

# 我国棉花现货、期货及电子交易市场 价格动态关系研究

李优柱<sup>1,2</sup>, 李崇光<sup>1,2</sup>, 郑明洋<sup>1</sup>

(1. 华中农业大学 经济管理学院, 湖北 武汉 430070; 2. 湖北农村发展研究中心, 湖北 武汉 430070)

**摘要** 采用 Johansen 协整检验、Granger 因果检验、VECM 模型、脉冲响应函数与方差分解对我国棉花现货、期货、电子交易 3 类市场的价格进行比较研究。结果表明: 3 类市场价格长期存在较为一致的波动趋势, 保持比较稳定的均衡关系; 3 类市场价格之间均存在显著的双向引导关系, 但引导程度并不相同, 棉花期货价格对棉花现货、电子交易市场价格的影响处于主导地位, 反之则影响有限, 并且现货价格对期货价格的影响比电子交易市场价格对期货价格的影响要大得多; 现货价格对电子交易市场价格影响大于电子交易市场对现货的影响。

**关键词** 棉花价格; 棉花现货; 棉花期货; 棉花电子交易市场; 价格动态关系

**中图分类号:** F 306    **文献标识码:** A    **文章编号:** 1008-3456(2013)01-0025-06

我国自 1999 年棉花交易市场放开以来, 形成了现货市场、期货市场和电子交易市场。电子交易市场成立于 1999 年 7 月 31 日, 同年 12 月起开展竞买交易, 2004 年 8 月起接受竞买交易。截至 2012 年 3 月底, 电子交易市场累计政策棉收储与抛储交易总量分别为 662 万 t、730 万 t, 在促进棉花流通、销售, 降低物流成本, 实现订单农业等方面做出了积极贡献。棉花期货于 2004 年 6 月 1 日在郑州商品交易所上市, 成立 8 年来, 在维护我国棉花安全、促进大宗农产品种植结构调整、保障“订单农业”发展、促进农民增收、提高我国在国际棉花话语权等方面发挥了积极作用。我国加入 WTO 以来, 棉花市场主体面临价格波动和价格竞争压力越来越大, 棉花价格呈现出频繁、剧烈的波动。2010 年第三、四季度, 我国棉花大幅减产, 国内需求以及国际棉花期货在投机基金推动下, 在 4 个月内上涨了 1 倍, 达到历史高点。但是, 2011 年初至 2012 年初, 由于棉花丰收, 欧美市场不景气, 棉纺织品需求缩减, 供过于求, 造成棉花价格从 34 000 元/t 下降到每吨 20 000 元/t, 价格下降幅度超过 40%, 2012 年棉价仍在小幅下滑中。棉花价格大幅波动是棉花市场供求关系的体现, 其价格波动影响着整个棉花产业链中企业的生产和运作。那么, 棉花现货价格剧烈波动是否与棉

花期货、电子交易市场有关? 如果有关, 它们对现货价格影响由谁占主导作用。要回答上述问题, 有必要研究棉花期货、现货以及电子交易这 3 类市场的价格规律及其之间的动态关系。

## 一、文献综述

国内研究棉花现货与期货价格方面的文献主要有: 卢锋采用自 1978 年以来世界上 10 个棉花大国进出口数据, 运用计算散点分布、度量相对盈亏水平和统计回归分析等观察方法, 发现我国棉花国际贸易存在“贱卖贵买”的特征<sup>[1]</sup>; 谭砚文等运用格兰杰因果检验, 对中国棉花进出口量与国际市场棉花价格进行分析, 结果表明中国棉花月度进口量是国际市场棉花价格的格兰杰原因, 出口量的变化不会对国际棉价产生影响, 中国棉花的国际贸易不存在“贱卖贵买”的特征<sup>[2]</sup>; 李琴等建立向量自回归模型, 采用 1978—2002 年我国棉花进口、库存和价格的数据, 分析三者的因果关系, 并利用脉冲响应函数得出三者之间相互影响且存在一定的时滞<sup>[3]</sup>; 方燕、李慧茹、刘晓雪、孙翔等对我国棉花现货和期货的价格关系进行实证研究, 棉花现货与期货价格存在双向引导关系, 但期货在价格发现中处于主导作用<sup>[4-7]</sup>; 王利荣、刘磊、刘晓雪、赵荣等分别研究了国内棉价与

收稿日期: 2012-09-18

基金项目: 国家社会科学基金重大项目“我国鲜活农产品价格形成、波动机制与调控政策研究”(12&·ZD048); 国家社会科学基金重点项目“中国特色农业现代化道路—农村流通现代化研究”(08AJY020); 中央高校基本科研业务费专项资金“农产品电子市场信用风险评价与预警研究”(2012ZYTS011)。

作者简介: 李优柱(1981-), 男, 博士研究生; 研究方向: 农产品流通与城乡经济发展。E-mail: liyuz@mail. hzau. edu. cn

国际棉价之间的动态关系,中国与美国棉花现货与期货价格关系,以及中美棉花期货价格的相互引导关系,发现国际棉价对国内棉价起引导作用,国内棉价对国际棉价影响力较小,中美棉花期货价格间存在显著的相互引导关系,短期内美国棉花期货价格变动是中国棉花期货价格变动的格兰杰原因<sup>[8-11]</sup>。

国外研究棉花价格的文献主要有:Traore 通过建立联立方程模型,自回归分布滞后模型研究美国棉花补贴对世界棉花价格的影响,发现无论在短期或长期看来,棉花补贴将对棉花价格产生负面影响<sup>[12]</sup>;Nazlioglu 等采用 Toda-Yamamoto 因果分析和广义脉冲响应分析,探讨了世界石油价格与土耳其农产品价格(小麦、玉米、棉花、大豆和向日葵)之间的短期和长期相互依存关系<sup>[13]</sup>;Harri 等研究初级农产品、汇率和石油的价格关系,结果表明,玉米、棉花和大豆等商品的价格与石油有联系,但是小麦确没有,汇率在价格联动中一直在发挥作用<sup>[14]</sup>。

有关棉花价格的文献,国内侧重于中国棉价与国际棉价的关系、国内棉花期货与现货价格的关系、国内与国外(主要是美国)棉花期货与现货价格的关系研究,国外主要是对棉花价格与石油、汇率的关系研究。而对棉花电子交易关注的学者较少,将棉花现货、期货、电子交易价格结合起来的研究尚未发现。本文拟利用 VAR 模型、Johansen 协整检验、VECM 模型、脉冲响应与方差分解分析棉花现货、期货以及电子交易价格三者之间的动态关系,为我国棉花交易市场的发展提供了理论指导。

## 二、数据来源与描述性分析

棉花期货价格数据来源于郑州商品交易所棉花期货合约的日收盘价。棉花现货价格采用我国棉花价格指数。棉花电子交易市场价格来自全国棉花交易市场——金网安泰行情分析系统。其中,棉花期货和电子交易市场合约都在交割日到期,为了得到连续序列,选取最近月份合约作为代表,在最近合约进入交割月后,选取下一个最近合约,依次类推。从数据年限选择来看,由于棉花电子交易市场是一种新兴市场,相比期货、现货市场,其数据量较少,为了保证能同时研究这 3 类市场的价格动态关系,本文选择选取三者相同时间段的数据。样本数据时间跨度为 2010 年 7 月 1 日至 2012 年 7 月 1 日,剔除三者不能相互匹配的数据,最终得到 482 组有效数据。该时间段数据正好是棉花价格从相对稳定的低点,

快速上升到历史高位,再缓慢下降到低点,并保持相对稳定的阶段,对于研究三者动态关系具有一定代表性。棉花现货、期货与电子交易市场价格变动走势见图 1。

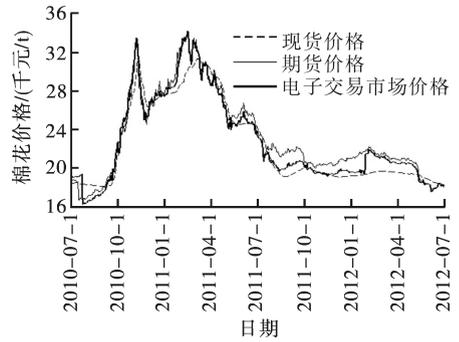


图 1 棉花现货、期货和电子交易市场  
价格变动走势图

从图 1 可以看出,棉花现货、期货与电子交易市场价格三者走势基本一致。将该曲线分为 2 个时间段来分析,第一时间段从 2010 年 7 月到 2011 年 3 月为棉价上涨阶段,第二时间段从 2011 年 3 月到 2012 年 7 月为棉价下跌阶段。第一时间段中棉花现货和期货、棉花现货和电子交易市场、棉花期货和电子交易市场相关系数分别为 0.968、0.970、0.992;第二时间段中棉花现货和期货、棉花现货和电子交易市场、棉花期货和电子交易市场分别为 0.954、0.973、0.985,可见棉花现货、期货与电子交易市场价格之间均存在显著的正相关性,并且期货和电子交易市场相关性最高。第一时间段中棉花现货、期货与电子交易市场价格标准差分别为 4 845.64、5 738.72、5 699.46,期货市场价格波动幅度最大,现货市场价格波动幅度最小;第二时间段中棉花现货、期货与电子交易市场价格标准差分别为 3 522.22、3 088.09、3 147.04,现货市场价格波动幅度最大,期货市场价格波动幅度最小。

为了消除变量间可能存在的异方差问题,分别对棉花现货、期货与电子交易市场价格取自然对数,分别记为  $\ln S$ 、 $\ln F$  和  $\ln E$ 。

## 三、VAR 模型与 Johansen 协整检验

### 1. 平稳性检验

检验三大时间序列数据是否存在协整关系前,首先要利用 ADF 单位根检验法对  $\ln S$ 、 $\ln F$  和  $\ln E$  价格序列进行检验。如果现货价格、期货价格和电子交易市场价格时间序列是非平稳的,且均为一阶单整序

列,则可进行协整分析,来确定三者的相关程度。其判断依据是:样本计算的 ADF 统计量值大于临界值,这个序列是不平稳的,否则为平稳的。检验结果显示,棉花现货序列  $\ln S$  的 ADF 值为  $-2.3391$ ,大于  $1\%$ 、 $5\%$ 和  $10\%$  3 个置信水平的临界值  $-3.9775$ 、 $-3.4193$ 、 $-3.1322$ ,棉花现货序列  $\ln S$  不平稳;同理,期货序列  $\ln F$  和电子交易市场序列  $\ln E$  也不平稳,需对这 3 个序列做一阶差分处理。棉花现货序列一阶差分  $\Delta \ln S$  的 ADF 值为  $-4.7$ ,小于  $1\%$ 、 $5\%$ 和  $10\%$  3 个置信水平的临界值  $-2.5698$ 、 $-1.9415$ 、 $-1.6163$ ,棉花现货的一阶差分序列  $\Delta \ln S$  平稳;同理,一阶差分序列  $\Delta \ln F$  和  $\Delta \ln E$  也平稳。单位根检验结果表明,我国棉花现货、期货和电子交易市场价格序列均为不平稳序列,一阶差分后在  $1\%$  显著水平上达到平稳,一阶差分后序列均是一阶单整序列  $I(1)$ 。

## 2. VAR 模型阶数的确定

建立 VAR 模型第一步就是要确定模型中方程的滞后阶数。滞后阶数既不能太大,也不能太小,太大时要估计的参数就越多,使得模型的自由度降低,太小时则不能完全反映模型的动态特征。为了选择合适的滞后阶数,一般根据似然比统计量(LR)、最终预测误差(FPE)、赤池信息准则(AIC)、施瓦茨准则(SC)和汉南-奎因准则(HQ)来选择,VAR 模型滞后阶数判断结果见表 1。其中似然比统计量、最终预测误差、赤池信息准则显示最佳的滞后阶数为 6 阶,而施瓦茨准则和汉南-奎因准则反映模型的最佳滞后阶数为 3 阶,由于这 2 个准则所对应的统计量值在滞后 3 阶和 6 阶时相差不是很大,根据少数服从多数的原则,确定所选取的 VAR 模型的滞后阶数为 6 阶,即 VAR(6)。

表 1 VAR 模型滞后阶数判断结果

滞后阶数	logL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	1 875.935	NA	$7.42e^{-8}$	-7.903	-7.876	-7.892
1	4 392.913	4 991.476	$1.88e^{-12}$	-18.485	-18.379	-18.443
2	4 596.281	400.728	$8.29e^{-13}$	-19.305	-19.121	-19.234
3	4 626.743	59.638	$7.57e^{-13}$	-19.396	-19.132*	-19.292*
4	4 637.741	21.393	$7.51e^{-13}$	-19.404	-19.062	-19.269
5	4 648.488	20.769	$7.45e^{-13}$	-19.411	-18.990	-19.246
6	4 665.105	31.901*	$7.22e^{-13}$ *	-19.443*	-18.943	-19.247
7	4 673.571	16.148	$7.24e^{-13}$	-19.441	-18.862	-19.213
8	4 674.967	2.645	$7.47e^{-13}$	-19.409	-18.751	-19.150

注:logL、LR、FPE、AIC、SC 和 HQ 分别表示似然函数对数值、似然比统计量、最终预测误差、赤池信息准则、施瓦茨准则和汉南-奎因准则;\* 表示根据各自标准选择的最优滞后阶数。

## 3. Johansen 协整关系检验

在 VAR 模型估计的基础上进行协整检验。协整理论表明,如果 2 个或 2 个以上的不平稳时间序列之间的某种线性组合是平稳的,则可以认为 2 个或 2 个以上的时间序列之间存在协整关系<sup>[3]</sup>。为了考察市场价格间的关系,必须确定各价格序列间是否存在长期的稳定关系,利用 Johansen 提出的基于 VAR 的协整系统检验方法。由于协整检验是对无约束的 VAR 施以向量协整后的 VAR 模型,因此进行协整检验时选择的滞后阶数应该等于无约束的 VAR 模型的最优滞后阶数减 1,即协整检验的滞后阶数为 5。根据市场价格序列的特点,选择含常数项但不含趋势的 Johansen 检验形式,检验结果见表 2。

表 2 结果表明,在  $5\%$  临界值下,市场价格序列之间存在着 1 个协整关系,正规化后长期协整关系表示为:

$$\ln E = 0.397 \ln S + 0.633 \ln F + 0.311 \quad (1)$$

$$[-5.5017^*] \quad [-8.6869^*]$$

由式(1)可知,从长期来看,我国棉花电子交易市场与现货、期货价格变化存在着共同趋势。当我国棉花现货价格变动  $1\%$  时,电子交易市场价格变动  $0.397\%$ ,当我国棉花期货价格变动  $1\%$  时,电子交易市场价格变动  $0.633\%$ ,表明我国棉花期货价格比现货价格对电子交易市场价格的影响大,同时反应了我国棉花现货、期货与电子交易市场价格三者之间存在着长期稳定的均衡关系,即使在短期内出现偏离,长期看来也会趋于一致。

表 2 Johansen 协整关系检验结果

原假设协整方程个数	特征值	迹统计量	5%临界值	P 值
None* ( $r \leq 0$ )	0.061 2	40.954 6	29.797 1	0.001 8
At most 1( $r \leq 1$ )	0.017 2	10.870 4	15.494 7	0.219 6
At most 2( $r \leq 2$ )	0.005 4	2.591 7	3.841 5	0.107 4

注:\* 表示在  $5\%$  显著水平下拒绝零假设。

### 四、Granger 因果检验与 VECM 模型

#### 1. Granger 因果检验

协整检验只能表明三者之间的长期均衡关系，但不能说明谁在价格发现中起主导作用，需要采用 Granger 因果关系检验对三者的引导关系进行分析。格兰杰因果关系给出了 6 个零假设，如表 3 所示，当  $F$  统计量的  $P$  值大于 0.1 显著性检验水平时，接受零假设；反之，拒绝零假设。检验结果表明，在 1% 的显著性水平下现货与期货、现货与电子市场互为格兰杰因果关系，在 5% 的显著性水平下期货与电子市场存在双向的格兰杰因果关系。因此，我国棉花现货、期货与电子交易市场价格之间互相均存在双向引导关系。

表 3 格兰杰因果关系检验结果

零假设	$F$ 统计量	$P$ 值	结果
$\Delta \ln S$ 不是 $\Delta \ln F$ 的格兰杰原因	5.323 0	0.005 2	拒绝
$\Delta \ln F$ 不是 $\Delta \ln S$ 的格兰杰原因	69.184 2	<0.000 1	拒绝
$\Delta \ln S$ 不是 $\Delta \ln E$ 的格兰杰原因	7.465 1	0.000 6	拒绝
$\Delta \ln E$ 不是 $\Delta \ln S$ 的格兰杰原因	36.669 6	<0.000 1	拒绝
$\Delta \ln F$ 不是 $\Delta \ln E$ 的格兰杰原因	26.934 3	<0.000 1	拒绝
$\Delta \ln E$ 不是 $\Delta \ln F$ 的格兰杰原因	3.980 6	0.019 3	拒绝

#### 2. 误差修正模型 (VECM) 的估计结果

协整检验主要用来反应几个变量间的长期均衡关系，而误差修正模型可以用来说明变量间的短期变动关系，以及各变量变动偏离长期均衡状态时的快速修正能力。在协整检验和 Granger 因果检验的基础上，建立误差修正模型来分析棉花现货、期货以及电子交易市场价格的短期变动关系。VECM 模型的参数设定与前面 Johansen 检验对截距项和趋势项以及之后区间设定保持一致，模型估计结果见表 4。

表 4 误差修正模型的估计结果

项目	$\Delta \ln S$	$\Delta \ln F$	$\Delta \ln E$
误差修正 估计值	0.027 0	-0.033 0	-0.138 4
项系数 $t$ 统计量	3.060 0***	-0.890 0**	-3.700 0**

注：\*\*\*、\*\* 分别表示在 1% 和 5% 的显著性水平下拒绝原假设。

表 4 的误差修正模型估计结果显示， $\Delta \ln S$ 、 $\Delta \ln F$  和  $\Delta \ln E$  误差修正项系数的估计结果分别为 0.027 0、-0.033 0 和 -0.138 4，且误差修正项系数分别在 1%、5% 和 5% 的置信水平上显著。说明  $\Delta \ln S$ 、 $\Delta \ln F$  和  $\Delta \ln E$  受到 3 个市场价格变化长期均衡关系的显著影响。其中  $\Delta \ln E$  误差修正项系数绝对值大于  $\Delta \ln S$  和  $\Delta \ln F$ ，说明我国棉花电子交易市场价格偏离其均衡价格时，在短期内恢复长期均衡的速度快于现货和期货价格。

### 五、脉冲响应函数与方差分解分析

#### 1. 脉冲响应函数

脉冲响应函数采用时间序列模型，考虑扰动项影响如何传导到其他变量来分析影响关系。在 VECM 的基础上，通过脉冲响应函数分析棉花现货、期货以及电子交易市场价格之间的相互影响的定量关系，如图 2~图 4 所示。

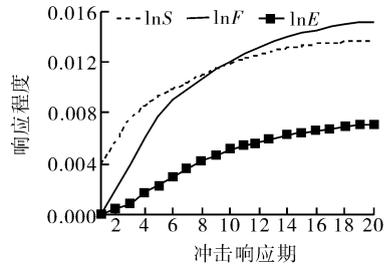


图 2 棉花现货价格  $\ln S$  对 1 个标准差冲击的脉冲响应函数

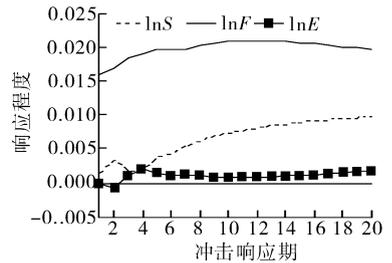


图 3 棉花期货价格  $\ln F$  对 1 个标准差冲击的脉冲响应函数

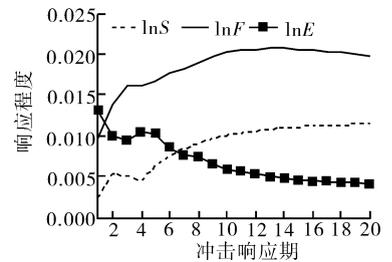


图 4 棉花电子交易市场价格  $\ln E$  对 1 个标准差信息的脉冲响应函数

图 2 是棉花现货价格  $\ln S$  对 1 个标准差冲击的响应，其中  $\ln S$  对来自自身的 1 个标准差信息立刻有较强反应，价格增加了 0.39% 左右，并保持增长趋势，最后稳定在 1.3% 左右，而期货价格  $\ln F$  和电子交易市场价格  $\ln E$  在当期对  $\ln S$  的影响为零，随后  $\ln F$  对  $\ln S$  的影响逐渐增大，且明显比  $\ln E$  对  $\ln S$  的影响增加的快很多，最后超过自身对其的影响，可见我国棉花现货价格主要受期货价格的影响。

图 3 是棉花期货价格  $\ln F$  对 1 个标准差冲击的

响应,其中  $\ln F$  对来自自身的一个标准差信息的影响立即表现出来,为 1.6%左右,之后缓慢增长,在第 10 天达到 2.1%,然后开始递减。来自  $\ln S$  对  $\ln F$  的冲击在当期 0.14%,1 天后升到 0.34%,然后又降到 0.17%,随后继续保持上升趋势,到达 0.9%左右。与此相比, $\ln E$  对  $\ln F$  的影响最大值在 0.2%以下。因此,现货价格对期货价格的影响比电子交易市场价格对期货价格的影响要大得多。

图 4 是棉花电子交易市场价格  $\ln E$  对 1 个标准差信息的响应,其中  $\ln E$  对来自自身的 1 个标准差信息的影响在当期最大,为 1.3%左右,之后开始递减,最后稳定在 0.4%左右。来自  $\ln F$  对  $\ln E$  的冲击在当期 0.97%,然后保持上升趋势。而  $\ln S$  对  $\ln F$  的影响在当期 0.24%,第 2 天升到 0.53%,之后有所下降,第 4 天降到 0.45%,随后保持递增趋势,最后稳定在 1.1%。可知电子交易市场价格受期货价格影响较大。

## 2. 方差分解分析

方差分解是通过分析每个结构冲击对内生变量变化的贡献率,从而分析模型中各个随机扰动对模型变量的重要性,方差分解给出对 VECM 模型中变量产生影响的每个随机扰动的相对重要信息。 $\ln S$ 、 $\ln F$  和  $\ln E$  方差分解结果如表 5,由表 5 可知:(1)对棉花

现货价格变动长期作用部分的方差,主要来自于自身和期货价格的影响,当滞后期为 1 时,总方差全部来自于现货市场自身,随着滞后期的增加,总方差中来自期货市场和电子交易市场的部分都呈上升趋势,当到 100 期时,两者分别趋于 50.91%和 10.18%,而来自自身的部分则呈下降趋势,当到 100 期时,趋于 38.91%,显然,现货市场价格变动主要受期货市场影响,而受电子交易市场的影响较小。(2)对棉花期货价格变动长期作用部分的方差,主要来自于自身和现货价格的影响,当滞后期为 1 时,99.21%来自于期货市场自身,随着滞后期的增加,总方差中来自现货市场和电子交易市场的部分都呈上升趋势,当到 100 期时,两者分别趋于 24.76%和 3.93%,而来自自身的部分则呈下降趋势,当到 100 期时,趋于 71.31%,所以,现货市场对期货市场影响大于电子交易市场对期货市场影响。(3)对棉花电子市场价格变动长期作用部分的方差,当滞后期为 1 时,62.73%来自于电子交易市场自身,35.21%来自于期货市场,随着滞后期的增加,总方差中来自现货市场和期货市场的部分都呈上升趋势,当到 100 期时,两者分别趋于 27.55%和 64.67%,而来自自身的部分则呈下降趋势,当到 100 期时,趋于 7.78%,因此,电子交易市场受期货市场影响较大。

表 5  $\ln S$ 、 $\ln F$  和  $\ln E$  方差分解

时期	$\ln S$ 方差分解			$\ln F$ 方差分解			$\ln E$ 方差分解		
	$\ln S$	$\ln F$	$\ln E$	$\ln S$	$\ln F$	$\ln E$	$\ln S$	$\ln F$	$\ln E$
1	100.00	0.00	0.00	0.79	99.21	0.00	2.07	35.21	62.73
2	92.85	6.80	0.35	2.37	97.54	0.09	5.66	49.04	45.30
3	83.80	15.51	0.69	1.78	98.01	0.21	6.11	57.00	36.89
4	74.90	23.53	1.57	1.56	97.96	0.49	5.85	59.64	34.52
...	...	...	...	...	...	...	...	...	...
100	38.91	50.91	10.18	24.76	71.31	3.93	27.55	64.67	7.78

## 六、结论与政策建议

基于以上分析,得出以下几个结论。第一,棉花现货、期货以及电子交易市场价格在长期存在较为一致的波动趋势,保持比较稳定的长期均衡关系。第二,棉花现货、期货以及电子交易市场价格之间相互影响,彼此存在价格引导关系。第三,在现货价格形成中,期货价格起主导作用,其次为自身、电子交易市场价格;在期货价格形成中,自身价格起主导作用,其次为现货、电子交易市场价格;在电子交易市场价格形成中,期货价格起主导作用,其次为现货、自身价格。为了规范我国棉花交易市场的发展,降

低棉花交易价格的剧烈波动,提出如下政策建议。

(1)电子交易市场发展应以现货交易作为基础,突出其在实现销售、促进流通、减少实物转手环节、节约物流成本方面的作用。棉花电子交易市场的价格发现功能相比期货市场并不明显,而当前广泛采用的标准化合约、每日无负债结算、T+0 交易等类期货交易制度将给电子交易市场带来巨大风险。电子交易市场应以现货交易为基础,必须是实实在在的“标的物”,而非标准化合约,走“准期货”的道路必将断送它的发展。

(2)进一步提高我国棉花期货市场的国际话语权。目前,我国棉花期货市场环境较好,价格发现功

能和运行效率较高,但相比纽约棉花期货市场,仍有不小差距。美国棉花期货价格变动领先于中国棉花期货价格变动,但中国期货价格变动受美国期货价格变动影响不大。因此,应进一步提高我国棉花期货市场的国际话语权研究棉花现货、期货价格有效融合的机制,期货合约设计和实物交割制度,扩大期货市场中涉棉企业的数量,放宽近月份合作的规则制度,扩大持仓限额,放开涨跌停板等,以降低期货交易成本,提高期货投机者的吸引力,提高市场价格传导效率。

### 参 考 文 献

- [1] 卢锋. 我国棉花国际贸易“贱卖贵买”现象研究[J]. 经济研究, 2000(2):1-3.
- [2] 谭砚文, 温思美, 李崇光. 中国棉花国际贸易对国际市场棉花价格影响的实证分析——对中国棉花“贱卖贵买”现象的质疑[J]. 中国农村经济, 2005(1):11-16.
- [3] 李琴, 孙良媛. 棉花价格, 进口及库存的互动关系[J]. 中国农村经济, 2005(7):71-77.
- [4] 方燕, 杨立圆. 我国棉花期货价格与现货价格关系的实证研究——基于 VECM 模型的分析[J]. 价格理论与实践, 2011(9):58-59.
- [5] 李慧茹. 中国棉花期货和现货市场的价格关系研究[J]. 经济经纬, 2006(5):149-151.
- [6] 刘晓雪, 黄剑. 棉花期货与现货价格之间动态关系的实证分析[J]. 价格理论与实践, 2008(9):65-66.
- [7] 孙翔, 康海洁. 我国棉花期货市场价格发现功能的实证研究[J]. 金融发展研究, 2008(9):53-55.
- [8] 王利荣, 周曙东. 国内外棉花市场价格的动态关系分析——基于 VECM 模型[J]. 国际贸易问题, 2009(11):26-31.
- [9] 刘磊, 张明辉. 中国棉花期货价格发现功能: 基于中美棉花期货的比较研究[J]. 金融理论与实践, 2010(8):21-24.
- [10] 刘晓雪, 黄剑. 中美棉花期货价格引导和均衡关系的实证分析[J]. 北京工商大学学报: 社会科学版, 2008, 23(4):11-15.
- [11] 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.
- [12] TRAORE F. The impact of the United States subsidies on world cotton price:evidence from ARDL bounds tests[J]. Applied Economics, 2011, 43(28):4193-4201.
- [13] NAZLIOGLU S, SOYTAS U. World oil prices and agricultural commodity prices:evidence from an emerging market[J]. Energy Economics, 2011, 33(3):488-496.
- [14] HARRI A L, NALLEY D H. The relationship between oil, exchange rates, and commodity prices[J]. Journal of Agricultural and Applied Economics, 2009, 41(2):501-510.

## Study on Dynamic Relationship between Cotton Spot, Futures and E-market Price in China

LI You-zhu<sup>1,2</sup>, LI Chong-guang<sup>1,2</sup>, ZHENG Ming-yang<sup>1</sup>

(1. College of Economics & Management, Huazhong Agricultural University, Wuhan, Hubei, 430070;

2. Hubei Rural Development Research Center, Wuhan, Hubei, 430070)

**Abstract** This paper analyzes the variation of cotton spot, futures and e-market price in China by using Johnsen co-integration test, Granger Causality test, VECM model, Impulse Response Function and Variance Decomposition method. The result shows that three market prices demonstrate more consistent fluctuant trend, and maintain a relatively stable equilibrium relationship for a long term. There is significant bidirectional Granger causal relationship among them, however, the dominant levels are not the same. Cotton futures price has a dominant position over cotton spot and e-market, on the contrary, their influence on futures is much smaller. The impact of cotton spot's influence on futures is much larger than that of futures in e-market. The impact of cotton spot's influence on e-market is larger than that of cotton spot in e-market.

**Key words** cotton price; cotton spot; cotton futures; cotton e-market; price dynamic relationship

(责任编辑:金会平)