市场与国外粮食期货市场的价格关系进行系统分析,研究认为中国与国际的粮食期货市场之间存在长期协整关系;两市场间存在双向的价格传递关系。朱信凯等(2010)<sup>[14]</sup>利用关联积分的蒙特卡洛非线性因果关系检验模型,探讨粮食价格因果关系影响的时效性及强度,结果显示在大豆市场

<sup>①</sup> 选取美国作为对象,主要是因为美国金融市场比较完善,而且在样本期间内,美国也从来没有实施过粮食出口限制措施。

上,2004年前CBOT和DCE之间的价格关系表现为CBOT对DCE的单向影响,2004年后CBOT和DCE之间有双向影响。

随着研究的深入,研究市场间的“溢出效应”<sup>①</sup>在市场关联研究中越来越受到重视。这种传导是一个市场某一种产品的价格波动既可以传递到另一个市场的相应产品,也可以传递给另一市场的相关产品。Yang et al(2003)<sup>[15]</sup>运用BEKK模型研究了小麦在美国、加拿大和欧洲三地的波动传递效应。华仁海等(2007)<sup>[16]</sup>利用双参数AR-EGARCH(t)模型,对国内外大豆期货价格的波动溢出效应进行实证研究,分析表明大豆的国内外期货价格之间和波动性之间联系较为紧密,国际期货市场对国内期货市场的影响力要大于国内期货市场对国际期货市场的影响力。后来,Ledebur和Schmitz(2009)<sup>[17]</sup>实证研究了美国、欧洲和巴西三个期货市场的玉米价格波动传递效应。Alom et al(2011)<sup>[18]</sup>对一系列太平洋及亚洲国家和地区<sup>②</sup>的粮食市场价格波动进行分析。他们发现,不同国家和地区的粮食市场间存在波动溢出效应。Hernandez(2012)<sup>[19]</sup>运用多元GARCH方法,研究了世界上多个主要期货交易场所之间大豆、玉米的波动传递效应。

从以上的综述可以发现,当前的研究还存在以下几点不足:第一,之前关于粮食价格传递的研究主要使用价格传导的协整分析、VAR模型、脉冲响应函数等方法,都是在平均水平上给出价格传递效应的判断,没有测算国际粮食价格波动的动态特征。第二,以往的研究主要集中于某个具体的粮食产品进行分析,而忽略了不同产品在粮食价格波动关联上的差异。进而,也就忽略了国际粮食危机在不同国家之间传播时,在产品间存在的差别。其实,不同的产品可能因为国家的管制力度等不同,导致危机传播的程度存在较大差别。本研究试图用实证分析验证这种猜想。

本文将引入两个市场的DCC-GARCH模型,来研究中国(大连和郑州)粮食期货市场与美国(芝加哥)粮食期货市场间的价格传递关系,并全面揭示两市场间粮食危机传导的动态变化过程及程度。

### 三、实证分析模型和估计方法

本文将基于动态条件相关GARCH(Dynamic conditional correlation GARCH,简称DCC-GARCH)

模型,对国际粮食价格传递效应进行分析。过去20多年里,国际上对多元GARCH模型有较多运用和发展。他们对模型的改良主要是围绕三个方面:(1)如何减少待估参数的个数;(2)如何保证方差协方差矩阵的正定;(3)如何保证过程的平稳性。

Bollerslev(1990)<sup>[20]</sup>最早利用类似GARCH的模型形式研究向量波动过程,提出了Vech-GARCH模型的向量表示。但是,这种模型的待估计参数过多,而且保持此模型平稳性的条件比较苛刻<sup>[21]</sup>。为了减少Vech-GARCH中参数的个数,Bollerslev et al.(1990)<sup>[20]</sup>提出了Dvech-GARCH(Diagonal vech GARCH)模型。虽然此时参数个数大为减少,但一个更大的问题是,限定待估参数矩阵为对角形式并不能保证待估参数矩阵正定。于是Engle和Kroner(1995)<sup>[21]</sup>提出了BEKK模型。该模型能保证待估参数矩阵在满足一定条件下,保持其正定。但是,此方法却存在参数经济意义不明显的缺点。

CC-MGARCH(Conditional Correlation Model)使用单变量GARCH的非线性组合来表示条件协方差。在每个条件相关模型中,其条件协方差矩阵都是正定的,且结构更为简洁,有利于参数的估计。CC-MGARCH的参数增长速度也比Dvech-GARCH模型慢。Bollerslev(1990)<sup>[20]</sup>提出在CC-MGARCH模型基础上,保持相关矩阵的非时变性(time invariant)特征,也就是假定变量的相关系数为常数的做法。事实上,现实中两组变量之间的相关系数常常具有时变性特征(Tes,1998)<sup>[22]</sup>,所以Bollerslev(1990)<sup>[20]</sup>的假设可能与现实不符。如果假定变量的相关系数是常数,则无法度量两者相关系数的时变性特征,导致模型对变量变化的客观现实的刻画不精确。

为了更好地研究多个时间序列的波动性,Engle(2002)<sup>[23]</sup>假设所有的条件类相关(quasi-correlation)服从相同的动态。这使模型允许估计大规模的相关系数矩阵,且具有良好的计算优势。本文选择经过Engle and Sheppard(2001)<sup>[24]</sup>简化后的DCC-GARCH模型,估计国际市场和中国市场粮食期货价格波动的动态关联,以刻画国际粮食价格与中国的关联度,以及在产品上差异的动态信

<sup>①</sup> “溢出效应”指当一个市场价格出现大幅度波动的时候,由于投资者在其他市场的投资行为的改变,这种大幅波动可能会传到其他市场。

<sup>②</sup> 包括澳大利亚、新西兰、韩国、新加坡、中国香港和台湾、印度和泰国等国家和地区。

息。

DCC-GARCH 模型的基本形式为:

$$y_t = CX_t + \varepsilon_t \quad (1)$$

式(1)中,  $y_t$  是一个  $m * 1$  维的被解释变量向量组;  $C$  为  $m * k$  维的参数矩阵;  $x_t$  是  $k * 1$  的解释变量向量, 它可能会包含  $y_t$  的滞后项; 随机扰动项  $\varepsilon_t$ , 满足:

$$\varepsilon_t = H_t^{\frac{1}{2}} V_t \quad (2)$$

式(2)中,  $V_t$  是服从独立同分布的  $m * 1$  维向量, 期望值为 0, 方差为一个固定常数。  $H_t^{\frac{1}{2}}$  是时变条件协方差矩阵  $H_t$  的 Cholesky 因子, 满足:

$$H_t = D_t^{\frac{1}{2}} R_t D_t^{\frac{1}{2}} \quad (3)$$

公式(3)中,  $D_t$  是条件方差的角矩阵, 其形

式为:  $D_t = \begin{bmatrix} \sigma_{1,t}^2 & 0 & \cdots & 0 \\ 0 & \sigma_{2,t}^2 & \cdots & 0 \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ 0 & 0 & \cdots & \sigma_{m,t}^2 \end{bmatrix}$ , 假设矩阵中的每

个  $\sigma_{i,t}^2$  都服从一个单变量 GARCH 模型的方差方程的形式, 也即  $\sigma_{i,t}^2 = s_i + \sum_{j=1}^p \alpha_j \varepsilon_{i,t-j}^2 + \sum_{j=1}^q \beta_j \sigma_{i,t-j}^2$ 。在实证分析中, 将其简化为 GARCH(1,1) 模型, 也即  $\sigma_{i,t}^2 = s_i + \alpha_i \varepsilon_{i,t-1}^2 + \beta_i \sigma_{i,t-1}^2$  另外,  $R_t$  为时变相关系数的

矩阵, 可以表示为:  $R_t = \begin{bmatrix} 1 & \rho_{12,t} & \cdots & \rho_{1m,t} \\ \rho_{12,t} & 1 & \cdots & \rho_{2m,t} \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ \rho_{1m,t} & \rho_{2m,t} & \cdots & 1 \end{bmatrix}$ ,

即  $R_t = \text{diag}(Q_t)^{-\frac{1}{2}} Q_t \text{diag}(Q_t)^{-\frac{1}{2}}$ , 其中,

$$Q_t = (1 - \lambda_1 - \lambda_2) R + \lambda_1 \varepsilon_{t-1} \varepsilon_{t-1}' + \lambda_2 Q_{t-1} \quad (4)$$

式(4)中,  $\varepsilon_t$  是一个  $m * 1$  的标准化残差的向量  $D_t^{-\frac{1}{2}} \varepsilon_t$ ;  $\lambda_1$  和  $\lambda_2$  为非负系数, 满足  $0 \leq \lambda_1 + \lambda_2 < 1$  的约束条件。

最后, 通过  $m$  个相关的回报序列, 用相关系数来说明序列间的内在联系。相关系数  $\rho_{ij,t}$  由以下关系求得:

$$\rho_{ij,t} = \frac{h_{ij,t}}{\sqrt{h_{ii,t} h_{jj,t}}} \quad (5)$$

式(5)中,  $h_{ii,t}$  和  $h_{jj,t}$  为时变条件协方差矩阵  $H_t$  的对角元素,  $h_{ij,t}$  为其非对角元素。

#### 四、数据说明及检验

本文采用芝加哥期货交易所 (CBOT) 和中国

大连商品期货交易所 (DCE) 和郑州商品期货交易所 (CZCE) 2005 年 1 月—2012 年 3 月大豆和小麦两种粮食产品的日度期货收盘价格做为分析对象。CBOT 期货价格数据来自于彭博资讯 (Bloomberg L. P.)<sup>①</sup>。

对于中国粮食期货价格, 本文采用的是大连商品期货交易所 (DCE) 的豆一指数; 郑州商品期货交易所 (CZCE) 的强麦指数。为了分析中国期货市场和国际粮食期货市场的价格传递效应, 数据采集的时间跨度和 CBOT 数据一致, 也为 2005 年 1—2012 年 3 月。数据来源于大连商品交易所<sup>②</sup>和郑州商品交易所<sup>③</sup>的官方网站。

#### 1. 数据处理说明

考虑到芝加哥交易所和中国两大期货交易所存在的差别, 本文对已选取的数据作了如下进一步处理:

(1) 交易日差异的处理。由于中国和美国法定节假日不完全吻合, 导致中美粮食期货交易日不完全对应。为了使两国期货市场的价格一一对应, 本文采用以交易日期为准对两者期货市场交易价格数据进行合并。也就是说, 两者交易日不匹配的观察值将直接被删除。这与周应恒和邹林刚 (2007)<sup>[25]</sup> 和唐衍伟 (2004)<sup>[26]</sup> 的做法类似。另外, 考虑到美国期货市场价格信息传递到中国的时滞问题, 所以将美国粮食期货交易日作滞后一期处理。

(2) 价格度量的处理。中国和美国分别是以人民币和美元计价的。与国际通行的做法一样, 如 Yang et al. (2003)<sup>[15]</sup> 和 Hernandez (2012)<sup>[19]</sup>, 本文没有对大量的日度数据作复杂的汇率变换, 而是采用价格收益率进行计算。

#### 2. 数据描述性统计

大豆 (soybean) 和小麦 (wheat) 价格收益率以相邻两日价格的对数一阶差分表示, 即  $R_t = \ln P_t - \ln P_{t-1}$ , 其中  $P_t$  和  $P_{t-1}$  分别表示第  $t$  天和第  $t-1$  天对应的粮食期货价格。表 1 分别针对中美期货市场 (CBOT、CZCE 和 DCE 市场) 的大豆和小麦价格

① 成立于 1848 年的 CBOT (Chicago Board of Trade) 是一个具有领导地位的期货与期权交易所。通过交易所的公开喊价和电子交易系统, 该交易所具有超过 3600 个 CBOT 会员交易 50 种不同的期货与期权产品。其上市的大豆、玉米、小麦等农产品期货品种是国际上权威的期货品种, 其期货价格数据也是可靠的。

② 大连商品交易所, 网址: <http://www.dce.com.cn/portal/template/index.html>

③ 郑州商品交易所, 网址: <http://www.czce.com.cn/portal/index.htm>

收益率进行了描述性统计。从偏度和峰度来看,收益率数据都具有尖峰厚尾的特征。实际上,很多研究假设粮食期货价格波动率服从正态分布,其实这种假设在现实中一般很难成立。本文K-S正态性检验和J-B统计量都在1%的显著性水平上拒绝大豆和小麦收益率数据符合正态分布的原假设。这说明,中美大豆和小麦期货价格收益率具有非正态分布的特征。因此,本文实证分析中选择了t分布以适应数据特征。这也是我们在计算条件变异系数时(表2)使用t分布而非正态分布的根本原因<sup>①</sup>。

表1 中美大豆、小麦期货价格收益率描述性统计

|          | CBOT_大豆  | DCE_大豆   | CBOT_小麦  | CZCE_小麦  |
|----------|----------|----------|----------|----------|
| 平均值      | 0.0006   | 0.0002   | 0.0005   | 0.0002   |
| 标准差      | 0.0176   | 0.0122   | 0.0232   | 0.0078   |
| 最小值      | -0.1529  | -0.0607  | -0.0997  | -0.0344  |
| 最大值      | 0.0643   | 0.0648   | 0.1053   | 0.0720   |
| 偏度       | -0.5589  | -0.3631  | 0.03437  | 0.5598   |
| 峰度       | 7.844    | 6.526    | 4.497    | 9.764    |
| K-S正态性检验 | 0.056*** | 0.072*** | 0.048*** | 0.088*** |
| J-B统计量   | 1740***  | 912.7*** | 158.3*** | 3313***  |
| 样本数量     | 1690     | 1690     | 1692     | 1692     |

注: \*、\*\*、\*\*\* 分别代表 10%、5%、1% 的显著性水平; J-B 统计量使用的是 JB 统计量的综合显著性。

### 3. ARCH 效应的检验

为了检验是否存在 ARCH 效应, 本文采用 ARCH-LM 统计量。结果显示, 即使是在滞后 20 期的情况下, 都可以在 1% 的显著性水平上, 拒绝没有 ARCH 效应的原假设。

## 五、实证分析结果

GARCH(1,1) 模型可以很好地表现收益率的波动性。本文用这个模型来分析大豆和小麦两种粮食期货合约价格收益率在不同市场的条件反差。研究结果(见表2)表明,大豆和小麦期货合约价格收益率在CBOT市场和在中国期货市场上的GARCH、ARCH项的系数都在1%显著性上显著,说明市场间都存在异方差的现象。此外,GARCH系数远远大于ARCH系数,说明粮食期货价格收益率条件方差主要受到上一期条件方差的影响。实证结果还显示,回归系数中,常数项、GARCH和ARCH项系数大于零,且GARCH与ARCH系数的和小于1,满足平稳性条件。此外,与大豆合约不同,小麦合约的条件方差方程的系数,即CBOT的常数项要大于中国期货市场的常数项,这说明

CBOT小麦期货价格的波动率比中国市场波动率要强。大豆合约的情况正好有些相反,两市场间的差距比较小,系数的差异也是在同一个数量级的,说明两市场间的波动率相当。

表2 t分布下CBOT市场和中國粮食期货市场

### DCC模型回归结果

|  | 大豆  | 小麦                                    |
|--|---|---------------------------------------|
| CBOT市场 GARCH(1,1)的条件方差方程各系数                      |   |                                       |
| $\alpha_1$                                       | 0.0881***<br>(6.05)                         | 0.0378***<br>(3.54)                   |
| $\beta_1$  | 0.902***<br>(60.09)                         | 0.960***<br>(80.70)                   |
| $s_1$  | 0.00000191***<br>(2.67)                     | 0.00000367<br>(1.40)                  |
| 中国期货市场 GARCH(1,1)的条件方差方程各系数                      |   |                                       |
| $\alpha_2$                                       | 0.0406***<br>(4.45)                         | 0.0756***<br>(5.35)                   |
| $\beta_2$  | 0.952***<br>(89.01)                         | 0.925***<br>(72.07)                   |
| $s_2$  | 0.00000241**<br>(1.98)                      | 0.00000213*<br>(1.80)                 |
| CBOT市场和中國市场平均相关系数                                |   |                                       |
|  | 0.3119***<br>(6.32)                         | -0.0208<br>(-0.73)                    |
| 动态条件相关模型系数                                       |   |                                       |
| $\lambda_1$                                      | 0.0167***<br>(2.60)                         | 0.0174<br>(0.87)                      |
| $\lambda_2$                                      | 0.9643***<br>(93.82)                        | 0.6626*<br>(1.69)                     |
| Wald test<br>(原假设: $\lambda_1 = \lambda_2 = 0$ ) | chi2(2) = 16069.37***<br>Prob>chi2 = 0.0000 | chi2(2) = 5.58*<br>Prob>chi2 = 0.0614 |
| N  | 1690  | 1692                                  |
| ll   | 9972.3                                      | 10191.5                               |
| AIC  | -19924.6                                    | -20363.1                              |
| BIC  | -19870.3                                    | -20308.8                              |

注: \* 代表 10% 的显著性水平, \*\* 代表 5% 的显著性水平, \*\*\* 代表 1% 的显著性水平; 括号内为解释变量的 t 检验值; N 为样本数量, ll 为对数似然值(log likelihood), AIC 和 BIC 分别为信息准则。由于篇幅限制, 没有汇报均值方程。

两个国家大豆期货市场价格的动态相关性由  $\lambda_1$  和  $\lambda_2$  调控。表2显示,  $\lambda_1$  和  $\lambda_2$  都在 1% 水平上显著不等于零, 且  $\lambda_1 + \lambda_2 < 1$ , 符合 DCC-GARCH 模型的约束条件。实际上, 如果  $\lambda_1 = \lambda_2 = 0$ , 那么 DCC 模型将简化为 CCC 模型。为了验证实证估计模型选择的合理性, 本文利用 wald 检验(Wald test)来检验该条件是否成立。检验结果显示, 大豆和小麦分别在 1% 和 10% 的显著性水平上拒绝  $\lambda_1 = \lambda_2 = 0$  的原假设。也就是说, 粮食期货价格波动呈现出动态特征, 故而利用 DCC 模型比 CCC 模型更为合

<sup>①</sup> 实际上, 我们也计算了对正态分布下的条件变异系数, 非常有读者感兴趣, 可以跟作者联系索取。

理。

为了能更直观地呈现中美两国粮食期货价格之间的动态相关系数,本文计算并描绘了中美大豆

和小麦期货价格动态相关时序图,以刻画其动态变化特征(见图 3 和图 4)。



图 3 中美大豆期货价格动态相关系数及变化趋势(CBOT-DCE)

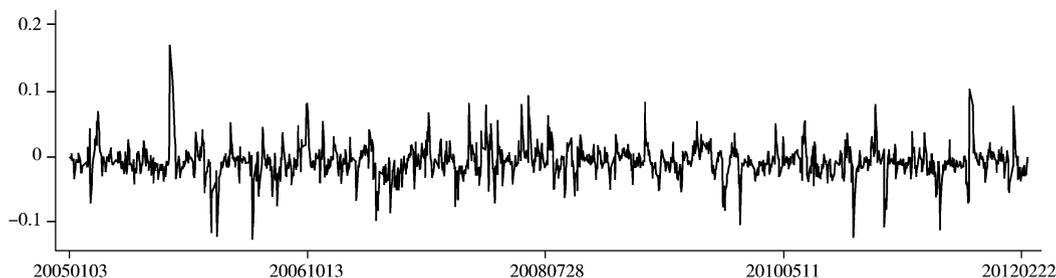


图 4 中美小麦期货价格动态相关系数及变化趋势(CBOT-CZCE)

从图 4 可以看出,小麦期货合约的价格收益率在市场的动态相关性不明显。小麦处于(-0.1, 0.2)之间。然而,大豆的时变相关系数就比较显著和稳定。自 2005 年以来,大连大豆期货和芝加哥交易所大豆相关性稳步提高,从最初的几乎不相关,发展到现在的 0.4 左右。其相关度最高的时候,相关系数一度接近 0.6。

为了分析美国与中国粮食价格波动动态传递程度是否在国际粮食危机前后发生变化,本文以国际粮食危机 2007—2008 为分隔点,将中国和美国大豆和小麦期货价格波动动态关联性的数据分为前后两段,然后做非配对的 t 检验。结果如表 3 所示:

表 3 国际粮食危机前后中美大豆和小麦期货价格关联性的非配对 t 检验

| 时段    | 大豆                |                          |        | 小麦   |                    |        |
|-------|-------------------|--------------------------|--------|------|--------------------|--------|
|       | 样本数               | 均值                       | 标准误    | 样本数  | 均值                 | 标准误    |
| 总体    | 1216              | 0.2821                   | 0.0032 | 1218 | -0.0095            | 0.0007 |
| t1 时段 | 危机前 200501—200612 | 470                      | 0.1665 | 470  | -0.0088            | 0.0012 |
| t2 时段 | 危机后 200901—201203 | 746                      | 0.3550 | 748  | -0.0100            | 0.0008 |
| 差异    | -                 | -0.1885***<br>(-52.4103) | 0.0036 | -    | 0.0012<br>(0.8708) | 0.0014 |

注:\*\*\*代表 1% 的显著性水平;括号内为解释变量的 t 检验值。

检验的结果显示,第一,中美大豆期货价格关联性在国际粮食危机前后发生了显著性变化。中美大豆期货价格的关联系数从国际粮食危机前的 0.17 跃升为危机后的 0.36,而且非配对的 t 检验结果显示,这在 1% 的显著性水平下显著;第二,国际粮食危机前后,中美小麦期货价格波动的动态关联系数没有发生显著变化,任何形式的差异(大于或者小于)都无法通过显著性水平 10% 的检验。

这说明国际粮食危机向中国的传播只出现在大豆产品上,在小麦产品上,没有发现国际粮食危机显著向中国传染的证据。

### 六、结论及政策含义

综合以上分析,本文可以得到以下几点结论和政策含义:

第一,美国 CBOT 与中国 CZCE、DCE 大豆和小麦期货价格走势的一致性存在差异。中国 DCE 和 CBOT 大豆期货价格走势的一致性较强,表明长期以来两者价格传递畅通。相比较而言,中国和美国小麦期货市场之间价格走势的关联性较差。

第二,中国和美国粮食期货价格波动的动态关联程度存在品种差异。DCC-GARCH 模型的实证结果表明,大豆期货价格在中国和美国两市场间的波动性存在比较高的相关性。相比较而言,美国和中国小麦期货市场之间的波动关联性小,两者动态相关系数接近于零。这说明美国(国际)小麦价格波动并未显著影响到中国国内市场。粮食期货价格动态关联的非配对 t 检验结果进一步证实了这一判断。国际粮食危机前后,中美小麦期货价格的动态关联系数没有发生显著变化,而大豆的国际粮食危机前后的差异是显著的,这说明国际粮食危机只在特定的粮食产品上(即大豆)传染到国内。

因此,未来中国在进一步开放粮食市场,利用国际粮食市场来熨平中国粮食缺口时,对国际市场风险预警的深入研究是需要注意的问题。要注意防范国际市场对中国粮食价格波动的冲击,以实现保障中国粮食安全的目标。特别是在大豆这个产品上,在中国大豆市场开放且缺失进口市场势力(马述忠、王军,2012)<sup>[27]</sup>的情况下,国际大豆价格波动已传递到国内,对在国际背景下保障中国粮食安全形成了挑战。

自中国 2001 年加入 WTO 以来,中国的金融市场逐步开放,打开了国际粮食危机传染的金融通道。本文通过比较分析发现,国际粮食危机传染的程度在大豆产品上表现得更为明显,而在小麦产品上表现得并不突出。这说明,国际粮食危机传染的作用机制,金融市场的开放只是必要条件,也就是说中国金融市场与国际接轨,并不一定导致粮食价格波动风险的传染。由此可以推断,国际粮食价格波动风险向中国传递还需要通过贸易传染机制来产生作用。因而,从政策的层面上来看,预防国际粮食危机向国际的传染的关键仍然还在于控制贸易传染机制。贸易层面的合理、适度管制可能可以阻断国际粮食危机向中国传播<sup>①</sup>。

## 参考文献:

[1] 胡冰川,徐枫,董晓霞. 国际农产品价格波动因素分析——基于时间序列的经济计量模型[J]. 中国农村经济,2009(7):86-95.

[2] 孙林. 粮食主产国出口限制是否推动了国际粮食价格上涨?——以大米为例的实证分析[J]. 中国农村经济,2011(9):84-96.

[3] Jensen Robert, Nolan Miller. The Impact of the World Food Price Crisis on Nutrition in China[J]. Agricultural Economics, 2008(39):465-476.

[4] Bellemare Marc F. Rising food prices, food price volatility, and political unrest[DB/OL]. MPRA Paper, Germany: University Library of Munich, 2011:31888.

[5] 孙林,倪卡卡. 国际粮食价格波动非对称性分析——基于 T 分布下 EGARCH 模型[J]. 南京农业大学学报:社会科学版,2013(2):68-75.

[6] 倪卡卡. 国际粮价波动特征与影响因素分析[D]. 杭州:浙江工业大学学位论文,2013.

[7] 朱晶,钟甫宁. 市场整合、储备规模与粮食安全[J]. 南京农业大学学报:社会科学版,2004(3):19-23.

[8] 袁平. 国际粮食市场演变趋势及其对中国粮食进出口政策选择的启示[J]. 南京农业大学学报:社会科学版,2013(1):46-55.

[9] Booth G, Brockman P, Tse Y. The relationship between U. S. and Canadian wheat futures[J]. Applied Financial Economics 1998(8):73-80.

[10] 夏天,程细玉. 国内外期货价格与国产现货价格动态关系的研究——基于 DCE 和 CBOT 大豆期货市场与国产大豆市场的实证分析[J]. 金融研究,2006(2):110-117.

[11] 周应恒,邹林刚. 中国大豆期货市场与国际大豆期货市场价格关系研究[J]. 农业技术经济,2007(1):55-62.

[12] 徐建,王英. DCE 与 CBOT 大豆定价关系实证研究[J]. 金融发展研究,2009(12):65-68.

[13] 王惠平. 国内外粮食期货价格波动的关联与传递分析[D]. 杨凌:西北农林大学学位论文,2011.

[14] 朱信凯,吕捷,黄娟. 中美豆类国际贸易中的期货与现货市场价格关系分析[J]. 农业技术经济,2010(2):4-14.

[15] Yang J, Zhang J, Leatham D. Price and volatility transmission in international wheat futures markets[J]. Annals of Economics and Finance, 2003(4):37-50.

[16] 华仁海,陈百助. 国内、国际期货市场期货价格之间的关联研究[J]. 经济学(季刊),2004(3):727-742.

[17] Ledebur O V, Schmitz J. Corn price behavior-volatility

① 实际上,本文初步判断,中国对小麦的管制要远高于大豆产品。这可以从这两种产品的贸易量窥见一斑。中国虽是小麦的净进口国,但净进口量由 1995 年的最高值 1100 万吨下降为 2010 年的不足 100 万吨。与其他粮食产品相比,中国大豆净进口量最大、进口增长最快。中国自 1996 年开始便是大豆的净进口国,此后净进口量逐年增加,2010 年更是达到了 5400 万吨,占当年世界大豆进口总量的 60.3%(马述忠、王军,2012)。

- transmission during the boom on futures markets [DB/OL]. <http://ideas.repec.org/p/ags/eaal13/58136.html>, 2009.
- [18] Alom F, Ward B, Hu B. Cross country mean and volatility spillover effects of food prices: multivariate GARCH analysis[J]. *Economic Bulletin*, 2011(2):1439-1450.
- [19] Hernandez M A. How far do shocks move across borders? Examining volatility transmission in major agricultural futures markets. Working paper- EAAE Seminar [DB/OL]. <http://ideas.repec.org/e/pib25.html>, 2012.
- [20] Bollerslev T. Modelling the coherence in short-run nominal exchange rates: multivariate generalized ARCH approach[J]. *Review of Economics and Statistics*, 1990(72): 498-505.
- [21] Engle R F, Kroner K F. Multivariate Simultaneous Generalized ARCH [J]. *Econometric Theory*, 1995(11): 122-150.
- [22] Tse Y K, Tsui A K. A multivariate garch model with time-varying correlations[D]. National University of Singapore, 1998.
- [23] Engle R F. Dynamic conditional correlation: A simple class of multivariate generalized autoregressive conditional heteroskedasticity models[J]. *Journal of Business & Economic Statistics*, 2002(20): 339-350.
- [24] Engle Robert F, Sheppard K. Theoretical and empirical properties of dynamic conditional correlation multivariate GARCH[R]. Working Paper National Bureau of Economic Research, 2001:8554
- [25] 周应恒, 邹林刚. 中国大豆期货市场与国际大豆期货市场价格关系研究——基于 VAR 模型的实证分析[J]. *农业技术经济*, 2007(1):55-62.
- [26] 唐衍伟, 陈刚, 张晨宏. 我国期货市场波动性与有效性——基于三大交易市场的实证分析[J]. *财经研究*, 2004(5):16-23.
- [27] 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[J]. *农业经济问题*, 2012(9):24-31.

(责任编辑:宋雪飞)

## The Dynamic Correlation of Food Price Between Domestic and Abroad: Based on DCC-MGARCH Model

SUN Lin<sup>1,3</sup>, NI Kaka<sup>1</sup>, LI Xiange<sup>2,3</sup>

(1. College of Economic and Management of Zhejiang University of Technology, Hangzhou 310023;

2. Taizhou Economic Institution, Taizhou 318000;

3. College of Economic and Management of Nanjing Agricultural University, Nanjing 210095)

**Abstract:** Under the background of internationalization, It is public policy, which received highly attention, to control the food price volatility risk in order to ensure China's long-term food security when China utilizes global resources to keep domestic food security. This paper uses the DCC-MGARCH model to do the empirical analysis on the dynamic correlation of food price between USA and domestic future market and the difference between soybean and wheat. The results show that the dynamic correlation index of soybean future price between China and the United States is 0.2 to 0.6, however, the dynamic correlation index of wheat price changes around 0. It means that soybean price volatility between China and USA are closely related, however, it is not this case for wheat. This paper also finds that the dynamic correlation index of soybean future price between China and the United States jumped from 0.17 to 0.36 after the international food crisis. The un-paired t test indicates that the difference of soybean price dynamic correlation between before and after crisis is significant, but it is not true for wheat. It indirectly indicated that international food price volatility spread to China in soybean market, which has more open market condition, but there is no significant effect in wheat market.

**Key words:** Food Future Price; Dynamic Correlation; DCC-MGARCH Model