

玉米期货价格突变分析*

——基于材料变形理论的期价塑性模型量价分析

丁文斌¹, 王薇薇²

(1. 湖北工业大学 湖北循环经济发展研究中心, 湖北 武汉 430068; 2. 湖北省社会科学院, 湖北 武汉 430077)

摘要 将材料变形理论中的塑性模型引入到期货价格分析中来, 借期货价格量变来分析价格突变。以玉米期货为例, 通过构建各种塑性模型, 实证发现塑性系数检验均能通过, 证实了玉米期货价格塑性的存在。在此基础上, 选择塑性幂指数函数构建锁定量与玉米期货价格突变间的关系式分析玉米期货锁定量与价格间的关系, 最终发现当锁定量发生异常波动时, 在锁定量由异常波动段的最低点重新回归 0.8 时, 之后均会出现一波价格的突变行情, 价格变化绝对值均在 5% 以上。

关键词 玉米期货; 价格突变; 塑性模型; 幂指数函数; 锁定量

中图分类号: F 830.9 **文献标识码:** A **文章编号:** 1008-3456(2012)02-0033-06

玉米期货自 2004 年 9 月 22 日恢复上市以来, 蓬勃发展。在 2006 年, 玉米期货合约交易量曾达 1.35 亿手, 成为全国成交量最大的期货合约, 在全球农产品期货期权合约中排名第一。大商所总经理刘兴强在 2008 年 9 月 17 日召开的第二届国际玉米产业大会上也表示, 玉米是世界期货市场的第一个品种和全球成交量仅次于原油的第二大商品期货品种^[1]。随着国内玉米期货市场的完善, 玉米期货市场对现货市场的价格指导作用发挥得越来越好。大连玉米期货与国内 2 个具有代表性地区的玉米现货价格(吉林白城和大连)的相关系数分别达 0.965 和 0.972^[2]。无论是现货生产者还是期货投资者均十分关注玉米期货价格的走势, 而玉米期货价格的突变(发生趋势反转或盘整后的大趋势)对他们而言, 具有更重要的作用, 有利于他们把握好重大时机。对此, 本文利用基于材料变形理论的期价塑性模型来分析预测玉米期货价格突变, 以期能给生产者或是投资者、监管者提供有益参考。

一、文献综述

对于量价方面的研究, 多集中在股价分析上, 主要研究对象是成交量与股票价格间的相互关系(包括成交量与价格间走势的相互关系^[3-7]、成交量与股

价间变动的因果关系^[8-9]、基于高频数据分析成交量与股价间的关系^[10]), 成交量与收益率间的相互关系^[11-13]、成交量和股价的动力学关系^[14-15]、基于弹塑性模型^[16-19]等。期货量价方面的相关研究相对股市而言较少, 国内的研究更少, 但也有一些探索。杨峰研究了海南中商期货交易所天然胶品种的价格波动性和交易量、未平仓合约、风险利润的关系^[20]。华仁海等人对我国期货市场的量价关系进行了实证, 认为交易量与绝对价格波动之间存在正相关, 交易量与价格波动之间不相关^[21]; 随后, 华仁海等人又对我国期货市场期货价格波动与成交量和空盘量之间的动态关系进行了分析, 实证了价格波动与成交量和空盘量之间数量关系^[22]。周志明等人对上海期铜连四与期铝连三合约的收益率波动与交易量和持仓量间的相互关系进行了实证分析, 发现交易量与收益率波动的关系是正相关, 持仓量与收益率波动之间的关系是负相关^[23]。田新民等人则以上海期铜连三合约为例, 分析交易量与持仓量对日内价格波动的影响, 同时对预期和未期货交易量、持仓量对价格波动的影响进行了计量分析^[24]。叶震运用多元 GARCH 模型实证了大豆期货的量价有关系^[25]。王锋在久期理论框架下构建了扩展的二元选择模型, 对上海燃料油期货市场量价分析法的短

收稿日期: 2011-10-21

* 教育部人文社会科学研究青年基金项目“基于县域产量的农作物保险精算: 损失评估、风险区划与费率厘定”(10YJC790147); 湖北工业大学博士基金项目“‘解耦’目标下生猪产业循环经济价格支撑体系研究”(BSQD919)。

作者简介: 丁文斌(1982-), 男, 讲师, 博士; 研究方向: 循环经济、商品期货。E-mail: wbding@vip.qq.com

期预测力进行了实证检验^[26]。

对于价格突变的研究,李一智等人基于突变理论,建立了一个期货价格突变分析理论模型^[27]。康宇虹等人运用该理论建立了一个描述股票价格短期变化过程的尖点突变模型,并对该模型进行了简要分析^[28]。赵筠筠等人以加州电力市场为例,从价格预测角度,分析数据挖掘与系统识别和神经网络的预测方法对电力市场环境下价格突变的捕捉^[29]。古贞等人则将尖点突变模型、双曲脐点突变模型运用到了供应链产品转移价格突变分析上^[30-31]。上述分析主要是理论模型的分析。在实证上,仅见孟刚等人以分形理论就国际石油价格本身进行价格突变分析,缺乏量价在突变关系上的研究^[32]。

上述研究,虽然对我国期货市场的量价关系进行了有益的探讨,但都是分析期货量与价的波动、走势间的相关性、因果性及其计量分析,而期货量与价格趋势发生反转、修正的这种趋势“质变”的相关研究还很欠缺(本文将这种期货价格趋势发生实质性的变化称之为价格“突变”)。另外,虽然刘庆富^[33]在其博士论文中研究了期货价格操纵这种价格异常的极端行为,但被操纵导致价格异常的行为不同于价格突变,而且其研究方法和重点与本文不同,他是利用价格差检测法、价格(收益)的回归剩余检测法、季节性模型检测法、期货价格与库存量、仓单量变化关系检测法等方法来检测期货价格操纵问题,主要是研究如何识别价格操纵,而不是研究期货量与价发生“突变”间的关系,因此,本文将从这一方面展开研究。

二、期价塑性模型的建立与计量分析

1. 期货价格“突变”概念的界定

本文期货价格的“突变”是指在期货原有价格走势发生根本性变化,如上升(下降)的走势从顶点(底端)发生反转而变为下降(上升);盘整的趋势末期发生转折变为上升趋势或下降趋势。这种期货价格形态发生实质性的变化,本文称之为价格“突变”。

2. 塑性模型的确定

塑性模型的一般表达式为^[26]:

$$B_{K+1} = B_K + \alpha \frac{\sum_{i=1}^N Q_K^i (P_K^i - B_K)}{Q_K^F B_K} + \epsilon_K \quad (1)$$

式(1)中: B_K 为第 K 日的均衡价格; B_{K+1} 为第 $K+1$ 日的均衡价格; Q_K^i 为第 K 日中第 i 笔交易的成交量; P_K^i 为第 K 日中第 i 笔交易的价格; Q_K^F 为该

期货合约第 K 日的持仓量与成交量之和; N 为第 K 日中的交易笔数; α 为回归参数; ϵ_K 为随机误差项。

上式经过转换,得:

$$\frac{B_{K+1} - B_K}{B_K} = \alpha \frac{\sum_{i=1}^N Q_K^i (P_K^i - B_K)}{Q_K^F B_K} + \epsilon_K = \alpha \frac{W_K - B_K Q_K}{Q_K^F B_K} + \epsilon_K \quad (2)$$

式(2)中, W_K 为该合约第 K 日的成交额; B_K 为第 K 日的均衡价格; Q_K 为第 K 日的成交量; Q_K^F 为该期货合约第 K 日的持仓量与成交量之和; α 为回归参数; ϵ_K 为随机误差项。对于左式 $\frac{B_{K+1} - B_K}{B_K}$,反应的是均价变化率,常记作 BB_K 。对于 $\frac{\sum_{i=1}^N Q_K^i (P_K^i - B_K)}{Q_K^F B_K}$,在股价分析中常记为股价塑性指数^[18](stock price plasticity index, SPPI),可以用 $\frac{W_K - B_K Q_K}{Q_K^F B_K}$ 简化计算,避免使用高频数据。

于是,得到塑性基本模型表达式:

$$BB_k = \alpha SPPI_k + \epsilon_k \quad (3)$$

3. 塑性模型的选择

为选择合适的塑性模型,本文选取塑性基本模型式(3)、塑性基本模型的一阶自回归模型、塑性基本模型的一阶分布滞后模型、塑性幂指数模型、塑性幂指数一阶自回归模型、塑性幂指数一阶分布滞后模型进行比较分析。各模型的基本形式如下,其中 α_1 为表示塑性的系数。

表 1 模型的种类及其基本形式

模型种类	模型形式
塑性基本模型	$BB = \alpha_1 SPPI$
塑性基本模型的一阶自回归模型	$BB = \alpha_1 SPPI + \beta_1 BB(-1)$
塑性基本模型的一阶分布滞后模型	$BB = \alpha_1 SPPI + \alpha_2 SPPI(-1)$
塑性幂指数模型	$BB = \alpha_1 \text{sign}(SPPI) SPPI ^{\gamma_1}$
塑性幂指数一阶自回归模型	$BB = \alpha_1 \text{sign}(SPPI) SPPI ^{\gamma_1} + \beta_1 BB(-1)$
塑性幂指数一阶分布滞后模型	$BB = \alpha_1 \text{sign}(SPPI) SPPI ^{\gamma_1} + \alpha_2 \text{sign}(SPPI(-1)) SPPI(-1) ^{\gamma_2}$

注:为使用幂指数函数,使数据为正,对模型进行转换,加入符号函数,以满足要求。

本文通过实证来选择模型。在塑性模型的实证上,如何处理均衡价格是一个关键问题。真实均衡价格的获取十分困难,一个简便办法便是用一定时限的均价来表示。为选择恰当的时间长度,本文分别采用 10 日、20 日、30 日、40 日、50 日、60 日的平

均价作为均衡价,对上述模型逐一进行实证。数据来自博易大师行情软件,由于玉米期货合约最活跃的是交易日后的第 4 个合约,本文取玉米期货交易日后的第 4 个合约来构成连续数据,时间为 2006 年 1 月 4 日—2008 年 10 月 10 日。

从分析中发现,无论是 10 日(见表 2)还是 20

日、30 日、40 日、50 日、60 日的均价作为均衡价,塑性幂指数一阶自回归模型较塑性幂指数更具有最佳模拟效果,但考虑到幂指数一阶自回归模型中部分信息被自回归项解释,而且一阶自回归模型的塑性系数过小,因此,尽管塑性幂指数模型存在自相关性,仍选用幂指数模型。

表 2 以 10 日均价作为均衡价格计量结果

模型种类	模型形式	经济意义 检验 ($\alpha_1 > 0$)	统计学检验			
			T 检验	R ²	F 检验	DW 统计量
塑性基本模型	$BB=0.337SPPI$	极显著	29.90	0.57	926	0.876
塑性基本模型的一阶自回归模型	$BB=0.073SPPI+0.784BB(-1)$	极显著	6.65	0.83	2 257	2.070
塑性基本模型的一阶分布滞后模型	$BB=0.191SPPI+0.180SPPI(-1)$	极显著	9.97	0.62	565	0.750
塑性幂指数模型	$BB=0.050\text{sign}(SPPI) SPPI ^{0.550}$	极显著	36.50	0.67	1 332	0.597
塑性幂指数一阶 自回归模型	$BB=0.022\text{sign}(SPPI) SPPI ^{0.550}+$ $0.657BB(-1)$	极显著	19.20	0.88	2 516	2.140
塑性幂指数一阶 分布滞后模型	$BB=0.027\text{sign}(SPPI) SPPI ^{0.550}+$ $0.027\text{sign}(SPPI(-1)) SPPI(-1) ^{0.550}$	极显著	11.20	0.72	848	0.670

注:在幂指数函数的选择上,根据散点图显示,其取值范围主要在[0.1,1]之间,因此,本文以 0.01 为步长,从 0.1 逐一尝试,通过比较 R² 来选择最大 R² 的模型,以确定指数。

表 3 各时间长度的塑性幂指数一阶自回归模型

模型种类	模型形式	经济意义 检验 ($\alpha_1 > 0$)	统计学检验			
			T 检验	R ²	赤池消息准则(AIC)	施瓦茨准则(SC)
10 日塑性幂指数模型	$BB=0.050\text{sign}(SPPI) SPPI ^{0.550}$	极显著	36.5	0.67	-9.76	-9.75
20 日塑性幂指数模型	$BB=0.016\text{sign}(SPPI) SPPI ^{0.430}$	极显著	32.4	0.60	-10.30	-10.30
30 日塑性幂指数模型	$BB=0.010\text{sign}(SPPI) SPPI ^{0.390}$	极显著	31.7	0.60	-10.71	-10.71
40 日塑性幂指数模型	$BB=0.007\text{sign}(SPPI) SPPI ^{0.350}$	极显著	30.3	0.57	-10.98	-10.98
50 日塑性幂指数模型	$BB=0.009\text{sign}(SPPI) SPPI ^{0.440}$	极显著	30.3	0.57	-11.16	-11.15
60 日塑性幂指数模型	$BB=0.006\text{sign}(SPPI) SPPI ^{0.400}$	极显著	4.2	0.53	-11.29	-11.29

通过表 3 的分析可以看出,随着时间长度的增加,方程的 R² 逐渐变小。虽然 AIC 随时间长度的增加变得更小,但考虑到时间长度越大,价格的反应速度将滞后,本文选择 10 日平均价格作为均衡价格,分析期货价格的特征。由此得到期货价格塑性模型为:

$$BB_k = \alpha \text{sign}(SPPI_k) |SPPI_k|^{0.55} \quad (4)$$

三、期货价格塑性系数与价格突变间的关系

1. 理论模型

影响期货价格的因素有很多,但是,不管是什么因素,也无论是多空如何争夺,当它们促使价格发现重大变化时(如价格趋势反转、沿原有趋势加速变化),一定会在交易量上先表现出来,交易量的先行变化带动了期货价格的突变(尤其是在价格操纵中会如此)。在这个过程中,为形成较大的价格波动,会有部分交易量先不进行交易所,以待形成价格发生重大变化的时机。在股票上,对这种交易量翟爱梅将其称之为被锁定的流通股数量(简称为锁定

量)^[34]。本文依其原理,重点分析锁定量的异常变动对价格变化的影响。

在公式(2)中, Q_k^F 采用的是期货第 K 日的所有仓位来计算的。但是,由于要形成价格突变,需要先蓄积能量,有部分仓位是不进行交易而储存起来,也就是形成了部分锁定量 Q_k^L , Q_k^L 是不可知的,因此,实证分析时用 Q_k^F 代替 $Q_k^F - Q_k^L$ 估计出的 α 偏大,记 α^* 为锁定量为零时期货合约的塑性系数, α 和 α^* 的关系具体分析如下^[17]:

$$\frac{B_{K+1} - B_K}{B_K} = \alpha \text{sign} \left(\frac{\sum_{i=1}^N Q_k^i (P_k^i - B_K)}{Q_k^F B_K} \right)$$

$$\left[\frac{\sum_{i=1}^N Q_k^i (P_k^i - B_K)}{Q_k^F B_K} \right]^{0.55}$$

$$\frac{B_{K+1} - B_K}{B_K} = \alpha^* \text{sign} \left(\frac{\sum_{i=1}^N Q_k^i (P_k^i - B_K)}{(Q_k^F - Q_k^L) B_K} \right)$$

$$\left[\frac{\sum_{i=1}^N Q_k^i (P_k^i - B_K)}{(Q_k^F - Q_k^L) B_K} \right]^{0.55}$$

$$\alpha = \alpha^* \left[\frac{Q_k^F}{(Q_k^F - Q_k^L)} \right]^{0.55} \quad (5)$$

$$\frac{Q_k^L}{Q_k^F} = 1 - \left[\frac{\alpha^*}{\alpha} \right]^{1.8182} \quad (6)$$

由式(5)可知, α 比 α^* 要大, 用 α 来代替 α^* 计算的值偏大。 Q_k^L 与 α 成正比, Q_k^L 越大, α 越大。 Q_k^L 易变化, 必然导致 α^* 也易波动, 这样, 可以通过观察 α^* 的波动来发现价格突变的到来。基于 α^* 不可观察, 而 α^* 与 α 存在相互转换关系, 又 α 总大于 α^* , 于是, 可以通过计算出每日的 α , 取其中最小的 α 值来近似看作 α^* 。

2. 基于期货价格塑性的价格突变模型的实证

要求得 α^* 值, 必先求得 α , 而后者是通过式(4)求得的。在求解过程中, 一个关键问题是如何确定时间长度, 即取多长时间来进行回归, 获得每日的回归系数, 也就是每日的 α 值。由于不同的时间长度进行回归会得到不同的每日 α 值, 所以时间长度的恰当与否直接影响观察效果。

本文以玉米期货合约为例, 分别取时间长度为 10 日、20 日、30 日、40 日、50 日、60 日、70 日、80 日、90 日按(4)式求解每日的 α 值, 依据计算结

果发现, 时间长度大于 50 日的 α 值曲线具有相似的结构, α 值曲线是稳定的形态。10 日、20 日、30 日、40 日的 α 值曲线具有明显的差异。考虑到时间过长, 价格特征被弱化; 过短, 影响估计的准确性。本文的时间长度选为 30 日, 使用 30 日的历史数据计算回归系数, 作为这 30 日最后一日的 α 值。

本文依据量的异常波动引起价格突变, 通过观察期货锁定比的异常来先行感知期货价格的突变。据图 1, 本文以锁定比低于 0.5 为异常波动, 观察锁定比从异常波动的最低位回归到 0.8 后期货市场的价格变化。按此规律, 从 2006 年 3 月 6 日至 2008 年 10 月 6 日共有 5 段异常波动。价格变动情况如表 4。虽然在表 4 中, 2006 年 6 月 29 日至 7 月 31 日这段异常锁定比随后的价格突变只有 3.24%, 但是由于该段锁定比突变期间价格本身的变化已经达到 85 个点, 同 2006 年 6 月 29 日相比, 变动已达到 5.78%, 事实上, 随后一段趋势是这段变动的延续, 因此, 可以得出这样的结论, 锁定比异常波动所导致的价格突变比例都将超过 5%。

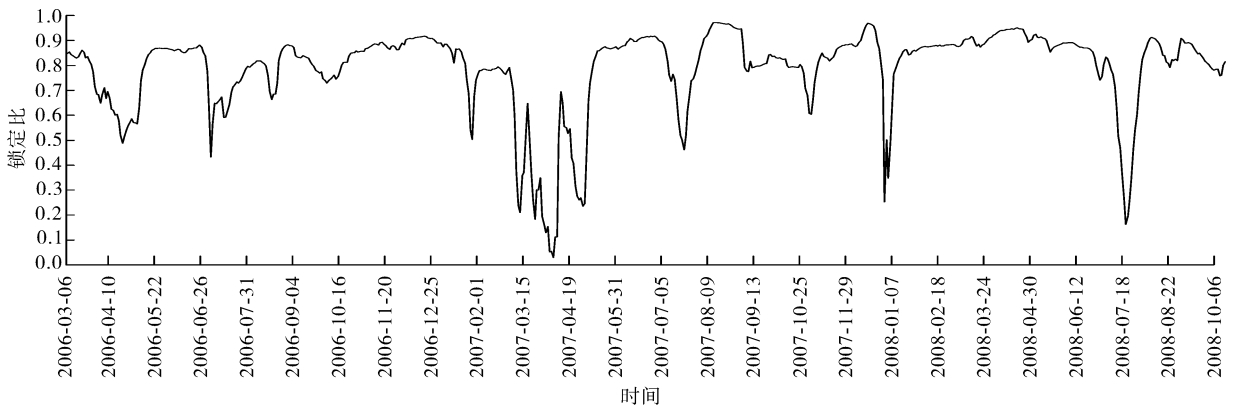


图 1 按 30 日时间长度计算所得锁定比

表 4 据锁定比异常波动确定的价格突变趋势

锁定比由异常波动最低点回归至 0.8			随后一段趋势					
起始时间	价差*		开始时间	收盘价	结束时间	收盘价	涨跌幅/%	合约
2006-06-29	2006-07-31	-85	2006-07-31	1 388	2006-08-14	1 343	-3.24	0703
2007-04-04	2007-05-11	13	2007-05-11	1 678	2007-07-16	1 485	-11.50	0811
2007-07-19	2007-07-30	9	2007-07-30	1 520	2007-09-12	1 630	7.52	0803
2007-07-19**	2007-07-30	9	2007-07-30	1 520	2007-11-23	1 717	12.96	0803
2007-12-26	2008-01-08	-3	2008-01-08	1 833	2008-01-22	1 724	-5.95	0809
2008-07-21	2008-07-30	-37	2008-07-30	1 880	2008-08-19	1 756	-6.60	0903

注: 随后一段趋势是按照顺势趋势而定, 指未发生任何反转或修正。如下降的趋势中, 出现反弹或修正, 则该趋势为下降起始点至反弹起始点之间的一段趋势。* 表示价差 = 结束日当日的收盘价 - 开始日当日的收盘价; ** 表示该段趋势中, 包含了 1 小段反弹趋势, 反弹占整段趋势比例为 22.3%。

四、结 论

本文将塑性模型引入期货价格分析中,通过分析,发现期货价格确实存在价格塑性。在塑性模型中,塑性幂指数一阶自回归模型较塑性幂指数更具有最佳模拟效果,但考虑到幂指数一阶自回归模型中部分信息被自回归项解释,而且一阶自回归模型的塑性系数过小,因此,尽管塑性幂指数模型存在自相关性,仍选用幂指数模型。根据塑性幂指数函数模型,得到塑性系数与价格突变在锁定量上的关系,由此建立了依据价格塑性模型、透过锁定量的异常波动观察价格突变的方法。

在整个方法中,时间长度的选择始终是个关键问题。对于塑性模型的分析,面对真实均衡价格的获取十分困难,本文采用的简便办法便是用一定时间长度的均价来表示。但是取多长时间的均价来表示真实均价才够准确呢?这个问题使得均价时间长度显得极为重要;另一个时间长度问题便是在分析锁定量时,求每日塑性的回归系数时,采用多长时间数据进行线性回归来近似求解,也是一个关键的时间长度问题。

本文在尝试中通过比较选择了10日平均价格作为均衡价格以及用30日时间长度计算锁定量,通过观察锁定量的异常波动来分析价格突变,最终发现,当锁定量发生异常波动时,在锁定量由异常波动段的最低点重新回归至0.8时,之后均会出现一波价格的突变行情,价格变化均在5%以上。从2006年1月4日至2008年10月10日期间,锁定量异常波动时,价格突变的最大变化量为11.50%(如果包括1个小的反弹,最大变化量为12.96%,是2007年7月30日至2007年11月23日的这段波动),最小的变化量为-3.24%。尽管最小波动段2006年7月31日至2006年8月14日的价格变化量只有-3.24%,但是在锁定量从异常波动段的最低点回归0.8的过程中,其价格变化量已经达到-5.77%,整个过程的价格变化量实质上达到-8.83%。因此,本文得到的结论“当锁定量发生异常波动时,在锁定量由异常波动段的最低点重新回归0.8时,之后均会出现一波价格的突变行情,价格变化绝对值均在5%以上”是成立的。期望这一结论能给生产者、投资者和监管者提供借鉴。

参 考 文 献

[1] 唐宗全. 大连商品交易所农产品交易量全球第二[N]. 每日经

济新闻,2008-09-20(8).

- [2] 胡东林,金土星. 玉米期货成大连商品交易所支撑性品种[N]. 中国证券报,2008-09-18(4).
- [3] CLARK P K. A subordinated stochastic process model with finite variance for speculative prices[J]. *Econometrics*, 1973, 41(1):135-155.
- [4] COPELAND T. A model of asset trading under the assumption of sequential information arrival[J]. *Journal of Finance*, 1976, 31(31):135-155.
- [5] WANG J. A model of competitive stock trading volume[J]. *Journal of Political Economy*, 1994, 102(1):127-168.
- [6] KARPOFF J M. The relation between price changes and trading volume: a survey[J]. *Journal of Financial Quantitative Analysis*, 1987(22):109-126.
- [7] GALLANT A R, ROSSI P E, TAUCHEN G. Stock prices and volume[J]. *Review of Financial Studies*, 1992(5):199-242.
- [8] 张维,闫冀楠. 关于上海股市量价因果关系的实证探测[J]. *系统工程理论与实践*, 1998(6):111-114.
- [9] 张永东,黎荣舟. 上海股市日内波动性与成交量之间引导关系的实证分析[J]. *系统工程理论与实践*, 2003(2):19-23.
- [10] JIANG G J. Estimating latent variables and jump diffusion models using high-frequency data[J]. *Journal of Financial Econometrics*, 2007, 5(1):1-10.
- [11] CHIANG T C, DOONG S C. Empirical analysis of stock returns and volatility: evidence from seven Asian stock markets based on TAR-GARCH model[J]. *Review of Quantitative Finance and Accounting*, 2001(17):301-318.
- [12] BLUME I E, EASLEY D. Market statistics and technical analysis: the role of volume[J]. *Journal of Finance*, 1994(49):153-182.
- [13] TARUN C, SWAMI N B. Trading volume and cross-autocorrelations in stock returns[J]. *Journal of Finance*, 2000(55):913-935.
- [14] 吴冲锋,王承炜. 交易量和交易量驱动的股价动力学分析方法[J]. *管理科学学报*, 2002, 5(1):1-11.
- [15] 肖峻,陈伟忠,王宇熹. 中国股市基于成交量的价格动量策略[J]. *同济大学学报:自然科学版*, 2006, 34(8):1126-1130.
- [16] 翟爱梅,王雪峰,何华庆,等. 股票价格波动的塑性性质及模型探讨[J]. *运筹与管理*, 2006, 15(3):129-136.
- [17] 翟爱梅,王雪峰. 识别被锁定流通股数量的一种定量分析方法[J]. *系统工程理论与实践*, 2007, 2(4):19-26.
- [18] 何华庆. 股票价格塑性性质的计量经济模型及实证检验[J]. *燕山大学学报*, 2006, 30(2):125-131.
- [19] 黄飞雪,马晓佳,侯铁珊. 一种基于材料形变理论的股价塑性幂指数模型[J]. *系统工程*, 2008, 26(4):36-41.
- [20] 杨峰. 我国期货商品价格波动性的实证分析[J]. *经济科学*, 1999(3):45-54.
- [21] 华仁海,仲伟俊. 我国期货市场期货价格收益、交易量、波动性关系的动态分析[J]. *统计研究*, 2003(7):25-30.
- [22] 华仁海,仲伟俊. 我国期货市场期货价格波动与成交量和空盘

- 量动态关系的实证分析[J]. 数量经济技术经济研究, 2004(7): 123-132.
- [23] 周志明, 唐元虎, 施丽华. 中国期市收益率波动与交易量和持仓量关系的实证研究[J]. 上海交通大学学报, 2004(3): 52-56.
- [24] 田新民, 沈小刚. 基于交易量和持仓量的期货日内价格波动研究[J]. 经济与管理研究, 2005(7): 78-80.
- [25] 叶震. 大连期货市场大豆量价分析[J]. 商场现代化, 2007(12): 394-395.
- [26] 王锋. 期货市场量价分析法的短期预测力检验——基于久期理论的分析[J]. 技术经济与管理研究, 2011(10): 84-87.
- [27] 李一智, 侯晓鸿, 刘咏梅, 等. 期货价格突变论模型的建立和分析[J]. 中南工业大学学报: 社会科学版, 1999, 5(1): 14-17.
- [28] 康宇虹, 徐照宇. 股票价格突变模型的建立与分析[J]. 哈尔滨理工大学学报, 2007, 12(1): 100-104.
- [29] 赵筠筠, 张焰. 电力市场环境下的价格突变的机理分析和风险防范[J]. 华东电力, 2008, 36(8): 6-10.
- [30] 古贞, 王海燕. 两个下游企业情况下供应链中间产品转移价格突变分析[J]. 物流科技, 2008(1): 67-70.
- [31] 路应金, 唐小我, 张勇. 供应链产品转移价格突变分析[J]. 系统工程理论方法应用, 2005, 14(6): 560-563.
- [32] 孟刚, 唐雄, 张意翔. 国际石油市场的分形特征与价格突变分析[J]. 统计与决策, 2006(12): 53-54.
- [33] 刘庆富. 中国期货市场波动性与价格操纵行为研究[D]. 东南大学经济管理学院, 2005: 104-136.
- [34] 翟爱梅. 股票价格波动的塑性和弹性理论研究[D]. 哈尔滨工业大学管理学院, 2006: 37-56.

Analysis on Price Mutation of Corn Futures

——Based on Analysis on Price and Volume with Plastic Model of Material Deformation Theory

DING Wen-bin¹, WANG Wei-wei²

(1. *Circular Economy Research Center of Hubei Province, Hubei University of Technology, Wuhan, Hubei, 430068*; 2. *Hubei Academy of Social Sciences, Wuhan, Hubei, 430077*)

Abstract This paper introduces plastic model of material deformation theory to analysis on futures price in order to analyze mutation of the price. Taking corn futures for example, this paper, through building a variety of plastic models, finds that the coefficient of plastic examinations can pass smoothly, and existence of plastic in corn futures prices is also confirmed. Consequently, this paper chooses exponential function to build relationship between lock amount and futures prices so as to analyze their corresponding relations. Finally, this paper finds that when locked amount in the lowest point of the abnormal fluctuations returns to 0.8 on the occurrence of abnormal fluctuations in the amount of lock, there will have a mutation of the market price with price change in the absolute value of more than 5%.

Key words corn futures; price mutation; plastic model; exponential function; locking amount

(责任编辑:刘少雷)