

## DCE 与 CBOT 玉米期货价格关联性实证研究

刘川川, 何凌云\*, 安毅, 杨升, 王冉 (中国农业大学期货与金融衍生品研究中心, 北京 100083)

**摘要** 基于协整理论, 对 DCE 玉米期货价格与 CBOT 玉米期货价格关联性进行研究, 发现两者之间存在协整关系; 并运用向量自回归模型 (Vector Auto-regression Model), 发现两者存在滞后 5 期的影响, 前者对后者的滞后期影响不显著, 而后者对前者的滞后期影响显著并呈跳跃性影响; 运用 Granger 因果检验发现两者之间存在双向引导关系; 并运用向量误差修正模型 (Vector Error Correction Model), 发现两者存在误差修正机制; 根据脉冲响应函数发现, 后者对前者的脉冲响应效率优于前者对后者的影响; 并根据方差分解发现两者均受到来自对方的冲击。

**关键词** 玉米期货; 协整理论; 向量自回归模型; Granger 因果检验; 向量误差修正模型; 脉冲响应; 方差分解  
**中图分类号** F830.9; F224.9 **文献标识码** A **文章编号** 0517-6611(2009)30-14899-05

An Empirical Study on the Corn Futures Price Relevance between *dec* and *cbot*

LIU Chuan-chuan et al (Research Center of Futures &amp; Financial Derivatives, China Agricultural University, Beijing 100083)

**Abstract** This article aimed to study on the corn futures price relevance between *dec* and *cbot* based on Co-integration Theory, the result showed that there existed a Co-integration relation between them; Through Vector Auto-regression Model, it showed that they existed lag five phases effects, and former had no significant effects on the lag phase of latter one while the latter had significant and jumping characteristics effects on the lag phase of former one; It showed that there were a bi-directional leading relationship and error correction mechanism between them by means of Granger Causality Test and VEC Model. Furthermore, according to Impulse Response, it showed that the impulse response efficiency of the latter to the former was superior to the effects of the former to the latter, and two markets receive price shocked from each other according to variance decomposition.

**Key words** Corn Futures; Co-integration Theory; Vector Auto-regression Model; Granger Causality Test; Vector Error Correction Model; Impulse response; Variance decomposition

玉米期货市场作为农产品期货市场的重要组成部分, 其玉米期货合约在价格先导性、跨品种套利以及交易保证金等方面都始终处于核心地位<sup>[1]</sup>。自我国玉米期货上市后, 随着经济全球化, 我国玉米期货在大连商品交易所 (以下简称 DCE) 上市后, 与作为世界第一大玉米期货市场的芝加哥期货交易所 (以下简称 CBOT) 的玉米期货与其联系日益密切。

近年来, 众多学者对 DCE 和 CBOT 两者之间的价格关联性进行了研究分析, 但笔者发现一些研究结论之间是相悖的。王骏等通过对中美日 3 家期货交易所的玉米期货价格互动关系与动态预测进行研究, 提出中美玉米期货市场存在着协整关系<sup>[2]</sup>, 而丁丽君对 DEC 玉米期货价格与国内玉米现货价格以及 CBOT 玉米期货价格之间的联系进行了实证研究, 提出 DCE 与 CBOT 玉米期货价格之间不存在协整关系<sup>[3]</sup>; 王骏等提出, 大连玉米期货与芝加哥玉米期货存在双向引导关系<sup>[2]</sup>, 而孙月新等对中美玉米期货市场价格之间的关系进行了实证研究, 提出美国玉米期货市场单向引导中国玉米期货市场<sup>[4]</sup>。夏天等基于对中国玉米期货市场、玉米现货市场、芝加哥玉米期货市场以及中国大豆期货市场四者之间的动态关系与相互冲击机制进行了深入研究, 提出四者之间具有长期均衡关系的结论<sup>[5]</sup>; 杨传博等对中美玉米期货市场进行了实证分析, 提出中美玉米期货市场存在协整关系<sup>[1]</sup>。

由以上的文献可知, 大部分的研究没有描述我国玉米期货市场与国外玉米期货市场在存在协整关系下是否存在滞后期的影响, 虽然有部分研究提出了我国玉米期货市场与国

外玉米期货市场存在滞后期的影响, 但所研究的滞后期数不尽相同, 此外, 大部分的研究没有完全针对我国玉米期货市场和与国外玉米期货市场之间的价格关联功能进行研究; 并且大部分的研究在检验序列平稳时, 直接采用了原始数据, 这样避免虽可能出现的异方差的问题, 但有可能造成研究结果不准确。

鉴此, 笔者对 DCE 的玉米期货与 CBOT 的玉米期货的价格关联性进行研究。首先, 基于协整理论检验两者之间是否存在协整关系; 如果两者之间存在协整关系, 利用 Granger 因果检验研究两者之间的相互引导关系; 其次, 运用 VAR 模型及 VEC 模型研究两者之间滞后期的影响和误差修正机制; 再次, 利用脉冲响应函数分析两者的脉冲响应效率的表现情况; 最后运用方差分解研究各个信息对两者的相对重要性。

## 1 理论与方法

**1.1 平稳性检验** 在经典计量经济学建模过程中, 通常假定经济时间序列是平稳的, 而大多数经济时间序列是非平稳的, 如果直接将非平稳时间序列当作平稳时间序列进行回归分析时, 则可能会产生“伪回归”现象。如果 1 个时间序列  $X_t$  是非平稳的, 如果这样的序列经过  $d$  次差分而转换为平稳序列, 那么这样的序列被称为  $d$  阶单整, 记为  $I(d)$ <sup>[6]</sup>。

在进行协整检验之前, 需要确定经济时间序列是否平稳。为此, 笔者采用 ADF 检验法<sup>[7]</sup>, 模型如下:

$$\Delta y_t = \delta y_{t-1} + \sum_{j=1}^p \lambda_j \Delta y_{t-j} + u_t \quad (1)$$

$$\Delta y_t = \mu + \delta y_{t-1} + \sum_{j=1}^p \lambda_j \Delta y_{t-j} + u_t \quad (2)$$

$$\Delta y_t = \mu + \beta t + \delta y_{t-1} + \sum_{j=1}^p \lambda_j \Delta y_{t-j} + u_t \quad (3)$$

式中,  $y_t$  为待检验时间序列;  $\mu$  为截距项;  $t$  为时间趋势;  $p$  为滞后值;  $u_t$  为随机误差。

设零假设  $H_0: \delta = 0$ , 备则假设  $H_1: \delta < 0$ , 若  $t_\delta$  小于临界值, 即  $\delta$  显著地不为零则拒绝零假设, 即序列不存在单位根, 序

**基金项目** 国家“十一五”科技支撑计划课题 (2006BAJ07B02); 中国农业大学-南京农业大学青年教师开放科研基金 (CN2007010); 中国科学院许国志博士后工作奖励基金。

**作者简介** 刘川川 (1986-), 男, 山东济南人, 本科, 专业: 工商管理。  
\* 通讯作者, E-mail: lyhe@yahoo.cn。

**收稿日期** 2009-05-11

列为平稳序列;否则接受零假设,即序列存在单位根,序列为非平稳序列。

**1.2 协整检验** 如果 2 个时间序列为  $y_i: I(d), x_i: I(b)$ , 并且这 2 个时间序列的线性组合  $a_1y_i + a_2x_i$  是  $(d-b)$  阶单整的,即  $a_1y_i + a_2x_i: I(d-b) (d \geq b \geq 0)$ , 则  $y_i, x_i$  被称为是  $(d, b)$  阶协整。记为  $y_i, x_i: CI(d, b)^{[8]}$ 。

由于该文研究的 DCE 玉米期货价格与 CBOT 玉米期货价格之间的关系,只有 2 个变量,因此在进行协整检验时可使用 EG 法检验<sup>[9]</sup>。

(1) 用单位根法求出 2 个变量的单整阶,若 2 个变量的单整的阶不相同,则 2 个变量不是协整的;若 2 个变量的单整阶相同,则可进入下一步检验。

(2) 2 个变量是同阶单整的,则用 OLS 法估计长期均衡方程即协整方程:

$$Y_t = \alpha_0 + \alpha_1 X_t + \mu_t \quad (4)$$

保存残差  $e_t$ , 可为均衡误差  $\mu_t$  的估计值。

(3) 对于 2 个协整变量来说,均衡误差必须是平稳的。为检验其平稳性,对上一步保存的  $e_t$  用单位根方法检验。方程如下:

$$\Delta e_t = \delta e_{t-1} + \sum_{j=2}^p \delta_j \Delta e_{t-j} + \mu_t \quad (5)$$

设零假设  $H_0: \delta = 0$ , 备则假设  $H_1: \delta < 0$ , 若  $t_\delta$  小于临界值,可拒绝零假设,  $e_t$  是平稳序列, 2 个协整变量存在协整关系;反之则不存在协整关系。

**1.3 VAR 模型** VAR 模型是动态自回归模型的联立形式,最早是由 Sims 于 1980 年提出的。模型如下:

$$Y_t = A_1 Y_{t-1} + A_2 Y_{t-2} + L + A_p Y_{t-p} + B_1 X_t + L + B_r X_{t-r} + E_t \quad (6)$$

**1.4 Granger 因果检验** 协整关系仅仅说明了 2 个变量之间的长期均衡关系,而无法说明 2 个变量的相互引导关系。因此,需要对 2 个变量进行 Granger 因果检验<sup>[10]</sup>。模型如下:

$$X_t = \sum_{i=1}^n \alpha_{1i} X_{t-i} + \sum_{j=1}^n \beta_{1j} Y_{t-j} + e_{1t} \quad (7)$$

$$Y_t = \sum_{i=1}^n \alpha_{2i} X_{t-i} + \sum_{j=1}^n \beta_{2j} Y_{t-j} + e_{2t} \quad (8)$$

式中,  $e_{1t}$  和  $e_{2t}$  是白噪声,且互不相关。若  $\beta_{1j}$  不为零,则说明序列  $Y_t$  引导序列  $X_t$ ; 若  $\alpha_{2i}$  不为零,则说明序列  $X_t$  引导序列  $Y_t$ ; 若  $\beta_{1j}$  和  $\alpha_{2i}$  均不为零,则序列  $X_t$  和序列  $Y_t$  存在双向引导关系。

**1.5 向量误差修正模型** 向量误差修正模型中的误差修正项可表示对变量长期均衡关系在短期内偏离纠正调节作用的大小。模型如下<sup>[11]</sup>:

$$\Delta y_t = \alpha_0 + \sum_{k=1}^m \alpha_k \Delta x_{t-k} + \sum_{k=1}^m \beta_k \Delta y_{t-k} + \delta e_{cm} + \mu_t \quad (9)$$

式中,滞后期的选择,根据 AIC 准则和 SC 准则确定。

**1.6 脉冲响应函数** 采用脉冲响应函数是为了进一步研究变量之间的相互影响,由此分析模型中残差项一个标准差的冲击对变量影响作用的大小<sup>[12]</sup>。

**1.7 方差分解** 方差分解是通过分析每 1 个结构冲击对内生变量变化(通过常用方差来度量)的贡献度,进一步评价不同结构冲击的重要性,由此给出对 VAR 模型中的变量产生影响的每个随机扰动的相对重要的信息,从而了解各个信息

对模型内生变量的相对重要性<sup>[13]</sup>。

## 2 实证分析

**2.1 数据来源** 由于我国的玉米期货是在 2004 年 9 月 22 日在 DCE 正式挂牌交易,为研究 DCE 玉米期货价格与 CBOT 玉米期货价格的关联性,笔者采用从 2004 年 9 月 22 日到 2009 年 1 月 23 日数据作为样本区间。由于每个期货合约都将在一定时间到期,期货价格具有不连续的特点,即对于每 1 个期货合约的时间跨度是有限的,任一交割月份的期货合约在合约到期以后,该合约即不复存在。另外,在同一交易日会有若干不同交割月份的期货合约在同时进行交易,因此,同一期货品种在同一交易日会同时有若干个不同交割月份的期货数据存在<sup>[14]</sup>。为研究的需要,采用由近到远第 3 个期货合约的日收盘价格。为保持时间数据的配对,剔除 2 个市场之间的非配对数据,得到 1 021 组数据。为克服研究中可能出现的异方差问题,对原数据进行对数处理<sup>[15]</sup>,  $dce$  和  $cbot$  分别代表对数处理后的 DCE 和 CBOT 的玉米期货价格。如无特殊说明,该文所有计算均通过 EViews 软件完成。

**2.2 平稳性检验** 在对 DCE 和 CBOT 两者进行协整分析之前,首先要确定 2 个期货价格时间序列是否平稳。笔者运用 ADF 单位根检验法对 2 个期货市场的价格时间序列进行平稳性检验。

表 1  $dce$  和  $cbot$  时间序列平稳性检验结果

Table 1 Stationary test results of  $dce$  and  $cbot$  time sequence

序列 Sequence	检验形式 (C, T, K) Test form	ADF	显著性水平 Significance level		
			1%	5%	10%
$dce$	(C, T, 13)	-2.121 9	-3.967 2	-3.414 3	-3.129 3
	(C, 0, 13)	-1.764 8	-3.436 6	-2.864 2	-2.568 2
	(0, 0, 7)	1.161 2	-2.567 2	-1.941 1	-1.616 5
$\Delta dce$	(0, 0, 12)	-7.608 0	-2.567 2	-1.941 1	-1.616 5
$cbot$	(C, T, 5)	-1.640 0	-3.967 1	-3.414 2	-3.129 2
	(C, 0, 5)	-1.158 1	-3.436 6	-2.864 2	-2.568 2
	(0, 0, 5)	0.810 3	-2.567 2	-1.941 1	-1.616 5
$\Delta cbot$	(0, 0, 4)	-14.469 7	-2.567 2	-1.941 1	-1.616 5

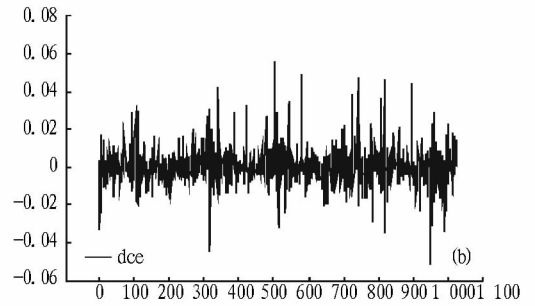
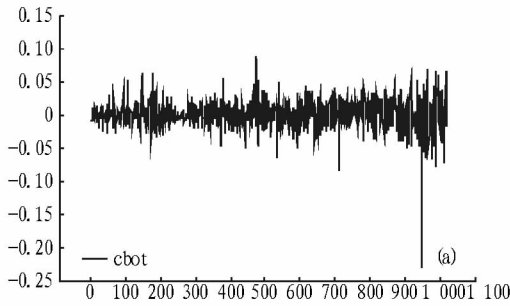
注: C 代表截距项; T 代表时间趋势; K 代表滞后期;  $\Delta$  代表差分算子; K 根据 AIC 准则确定。下同。

Note: C stands for intercept term; T stands for time trend; K stands for lag phase;  $\Delta$  stands for difference operator; K determined by AIC criteria. The same as follows.

表 1 列出了  $cbot$  和  $dce$  时间序列平稳性检验结果。由表 1 可知,从 2 个时间序列的水平值检验来看,  $dce$  和  $cbot$  的 ADF 值在各个显著性水平上均大于临界值,说明这 2 个水平时间序列均存在单位根,为非平稳序列,而 2 个一阶差分序列的 ADF 值在各个显著性水平上均小于临界值,这说明这 2 个一阶差分序列均为平稳序列。

通过总结上述各项 ADF 值检验结果可知,  $dce$  和  $cbot$  为一阶单整序列 ( $dce, cbot: I(1)$ )。图 1 分别显示  $cbot$  和  $dce$  的一阶差分图。

**3.3 协整检验** 协整分析的经济意义在于揭示时间序列变量的长期稳定关系。该研究的时间序列变量只有 2 个,因此采用 EG 法检验。

图1 *cbot*(a)和*dce*(b)一阶差分Fig.1 Maps of the first difference of *cbot*(a) and *dce*(b)

由表1得出 *dce* 和 *cbot* 为同阶单整序列,分别以 *dce* 和 *cbot* 为因变量进行 *OLS* 回归。方程如下:

$$\begin{aligned} cbot &= 2.361861 \times dce - 11.414180 \\ &\quad (0.026006) \quad (0.189678) \\ &\quad (90.821020) \quad (-60.176560) \\ R^2 &= 0.890045 \quad DW = 0.050341 \end{aligned} \quad (10)$$

$$\begin{aligned} dce &= 0.376841 \times cbot + 5.103151 \\ &\quad (0.004149) \quad (0.024151) \\ &\quad (90.821020) \quad (211.303500) \\ R^2 &= 0.890045 \quad DW = 0.051310 \end{aligned} \quad (11)$$

由公式(10)和(11)分别得到残差序列  $e_1$  和  $e_2$ ,根据 EG 法可知,2个序列若存在协整关系,则其残差序列为平稳序列。为此对2个残差序列运用 ADF 法进行平稳性检验。

表2  $e_1$  和  $e_2$  平稳性检验结果Table 2 Stationary test results of  $e_1$  and  $e_2$ 

序列 Sequence	检验形式 (C, T, K) Test form	ADF	显著性水平 Significance level		
			1%	5%	10%
$e_1$	(0,0,2)	-3.369854	-2.567236	-1.941135	-1.616490
$e_2$	(0,0,3)	-3.709457	-2.567238	-1.941135	-1.616490

表2列出了2个残差序列的平稳性检验结果。由表2可知, $e_1$  和  $e_2$  的 ADF 值在各个显著性水平上均小于临界值,可拒绝零假设, $e_1$  和  $e_2$  为平稳序列,说明 *dce* 和 *cbot* 存在协整关系。

**2.4 VAR 模型** 由上文可得出 *dce* 和 *cbot* 存在长期均衡关系,但无法确定两者之间是否存在滞后期的影响及其影响作用是否显著,为此建立 VAR 模型。

表3 VAR(P)滞后阶的 AIC 值和 SC 值

Table 3 AIC &amp; SC values of VAR(P) lag order

滞后阶 Lag order	AIC	SC
0	-2.481893	-2.473085
1	-11.457890	-11.428470
2	-11.490600	-11.441560*
3	-11.491410	-11.422750
4	-11.485740	-11.397470
5	-11.492970*	-11.385090
10	-11.477850	-11.271890
15	-11.467100	-11.163060
20	-11.456940	-11.054820

注:\*表示在5%的水平上值最小。

Note:\* stands for the value is smallest at the 5% level.

由表3可知,当 VAR 为 2 时,SC 值最小,当 VAR 为 5 时,AIC 值最小,因而模型无法使 AIC 和 SC 值同时达到最小,这时需要采用 LR 检验进行取舍<sup>[16]</sup>。设零假设为最优滞后期为 5,则检验统计量:

$$LR = -2 \times (L_5 - L_2) = -2 \times (2504.819 - 2508.251) = 6.864 \quad (12)$$

式中, $L_5$  和  $L_2$  分别表示 VAR(5) 和 VAR(2) 时模型整体的对数似然函数值。在零假设下,LR 统计量有渐近的  $\chi^2(n)$  分布,其自由度为从 VAR(5) 到 VAR(2) 对模型参数增加的零约束个数。 $\chi_{0.05}^2(3) = 7.815$ 。

根据公式(12)计算结果, $LR < 7.815$ ,故可以在 5% 的显著水平上接受原假设,即模型的最优滞后期长度为 5。

为研究 *dce* 和 *cbot* 之间滞后期的影响,分别以 *dce* 和 *cbot* 为因变量,建立 VAR 模型,其结果由表 4 所示。

表4 VAR(5)统计

Table 4 Statistical table of VAR(5)

自变量 Independent variable	因变量 Dependent variable	
	<i>cbot</i>	<i>dce</i>
C	-0.143657***	0.076447***
<i>cbot</i> (-1)	1.036342*	0.079304*
<i>cbot</i> (-2)	-0.035086	-0.108857*
<i>cbot</i> (-3)	-0.012418	0.017286
<i>cbot</i> (-4)	0.044014	0.052058***
<i>cbot</i> (-5)	-0.046588	-0.035139***
<i>dce</i> (-1)	-0.026011	0.838546*
<i>dce</i> (-2)	-0.050758	0.169856*
<i>dce</i> (-3)	0.113619	0.023714
<i>dce</i> (-4)	0.134958	0.001312
<i>dce</i> (-5)	-0.141094	-0.047576

注:C 表示常数项,\* 和 \*\*\* 分别代表在 1% 和 10% 水平上显著。

Note:C stands for constant terms;\* and \*\*\* stand for significant at the 1% and 10% level respectively.

由表4可知,*cbot* 滞后 1、2、4 和 5 期对 *dce* 影响显著,*cbot* 滞后 1 期 1 单位的变化,会引起 *dce* 的 0.079304 单位的正向变化,而 *cbot* 滞后 2 期 1 单位的变化,会引起 *dce* 的 0.108857 单位的负向变化,而 *cbot* 滞后 3 期的影响不显著,*cbot* 滞后 4 期 1 单位的变化,引起 *dce* 的 0.052058 单位的正向变化,而 *cbot* 滞后 5 期的 1 单位的变化,会引起 *dce* 0.035139 单位的负向变化;*dce* 对 *cbot* 的滞后期作用不显著。

DCE 玉米期货价格对 CBOT 玉米期货价格影响不显著,主要是受我国玉米进出口贸易政策以及在期货合约的设计和期贸交易、交割规则制定等方面存在差异的影响。虽然自

2004 年开始我国全面实行粮食购销市场化政策,国家通过对玉米出口实行出口退税政策,提高我国玉米出口量,但是我国玉米的国际贸易还没有完全放开,仍实行玉米进口关税配额管理,这在一定程度上弱化了国内和国外玉米期货价格之间的联系<sup>[3]</sup>。

**2.5 Ganger 因果检验** 由上述“2.3”表明 *dce* 和 *cbot* 存在长期均衡关系,但却无法说明 2 个变量的相互引导关系。因此需要对 2 个变量做进一步的 Ganger 因果检验。

根据上文可知,最优滞后期长度为 5,检验结果由表 5 所示。

表 5 *dce* 和 *cbot* 的 Ganger 因果检验结果

Table 5 Granger Causality test results of *dce* and *cbot*

零假设	F 统计量	P 概率值	结论
Null hypothesis	F statistics	P probability value	Conclusion
<i>dce</i> 不引导 <i>cbot</i>	2.256 59	0.046 88	引导 Guidance
<i>dce</i> not guide <i>cbot</i>			
<i>cbot</i> 不引导 <i>dce</i>	9.096 39	0.000 60	引导 Guidance
<i>cbot</i> not guide <i>dce</i>			

由表 5 可知,在 5% 的置信水平上,均可拒绝零假设,表明 *dce* 和 *cbot* 之间存在双向引导关系。这是由于一方面 CBOT 是世界全部玉米的定价中心,它的价格代表着全球玉米的供需情况;而另一方面,随着经济全球化的进一步深入,促使大连玉米期货市场的管理更加规范,交易较为活跃,较好地发挥了套期保值和价格发现的功能,从而使得两者之间显示出较强的联动效应<sup>[1]</sup>。

**2.6 向量误差修正模型** 在上文“2.3”可得出 *dce* 和 *cbot* 之间存在协整关系,由此可建立 VEC 模型分析两者之间的短期变动关系。

由表 6 可知,在以  $\Delta cbot$  为因变量的 VEC 模型中,误差修正系数为  $-0.0108 < 0$ ,且显著,说明当期 CBOT 玉米期货

表 6 VEC 模型估计

Table 6 VEC model estimation

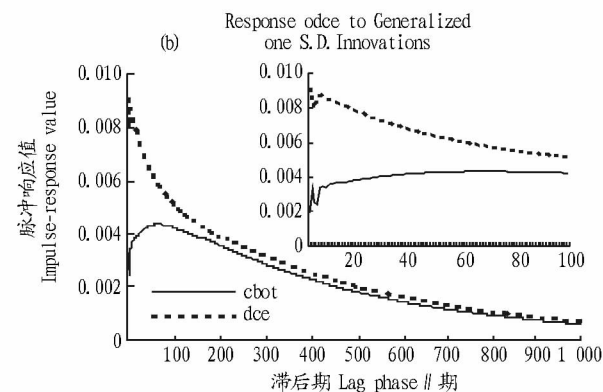
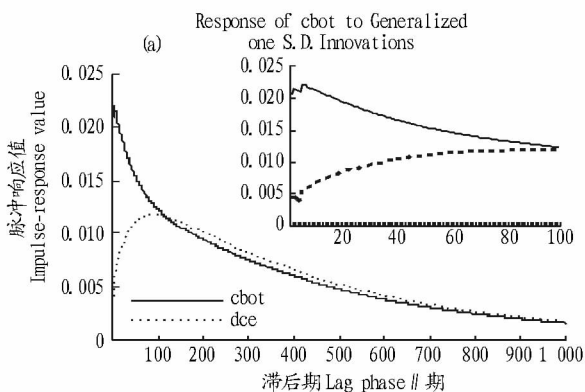
解释变量 Explanatory variables	被解释变量 Interpreted variables	
	$\Delta cbot$	$\Delta dce$
<i>C</i>	0.000 6	0.000 3
<i>ecm</i>	-0.010 8*	0.005 5*
<i>cbot</i> (-1)	0.050 1**	0.075 3*
<i>cbot</i> (-2)	0.013 5	-0.034 3*
<i>cbot</i> (-3)	0.004 0	-0.017 2
<i>cbot</i> (-4)	0.046 7	0.035 1*
<i>cbot</i> (-5)	-0.086 2*	-0.016 2
<i>dce</i> (-1)	-0.041 3	-0.143 3*
<i>dce</i> (-2)	-0.110 5**	0.020 1
<i>dce</i> (-3)	-0.005 7	0.044 2
<i>dce</i> (-4)	0.172 9*	0.050 3**
<i>dce</i> (-5)	0.063 0	-0.009 9

注: \* 和 \*\* 分别表示在 5% 和 10% 的显著性水平上,系数显著。

Note: \* and \*\* stand for coefficient significantly at 5% and 10% significant level respectively.

价格出现偏离时,误差修正项对 CBOT 玉米期货价格非均衡状态进行负向修正。多数的 DCE 玉米期货价格的差分序列不显著,说明 DCE 玉米期货价格对 CBOT 玉米期货价格的影响信息未得到有效迅速地传递。在以  $\Delta dce$  为因变量的 VEC 模型中,误差修正系数为  $0.000 3 > 0$ ,且显著,说明 DCE 玉米期货价格的实际值与均衡值的误差有  $0.000 3$  的正向修正。多数的 CBOT 玉米期货价格的差分序列显著,说明 CBOT 玉米期货价格对 DCE 玉米期货价格的影响信息得到了有效迅速地传递。以上表明 *cbot* 和 *dce* 均存在着误差修正机制。

**2.7 脉冲响应** 为进一步研究 *dce* 和 *cbot* 两者之间的关系,运用 GIS 法脉冲响应函数进行实证研究。这种方法的优点在于可以克服协方差矩阵进行 Cholesky 分解不唯一的缺点<sup>[12]</sup>。



注:(a)表示 CBOT 时间序列;(b)表示 DCE 时间序列。

Note:(a) stands for *cbot* time sequence; (b) stands for *dce* time sequence.

图 2 *cbot* 和 *dce* 的脉冲响应

Fig. 2 The impulse-response map of *cbot* and *dce*

由图 2(a)可知,*cbot* 对自身价格波动反应迅速,当日的冲击为 20.67%,在随后几日中出现波动,并在滞后 6 日冲击达到最大,为 22.13%;而 *dce* 对 *cbot* 的冲击明显具有滞后性,对 *cbot* 当日的价格冲击为 0.44%,在滞后 91 期达到最大,为 1.19%。

冲击为 0.91%,第 2 日下降到 0.79%,之后几日上升,在第 5 日上升到 0.87%;而 *cbot* 对 *dce* 价格当日的冲击为 1.93%,第 2 日上升到 3.27%,并在前 9 日内出现波动性的影响。

由图 2 还可以看出,*cbot* 和 *dce* 在受冲击影响后均能逐渐恢复到初始状态。

由于 CBOT 开始期货交易时,DCE 的期货交易已经结

束,即 DCE 与 CBOT 的期货交易存在时间差,DCE 的期货交易早于 CBOT 的期货交易,使得 *cbot* 对 *dce* 价格出现波动性的影响。由于 CBOT 是全球最大的农产品期货交易市场,同时也是全球农产品价格的报价中心,因而 CBOT 的影响力要大于 DCE 的影响力<sup>[17]</sup>。这使得 *cbot* 对 *dce* 价格的冲击要大于 *dce* 对 *cbot* 的冲击,*cbot* 的脉冲响应效率优于 *dce*。

**2.8 方差分解** 由表 7 可知,对于 *cbot* 长期作用的总方差,在滞后 1 期,100% 来自于自身,并且随着滞后期的增加,来自于自身的部分下降并在滞后 1 000 期趋向于 67%,而来自于 *dce* 上升,并在滞后 1 000 期趋向于 34%。

表 7 方差分解结果

Table 7 The results of variance decomposition

滞后期 Lag phase	来自于 <i>cbot</i> From <i>cbot</i>		来自于 <i>dce</i> From <i>dce</i>	
	<i>cbot</i>	<i>dce</i>	<i>cbot</i>	<i>dce</i>
1	100	0	4.523 6	95.476 4
.....	.....	.....	.....	.....
5	99.909 8	0.090 2	10.375 2	89.624 9
.....	.....	.....	.....	.....
10	99.646 8	0.353 2	13.280 1	86.719 9
.....	.....	.....	.....	.....
100	83.266 2	16.733 8	32.682 2	67.317 8
.....	.....	.....	.....	.....
1 000	66.631 2	33.368 8	45.693 7	54.306 3

而对于 *dce* 长期作用的总方差,在滞后 1 期,95.476 4% 来自于自身,4.523 6% 来自于 *cbot*,并且随着滞后期的增加,来自于自身的部分下降并在滞后 1 000 期趋向于 54%,而来自于 *cbot* 上升,并在 1 000 期趋向于 46%。

由图 2 和表 7 中可以看出,CBOT 玉米期货价格的冲击主要来自自身,但 DCE 玉米期货价格对 CBOT 玉米期货价格也有约 33.37% 的冲击,这是因为我国是玉米生产大国,总产量居世界第二,其玉米产业在世界玉米市场起着一定的作用。而 DCE 玉米期货价格的冲击有约 45% 来自于 CBOT 玉米期货价格,说明 DCE 玉米期货价格受到了 CBOT 玉米期货价格的影响。

### 3 结论

(1) DCE 玉米期货价格与 CBOT 玉米期货价格存在协整关系,后者滞后 1、2、4 和 5 期对前者影响显著,其中滞后 1 和

4 期是正向作用,而滞后 2 和 5 期是负向作用,而滞后期 3 期的影响不显著,后者对前者呈现出跳跃性的影响,而前者对后者的滞后期作用不显著。

(2) DCE 玉米期货价格与 CBOT 玉米期货价格存在双向引导关系,表明我国玉米期货参与对全球玉米期货市场的影响作用在日益增大。

(3) DCE 玉米期货价格与 CBOT 玉米期货价格存在误差修正机制,后者对价格波动的脉冲响应效率优于前者,两者均受到来自对方的价格冲击。

### 参考文献

- [1] 杨传博,张荣大.中美玉米期货价格相关度的协整关系研究——基于日收盘价的实证分析[J].市场周刊:理论研究,2007(11):81-83.
- [2] 王骏,蒋荣兵,刘亚青.世界玉米期货市场国际关联性研究——基于中、美、日三国实证研究[J].中国农业大学学报,2008,13(3):43-50.
- [3] 丁丽君.国内玉米期货价格与现货及国外期货价格之间的关联分析[J].时代金融,2007(5):42-43.
- [4] 孙月新,孙东升,王芳.中美玉米期货价格关系的实证研究[J].全国商情:经济理论研究,2007(8):94-95.
- [5] 夏天,冯利臣.中国玉米期货市场的价格引导作用究竟有多大?——基于 VECM 模型的实证研究[J].广西金融研究,2007(11):53-56.
- [6] 张书云. Granger 因果检验用法探讨[J].数理统计与管理,2009,28(2):244-251.
- [7] DICKEY A D, FULLER W A. Likelihood ratio statistics for autoregressive time series with unit root [J]. Econometrica, 1981, 49(4):1057-1072.
- [8] GRANGER C W J. Some properties of time series data and their use in econometric model specification [J]. Journal of Econometrics, 1981, 16:121-130.
- [9] ENGLE R F, GRANGER C W J. Cointegration and error correction representation estimation and testing [J]. Econometrica, 1987, 55(2):251-276.
- [10] GRANGER C W J. Investigating casual relations by econometric models and cross-spectral methods [J]. Econometrica, 1969, 37:424-438.
- [11] 刘金全,刘志刚.具有 Markov 区制转移的向量误差修正模型及其应用[J].管理科学学报,2006,9(5):44-49.
- [12] 刘亚青,王骏,刘纯安.我国期货市场与 GDP 的动态关系研究[J].统计与决策,2008(11):119-121.
- [13] 刘晓雪,黄剑.中国棉花期货价格发现功能的实证研究[J].统计与决策,2008(21):125-128.
- [14] 王骏,蒋荣兵.全球三大植物油期货市场国际关联性研究[J].南京农业大学学报:社会科学版,2008(8):30-37.
- [15] 焦建玲,范英,魏一鸣.基于 VECM 的汽柴油价格不对称性分析[J].中国管理科学,2006,14(3):97-102.
- [16] 余炜彬,范英,魏一鸣,等. Brent 原油期货市场的协整分析[J].数理统计与管理,2004,23(5):26-32.
- [17] 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,2004,3(3):727-742.
- [18] 王丽英,张国印,王志军,等.土壤污染的生物修复技术研究现状及展望[J].河北农业科学,2003,7(S1):81-85.
- [19] 滕应,黄昌勇.重金属污染土壤的微生物生态效应及其修复研究进展[J].土壤与环境,2002,11(1):85-89.
- [20] 王世华,高双成,常会庆.重金属污染土壤的治理途径[J].河北农业科学,2008,12(11):80-82.
- [21] 鲍桐,廉梅花,孙丽娜,等.重金属污染土壤植物修复研究进展[J].河北农业科学,2008,12(2):858-865.
- [22] 张国印,王丽英,孙世友,等.土壤的重金属污染及其防治[J].河北农业科学,2003,7(S1):65-69.
- [23] 岳明,李法松.生物修复技术在养殖水环境中的研究进展[J].河北农业科学,2008,12(7):104-105.
- [24] 张太平,潘伟斌.根际环境与土壤污染的植物修复研究进展[J].生态环境,2003,12(1):76-81.
- [25] WU S C, LUO Y M, CHEUNG K C, et al. Influence of bacteria on Pb and Zn speciation, mobility and bioavailability in soil: a laboratory study [J]. Environ Pollut, 2006, 144:765-773.
- [26] PETER C, LI X L, CHEN B D. Arbuscular mycorrhiza can depress translocation of zinc to shoots of host plants in soils moderately polluted with zinc [J]. Plant and Soil, 2004, 261:209-217.
- [27] BURKE S J, ANGLE J S, CHANEY R L, et al. Arbuscular mycorrhizae effects on heavy metal uptake by corn [J]. Int J Phytorem, 2000, 2:23-29.
- [28] AUDET P, CHAREST C. Heavy metal phytoremediation from a meta-analytical perspective [J]. Environ Pollut, 2007, 147:231-237.
- [29] AUDET P, CHAREST C. Dynamics of arbuscular mycorrhizal symbiosis in heavy metal phytoremediation: meta-analytical and conceptual perspectives Environ [J]. Pollut, 2007, 147:609-614.
- [30] GENTRY T J, CHRISTOPHER R, IAN P. New approaches for bioaugmentation as a remediation technology [J]. Critical Reviews in Environ. Sci. Technol, 2004, 34:447-494.
- [31] WU Q T, DENG J C, LONG X X, et al. Selection of appropriate organic additives for enhancing Zn and Cd phytoextraction by hyperaccumulators [J]. Journal of Environmental Sciences, 2006, 18:1113-1118.

(上接第 14834 页)