

中国玉米期货市场价格发现功能的实证研究

艾晨曦, 马露楠

(西北农林科技大学 经济管理学院, 陕西 杨凌 712100)

摘要:选取2013年1月4日至2014年12月31日中国玉米期货市场价格和现货市场价格时间序列数据,采用格兰杰因果关系检验、误差修正模型和脉冲响应分析等研究了玉米期货市场在价格发现功能中的作用,结论认为:中国玉米期货市场的价格发现功能已经显现,玉米期货价格能够较为有效的引导现货价格,但是玉米期货价格对现货价格的引导即价格发现功能的发挥存在一定的滞后性。

关键词:价格发现功能;玉米期货市场;玉米现货市场

中图分类号:F830.91 **文献标志码:**A **文章编号:**1671-1807(2015)06-0058-06

中国是世界上仅次于美国的玉米产量大国和消费大国,作为我国三大粮食品种之一,玉米的产量约占全国粮食总产量的三分之一,它不仅是粮食,是饲料,它还是工业原料,更是农民收入的重要来源,所以玉米市场的平稳发展对中国这样一个农业大国来说十分重要。但长期以来,我国的玉米流通市场面临粮价低时卖粮难、高时买粮难的风险,部分原因就是玉米生产经营单方缺乏以远期价格指导生产销售的机制,现货价格的滞后性导致的经营决策的失误。期货作为一种重要的金融衍生工具,具有套期保值、规避风险和价格发现等作用,普遍认为,一个高效率的期货市场能够有效地促进现货市场的平稳发展。而价格发现功能作为整个期货市场存在和发展的基础,同时也是期货市场套期保值功能发挥作用的前提,对于期货市场具有特别重要的意义^[1]。玉米作为全球上市时间最早和最为活跃的商品期货品种之一,自2004年9月22日玉米期货品种在大连商品交易所上市以来,走出了一条发展迅速、运行平稳的曲线,作为我国最重要的农产品期货市场,对玉米期货市场的价格发现功能进行研究具有十分重要的意义。

对于期货市场价格发现功能的实证研究目前已经有了较多的成果,从研究思路看,不论在国内国外,学者们大多都是先采用协整分析的方法来检验期货价格与现货价格是否存在长期稳定的均衡关系,然后运用格兰杰因果检验、误差修正模型等方法来检验分

析期货价格与现货价格的引导关系,刻画出存在协整关系的期货价格与现货价格之间的动态关系。比如Booth^[2],华仁海、仲伟俊^[1],陈秋雨、陈冲等^[3]都采用了这种思路进行实证分析。

从研究内容看,由于国外期货市场发展时间长,所以国外学者对期货市场价格发现功能的研究较早。上世纪八十年代,Garbade和Silber^[4]开创性的对商品的期货市场和现货市场进行实证分析,并且创建了GS模型。随后,Bigman、Goldfarb和Schechtman^[5]利用OLS方法对小麦、玉米等农产品的期货价格与到期日现货价格进行回归,认为如果期货价格是到期日现货价格的无偏估计,那么该期货市场就具有价格发现功能,但是由于此方法没有考虑到时间序列的非平稳性,所以后来被很多学者质疑。所以在Bigman等人的研究基础上,Engle和Grange^[6]提出一个全新的协整分析方法解决了时间序列非平稳的问题,同时为人们使用协整分析方法研究期货市场的价格发现功能奠定了基础。

国内期货市场相比国外起步较晚,故学者们对期货市场的价格发现功能的研究相对较少。张东平^[7]通过对绿豆的期货价格与到期日现货价格的对比分析,发现期货价格变化是以现货价格为基础的。随着我国农产品期货市场的发展,学者们对农产品的研究也渐渐深入。刘庆富、张金清^[8]以大连商品交易所和郑州商品交易所的豆粕、大豆和小麦的期货市场作为

收稿日期:2015-03-29

作者简介:艾晨曦(1995—),女,陕西咸阳人,西北农林科技大学经济管理学院,本科生,研究方向:金融、会计;马露楠(1994—),女,陕西榆林人,西北农林科技大学经济管理学院,本科生。

对象进行协整检验,结论表明大豆期货市场的价格发现功能优于豆粕期货市场,而小麦的期货价格与到期日现货价格之间的关系较弱。同样的,侯金莉^[9]对豆粕的期货市场进行实证分析,研究结果表明从长期来看,豆粕的期货价格与现货价格是单向因果关系,即期货价格对现货价格具有较大的引导作用。

对于玉米期货市场的价格发现功能的研究是在2004年玉米期货品种在大连商品交易所上市之后才开始的。田彩云、郭心义^[10]选取了2004年9月22日至2005年9月28日大连玉米期货的连续周收盘价,CBOT玉米期货连续周收盘价等数据,采用协整检验、格兰杰因果检验等方法分析得出期货价格与现货价格存在协整关系,玉米的期货市场的价格发现功能在期货价格中起着决定性的作用。同样的,贾兆立、白玫等人^[11]利用相关系数、协整检验、格兰杰因果关系检验以及GS模型等方法对大连期货交易所的玉米进行实证分析,结果发现我国玉米期货市场运行是有效的,玉米期货市场的价格发现功能良好。随后,闫云仙^[12]也通过实证检验得出玉米期货价格对现货价格具有引导功能的结论。

综上所述,对于期货市场价格发现功能的研究成果已相对成熟,国内外对各个期货市场价格发现功能的实证研究也很丰富。而针对上市较久的期货品种的最新研究非常较少,随着市场制度的发展变化和投资者水平的提高,期货市场的价格发现功能的现状显然区别于较早的研究结论,利用最新的数据对期货市场的价格发现功能进行重新研究具有十分重要的意义。本文的主要亮点一方面是选择最近两年的交易数据对玉米期货市场的价格发现功能进行重新测定,以得到能准确刻画玉米期货价格发现功能的结论;另一方面是在研究方法上,创新性的利用格兰杰因果关系检验对滞后期数十分敏感的特性,选择不同的滞后期数分析期货价格和现货价格的因果关系动态变化过程,以期更为准确的刻画期货市场价格发现功能的发展历程。

1 实证结论及分析

1.1 数据及描述性统计

本文选择大连期货交易所(DCE)玉米期货为研究对象,该品种是DCE上市交易最早的实物期货合约之一,玉米期货价格数据选择距离合约月份两个月的期货合约收盘价作为期货价格,由于DCE的玉米期货合约只在单数月份进行交割,所以连续两个月的期货价格取自相同的期货合约(例如2013年1月和2月的期货价格取c1303合约的收盘价作为期货价

格)。取距离交割月份较近的合约的收盘价作为期货价格,是因为期货合约在距离交割月份较近的时候交易更活跃,且道氏理论认为收盘价相对于其他价格包含了更多的市场信息。玉米现货价格取自渤海商品交易所的玉米现货价格。

本文的研究样本期为2013年1月到2014年12月,剔除不匹配的交易数据,共获得472组玉米期现货价格数据。玉米的现货价格和期货价格分别用 SP 和 FP 表示。本文所有的实证分析结果均通过计量软件Eviews实现。

现货价格和期货价格的统计特征如表一所示。从标准差看,现货价格波动性性跟强,现货市场的交易要比期货市场更加活跃;现货价格和期货价格的偏度均小于零,峰度均大于3,价格J-B统计量可知, FP 和 SP 序列都呈现左偏和尖峰厚尾的非正态分布特征。

表 1 玉米现货价格、期货价格的统计特征

	FP	SP
均值	2 352.40	2 344.80
中位数	2 369	2 359
最大值	2 644	2 545
最小值	2 070	1 736
标准差	90.61	117.71
偏度	-0.75	-2.51
峰度	4.93	11.60
J-B 统计量	117.47	1 944.86

注:J-B 统计量为 Jarque-Bera 正态性检验统计量。

1.2 平稳性检验

传统计量经济学认为,只有平稳的时间序列才能用于建立经典的计量经济模型,而均值、标准差等会随着时间变化,而变化的非平稳时间序列不能用于建立计量模型,否则会出现“虚假回归”的现象。为了检验 FP 和 SP 序列是否为平稳的时间序列,本文采用ADF单位根检验法进行检验。

表2所示的为 SP 序列的ADF单位根检验的结果,从检验结论可知, SP 序列为非平稳的时间序列,但是其一阶差分序列 $D(SP)$ 为平稳时间序列。因此玉米现货价格时间序列 SP 为一阶单整的 $I(1)$ 时间序列。

表3所示的为 FP 序列的ADF单位根检验的结果,从检验结论可知, FP 序列在99%的置信水平上的临界值绝对值大于 FP 序列的ADF值,故在99%的置信水平上拒绝 FP 序列为平稳时间序列的原假设, FP 序列非平稳的时间序列,但是其一阶差分序

列 $D(FP)$ 为平稳时间序列。因此玉米期货价格时间序列 FP 为一阶单整的 $I(1)$ 时间序列。

表 2 现货价格序列的平稳性检验结果

Augmented Dickey-Fuller test statistic	SP		$D(SP)$	
	t -Statistic	Prob.	t -Statistic	Prob.
	0.533 968	0.987 7	-14.145 81	0.000 0
1% level	-3.444 009		-3.444 068	
5% level	-2.867 457		-2.867 483	
10% level	-2.569 984		-2.569 998	

表 3 现货价格序列的平稳性检验结果

Augmented Dickey-Fuller test statistic	FP		$D(FP)$	
	t -Statistic	Prob.	t -Statistic	Prob.
	-2.935 666	0.042 1	-23.410 37	0.000 0
1% level	-3.444 009		-3.444 039	
5% level	-2.867 457		-2.867 470	
10% level	-2.569 984		-2.569 991	

1.3 协整分析

协整分析是时间序列分析的重要内容,两非平稳的时间序列之间存在协整关系意味着这两个时间序列之间至少存在着一个现行组合是平稳的,即存在长期稳定关系^[13]。从上述分析可知,我国玉米期货价格和现货价格时间序列 FP 和 SP 序列均为一阶单整 $I(1)$ 时间序列,满足协整分析的要求。

主流的协整检验方法主要有 Engle-Granger 两步法与 Johansen 检验法两种,虽然 EG 两步法使用方便,但是在小样本下 OLS 协整估计具有实质性偏

差,且 EG 两步法只能检验一个协整关系,而 Johansen 检验能检验多个协整关系,且 Johansen 检验不存在内生变量与外生变量的区别,所有的变量都被视为内生变量。因而本文采用 Johansen 检验进行协整检验。

由表 4 的迹统计量和最大特征之统计量可知,在 95% 的置信水平下,期货价格和现货价格序列之间存在协整关系。该结论表明玉米现货价格和期货价格之间存在长期稳定的均衡关系,也说明了 DCE 玉米期货市场对现货市场具有一定的价格发现功能。

表 4 期货价格和现货价格 Johansen 协整检验结果

零假设	迹统计量	5% 临界值	最大特征值统计量	5% 统计量
None	15.494 71**	14.679 30	14.264 60**	14.188 17
At most 1	3.841 466**	0.491 129	3.841 466**	0.491 129

注:** 表示在 5% 的显著性水平下显著。

1.4 格兰杰因果关系检验

由表 4 的结论可知,我国期货价格和现货价格存在协整关系,下面通过格兰杰因果关系检验分析玉米期货价格与现货价格的引导关系。

因为格兰杰因果关系检验的结论对滞后期数十分敏感,不同的滞后期数会得到不同的结论。为了详细的了解现货价格和期货价格因果关系的变化情况,本文从滞后 2 期开始对 FP 和 SP 序列进行格兰杰因果关系检验。检验结果如表 5 所示。

从表 5 的结论可以看出,在滞后 6 期之前,期货价格不是现货价格的格兰杰原因,而从第 2 期开始现货价格就是期货价格的格兰杰原因。这说明,玉米现

货市场的价格波动能够迅速地对期货市场产生影响,而期货市场对现货市场价格的引导作用开始显现。这表明,我国玉米期货似乎从上市交易以来,其价格发现功能已经显现,期货价格能在一定程度上引导现货价格,但是引导作用并不显著,相比较而言,现货价格对期货价格的引导作用要比期货市场对现货市场的引导作用早大约 6 个交易日。

1.5 误差修正模型

误差修正模型可用于刻画存在协整关系的两个或多个时间变量之间的动态关系,也常被用于研究期货市场和现货市场之间的相互引导关系,并能进一步考察系统受到短期新信息冲击时期货市场和现货市

场回到长期均衡状态的调整速度和调整方向。因而 进行进一步分析。
本文利用误差修正模型对期货市场的价格发现功能

表 5 期货价格、现货价格格兰杰因果关系检验结果

零假设	滞后期数	F 统计值	P 值	结论(在 10%显著性水平下)
FP does not Granger Cause SP	2	0.047 98	0.953 2	接受原假设
SP does not Granger Cause FP		3.702 85	0.025 4**	拒绝原假设
FP does not Granger Cause SP	3	0.030 92	0.992 7	接受原假设
SP does not Granger Cause FP		2.846 19	0.037 2**	拒绝原假设
FP does not Granger Cause SP	4	0.201 91	0.937 3	接受原假设
SP does not Granger Cause FP		2.559 20	0.038 0**	拒绝原假设
FP does not Granger Cause SP	5	0.208 86	0.958 7	接受原假设
SP does not Granger Cause FP		2.361 97	0.039 2**	拒绝原假设
FP does not Granger Cause SP	6	1.011 15	0.417 3	接受原假设
SP does not Granger Cause FP		2.179 19	0.043 9**	拒绝原假设
FP does not Granger Cause SP	7	2.988 19	0.053 9*	拒绝原假设
SP does not Granger Cause FP		3.257 28	0.028 9**	拒绝原假设
FP does not Granger Cause SP	8	2.908 33	0.050 9*	拒绝原假设
SP does not Granger Cause FP		4.190 43	0.027 1**	拒绝原假设
FP does not Granger Cause SP	10	2.810 22	0.071 9*	拒绝原假设
SP does not Granger Cause FP		3.778 57	0.062 2**	拒绝原假设
FP does not Granger Cause SP	15	1.844 45	0.027 7*	拒绝原假设
SP does not Granger Cause FP		2.996 52	0.014 4**	拒绝原假设

注：*、**、*** 分别表示在 10%、5%、1%的置信水平下显著。

表 6 误差修正模型最佳滞后期选择结果

Lag	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	−5 582.570	NA	97 529 821	24.071 42	24.089 27	24.078 45
1	−4 256.675	2 634.644	327 043.1	18.373 60	18.427 13*	18.394 67*
2	−4 250.908	11.410 25*	324 561.7	18.365 98	18.455 21	18.401 10
3	−4 246.684	8.320 954	324 249.1*	18.365 02*	18.489 93	18.414 19
4	−4 243.991	5.281 950	326 082.4	18.370 65	18.531 25	18.433 87
5	−4 243.089	1.761 488	330 468.4	18.384 00	18.580 29	18.461 27
6	−4 239.640	6.704 465	331 258.2	18.386 38	18.618 35	18.477 69
7	−4 236.839	5.420 572	332 980.1	18.391 55	18.659 21	18.496 91

在建立误差修正模型之前,首先要为模型选择最佳滞后期。选择最佳滞后期的标准主要有 likelihood、BIC、AIC 等方法,而本文分析所使用的 Eviews 软件能够根据这些准则,自动选择误差修正模型的最佳滞后期。根据表 6 的结论,本文综合考虑选择建立滞后 3 期的误差修正模型。

表 7 所示的即为误差修正模型的结果。误差修正项能够反映前一期期货价格或现货价格偏离长期均衡关系的程度,而误差修正系数能够反映期货市场或现货市场对系统偏离长期均衡的调整速度和调整方向。D(SP)模型和 D(FP)模型的误差修正系数分别为−0.042 584 和−0.008 924,误差修正系数为

负值,表明期货价格和现货价格均会反向地向上对不同市场进行调整,而 D(SP)模型的误差修正系数绝对值要大于 D(FP)模型的误差修正系数绝对值,说明现货市场在系统受到新信息冲击偏离长期均衡时,能够比期货市场更早地回到长期均衡状态,也说明当系统偏离均衡状态时主要由期货市场进行调整,期货市场在价格发现中功能要大于现货市场。

1.6 脉冲响应分析

脉冲响应分析能刻画来自随机扰动项的一个标准差冲击对系统内生变量的基期值和未来值的影响,即考虑系统内每个变量对其他变量的冲击反映。故本文基于误差修正模型对期货市场和现货市场进行

脉冲响应分析。

表 7 误差修正模型结果

解释变量	被解释变量			
	D(SP)		D(FP)	
	系数	P 统计量	系数	P 统计量
CointEq1	−0.042 584	0.012 00	−0.008 924	0.010 96
D(SP(−1))	−0.051 713	0.046 44	0.012 106	0.042 42
D(SP(−2))	0.042 287	0.046 50	0.002 653	0.042 47
D(SP(−3))	−0.030496	0.046 24	0.037 182	0.042 24
D(FP(−1))	−0.136 206	0.051 95	−0.074 177	0.047 45
D(FP(−2))	−0.064 883	0.052 24	0.114 873	0.047 71
D(FP(−3))	−0.067 067	0.051 90	−0.069 537	0.047 40

注：CointEq1 表示误差修正系数。

进行脉冲响应分析的前提是所建立的误差修正模型是稳定的，否则脉冲响应分析所得的结论不可靠。图 1 所示的是误差修正模型稳定性检验的结果，从图中可知，误差修正模型的特征方程的根均小于 1 落在单位圆内，因而认为所建立的误差修正模型是稳定的。

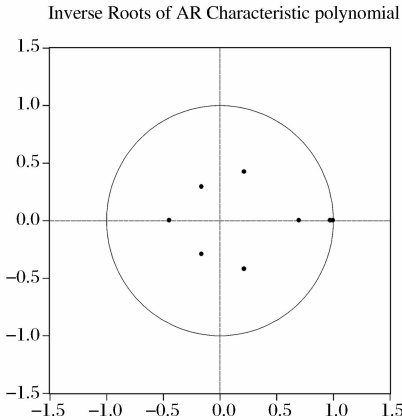


图 1 误差修正模型稳定性检验的结果

由于所建立的误差修正模型是稳定的，因而进行脉冲响应分析，结果如图 2 所示。从图 2 的结果可知，对于来自现货市场的一个单位标准差的冲击，现货市场的反应十分明显，而对期货市场几乎不能产生任何影响；对于来自期货市场的一个单位标准差的冲击，现货市场和期货市场都产生了比较激烈的反应，并且随着时间的推移影响不断扩大，不同的是现货市场对来自期货市场的一个标准差的冲击的反应并不及时，基本上是在滞后一个交易日之后才开始做出反应，而期货市场对于来自自身的一个标准差的冲击则是即时做出了反应。从脉冲响应分析的结论来看，来自期货市场的一个标准差冲击能够较大的影响现货

市场，这说明期货价格对现货价格具有引导作用，期货市场的价格发现功能已经开始明显的显现出来，虽然时间还存在一定的滞后性。

2 结论

本文通过对大连商品交易所的玉米期货价格和渤海商品交易所的玉米现货价格的互动影响进行实证分析，得出以下结论：①玉米的期货价格序列和现货价格序列都是 I(1)序列，且两者存在长期均衡的稳定关系，即协整关系；②脉冲响应分析的结论显示中国玉米期货市场的价格发现功能已经得到一定程度的显现，但是时间上要滞后大约 6 个交易日；③误差修正模型和脉冲响应分析的结果显示中国玉米期货市场在价格发现功能中发挥重要作用，玉米期货市场价格能够有效的引导和影响现货市场。综上所述，本文认为中国玉米期货市场的价格发现功能已经显现，玉米期货价格能够较为有效的引导现货价格，但是玉米期货价格对现货价格的引导即价格发现功能的发挥存在一定的滞后性。

参考文献

[1] 华仁海,仲伟俊. 对我国期货市场价格发现功能的实证分析[J]. 南开管理评论,2002,5(2):57—61.

[2] BOOTH G G,SO R W,TSE Y. Price discovery in the german equity index derivatives markets[J]. Journal of Futures Markets,1999,19(6):619—643.

[3] 陈秋雨,陈冲,冯炜. 中国黄金期货市场价格发现功能研究[J]. 浙江社会科学,2012(7):19—25.

[4] GARBADE K D,SILBER W L. Price movement and price discovery in the futures and cash markets[J]. Review of Economics and Statistics 1982,64:289—297.

[5] BIGMAN D,GOLDFARB D,SCHECHTMAN E. Futures market efficiency and the time content of the information sets [J]. Journal of Futures Markets,1983,1(3):12—20.

Response to Cholesky One S.D. Innovations

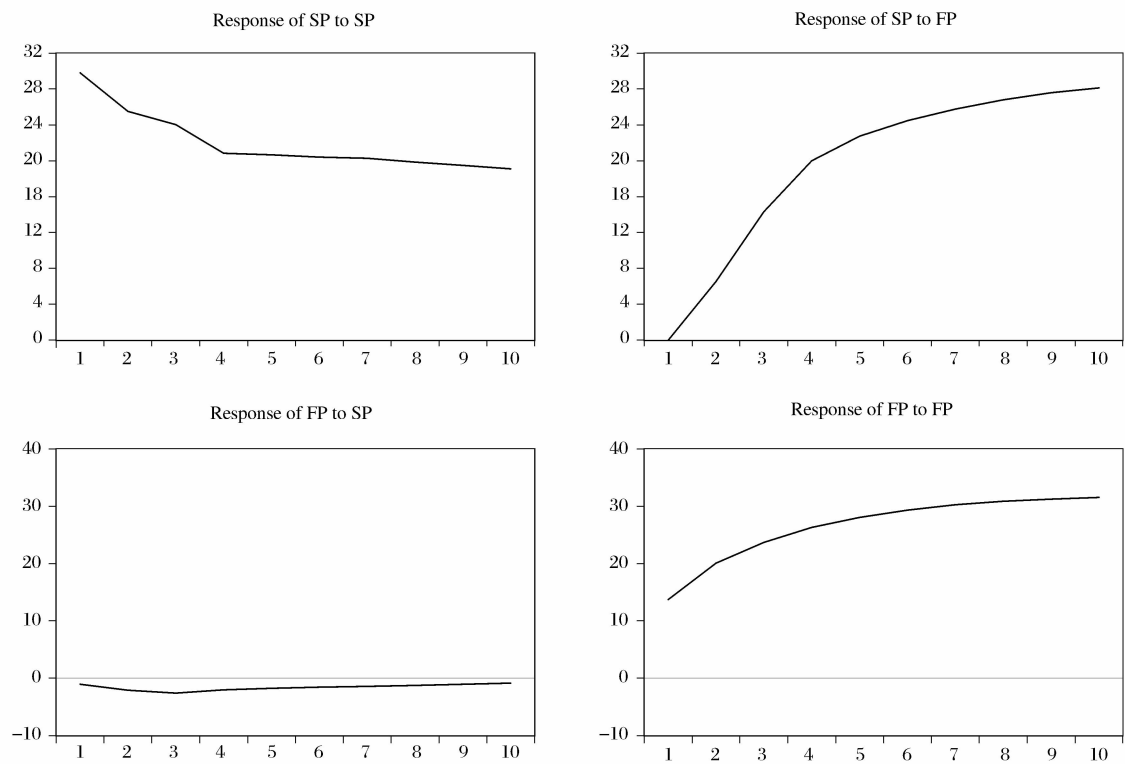


图 2 脉冲响应分析结果

[6] ENGLE R F,GRANDER C W J. Cointegration and error correction;representation,estimation and testing[J]. Econometrica,1987,55(2):251-76.

[7] 张东平,李瑞琪,闫梦慧. 绿豆期货价格分析[J]. 河南农业大学学报,1994,28(4):328-331.

[8] 刘庆富,张金清. 我国农产品期货市场的价格发现功能研究[J]. 产业经济研究,2006(1):11-17.

[9] 侯金莉. 农产品期货价格与现货价格的关系研究[J]. 经济纵横,2014(4):70-74.

[10] 田彩云,郭心义. 中国玉米期货市场发现价格功能的实证分析[J]. 中国农村经济,2006(6):52-71.

[11] 贾兆立,白玫,王海文. 中国玉米期货市场价格发现功能的实证分析[J]. 数学的实践与认识,2008,38(15):82-84.

[12] 闫云山. 中国玉米期货市场价格发现功能的实证分析——基于有向无环图的应用[J]. 中国农村经济,2010(7):39-46.

[13] 胡毅. 面板数据下的 EG 两步法[J]. 系统工程理论与实践,2013,33(12):3112-3119.

The Emprical Analysis of the Price Discovery Function in Chinese Corn Futures Market

AI Chen-xi, MA Lu-nan

(College of Economics and Management,Northwest A&F University,Yangling Shanxi 712100,China)

Abstract: Select the price time-series data of futures market price and spot market price of China’s corn futures market between January 4,2013 and December 31,2014,after analysing the price discovery function of corn futures market by Granger-causality test,error correction model, pulse response analysis and so on, the analysis shows that the price discovery function of China’s corn futures market has been manifesting and corn futures market price appears showing a guiding role to corn spot market price effectively,while there exists a certain lag in the guidance of futures market price to spot market price,in other words,the performance of price discovery function has a certain lag.

Key words: price discovery function;corn futures market;corn spot market