

我国油脂类期货价格之间的联动分析*

李新建^{1,2}, 吴春梅², 黄敏学³, 王 锐⁴, 闫振宇²

(1. 华中农业大学 理学院, 湖北 武汉 430070; 2. 华中农业大学 文法学院, 湖北 武汉 430070;
3. 武汉大学 经济管理学院, 湖北 武汉 430072; 4. 北京大学 光华管理学院, 北京 100871)

摘 要 基于我国期货市场豆油、菜籽油和棕榈油的收盘价格, 运用相关分析、协整分析、误差修正模型来研究目前上市的油脂类期货之间的关联性。研究表明, 棕榈油期货上市会增强豆油和菜籽油之间的相关性, 3 个品种的期货之间存在长期均衡关系, 豆油和棕榈油期货价格对其它 2 个品种存在价格引导作用, 对价格的波动影响较大, 菜籽油对其它 2 个品种的价格引导作用不强, 对其价格波动影响小。

关键词 期货价格; 相关性; 协整; 误差修正模型

中图分类号: F830.91 **文献标识码:** A **文章编号:** 1008-3456(2011)02-0039-05

随着 2006 年 1 月 9 日豆油期货在大连商品交易所上市、2007 年 6 月 8 日菜籽油期货在郑州商品交易所上市及 2007 年 10 月 29 日棕榈油期货在大连商品交易所上市, 我国期货市场中油脂类期货初步形成了一个相对完整的品种体系, 具备了有效的价格发现功能。

期货价格与现货价格间的联动关系, 能直接反映出期货市场的运行效率, 很多学者对此做了大量研究。Booth、Bigman、Holder 等^[1-3]研究表明, 玉米、小麦与大豆等农产品的期货价格与现货价格之间具有长期的协整关系, 而且期货市场在信息传递过程中占据主导地位。常清、姚传江等^[4-5]也就我国期货与现货的市场特征进行研究, 发现期货价格与现货价格之间存在长期均衡关系, 期货市场在价格发现功能中处于主导地位, 但小品种更容易受到投机或市场变动的冲击。另外, 相关商品在不同交易场所的价格发现和波动溢出效应也主要是反映在价格的联动关系上。华仁海、张鹤、夏天、赵进文等^[6-9]对国内、国际期货市场上相关商品期货价格之间的联动关系进行了研究, 发现铜、铝、大豆和豆粕的国内期货价格与国际期货价格之间都保持了长期均衡的关系, 我国期货市场与国际期货市场已经具备了高度的相关性。殷晓梅^[10]对大连商品交易所和芝加哥期货交易所大豆期货价格进行了研究, 发现市场间存在套利机会, 而棕榈油和豆油间存在长期均

衡的关系, 从而对其进行无风险套利是可行的。

现有有关期货市场价格联动的研究, 主要集中在期货价格和现货价格之间的联动关系和国内、国际期货市场上相关商品期货价格的联动关系方面, 而针对国内同类期货品种价格之间的联动关系的研究还比较缺乏。本文利用 Johansen 协整检验和误差修正(VEC)模型来探讨我国油脂类期货——豆油、菜籽油和棕榈油 3 种相关品种期货价格之间的联动关系。

一、数据来源及研究方法

数据来源于大连商品交易所的豆油、棕榈油期货及郑州商品交易所的菜籽油期货的每日收盘价格, 研究时间跨度为 2006 年 1 月 10 日至 2010 年 6 月 11 日。由于每个期货合约都将在一定时间内到期, 为了研究的需要, 按照交易量最大的期货主力合约来构造连续合约, 选取两个交易所每日收盘价格的数据作为分析。便于研究, 把 2006 年 1 月 9 日至 2007 年 6 月 8 日称为第 1 阶段; 把 2007 年 6 月 8 日至 2007 年 10 月 29 日称为第 2 阶段; 把 2007 年 10 月 29 日至 2010 年 6 月 11 日称为第 3 阶段。除去节假日, 3 个阶段分别收集到 334、99 和 635 个数据。研究方法上, 主要采用 ADF 检验^[11]来分析 3 个品种价格的平稳性, 采用 Granger 因果检验^[12]来描述不同品种之间价格变化的传导影响, 采用协整

收稿日期: 2011-01-08

* 国家自然科学基金资助项目“网络环境下关联消费者的相互影响与购买行为研究”(70972091); 华中农业大学基金资助项目“基于农户社会网络关系下的农业技术扩散研究”(Xb0910)。

作者简介: 李新建(1978-), 男, 讲师, 博士; 研究方向: 期货市场、金融风险管理与金融工程。E-mail: xinjianli.1125@yahoo.com.cn

检验^[13]来反映了两个品种之间的长期均衡关系。

二、实证结果与分析

1.3 个阶段油脂类期货走势的基本分析

豆油、棕榈油、菜籽油 3 个品种的价格走势见图 1,图 1 显示 3 个品种价格的增长趋势、下降趋势和波动形式都非常相似,第 2 阶段上市的菜籽油价格走势和第 1 阶段上市的豆油保持一致,第 3 阶段上市的棕榈油价格走势也和以前上市的豆油和菜籽油价格走势保持一致。3 个品种的期货价格之间有很好的联动性,3 种期货的价格均在 2007 年底和 2008 年初达到顶峰后,在 2008 年 1 年的时间就跌至低谷,这种价格的变化主要来自当年金融危机的冲击。从图形也可以看出 3 种油脂期货存在一定程度的相关性,相关性的强弱程度见表 1、表 2,不同品种价格之间的传导关系见表 3。

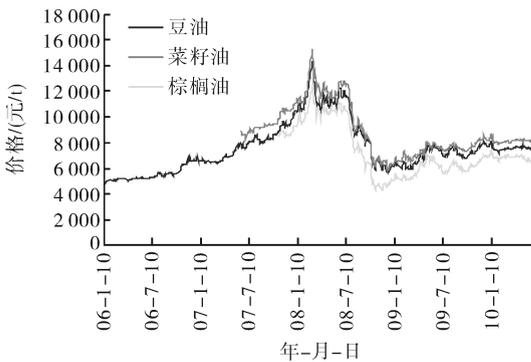


图 1 上市以来豆油、菜籽油和棕榈油价格走势

表 1 豆油和菜籽油在第 2 阶段的价格相关系数

相关系数	豆油	菜籽油
豆油	1.000	0.866
菜籽油	0.866	1.000

表 2 豆油、菜籽油和棕榈油在第 3 阶段的价格相关系数

相关系数	豆油	菜籽油	棕榈油
豆油	1.000	0.993	0.983
菜籽油	0.993	1.000	0.987
棕榈油	0.983	0.987	1.000

表 3 各阶段对对应期货品种的变异系数

阶段变异系数	第 1 阶段	第 2 阶段	第 3 阶段	2009-01-01 至 2010-06-11
豆油	13.23	4.37	23.08	7.53
菜籽油	——	3.80	23.46	6.91
棕榈油	——	——	26.92	9.54

从表 1 和表 2 可以发现,在第 2 阶段,豆油和菜籽油的相关系数是 0.866,到了第 3 阶段,他们的相

关系数就变成了 0.993,相关性明显增强,而且豆油和棕榈油及菜籽油和棕榈油的相关系数分别是 0.983 和 0.987,相关性也很高,说明了棕榈油期货的上市增加了豆油和菜籽油之间的相关性,而且 3 者之间的相关性也很高。

从表 3 可以看出,在第 1 阶段,豆油在菜籽油上市之前的变异系数是 13.23,在菜籽油上市的第 2 阶段变异系数是 4.37,呈现明显下降的趋势,同期菜籽油的变异系数是 3.80 也不是很高;但是到了第 3 阶段,棕榈油上市后,豆油、菜籽油和棕榈油的变异系数分别是 23.08、23.46 和 26.92,较前面两个阶段有了显著的上升。在第 3 阶段,豆油各菜籽油在波动性显著增强,与第 2 阶段增加菜籽油期货时,豆油波动下降恰好相反,造成该现象的主要原因在于第 3 阶段发生了金融危机,影响了油脂期货价格的波动。

如果只考虑 2009 年 1 月 1 日至 2010 年 6 月 11 日时间段(金融危机后复苏阶段),则豆油、菜籽油和棕榈油的变异系数分别为 7.53、6.91 和 9.54,相对于第 3 阶段显著的下降了。另外,第 2 阶段的变异系数较小,一个很重要的原因就是第 2 阶段的时间跨度太短。抛开第 3 阶段的金融危机,可从豆油期货看出增加了同类期货后,其价格波动会下降。

2. 平稳性检验

采用 ADF 检验来检验 3 个品种连续期货序列的平稳性,按照 AIC 原则选定最佳滞后阶数,连续期货价格序列及其一阶差分的 ADF 检验见表 4。由表 4 可知,3 个品种连续期货序列均是非平稳的,但它们一阶差分序列是平稳的,即连续期货价格序列都是 I(1)过程。

表 4 连续期货价格序列及其一阶差分的 ADF 检验

ADF	豆油	菜籽油	棕榈油
期货价格序列	-1.40	-1.20	-1.08
期货价格序列的一阶差分	-25.30	-24.78	-23.92

注:表中的数值为 ADF 统计值,在 5% 置信水平下的临界值为 -3.42。

3. Granger 因果检验

经济时间序列之间常常出现伪相关的问题,即在经济意义上没有联系的序列之间也能计算出较大的相关系数,但实际没有意义。格兰杰检验提供了检验经济序列间是否具有真实联系的一种检验方法。豆油和菜籽油在第 2 阶段的格兰杰因果检验见表 5,豆油、菜籽油和棕榈油在第 3 阶段的格兰杰因果检验见表 6。

表 5 豆油和菜籽油在第 2 阶段的格兰杰因果检验

零假设	样本数	F 值	F 的 P 值	结论
菜籽油不是豆油的格兰杰原因	98	0.243	0.623	接受
豆油不是菜籽油的格兰杰原因		3.270	0.074	拒绝

注:显著性水平 $\alpha=0.1$ 。

表 6 豆油、菜籽油和棕榈油在第 3 阶段的格兰杰因果检验

零假设	样本数	F 值	F 的 P 值	结论
菜籽油不是豆油的格兰杰原因	634	2.984	0.085	拒绝
豆油不是菜籽油的格兰杰原因		1.146	0.285	接受
棕榈油不是豆油的格兰杰原因	634	8.457	0.004	拒绝
豆油不是棕榈油的格兰杰原因		4.038	0.045	拒绝
棕榈油不是菜籽油的格兰杰原因	634	9.208	0.003	拒绝
菜籽油不是棕榈油的格兰杰原因		1.508	0.220	接受

注:显著性水平 $\alpha=0.1$ 。

表 5 的检验结果表明,在 10% 显著水平下,可以得到豆油是菜籽油的格兰杰原因和菜籽油不是豆油的格兰杰原因的结论,即豆油期货价格是菜籽油期货价格波动影响因素之一,但是菜籽油期货价格不对豆油期货价格产生相应的影响,可能的原因是因为菜籽油刚上市不久,其交易量和持仓量比较少,价格也不尽合理。

从表 6 可以看出,在 10% 显著水平下,第 3 阶段中豆油期货价格反倒不是菜籽油期货价格的格兰杰原因,而菜籽油却是豆油的格兰杰原因,其原因在于菜籽油在近期随着成交量的增加、价格的理性回稳以及投资者关注越来越多,逐渐显示出对豆油期货的反向影响作用。但是由于菜籽油的持仓量和交易量均显著低于豆油,虽为同类期货产品,但是两者在市場中的地位悬殊,使得豆油不再是影响菜籽油的格兰杰原因。但是新上市的棕榈油是影响菜籽油的格兰杰原因,而菜籽油不是棕榈油的格兰杰原因,主要是由于棕榈油在上市时间上与菜籽油上市时间间隔不大,但在市場上的表现比菜籽油活跃。从表中我们还看到,棕榈油和豆油互为格兰杰原因,其原因在于棕榈油进入市場后,成交量和持仓量增长较快。

4. 协整检验

利用包含截距项(不包含时间趋势项)的 Johansen 协整检验研究豆油、菜籽油和棕榈油的期货价格之间是否存在协整关系,协整检验的滞后阶数为 4,豆油、菜籽油和棕榈油 Johansen 协整检验见表 7。

表 7 豆油、菜籽油和棕榈油 Johansen 协整检验

零假设	迹统计量	5% 临界值	1% 临界值
$r \leq 0$	35.93	34.91	41.07
$r \leq 1$	15.49	19.96	24.60
$r \leq 2$	3.00	9.24	12.97

标准化后的协整系数			
豆油	菜籽油	棕榈油	截距项
1.00	-1.33	0.31	0.26
	(0.171)	(0.147)	(0.357)
对数似然比	5746.135		

由表 7 的 Johansen 协整检验结果可知,在 $r \leq 0$ 假设下,在 5% 显著性水平下拒绝了三者之间不存在一个协整关系的原假设,即豆油、菜籽油和棕榈油价格之间具有协整关系。在 $r \leq 1$ 假设下,在 5% 和 1% 的显著性水平下都接受原假设,即在 5% 置信水平下,豆油、菜籽油和棕榈油的期货价格之间存在协整关系。该结论表明,对豆油、菜籽油和棕榈油来说,尽管他们的期货价格是非平稳的,短时间内 2 个品种的期货价格可能出现偏离,但长期来说,3 个品种的期货价格之间保持着长期均衡关系。

根据表 7 可以将协整关系写成数学表达式,并令其等于 $Vecm$,得到

$$Vecm = \ln S - 1.33 \ln C + 0.31 \ln P + 0.26 \quad (1)$$

其中 S 、 C 、 P 分别为豆油、菜籽油和棕榈油的期货价格。对序列 $Vecm$ 进行单位根检验,发现他是平稳序列,并且取值在 0 附近上下波动,也验证了协整关系的正确性。

5. 误差修正模型

由于豆油、菜籽油和棕榈油的期货价格之间存在协整关系,故我们得到豆油、菜籽油和棕榈油的误差修正模型(ECM)。

误差修正模型中,(2)式和(4)式中的误差修正项系数均小于零,表明误差修正项对于豆油和棕榈油的价格变化具有反向调节的作用;而(3)式中误差修正项系数大于零,表明误差修正项对于菜籽油的价格变化具有正向调节的作用。

从系数的估计值来看,当短期波动偏离长期均衡时,豆油、菜籽油和棕榈油将分别以 -0.02 、 0.036 、 -0.04 的调整力度将非均衡状态拉回到均衡状态。棕榈油期货价格的系数显著不为零,而菜籽油期货价格的系数没有通过显著性检验,因此棕榈油期货价格对豆油期货价格具有引导作用,菜籽油

$$\begin{aligned} \Delta \ln s_t = & -0.0003 - 0.02e_{t-1} - 0.1\Delta \ln s_{t-1} + 0.136\Delta \ln s_{t-2} + 0.032\Delta \ln c_{t-1} \\ & (-0.36)^* \quad (-1.97)^* \quad (2.28)^* \quad (0.38) \\ & + 0.017\Delta \ln c_{t-2} + 0.081\Delta \ln p_{t-1} - 0.113\Delta \ln p_{t-2} \\ & (0.21) \quad (1.88)^* \quad (-2.22)^* \end{aligned} \quad (2)$$

$$\begin{aligned} \Delta \ln c_t = & -0.0003 + 0.036e_{t-1} + 0.025\Delta \ln s_{t-1} + 0.058\Delta \ln s_{t-2} - 0.036\Delta \ln c_{t-1} \\ & (-0.43) \quad (1.55)^* \quad (1.25) \quad (1.57)^* \quad (-1.46)^* \\ & + 0.026\Delta \ln c_{t-2} + 0.032\Delta \ln p_{t-1} - 0.066\Delta \ln p_{t-2} \\ & (0.34) \quad (0.36) \quad (-1.75)^* \end{aligned} \quad (3)$$

$$\begin{aligned} \Delta \ln p_t = & -0.0004 - 0.04e_{t-1} - 0.019\Delta \ln s_{t-1} + 0.136\Delta \ln s_{t-2} + 0.0002\Delta \ln c_{t-1} \\ & (-1.55)^* \quad (-1.64)^* \quad (-0.17) \quad (2.25)^* \quad (0.002) \\ & - 0.015\Delta \ln c_{t-2} + 0.068\Delta \ln p_{t-1} - 0.064\Delta \ln p_{t-2} \\ & (-0.18) \quad (1.72)^* \quad (-1.68)^* \end{aligned} \quad (4)$$

注:括号内的数字表示 t 值, * 表示在 10% 的水平下是显著的。

期货价格对豆油期货价格不具有引导作用。

由(3)式和(4)式可知,豆油和棕榈油期货价格对菜籽油期货价格具有引导作用,豆油期货价格对棕榈油期货价格也具有引导作用,而菜籽油期货价格对棕榈油期货价格不具有引导作用。

三、结 论

(1)随着新油脂类期货品种——棕榈油的上市,增强了已上市品种——豆油和菜籽油之间的相关性,且减少了期货价格的波动。

(2)豆油、菜籽油和棕榈油期货价格序列都是非平稳的,但其一阶差分后都是平稳序列。

(3)大连商品交易所的豆油、棕榈油和郑州商品交易所的菜籽油期货价格三者间存在长期均衡关系。即在短时间内,豆油、菜籽油和棕榈油的价格之间可能偏离均衡状态,但从长期来看,三者保持着长期均衡关系。

(4)大连商品交易所的豆油和棕榈油的价格相互引导,相互之间价格波动关联性强,同时对郑州商品交易所的菜籽油的引导作用也很明显,但菜籽油对豆油和棕榈油的价格变动影响较小。其主要原因是菜籽油的交易不够活跃,交易量小,对市场的影响小。

与发达国家期货市场相比,我国上市的品种还是比较少的,通过研究可以为今后上市同类品种的期货的决策提供参考,这对于建立和完善我国的期货品种体系,发挥期货的市场功能有积极意义。此外,本文只研究同类品种之间的相互影响作用,国外

期货市场同类品种的波动也会对我国相应期货品种产生影响,这也是今后研究需要关注的问题。

参 考 文 献

- [1] BOOTH G G, BROCKMAN P, TSE Y. The relationship between US and Canadian wheat futures[J]. Applied Financial Economics, 1998(8): 73-80.
- [2] BIGMAN D, GOLDFARB D, SCHECHTMAN E. Futures market efficiency and the time content of the information sets [J]. Journal of Futures Markets, 1983, 3(3): 321-334.
- [3] HOLDER M, PACE R D, TOMAS I I. Complements or substitutes equivalent futures markets—the case of corn and soybean futures on U. S. and Japanese exchanges[J]. Journal of Futures Markets, 2002(22): 355-370.
- [4] 常清. 中国期货市场发展的战略研究[M]. 北京: 经济科学出版社, 2001.
- [5] 姚传江. 中国农产品期货市场效率实证分析: 1998-2002[J]. 财经问题研究, 2005(1): 43-49.
- [6] 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.
- [7] 张鹤, 黄琨. 国内外金属期货市场价格联动的比较研究[J]. 世界经济, 2007(7): 67-73.
- [8] 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.
- [9] 赵进文. 我国期货市场与国际期货市场关联度分析与协整检验 [J]. 中国软科学, 2004(5): 34-40.
- [10] 殷晓梅. 商品期货跨品种套利交易模型及其实证研究[D]. 南京: 南京航空航天大学经济与管理学院, 2009.
- [11] DICKEY D, FULLER W. Distribution of the estimators for autoregressive time series with a unit root[J]. Journal of the A-

merican Statistical Association, 1976, 74(366): 427-431.

nomics, 1995(27): 33-37.

[12] KWAN A, SIM A, COTSOMITIS J. The causal relationships between equity indices on world exchanges[J]. Applied Eco-

[13] 李子奈, 潘文卿. 计量经济学[M]. 北京: 高等教育出版社, 2000.

Analysis on Cooperation of Soybean Oil Futures Prices, Colza Oil Futures Prices and Palm Oil Futures Prices of China

LI Xin-jian^{1,2}, WU Chun-mei², HUANG Min-xue³, WANG Rui⁴, YAN Zhen-yu²

(1. College of Science, Huazhong Agricultural University, Wuhan, Hubei, 430070;

2. College of Humanity and Law, Huazhong Agricultural University, Wuhan, Hubei, 430070;

3. College of Economics and Management, Wuhan University, Wuhan, Hubei, 430072;

4. Guanghua school of Management, Peking University, Beijing, 100871)

Abstract Based on quoted prices of soybean oil, colza oil and palm oil in futures market in Dalian Commodity Exchange and Zhengzhou Commodity Exchange of China, this paper used corresponding analysis, cointegration test and Error Correction Model to find the relationship among oil futures prices. The results showed that listed palm oil futures will enhance the correlation between soybean oil and colza oil, longrun equilibrium relationship exist among the above oil futures, the futures prices of soybean oil and palm oil have the guiding influence on the other two with the huge impact on price fluctuation and soybean oil price has weak impact on prices of the other two types of oil with little influence on price fluctuation.

Key words futures price; relationship; cointegration test; error correction model

(责任编辑: 金会平)