

An Empirical Analysis of the Price Discovery Function of Dalian Soybean Futures Market

Xiang Yi^{1,a}, Sun Qiming¹, Sun Yin¹, Li Kai^{1,b*}

¹Beijing University of Science and Technology, Beijing, China

^ayixiang@xs.ustb.edu.cn, ^blikai2000@ustb.edu.cn

*Corresponding Author

Abstract. Using the daily closing prices of the soybean futures in Dalian future markets and the average price of the soybean spots in different provinces in China from December 1th.2014 to April 30th.2015, this paper analyzes the role of Dalian soybean futures by applying correlation analyses, unit root test, co-integration test(Kao,Johansen,E-G), Granger causality test, error correction model, impulse response and variance decomposition. The results of such models and analysis indicate that a strong relationship between the spot price of soybean and the future price of its exists. In other words, an effective price discovery function is available in Dalian soybean future market.

Key words: soybean futures, Price discovery, Granger causality test, causality, impulse response

我国大豆期货与现货价格关系的实证研究

项翊^{1,a}, 孙启明¹, 孙颖¹, 李凯^{1,b*}

¹北京科技大学东凌经济管理学院, 北京, 中国

^ayixiang@xs.ustb.edu.cn, ^blikai2000@ustb.edu.cn

*通讯作者

中文摘要. 本文选取2014年12月1日至2015年4月30日期间中国大豆期货与现货市场102个交易日的价格数据, 运用ADF单位根检验、协整检验(Kao检验, Johansen协整检验, E-G两步法)、Granger 因果检验、误差修正模型、脉冲响应函数和方差分解分析对我国大豆期货与现货价格数据之间引导关系进行实证分析, 发现期货和现货价格偏离时都能在短期内趋近于长期均衡, 但总体呈现期货价格对现货价格的单项引导关系。由此看来我国大豆期货市场形成13年来已经初步具备价格发现的功能。

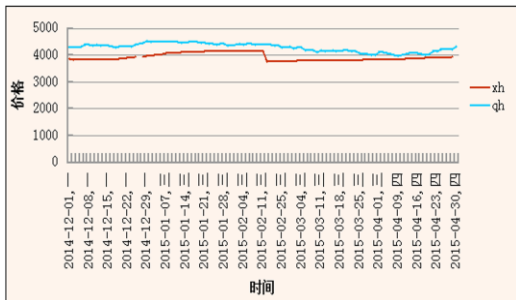
关键词: 大豆期货; 价格发现; 格兰杰因果检验; 协整检验; 脉冲响应函数

1. 引言

本文现货价格选取的是从2014年12月1日至2015年4月30日全国各省份大豆当日售价的平均值, 来源于芝华数据, 能够很好得反映我国大豆现货市场价格的水平及其变动, 用XH表示。期货价格选取的是同时期大连期货交易所每日收盘价, 来源于大连期货交易所的日交易数据用QH表示, 选取的价格为期货主力期货价格, 2014年12月至2015年2月采用的是豆二1505(B1505)的每日结算价, 2015年3月至4月采用的是豆二1509(B509)的每日结算价。为了增强数据的稳定性, 对期货价格与现货价格取对数, 分别记为 $\ln qh, \ln xh$ ^[1]。

2.期货价格以及现货价格趋势分析

从2014年12月开始,大豆价格经历了先上涨再下降,后又上涨的趋势。可以看出2014年12月至2015年1月底,期现货价格长期趋势上涨,而且期货有带动现货上涨的趋势,而2014年2月至4月底则是价格先降后涨,并且期货价格也是领先于现货,从画出的折线图可以看出期现货价格基本趋势相同^[1]。并且计算出的相关系数为 $0.8562 > 0.8$,属于强相关。然而相关性只是统计特性,还需要进一步的验证证明期货与现货之间的关系。



图一.期货价格与现货价格走势

3.ADF单位根检验

为了避免虚假回归,在协整检验之前需要进行ADF单位根检验,用于检验数据是否平稳,根据AIC原则确定滞后阶数。对期货与现货价格的对数进行检验的结果表明,在1%与5%的显著性水平下原假设都是存在的,即存在单位根,意味着 $\ln qh$ 与 $\ln xh$ 是非平稳的。对期货与现货价格对数的一阶差分进行检验的结果表明1%与5%的显著性水平下原假设是不存在的,即不存在单位根,意味着 $\Delta \ln xh$ 与 $\Delta \ln qh$ 是平稳的^[3]。因此 $\ln xh$ 与 $\ln qh$ 是一阶单整的,表示为 $I(1)$,因此可以进一步进行协整检验。

表1.期货价格与现货价格ADF单位根检验

变量	ADF值	1%临界值	5%临界值	平稳
$\ln xh$	-1.594	-4.059	-3.458	否
$\ln qh$	-1.538	-4.056	-3.457	否
$\Delta \ln xh$	-9.865	-4.064	-3.461	是
$\Delta \ln qh$	-8.975	-4.061	-3.459	是

4.协整检验

协整是对非平稳经济变量长期均衡关系的统计描述,存在协整关系的非平稳变量的非均衡误差是平稳。本文采用Kao检验、johansen协整检验以及EG检验对大豆期货和现货价格进行协整检验。Kao检验的结果表明,在5%的置信水平下ADF检验统计量显著,拒绝没有协整关系的原假设,因此kao检验认为我国大豆期货和现货价格之间存在协整关系。从显著性为0.10的johansen协整检验可以看出期现货的 $\ln xh$ 以及 $\ln qh$ 在10%置信度水平下拒绝了不存在协整关系的原假设,意味着存在协整关系,因此期货价格与现货价格之间是协整的。

表2.kao检验、Johansen协整检验、E-G两步法结果

检验名称	原假设	t统计量	P值	协整关系
Kao检验	不存在协整关系	-2.081654	0.0187	存在
Johansen协整检验	不存在协整关系	14.25930	0.0761	存在
	最多存在一个	3.668621	0.0827	存在
E-G两步法	不存在协整	-2.006171	0.0435	存在

再进行E-G两步法检验,第一步:首先以 $\ln xh$ 为被解释变量, $\ln qh$ 为解释变量进行线性回归,得到公式:

$$\ln xh = 3.396381 + 0.583272 \ln qh + e \quad (1)$$

随后导出残差 e 。第二步:对残差 e 进行ADF单位根检验。检验结果数据 $p=0.0435$ 表明拒绝原假设,不存在单位根,即残差 e 是平稳的。当残差 e 平稳时代表着现货价格与期货价格是协整的。上面三种协整检验均表明 $\ln xh$ 与 $\ln qh$ 是协整的,即期货价格与现货价格之间存在着内在的传导机制。

5.Granger 因果检验

大豆价格发现功能的实现程度可通过大豆期货价格和现货价格之间的关系来判断。如果期货市场具有价格发现功能,则期货价格应该为该价格对应合约到期日现货价格的无偏估计量,因此需要检验期货价格是否对现货价格具有引导作用。大豆期货和大豆现

货价格之间存在协整关系只能说明两变量间存在长期均衡关系，但是期货与现货价格之间是否存在因果关系还需要进一步检验。选择利用格兰杰因果检验进行因果关系分析，通过LM检验可以看出滞后1期时随机干扰项序列不相关而滞后两阶后随机干扰项序列相关，因此在检验时选取滞后一阶。检验结果如下表。

表3.格兰杰因果检验结果

零假设	F统计量	P值	结论
QH不是XH的格兰杰原因	3.16965	0.0423	QH是XH的格兰杰原因
XH不是QH的格兰杰原因	2.64981	0.0695	XH是QH的格兰杰原因

由上表显示，F 统计量在5%的显著性水平下拒绝了QH不是XH的格兰杰原因的原假设，说明期货价格是现货价格的格兰杰原因；F 统计量在5%的显著性水平下接受了XH不是QH的格兰杰原因的原假设，说明现货价格不是期货价格的格兰杰原因。因此大豆期货价格是现货价格的格兰杰原因而现货价格不是期货价格的格兰杰原因，即期货和现货市场价格存在期货价格引导现货价格的单向因果和引导关系

6.误差修正模型(ECM)

协整模型是用来考察变量间的长期关系，而误差修正模型体现的是变量间的短期变动关系。因此将协整模型求出的残差e(或称ecm)带入误差修正模型进行构建，由AIC准则和SC准则决定滞后1阶，用OLS在协整的基础上建立模型：

$$\begin{aligned}
 d \ln xh &= c + \beta_1 d \ln qh + \beta_2 d \ln qh(-1) \\
 &+ \beta_3 d \ln xh(-1) + \lambda ecm(-1) + \mu
 \end{aligned}
 \tag{2}$$

由此可得到模型：

$$\begin{aligned}
 d \ln xh &= 0.470291 + 0.809270 d \ln qh + 0.691837 \\
 d \ln qh(-1) &- 0.247196 d \ln xh(-1) - 0.371027 ecm(-1)
 \end{aligned}
 \tag{3}$$

表4.误差修正模型输出结果

Dependent Variable: DLNXH

Method: Least Squares

Date: 06/08/15 Time: 12:53

Sample (adjusted): 12/04/2014 4/29/2015

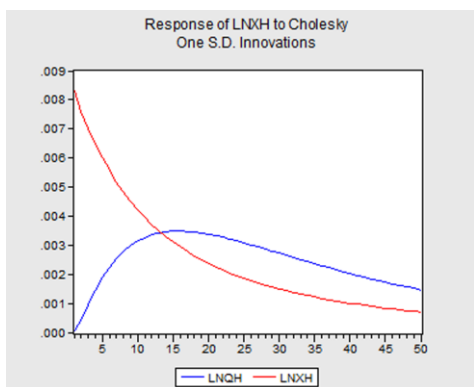
Included observations: 88 after adjustments

	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.470291	0.001131	-0.084591	0.9328
DLNQH	0.809270	0.135468	28.98447	0.0000
DLNQH(-1)	0.691837	0.134763	4.829475	0.0392
DLNXH(-1)	-0.247196	0.109939	6.284935	0.0193
E(-1)	-0.371027	0.043198	2.242038	0.0476
R-squared	0.802743	Mean dependent var	5.00E-05	
Adjusted R-squared	0.792741	S.D. dependent var	0.010663	
S.E. of regression	0.010588	Akaike info criterion	-6.202965	
Sum squared resid	0.009306	Schwarz criterion	-6.062207	
Log likelihood	277.9305	Hannan-Quinn criter.	-6.146257	
F-statistic	146.9285	Durbin-Watson stat	1.888400	
Prob(F-statistic)	0.000000			

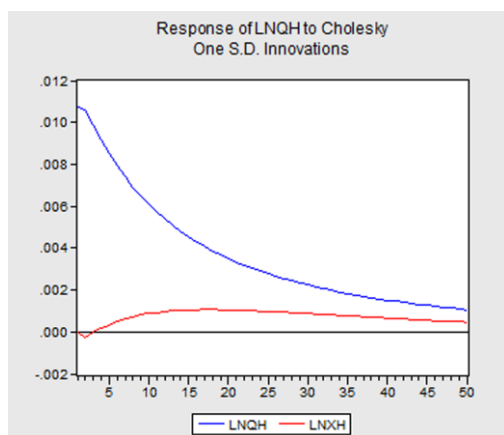
可以看出，误差修正模型通过F检验以及T检验，说明变量总体和个体都显著，并且相关系数达到0.8，相关性较强。当期货价格变动1个点位的时候期货变动0.8个点，期货滞后一期价格变动1时期期货现期价格变动0.6，说明期货的价格传导功能在同一时期造成的影响更大。因此期货价格对现货价格的价格传导机制较为有效。

7. 脉冲响应函数分析

脉冲响应函数能有效描述大豆期现货价格分别受到自身以及彼此的一个标准误差项大小的冲击后当期值和未来值的变化程度，结果如图二三所示，其中响应长度选择50期。图二为大豆现货市场对自身以及期货市场的反应，图三为大豆期货市场对自身以及现货市场的反应。



图二 大豆现货市场对自身以及现货市场的反应



图三 大豆期货市场对自身以及现货市场的反应

从图二可以看出，大豆现货价格对于自身的一个标准差的信息反应灵敏^[5]，第一期最强的正向反应，即来自自身的一个标准差使价格上升了0.82%，随后反应呈现越来越缓的下降趋势，到第50期时反应几乎为0.00%。大豆现货价格对于大豆期货价格的一个标准差信息的冲击存在滞缓效应，第一期的反应为0，随后逐渐增加，在第17期左右达到峰值0.38%，随后随着滞后期数的增加（时间的拉长），冲击逐渐消失。

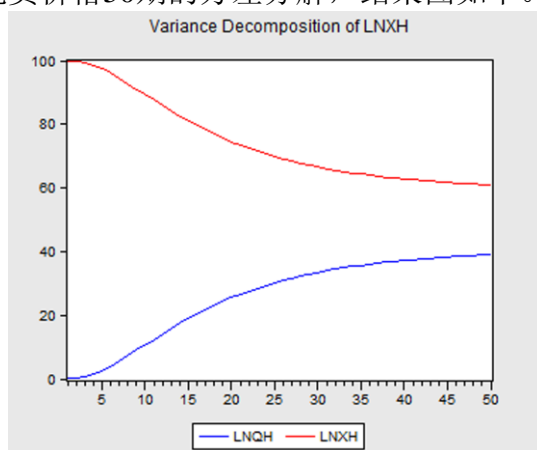
从图三可以看出，大豆期货价格对现货价格的一个标准差新的冲击也存在滞缓效应，第一期反应为0，随后虽逐渐增加，但程度并不明显，峰值在15期左右达到0.1%的正向变化随后逐渐减少，因此可以看出大豆期货价格对现货价格的变化反应较弱。与此同时，大豆期货价格对其自身一个标准差的信息反应灵敏，第一期具有最强的正向反应，即来自自身的一个标准差使价格上升了1.1%，随后反应呈现越来越缓的下降趋势，到第50期时反应几乎0.00%。

由以上分析可以看出，大豆期现货价格分别对自身的一个标准差冲击呈现较强的反

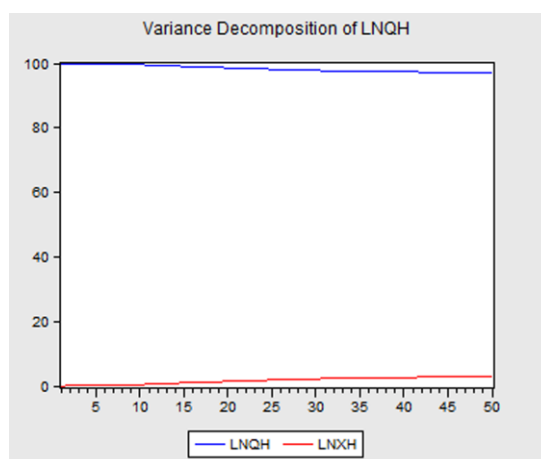
应，且该反应随着滞后期数的增加呈现减缓下降。大豆现货市场对期货市场价格变动具有滞后的反应，且反应较强。而大豆期货市场价格对现货市场的价格变动具有较弱的反应。并且值得关注的是，大豆现货市场在滞后第13期左右受到的来自期货市场价格冲击而产生的变化大于现货本身标准差冲击带来的变化，而大豆期货市场一直到滞后50期都是受到来自期货市场本身标准差冲击带来的变化大，由此可以看出价格发现功能偏于期货价格引导现货价格的单向引导关系^[6]。

8. 方差分解分析

方差分解是通过分析每一个结构冲击对内生变量变化的贡献度来评价不同结构冲击的重要性^[6]。在此本文进行对大豆期货价格和现货价格50期的方差分解，结果图如下。



图四 大豆现货价格方差分解图



图五 大豆期货价格方差分解图

由大豆现货价格方差分解图可以看出，第一期时大豆现货价格完全受自身影响，此后影响程度不断缓慢下降，直到50期左右趋于平稳，影响程度为65%左右。第一期时大

豆现货价格受到期货价格微弱影响（1%），此后影响程度不断增加并在50期左右趋于平稳，影响程度为39%左右。

由大豆期货价格方差分解图可以看出，从第一期到第50期，期货价格受到自身价格影响很大（>95%），虽然随着滞后期的增加略有减小，但程度极微小。期货价格受到现货价格的影响有限（<5%），且增加速度缓慢可以忽略不计。

综上所述，大豆现货市场受到期货市场影响较大，而期货市场受到现货市场影响有限，价格发现功能呈现出单向引导关系。

9. 结束语

价格发现是期货市场主要功能之一，可以有效减少现货市场价格波动并且让期货市场更加有效^[4]。本文分别在期现货市场上选取了88个数据进行了实证分析，采取的方法分别是ADF单位根检验、协整检验(Kao检验，Johansen协整检验，E-G两步法)、Granger 因果检验、误差修正模型，脉冲响应函数和方差分解分析，检验结果表明我国大豆期货市场具有期货市场引导现货市场的单向价格发现功能，主要结论如下。

（1）期货价格与现货价格是高度相关的，相关系数达到0.8562，证明从统计特性上来说存在长期的关系。

（2）通过进一步的协整检验可以发现期现货价格至少在10%的显著性水平下是协整的（johansen检验结果），而kao检验和E-G两步法结果表明期现货价格在5%的显著性水平下都是协整的，因此有足够的理由证明期货价格与现货价格存在着长期的均衡关系，期货市场价格和现货市场价格即使出现偏差或背离，也会向趋于一致的方向发展，这就为套期保值交易提供了前提条件。

（3）Granger 因果检验结果证明大豆期货价格是现货价格的格兰杰原因，而现货价格不是期货价格的格兰杰原因，即期货价格有效引导现货价格，期货和现货市场价格存在单向因果和引导关系，期货价格能够有效反映现货价格未来变动方向的预期，说明我国大豆期货市场已经初步具备价格发现功能^[5]。

（4）通过误差修正模型可以得出一个期现货价格短期之间的变动关系，从式（3）可

以看出，当期货价格变动1个点位的时候现货变动0.8个点，期货滞后一期价格变动1时现货现期价格变动0.6，说明期货的价格传导功能在同一时期造成的影响更大。

（5）通过脉冲响应函数分析和方差分解分析的结果可以看出我国大豆现货市场受到期货市场影响较大，而期货市场受到现货市场影响有限，并且引导关系呈现先增加后减弱的关系，价格发现功能总体呈现出一定单向引导关系。

根据以上分析可以得知，大豆期货市场存在着期货价格引导现货价格的单向因果和引导关系，并且影响随着滞后期的增加先增大后减小。该结论表明我国大豆期货市场成立13年来，期货市场价格发现功能已经基本具备。这也与实际生活中大豆期现货市场运行多年，已经可以有效地避免价格剧烈波动，使得市场更加有效的事实相符。

致谢

本文受北京市青年英才计划（YETP0396）资助。

References

- [1] Liu lei, Price Discovery Function of China Cotton Future: Analysis Basing on The Comparison of American and China Cotton Future. *Financial Theory & Practice*, 2010
- [2] Yi Danhui, Data analysis and the apply of eviews, 2008
- [3] Wang Zhen, Liu Zhenhai, Chen Chao. An Empirical Analysis of the Price Discovery Function of Shanghai Fuel Oil Futures Market. *Petroleum Science*. 2007
- [4] SHIQING XIE and JIAJUN, HUANG. Price Discovery Function of Index Futures in China: Evidence from Daily Closing Prices. *Economic and Political Studies*. 2013
- [5] Li Kai, Zhang Chuanqi. An Empirical Analysis of the Relationship between the Price of Egg spots and of Egg futures. *Financial Theory & Practice*, 2014
- [6] Fang yan, Li xinxin, The mechanism of Price Conduction of China's Cotton Spots Markets and Future Markets. *Financial Theory & Practice*, 2013