

中国豆油期货市场功能的实证分析

陈雨生, 乔 娟, 赵 荣

(中国农业大学 经济管理学院, 北京 100094)

摘 要:运用协整检验、误差修正模型检验、脉冲响应函数检验和方差分解检验等方法,并通过基差分析、期货合约流动性分析,对中国豆油期货市场的价格发现功能和回避风险功能的发挥情况进行了实证分析。结果显示:在长期过程中,中国豆油期货市场的价格发现功能基本得到发挥;回避风险功能在期货市场自身运行机制的作用下逐渐得到改善,并开始发挥作用。

关键词:豆油期货;期货市场功能;市场有效性;实证分析;中国

中图分类号:F830.9 **文献标识码:**A **文章编号:**1002-980X(2008)04-0079-06

1 研究背景及意义

近些年来,国内豆油价格波动剧烈:2001 年 6 月,豆油价格为 4400 元/吨;到了 2004 年 1 月,豆油价格上涨到 7180 元/吨;之后有所回落,2004 年 11 月,豆油价格为 5900 元/吨;2005 年初至 2006 年 7 月,豆油价格波动有所缓和;但是由于 2006 年初中国豆油进口配额取消,国内市场开始受到国际市场的冲击;之后豆油价格持续上升,2006 年底豆油价格超过 7500 元/吨;2007 年,豆油价格在波动中持续攀升,当年 9 月超过 9000 元/吨。豆油价格的剧烈波动使得国内豆油生产企业的避险需求更为迫切。同时,为了使豆油期货能与大豆、豆粕期货共同构建起大豆及其下游产品较为完整的避险和价格发现体系,豆油期货于 2006 年 1 月 9 日在中国大连商品交易所正式上市。

为了考察中国的豆油期货市场能否有效发挥价格发现功能和回避风险功能,使套期保值用户在严峻的豆油市场环境中分散现货市场价格风险,本文拟构建全面的期货市场功能评价指标体系,对中国豆油期货市场的价格发现功能与回避风险功能进行实证分析,以找出中国豆油期货市场功能发挥的不足之处,为中国豆油期货市场有效发挥市场功能,进而稳定豆油现货市场价格、有效规避豆油企业现货市场价格风险提供参考。

2 研究方法和样本选取

在全面考虑了各种分析方法的优缺点后,在运用相关系数对期货价格和现货价格之间的关系做出基本判断的基础上,首先采用 ADF 单位根检验来检验价格序列的平稳性,然后采用 VAR 模型进行 Johansen 协整检验和误差修正检验,来研究期货价格和现货价格之间的协整关系;在确定豆油期货价格、现货价格存在协整关系的基础上,为了进一步刻画期货价格变动与现货价格变动之间的相互影响,本文采用脉冲响应函数来反映一个外来的随机冲击(如市场信息、政策调整、政治环境等)对内生变量的当期值和未来值所带来的影响;最后,采用方差分解考察期货市场、现货市场在价格发现功能上所发挥作用的大小^[1-3]。

在评价回避风险功能方面,首先采用基差分析随着期货合约接近到期月份基差的波动性是否小于现货价格的波动性、基差在交割期是否趋向于零;然后利用套期保值效果值指标来测度期货市场能在多大程度上发挥套期保值功能;最后根据期货合约的月成交量以及交割率的分布格局和变动趋势来评估期货市场的流动性,也即从另一个角度来反映期货市场套期保值功能发挥的效果^[4,5]。

本文在数据选取方面,充分考虑数据的合理性与可获得性。检验价格发现功能的现货数据选取中

收稿日期:2007-12-29

基金项目:国家自然科学基金项目(70473088)

作者简介:陈雨生(1978—),男,安徽怀宁人,中国农业大学经济管理学院博士研究生,研究方向:农业经济理论与政策、农业市场与政策;乔娟(1960—),女,辽宁沈阳人,中国农业大学经济管理学院教授,博士生导师,研究方向:农业经济理论与政策、农业市场与政策;赵荣(1982—),女,河北保定人,中国农业大学经济管理学院博士研究生,研究方向:农业经济理论与政策、农业市场与政策。

国大豆主产区黑龙江省九三油脂有限责任公司(以下简称为九三油脂)豆油的周一出厂价,时间跨度为 2006 年 6 月 22 日至 2007 年 9 月 24 日。九三油脂是中国首批 151 家农业产业化国家级重点龙头企业之一,其对中国豆油市场价格的影响力强,该企业的豆油出厂价与黑龙江其他大型油脂企业的豆油出厂价高度相关(0.95 左右),具有较高的代表性。另外,考虑到期货价格和现货价格为时间序列,在进行价格发现功能检验时,将期货价格(F)和现货价格(P)调整为原始数据的自然对数。检验套期保值功能的现货数据选取江苏连云港交易日价格,时间跨度为 2006 年 3 月 1 日至 2006 年 11 月 28 日。选取原因主要考虑到江苏连云港为国内豆油加工、进出口的重要集散地,当地豆油企业的套期保值需求强烈。检验套期保值功能的期货数据选取大连商品交

易所的收盘价,日期与现货数据的选取期间相对应,套期保值合约分别选取大连商品交易所的 6 个连续豆油期货合约(即 Y0605~Y0612)。

3 实证分析

3.1 中国豆油期货市场价格发现功能的发挥情况

3.1.1 相关性分析

中国豆油期货于 2006 年 1 月 9 日上市,由于在初始几个月里市场主体参与不够,因此数据不具有代表性,所以本文将检验区间选取为 2006 年 6 月 26 日至 2007 年 9 月 24 日。图 1 反映了中国豆油期货价格和现货价格在此区间的走势情况。经过进一步测算,可得中国豆油的期货价格和现货价格的相关系数为 0.98,相关性较高,这也是实现豆油期货市场套期保值功能的前提条件。

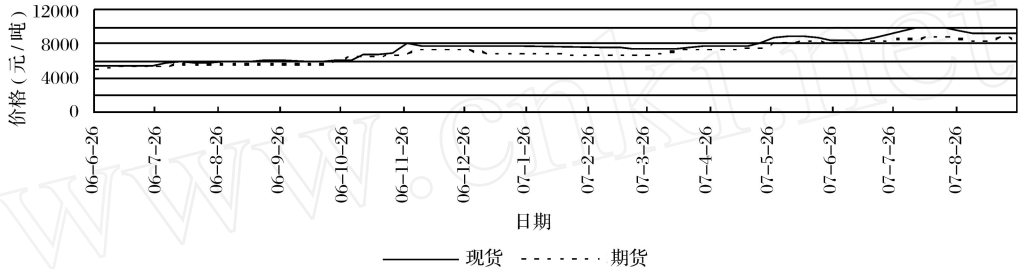


图 1 2006 年 6 月 26 日—2007 年 9 月 24 日中国豆油期货市场价格和现货市场价格波动图
数据来源:国家粮油信息中心;天琪期货网(<http://www.tqfutures.com>)

3.1.2 协整检验

在对中国豆油期货价格与现货价格之间的协整关系进行检验之前,首先必须对期货价格序列和现货价格序列的平稳性进行检验。具体检验结果见表 1。从表 1 可看出,豆油期货价格序列和现货价格序列都存在单位根,这说明期货价格和现货价格均是非平稳的;而它们的一阶差分都在 1%的显著性水平上拒绝了存在单位根的假设,表明中国豆油期货价格和现货价格一阶差分均为平稳过程。

表 1 中国豆油期货价格、现货价格
及两者一阶差分的 ADF 检验结果

变量	ADF 值	1 %临界值	5 %临界值	D. W. 值	是否平稳
F	- 1.253678	- 3.552666	- 2.914517	1.641832	否
P	- 0.984028	- 3.552666	- 2.914517	1.704188	否
ΔF	- 6.248474	- 3.555023	- 2.915522	1.988082	是
ΔP	- 6.341145	- 3.555023	- 2.915522	2.002125	是

数据来源:国家粮油信息中心;天琪期货网(<http://www.tqfutures.com>)。

然后,对中国豆油期货价格序列和现货价格序列进行协整检验。检验结果见表 2。从表 2 可知,在 10%的显著性水平上,第一个原假设被拒绝了,

而第二个原假设不能被拒绝,这说明中国豆油期货价格序列和现货价格序列之间存在惟一的协整关系,即两者在 10%的显著性水平上存在长期均衡关系,且期货价格是现货价格的无偏估计量。

表 2 中国豆油期货价格和现货价格的
Johansen 协整检验结果

检验结果	特征值	迹统计量	5 %临界值	P 值
不存在协整关系	0.062792	16.25363	15.49471	0.0662
至多存在一个协整关系	0.005008	1.024289	3.841466	0.3115

数据来源:国家粮油信息中心;天琪期货网(<http://www.tqfutures.com>)。

3.1.3 误差修正模型检验

根据赤池信息准则(AIC)和施瓦茨准则(SC)“少而精”的原则,确定滞后期的选择为 4。中国豆油期货价格和现货价格的误差修正模型检验结果见表 3。从表 3 可知,期货价格和现货价格的误差修正项系数的估计结果分别为 - 0.003444 和 0.0451042。其中,期货价格的误差修正项系数没有通过统计显著性检验,表明当中国豆油期货市场价格偏离均衡价格时,难以在短期内恢复长期均衡;而现货价格的误差修正项系数虽在统计上显著,但系

数较小,表明中国豆油现货市场在传递价格方面缺乏效率。

表 3 中国豆油期货价格和现货价格的误差修正模型检验结果

$$\Delta y_t = \alpha_0 + \sum_{k=1}^m \alpha_k \Delta x_{t-k} + \sum_{k=1}^m \beta_k \Delta y_{t-k} + \delta(y_{t-1} - \lambda_{t-1}) + u_t \text{ ①}$$

变量	误差修正项系数δ	T 值
△F	- 0.003444	0.02645
△P	0.0451042	3.00319

注: △表示差分。
数据来源:国家粮油信息中心;天琪期货网 ([http:// www. tqfutures.com](http://www.tqfutures.com))。

3.1.4 脉冲响应函数检验

本文应用脉冲响应函数分析方法来进一步研究中国豆油的期货价格变动与现货价格变动之间的相互影响,其目的在于分析信息共享模型中残差项的一个标准差对期货价格和现货价格变动的冲击作

用。脉冲响应函数显示了任意一个变量的扰动如何通过模型影响其他变量并最终反馈到自身的过程。

图 2a 显示:豆油期货价格对其自身的一个标准差新息的反应使得价格立刻增长 2.5 %左右,然后逐渐上升,在第 50 个交易日达到 3.5 %;来自现货价格的标准差新息对期货价格产生的影响度先升后降,在第 10 个交易日达到最大,为 0.6 %,后逐渐下降至 0。

从图 2b 来看:现货价格对源于期货价格的一个标准差新息的反应逐渐上升,在第 50 个交易日升至 3.6 %;现货价格对源于自身的标准差新息的反应呈下降趋势,由初始的 2.7 %下降至 0。

可以得出结论:期货价格和现货价格相互之间的标准差新息反应较弱,但期货价格标准差新息对现货价格的影响更大一些。

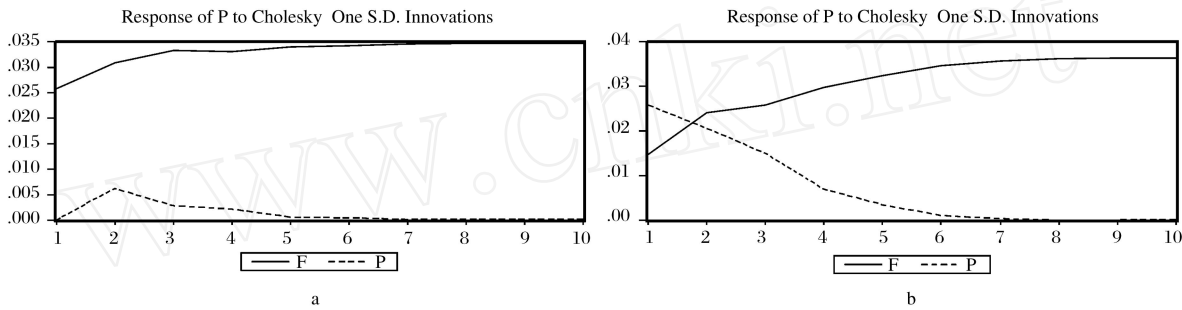


图 2 中国豆油期货价格和现货价格的脉冲响应函数分析图
注:F 表示豆油期货价格,P 表示豆油现货价格。

数据来源:国家粮油信息中心;天琪期货网 ([http:// www. tqfutures.com](http://www.tqfutures.com))。

3.1.5 方差分解检验

表 4 为中国豆油期货价格和现货价格的方差分解结果。从表 4 来看,随着滞后期的增加,期货市场价格对自身价格变动的影响度呈先降后升的趋势,期货市场价格的信息份额总体影响较大,但影响波动较弱,在 98 %左右;现货市场价格对期货市场价格的影响度呈先升后降趋势,影响波动较弱,在滞后 10 个交易日时达到最高点 2.36 %。从中国豆油现货市场方差分解结果看,随着滞后期的增加,期货市场价格对现货市场价格的影响度逐渐增加,现货市场价格对自身的影响度逐渐减小。当滞后期为 1 时,期货市场价格的信息份额为 24.56 %,现货市场

价格的信息份额为 75.44 %;当滞后期增大到 10 时(即滞后 50 个交易日),期货市场价格的信息份额增至 87.70 %,现货市场价格的信息份额降为 12.30 %,此时现货市场价格受期货市场价格的影响大于受自身的影响。

综合中国豆油期货市场价格和现货市场价格的方差分解结果,当市场信息份额稳定时(本文取 $n = 10$),在中国豆油市场价格的长期变化中,现货市场价格的信息份额为 6.39 %^②,期货市场价格的信息份额为 93.61 %^③,由此可以看出,中国豆油市场价格受期货市场价格的影响大于受现货市场价格的影响。

① $\delta(y_{t-1} - \lambda_{t-1})$ 为误差修正项(error correction term), δ 为误差修正项系数,衡量当某一变量偏离均衡位置时重新回到原均衡关系的调整速度。
② $6.39 \% = (0.48 \% + 12.30 \%) / 2$
③ $93.61 \% = (99.52 \% + 87.70 \%) / 2$

表 4 中国豆油期货市场价格和现货市场价格的方差分解结果 %

滞后期	期货市场		现货市场	
	现货市场份额	期货市场份额	现货市场份额	期货市场份额
1	0.000000	100.0000	75.43701	24.56299
2	2.360484	97.63952	57.72011	42.27989
4	1.341983	98.65802	36.75418	63.24582
6	0.848398	99.15160	23.06909	76.93091
8	0.612973	99.38703	16.10508	83.89492
10	0.479819	99.52018	12.30055	87.69945

数据来源:国家粮油信息中心。

3.2 中国豆油期货市场回避风险功能的发挥情况

3.2.1 基差分析

中国豆油经营企业在参与豆油期货市场套期保值时,主要根据企业库存规模来确定套保期限。本文以临近交割期 3 个月为检验区间,选取 6 个连续的豆油期货合约(Y0605 至 Y0612)进行基差分析,基差分析结果见表 5。其中,合约 Y0609、Y0611、Y0612 的基差标准差均小于现货价格的标准差,其

他合约的基差标准差大于现货价格的标准差,这表明本文所选的豆油合约中有 50 %的合约的基差风险相对于现货价格波动风险较小,能够有效转移保值者的现货价格风险。本文所选豆油合约的套期保值效果值分别为 - 3.13、- 0.13、- 0.65、0.59、0.07、0.51,与 1 差距较远,表明套期保值效果不明显。

表 5 中国豆油期货合约临近交割期 3 个月的基差分析表

合约	相关系数	现价标准差 (VAR)	基差标准差 (var)	套期保值效果值 ($HE=1-\frac{var}{VAR}$)
Y0605	0.72	37.62	155.53	- 3.13
Y0607	0.65	73.15	82.61	- 0.13
Y0608	0.22	52.51	86.94	- 0.65
Y0609	0.91	154.32	63.95	0.59
Y0611	0.67	149.11	138.95	0.07
Y0612	0.92	671.81	331.76	0.51

数据来源:国家粮油信息中心。

根据所选的 6 个豆油合约基差数据,仍以临近交割期 3 个月为检验区间,作图见图 3。

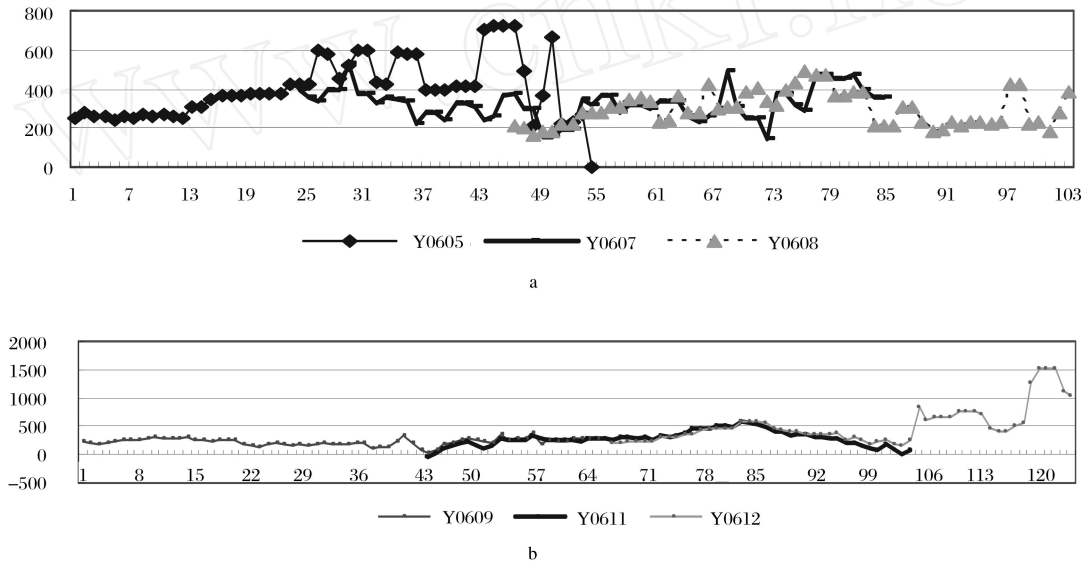


图 3 大连商品交易所 6 个连续的豆油期货合约临近交割期 3 个月的基差波动趋势图

数据来源:国家粮油信息中心。

根据图 3 所示,大连商品交易所的豆油初始合约基差在临近交割期时未呈现收敛趋势,但在经过几个合约的运行后,合约 Y0609、Y0611 在临近交割期时呈现收敛趋势,同时套期保值效果值得到提高,这表明我国豆油期货市场开始在一定程度上发挥套期保值功能。

3.2.2 市场流动性分析

(1) 合约流动性分析 中国豆油期货合约 Y0605 至 Y0612 的流动性格局情况见图 4^①。由图 4 可知,中国豆油期货市场的参与者在离交割期 6 个月左右的时间段较为集中,呈现出中期合约活跃的流动性格局。

合约月交易量的变动情况能够反映合约活跃的流动性格局,而各合约总交易量则能反映期货合约

① 由于豆油期货合约相应为相应月份中旬上市,将豆油期货离交割日最近和最远月份(15 天左右)按一个月计算,以与上市真实日期相对应,共计 13 个月。

总体的活跃程度。本文所选豆油期货合约的总交易量统计结果见图 5。

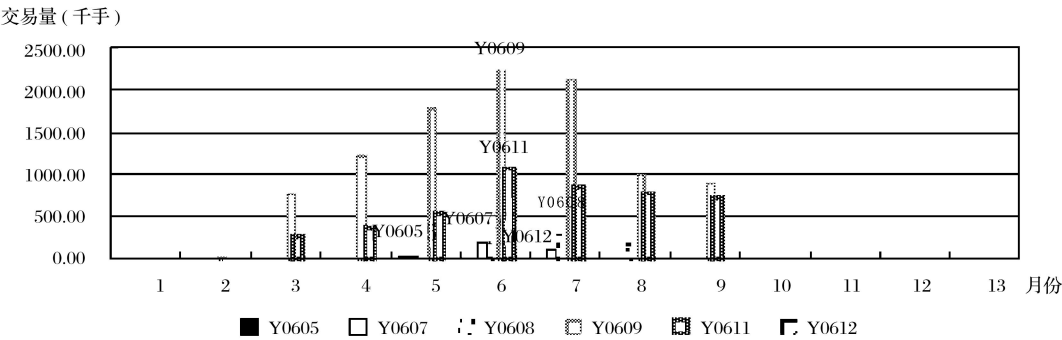


图 4 大连商品交易所 6 个连续豆油期货合约的交易量波动趋势图
数据来源:国家粮油信息中心。

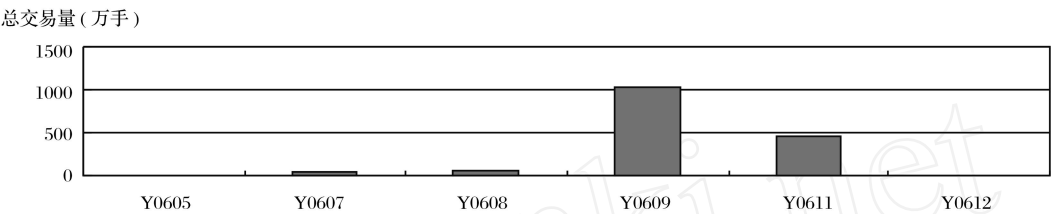


图 5 大连商品交易所 6 个连续豆油期货合约的总交易量变动趋势图
数据来源:国家粮油信息中心。

由图 5 所示,2006 年的 6 个连续豆油期货合约 (Y0605~Y0612) 在总交易量上的变动较大:合约 Y0609、Y0611 的交易十分活跃,可能是因为豆油期货上市后逐渐引起人们的关注,因此交易量变大;合约 Y0612 的交易量较小,可能是受豆油期货自身的季节性特点影响的结果。

(2)实物交割率分析 现基于 2006 年的 6 个连

续豆油期货合约 (Y0605~Y0612) 的交割量、成交量数据进行测算。图 6 为这 6 个连续合约的交割率变动趋势图。由图 6 所示,2006 年 6 个连续豆油期货合约的交割率波动较大,且各合约的交割率总体较小,这反映了合约的交易活跃程度满足套期保值的要求。

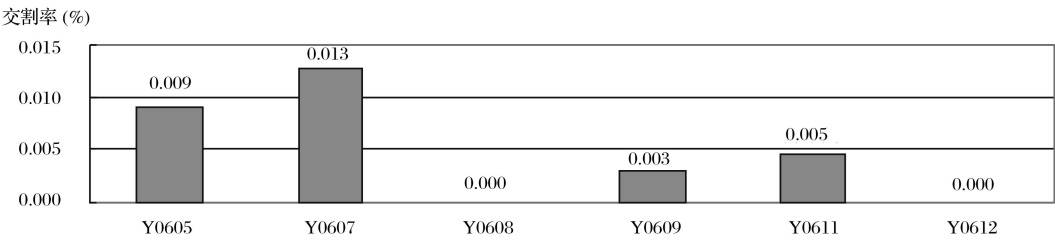


图 6 2006 年大连商品交易所 6 个连续豆油期货合约的交割率变动趋势图
数据来源:国家粮油信息中心。

4 结论与讨论

中国豆油期货自上市以来,其期货市场功能逐渐发挥。

1) 在价格发现功能方面。在短期过程中,当期价格和现货价格偏离均衡水平时难以恢复到均衡状态,市场价格的灵敏度不高。在长期过程中,期货价格和现货价格之间存在均衡关系,价格发现功能基本得到发挥,从而对现货市场价格以及供求关系

具有指导作用,能够缓和豆油现货价格的大起大落。

2) 在套期保值功能方面。在期货市场自身运行机制的作用下,豆油期货市场的套期保值效果逐渐得到改善,并开始发挥作用;从期货合约的流动性格局来看,豆油期货合约在豆油期货上市后不久后呈现中期活跃的比较理想状态;另外,豆油期货的基差在临近交割时呈现出不稳定状态,可能与期货市场参与主体的动机有很大关系,同时,豆油现货市场发展水平也是其中的一大影响因素。因此,应重视豆油

期货市场发展与现货市场发展的结合,增强市场信息的透明度,改善现货的运输系统等,从而使中国的豆油期货市场与现货市场走上相互促进的良性发展道路。

参考文献

- [1] 童宛生,胡俞越,冯中越,等.中国商品期货价格形成理论与实证分析[M].北京:中国财政经济出版社,1997.

- [2] 刘晓宇.中国饲料工业期货的价格发现实证研究[J].中央财经大学学报,2006(11):43-47.
[3] 王健,黄祖辉.中国大豆期货市场价格发现功能的实证研究[J].农业技术经济,2006(3):42-46.
[4] 陶④,王献立.期货经济学教程[M].北京:商务印书馆,2003.
[5] COLINS R A. Toward a positive economic theory of hedging[J]. American Journal of Agricultural Economics,1997,79:488-499.

Empirical Analysis on Function of Soybean Oil Futures in China

Chen Yusheng, Qiao Juan, Zhao Rong

(College of Economics & Management, China Agricultural University, Beijing 100094, China)

Abstract : Based on co-integration test, vector error correction model, impulse response function and variance decomposition model, this paper empirically analyzes the price-discovering function of soybean oil futures market in China. And through the analysis on basis risk and market liquidity, it studies the risk-evading function of it. The results show that the price-discovering function of soybean oil futures market in China has been basically exerted in the long term, and the risk-evading function has been gradually improved under the operation mechanism of futures market and comes into effect.

Key words : soybean oil futures; function of futures market; market effectiveness; empirical analysis; China

(上接第 56 页)

- [13] LEE Y. Allometric analysis of the US urban system: 1960-80[J]. Environment and Planning, 1989, 21 (4): 463-476.

- [14] 周一星.中国城市工业产出水平与城市规模的关系[J].经济研究,1988(5):74-79.

Study on Relationship between Population, Land and Output of China Based on Fractal Dimension

Wu Li¹, Yang Baojie², Wu Cifang¹

(1. Southeast College of Land Management, Zhejiang University, Hangzhou 310029, China;

2. Construction Bureau of Hangzhou Economic Development Areas, Hangzhou 310018, China)

Abstract : Based on the fractal model and the C-D function, this paper analyzes the non-linear relationship between urban population, urban land and output of cities in China during 1983-2006 from aspects of the nation level, the region level and the city level. The results show that, most of cities in China have the characteristics of the fractal patterns of self-affinity; the scale factor also has the characteristic of fractional dimension, and most cities system are moving toward the goal of structure optimization.

Key words : fractal model; urban population; urban land; output; Cobb-Douglas function; dynamic similarity analysis; China