

聚氯乙烯期货价格与现货价格传导关系实证研究

李燕, 何如海*, 廖宜静, 聂雷

安徽农业大学经济管理学院, 安徽合肥, 230036

摘要:以大连商品交易所期货品种聚氯乙烯为研究对象,利用单位根检验、协整检验、脉冲响应函数、ECM等技术方法分析我国PVC期货价格和现货价格的动态关系。研究结果表明,PVC的期货价格是现货价格的Granger原因,具有单向传导关系。短期来看,PVC期货价格对现货价格有动态修正作用;长期来看,PVC期现价格之间存在协整关系,期货市场在价格发现中处于主导地位。脉冲冲击效应函数图表明,现货价格对期货价格的冲击强度低于期货价格对现货价格的冲击强度。

关键词:PVC;期现价格;协整检验;脉冲响应函数;ECM

中图分类号:F407.72 **文献标识码:**A **文章编号:**1673-2006(2013)01-0014-05

我国是氯碱大国,氯碱业的代表品种有聚氯乙烯(PVC),2009年5月25日,PVC期货在大连商品交易所成功上市,期货市场具有规避风险和价格发现两大功能。国内学者对期货价格和现货价格之间的相互关系进行了广泛的研究,大都集中于农业和金属类的期货,如小麦、玉米、大豆、铜等,但对化工类的期货如PVC研究较少。刘风军和刘勇^[1]以农产品大豆为例,对期货价格与现货价格的波动关系进行了实证研究。王军和樊亚利^[2]利用ADF单位根检验、长期均衡方程等定量方法研究新疆棉花,探究棉花期货价格如何引导现货价格的形成。刘鹏和钱峰^[3]利用格兰杰因果检验、协整检验等分析方法,证实我国PTA期货市场已基本具备市场价格发现功能和一定的价格自我约束机制。李文龙^[4]为判断中国塑料期货市场的价格发现功能,在VAR模型下对期货、现货价格之间的协整关系进行检验,发现价格发现功能尚未充分发挥。马元元、魏瑶^[5]对我国玉米期货价格与现货价格之间的关系进行实证分析,发现玉米期货、现货价格之间是双向Granger因果关系。杨尚君和曹合春等^[6]利用Johansen协整检验、ECM模型、Granger因果检验等技术分析方法,研究我国铜、铝、锌3种主要有色金属的期货价格与现货价格的传导关系。刘金山和林健涵^[7]从一种新颖的产业模式“期货+制造”来探究PVC期货价格的发现功能。PVC价格的变化,在很大程度上影响着我国相关行业的生产经营成本,PVC期现价格之

间的有效传导不仅能帮助企业避险,也有利于产业链上相关行业的价格稳定,因此,如何利用PVC期货市场进行套期保值,规避价格风险,稳定并提升企业价值,值得每一位经营管理者认真思考。2011年以来,我国PVC期货与现货价格呈现下跌趋势,行情清淡。本文在此背景下对PVC期货与现货价格之间的相互关系进行探索,在其他学者研究的基础上,探讨PVC期货与现货价格之间是否具有传导关系,通过数据分析,得出结论,以期能为生产经营者提供决策参考。

1 研究方法 with 样本选取

1.1 研究方法

选取PVC期货价格与现货价格样本数据,建立模型,利用Eviews6.0软件中的相关性检验、单位根检验、协整检验、格兰杰因果关系检验、脉冲响应函数、误差修正模型等方法进行实证分析。

1.2 设立方程

由于本文研究的是期货价格对现货价格的传导作用,因而假设期货价格是解释变量,设为 FP_t ,现货价格是被解释变量,设为 SP_t ,其他随机误差扰动项为 ϵ_t ,为克服分析过程中可能出现的异方差问题,对PVC期货价格和现货价格取自然对数,用 $\ln FP_t$ 和 $\ln SP_t$ 表示,一阶差分分别记为 $D\ln FP_t$, $D\ln SP_t$,方程形式如下:

$$\ln SP_t = \alpha + \beta \ln FP_t + \epsilon$$

收稿日期:2013-01-03

基金项目:安徽省教育厅人文社会科学研究项目“基于需求视角的安徽省农村金融抑制问题研究”(SK2012A047)。

作者简介:李燕(1989-),女,安徽滁州人,在读硕士生,主要研究方向:区域经济与可持续发展。

* 通讯作者:何如海(1969-),安徽合肥人,博士,副研究员,主要研究方向:产业经济理论与政策。http://www.cnki.

1.3 数据来源

本文期货价格与现货价格数据来源于大连商品期货交易所和生意社网站。期货价格数据为大连商品交易所提供的 PVC 主力合约结算价格数据,现货价格数据为生意社(<http://www.100ppi.com/>)提供的现货价格数据,样本期间为 2011 年 1 月 1 日到 2012 年 12 月 22 日,剔除没有成交的交易日,得到的样本容量为 657 个。

2 实证分析

2.1 期现价格相关性检验

相关是指两个或两个以上变量之间的变动伴随关系,PVC 期货价格与现货价格二者之间的走势如图 1 所示。

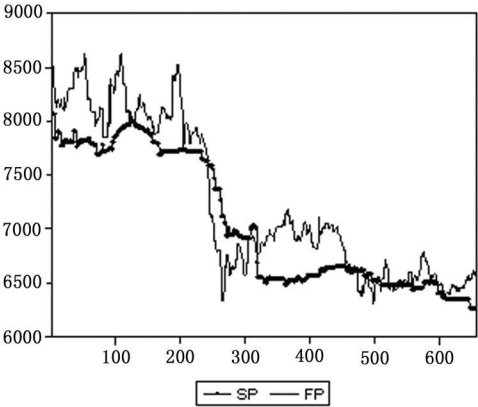


图 1 期货价格与现货价格走势

由图 1 可知,期货与现货价格走势都呈波浪状,总体波动形势一致。在波动过程中,期货价格的波峰

表 2 ADF 单位根检验结果

检验变量	ADF 检验值	1%临界值	5%临界值	10%临界值	Prob.	结论
lnSP	-1.498 725	-3.972 126	-3.416 693	-3.130 687	0.829 4	不平稳
lnFP	-2.261 994	-3.972 104	-3.416 683	-3.130 681	0.453 7	平稳
DlnSP	-21.923 49	-3.972 126	-3.416 693	-3.130 687	0.000 0	不平稳
DlnFP	-17.208 35	-3.972 148	-3.416 704	-3.130 694	0.000 0	平稳

单位根检验的原假设是原序列不平稳。表 2 中,将原序列 ADF 检验值与 1%、5%、10% 水平的临界值进行比较,均大于三者水平的临界值,因而接受原假设的 PVC 期货与现货价格序列不平稳,即 lnSP、lnFP 原序列具有单位根。对原序列的一阶差分进行单位根检验,即 DlnFP、DlnSP,检验结果表明原序列的一阶差分序列不存在单位根,是平稳的。综上所述,非平稳序列经过一阶差分平稳,原序列是一阶单整序列。

2.3 协整检验

一些时间序列,虽然它们自身非平稳,但某种线性组合却平稳,这个线性组合反映变量之间长期稳

定和波谷明显高于和低于现货价格,期货价格先于现货价格的波动而波动,波幅度比现货价格波幅度剧烈,两者明显相关,因此,PVC 期货价格可以作为未来某一时期现货价格变动趋势的“晴雨表”,期货与现货价格结合紧密。

对 PVC 期货价格和现货价格进行相关性检验,得出结果如表 1。

表 1 相关性检验结果

	现货价格	期货价格
Pearson 相关性	1	0.924
显著性(双侧)		0.000
样本容量	657	657

由表 1 知,现货价格与期货价格的相关系数是 0.924,两者在 0.01 的置信水平程度上显著相关,具有很强的正相关性,这与图 1 是一致的,期货与现货价格联系紧密,价格发现作用得到体现。以上分析可知,PVC 期货与现货价格之间高度相关,但 PVC 期货与现货价格是否具有传导关系要通过协整检验进行判断。

2.2 单位根检验

时间序列通常有不平稳的缺陷,在对序列做协整检验之前,要先对序列数据做单位根检验,以判断其平稳性。如果一个时间序列的均值或自协方差函数随时间而改变,那么这个序列就是非平稳时间序列^[8]。本文选择常用的 ADF 检验方法,对 lnSP、lnFP、DlnFP、SDlnSP 序列进行单位根检验,检验结果如表 2。

定的均衡关系,称为协整关系^[8]。由上述单位根检验结果知,lnSP_t 和 lnFP_t 同是一阶单整序列,用 lnFP_t 对 lnSP_t 回归,即

lnSP_t=α+βlnFP_t+ε (1)

用 α̂ 和 β̂ 表示回归系数的估计值,则模型残差估计值为:

ε̂=lnSP_t-α̂-β̂lnFP_t (2)

若 ε̂(0),则 lnSP_t 和 lnFP_t 具有协整关系,且 (1,-β̂) 为协整向量,式(1)为协整回归方程。

由单位根检验结果可知,原序列的一阶差分是平稳的,lnSP 和 lnFP 这两个变量都是一阶单整序

列,因而可对 PVC 期货与现货价格两个序列进行协整检验。对原序列进行普通最小二乘回归,得到回归模型的估计结果如下:

$$\ln SP = 1.669484 + 0.809524 \ln FP + \mu$$

(13.97)

(60.15)

模型在 1% 的显著性水平上通过 t 检验, R^2 为 0.846 728,拟合效果较好。由方程知期货价格每上升 1%,现货价格平均上升 0.81%,且两者变动方向一致。

回归方程估计残差序列 resid 取值如图 2 所示。

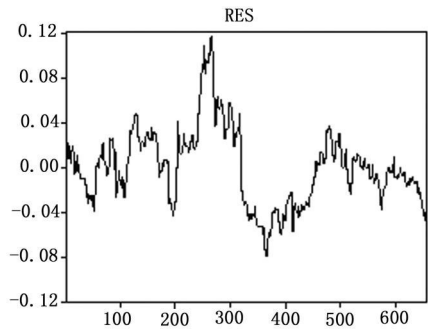


图 2 残差序列 resid 折线图

对残差序列 resid 做单位根检验,ADF 检验结果见表 3。

该检验的原假设是残差序列存在单位根,由于检验统计量为 -2.66,小于显著水平 0.01 时的临界值 -2.57,可认为估计残差序列 resid 为平稳序列,

进而得到序列 $\ln SP, \ln FP$ 具有协整关系,由此证明了 PVC 期货价格与现货价格之间存在着长期均衡关系。

表 3 序列 resid 的 ADF 检验结果

	t -Statistic	Prob. *
AD 检验结果	-2.659 467	0.007 7
显著性水平:1% level	-2.568 492	
5% level	-1.941 306	
10% level	-1.616 375	

2.4 格兰杰因果关系检验

上述协整检验结果可知,变量之间存在着长期稳定的关系,但协整检验只能证明变量之间存在因果关系,却不能指出因果关系的方向,因此,用 Granger 因果检验来考察 PVC 期货价格与现货价格的因果关系的方向,探究 PVC 期货价格和现货价格谁起主导作用。**格兰杰因果关系的原假设是被检验变量不是因变量的因果关系**,如果检验的 P 值小于特定的水平,则认为被检验变量构成因变量的因果关系^[9]。

不同滞后阶数据的 Granger 因果关系检验结果如表 4。

由表 4 得到 PVC 期货价格是现货价格的 Granger 原因,而现货价格却不是期货价格的 Granger 原因,具有单向传导关系。

表 4 Granger 因果检验结果

滞后阶数	原假设	F 值	P 值	结论
2	$\ln FP$ 不是 $\ln SP$ 的格兰杰原因	12.104 0	7. E-06	拒绝
	$\ln SP$ 不是 $\ln FP$ 的格兰杰原因	0.870 64	0.4192	接受
3	$\ln FP$ 不是 $\ln FP$ 的格兰杰原因	8.282 07	2. E-05	拒绝
	$\ln SP$ 不是 $\ln FP$ 的格兰杰原因	0.667 57	0.5722	接受
4	$\ln FP$ 不是 $\ln FP$ 的格兰杰原因	7.106 97	1. E-05	拒绝
	$\ln SP$ 不是 $\ln FP$ 的格兰杰原因	0.525 09	0.7173	接受

2.5 脉冲响应函数

上述 Granger 因果检验表明 PVC 期货价格是现货价格的 Granger 原因,为了捕捉 PVC 期货价格与现货价格之间全面复杂的动态关系,关注 PVC 期货价格对现货价格传导影响的全过程,在 VAR 估计结果窗口中进行脉冲冲击效应分析,绘制脉冲响应函数图,全面反映 PVC 期现价格之间的动态影响。脉冲结果如图 3。

图 3 中,A 图和 D 图显示的是 PVC 现货价格和期货价格对自身的脉冲响应函数图,实线表示的是现货价格和期货价格受冲击后的走势,两侧的虚线表示走势的两倍标准误差。A 图中现货价格受自身的一个冲击后连续 2 期内是上升的,而从第 3 期

开始缓慢下降;D 图中 PVC 期货价格受到自身的一个冲击,连续 2 期内是下降的,从第 3 期开始趋于平稳。B 图显示的是 PVC 期货价格变动一个标准差对现货价格的脉冲函数图,现货价格受到期货价格一个正向冲击后,从第 1 期开始上升并在第 10 期达到最大;C 图显示的是现货价格对期货价格的脉冲响应,从第 1 期上升到第 2 期达到最大,往后趋于平稳。B 图和 C 图对比分析,可知 PVC 期货价格对现货价格的冲击作用强于现货价格对期货价格的冲击作用。通过脉冲响应函数图可以判断,相对于现货价格对期货价格的冲击而言,PVC 期货价格对现货价格的影响更为迅速,也更为强烈。

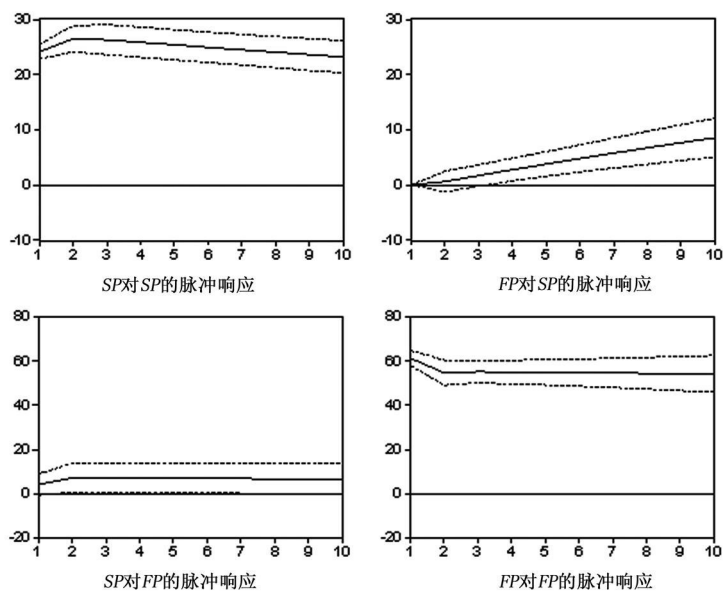


图3 脉冲响应函数图

2.6 误差修正模型 ECM

由协整检验结果知,PVC 期货和现货价格之间存在长期均衡关系,格兰杰因果检验证明 PVC 期货价格是现货价格的格兰杰原因,所以必定有误差修正模型的存在,误差修正模型(ECM)用来描述变量之间短期动态的非均衡关系,假设两变量 $\ln SP$ 与 $\ln FP$ 的长期均衡关系为:

$$\ln SP_t = \alpha + \alpha \ln FP_t + \mu$$

现实经济中,实际观测到的只是 $\ln SP$ 与 $\ln FP$ 间短期的或非均衡的关系, $\ln SP$ 与 $\ln FP(1,1)$ 阶分布滞后形式如下:

$$\ln SP_t = \beta + \beta \ln FP_t + \beta \ln FP_{t-1} + \mu \ln SP_{t-1} + \epsilon \quad (3)$$

(3) 式显示出当期的 $\ln SP$ 值与当期 $\ln FP_t$ 、前一期 $\ln FP_{t-1}$ 、前一期 $\ln SP_{t-1}$ 的状态值有关。上文中已知 PVC 原序列是非平稳的,对(3)式变形得:

$$\begin{aligned} \Delta \ln SP_t &= \beta + \beta \ln FP_t + (\beta + \beta) \ln FP_{t-1} - \\ &\quad (1 - \mu) \ln SP_{t-1} + \epsilon \\ &= \beta \ln FP_t - (1 - \mu) (\ln SP_{t-1} - \\ &\quad \frac{\beta}{1 - \mu} - \frac{\beta + \beta}{1 - \mu} \ln FP_{t-1}) + \epsilon \end{aligned}$$

或

$$\begin{aligned} \ln SP_t &= \beta \ln FP_t - \lambda \ln SP_{t-1} - \alpha - \alpha \ln FP_{t-1} + \epsilon \\ \lambda &= 1 - \mu, \alpha = \frac{\beta}{1 - \mu}, \alpha = \frac{\beta + \beta}{1 - \mu} \end{aligned} \quad (4)$$

如果将(4)式模型与 $\ln SP_t = \alpha + \alpha \ln FP_t + \mu$ 模型进行对应,则(4)式中括号内的项就是前一期的非均衡误差项。(4)式表明, $\ln SP$ 的变化以及前一期的非均衡程度决定了当期 $\ln SP$ 的变化程度,因此

$\ln SP$ 的值已对前期的非均衡程度作出了修正,得到 PVC 期货和现货价格的一阶差分修正模型,(5)式可以写成如下形式:

$$\ln SP_t = \beta \ln FP_t - \lambda_{ecm} + \epsilon \quad (5)$$

(4) 式中, ecm 表示误差修正项,体现了长期非均衡误差对 $\ln SP$ 的控制。

用 Eviews 6.0 作回归方程,加入 ecm 项,得出估计结果如下:

$$D \ln SP_t = 0.027 D \ln FP_t + 0.0065_{ecm}(-1) - 0.0004$$

方程的解释变量不是原序列,而是原序列的差分序列,以 D 表示。本案例估计的 ecm 值为正,则 $-\lambda_{ecm}$ 为负,使得 $D \ln SP_t$ 减少,表明 PVC 现货价格和期货价格存在反向修正关系,误差修正系数值较小,说明现货价格回到均衡状态的速度较慢。以上误差修正模型表明,我国 PVC 期货市场运行是有效的,短期内,当期货价格偏离均衡位置时,在反向修正机制下能够回调。

3 结论与建议

综合上述计量过程结果可知,PVC 期货和现货价格之间有传导作用。短期来看,期货价格的波动性大于现货价格,两者走势并不完全吻合。误差修正模型表明,在反向机制作用下,PVC 期货价格对现货价格起到修正作用;长期来看,PVC 期货与现货价格之间存在协整关系,期货市场在价格发现中处于主导地位。格兰杰因果检验表明,PVC 期货价格是现货价格的格兰杰原因,而现货价格却不是期货价格的格兰杰原因,表明 PVC 期货和现货价格之间是单向传导关系。期货与现货价格之间的高度相关,PVC 期货可以对现货起到套期保值的作用。

由以上分析结果,提出相关政策建议如下:
3.1 开发上市PVC替代期货品种及相关的期权金融衍生工具

由上文分析结果可知,PVC期货价格对现货价格有传导作用,但传导作用有限,目前与PVC有关的替代期货品种较少。由交叉套期保值^[10]的原理可知,利用PVC的替代品,选择与PVC商品不相同但相关的期货合约进行套期保值,继续上市更多石化下游产品,不断完善石化产品链,为企业提供较为完全的产品避险市场。相关部门可以考虑上市一些PVC的替代品,PVC的替代品有CPVC(过氯乙烯)、TPU(热可塑性聚氨酯)等。我国目前没有期权市场,由于金融类产品的高度相关性,相关部门可以鼓励允许我国开始期权交易,通过开发PVC期权与期货品种,实现两者之间的套利,能更有效地促进传导作用的发挥,从而能够吸引更多的资金进入市场,提高市场的流动性和效率。

3.2 充分发挥PVC期货套期保值与价格发现功能

PVC期货与现货价格之间存在长期稳定的关系,PVC期货价格对现货价格有显著的传导作用,相关交易主体可以利用期货价格预测未来现货价格,从而合理安排相关的经营活动和生产活动。期货行业的发展需要更多的交易主体加入,而我国对期货市场的交易者有严格的准入限制条件,所以,政府相关部门应配合金融改革,适度放宽期货市场,使市场更加活跃。

3.3 开拓PVC中下游产品市场,扭转PVC供过于求的局面

PVC期货价格是现货价格的Granger原因,而

现货价格却不是期货价格的Granger原因,这可能是由于PVC现货市场供过于求的局面造成的。目前,与PVC有关的基础行业对PVC的需求量是稳定的,综合一些国家对中国PVC反倾销政策的制定,国内市场积压了过多的PVC。随着我国城乡统筹发展政策的推进,随着城镇化进程的加快,建设新农村过程中对PVC的需求量在未来应是稳步增长的,相关部门应抓住机遇,开拓更多的PVC中下游产品需求市场渠道。

参考文献:

[1]刘凤军,刘勇.期货价格与现货价格波动关系的实证研究——以大豆为例[J].财贸经济,2006(8):77-81
[2]王军,樊亚利.棉花期货价格与现货价格关系的实证检验[J].农业经济,2009(5):71-72
[3]刘鹏,钱锋,滕军.PTA期现价动态关系实证研究[J].商业研究,2010(4):39-43
[4]李文龙.中国塑料期货市场价格发现功能实证研究[J].观察,2011(6):20-21
[5]马元元,魏瑶.我国玉米期货价格与现货价格关系的实证研究[J].中国市场,2012(26):37-38
[6]杨尚君,曹合春,李晏君.我国有色金属期货价格与现货价格传导关系的实证研究[J].经济视角,2012(3):91-94
[7]刘金山,林健涵.基于“期货+制造”视角的我国PVC产业链模式研究[J].产经评论,2012(5):22-31
[8]易丹辉.数据分析与Eviews应用[M].北京:中国人民大学出版社,2008:161-172
[9]李敏,陈胜可.Eviews统计分析与应用[M].北京:电子工业出版社,2010:165-171
[10]中国期货业协会.期货市场教程[M].6版.北京:中国环境科学出版社,2009:92-93 (责任编辑:周博)

(上接第13页)

参考文献:

[1]王新利,曹惊雷,肖秀丽.农产品供应链成本管理方法集成研究[J].中国农业会计,2008(2):14-15
[2]李彩凤.基于SD法的农产品供应链成本模型设计[J].中国物价,2009(2):29-31
[3]翁亮,郑少峰.基于核心企业的农产品供应链成本分析[J].农场经济管理,2008(6):21-23
[4]刘伟华,刘秉镰,任政旭.绿色农产品供应链成本控制研究[J].西南交通大学学报:社会科学版,2009,10(4):114-119
[5]谌微微,黄承锋.农产品供应链成本分析:以“蔬菜贱卖难买”为例[J].物流科技,2011(11):113-115
[6]刘勇,刘纯阳.农产品供应链外部成本及其分担机制:以湖南柑橘生产为例[J].世界农业,2008(9):26-28
[7]刘伟华,刘秉镰,周丽珍.绿色农产品封闭供应链动态成本分析方法研究[J].物流技术,2009,28(9):95-97
[8]刘伟华,肖建华,焦志伦.农产品封闭供应链典型运作模

式及其成本控制研究[J].软科学,2009,23(11):58-63
[9]王素霞,胡定寰.以超市为中心的农产品供应链流通成本研究[J].经济研究参考,2007(26):2-12
[10]杨志宏,翟印礼.超市农产品供应链流通成本分析[J].农业经济问题,2011(2):73-78
[11]文晓巍.农产品供应链流通成本与相关主体利益匹配:广州证据[J].改革,2011(8):77-82
[12]Kaplan R S, Anderson S R. Time-driven activity-based costing[J]. Harvard business review, 2004, 82(11):131
[13]杨继良,尹佳音.作业成本法的新发展:估时作业成本法简介[J].财会通讯,2005(2):25-28
[14]Robert S Kaplan, Steven R Anderson. The Innovation of Time-driven Activity-based Costing [J]. Cost Management, 2007(3):35-39
[15]Szychta A. Time-Driven Activity-Based Costing in Service Industries[J]. Social Sciences, 2010, 67(1):49-60
[16]罗晓蕾.时间驱动作业成本法研究[J].物流技术,2011(3):46-60 (责任编辑:周博)