

中美小麦期货价格与现货价格传递关系的比较研究

邵永同¹, 高旺盛²

(1. 中国农业大学 经济管理学院, 北京 100083; 2. 中国农业大学 区域农业发展研究中心, 北京 100094)

摘 要:为研究我国小麦期货市场价格发现功能的发挥程度及此功能对现货市场价格的影响, 本文运用 Johansen 协整检验、误差修正模型、脉冲响应函数和方差分解等对中美小麦期货与现货价格传递关系进行了实证研究。结果显示: 中美两国国内小麦期货与现货价格之间均存在明显的双向引导关系和长期均衡关系; 我国小麦期货价格和现货价格对一个标准差信息冲击的反应均稍强于美国; 我国小麦期货市场价格发现功能的发挥程度要优于美国。

关键词:小麦; 期货价格; 现货价格; 价格传递; 价格发现功能

中图分类号: F323.8 **文献标识码:** A **文章编号:** 1002-980X(2008)11-0081-07

众所周知, 无论在国内还是国外, 现代期货市场最早都起源于农产品期货市场, 小麦作为一种重要的农产品, 是最早的期货品种之一。美国是世界上主要的小麦出口国, 其小麦期货价格一直是国际小麦现货市场的基准价格。而中国是世界主要小麦生产国、消费国和进口国之一, 随着我国加入 WTO 和国内市场的不断开放, 我国小麦现货市场价格既受到国内小麦期货市场价格的影响, 又受到国际小麦期货、现货市场价格的影响。小麦期货、现货价格之间的关系是反映小麦期货市场效率的一个重要手段, 因此, 研究中美小麦期货与现货价格传递关系既可以为我国小麦期货市场价格发现功能的发挥程度及其对现货市场价格的影响提供较为客观的判断依据, 也能为我国小麦期货市场的发展和政策制订提供一个强有力的理论支撑, 同时对提升我国小麦现货市场的总体产业水平也有着非常重要的意义。

1 文献综述

目前, 国外对期货与现货价格关系的研究主要有: Gray 和 Tomek、Kofi、Leuthold、Hanson 和 Hor-drick、Bigman 等用近交割月的期货价格与对应的现货价格进行回归分析, 以检验期货价格对现货价格的引导作用; KSLai、CSchroeder、Quan、Ghosh、Fortenbery、Kavussanos 和 Nomikos、Haigh

等利用协整的方法对期货与现货市场价格之间的相互关系进行了检验, 发现绝大多数期货品种存在明显的期货、现货价格的协整关系; Johansen 在前人研究的基础上, 建立 VAR 模型并基于该模型运用极大似然法进行协整检验, 以研究期货与现货价格间的相互关系; 而 Hasbrouck 则在协整分析的基础上, 进一步利用方差分解的方法来识别期货市场与现货市场相互之间的关系及其对自身价格发现功能的大小^[1]。

国内学者在此方面也做了很多研究。张振、陶建平在对中美小麦期货价格进行协整检验的基础上, 通过误差修正模型 (ECM) 和 Granger 因果检验对中美两国小麦期货市场的相关性和引导性进行了实证分析, 得出中美小麦期货市场之间具有高度的相关性, 并且美国芝加哥商品交易所 (CBOT) 小麦期货价格对我国郑州商品交易所 (ZCE) 小麦期货价格具有很强的影响作用^[2]。胡宇、周宏应用相关性分析、协整检验和 Granger 因果检验对我国小麦期货、现货的价格关系进行了分析, 得出我国小麦期货价格能够引导现货价格的结论^[3]。赵荣、乔娟对中美棉花期货与现货价格的传导关系进行了比较分析, 得出中美棉花期货价格的新信息对现货价格的影响更大, 且中美棉花期货市场在现货价格发现中均处于主导地位, 美国棉花现货市场价格偏离均衡

收稿日期: 2008-06-20

作者简介: 邵永同 (1977—), 男, 江苏盐城人, 中国农业大学经济管理学院博士研究生, 研究方向: 农产品期货市场、期货与金融衍生品研究; 高旺盛 (1963—), 男, 甘肃天水人, 中国农业大学教授, 博士生导师, 主要研究方向: 宏观农业、区域农业等。

价格时,短期内恢复到均衡状态的速度要快于我国等结论^[4]。李公民、刘镭、李志武通过 Granger 因果检验方法对上海铜期货与现货价格之间的互谐(cointegration)和引导关系进行了实证分析,结果表明,上海市场 1# 铜现货价格对期货价格存在滞后引导关系,而期货价格对现货价格的引导关系不太明显^[5]。王健、陆文聪、黄祖辉对我国大豆期货与现货价格协整关系和引导关系进行了分析,结果显示期货价格对现货价格具有较强的引导作用^[6]。

总之,国内外的已有研究主要集中在不同期货市场之间的价格相关性和期货价格对现货价格的引导关系方面,而针对不同国家的期货与现货价格传递关系的比较研究则非常少。本文正是基于这一角度对中美小麦期货与现货价格的传递关系进行实证分析。

2 研究方法

在实证研究中,本文首先采用 ADF 单位根检验方法对中美两国小麦期货、现货价格时间序列的平稳性进行检验;在此基础上,建立 VAR 模型对小麦期货、现货价格序列的协整关系进行 Johansen 检验和误差修正检验(ECM);接着通过 Granger 因果分析对具有协整关系的期货与现货价格引导关系进行检验;为能够反映一个标准差信息对变量的当期值和未来值所产生的影响,以刻画小麦期货价格变动和现货价格变动之间的相互影响,本文运用了脉冲响应函数来进行实证分析;最后运用方差分解的方法就小麦期货市场对现货市场的价格发现功能的大小和相互关系进行了实证研究。

1) ADF 单位根检验。一般来说,在对时间序列数据进行协整检验和误差修正分析时,必须对其进行平稳性检验,只有确定其为 $I(1)$ 阶平稳序列时,才能对其进行进一步的分析。本文对小麦的期货价格时间序列 F_t 和现货价格时间序列 P_t 及其对应的一阶差分序列 ΔF_t 和 ΔP_t 进行平稳性检验。ADF 检验模型为:

$$\Delta X_t = \alpha + \beta \Delta X_{t-1} + \sum_{i=1}^p \delta_i \Delta X_{t-i} + \varepsilon_t \quad (1)$$

式(1)中: $\Delta X_t = X_t - X_{t-1}$, $\Delta X_{t-i} = X_{t-i} - X_{t-i-1}$; 当对小麦期货价格时间序列作 ADF 检验时, X_t 指期货价格 F_t ; 当对小麦现货价格时间序列作 ADF 检验时, X_t 则指现货价格 P_t ; ε_t 为白噪声; p 为变量滞后的期数, p 的选择标准是能够使得白噪声项 ε_t 不存在序列自相关。ADF 检验的原假设

为 $H_0: \beta = 0$; 备择假设为 $H_1: \beta \neq 0$ 。ADF 值是模型估计中得到的 β 的非标准 t 检验值^[7]。如果对期货和现货价格时间序列的检验结果拒绝原假设,则表明它们为平稳序列,即服从 $I(0)$ 过程,可以直接计算它们的相关系数;如果这两个时间序列数据的检验结果表明是非平稳的,且服从 $I(1)$ 过程,则可以对其进行协整检验,以确定它们之间的相关程度。

2) Johansen 检验。Johansen 检验是由 Johansen 和 Juselius 在 1990 年一起提出的一种以 VAR 模型为基础的基于回归系数的协整检验。Johansen 检验的目的是决定一组非平稳序列的线性组合是否具有稳定的均衡关系,其基本思想为:如果 k ($k \geq 2$) 个时间序列变量是非平稳的,但它们的 d 阶差分是平稳的,则这些非平稳的时间序列变量存在长期的协整关系^[8]。由于 Johansen 检验以 VAR 模型为基础,因此在进行 Johansen 检验之前,我们应建立向量自回归模型(VAR)。鉴于本文研究的是期货与现货价格传递关系,因此需建立双变量 VAR 模型:

$$\begin{bmatrix} \Delta P_t \\ \Delta F_t \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \gamma_1 \\ \gamma_2 \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \alpha_1 - 1 & \alpha_2 \\ \alpha_1 & \alpha_2 - 1 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} P_{t-1} \\ F_{t-1} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \mu_{1t} \\ \mu_{2t} \end{bmatrix} \quad (2)$$

式(2)中: γ_1 和 γ_2 为模型的常数项; α_1 、 α_2 、 α_{21} 和 α_{12} 是系数; μ_{1t} 和 μ_{2t} 则为随机误差项; $\Delta P_t = P_t - P_{t-1}$, $\Delta F_t = F_t - F_{t-1}$ 。分别令 $Z_t = \begin{bmatrix} P_t \\ F_t \end{bmatrix}$, $\Delta Z_t = Z_t - Z_{t-1} = \begin{bmatrix} \Delta P_t \\ \Delta F_t \end{bmatrix}$, $\eta = \begin{bmatrix} \alpha_1 - 1 & \alpha_{12} \\ \alpha_{21} & \alpha_2 - 1 \end{bmatrix}$, 则双变量 VAR 模型可表示为:

$$\Delta Z_t = \gamma + \eta Z_{t-1} + \mu \quad (3)$$

由于 Z_t 是由具有相同单位根的非平稳序列 P_t 和 F_t 组成,因此其至少是一阶单整的,即 $Z_t \sim (1)$, 那么对 Z_t 作一阶差分处理后所得的差分向量 ΔZ_t 则为平稳序列,即 $\Delta Z_t \sim (0)$ 。至此,式(3)中除 ηZ_{t-1} 外,其余各项都是平稳序列,从而可知,当 $\eta = 0$ 也就是矩阵的秩 $r(\eta) = 0$ 时, Z_t 的分向量 P_t 和 F_t 之间不存在协整关系;反之,当 $0 < r(\eta) < n$ (n 为模型中所含变量的个数,在该方程中为 2) 时,则 Z_t 的分向量 P_t 和 F_t 之间存在协整关系。由 Granger 定理可知,如果方程系数矩阵 η 的秩 $r(\eta) < n$, 则有秩为 r 的 $n \times r$ 阶矩阵 α 和 β , 使得 $\eta = \alpha\beta$ 且 $\beta Z_{t-1} \sim I(0)$, 其中 β 是反映 Z_t 各分量之间长期均衡关系的协整参数矩阵, α 是反映变量当期对前一期失衡的短期调整的调整系数矩阵。由此可见, η 对于检验向量各元素间是否具有协整关系有着重

要的意义。Johansen 检验主要是检验协整参数矩阵 β 的秩,并估计协整向量和调节系数矩阵 α 。

3) 误差修正模型 (error correction model, ECM)。ECM 能够把解释变量的长期作用和短期作用分离开来,这样不仅可以反映变量之间的短期关系,也可以反映变量之间的长期关系,而且可以反映出变量之间的长期作用的动态均衡机制^[9]。

先考虑一个一阶自回归分布滞后模型:

$$y_t = Y_0 + Y_1 y_{t-1} + Y_2 x_t + Y_3 x_{t-1} + \mu_t. \quad (4)$$

式(4)中, $u_t \sim i.i.d(0, \sigma^2)$, 令 $y^* = E(y_t)$, $x^* = E(x_t)$, 由于 $E(u_t) = 0$, 因而有

$$y^* = Y_0 + Y_1 y^* + Y_2 x^* + Y_3 x^*. \quad (5)$$

进而有

$$y^* = Y_0 / (1 - Y_1) + (Y_2 + Y_3) / (1 - Y_1) x^*. \quad (6)$$

令 $s_0 = Y_0 / (1 - Y_1)$, $s_1 = (Y_2 + Y_3) / (1 - Y_1)$, 则式(6)可表示为 $y^* = s_0 + s_1 x^*$, 其中, s_1 为 y_t 关于 x_t 的长期乘数, 度量了 y_t 与 x_t 之间的长期均衡关系。

而对式(4)两端减去 y_{t-1} , 右端分别加减 $Y_0 x_{t-1}$ 进行变换可得:

$$\Delta y_t = Y_0 + (Y_1 - 1)(y_{t-1} - s_1 x_{t-1}) + Y_2 \Delta x_t + \mu_t. \quad (7)$$

记 $\alpha = Y_1 - 1$, 则由式(7)可得到误差修正模型的基本表达式:

$$\Delta y_t = Y_0 + \alpha(y_{t-1} - s_1 x_{t-1}) + Y_2 \Delta x_t + \mu_t. \quad (8)$$

式(8)中: y_t 代表期货价格 F_t 的时间序列; x_t 代表现货价格 P_t 的时间序列; $\alpha(y_{t-1} - s_1 x_{t-1})$ 为误差修正项; α 为误差修正项系数。由于式(4)中 $|Y_1| < 1$, 因此 $\alpha = Y_1 - 1 < 0$, α 通常也被称为调整系数, 表示在 $t-1$ 期 y_{t-1} 和 $s_0 + s_1 x_{t-1}$ 之间偏差的调整速度。当 α 的估计值接近于 -1 时, 说明偏差的调整速度较快, 短期的扰动能够很快重新回到均衡状态, 也即变量之间存在短期的协整关系, 反映了期货市场与现货市场之间具有较为紧密的联系; 而当 α 的估计值接近于 0 时, 意味着变量一旦受到某种偶然因素的冲击后, 重新回到均衡状态的速度非常慢, 反映了期货市场与现货市场之间不存在较为明显的短期协整关系。

4) Granger 因果检验。Granger 因果关系检验实质上是检验一个变量的滞后变量是否可以引入到另一个变量方程中, 如果受到这个引入的滞后变量的影响, 则认为它们之间具有 Granger 因果关系^[10]。在对期货与现货价格关系做 Granger 因果检验时, 可以建立二元模型:

$$y_t = a_0 + \sum_{i=1}^p a_i y_{t-i} + \sum_{j=1}^p k_j x_{t-j} \quad (i = 1, 2, \dots, p; j = 1, 2, \dots, p); \quad (9)$$

$$x_t = b_0 + \sum_{i=1}^p b_i x_{t-i} + \sum_{j=1}^p s_j y_{t-j} \quad (i = 1, 2, \dots, p; j = 1, 2, \dots, p). \quad (10)$$

式(9)和式(10)中: y_t 代表期货价格 F_t 的时间序列; x_t 代表现货价格 P_t 的时间序列。在式(9)中, 若 $k_1 = k_2 = \dots = k_p = 0$, 则表明 x_t 不是 y_t 的 Granger 原因, 即现货价格不具备解释和预测期货价格的能力; 在式(10)中, 若 $s_1 = s_2 = \dots = s_p = 0$, 则表明 y_t 不是 x_t 的 Granger 原因, 即期货价格不具备解释和预测现货价格的能力; 若 $k_1 = k_2 = \dots = k_p = 0$ 和 $s_1 = s_2 = \dots = s_p = 0$ 同时成立, 则表明 x_t 和 y_t 之间不存在任何方向的因果关系。

5) 脉冲响应函数。脉冲响应函数方法 (impulse response function, IRF) 是分析一个误差项发生变化或者说模型的随机扰动项受到外来的某种冲击对系统内生变量当前值和未来值的动态影响。基于 VAR(k) 模型的脉冲响应函数基本形式为:

$$Y_t = a_{11} Y_{t-1} + \dots + a_{1k} Y_{t-k} + b_{11} X_{t-1} + \dots + b_{1k} X_{t-k} + \varepsilon_{1t}; \quad (11)$$

$$X_t = a_{21} Y_{t-1} + \dots + a_{2k} Y_{t-k} + b_{21} X_{t-1} + \dots + b_{2k} X_{t-k} + \varepsilon_{2t}. \quad (12)$$

方程(11)、方程(12)中: Y_t 可表示小麦的期货价格序列; X_t 表示小麦的现货价格序列; ε_{1t} 、 ε_{2t} 为随机扰动项。当 ε_{1t} 、 ε_{2t} 受到外来冲击而发生变化时, 其不仅会影响当前的 Y_t 、 X_t , 而且会影响到它们后期的取值。脉冲响应函数试图反映的就是这些影响的动态变化过程, 即随机扰动项的冲击如何通过模型影响到其他变量并最终反馈到自身的过程。

6) 方差分解。方差分解是通过分析每一个外来冲击对内生变量变化(通常用方差来度量)的贡献度以进一步评价不同外来冲击的重要性。在期货与现货价格关系分析中, 用 F_t 和 P_t 分别表示期货与现货价格的时间序列, 如果期货与现货价格之间存在协整关系, 则可以将 F_t 和 P_t 的信息分解成两部分: 一是反映它们共同变化趋势的部分, 称为共因子, 用 g_t 来表示; 二是反映各自市场价格变化的特定因素, 称为市场的噪声, 用 u_t 来表示; 则有 $F_t = g_t + u_{1t}$, $P_t = g_t + u_{2t}$ 。Gonzalo 和 Granger 还将市场共因子定义成 F_t 和 P_t 的一个线性组合, 即 $g_t = \lambda_1 F_t + \lambda_2 P_t$ 。方差分解就是要对两个市场共因子的方差进行分解, 并说明各自市场的扰动项对 g_t 方差

有多大程度的贡献,即相对方差贡献率(relative variance contribution, RVC)。定义 σ_1^2 、 σ_2^2 分别为 u_{1t} 、 u_{2t} 的方差,当两个市场的随机扰动不存在明显相关时,第 i 个市场的方差贡献率为:

$$S_i = \frac{\lambda_i^2 \sigma_i^2}{\lambda_1^2 \sigma_1^2 + \lambda_2^2 \sigma_2^2}。$$

而当两个市场的随机扰动存在一定的相关性时,根据乔里斯基分解和 $S_1 + S_2 = 1$ 可以得到两个市场上随机扰动项对共因子的方差贡献率分别为:

$$S_1 = \frac{(\lambda_1 m_{11} + \lambda_2 m_{12})^2}{(\lambda_1 m_{11} + \lambda_2 m_{12})^2 + (\lambda_2 m_{22})^2};$$
$$S_2 = \frac{(\lambda_2 m_{22})^2}{(\lambda_1 m_{11} + \lambda_2 m_{12})^2 + (\lambda_2 m_{22})^2}。$$

其中, $M = \begin{bmatrix} m_{11} & 0 \\ m_{12} & m_{22} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \alpha_1 & 0 \\ \rho_2 & \alpha_2 (1 - \rho^2)^{\frac{1}{2}} \end{bmatrix}$, ρ 为 u_{1t} 、 u_{2t} 的相关系数。

3 数据来源及说明

本研究所采用的期货数据分别来源于郑州商品交易所强麦期货合约日收盘价和芝加哥期货交易所小麦期货合约日收盘价。之所以选择强麦的期货交易数据,主要考虑了期货和现货数据的可获得性。我国小麦现货数据分别来源于山东、河北、河南等省几个主要小麦仓库出库价的平均数,美国小麦现货价格数据来源于美国农业部(USDA)的小麦现货报价。本文所选数据的时间跨度为 2004 年 9 月 1 日至 2008 年 3 月 12 日。由于期货市场和现货市场的交易时间有时并不统一,因而会出现在某一天有期货价格数据而没有现货价格数据或者有现货价格数据而无期货价格数据的情况,本文对出现这一情况的数据进行了剔除,最后得到美国小麦期货与现货

价格有效数据共 888 个,中国小麦期货与现货价格有效数据共 852 个。本文采用 Eviews5.0 软件对数据进行实证分析。

4 实证分析结果

4.1 ADF 单位根检验结果

在对小麦期货价格和现货价格做协整检验之前,首先利用 ADF 单位根检验对期货价格和现货价格序列进行平稳性检验,检验结果见表 1。由表 1 可知,中美小麦期货与现货价格序列都是一阶单整序列,因此可以进一步对其进行协整分析。

表 1 中美小麦期货与现货价格时间序列

平稳性检验结果

变量	检验类型	ADF 值	是否平稳
$F_t(Z)$	(C, T, 3)	- 2. 677	不平稳
$P_t(Z)$	(C, T, 4)	- 1. 117	不平稳
$F_t(C)$	(C, T, 3)	- 21. 269 **	平稳
$P_t(C)$	(C, T, 4)	- 25. 294 **	平稳
$F_t(C)$	(C, T, 3)	0. 642	不平稳
$P_t(C)$	(C, T, 4)	1. 065	不平稳
$F_t(C)$	(C, T, 3)	- 22. 512 **	平稳
$P_t(C)$	(C, T, 4)	- 19. 665 **	平稳

注: $F_t(Z)$ 和 $P_t(Z)$ 中 Z 分别表示郑州商品交易所的期货价格和我国小麦的现货价格, $F_t(C)$ 和 $P_t(C)$ 中 C 分别表示 CBOT 的小麦期货价格和美国的小麦现货价格, $F_t(Z)$ 、 $P_t(Z)$ 、 $F_t(C)$ 和 $P_t(C)$ 分别为它们的一阶差分序列,下同。检验类型中 C 、 T 分别为单位根方程中包含的常数项和趋势项。5%的临界值为 - 3. 415; “ ** ”表示在 5%的临界值水平下通过检验,序列为平稳序列。

4.2 Johansen 协整检验的实证分析

由表 1 的检验结果可知,中美小麦期货与现货价格的一阶差分序列均为平稳序列,因此可以对其进行 Johansen 协整检验,以研究它们之间的长期均衡关系,实证分析结果见表 2。

表 2 中美小麦期货与现货价格序列的 Johansen 协整检验结果

国家	特征值	迹统计量	5 %的临界值	零假设
中国	0. 017 8	18. 562 **	15. 494 7	不存在协整关系
	0. 003 9	3. 277 7	3. 841 5	至多存在一个协整关系
美国	0. 015 2	16. 582 1 **	15. 494 7	不存在协整关系
	0. 003 6	3. 144 8	3. 841 5	至多存在一个协整关系

注:“ ** ”表示在 5%的临界值水平下拒绝零假设。

它们的协整方程可表示为:

$$P_t(Z) = 1. 39 \quad F_t(Z) - 3. 26; \tag{13}$$

$$P_t(C) = 0. 01 \quad F_t(C) - 0. 08。 \tag{14}$$

从式(13)可以看出,我国小麦期货市场价格序列与现货市场价格序列之间关系的表达式中因变量系数绝对值为 1. 39,表明一单位期货价格的变动将

带来超过一单位现货价格的变动,即小麦现货市场相对于期货市场具有较大的波动性。而式(14)中,美国小麦期货市场价格序列与现货市场价格序列之间关系的表达式中因变量系数绝对值为 0. 01,表明现货价格变化幅度远远小于期货价格的变化幅度,即现货市场价格相对于期货市场价格具有较强的稳

定性。

4.3 误差修正模型的实证分析

表3给出了中美小麦期货与现货价格的误差修正模型估计结果。从表3的结果来看,我国小麦期货与现货价格的误差修正项系数分别为0.019和-0.004,且在5%的临界值水平上统计显著。同样,从表3也可以看出,美国小麦期货与现货价格的误差修正项系数分别为-1.883和-0.027,并且两者在5%的临界值水平上也都统计显著。这表明,

表3 中美小麦期货与现货价格误差修正模型估计结果

项目		中国		美国	
		现货价格	期货价格	现货价格	期货价格
误差修正项系数	估计值	-0.004(2)	0.019(2)	-0.027(2)	-1.883(2)
T统计值		-1.582**	1.762**	-2.811**	-1.893**

注:括号内的数字为滞后期,它是根据AIC和SC值最小的原则确定的。“**”表示在5%的临界值水平上统计显著。

4.4 Granger 因果检验结果

为了进一步考察中美小麦期货与现货价格传导方向,现对中美小麦期货与现货价格序列做Granger因果检验,检验结果见表4。从表4的检验结果可以看出,中美小麦期货与现货价格存在明显的双向引导关系。

表4 中美小麦期货与现货价格的Granger因果检验结果

零假设	F统计值	P值	引导否
$P(Z)$ 不引导 $F(Z)$	2.017	0.003	引导
$F(Z)$ 不引导 $P(Z)$	1.184	0.006	引导
$P(Q)$ 不引导 $F(Q)$	2.064	0.004	引导
$F(Q)$ 不引导 $P(Q)$	1.954	0.007	引导

4.5 脉冲响应函数的实证分析

由于脉冲响应函数能够准确地反映一个标准差信息的冲击对变量的脉冲反应,因此本文接着对中美小麦期货与现货价格进行脉冲响应函数分析。图1和图2分别反映了我国小麦现货价格与期货价格对一个标准差信息的脉冲反应结果。从图1可以看出:我国小麦现货价格受到来自期货市场一个标准差信息的冲击后,其反应水平从0逐渐上升,到第60个交易日时达到0.14%;而小麦现货价格受到来自现货市场的一个标准差信息冲击后,其反应水平呈现先升后降的趋势,即由0.35%很快上升到0.4%的水平,然后在一个狭小的空间内缓慢下降,直至第60个交易日恢复到初始值水平。而从图2可以看出:来自期货市场的一个标准差信息的冲击对小麦期货价格的反应呈先升后降的趋势,对当期的反应水平为1.41%,第二个交易日上升到1.47%的高点,但紧接着就开始持续下降,最终在第60个交易日降到0.92%;而现货价格对期货价格一个标

无论是我国小麦期货与现货价格还是美国小麦期货与现货价格偏离均衡价格时,都能在短期内恢复到长期均衡的状态。但从两国小麦期货与现货价格误差修正项系数的绝对值来看,美国小麦期货与现货价格误差修正项系数绝对值都要大于我国。这说明,美国小麦期货与现货市场价格偏离均衡状态时,在短期内恢复到长期均衡状态的速度要明显快于我国。

准差信息的反应水平却呈稳步上升的趋势。从图1和图2中现货市场信息和期货市场信息的冲击对比来看,来自现货市场一个标准差信息的冲击对现货价格本身的影响不是很明显,但来自期货市场一个标准差信息的冲击对现货价格具有较强的冲击作用。而期货价格对不管是来自现货市场还是期货市场的一个标准差信息的冲击的反应都很明显。

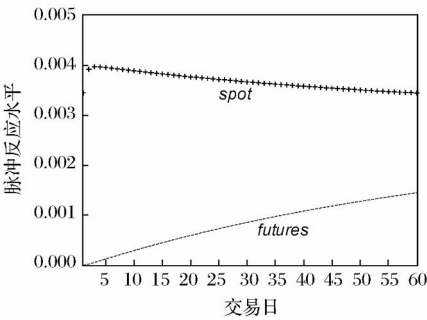


图1 我国小麦现货价格对一个标准差信息的脉冲响应

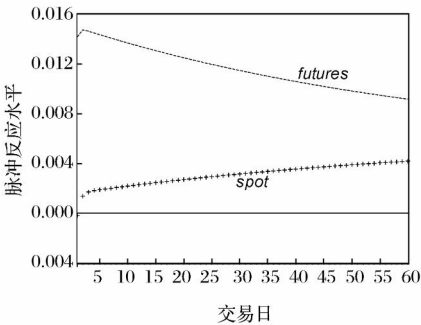


图2 我国小麦期货价格对一个标准差信息的脉冲响应

对美国的期货与现货价格采样同样的分析方法,得到美国小麦期货与现货价格对来自期货市场

和现货市场一个标准差信息冲击的反应十分类似，总体上都呈现逐步上升的趋势，但现货价格对来自期货市场和现货市场一个标准差信息的反应更大一些，其脉冲反应水平维持在 1.6%~2.5%之间，而期货价格对来自这两个市场一个标准差信息的反应相对较弱，脉冲反应水平大约在 0%~1.2%之间。

4.6 方差分解的实证分析

表 5 给出了我国小麦期货与现货价格的方差分解结果，从表 5 可以看出，我国小麦期货价格随着滞后期的增加，对期货市场价格变动的影响逐渐减小，而受现货市场价格变动的影响逐渐增大。当滞后期为 1 时，小麦期货市场价格受到来自期货市场信息份额和现货市场信息份额的影响分别为 99.98%和 0.02%，随着滞后期由第 1 期逐渐增加到第 n 期（本研究取 n=100），期货市场信息份额的影响逐渐减小到 88.15%，而现货市场信息份额则逐步增加到 11.85%，但期货市场信息份额的影响仍远远高于现货市场信息份额的影响。从表 5 还可以看出，我国小麦现货价格受现货市场信息份额和期货市场信息份额的影响与期货价格受到的影响恰恰相反，即期货市场信息份额的影响由小到大，而现货市场信息份额却由大到小，在滞后期为 n 时，来自现货市场信息份额的影响达到峰值，为 88.11%，而来自期货市场信息份额的影响同时达到最低值，为 11.89%。

表 5 我国小麦期货与现货价格方差分解结果

滞后期	期货价格		现货价格	
	现货市场信息份额	期货市场信息份额	现货市场信息份额	期货市场信息份额
1	0.02	99.98	100.00	0.00
10	1.6	98.40	99.80	0.20
20	2.47	97.53	99.16	0.84
30	3.41	96.59	98.17	1.83
n	11.85	88.15	88.11	11.89

综合表 5 的实证结果可以发现，当市场信息份额稳定时（n=100），我国小麦期、现货价格长期变化中，现货市场的信息份额占 49.98%，期货市场的信息份额占 50.02%，来自两者的影响都接近 50%的水平，没有明显的区别，这说明期货市场在小麦期、现货价格长期变化中与现货市场的作用大小相当。

对美国小麦期货与现货价格采用相同的方法进行分析，结果显示：当市场信息份额稳定时，美国小麦期、现货价格长期变化中，现货市场的信息份额为 66.17%，期货市场的信息份额为 33.83%，这表明美国小麦期、现货价格受期货市场的影响远小于受现货市场的影响。从中美两国的方差分解结果比较

来看，我国小麦期货市场的信息份额对小麦长期价格的影响明显高于美国，说明我国小麦期货市场在价格发现功能上要领先于美国，从一定意义上说，我国小麦期货市场比美国小麦期货市场更为完善。

5 研究结论

本文利用 Johansen 协整检验、误差修正模型、Granger 因果检验、脉冲响应函数分析和方差分解，基于中美两国小麦期货与现货价格数据，对中美两国小麦期货与现货价格的传递关系进行了实证研究，得出了以下几点结论：

1) 中美两国小麦期货与现货价格时间序列数据均为非平稳数据，但它们的一阶差分序列都具有平稳性。

2) 中美两国小麦期货与现货价格之间均存在着明显的双向引导关系和长期均衡关系；并且当两国小麦期货与现货价格偏离均衡价格时，都能在短期内恢复到长期均衡的状态；但美国小麦期货与现货价格偏离均衡状态时，其在短期内恢复到长期均衡状态的速度要明显快于我国。

3) 中美两国期货与现货价格受到来自期货市场和现货市场一个标准差信息冲击时，我国期货与现货价格对这一信息冲击的反应略有不同——总体来说，期货价格的反应较为明显；而美国期货与现货价格对一个标准差信息的反应则十分相似。但从两国反应的绝对值比较来看，我国期货与现货价格对冲击的反应都要稍强于美国。

4) 中美两国小麦期货与现货价格长期变化中，我国小麦期货市场在小麦期、现货价格长期变化中所占的信息份额为 50.02%，而美国的这一数据为 33.83%，我国的实证结果要明显高于美国，说明我国小麦期货市场的价格发现功能的发挥程度要好于美国。

综上所述，我国小麦期货市场对来自一个标准差信息冲击的调节能力和价格发现功能的发挥程度都相对较好，这说明我国小麦期货市场已经取得了初步的发展，在国际小麦期货市场上已经具有一定的影响力，它为我国小麦现货生产、加工和销售商提供了一个价格发现、适当规避现货经营风险的平台。但我们也要清醒地认识到，我国小麦期货市场在短期内发生价格偏移均衡后的恢复能力还较弱，我国小麦期货市场当前还没有形成国际定价权，因此，要不断从优化合约设计、创新交易制度、加强监管力度等方面加快我国小麦期货市场的发展，以逐步降低

交易成本,提高市场吸引力,进一步增强期货与现货市场价格传递的效率。

参考文献

- [1] HASBROUCK J. One security, many markets: determining the contributions to price discovery[J]. The Journal of Finance, 1995, 50(4): 1175-1199.
- [2] 张振, 陶建平. 中美小麦期货市场的相关性及引导性[J]. 统计与决策, 2006, (1): 88-90.
- [3] 胡宇, 周宏. 中国小麦期货市场现货价格关系研究[J]. 金融经济, 2006, (8): 109-110.
- [4] 赵荣, 乔娟. 中美棉花期货与现货价格传导关系比较分析[J]. 中国农业大学学报, 2008, 13(2): 87-93.
- [5] 李公民, 刘镭, 李志武. 铜期货价格与现货价格引导关系实证研究[J]. 现代管理科学, 2004(11): 118-119.
- [6] 王健, 陆文聪, 黄祖辉. 我国大豆期货价格协整关系与引导关系的实证研究[J]. 农业经济, 2006(4): 56-58.
- [7] DICKEY D A, FULLER W A. Likelihood ratio statistics for autoregressive time series with unit root[J]. Econometrica, 1981, 49: 1057-1072.
- [8] JOHANSEN S. Statistical analysis of cointegration vectors[J]. Journal of Economic Dynamic and control, 1988, 12(2): 231-254.
- [9] ENGLE R F, GRANGER C W J. Cointegration and error correction: representation, estimation and testing[J]. Econometrica, 1987, 55: 251-276.
- [10] GRANGER C W J. Investigating causal relations by econometric models and cross-spectral methods[J]. Econometrica, 1969, 37: 424-438.

Comparative Analysis on Price Pass-through Correlation between Futures Price and Spot Price in Wheat Market of China and US

Shao Yongtong¹, Gao Wangsheng²

(1. College of Economics and Management, China Agricultural University, Beijing 100083, China;

2. Center of Regional Agriculture Research, China Agricultural University, Beijing 100094, China)

Abstract: Aiming at studying the level of price discovery function of Chinese wheat futures market and the influence of futures price on spot price, this paper uses Johansen Cointegration Test, Error Correction Model, Impulse Response Function and Variance Decomposition Model to analyze the price pass-through correlation between futures price and spot price in wheat market of China and US. The results show that, there exist bidirectional inducing relationship and long-term equilibrium relationship between futures price and spot price in wheat market of China and US; the response to one standard deviation message of wheat futures and spot price in Chinese wheat market are showed to be more sensitive than those in US wheat market; the level of price discovery function of China's wheat futures market is better than that of US wheat futures market.

Key words: wheat; futures price; spot price; price pass-through; price discovery function

编读园地

论文摘要的编写要求(一)

摘要是学术论文的重要组成部分,其基本要素包括:研究目的(有时可省)、方法、结果和结论。为此,应当明确摘要的功能。摘要的功能包括:1)使读者了解论文的主要内容,为读者检索论文服务。一般来讲,读者检索到论文题名后,主要通过摘要来判断论文是否有阅读价值。2)为科技情报人员和计算机检索提供方便。论文发表后,文摘杂志或数据库对摘要可以不做修改或稍做修改而直接利用,从而避免他人编写摘要可能产生的误解、欠缺甚至错误。随着全文检索光盘的出现、期刊上网,摘要吸引读者和介绍文章的功能越来越明显,可以说,摘要质量的高低,直接影响着论文的影响力和被利用情况。