

我国战略性农产品期货市场价格发现功能及效率研究

——以大豆为例

□ 马述忠 汪金剑 邵宪宝

内容提要:本文采用向量自回归模型、Johansen 协整分析、Granger 因果检验、向量误差修正模型、脉冲响应函数、方差分解等方法,从多个层次分析了以大豆为代表的我国战略性农产品期货价格与现货价格之间的互动关系,定量刻画了农产品期货市场在价格发现中的作用和效率。实证结果显示,我国大豆期货价格与现货价格之间存在长期均衡关系和期货对现货价格的单向引导关系;期现货市场均扮演着重要的价格发现角色,但期货市场在价格发现功能中起着更有效的主导作用,这为我国战略性农产品通过期货市场获取国际定价权奠定了良好基础。

关键词:期货市场;价格发现;战略性农产品;大豆;VAR 模型

一、问题的提出

期货市场是随着现货市场的发展而产生的,并服务于现货商和投资者的经济需要,完善的市场体系应该是现货市场和期货市场的有机结合。在世界经济的不断演进和发展过程中,作为现代市场经济体系的重要组成部分,期货市场凭借其特有的价格发现和套期保值功能在国民经济稳定运行中日益扮演着不可替代的角色。农产品尤其是粮食等战略性大宗农产品^{*},由于具有生产周期长、季节波动性强和大批量买卖的特性,使其在中国与其他期货市场发育较成熟的国家一样,成为最早产生的

期货品种;并且到目前为止,粮食等战略性农产品期货仍是中国期货市场最重要的合约品种。战略性农产品的一个重要特性就是在短期内供给弹性非常小,其产量的细微变动可能会引起价格很大的波动,而且其工业需求量大,产业链条长,参与企业多,使企业避险和投资需求较强烈。美国、英国等发达国家的期货市场与现货市场已经相当成熟,尤其是美国的农产品市场长期以来一直发挥着全球定价中心的作用,不仅保护了本国农民的利益,而且保障着其国内与国际贸易的正常进行和安全

-
6. 胡文海. 安徽省生态农业建设及发展对策. 中国农学通报 2006 22(9):395~399
 7. 胡文海. 皖南山区特色农业发展研究. 资源开发与市场 2007 23(8):711~714
 8. 陈莉,李万莲. 安徽乡村旅游品牌化营销研究. 皖西学院学报 2009 25(1):126~129
 9. 孔令聪. 安徽发展外向型农业的策略. 安徽科技 2006(4):25~26
 10. 黄大金,陈良凤,陈烈臣等. 湖南现代农业发展对策研究. 湖南农业科学 2010(1):152~154
 11. 黄建军. 河南省现代农业发展现状与对策选择. 未来与发展 2009(12):72~74

(作者单位:柳百萍:安徽合肥学院旅游系,合肥 230601;

胡文海:安徽池州学院资源环境与旅游系,池州 247000) 责任编辑:段艳

* 战略性农产品是指关系到国计民生和经济安全,为国民经济所必需的大宗农产品,如大米、小麦、大豆等

运作。

我国作为世界第二大大豆产地,大豆二号(主要是进口大豆)期货从2004年9月22日开始在大连商品交易所正式挂牌交易以来,交投十分活跃,已经在我国战略性农产品产业安全中扮演了举足轻重的角色。因此,本文选择大连期货交易所(DCE)进口大豆期货作为对象,对其价格发现功能进行较全面的实证研究,并对我国战略性农产品期货市场的运行效率做出客观公正的评价,以期回答

二、文献综述

价格发现是期货市场的基本功能之一,其能否有效发挥一直是人们关注的热点问题,相关成果也不断出现。在国外,许多经济学者已经对农产品期货市场的价格发现作用进行了完整的论述和实证检验,并且证明了期货市场发现价格和回避风险功能的确存在(Robert,1999)。较多的已有文献在研究商品期货与现货市场的短期价格关系时,主要集中于以下两个问题:第一,期货价格是未来的现货价格的无偏估计量吗?也就是众所周知的“无偏性假设”(Brenner and Kroner,1995)。第二,期货价格对预测未来现货价格是否有用?也就是说,是期货市场而不是现货市场主导了价格发现功能,该假设又被称为“有效性假设”(Peck,1985)。Schreiber and Schwartz(1994)认为价格发现其实就是市场取得均衡价格的过程。从静态意义上讲,价格发现表明市场存在均衡的价格;从动态意义上讲,价格发现的过程反映了信息是如何在市场上产生和传递的(Yang and Leatham,1999)。实证方面,Shigeru(2001)整理了大阪的堂岛谷物期货市场1760—1864年的月度数据,将其和现货数据进行协整分析,结果发现二者具有长期稳定的关系,由此认为该期货市场的价格发现功能基本发挥。Santos(2002)根据美国芝加哥谷物交易所(CBOT)1887—1900年玉米和小麦期货与现货市场的日价格数据,参照Morgan等(1994)的处理方法,利用滞后两个月的玉米和小麦期货价格对相应的现货价格进行回归分析及协整检验,验证了小麦和玉米期货市场价格发现功能的存在,并认为早期的芝加哥谷物期货市场是有效的。Faure(2006)在对南非的粮食市场进行研究后,发现当地的粮食现货市场价

以下三个问题:(1)大连期货交易所的运行是否有效,大豆为代表的我国战略性农产品期货是否具有价格发现功能?(2)战略性农产品期货价格与现货价格之间是否存在引导关系,如果存在,是期货价格引导现货价格,还是相反的情况,抑或两者相互引导?(3)期现货市场各自在农产品价格发现过程中扮演着怎样的角色,哪个市场发挥主导作用?

格是由近期期货市场价格衍生而来的,粮食期货市场的价格发现功能十分明显。另外,由于粮食属于大宗可存储商品,研究商品的可储存性和商品期货市场的价格发现作用也具有很大的现实意义。Yang等(2001)实证考察了美国农产品期货市场长期的价格发现情况,分析表明资产的可存储性并不影响期货市场对现货市场价格的预测功能及其与现货市场之间协整关系的存在,但会影响期货市场对现货价格的预测偏差程度。此外,Houthakker(1959)、Roekwell(1967)、Dusak(1987)、Min Hsien Chiang(2003)等众多学者也分别对棉花、大豆、玉米等农产品期货进行了不同时期的实证研究,肯定了期货市场价格发现功能的存在。

在国内,学者们普遍认为价格发现功能是指期货市场通过公开、公正、高效、竞争的期货交易运行机制,形成具有真实性、预期性、连续性和权威性价格的过程。价格发现功能也可以引申为同一种产品期现货市场之间的价格引导关系,并真实地反映商品未来的供求状况。基于上述认识,很多学者较深入地研究了农产品期货市场收益的时间序列所具有的特性及其价格发现功能。例如,马正兵(2005)应用交叉谱分析方法通过考察期货价格与现货价格的领先与滞后关系,得出了大豆期货价格与现货价格虽然在时间上不具有小麦期货与现货价格那样一致的领先与滞后特征,但仍能反映现货市场的供求状况,具有一定的价格发现功能的结论。刘晓宇(2006)借自回归模型、方差分解等方法,以中国唯一的饲料期货——大连商品交易所豆粕期货品种为例,研究了期货价格与现货价格之间的动态关系,定量刻画了期货市场在价格发现中的

作用。王健、黄祖辉(2006)利用协整检验、Granger因果检验等方法对我国大豆期货市场价格发现功能进行了实证研究。此外,刘庆富(2006)、蔡慧(2007)、房瑞景等(2007)、金花(2009)、王汝芳(2009)等学者也分别对我国小麦、玉米、大豆等大宗农产品的期货价格发现功能进行了实证研究,但他们对农产品期货能否实现价格发现功能的观点并不一致。

总体而言,国内外学术界在农产品期货市场价格发现方面已有较多的研究,但国内学者对农产品

期货价格发现功能的结论存有争议,在期货品种的研究上需要进一步探讨。而对战略性农产品期货市场运行效率与价格发现功能发挥情况目前尚处于探索阶段,还需要全面深入的理论及实证研究。因此,本文以大连商品期货交易市场的大豆期货为研究对象,尝试对我国的战略性农产品的期货市场价格发现功能进行系统的实证分析,对期货市场的运行效率做出客观公正的评价,并提出完善农产品期货市场建设以获取战略性农产品国际定价权的建议。

三、数据选择与分析方法

由于同一期货品种在同一交易日会有若干个不同交割月份的期货价格数据存在,为研究需要,必须产生连续的期货价格序列。一般而言,生成连续期货价格的方法有两种:一种是对同一品种所有上市合约的价格按照持仓量、交易量加权得到一个连续价格序列,另一种方法一般选取近月合约的价格得到连续价格序列。国外成熟期货市场中主力合约的规律比较明显,有关的实证研究主要选取最活跃合约的价格组成连续数据,而我国期货市场主力合约的规律还比较模糊。因此,对某一期期货品种,不妨选取近期月份的期货合约作为代表,在最近期货合约进入交割月后,选取下一个最近期货合约,这样可得到一个连续的期货合约序列,利用连续期货合约序列每周的收盘价产生一个连续的期货价格数据。

在期货合约选取方面,本文以进口大豆交割的黄大豆2号(豆二)合约作为标的。豆二合约于2004年12月2日推出,考虑到大豆上市初始时期,期货市场价格代表性较差,在考察豆二合约历年交易情况后,本文以2005年1月至2009年8月的周交易数据为研究对象。所采用的大豆期货价格数据来自于大连商品交易所(DCE)的实际交易行情,共收集豆二合约时间序列样本232个。鉴于郑州粮食市场一直作为中国“第一粮市”的开拓者、践

行者和领跑者,凭借其现货与期货配套的运行模式,早已成为国内粮食的交易中心、价格中心和信息中心,并且该市场的现货价格直接与大豆交易量挂钩,比与生产量挂钩的大豆主产区现货价格更权威。所以,在现货价格上相应地选取中国郑州粮食批发市场2005年1月至2009年8月的大豆(油脂业)周交易价格数据。为减轻数据分析过程中可能出现的异方差现象,上述数据均作对数处理。

为了更加全面考察我国战略性农产品期货市场价格发现功能及其效率,综合考虑各种分析方法的优缺点,本文选择VAR模型、协整检验、Granger因果检验、向量误差修正模型、脉冲响应、方差分解等方法对大豆期货价格和现货价格的相互关系、期货市场价格发现的效率及其作用大小等进行层层递进的实证分析。具体步骤如下:首先采用单位根检验法来确定大豆期货价格及其对应的现货价格序列的平稳性。其次,建立VAR模型进行Johansen协整检验,以研究期现货价格之间的长期均衡关系。接着利用Granger因果关系分析期、现货市场间价格传递的方向。然后,基于向量误差修正模型和脉冲响应函数对期货价格与现货价格相互影响的效率进行定量考察。最后,采用方差分解方法来测度期货市场和现货市场在发现价格功能中的作用大小。

四、实证检验与结果分析

(一) 平稳性检验

首先利用ADF检验法对期货价格和现货价格序列的平稳性进行检验。笔者用LNPP代表现货

价格时间序列, LNFP代表期货价格时间序列, Δ LNPP代表现货时间序列的一阶差分, Δ LNFP代表期货时间序列的一阶差分。由表1结果可知,在

10% 的显著性水平下,大豆市场现货市场和期货市场价格序列均不能拒绝原假设,二者均是不平稳的。进一步对期货价格序列的一阶差分 and 现货价格序列的一阶差分进行 ADF 检验可以看到,在 1% 的显著性水平下两市场均可以拒绝原假设,不存在

单位根,即期货价格序列的一阶差分 and 现货价格序列的一阶差分均是平稳的,同为二阶单整过程。这个特性说明虽然大豆期货价格与现货价格自身的长期变化规律难以把握,但是相互之间可能存在长期均衡关系,可以进行协整分析。

表 1 大豆期、现货市场价格的 ADF 检验

取对数后的 ADF 检验结果			一阶差分后 ADF 检验结果			不同显著性水平临界值		
项目	ADF 检验值	P 值	项目	ADF 检验值	P 值	1% 临界值	5% 临界值	10% 临界值
LNPP	-1.2746	0.8914	ΔLNPP	-7.9629	0.0000	-3.9986	-3.4296	-3.1383
LNFP	-1.393	0.8607	ΔLNFP	-15.769	0.0000	-3.9985	-3.4295	-3.1382

(二) VAR 模型的确定

VAR 模型通常用于相关时间序列系统的预测和随机扰动对变量系统的动态影响,它避开了结构建模方法中每个内生变量关于所有内生变量滞后值的建模问题。由平稳性检验可知, LNPP、LNFP 都是带有趋势的非平稳时间序列,二者存在某种均衡关系。在进行协整效应分析之前,可以先建立期货价格与现货价格的 VAR 模型,得出最大滞后阶数。Eviews6.0 软件运行结果如表 2 所示。

表 2 大豆期货价格与现货价格 VAR 模型

变量	LNFP	LNPP
LNFP(-1)	0.9282 [0.0692]	0.1512 [0.0380]
LNFP(-2)	0.0461 [0.0722]	-0.0681 [0.0396]
LNPP(-1)	0.1288 [0.1249]	0.9953 [0.0686]
LNPP(-2)	-0.1159 [0.1166]	-0.0814 [0.0640]
C	0.1049 [0.0823]	0.0244 [0.0452]
R ²	0.9784	0.9930

注:括号中为 t 检验结果的置信度

经滞后指标检验(具体过程略),5 个评价指标均认为应当建立 VAR(2) 模型,现货与期货价格序列的向量自回归模型的最大滞后阶数为 2,建立的 VAR 模型为:

$$LNFP_t = 0.9282LNFP_{t-1} + 0.0461LNFP_{t-2} + 0.1288LNPP_{t-1} - 0.1159LNPP_{t-2} + 0.1049 \quad (1)$$

$$LNPP_t = 0.1512LNFP_{t-1} - 0.0681LNFP_{t-2} + 0.9953LNPP_{t-1} - 0.0814LNPP_{t-2} + 0.0244 \quad (2)$$

由下面图 1 可知,VAR 模型的所有特征根均小于 1,此模型属于一个平稳系统,这为后面协整分析、脉冲响应和方差分解提供了依据。同时也说明豆二期贷的成功上市,给大豆生产加工企业和贸易商提供了一个有效的锁定利润、规避风险的套期保值工具,它们可以针对自己的资金情况和生产情况构造更合理的大豆现货和期货组合,减少价格波动带来的风险。

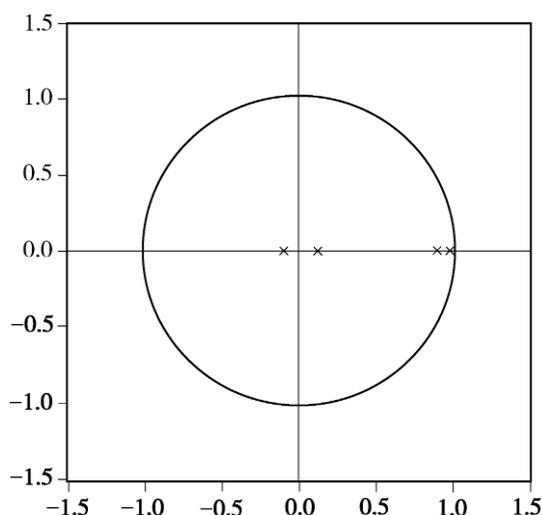


图 1 VAR 模型特征根示意图

(三) Johansen 协整检验

采用 Johansen 极大似然估计法可以进行协整分析,该方法通过计算迹统计量和最大特征值统计量,将其与临界值进行比较来验证两序列之间是否

存在协整关系。检验结果如表3所示。

通过对迹统计量和最大特征值统计量临界值的比较,在5%的显著性水平下可以拒绝大豆期现货市场之间不存在协整关系的假设,表明大连商品交易所的期货价格是郑州粮食批发市场大豆现货价格的无偏估计量,即在短时间内期货与现货价格

可能偏离均衡状态,但期货与现货价格之间保持长期均衡关系。这也从一个侧面说明我国农产品期货市场的运行还是有效的,战略性农产品期货价格发现功能得到一定程度的发挥,但是两个变量之间的长期均衡关系的存在还无法确定谁在价格发现中起主导作用。

表3 大豆期现货价格序列的协整检验结果

统计方法	滞后阶数	原假设下协整关系个数	特征值	迹统计量	5% 临界值	p 值
迹统计	1~1	$r=0$	0.0976	25.2564	15.4947	0.0013
		$r < = 1$	0.0071	1.6377	3.8415	0.2006
最大特征值	1~1	$r=0$	0.0976	23.6187	14.2646	0.0013
		$r < = 1$	0.0071	1.6377	3.8415	0.2006

(四) Granger 因果检验

协整检验证明了我国大豆期现货市场之间存在长期的均衡关系,但是否构成因果关系还需要利用格兰杰因果检验(Granger Causality Test)做进一步的验证,即检验期现货价格之间是否存在长期的Granger 意义上的相互引导关系,根据AIC 准则取滞后项为2,结果见表4。

表4 大豆期现货价格序列的Granger 因果关系检验结果

原假设	观测数	F 统计量	伴随概率	结论
LNPP 不是 LNFP 的 Granger 原因	230	0.53176	0.5883	接受
LNFP 不是 LNPP 的 Granger 原因	230	15.5180	0.0000	拒绝

表4显示,原假设“LNPP 不是 LNFP 的 Granger 原因”时,伴随概率为0.5883,未能通过5%显著性水平的检验,因此,接受“LNPP 不是 LNFP 的 Granger 原因”的原假设,也就是说在5%显著性水平下,郑州现货价格不是大连期货价格的 Granger 原因,但反过来的伴随概率为0.0000,通过了5%的显著性检验,所以拒绝“LNFP 不是 LNPP 的 Granger 原因”的原假设,即大连期货价格是郑州现货价格的 Granger 原因。Granger 因果检验表明,我国大豆期货价格对现货价格存在单向的因果关系或显著的引导关系,但现货价格对期货价格的引导关系却不明显,这意味我国大豆期货市场在价格发现过程中起着主导作用。

(五) 向量误差修正模型

误差修正模型的作用在于说明被解释变量的变动不依赖于某些解释变量,但依赖于解释变量与因变量长期关系的偏离以及对这些因变量的调整速度和方向。Elam 和 Dixon(1988)认为,由于期货价格和现货价格是非平稳的,因此传统模型在检验价格发现效率上存在偏误,而基于协整检验的向量误差修正模型更能准确地衡量期货价格发现效率。在长期均衡关系的基础上,笔者建立向量误差修正模型(VECM)来分析我国大豆期货价格与现货价格的短期变动关系,以及短期变动调整至长期均衡的过程。

表5 向量误差修正模型估计结果

变量	D(LNFP)	D(LNPP)
CointEq1	-0.0329 [0.0357]	0.0795 [0.0194]
D(LNFP(-1))	-0.0358 [0.0738]	0.0700 [0.0401]
D(LNFP(-2))	0.0046 [0.0730]	-0.0140 [0.0396]
D(LNPP(-1))	0.0787 [0.1207]	0.0610 [0.0655]
D(LNPP(-2))	0.1815 [0.1173]	0.1606 [0.0636]
C	0.0014 [0.0024]	0.0008 [0.0013]
R ²	0.0185	0.1712

注:括号中为t 检验结果的置信度,置信水平取10%

$$\Delta \text{LNFP}_t = -0.0329 \text{ECM}_{t-1} - 0.0358 \Delta \text{LNF} - P_{t-1} + 0.0046 \Delta \text{LNFP}_{t-2} + 0.0787 \Delta \text{LNPP}_{t-1} + 0.1815 \Delta \text{LNPP}_{t-2} + 0.0014 \quad (3)$$

$$\Delta \text{LNPP}_t = 0.0795 \text{ECM}_{t-1} + 0.0700 \Delta \text{LNF}_{t-1} - 0.0140 \Delta \text{LNFP}_{t-2} + 0.0610 \Delta \text{LNPP}_{t-1} + 0.1606 \Delta \text{LNPP}_{t-2} + 0.0008 \quad (4)$$

从表 5 和式(3)可知,在 10% 的置信水平下,大豆期货价格受期现货长期均衡关系的制约,同时其滞后一期、二期的期货历史价格变化显著不为零,即期货近期历史价格变化对当前期货价格变化也有显著影响,但现货的历史价格变化对期货价格变化没有任何影响(仅期货对现货价格具有引导作用)。式(3)中 ECM_{t-1} 的系数显著为负,即误差修正项对期货价格的变动具有反向调整作用,这表明现货价格相对于期货价格偏低,平均来说,下一期的现货价格将上升,而期货价格将下降。此时的现货价格和期货价格的偏离会在短期内不断修正,并向长期均衡收敛。

从表 5 和式(4)可知,在 10% 的置信水平下,大豆现货价格也受期现货长期均衡关系制约,同时其滞后一期、二期的期现货历史价格变化均显著不为零,即期现货近期历史价格变化对当前期货价格变化也有显著影响(期货与现货价格引导作用是相互的),但就置信水平而言,期货市场对于现货市场的影响要强些。式(4)中误差修正项系数显著大于零,说明误差修正项对现货价格的变动具有正

向调整作用,这表明期货价格相对于现货价格偏高,则平均来说,下一期的期货价格将下降,而现货价格将上升。也就是说,当期货价格与现货价格出现偏离时,短期的现货价格对于期货价格变动的的影响是一种沿期货价格原有的趋势而走向它们之间长期均衡关系的一种影响。但是,由于式(4)中 ECM_{t-1} 的系数(绝对值)大于式(3)中 ECM_{t-1} 的系数,可以认为大豆期货价格的影响力要大于现货价格的影响力。

(六) 脉冲响应函数

由于价格变动反映了市场对新信息的作用,如果一个市场所占的信息份额相对较大,则说明该市场吸收了更多的价格信息,即在价格发现功能中发挥了更重要的作用。同时,价格发现也是买卖双方将各种信息反映到市场价格的过程,如果市场对信息反应比较敏锐,则该市场便具备较高的价格发现效率。为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和价格发现效率,应用脉冲响应函数(IRF)来进行考察。IRF 的主要思想是分析向量误差修正模型中残差项的一个标准误差对期货价格和现货价格变动冲击作用的大小。它显示出任意一个变量的扰动如何通过模型影响其他变量,最终反馈到其自身的过程。在此利用 Pesaran and Shin(1997)提出的 GIR(Generalised Impulse Responses)方法进行研究,其优点在于可以克服协方差矩阵进行方差分解不唯一的缺点。

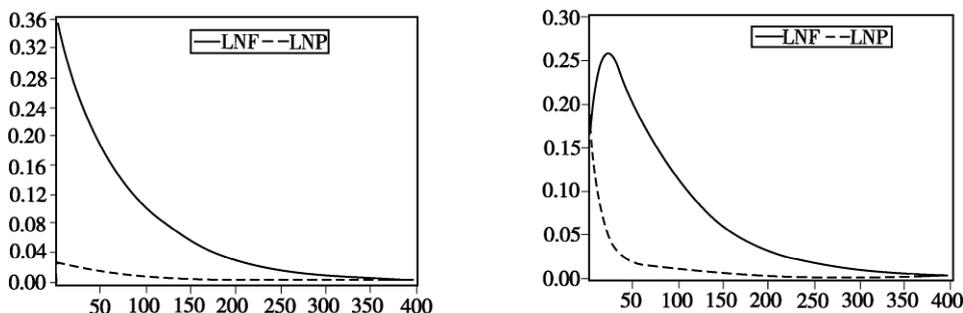


图2 大豆市场期、现货价格的脉冲响应函数分析结果

从 IRF 的图形看(见图 2),横坐标表示 IRF 的追踪期,纵坐标表示 IRF 的波动水平。左图显示,大豆期货价格对其自身的一个标准差新信息有较强反应,期货价格立刻增长 3.6% 左右,随后不断下降,长期保持 0.4% ~ 2.8%,在

第 200 期其速度开始减缓,350 个交易日后影响趋于 0.1%。而来自现货价格的标准差新信息对大豆期货价格的影响在短期内是明显的,前两周其价格立即上升了 0.26% 左右,然后开始呈下降趋势,在 200 期后其影响接近为零。右

图显示,大豆现货价格对其自身的一个标准差新信息的反应使价格立刻上升了1.64%,但影响时间较短,第30个交易日下降到0.3%,长期维持下降趋势,最终趋于0.1%左右。而来自期货价格的标准差新信息对现货价格的影响是先升后降,最初上升了2.43%,并与LNP交叉,在第50个交易日波动增至2.5%的最大值,随后开始逐步下降,300个交易日后达到0.16%,并趋于平稳。可见,我国大豆期货价格和现货价格相互之间的标准差新信息均有较强反应,但期货价格的信息对两种市场价格的影响更大,持续时间更长,这也说明期货市场在价格发现中的主导地位。

(七) 方差分解

为了定量刻画期货市场与现货市场在价格发现功能中作用的大小,本文利用Hasbrouck(1995)提出的方差分解方法,先求出期货价格和现货价格波动的方差在价格发现中所占的比重,再计算现货市场和期货市场信息份额的平均数,以此作为衡量

大豆现货市场和期货市场在价格发现功能中作用大小的指标。表6给出了方差分解的结果,对期货价格变动长期作用部分的方差来说,当滞后期为1时,总方差100%来自期货市场,随着滞后期的增加,总方差来自于期货市场的部分呈缓慢下降趋势,最终趋于99.45%,总方差来自于现货市场的部分呈缓慢上升趋势,最终趋于0.55%。而对于现货价格变动长期作用部分的方差,当滞后期为1时,92.14%来自于现货市场,随着滞后期的增加,总方差来自于现货市场的部分逐渐下降,最终趋于15.5%。同时,总方差来自于期货市场的部分则呈逐渐上升趋势,从滞后1期的7.86%到最终趋于84.50%。平均来说,来自期货市场的方差约为91.98%,远远大于来自现货市场的方差8.02%。因此,对于我国大豆来说,期货市场与现货市场均具有显著的价格发现功能,并且期货市场在价格发现功能中处于主导地位。这表明我国农产品期货市场起到了价格发现功能,期货市场运行状况良好。

表6 大豆期货价格方差分解结果

滞后期	期货价格的变动方差(100)		滞后期	现货价格的变动方差(100)	
	来自期货市场	来自现货市场		来自期货市场	来自现货市场
1	100	0	1	7.8609	92.1391
5	99.5790	0.4210	5	35.3939	64.6062
10	99.5079	0.4921	10	56.7348	43.2652
15	99.4797	0.5203	15	69.4858	30.5142
20	99.4636	0.5364	20	76.9662	23.0338
25	99.4530	0.5470	25	81.5460	18.4540
30	99.4455	0.5545	30	84.5046	15.4954

五、研究结论与对策建议

本文借助多种统计方法对大连商品交易所大豆期货价格与现货价格的关系和期货价格发现功能与效率进行了实证研究,得出以下结论,协整分析表明,期货价格与现货价格存在长期均衡关系,且期货价格是现货价格的无偏估计量。从因果关系来看,期货价格单向引导现货

价格,故可以根据期货价格来预测现货价格;向量误差修正模型分析表明,期货市场对期现货价格具有较高的发现效率,并通过误差修正项对期现货价格的变动产生影响。从响应函数来看,期货市场对于期现货价格新信息的反映较灵敏,其持续的时间更长,说明大豆期货价格已

成为现货价格的基础。方差分解结果则说明源于期货市场的信息对于期货价格和现货价格都具有决定性作用,期货市场在价格发现功能中处于主导地位。总之,我国大豆期货市场价格发现功能发挥良好,可以认为农产品期货市场运行较有效,这为我国战略性农产品期货市场进一步发展成为全球定价中心奠定了良好的基础。

虽然大豆期货上市后运行良好,与国内现货市场的价格互动程度越来越高,在一定程度上为相关产业的发展起到了规避风险的作用,但是,我国农产品期货市场在上市品种数量、市场规模和期现货市场结合等方面与国外成熟期货市场相比仍存在较大的差距,还难以承担起为国民经济发展保驾护航的重任。要使农产品期货市场完全发挥定价功能,成为现货交易的价格指引,最终取得战略性农产品的国际定价权,必须不断完善期货市场价格发现体系,在“价格发现和形成”的过程中实现农产品现货交易和

期货交易的有效互动,使我国期货市场充分发挥价格发现及规避风险的作用。

基于上述分析,文章着重从以下几个方面提出建议:首先,要构筑期货市场与现货市场的密切合作关系,发挥期货市场在农业产业链中的价格指导作用,应加强期货市场为现货流通服务的工作,从而增强价格的权威性,例如,可考虑在主要的战略性农产品批发市场设立期货信息、交易、交割等服务机构和设施,同时还可考虑开设仓单交易和回购业务,方便套期保值交易。其次,政府应当积极支持大宗农产品期货的上市,完善农产品期货品种,扩大战略性农产品期货市场规模和辐射范围,增加市场的流动性,加快与国际期货市场接轨的步伐。再次,继续整顿期货市场环境,完善农产品期货市场建设,不断改善投资者结构,引导农业企业积极利用避险工具,增强抵御国内外市场冲击的能力,维护我国农产品期货市场的稳定和产业安全。

参考文献

1. Baohui Song, Mary, A. M., Michael, R. R., Shuang Xu. Competitive Analysis and Market Power of China's Soybean Import Market. *International Food and Agribusiness Management Review* 2009, 12(1): 21 ~ 31
2. Faure, A. P. Fair Value Pricing of Agricultural Futures in South Africa. *South African Journal of Economics* 2006(74): 261 ~ 265
3. Hasbrouck, J. One Security Many Markets: Determining the Contributions to Price Discovery. *Journal of Finance*, 1995(50): 1175 ~ 1199
4. Jian Yang, David, A. B., David, J. L. Asset Storability and Price Discovery in Commodity Futures Markets: A New Look. *Journal of Futures Markets* 2001, 21(3): 279 ~ 300
5. Santos, J. Did Futures Markets Stabilise US Grain Prices?. *Journal of Agricultural Economics* 2002(53): 25 ~ 36
6. Stennis, E. A., Pinar, M., Allen, A. J. The Future Market and Price Discovery in the Textile Industry. *American Journal of Agricultural Economics*, 1983(65): 308 ~ 310
7. Tetteh, A. K. A Framework for Comparing the Efficiency of Futures Markets. *American Journal of Agricultural Economics*, 1973, 55(4): 584 ~ 594
8. 蔡 慧. 中国小麦期货价格行为的实证研究. *大豆和谷类科学* 2007(1): 5 ~ 9
9. 房瑞景, 崔振东, 周腰华等. 中美玉米期货市场价格发现功能的实证研究. *价格月刊* 2007(12): 16 ~ 20
10. 郭 科. 中国农产品期货市场功能与作用研究. 中国农业科学院博士学位论文 2004: 1
11. 华仁海, 仲伟俊. 对我国期货市场价格发现功能的实证分析. *南开管理评论*. 2002(5): 57 ~ 61
12. 金 花. 大连玉米期货价格发现功能的实证分析研究. *金融财经* 2009(3): 159 ~ 160
13. 李海英, 马卫锋, 罗 婷. 上海燃料油期货价格发现功能研究——基于GS模型的实证分析. *财贸研究* 2007(2): 104 ~ 108
14. 刘博文, 房振明. 我国股指期货与现货价格发现效率实证研究——基于沪深300模拟期货数据. *大连理工大学学报(社会科学版)* 2008(3): 25 ~ 29
15. 刘丽萍, 苗 耕. 钢材期货价格发现功能研究——基于印度市场向量误差修正模型的分析. *中国管理信息化* 2009(21): 74 ~ 76
16. 刘晓宇. 中国饲料工业期货的价格发现实证研究. *中央财经大学学报* 2006(11): 43 ~ 47
17. 马正兵. 我国粮食期货价格发现功能的交叉谱实证研究. *统计与决策* 2005(1): 64 ~ 66
18. 史远征. 郑州粮食批发市场: 中国第一粮市的领跑者姿态. *经济视点报*, 2010 - 12 - 02. <http://finance.sina.com.cn/roll/20101202/02499042108.shtml>

中国农产品 SPS 措施遵从成本的影响因素分析*

□ 董银果 张 洁

内容提要:卫生与植物检疫(SPS)成为乌拉圭回合后农产品贸易的主要非关税措施,也成为入世后中国农产品出口的主要障碍。本文基于山东、浙江、福建、四川四省56家农产品出口企业的问卷调查数据,采用最优尺度回归方法研究企业SPS措施遵从成本的影响因素。研究发现,企业成立时间、企业规模、出口市场类别、自检能力等特征不同,SPS措施遵从成本也大相径庭。因此,中小企业应通过合并、联盟等形式进行适度规模经营;在巩固原有市场基础上,出口企业应开辟多元化市场;政府对自检企业进行有效监控;政府和协会应为企业提供服务,帮助企业降低遵从成本,更积极主动地应对SPS措施。

关键词:SPS措施;遵从成本;农产品;出口;影响因素

一、引言

20世纪90年代以来,疯牛病、口蹄疫、二恶英等一系列重大食品安全危机事件的爆发迫使各国政府不断加强国内的法规、技术标准和准入门槛,卫生与植物检疫(Sanitary and Phytosanitary,SPS)措施(主要表现为法规、标准、程序及检验方法等***)以其名义的合理性、方式的灵活性、手段的隐蔽性以及作用的有效性迅速成为农产品贸易的主要障碍。作为世界第五大农产品出口国,中国农产品出口也深受其害。“动物源产品案”、“禽肉案”、

“茶叶案”、“毒水饺案”等重大贸易纠纷不断爆发。1995—2010年WTO成员国通报的总计12000多件SPS措施^①,有近八成对中国农产品出口产生不利影响。中国农产品出口受阻的批次和出口损失显著增多。2007年中国出口到美国、日本、欧盟、韩国以及加拿大的农产品有1597个批次受阻,2009年增至2298个批次^②。据国家质检总局统计,2008年,52.5%的中国农产品出口企业受到SPS措施影响,直接损失154.6亿美元,占当年农

19. 王 健,黄祖辉. 我国大豆期货市场价格发现功能的实证研究. 农业技术经济 2006(3):42~46

20. 王 骏,张宗成. 基于VAR模型的中国农产品期货价格发现的研究. 管理学报 2005 2(6):680~753

21. 王汝芳. 中国农产品期货价格发现功能的实证研究. 北京工商大学学报(社会科学版) 2009(4):12~16

22. 张宗成,王 骏. 基于VAR模型的硬麦期货价格发现研究. 华中科技大学学报(自然科学版) 2005(7):103~106

(作者单位:浙江大学经济学院 杭州 310027) 责任编辑:吕新业

* 项目来源:本文系国家自然科学基金项目“我国农产品应对卫生与植物检疫(SPS)措施的策略及遵从成本研究”(编号:70873082)、上海市教委创新重点项目“基于TTA体系的中国农产品竞争力研究”(编号:11ZS92)的阶段性研究成果

** 包括加工和生产方法、检测、检验、出证和批准程序、检疫处理、统计、取样和风险评估方法以及与食品安全直接相关的包装和标签要求等

① 数据来源于WTO网站(<http://www.wto.org>)

② 数据来源于中国技术性贸易措施网站(<http://www.tbt-sps.gov.cn>)