

# 中国大豆期货市场有效吗？

## ——基于事件分析法的研究

赵玉 祁春节\*

**摘要：**“中国期货市场是否有效”是学术界争论的焦点之一，本文在事件分析法的研究框架下通过 GJR - GARCH形式的市场模型研究中国大豆期货市场上的日历效应和事件效应。研究发现，中国汇率制度改革、美国信贷危机爆发、中国人民银行调整利率以及中国南方地区遭受重大雪灾等事件在大豆期货市场上产生了非正常累计收益，从而表明大豆期货市场不是半强式有效的。同时，主力合约收益序列存在显著的周日历效应，从而表明该市场也不是弱式有效的。由此证伪了“中国大豆期货市场是有效市场”这一命题。因此，需要进一步加强制度建设来提升期货市场的有效性。

**关键词：**大豆期货市场 弱式有效 半强式有效 周日历效应 事件分析法

### 一、问题的提出

农产品期货市场是现代农产品市场体系不可或缺的组成部分，也是农产品供应链上的一个重要环节。2001年3月出台的“十五”规划第一次明确提出了“稳步发展期货市场”。2003年10月，中共十六届三中全会将“稳步发展期货市场”写入了《中共中央关于完善社会主义市场经济体制若干问题的决定》中。“十一五”规划中进一步提出了完善现代农产品市场体系。由于政策的支持，中国期货业发展迅速。中国期货市场从个别试点到遍地开花，从清理整顿到规范发展，用了20年左右的时间走过了发达国家160多年的发展历程。2008年底，在按照期货和期权交易量排名的全球52家交易所中，中国内地三大商品期货交易所均进入前20强；截至2009年7月底，中国内地期货市场共有21个品种上市交易，商品期货成交量已占全球商品期货总成交量的1/3，成为仅次于美国的全球第二大商品期货市场和第一大农产品期货市场。

但是具有一定的市场规模并不意味着市场的成熟与完善。市场的有效性才是衡量市场成熟与完善的标准。研究和揭示期货市场的有效性对指导期货市场的管理和运行具有极其重要的意义。在有效的期货市场上价格可以为政府或企业的经济决策提供参考依据。而在无效的期货市场上价格或多或少被各种因素所扭曲，甚至被人为操纵。错误地将无效的市场信息作为经济决策依据，极易造成重大决策失误。回顾我国期货市场的发展历程，价格被操纵的事件频发。其中包括1994年上海粮油“粳米事件”、1995年海南“棕榈油事件”、1994 - 1995年大连“玉米C511事件”、1995 - 1996年苏州“红小豆602事件”、1996年海南“F703咖啡事件”、1997年“天然橡胶R708事件”、1995 - 1998年广联“豆粕逼仓事件”、2002年大连“大豆事件”以及2004年“中航油事件”。经过政府部门的整顿和规范，近几年价格风险事件明显减少，那么我国期货市场是否已经具备了有效市场的特征呢？本研究以交易量最大且最活跃的大豆期货为例研究了该期货市场的有

\* 赵玉，华中农业大学经济管理学院，邮政编码：430070，电子信箱：math052360@gmail.com；祁春节，华中农业大学经济管理学院，邮政编码：430070，电子信箱：qichunjie@126.com。

本文得到湖北省高等学校优秀中青年科技创新团队计划项目“农产品流通体系及问题研究”（项目号：T200813）的资助。

详见金融时报（[http://www.financialnews.com.cn/jryw/txt/2009-09/23/content\\_230663.htm](http://www.financialnews.com.cn/jryw/txt/2009-09/23/content_230663.htm)）。

详见鸿海期货风险案例（<http://www.gdhhqh.com/Item/14431.aspx>）。

详见期货日报“中航油事件”之期货思考（<http://finance.icxa.com/htmlnews/2004/12/20/517612.htm>）。

效性。

Fama (1991)对原有的有效市场分类与检验方法做了重新界定:有效市场分为弱式有效市场、半强式有效市场和强式有效市场。弱式有效理论认为市场价格已充分反映出所有过去历史的价格信息,包括成交价、成交量等,因此采用任何趋势分析都是徒劳的。检验该理论的主要方法包括“随机游走检验”和“日历效应”检验。半强式有效理论认为价格已充分反映出所有已公开的信息,包括成交价、成交量、盈利资料、盈利预测值等,因此市场中利用趋势分析和基本面分析都将失去作用,而内幕消息可能获得超额收益。检验该理论的方法主要是采用“事件检验法”针对公开事件(消息)检验是否存在超额收益。强式有效理论则认为价格包含了所有已公开的或内部未公开的信息,因此没有任何方法能帮助投资者获得超额利润,即便是内幕消息也不能获得超额收益。可以通过检验私人信息是否产生额外收益来检验强式有效理论。

有效市场理论的内在逻辑表明若市场不满足弱式有效或半强式有效则一定不满足强式有效。因此,本文重点检验市场是否满足半强式有效和弱式有效。文章共分为五部分,第二部分梳理了有关事件分析理论与实践的相关文献;第三部分给出了事件和数据材料并建立了一个以 GJR - GARCH为基础的市场模型,该模型还可以检验主力合约收益序列是否存在周日历效应;第四部分在广义误差分布的假设下估计了非正常收益,并采用威尔科克森符号秩方法检验了市场对不同事件的反应,最后得出结论并做了进一步讨论。

## 二、事件分析法及文献回顾

### (一)事件分析法的发展

事件分析法主要是分析某事件对于社会经济生活是否有冲击作用。事件分析法最早可以追溯到 20 世纪 30 年代,1969 年 Fama 等对它做了进一步完善。基于事件分析方法对金融市场所做的研究,主要是分析事件发生后是否出现了非正常收益。已有文献中非正常收益模型主要为市场模型,通过比较并检验事件窗口内部和窗口外部收益有无显著差异来判断是否存在非正常收益。市场模型表达式如下:

$$AR_{i,t} = R_{i,t} - E(R_{i,t} | X_t) = \epsilon_{i,t} \quad (1)$$

其中  $AR_{i,t}$  表示非正常收益,常由  $\epsilon_{i,t}$  来表征; $R_{i,t}$  表示事件窗口内部的实际收益率; $E(R_{i,t} | X_t)$  表示事件窗口内部的期望收益,常由  $R_{i,t}$  的估计值代替; $X_t$  表示信息集合。

一般将  $E(R_{i,t} | X_t)$  表示为市场投资组合收益的函数:

$$E(R_{i,t} | X_t) = \alpha_i + \beta_i R_{m,t} \quad (2)$$

其中,  $R_{m,t}$  为期货市场的投资组合收益。对于大豆期货来说,第  $i$  月合约在时间  $t$  的期望收益可以表示为期货市场指数的函数。但是,国内期货市场尚未编制各种商品期货的指数,本文在应用市场模型时,使用各合约的加权平均收益作为期货市场的投资组合收益。

其中  $R_t$  表示收益序列,因此 (1) 式可以改写为

$$AR_t = R_t - E(R_t | X_t) = \epsilon_t \quad (3)$$

非正常收益的累计函数记为  $CAR_t$ , 公式如下:

$$CAR_t = \sum AR_t \quad (4)$$

定义非正常收益与其对应的标准差之比的累计函数为  $SCAR_t$ , 则  $T_p$  服从  $t$  分布 (Patell, 1976)。

$$SCAR_t = \frac{AR_t}{\sigma_t} \quad (5)$$

$$T_p = \frac{1}{\sqrt{N}} \sum_{i=1}^N SCAR_i \quad (6)$$

Boehmer, Musumeci 和 Poulsen (1991) 将标准横截面统计量  $T_{cs,i}$  改进为  $T_{BMP,i}$  统计量,并推荐使用  $T_{BMP,i}$  进行假设检验:

$$T_{cs,i} = \frac{\frac{1}{N} \sum_{j=1}^N CAR_{ij}}{\sqrt{\frac{1}{N(N-1)} \sum_{j=1}^N (CAR_{ij} - \frac{1}{N} \sum_{k=1}^N CAR_{ik})^2}} \quad (7)$$

$$T_{BMP, i} = \frac{\frac{1}{N} \sum_{j=1}^N \frac{AR_{ij}}{ij}}{\sqrt{\frac{1}{N(N-1)} \sum_{j=1}^N \left( \frac{AR_{ij}}{ij} - \frac{1}{N} \sum_{k=1}^N \frac{AR_{ik}}{ik} \right)^2}} \quad (8)$$

$T_{cs, i}$ 表示事件窗口内第  $i$  天的服从  $t$  分布的标准横截面统计量,  $T_{BMP, i}$  为  $T_{cs}$  的改进统计量,  $N$  表示事件的总数量,  $AR_{ij}$  表示第  $j$  个事件窗口内第  $i$  天的非正常收益,  $ij$  表示  $AR_{ij}$  的预测标准差。原假设为“事件窗口内每天的平均非正常收益等于 0”。除了经常用到的参数检验外,还有学者使用了广义符号检验等非参数检验 (Sanger and McConnell, 1986; Cowen and Sergeant, 1996)。由于参数检验需要大样本,在研究股市时,可以选择数百只股票来扩充样本容量,因此参数检验方法主要运用于股票市场。

## (二)事件分析法的应用

Cyrus和 Minh (2007)基于事件分析的方法使用 AR(1) - GARCH(1,1)模型分析了 1983 - 2005 年 OPEC 产油量的系列调整对国际石油现货和期货价格的冲击,结果发现 OPEC 并没有支配、控制或垄断国际石油市场。Paul等 (2008)用类似模型分析了国家配额计划和排放检验公告对欧盟碳期货市场收益率的影响。Thomas(2009)采用事件分析方法研究了来自美国市场上的重大事件对德国股市带来的冲击,在研究中使用了带自回归项的市场模型。尽管中国期货市场从成立至今经历了许多重大事件,但目前尚没有文献使用事件分析方法研究国内期货市场的有效性。国内对事件分析方法的应用主要集中于股票市场。范龙振和陈辰 (2001)通过检验各转配股的累计超常回报率、超常回报率及受影响股票市场平均反映的方法研究了转配股上市这一事件对股市的影响。刘力和田雅静 (2004)以 1999 - 2001 年股票名称发生变更的 148 家上市公司为样本,研究了股票名称变更对股价的短期影响,结果表明该类事件引起了股票价格的显著波动。皮天雷和杨浩 (2005)在研究 1999 年以来发生股票名称变更的上市公司的股价变化时发现,股票名称变更会引起股价的显著波动,而且投资者对这种波动表现出过度反应。张月飞和陈耀光 (2006)通过事件分析法检验比较了沪深港股市对利率变动的不同反应,基于此得出了香港股市为半强式有效市场而沪深股市尚处于弱式有效状态。唐齐鸣和黄素心 (2006)使用 GARCH 修正的市场模型,通过研究 ST 公布和撤销事件的市场反应检验了中国股市的半强式有效性。刘凡 (2007)通过研究存在大股东占用公司资金现象的 30 家上市公司股票对 2006 年 11 月 7 日由八部委联合下发的《关于进一步做好清理大股东占用上市公司资金工作的通知》的价格反应,检验了上海股市的有效性。多数实证研究采用了参数检验法 (见式 (7) 和 (8))。参数检验法过分依赖样本数据的分布假设,其检验效力值得商榷。陈信元和江峰 (2005)建议采用市场模型为基础的非参数秩检验法以检验事件日市场是否对信息做出反应,而累积非正常收益的检验也应以市场模型为计算基础。

## (三)中国期货市场有效性研究

自中国期货市场成立以来,国内外学者对其有效性给予了关注,但绝大多数是集中在对价格发现效率或者弱式有效的研究上,本文按照研究结论将文献分为两类:

第一类,结论支持有效市场假说。Xin、Chen和 Firth (2006)采用随机游走检验和协整检验法研究了铜、铝期货市场的有效性,结果表明中国的铜、铝期货市场具有效率。张小艳和张宗成 (2005)使用单位根检验、自相关检验、方差比检验和多重方差比检验对大豆、小麦等六大期货市场的有效性进行了检验,结果表明除天然橡胶期货市场以外,其他期货市场是弱式有效的。蒋舒和吴冲锋 (2007)采用 ARMA - GARCH 模型和方差分解方法从过度反应和国内外市场关联的角度研究了中国期货市场的有效性,并认为我国期货市场是有效的。王健和黄祖辉 (2007)采用乘积过程模型研究了中国大豆期货市场的有效性,并以此得出了我国农产品期货市场已慢慢步入弱式有效阶段的结论。甄红线和赵永刚 (2009)从市场相关制度颁布与实施的角度,将大商所大豆期货市场划分为 5 个时间段,通过分析期货市场收益的可预测性,分段考察了大豆期货市场的动态有效性。结果表明大连商品交易所大豆期货价格收益序列随时间变化可预测性明显降低,表明大连商品交易所大豆期货市场的有效性明显提高,其中政策法规的颁布与实施对大豆期货市场有效性的提高起到了非常重要的积极作用。周广等 (2009)采用单位根检验和自相关检验方法检验了我国大豆、玉米以及小麦等主要农产品期货市场的有效性,结果认为“我国农产品期货市场有效”。

第二类,结论不支持或部分不支持有效市场假说。Wang和 Ke (2005)采用 Johansen 协整检验方法研究了中国小麦和大豆期货市场的效率,结果表明中国大豆期货市场效率很弱,而小麦期货市场是无效率的。唐

衍伟等(2004)使用 GARCH(1,1)模型对中国三大期货市场的铜、黄豆和小麦三种主要期货品种收益的波动性和有效性进行了研究,并认为市场有效性越强可预测性就越强(该论点值得商榷),中国期货市场尚未达到弱式有效。周伟和田未(2007)运用单位根检验、序列相关检验对中国主要期货市场的弱式有效性进行了检验,结果表明大豆、豆粕的收益序列存在自相关性,我国商品期货市场尚未达到弱式有效。邢天才等(2008)研究交易区间突破技术分析在大连大豆期货市场的获利能力,结果发现该分析技术可以获得超额收益,按照有效市场的标准判断出大豆期货市场不是弱式有效的。Zhao(2009)使用小波分析和关联维方法研究了大豆期货合约的分形特征,结果发现大豆价格序列具有一定的自相似性和长记忆性,利用这一分形特征可以提高对期货价格的预测精度,由此也可以判断出大豆期货市场不是弱式有效的。程可胜(2009)采用随机游走模型检验了郑州棉花期货市场的效率并得出了弱式无效的结论。

通过对现有相关文献的整理,可以发现已有研究的结论不尽相同,甚至相互矛盾。部分文献对有效性的理解、数据的选择或方法的应用均有不当。不当之处表现在以下几个方面(程可胜,2009):第一,没有构造连续的时间序列;第二,价格序列服从单位根过程是弱式有效的必要而非充分条件,因此,发现价格序列服从单位根过程就断言市场弱式有效为时过早;第三,搞错了检验对象,混淆了价格与收益两个不同的概念。关于中国期货市场有效性的争论仍将持续。现实似乎更支持“弱式无效”的观点,毕竟期货分析师等职业的存有一定有它的道理,而且部分投资者确实在中国期货市场上获得了超额报酬。

为阐明中国期货市场是否有效这一问题,引入科学、合理的研究方法是必要的。尽管事件分析方法已经日趋成熟和完善,但通过文献回顾,发现目前国内采用事件分析方法研究期货市场有效性的文献非常稀缺。鉴于研究和揭示期货市场的有效性意义重大,本文希望在已有研究基础上对现有相关文献做进一步扩充。

### 三、事件材料、数据与模型

#### (一)事件材料

在事件分析法中,需要首先界定事件发生作用的时间段,即事件窗口。然后通过事件窗口超额收益的大小来衡量事件的影响。所谓超额收益是指实际收益与假设没发生该事件的期望收益之差,而期望收益由计量经济模型测算。

事件窗口至少包括事件发生日以及事件发生后的日子,如果怀疑事件发生之前消息有泄漏,还应包括事件发生前的日子(范龙振、陈辰,2001)。把事件窗口界定到事件日之后的第10个交易日,既可以给市场对核心事件做出反应留下足够的时间,又能有效地排除其他事件对收益率可能产生的影响(唐齐鸣、黄素心,2006)。选取最近几年典型事件来研究重大事件的发生对大豆期货市场的影响(见表1),窗口宽度为10个交易日,即从事件日之后的第1个交易日至第10个交易日。

表 1 事件汇总表

事件日	事件标号	事件
2005年 7月 21日	A	中国开始实行浮动汇率制度
2006年 3月 14日	B	“十一五”规划纲要出台
2006年 9月 8日	C	中国金融期货交易所成立
2007年 2月 13日	D	美国信贷危机爆发
2007年 5月 19日	E	中国人民银行上调利率
2008年 1月 10日	F	中国南方大部分地区遭受重大雪灾
2008年 9月 15日	G	全球金融危机爆发
2008年 11月 27日	H	中国人民银行大幅降息

#### (二)数据

大豆期货包括非转基因大豆期货(即大豆1号,下文简称豆1)、豆粕期货和豆油期货。大豆期货是目前

当日中国人民银行上调利率,一年期存款基准利率上调0.27个百分点,贷款利率上调0.18个百分点,其他各档次存贷款基准利率也相应调整,个人住房公积金贷款利率相应上调0.09个百分点。

当日中国人民银行大幅降息,下调金融机构一年期人民币存贷款基准利率各1.08个百分点,其他期限档次存贷款基准利率作相应调整。同时,下调中央银行再贷款、再贴现等利率,相当于此前数次降息的力度,为近十年来力度最大的一次降息。

我国交易量最大且最活跃的期货。研究所使用的数据分为两部分。第一部分为主力合约收益,用以反映大豆期货市场代表性合约的收益;第二部分数据为加权合约收益,用以反映大豆期货市场的组合收益。其中主力合约按照日交易量最大的合约选取。假设某品种的第  $i$  个合约的成交量为  $Q_i$ ,成交价格为  $P_i$ ,当日总成交量为  $Q$ ,则该品种期货加权合约的连续价格序列按照如下公式构造:

$$\bar{p} = \frac{\sum_{i=1}^n Q_i P_i}{\sum_{i=1}^n Q_i} = (\sum_{i=1}^n Q_i P_i) \div Q, \quad i = 1, 2, \dots, n \quad (9)$$

按照以上定义计算了豆 1、豆粕和豆油合约的加权平均价格。主力合约和加权合约的价格收益均按照  $r_t = \ln P_t - \ln P_{t-1}$  计算。原始数据来源于大连商品交易所。豆 1 和豆粕的时间跨度从 2003 年 1 月 2 日至 2009 年 8 月 31 日,有效观测值各有 1 617 个。豆油的时间跨度为 2006 年 1 月 9 日至 2009 年 8 月 31 日,有效观测值有 889 个。按照周日历对收益序列进行描述性统计 (见表 2)。

表 2 大豆期货收益的周日历特征

周日历	统计量	主力合约收益			加权合约收益		
		豆 1	豆粕	豆油	豆 1	豆粕	豆油
星期一	总和	0.9397	0.7664	0.6553	0.6280	0.7287	0.5533
	标准差	0.0289	0.0190	0.0212	0.0158	0.0167	0.0191
	观测值	321	321	176	321	321	176
星期二	总和	-0.8277	-0.7787	-0.5549	-0.3858	-0.5506	-0.4008
	标准差	0.0515	0.0463	0.0451	0.0248	0.0332	0.0334
	观测值	323	323	179	323	323	179
星期三	总和	0.3470	0.2566	0.0735	0.1170	0.4170	0.0612
	标准差	0.0309	0.0160	0.0161	0.0121	0.0129	0.0133
	观测值	327	327	180	327	327	180
星期四	总和	-0.3818	0.2584	0.0157	-0.1210	-0.0572	0.0813
	标准差	0.0239	0.0144	0.0159	0.0120	0.0119	0.0134
	观测值	323	323	178	323	323	178
星期五	总和	0.2638	-0.1762	0.1827	0.1312	-0.1963	0.0738
	标准差	0.0192	0.0171	0.0155	0.0120	0.0135	0.0133
	观测值	323	323	176	323	323	176

从统计结果来看,豆 1 合约在周一、周三和周五的平均收益较高,而在周二和周四的平均收益较低;豆粕合约在周一和周三的平均收益较高而周二和周五的平均收益较低;豆油合约在周一的平均收益较高,在周二的平均收益较低。

### (三)模型构建

计算非正常收益的模型有均值调整模型、市场模型和市场调整模型,检验方法主要分为参数检验法和非参数检验法。比较各种模型和检验方法的效力,无论事件是否相近或重叠,都应采用市场模型为基础的非参数秩检验法,累计非正常收益的检验也应以市场模型为计算基础 (陈信元、江峰, 2005)。按照市场模型,需要进一步将事件窗内的价格波动分解成预期波动  $E(R_t | X_t)$  和非正常波动  $AR_t$ 。

针对时间序列中存在的条件异方差现象 (大的或者小的模拟误差常常会成群出现), Engle (1982) 提出了 ARCH 模型来刻画异方差的这种相关性。但是 ARCH 模型在描述资产收益率序列时往往需要许多参数,因此 Bollerslev (1986) 提出了 ARCH 模型的一个推广形式,即 GARCH 模型。但 GARCH 模型的缺点在于,它对于正的和负的抖动有相同的反应 (Nelson, 1991; Glosten, et al, 1993; Zakoian, 1994)。

为了刻画正的和负的资产收益率的非对称效应, Glosten 等 (1993) 提出了 GJR - GARCH 模型。鉴于 GJR - GARCH 模型较之一般的 GARCH 模型更加合理,本研究采用 GJR - GARCH 形式的市场模型来测算非正常收益。根据拟合精度、参数经济含义以及似然比统计值,确定 GJR - GARCH 模型中含有 1 项 GARCH 项和 2 项 ARCH 项,即市场模型最终的形式为 GJR - GARCH (1, 2)。

给出模型的基本假设:第一,研究所涉及各事件在时间上是相互独立的;第二,事件对市场的影响是有

有关 GARCH 族模型中 ARCH 项和 GARCH 项滞后阶数如何确定的详细论述请参见 Hamilton, J. D. 1994. *Time Series Analysis*, 142 - 144 Princeton University Press.

限的;第三,模型残差服从 GED 分布。

为了避免低估事件对非正常收益的影响,均值模型以及条件方差模型中未引入事件变量。使用 (10)、(11)和 (12)式计算得到非正常收益  $AR_t$  和预期收益  $E(R_t | X_t)$ 。

$$AR_t = R_t - E(R_t | X_t) = \epsilon_t \quad (10)$$

$$E(R_t | X_t) = c + \alpha_1 R_{m,t} + \alpha_2 D_1 + \alpha_3 D_2 + \alpha_4 D_3 + \alpha_5 D_4 \quad (11)$$

$$\sigma_t^2 = \omega + \alpha_1 \sigma_{t-1}^2 + \alpha_2 \sigma_{t-2}^2 + \beta_1 I_{t-1} \sigma_{t-1}^2 + \beta_2 \sigma_{t-1}^2 \quad (12)$$

其中,  $R_{m,t}$  表示加权合约收益,本文用它来表示市场收益。 $I_{t-1} \sigma_{t-1}^2$  为非对称效应项,  $\beta_1$  为非对称项的系数,当  $\beta_1 < 0$  时,哑变量  $I_{t-1} = 1$ , 否则  $I_{t-1} = 0$ 。 $\alpha_1 > 0$ ,  $\alpha_2 < 0$ ,  $\alpha_3 = 0$ ,  $\alpha_4 = 0$  且  $\alpha_1 + \alpha_2 + \alpha_3 < 1$ 。在均值模型中加入哑变量分离出收益序列的周日历效应。其中,哑变量的含义如下:如果当天为周一则  $D_1 = 1$ , 否则  $D_1 = 0$ ;如果当天为周二则  $D_2 = 1$ , 否则  $D_2 = 0$ ;如果当天为周三则  $D_3 = 1$ , 否则  $D_3 = 0$ ;如果当天为周四则  $D_4 = 1$ , 否则  $D_4 = 0$ 。

#### 四、实证结果

采用无系数约束的最大似然估计 BHHH 算法 (Berndt, et al, 1974)。估计结果列于表 3。

表 3 主力合约 GJR - GARCH(1, 2)模型参数表

参数	豆 1		豆粕		豆油	
	系数	z 值	系数	z 值	系数	z 值
1	0.9451***	78.4167	0.9995***	85.1648	0.9861***	57.7611
2	0.0003	0.6836	$7.46 \times 10^{-7}$	0.0015	-0.0007	-1.0469
3	-0.0015***	-3.5610	-0.0011**	-2.3009	-0.0009	-1.4511
4	$-4.67 \times 10^{-8}$	-0.0001	0.0001	0.2417	-0.0004	-0.5566
5	0.0006	1.3843	0.0005	0.8935	-0.0016**	-2.3297
c	$3.42 \times 10^{-5}$	0.1178	$-3.19 \times 10^{-5}$	-0.0890	0.0008	1.6167
	$4.02 \times 10^{-6}$ ***	4.7702	$4.97 \times 10^{-6}$ ***	3.2305	$5.19 \times 10^{-7}$ **	2.0143
1	0.5334***	4.4650	0.3907***	5.8163	0.3910***	4.3431
	0.1267**	2.0912	0.1164**	2.0723	-0.0484	-0.9532
2	-0.4120***	-4.0798	-0.2816***	-4.5699	-0.2693***	-3.1651
	0.8264***	41.1904	0.7999***	17.6546	0.9039***	47.2666

注: \*、\*\*和 \*\*\* 分别表示 1%、5%和 10%的显著水平。

从估计结果看,整个大豆期货市场的收益存在显著的周一正效应。豆 1 和豆粕主力合约收益还存在显著的周二负效应。参数  $\alpha_1$ ,  $\alpha_2$ , 和  $\alpha_3$  均符合约束条件。三组模型的  $R^2$  分别为 0.3275, 0.6666 和 0.7368, Log likelihood 分别为 5194, 5471 和 3076, 总体来看模型拟合效果较好。

根据已估计市场模型计算出两种合约的非正常收益 (见图 1)。

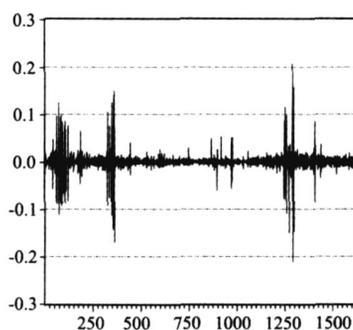


图 1-1 豆 1 主力合约的非正常收益

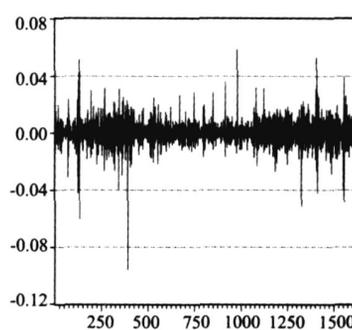


图 1-2 豆粕主力合约的非正常收益

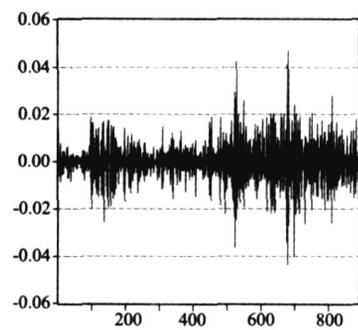


图 1-3 豆油主力合约的非正常收益

图 1 主力合约非正常收益

在检验非正常收益的事件效应之前,进一步检验非正常收益序列的概率分布以及是否存在 ARCH 效应。若序列中仍存在 ARCH 效应则会低估或者高估事件效应,因而需要用标准差序列对非正常收益序列进行校正 (见式 (5));若序列服从正态分布则在理论上可以选择参数检验方法检验事件效应 (见式 (6) - (8)), 否则只能选择非参数检验方法检验。

检验结果 (见表 4)显示各非正常收益序列均不存在 ARCH 效应,且不服从正态分布。因此选用威尔科克森符号秩方法来检测事件对大豆期货收益的影响。

表 4 非正常收益检验

	LM(1)	P值	LM(5)	P值	LM(10)	P值	LM(15)	P值	Jarque - Bera
豆 1	0.1563	0.6926	0.9095	0.9695	1.7480	0.9979	3.0754	0.9995	64360
豆粕	0.0505	0.8223	2.4648	0.7818	4.1730	0.9392	5.6379	0.9852	7819
豆油	0.2067	0.6494	6.5547	0.2559	11.6307	0.3105	12.5747	0.6351	355

事件分析方法的基本思想是:如果市场达到半强式有效,那么事件发生前后,累计非正常收益不发生变化。主要是通过比较事件日之前 10 个交易日与事件日之后 10 个交易日的累计非正常收益的变化,来研究事件是否产生了非正常收益。将事件日之前的非正常收益记为  $AR_t^-$ ,其累计函数记为  $CAR_n^-$ ;事件日之后的非正常收益记为  $AR_t^+$ ,其累计函数记为  $CAR_n^+$ ,累计非正常收益公式如下:

$$CAR_n^- = \sum_{t=1}^n AR_t^-, CAR_n^+ = \sum_{t=1}^n AR_t^+$$

图 2 - 7 是事件日前 10 个交易日和事件日后 10 个交易日的累计收益图。

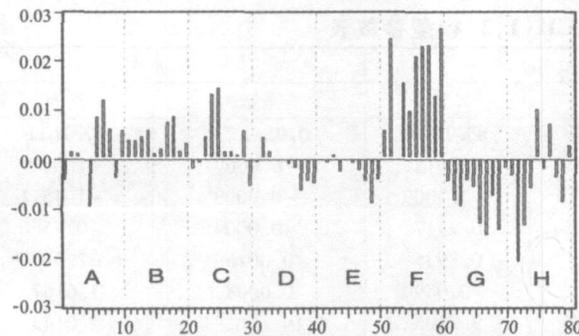


图 2 事件日前豆 1 主力合约 CAR

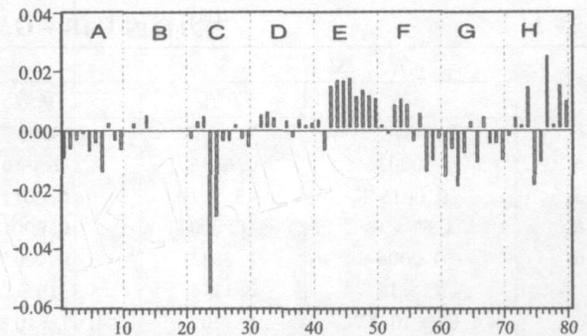


图 3 事件日后豆 1 主力合约 CAR

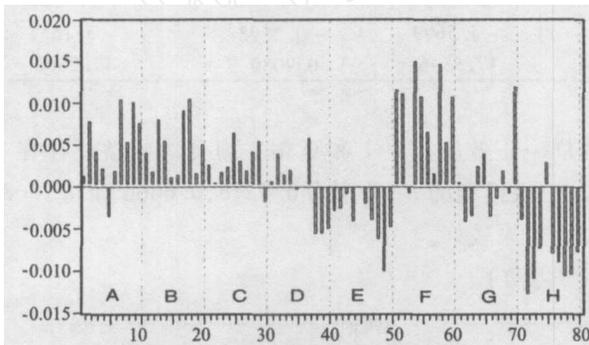


图 4 事件日前豆粕主力合约 CAR

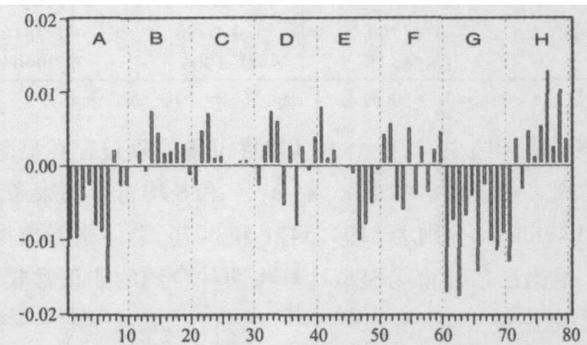


图 5 事件日后豆粕主力合约 CAR

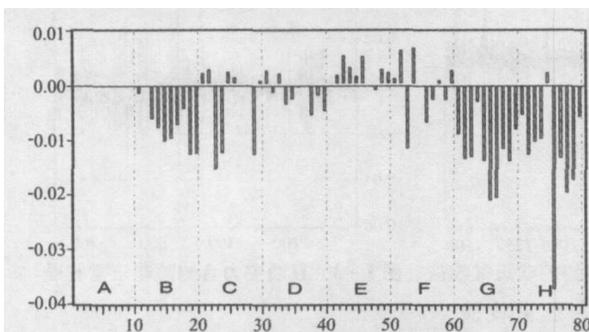


图 6 事件日前豆油主力合约 CAR

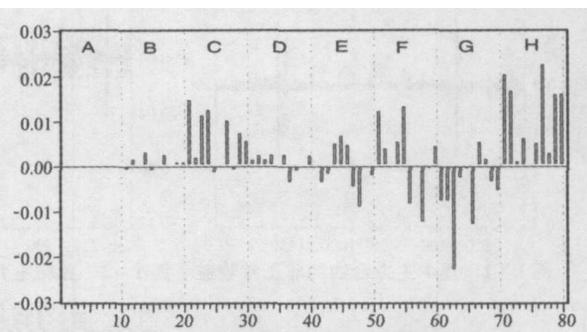


图 7 事件日后豆油主力合约 CAR

从图 2 - 图 7 可以看出,豆 1 和豆粕主力合约累计收益在汇率改革前 10 个交易日内大多为正而改革后 10 个交易日内累计收益多为负。因此,大豆期货市场对于事件 A (人民币汇率制度改革)比较敏感。汇率改革的消息传出后,豆 1 和豆粕主力合约的价格跌幅较大。另外豆 1、豆粕和豆油主力合约累计收益在中国人

民银行宣布降息前 10 个交易日内累计收益多为负而在降息后 10 个交易日内累计收益多为正。因此,大豆期货市场对事件 H (中国人民银行宣布降息)也比较敏感。降息消息传出后,豆 1、豆粕和豆油主力合约的价格涨幅较大。对以上分析需作进一步的检验。

由于非正常收益序列不服从正态分布,因此选用非参数检验方法。非参数检验具有无需对总体分布作假定的优点。而参数  $t$  检验,必须假定有关的差别总体服从正态分布。威尔科克森符号秩检验可看作参数  $t$  检验的替代方法。给出威尔科克森的统计量,其中  $n$  为成对观测的个数,  $E(T) = n(n+1)/4$ ,  $D(T) = E(T)(2n+1)/6$ ,  $Z = (T - E(T)) / \sqrt{D(T)}$ 。

检验过程共分为三个步骤。第一,求出成对观测数据的差,并将差的绝对值按大小顺序编上等级;第二,等级编号完成以后恢复正负号,分别求出正等级之和  $T_+$  及负等级之和  $T_-$ ,选择  $T_+$  和  $T_-$  中较小的一个作为威尔科克森检验统计量  $T$ ;第三,查表,做出判断。当观测值不少于 20 对时,统计量  $Z$  近似服从标准正态分布。

使用威尔科克森符号秩方法检验市场对各种事件的反应。给出原假设  $H_0$ :事件  $k$  没有产生非正常收益;备择假设  $H_1$ :事件  $k$  产生了非正常收益。将威尔科克森符号秩检验结果列于表 5。其中事件窗口包括事件日之后的 10 个交易日,非事件窗口包括事件日之前的 10 个交易日。

表 5 大豆期货市场非正常收益的符号秩检验结果

事件	非事件窗口	事件窗口	Z 值	P 值	$H_0$
A	2005 年 7 月 7 日至 7 月 20 日	2005 年 7 月 22 日至 8 月 4 日	- 3.8453	0.0001	拒绝
B	2006 年 2 月 28 日至 3 月 13 日	2006 年 3 月 15 日至 3 月 28 日	- 0.2571	0.7971	接受
C	2006 年 8 月 25 日至 9 月 7 日	2006 年 9 月 11 日至 9 月 22 日	- 0.5039	0.6143	接受
D	2007 年 1 月 30 日至 2 月 12 日	2007 年 2 月 14 日至 3 月 6 日	- 2.7664	0.0057	拒绝
E	2007 年 4 月 30 日至 5 月 18 日	2007 年 5 月 21 日至 6 月 1 日	- 1.9026	0.0571	拒绝
F	2007 年 12 月 25 日至 2008 年 1 月 9 日	2008 年 1 月 11 日至 1 月 24 日	- 2.7664	0.0057	拒绝
G	2008 年 9 月 1 日至 9 月 14 日	2008 年 9 月 16 日至 10 月 6 日	- 0.6273	0.5304	接受
H	2008 年 11 月 13 日至 11 月 26 日	2008 年 11 月 28 日至 12 月 11 日	- 3.8360	0.0001	拒绝

注:A表示中国开始实行浮动汇率制度;B表示“十一五”规划纲要出台;C表示中国金融期货交易所成立;D表示美国信贷危机爆发;E表示中国人民银行上调利率;F表示中国南方大部分地区遭受重大雪灾;G表示全球金融危机爆发;H表示中国人民银行大幅降息。

## 五、结论与对策建议

检验结果表明大豆期货市场对中国汇率制度改革、美国信贷危机爆发、中国人民银行调整利率、中国大部分地区遭受雪灾比较敏感,大豆期货市场仍存在一些异象,下面作进一步讨论:(1)由于我国大豆进口关税较低,人民币升值进一步刺激了国内加工业对国外大豆的进口。交易者预期大豆进口量会增加,未来大豆现货市场货源充足,因此大豆期货行情多被看空。这导致国内大豆期货价格下跌。(2)芝加哥商品交易所(CBOT)是全球大豆价格发现中心。信贷危机首先影响了 CBOT 大豆价格,然后通过传导机制影响到大商所大豆价格。(3)利率变化将引致期货收益贴现率变化,因此期货市场对利率很敏感。在利率下降时,社会资金储蓄意愿减弱,会导致部分储蓄资金从银行转向期货市场,从而推高合约价格;反之,若利率上升,投机资金会从期货市场转向低风险的银行存款,致使期货价格下跌。(4)国内大豆期货市场对全球金融危机反应平淡。这主要由对全球金融危机开始日期界定造成的,全球金融危机在 2008 年 9 月中旬爆发,而国内商品市场价格的暴跌在 2008 年 7 月就已经开始,国内商品市场已提前对危机做出了反应。(5)雪灾增强了交易者对油料减产的预期,这使得油料期货合约价格走高。另外,历年春节国内油料价格都会走高,导致雪灾对大豆期货价格的影响被节日因素放大。

综上所述,目前我国大豆期货市场不是有效市场。这意味着交易者可以通过某些信息获得比平均收益更高的报酬。在额外报酬的激励下,每个交易者都想获得更多的信息。比如,通过技术分析或者基本面分析来挖掘额外信息,或者搜集内幕信息,更有甚者会通过散布谣言等手段制造“信息”。目前,国内期货业整体科研水平较低,信息来源缺乏权威渠道。特别是农业部、期货协会和交易所也经常转载国外发布的研究报告,这导致了市场话语权的丢失。交易者不得不依赖美国农业部发布的信息做决策,这不利于我国大豆期货

市场的发展和壮大。另外,我国期货市场行政干预过多,政策市特征明显。如证监会曾要求期货交易所当期期货合约进入交割月份时,必须将保证金提高到20%以上。这一将风险管理简单等同于风险管制的做法很大程度上束缚了市场的流动性,以致损害了市场效率。为了促进我国期货市场的稳定发展,提高市场的有效性,本文给出以下对策建议:

第一,加强制度建设,完善市场机制和市场体系。完善现有的价格限制制度、大户报告和强制减仓等行之有效的制度。充分借鉴海外期货市场的成功经验,逐步引进设计熔断、会员分级结算、结算会员联保等新的制度。加强市场法制建设的同时强化管理部门的服务意识和信托责任。证监会等管理机构应避免过多干预市场,从而使市场能够有效地发挥竞争机制、供求机制和风险机制的作用。

第二,管理部门应承担起权威信息发布的责任,及时、准确、公正地向市场发布客观信息。农业部、证监会以及期货协会应建立一支高水平的科研团队,能够为交易者提供可信的数据和资料;建立权威的信息发布平台,面对市场上的谣言能够及时辟谣,消除交易者的恐慌情绪,避免重蹈2004年大豆危机的覆辙。同时应加大对不法商贩的打击力度,严惩市场操纵行为,坚决遏制各类非法交易势头蔓延,营造稳定和谐的资本市场发展环境。

第三,鼓励和引导相关中小企业和农业合作组织参与套期保值。我国期货市场套期保值交易比重很低而投机交易比重很高,这不利于市场的稳定,应大力培育套期保值者。期货协会、交易所以及期货公司都应加大套期保值的宣传,定期举办培训班。帮助中小企业和农业合作组织认识到套期保值在管理价格风险中的重要性,并帮助相关人员掌握套期保值操作方法,从而使更多的中小企业和合作组织参与到套期保值当中。

第四,积极探索和引进先进的风险管理技术。交易所和期货公司应加强对国际金融危机的监测、预警和应对处置。完善监管协调离不开技术的进步,风险管理制度创新也离不开先进的技术。证监会、期货协会、交易所以及期货公司应加强国际交流与合作,积极引进和借鉴国外先进的风险管理技术,并因地制宜加以改造。结合动态计量模型与人工智能技术对国内现有风险管理技术进行完善。

#### 参考文献:

1. 陈信元、江峰,2005:《事件模拟与非正常收益模型的检验力——基于中国A股市场的经验检验》,《会计研究》第7期。
2. 程可胜,2009:《随机游走与期货市场有效性检验——以郑州棉花期货为例》,《华东经济管理》第1期。
3. 范龙振、陈辰,2001:《转配股上市对我国股市影响的事件研究》,《复旦学报》(自然科学版)第2期。
4. 蒋舒、吴冲锋,2007:《中国期货市场的有效性:过度反应和国内外市场关联的视角》,《金融研究》第2期。
5. 刘凡,2007:《基于事件研究法的上海A股市场有效性研究》,《江西科学》第2期。
6. 刘力、田雅静,2004:《没有信息,也有反应:中国A股市场股票名称变更事件的市场反应研究》,《世界经济》第1期。
7. 皮天雷、杨浩,2005:《中国股市“股票名称变更”的市场反应——基于“非事件”的实证研究》,《统计与决策》第8期。
8. 唐齐鸣、黄素心,2006:《ST公布和ST撤销事件的市场反应研究——来自沪深股市的实证检验》,《统计研究》第11期。
9. 唐衍伟、陈刚、张晨宏,2004:《我国期货市场的波动性与有效性——基于三大交易市场的实证分析》,《财贸研究》第5期。
10. 王健、黄祖辉,2007:《我国大豆期货市场有效性的实证研究》,《商业研究》第7期。
11. 邢天才、蒋晓杰、武军伟,2008:《TRB技术分析规则在期货市场的有效性检验》,《财经问题研究》第6期。
12. 张小艳、张宗成,2005:《期货市场有效性理论与实证检验》,《中国管理科学》第6期。
13. 张月飞、陈耀光,2006:《沪深港股市有效性的检验比较——基于事件研究法》,《浙江学刊》第3期。
14. 甄红线、赵永刚,2009:《大连商品交易所大豆期货市场动态有效性分析》,《东北财经大学学报》第1期。
15. 周广、周一鹿、林永强,2009:《我国农产品期货市场有效性的实证研究》,《西南农业大学学报》(社会科学版)第3期。
16. 周伟、田耒,2007:《我国商品期货市场弱式有效性实证研究》,《商业研究》第2期。
17. Berndt, E. K., B. H. Hall, R. E. Hall, and J. A. Hausman 1974. "Estimation and Inference in Nonlinear Structural Models" *Annals*

关于2004年的大豆危机详见 <http://www.feedtrade.com.cn/soybean/soybeanzhishi/200802/181826.html>

详见叶全良,2003:《期货论:中美期货市场比较研究》,湖北人民出版社,第276页。

熔断是指在交易中,当价格波幅触及规定的涨跌幅或相关价位时,交易即刻停止一段时间,或者交易继续进行,但是价格波动幅度不可超过规定的涨跌幅或某个价位的一种交易制度。由于这种机制与保险丝在过量电流通过时会熔断而使得电器受到保护相似,故称之为熔断。

- of Economic and Social Measurement*, 3(4): 653 - 665
18. Boehmer, E., J. Musumeci, and A. B. Poulsen 1991. "Event - Study Methodology under Conditions of Event - Induced Variance" *Journal of Financial Economics*, 30(2): 253 - 272
  19. Bollerslev, T. 1986 "Generalized Autoregressive Conditional Heteroskedasticity" *Journal of Econometrics*, 31(3): 307 - 327.
  20. Cowen, A. R., and A. M. A. Sergeant 1996 "Trading Frequency and Event Study Test Specification" *Journal of Banking and Finance*, 20(10): 1731 - 1757.
  21. Cyrus, B., and V. Minh 2007. "OPEC in the Epoch of Globalization: An Event Study of Global Oil Prices" *Global Economy Journal*, 7(1): 1 - 49
  22. Engle, R. F. 1982 "Autoregressive Conditional Heteroskedasticity with Estimates of the Variance of United Kingdom Inflation" *Econometrica*, 50(4): 987 - 1007.
  23. Fama, E. F., L. Fisher, M. C. Jensen, and R. W. Roll 1969. "The Adjustment of Stock Prices to New Information" *International Economic Review*, 10(1): 1 - 21.
  24. Fama, E. F. 1991. "Efficient Capital Markets" *Journal of Finance*, 49(5): 1575 - 1617.
  25. Glosten, L., R. Jagannathan, and D. Runkle 1993. "On the Relation between Expected Return on Stocks" *The Journal of Finance*, 48(5): 1779 - 1801.
  26. Nelson, D. B. 1991. "Conditional Heteroscedasticity in Asset Returns: A New Approach" *Econometrica*, 59(2): 349 - 370
  27. Patell, J. M. 1976 "Corporate Forecasts of Earnings Per Share and Stock Price Behavior: Empirical Tests" *Journal of Accounting Research*, 14(2): 246 - 276
  28. Paul, G. M., L. Radu, A. D. Sorin, and B. Ana 2008 "Testing the Efficiency of the European Carbon Futures Market Using Event - study Methodology" *International Journal of Energy and Environment*, 2(2): 121 - 128
  29. Sanger, G. C., and J. J. McConnell 1986 "Stock Exchange Listings, Firm Value and Security Market Efficiency: the Impact of NASDAQ" *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 21(1): 1 - 25
  30. Thomas, D. 2009. "The Impact of US News on the German Stock Market - An Event Study Analysis" *University of Erfurt Working Paper* 09 - 02
  31. Wang, H. H., and B. F. Ke 2005. "Efficiency Tests of Agricultural Commodity Futures Markets in China" *Journal of Agricultural and Resource Economics*, 49(2): 125 - 141.
  32. Xin, Y., G. M. Chen, and M. Firth 2006 "The Efficiency of the Chinese Commodity Futures Markets: Development and Empirical Evidence" *China & World Economy*, 14(2): 79 - 92
  33. Zakoian, J. M. 1994. "Threshold Heteroskedastic Models" *Journal of Economic Dynamics and Control*, 18(5): 931 - 955
  34. Zhao, Y. 2009. "Research on Financial Signals' Fractal Characteristics Based on Wavelet Theory and Correlated Dimension Model" *Paper Presented at International Colloquium on Computing, Communication, Control, and Management, Sanya*

## Is Chinese Soybean Futures Market Efficient? A Research Based on Event Studies

Zhao Yu, and Qi Chunjie

(Huazhong Agriculture University)

**Abstract:** Whether Chinese futures market is efficient has long been the focus of academic circle. Within the framework of event studies method, this paper establishes GJR - GARCH market model to study the calendar effects and event effects of Chinese soybean futures markets. The study shows that important events, such as the reform of Chinese exchange rate system, the break out of American credit crisis, the adjustment of interest rates in china, and crippling blizzard, have brought abnormal accumulated earnings to Chinese soybean futures market, which shows that soybean futures market is not semi - strong efficient. At the same time, there is obvious day of the week calendar effects in serially returns of dominant contract, which means that soybean futures market is not weak efficient either. That is to say, the statement of "Chinese soybean futures market is efficient" is false. Therefore, institutional improvement is important for intensifying the efficiency of futures market.

**Key Words:** Soybean Futures Market; Weak Efficiency; Semi - strong Efficiency; Day of the Week Calendar Effects; Event Studies

**JEL Classification:** G14, P23

(责任编辑:彭爽)