

DCE 大豆与豆粕期货价格互动关系的实证

王 冉,何凌云,安 毅,吕建军,杨 升

(中国农业大学 期货与金融衍生品研究中心,北京 100083)

摘 要:文章基于协整理论,通过 EG 检验、脉冲响应分析、VECM 估计和 Granger 因果检验,对 DCE 豆一与豆粕、豆二与豆粕期货市场价格关系进行实证分析。结果表明:DCE 大豆与豆粕期货价格间存在长期均衡关系,大豆期货价格在受到标准新息冲击后反应早于豆粕期货,豆粕期货价格对长期趋势的偏离可以在短期内得到修正,并且单向引导大豆期货价格的形成。

关键词:大豆和豆粕期货合约价格;协整理论;脉冲响应;VEC 模型;Granger 因果检验

中图分类号:F224.9

文献标识码:A

文章编号:1002-6487(2009)20-0107-03

0 引言

随着大连商品交易所(DCE)大豆相关期货品种的陆续推出,该类期货品种已成为学界热议的焦点。我国学者对此领域有过一定的研究:在国内外期货品种对比方面,韩德宗与孙亚东^[1]对 DCE 与芝加哥期货交易所(CBOT)大豆期货价格平稳过程进行了对比研究,姚仲诚^[2]以大豆期货市场为例,研究了 DCE 与 CBOT 期货市场的关联性问题;在期现货价格关系方面,王建与陆文聪等^[3]较为关注我国大豆期货价格引导关系,刘凤君与刘勇^[4]则对期货价格与现货价格波动关系进行了实证分析。目前,针对我国期货市场相关品种间的研究还很少,研究的深度和广度仍需进一步拓展。

鉴于前人对国内相关期货品种间研究的不完善,本文选取 DCE 市场大豆与豆粕期货合约价格作为研究对象,将此前学者很少提及的豆二期货价格纳入互动关系研究当中,并对豆一与豆粕、豆二与豆粕两个期货价格组合分析结果进行适当的比较。

本文基于协整理论,运用 ADF 法^[5]检验时间序列的平稳性,借助 EG 两步法^[6]确定每两个期货品种间的长期均衡关系;其次在协整关系基础上构建 VAR 模型,探求一个外生随机冲击对系统内生变量当期和滞后期的影响;第三,为观察期货价格短期作用与长期均衡间的关系,建立带协整约束的 VAR(VEC)模型,分析豆类期货价格间长期均衡对短期均衡偏离因素的依赖;最后,以 Granger 因果检验法^[7]讨论各期货品种间的价格影响作用,确定豆类期货价格间的相互引导关系。

1 原理

协整检验前首先要确认研究序列的平稳性,本文选取 Dickey 和 Fuller 的 ADF 法进行平稳性检验:

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

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

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

其中 u_t 为白噪声,原假设为 $H_0: \delta=0$, ADF 值为 δ 系数的检验值,若检验拒绝原假设,则表明不存在单位根,即该序列是平稳的;反之,该序列为非平稳序列。如果被检验序列为同阶单整,则进入下一步——协整检验。

目前,学界主要应用 EG 法^[7]以及 Johansen 检验^[8,9]对时间序列的协整性进行分析,由于本文的协整检验仅限于两变量之间,所以采用 EG 两步法。假设两个同阶单整序列是 x_t, y_t , 首先利用 OLS 法做这两个序列的回归方程,然后对方程的残差项进行 ADF 检验,若残差序列是平稳的,则序列与间存在协整关系,反之则不存在协整。

为进一步分析随机扰动项对系统变量的动态影响,本文引入向量自回归模型(VAR),形式如下:

$$y_t = c_{1t} + \sum_{i=1}^k \alpha_{1i} x_{t-i} + \sum_{i=1}^k \alpha_{2i} y_{t-i} + u_{1t} \quad (4)$$

$$y_t = c_{2t} + \sum_{i=1}^k \beta_{1i} x_{t-i} + \sum_{i=1}^k \beta_{2i} y_{t-i} + u_{2t} \quad (5)$$

根据上述模型可建立脉冲响应函数,观察随机扰动项在受到单位标准差外界冲击时对内生变量产生的影响。除以上模型外,本文还建立了带协整约束的 VAR 模型(VEC),其中 ecm 代表误差修正项:

$$\Delta y_t = ecm_t + c_{1t} + \sum_{i=1}^k \alpha_{1i} \Delta x_{t-i} + \sum_{i=1}^k \alpha_{2i} \Delta y_{t-i} + u_{1t} \quad (6)$$

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的资助

$$\Delta y_t = e c m_{2t} + c_{2t} + \sum_{i=1}^k \beta_{1i} \Delta x_{t-i} + \sum_{i=1}^k \beta_{2i} \Delta y_{t-i} + u_{2t} \quad (7)$$

最后,以 VEC 模型的最佳滞后阶进行序列间的 Granger 因果检验^[8]。以(6)式为例,原假设为 $H_0: a_2=0$,若原假设被拒绝,则 x_t 是 y_t 的 Granger 原因,反之, x_t 则不是 y_t 的 Granger 原因。

2 实证分析

2.1 数据来源

本文选取 DCE 豆一、豆二与豆粕三个期货品种自 2006 年 1 月 9 日起至 2008 年 12 月 18 日止的 719 个日交易收盘价数据^①作为研究对象,由于中间月份期货交易量比较稳定且价格具有代表性,数据以到期日由近及远第 3 个合约价格为准。为去除异方差影响且保持数据的统计特性,对以上时间序列取自然对数并分别设定为 sb_1, sb_2, sm 。

2.2 ADF 检验

根据 ADF 检验原理,对进行平稳性检验,结果如表 1:

表 1 DCE 豆一、豆二、豆粕自然对数序列的 ADF 检验

序列	检验形式 (c,t,n)	ADF 值	显著性水平临界值		
			1%	5%	10%
sb_1	(c,t,2)	-0.0056	-3.9709	-3.4161	-3.1303
	(c,0,2)	-1.1134	-3.4393	-2.8654	-2.5689
	(0,0,1)	0.2344	-2.5682	-1.9413	-1.6164
Δsb_1	(c,t,1)*	-23.3860	-3.9709	-3.4161	-3.1303
	(c,t,1)	0.2387	-3.9709	-3.4161	-3.1303
	(c,0,1)	-1.1101	-3.4392	-2.8654	-2.5689
sb_2	(c,t,1)	0.2673	-2.5682	-1.9413	-1.6164
	(c,0,1)	0.2673	-2.5682	-1.9413	-1.6164
	(0,0,1)	0.2673	-2.5682	-1.9413	-1.6164
Δsb_2	(c,t,0)*	-29.5922	-3.9709	-3.4161	-3.1303
	(c,t,0)	0.1749	-3.9710	-3.4161	-3.1304
	(c,0,3)	-0.9491	-3.4394	-2.8654	-2.5689
sm	(c,t,3)	0.1371	-2.5682	-1.9412	-1.6164
	(c,0,3)	0.1371	-2.5682	-1.9412	-1.6164
	(0,0,3)	0.1371	-2.5682	-1.9412	-1.6164
Δsm	(c,t,2)*	-14.2043	-3.9711	-3.4162	-3.1304
	(c,t,2)	-14.2043	-3.9711	-3.4162	-3.1304
	(c,0,2)	-14.2043	-3.9711	-3.4162	-3.1304

注: c 代表截距项, t 代表趋势, n 代表最佳滞后期, Δ 代表差分形式, (c,t,n)* 代表 5% 显著性水平下拒绝原假设, 序列平稳、不存在单位根, 以 AIC 准则为最佳滞后阶判定标准。无特殊说明, 本文所有计算均通过 EViews5.0 软件完成。

由上表可知, sb_1, sb_2, sm 均为一阶单整序列, 即: $sb_1 \sim I(1)$, $sb_2 \sim I(1)$, $sm \sim I(1)$ 。

2.3 EG 协整检验

首先, 利用 OLS 法分别做 sm 与 sb_1, sm 与 sb_2 的回归方程(括号中为序列系数的值):

$$sm = 0.8071296987 * sb_1 - 1.350598564 \quad (91.45165) \quad (18.78188) \quad (8)$$

$$R^2 = 0.921242, DW = 0.100280$$

$$sm = 0.7862547824 * sb_2 - 1.514461607$$

表 2 残差序列 e_1, e_2 的 ADF 检验

序列	检验形式 (c,t,n)	ADF 值	显著性水平值		
			1%	5%	10%
e_1	(0,0,3)*	-2.4140	-2.5682	-1.9413	-1.6164
e_2	(0,0,1)*	-2.5503	-2.5682	-1.9413	-1.6164

注: c 代表截距项, t 代表趋势, n 代表最佳滞后期, Δ 代表差分形式, (c,t,n)* 代表 5% 显著性水平下拒绝原假设, 序列平稳、不存在单位根, 以 AIC 准则为最佳滞后阶判定标准。

①数据取自 Reuters Database 及大连商品交易所。

$$(78.11722) \quad (18.44954) \quad (9)$$

$$R^2 = 0.894973, DW = 0.055912$$

然后,对方程(8)和(9)的残差序列 e_1, e_2 进行单位根检验(表 2), ADF 法检验结果表明,在 5% 的显著性水平下, e_1, e_2 是平稳的,说明豆粕与豆一、豆二间存在协整,即豆粕与豆一、豆粕与豆二期货价格间存在长期均衡关系。此外,以上协整方程还表明理论上豆一期货价格每变动 1% 时,豆粕期货价格应随之变动 0.81%;豆二期货价格每变动 1%,豆粕期货价格应随之变动 0.79%。

2.4 VAR 模型与脉冲响应

为分析扰动项对系统的影响,分别建立 sm 与 sb_2 的 VAR 模型,以 AIC 准则为最佳滞后阶的判定标准,得到两个组合的最佳滞后阶数分别为 4 和 2。

在 VAR 模型基础上,建立 sm 与 sb_1, sm 与 sb_2 组合的脉冲响应函数,外界予其 1 标准差大小的新信息冲击,各内生变量的反应如下:

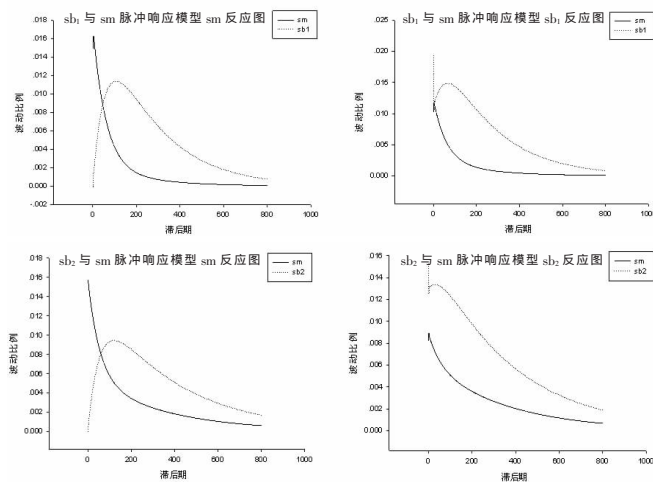


图 1 sm 与 sb_1, sm 与 sb_2 的脉冲响应图

图 1 给出了 VAR 模型中残差项受到一个标准差新息冲击后对豆一、豆二和豆粕期货价格产生影响的直观图。豆一、豆二与豆粕期货价格在受冲击影响后均能逐渐恢复到初始状态,但是大豆与豆粕期货价格对大豆期货价格冲击所产生的反应有明显的滞后性,一般在 40 至 130 期左右反应最为强烈,且花费较长时间收敛于初始状态;相反,大豆与豆粕期货价格在受到豆粕期货价格带来的冲击后立即做出反应,反应随时间推移影响逐渐缩小,豆一在 400 期左右即可恢复平稳,豆二在 800 期时也基本回归初始状态。如上结果可能产生于豆粕期货交易量较大,受其影响的期货价格反应较为强烈等原因。总体来看,豆一和豆二期货价格在受到外界冲击后,对豆粕期货价格当前值与未来值影响基本相同。

2.5 VEC 模型

协整方程的建立只能说明期货价格间的长期均衡趋势,为具体了解两个协整关系中当期期货价格偏离均衡状态时下一期期货价格对修复非均衡状态的影响,应以差分形式去除序列的非平稳性,建立 sm 与 sb_1, sm 与 sb_2 的向量误差修正模型,即 VEC 模型。

由表 3 可以看出,在以 Δsm 为因变量的两个 VEC 模型中,ecm 项系数均为负且显著,说明豆粕期货价格对长期趋势的偏离在短时间内可以得到修正,且修正作用明显,豆一与豆二期货价格的差分序列系数均不显著,大豆期货市场影响豆粕期货市场的价格信息并未得到迅速且有效地传递。同理,在以 $\Delta sb_1, \Delta sb_2$ 分别为因变量的 VEC 模型中,误差修正项系数均不显著,说明当期大豆期货价格偏离均衡状态时,下一期豆粕期货价格对修复非均衡状态没有直接影响,但是 Δsb_1 与 Δsm 组成的模型中,多数豆粕期货价格差分序列系数显著,表明豆粕期货价格信息可以很快地传递给豆一期货市场,使得两者具有随动趋势, Δsb_2 与 Δsm 组成的模型中, Δsm 滞后一期系数也显著,表明豆粕期货价格信息对豆二市场的影响也较为迅速。

表 3 向量误差修正模型

sm 与 sb ₁ 的 VEC 模型	因变量		sm 与 sb ₂ 的 VEC 模型	因变量	
	Δsm	Δsb_1		Δsm	Δsb_2
ecm	-0.0326**	-0.0188	ecm	-0.0237**	-0.0034
c	0.0001	0.0006	c	0.0001	0.0004**
$\Delta sm(-1)$	-0.0187	0.2607**	$\Delta sm(-1)$	-0.0511	0.1469**
$\Delta sm(-2)$	0.0301	0.2150**			
$\Delta sm(-3)$	0.0482	0.1435*	$\Delta sm(-2)$	0.0361	0.0922
$\Delta sm(-4)$	0.0417	0.1015			
$\Delta sb_1(-1)$	-0.0326	-0.4585**	$\Delta sb_2(-1)$	0.0385	-0.1917
$\Delta sb_1(-2)$	0.0245	-0.2448**			
$\Delta sb_1(-3)$	0.0219	-0.1460**	$\Delta sb_2(-2)$	0.0176	-0.0433
$\Delta sb_1(-4)$	-0.0106	-0.0915*			

注:图中数据为 VEC 模型系数或常数数据,**(*)分别表示 1%(5%)水平下 t 检验显著, $t_{0.01}=2.576, t_{0.05}=1.960$

2.6 Granger 因果检验

为明确豆一、豆二与豆油期货品种价格间的相互引导关系,最后对与、与组合进行 Granger 因果检验。

表 4 Granger 因果关系检验

原假设	chi-sq	伴随概率	5%显著性水平结论
$H_0(sb_1 \text{ to } sm)$	3.2572	0.5157	接受
$H_0(sm \text{ to } sb_1)$	29.1097	0.0000	拒绝
$H_0(sb_2 \text{ to } sm)$	0.9737	0.6146	接受
$H_0(sm \text{ to } sb_2)$	12.2406	0.0022	拒绝

注: $H_0(sb_1 \text{ to } sm)$ 表示原假设: sb_1 不是 sm 的 Granger 原因。

在 5%的显著性水平下,豆一、豆二与豆粕期货价格间 Granger 因果关系均是单向的,豆粕期货价格是大豆期货价格的 Granger 原因,但相反假设关系却不成立,由此可以看出豆一与豆二期货价格对豆粕期货价格形成的相互引导关系基本相同。

以上结果可能基于两方面原因,一方面豆粕期货上市较早,交易量与交易额相对较大,影响比较深远,而大豆期货合约交易规模相对较小,影响力不及豆粕期货;另一方我国农产品期货市场开放较晚,价格机制尚不健全,且各期货产品受到国际市场、相关市场的冲击敏感程度不同,形成了大豆与豆粕期货价格单向引导的局面。

3 结论

综上所述,得出如下结论:

首先,协整检验说明大豆期货价格与豆粕期货价格间存在长期均衡关系。

其次,豆粕期货价格对大豆以及自身期货价格的冲击影响比较强烈,大豆期货价格对豆粕以及自身期货价格的冲击影响具有滞后性,但最终豆一、豆二和豆粕期货价格均能恢复初始状态。

第三,通过 VEC 模型可以看出,豆粕期货价格对长期趋势的偏离在短时间内可以得到修正,但大豆期货价格却不能通过这种短期调整得到修正;此外,豆粕期货价格信息传递给大豆市场很快,而大豆期货价格信息对豆粕市场的影响却不明显。

第四,豆粕与大豆期货价格间的形成关系是单向的,豆粕期货价格对大豆期货价格的形成有引导关系。

第五,豆二期货虽上市时间较短,但市场价格的波动规律及影响力已接近豆一期货市场,能够与以豆粕为代表的期货市场形成长期稳定关系。

最后,对于以豆一、豆二和豆粕组成的豆类期货市场而言,还存在一些不成熟的地方,例如豆粕与豆一、豆二期货价格之间并未形成双向因果机制等。一个良好的期货市场应当及时吸收并反映完备的市场信息,相关期货品种的价格形成应相互联系,但这种价格作用机制并未在我国目前的农产品期货市场中得以体现。

参考文献:

- [1]韩德宗,孙亚东. DCE 与 CBOT 大豆期货价格平稳过程的比较研究 [J]. 管理评论, 2005, 17 (1).
- [2]姚仲诚. 国内外期货市场互动关系研究 [J]. 统计与决策, 2007, (13).
- [3]王建,陆文聪,黄祖辉. 我国大豆期货价格协整关系与引导关系实证研究 [J]. 农业经济, 2006, (4).
- [4]刘凤君,刘勇. 期货价格与现货价格波动关系的实证研究 [J]. 财贸经济, 2006, (8).
- [5]Dickey David A, Fuller Wayne A. Likelihood Ratio Statistics for Autoregressive Time Series with a Unitroot [J].Econometrica, 1981,49(4).
- [6]Engle R F, Granger C W J.Co-integration and Error Correction: Representation, Estimation, and Testing[J].Econometrica,1987,55(2).
- [7]Granger C W J.Investigating Causal Relations by Econometric Models and Cross-spectral Methods[J].Econometrica,1969,37(3).
- [8]Soren J. Statistical Analysis of Cointegration Vectors [J].Journal of Economic Dynamics and Control,1988,(12).
- [9]Soren J, Katarina J.Maximum Likelihood Estimation and inference on Cointegration-with Applications to The Demand for Money[J]. Oxford Bulletin of Economics & Statistics,1990,52(2).

(责任编辑/浩天)