

鲜活农产品拍卖价格波动因素的相关性分析

——基于昆明国际花卉拍卖中心交易数据

秦开大, 曾能民

(昆明理工大学 管理与经济学院, 云南 昆明 650093)

摘要: 价格的大幅度波动会影响鲜活农产品拍卖市场的运作。基于昆明国际花卉拍卖中心 2010 年 2 月 16 日至 2011 年 2 月 12 日间所有产品的交易数据, 运用协整分析与 Granger 因果检验方法研究鲜活农产品拍卖市场总体价格波动因素的相关性, 实证结果表明: 价格变化会对滞后一期的供货量和成交量产生影响, 供货量、成交量的变化影响滞后三期的价格, 而价格与流拍率之间不存在因果关系。

关键词: 鲜活农产品; 拍卖; 价格波动

中图分类号: F323.7

文献标志码: A

文章编号: 1009-2013(2012)05-0042-05

Correlation of factors influencing fluctuating price in fresh agricultural products auction: A case study of KIFA

QIN Kai-da, ZENG Neng-min

(School of Management and Economics, Kunmin University of Science and Technology, Kunmin 650093, China)

Abstract: The sharp price fluctuations create difficulties for the operation of the auction market of fresh agricultural products in China. Based on the trading date of all products of KIFA between February 16, 2010 and February 12, 2011, by using co-integration theory and Granger causality test, we studied the correlation and influencing factors of fluctuations in the price of agricultural product auction market. Empirical results show that price changes impact on the supplies and turnovers of the first order lag, and the changes of supplies and turnovers impact on the price of third order lag, however there is no causal relationship between price and abortion rate.

Key word: fresh agricultural products; auction; price fluctuations

一、问题的提出

同早期作为“价格发现”相比, 现代农产品拍卖市场主要提供“价格形成中心、物流集散中心、信息中心”的市场公共平台功能。^[1]随着我国市场经济的不断完善, 拍卖制正成为我国鲜活农产品流通体系中的重要交易形式之一, 以鲜切花为例, 昆明

国际花卉拍卖交易中心大大提高了云南花卉业的产业发展水平。^[2]但相比较而言, 我国农产品拍卖市场还存在明显不足。直观地看, 国外农业集约化和组织化程度高, 卖家的供货规模较大, 买家一般采取代理制从事交易, 而我国鲜活农产品拍卖市场卖家单笔批次的供货规模小、供货呈周期性且质量欠稳定, 买家购买规模小且周期性地参与交易。如昆明国际花卉拍卖交易中心的单笔批次规模和买家的日均购买量分别不足荷兰花卉市场的 10% 和 1%。更深层次地分析发现, 我国鲜活农产品市场参与者可在拍卖市场与传统批发市场间自由选择, 致使各交易日间的供货规模与成交价格波动较大, 严重影响了我国鲜活农产品拍卖市场的运作能力;^[3]在我国鲜活农产品拍卖市场还未建立价格指数的情况下, 所有

收稿日期: 2012 - 07 - 30

基金项目: 国家自然科学基金资助项目(71062006); 国家自然科学基金资助项目(71162019); 云南省哲社基地重点资助项目(JD2011ZD07)

作者简介: 秦开大(1971—), 男, 湖北潜江人, 博士, 教授, 硕士生导师, 主要研究方向为拍卖理论与实务、供应链管理。

产品的平均成交价格意味着市场的总体价格水平, 价格波动会直接影响供货商的供货预期或购买商的学习预期。基于此, 系统研究市场总体价格波动的相关性和影响, 对于拍卖市场有效进行货源组织、控制价格波动和资源配置具有启示意义。

近年来, 农产品价格的大幅波动引发了国内学者的较多关注。王怡等对我国苹果市场整合程度进行分析后认为, 各地苹果市场基本存在长期整合的趋势, 但由于流通环节的原因各地市场价格会呈现不同的波动趋势; [4]王可山和余建斌在实证分析后发现, 中国大豆期货市场与现货市场价格波动的相关性较大, 二者存在相互因果关系, 期货市场和现货市场之间存在显著的长期均衡关系; [5]罗光强和谢康康以湖南为例实证表明, 生猪产量的变动引发了生猪价格的波动, 粮食价格对生猪价格有显著的推动作用, 居民收入变动对生猪价格波动的冲击作用一直存在负向效应; [6]罗锋和牛宝俊的实证分析表明, 国内粮食价格波动主要受农业生产资料价格推动和自身价格滞后的影响, 国际价格波动对大豆价格影响较为显著, 对小麦、玉米、大米影响较小; [7]除此之外, 王锐、张唯婧对我国农产品价格波动的影响因素进行了定性分析; [8,9]徐黄华对金融危机和农产品价格走势进行了协整分析。[10]

从国内研究文献看, 对农产品价格波动的研究大多集中在宏观层面, 缺乏微观的分析和探讨, 至于采用协整分析和 Granger 因果分析方法研究微观市场价格波动相关变量之间关系的文献就更少见。而自 Granger 和 Engle 于 1987 年提出协整理论以来, 协整分析和 Granger 因果检验被广泛应用于价格波动的相关性分析中。[11]为此, 笔者拟选择昆明国际花卉交易中心 2010 年 2 月 16 日至 2011 年 2 月 12 日间交易数据, 运用协整分析和 Granger 因果分析方法研究所有产品的平均成交价格与供货量、成交量、流拍率等变量之间的相互关系。

二、模型概述

1. 平稳性检验

时间序列的平稳性是指一个随机变量时间序列的均值(Mean)、方差(Variance)和自协方差(Auto-covariance)是否稳定。如果一个随机变量的时间序

列具有稳定的均值、方差和自协方差, 则这个时间序列就是稳定的, 否则就是非稳定的。涉及时间序列的另一个问题是伪回归(spurious regression)问题, 即如果两对时间序列表现出一致的变化趋势, 即使它们之间没有任何关系, 但进行回归时也表现出较高的可决系数 R^2 。因此, 判断经济变量之间的真实关系是非常重要的一个问题。

美国学者 Nelson 与 Plosser 在其研究中曾指出, 多数经济时间序列都是不稳定的。[12]作为协整性与因果关系分析的第一步, 首先是对变量的平稳性进行检验, 变量平稳性检验的普遍方法是 ADF 单位根检验法。ADF 单位根检验是通过三个模型完成检验的, 其模型为:

模型 1: 不含常数项和时间趋势项

$$\Delta X_t = \delta X_{t-1} + \sum_{i=1}^m \beta_i \Delta X_{t-i} + \varepsilon_t$$

模型 2: 含有常数项而没有时间趋势项

$$\Delta X_t = \alpha + \delta X_{t-1} + \sum_{i=1}^m \beta_i \Delta X_{t-i} + \varepsilon_t$$

模型 3: 同时含有常数项和时间趋势项

$$\Delta X_t = \alpha + \beta t + \delta X_{t-1} + \sum_{i=1}^m \beta_i \Delta X_{t-i} + \varepsilon_t$$

上述三个模型的虚拟假设都是 $H_0: \delta = 0$ 。只要其中一个模型的检验结果拒绝了零假设, 则可认为时间序列是平稳的, 即 $\delta = 0$, 序列是不平稳的; 对立假设则是 $\delta < 0$, 序列是平稳的。

如果一个序列是非平稳的, 但其一阶差分是平稳的, 则称此序列为一阶单整序列, 记为 $I(1)$ 。类似地, 如果其必须经过 d 次差分后才能平稳, 则此序列为 d 阶单整序列, 记为 $I(d)$ 。滞后阶数 \hat{k} 的确定准则主要有 AIC(Akaike information criterion)定阶准则、SC(Schwarz criterion)定阶准则等。

AIC 准则: 定义 $AIC(k) = \ln \sigma_k^2 + \frac{2k}{T}, k = 0, \dots, m$

取 $\hat{AIC}(k) = \min \{AIC(k) | k = 0, \dots, m\}$

SC 准则: 定义 $SC(k) = \ln \sigma_k^2 + \frac{k}{T} \ln(T), k = 0, \dots, m$

取 $\hat{SC}(k) = \min \{SC(k) | k = 0, \dots, m\}$

2. 协整与误差修正模型

根据 Engle 和 Granger 的协整理论, 对于两个

都是随机游走的变量序列,如果这两个序列的某个线性组合是稳定的,则称这两个序列为协整的。两个序列具有相同的单整阶数是序列之间具有协整性的必要条件。如果已经判断两个序列 x_t 和 y_t 是非平稳的,但其都是 d 阶单整序列,则可以建立 OLS 协整回归方程:

$$x_t = \alpha + \beta y_t + \varepsilon_t$$

利用方程的残差 ε_t 是否平稳可以判断 x_t 和 y_t 的协整性。如果 x_t 和 y_t 不是协整的,则它们的任意一个线性组合都是非平稳的,残差 ε_t 也必然是非平稳的;如果检验结果 ε_t 是平稳的,则可以认为 x_t 和 y_t 之间存在协整关系。

3. Granger 因果关系分析

Granger 因果关系检验的方法是:如果两个经济变量 X 与 Y ,在同时包含过去 X 与 Y 信息的条件下,对 Y 的预测效果比只单独由 Y 的过去信息对 Y 的预测效果更好,即变量 X 有助于变量 Y 预测精度的改善,则认为 X 对 Y 存在 Granger 因果关系。具体方法是先建立两变量回归模型:

$$y_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^m \alpha_i y_{t-i} + \sum_{i=1}^m \beta_i x_{t-i} + \varepsilon_t$$

$$x_t = \alpha_0 + \sum_{j=1}^m \alpha_j x_{t-j} + \sum_{j=1}^m \beta_j y_{t-j} + \varepsilon_t$$

对模型中的 $i=0(i=1,2,\dots,m)$ 进行检验,这个假设等同于“ X 不是引起 Y 变化的原因”。如果拒绝了 $i=0(i=1,2,\dots,m)$ 的原假设,则拒绝“ X 不是引起 Y 变化的原因”的假设,从而得出结论: X 对 Y 存在 Granger 因果关系。同样地,可以对 $j=0(j=1,2,\dots,m)$ 进行检验,从而判断 Y 对 X 是否存在 Granger 因果关系。

根据协整性与因果分析的相关理论,笔者对相关变量进行协整性与因果分析:1)分别对供货量、交易量、流拍率、成交价格等序列进行平稳性检验;2)成交价格与相关变量之间的协整性分析;3)成交价格与相关变量之间的 Granger 因果关系检验。

三、实证分析

1. 变量定义与数据选择

本论文采用日交易数据,选择所有产品,样本区间为 2010 年 2 月 16 日—2011 年 2 月 12 日(2 月

12 日交易后一般休市三天),之所以选择该区间是由于我国的鲜切花在两个情人节之间呈现一个消费周期。数据来源于昆明国际花卉拍卖中心的实际交易数据,各变量的具体数据及构造如下:

$$A_t = (S_t - D_t) \times 100\% / S_t$$

P_t : 所有产品 t 期的平均成交价格; S_t : 所有产品 t 期的供货总量; D_t : 所有产品 t 期的成交数量; A_t : 所有产品 t 期的流拍率

图 1 反映了平均成交价格与供货量、成交量和流拍率之间的变化趋势,其中价格以元/枝计,供货量、成交量以百万枝计,流拍率以小数计,本文所有回归与检验的计算过程均借助 EVIEWS6.0 完成(在 EVIEWS 中, D 不能用作变量符号,故图中的供货量用 $D1$ 表示)。

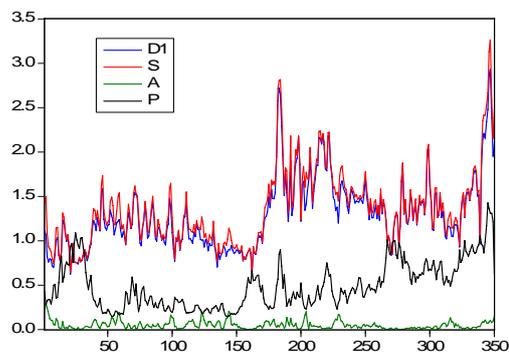


图 1 所有产品平均成交价格与供货量、成交量、流拍率的变化趋势

2. 序列的平稳性检验

分别对 P_t 、 S_t 、 D_t 、 A_t 四个时间序列进行单位根检验,采用不含有常数项和时间趋势项的形式,进行 ADF 单位根检验。ADF 单位根检验中滞后阶数是通过 AIC 定阶准则来确定,检验结果如表 1 所示:

表 1 所有产品相关变量的时间序列 ADF 单位根检验结果

序列	ADF 检验值	1%显著水平	5%显著水平	10%显著水平	判断结果
P	-2.57	-2.57	-1.94	-1.62	不平稳
$D(P(-1))$	-6.71	-2.57	-1.94	-1.62	平稳
S	0.66	-2.57	-1.94	-1.62	不平稳
$D(S(-1))$	-7.46	-2.57	-1.94	-1.62	平稳
D	0.45	-2.57	-1.94	-1.62	不平稳
$D(D(-1))$	-9.27	-2.57	-1.94	-1.62	平稳
A	-2.93	-2.57	-1.94	-1.62	平稳

注: $D(P(-1))$ 表示价格 P 的一阶差分

由检验结果可以看出,平均成交价格、供货量、

成交量都是非平稳的序列，但是它们都是一阶单整序列，而流拍率是平稳序列。

3. 成交价格与相关变量之间的协整性分析

由于 P 、 S 和 D 序列都是一阶单整序列，分别检验 P 与 S 和 D 之间的协整性。利用 OLS 法分别对 P 和 S 进行回归，通过样本数据，消除自回归趋势后得协整回归方程如下：

$$P_t = 0.80 - 0.21S_t + \varepsilon_t \quad (1)$$

$$(8.16) (-10.31)$$

$$R^2 = 0.92 \quad F = 927.16$$

从各项统计指标来看，拟合优度很好。图 2 描述了 P 和 S 之间协整方程拟合的结果及残差。

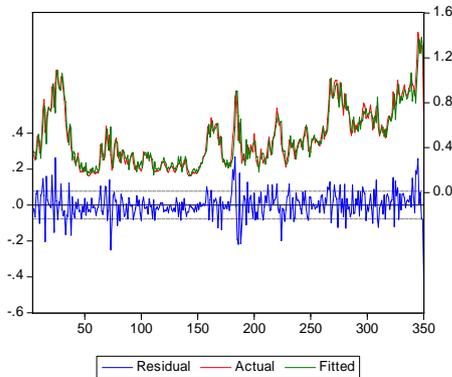


图 2 所有产品成交均价与供货量协整方程的拟合效果与残差

同理可得 P 和 D 之间的协整方程：

$$P_t = 0.79 - 0.21D_t + \varepsilon_t \quad (2)$$

$$(8.0) (-8.9)$$

$$R^2 = 0.91 \quad F = 868.35$$

从各项统计指标来看，拟合优度很好。图 3 分别描述了 P 和 D 之间协整方程拟合的结果及残差。

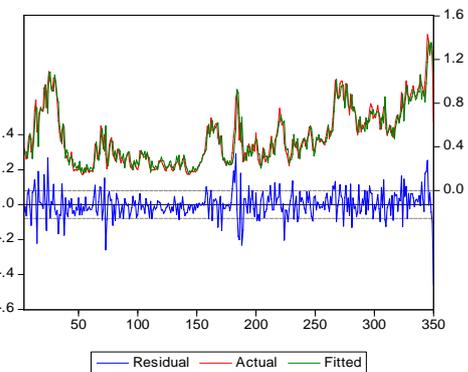


图 3 所有产品成交均价与成交量协整方程的拟合效果与残差

对残差进行 ADF 单位根检验，按照 AIC 定阶准则确定的滞后阶数为 3，同时分别按没有常数项和时间趋势项、有常数项没有时间趋势项、以及同时含有常数项和时间趋势项的回归方程来进行检验，检验结果如表 2 所示。

表 2 价格与供货量、价格与成交量协整方程残差单位根检验结果

残差	回归方程形式	ADF 检验值	1%显著水平	5%显著水平	10%显著水平	判断结论
2t	无常数项和时间趋势项	-8.28	-2.57	-1.94	-1.61	平稳
	有常数项无时间趋势项	-8.26	-3.45	-2.87	-2.57	平稳
	有常数项和时间趋势项	-8.48	-3.98	-3.42	-3.13	平稳
3t	无常数项和时间趋势项	-8.09	-2.57	-1.94	-1.62	平稳
	有常数项无时间趋势项	-8.07	-3.45	-2.87	-2.57	平稳
	有常数项和时间趋势项	-8.26	-3.99	-3.42	-3.31	平稳

由残差稳定性的检验结果可以看出： P 和 S 具有协整关系， P 和 D 具有协整关系。

4. Granger 因果关系检验

协整检验表明所有产品的平均成交价格和供货量之间存在协整关系，平均成交价格和成交量之间存在协整关系。价格与供货量、成交量、流拍率的两变量模型如下：

$$P_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^m \alpha_i P_{t-i} + \sum_{i=1}^m \beta_i S_{t-i} + \varepsilon_t \quad (3)$$

$$S_t = \alpha_0 + \sum_{j=1}^m \alpha_j S_{t-j} + \sum_{j=1}^m \beta_j P_{t-j} + \varepsilon_t \quad (4)$$

$$P_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^m \alpha_i P_{t-i} + \sum_{i=1}^m \beta_i D_{t-i} + \varepsilon_t \quad (5)$$

$$D_t = \alpha_0 + \sum_{j=1}^m \alpha_j D_{t-j} + \sum_{j=1}^m \beta_j P_{t-j} + \varepsilon_t \quad (6)$$

$$P_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^m \alpha_i P_{t-i} + \sum_{i=1}^m \beta_i A_{t-i} + \varepsilon_t \quad (7)$$

$$A_t = \alpha_0 + \sum_{j=1}^m \alpha_j A_{t-j} + \sum_{j=1}^m \beta_j P_{t-j} + \varepsilon_t \quad (8)$$

按照 Granger 因果关系分析方法，分别对模型中的 $\alpha_i=0$ 和 $\beta_j=0$ 的原假设进行检验。检验结果见表 3：

表3 所有产品成交均价与各变量的 Granger 因果关系检验

原假设	样本区间	观测值	滞后期数	F 统计值	概率
供货量对价格没有因果关系	2010/2/16 -2011/2/12	347	3	5.359 1	0.001 3
价格对供货量没有因果关系		349	1	12.913 6	0.000 4
成交量对价格没有因果关系	2010/2/16 -2011/2/12	347	3	6.118 7	0.000 5
价格对成交量没有因果关系		349	1	11.644 3	0.000 7
流拍率对价格没有因果关系	2010/2/16 -2011/2/12	349	1	0.045 9	0.830 4
价格对流拍率没有因果关系		349	1	0.471 7	0.492 7

由检验结果可以看出：

当滞后期为 3 时，在 1% 的显著水平上，拒绝“供货量对成交均价没有因果关系”的假设，接受供货量对成交均价存在因果关系的结论；当滞后期为 1 时，在 1% 的显著水平上，拒绝“成交均价对供货量没有因果关系”的假设，接受成交均价对供货量存在因果关系的结论。即对所有产品而言，价格对供货量的影响在滞后期为 1 的时候表现出来；而供货量对价格的影响则在滞后 3 期后表现出来。

当滞后期为 3 时，在 1% 的显著水平上，拒绝“成交量对成交均价没有因果关系”的假设，接受成交量对成交均价存在因果关系的结论；当滞后期为 1 时，在 1% 的显著水平上，拒绝“成交均价对成交量没有因果关系”的假设，接受成交均价对成交量存在因果关系的结论。即对所有产品而言，价格对交易量的影响在滞后期为 1 的时候表现出来；而交易量对价格的影响则在滞后 3 期后表现出来。

而流拍率与成交均价之间，滞后期进行多次调整，没有发现二者之间存在格兰杰因果关系。

四、结论和展望

本文选择昆明国际花卉交易中心所有产品的日交易数据，采用协整分析和 Granger 因果检验方法，分析了所有产品的成交均价与供货量、成交量和流拍率的相互关系，得出以下结论：第一，供货

量与成交均价存在长期均衡关系，当期供货量的变动对当期平均成交价格具有负向影响；成交量与成交均价也存在同样的关系。因为成交量是伴随交易发生的，成交量的变化是由于供货量的变动而产生的，对供货量和成交量多重共线性的检验也验证了这一点。第二，成交均价对供货量存在滞后 1 期的因果关系，即上期价格对下期供货量产生影响，而供货量对成交均价存在滞后 3 期的因果关系，这与供货商的供货周期相关，对供货商平均供货周期的统计也证实了这一点。成交均价和成交量具有同样的关系。第三，对价格波动不是影响市场总体供给发生变化，而是导致供货商选择的销售渠道发生变化。若上个交易日成交均价较高，则供货商会选择在下一个交易日供货，反之则向其他市场供货，昆明国际花卉中心的实情也验证了这一点。

上述统计分析和检验证实，供货量和价格的大幅度波动影响了我国鲜活农产品拍卖市场的运作能力。为此，笔者提出以下相关建议：

(1) 加强参与者网络的培育，大力推进农业合作组织的建设。以品牌整合、品种整合、技术推广为纽带，积极推进农业合作组织(即卖方代理)，降低卖方的供货周期，同时推荐买方代理，降低买方的购买周期。我国鲜活农产品拍卖市场必须始终以降低交易成本和提高效益为主线，不断调整市场培育策略，扩大参与者的覆盖面和忠诚度。

(2) 从供应链协调优化的角度研究价格波动的控制问题。目前我国鲜活农产品拍卖市场事实上主要承担“价格形成中心”的功能，而向参与者提供的物流服务、信息服务等还十分有限。价格的大幅度波动给鲜活农产品供应链的协调优化带来困难，而供应链的协调优化有助于控制价格波动。因此，以供应链管理理论为指导，建立以拍卖市场为核心的我国鲜活农产品供应链运作模式，探索我国鲜活农产品供应链协调优化机制，实现鲜活农产品供应链的效益最大化，对控制农产品价格波动、建立健全我国鲜活农产品流通体系，具有重要现实意义。

(下转第 52 页)