

我国期货市场国际定价影响力研究

陈君,常清

(中国农业大学 经济管理学院,北京 100083)

摘要:本文运用误差修正模型对中外期货价格指数进行实证分析。结果表明,世界经济格局的改变,使得中国经济的发展对国际大宗商品价格走势的影响日益增强,中国期货市场的国际定价影响力已经显著提高。

关键词:期货市场;定价影响力;经济发展;误差修正模型

中图分类号:F830.9 **文献标识码:**A **文章编号:**1002-980X(2010)03-0106-08

众所周知,中国对世界经济的影响被人们称作“中国因素”。但是,过去在世界范围内开始广泛显现的“影响因素”并没有成为主导世界经济增长的“定价力量”,根据国际贸易的实践和以往的研究结果,LME(London Metal Exchange)和CBOT(Chicago Board of Trade)一直都是大宗工业品与大宗农产品的国际定价中心,TOCOM(Tokyo Commodity Exchange)则是橡胶的国际定价中心^[1-4]。在国际商品市场上,我国只能被动地接受国际市场上制定的价格,丝毫没有自己的话语权,而国内商品价格也是一直跟随国际市场上的价格走势,被人们冠以“影子市场”的称号。一个需求大国在价格形成中缺乏应有的优势地位和话语权,在经济学上是解释不通的,我国因此也经常付出沉重的代价,例如2004年,国内企业“高价买石油”使得我国为进口石油多支付近100亿美元的成本^[6],2005年又遭遇石油价格上涨多支付了150亿美元。与此类似,2004年国内大批榨油企业进口大豆,因为“买涨不买落”,造成了所谓的“大豆风波”,进口大豆原材料成本急剧上升,对我国大豆榨油产业产生了毁灭性的打击。

美国次贷危机引发的金融危机,对全球经济产生了巨大影响,全球股市暴跌、房价跳水、大宗商品价格狂泻,速度之猛、跌幅之大,实属罕见。但是,在经历了这次暴跌后,一直处于“影子市场”地位的国内期货市场大宗商品价格率先止跌回升,受其影响国际大宗商品价格随之波动,我们通过实证分析认为,由于世界经济格局的改变,因此中国经济的发展对国际大宗商品价格走势的影响日益增强,中国期货市场的国际定价影响力已经显著提高。

1 全球金融危机爆发后大宗商品期货价格走势

2008年,期货市场经历一轮暴跌之后,国内大宗商品价格首先止稳,并开始上涨,随即国际市场上的商品价格也触底回升,走出了一波反弹行情。透过几个表现突出的期货品种,可以看到中外大宗商品价格波动的新态势。

从图1可以观察到,虽然沪胶价格达到最低点的时间(2008年12月8日)晚于日胶(2008年12月5日),但是沪胶在价格止稳当天便低开高走,在沪胶价格走势的影响下,随后的2个多月里,沪胶价格走势明显强于日胶,一直处于震荡上扬的态势,涨幅高达48%,而同期日胶价格涨幅仅为36%。

沪铜价格达到最低点的时间(2008年12月26日)晚于伦敦铜(2008年12月24日),但是,沪铜价格实际上在2008年12月18日便已止稳,且与12月26日价格相差不大(仅为0.4%),而伦敦铜之前一直处于下跌趋势,另外,在止跌回升的3个多月里,沪铜价格走势也明显强于伦敦铜,从最低点22405元最高涨至37103元,涨幅高达66%,同期伦敦铜仅从2817.5元最高涨至4570.5元,涨幅为62%。从图1、图2可以看到,沪胶与日胶、沪铜与伦铜价格走势基本趋同。

连豆与美豆达到最低点的时间相同,均为2008年12月5日(周五),但是12月8日(周一)连豆价格便低开高走,以一根大阳线报收,率先领涨,而当晚在连豆价格的影响下,美豆价格也开始止跌回升,走出了一根大阳线,在随后的两个多月里,在我国大豆涨势的引领下,美豆也走出了一波反弹行情,但是

收稿日期:2010-01-07

作者简介:陈君(1979—),女,河南汤阴人,中国农业大学经济管理学院博士研究生,研究方向:期货与金融衍生产品;常清(1957—),男,山东临沂人,中国农业大学经济管理学院教授,博士生导师,期货与金融衍生品研究中心主任,中国期货业协会专家委员会主任,经济学博士,研究方向:期货与金融衍生品。

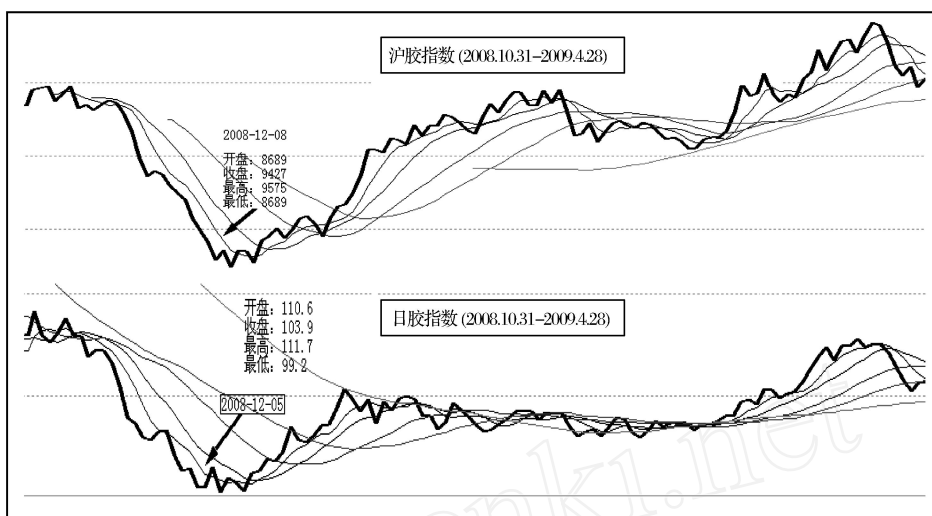


图1 2008年10月31日—2009年4月28日沪胶、日胶期货价格指数日收盘线

资料来源:文华财经期货行情软件。

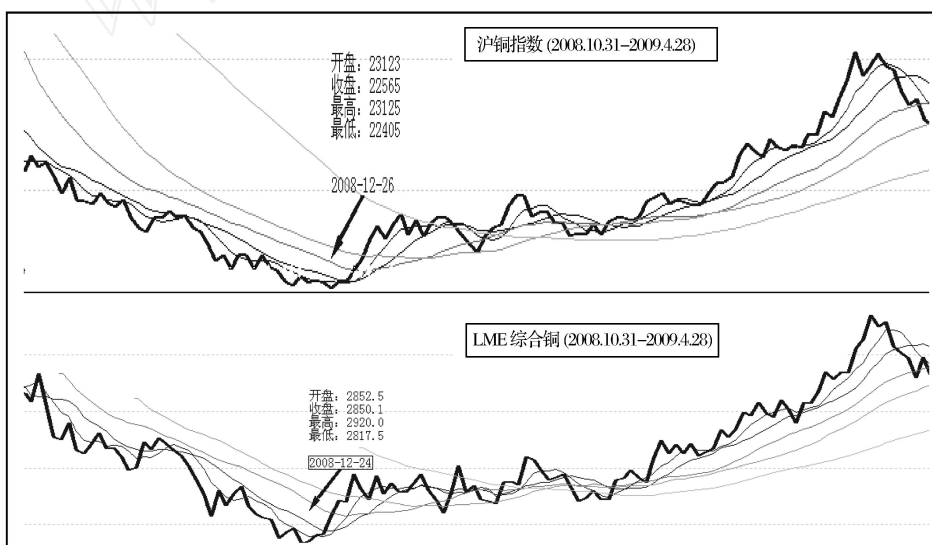


图2 2008年10月31日—2009年4月28日沪铜、伦铜期货价格指数日收盘线

资料来源:文华财经期货行情软件

波幅较大,上涨势头却远远不及连豆。图3清晰地展示了中国大豆期价相对于美国期价的独立态势。

我国燃料油期货价格在2008年12月5日达到最低点“2118元”之后,开始探底回升。其实,早在2008年11月24日,我国燃料油价格已经止稳,在底部盘整了一段时间之后,于12月5日开始上涨,至今年4月9日,最高涨幅达到58%;而美国燃油价格指数在去年12月24日达到最低点“128.24美分”之后,才开始止跌回升,与沪燃油指数的一路上扬之势不同,今年2月19日再次筑底,最低至

“119.31”,从图4可以看出,其走势明显弱于我国燃料油走势。

2 中国期货市场国际定价影响力的实证分析

以上内容是我们在操作实践中对期货市场交易行情的观察结果,根据国际国内期货价格走势出现的这些新情况,我国期货市场大宗商品国际定价的影响力必然发生了变化,下面对这一问题进行实证分析。

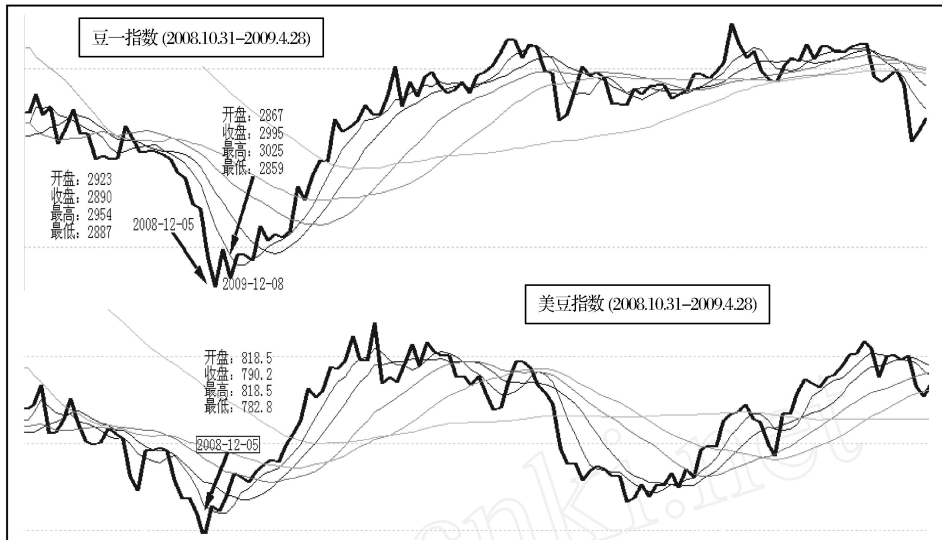


图 3 2008 年 10 月 31 日—2009 年 4 月 28 日中美大豆期货价格指数日收盘线

资料来源:文华财经期货行情软件

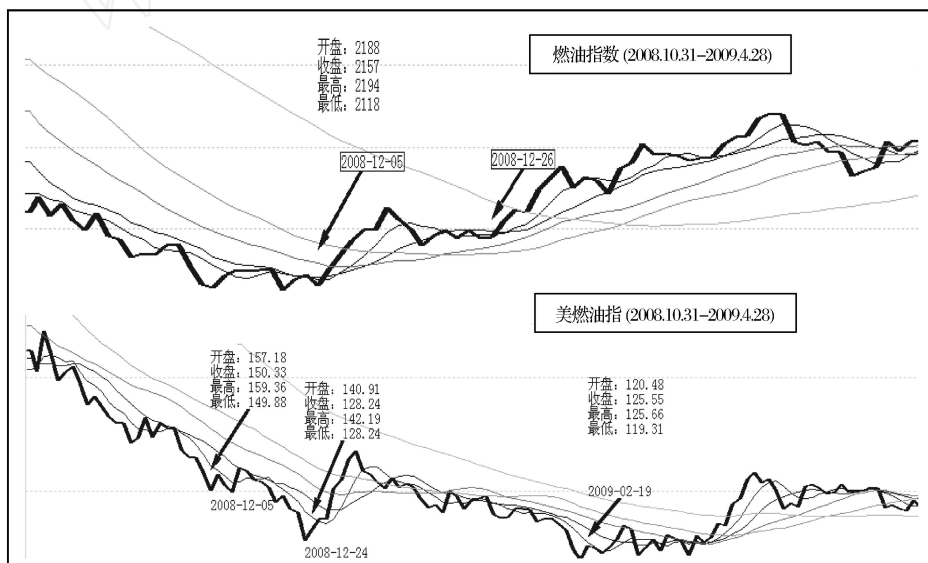


图 4 中美燃料油期货价格指数日收盘线

资料来源:文华财经期货行情软件

2.1 变量选取及数据处理

本文使用文华财经软件提供的上海期货交易所沪铜指数、沪胶指数、LME 的综合铜、TOCOM 的日胶指数、CBOT 的美燃油指、美豆指数、大连商品交易所的豆一指数日收盘价数据。样本区间为 2007 年 1 月 4 日至 2009 年 3 月 27 日(其中,橡胶指数为 2007 年 6 月 18 日至 2009 年 3 月 27 日),剔除因节假日差异导致的非配对数据,样本容量为橡胶指数 416 个、铜指数 518 个、大豆指数 524 个、燃料油指数 539 个,分别根据中国人民银行公布的人民币日汇率中间价进行调整并统一报价单位。为了克服在建模过程中可能出现的异方差问题,对原始数据作

对数化处理, $\ln TOR$ 与 $\ln SHR$ 、 $\ln LME$ 与 $\ln SHC$ 、 $\ln USS$ 与 $\ln DCS$ 、 $\ln USO$ 与 $\ln SHO$ 分别代表日胶和沪胶、伦铜和沪铜、美豆和连豆、美燃油和沪燃油期货价格 4 组价格指数的对数值。使用的计量软件是 EViews5.0。

首先利用 ADF (augmented dickey-fuller, ADF) 检验期货价格序列的平稳性,结果发现这 4 组序列在 1% 的显著水平下,均为一阶单整序列,即 $I(1)$ 。 $\ln TOR_t = \ln TOR_t - \ln TOR_{t-1}$, 可定义为日胶价格的波动率或收益率,其他品种变量类同。

表 1 ADF 检验结果¹

1 % level	lnTOR	lnSHR	lnLME	lnSHC	lnUSS	lnDCS	lnUSO	lnSHO
	- 13. 06	- 11. 79	- 17. 62	- 14. 35	- 16. 74	- 15. 13	- 19. 11	- 14. 52
- 2. 57	- 16. 93	- 15. 01	- 20. 33	- 11. 49	- 17. 18	- 4. 16	- 19. 93	- 17. 87
	- 3. 75	- 4. 51	- 8. 36	- 5. 04	- 16. 08	- 10. 66	- 21. 06	- 9. 98

注: 全样本 ADF 统计量检验结果; 第一阶段样本区间 ADF 统计量检验结果; 第二阶段样本区间 ADF 统计量检验结果;其他序列类同。

2.2 Granger 因果关系检验

通过 Johansen 协整检验可以发现国内外期货价格之间的长期均衡关系,通过 Granger 因果关系检验可以考察国内外期货价格的先导 - 滞后关系。

根据 AIC,选择适当的滞后期,基于 VAR 模型,我们检验了这 4 个品种国际国内价格之间的协整与 Granger 因果关系。

表 2 Johansen 协整检验

原假设	lnTOR 与 lnSHR				lnLME 与 lnSHC			
	最大特征值统计量	0.05 % 临界值	迹统计量	0.05 % 临界值	最大特征值统计量	0.05 % 临界值	迹统计量	0.05 % 临界值
r = 0*	187.73	14.26	307.03	15.49	469.09	14.26	646.51	15.49
r = 1*	119.29	3.84	119.29	3.84	177.42	3.84	177.42	3.84

原假设	lnTOR 与 lnSHR				lnLME 与 lnSHC			
	最大特征值统计量	0.05 % 临界值	迹统计量	0.05 % 临界值	最大特征值统计量	0.05 % 临界值	迹统计量	0.05 % 临界值
r = 0*	358.88	14.26	536.71	15.49	371.77	14.26	543.19	15.49
r = 1*	177.83	3.84	177.83	3.84	171.42	3.84	171.42	3.84

注:r = 0 表示不存在协整关系;r = 1 表示至少存在一个协整向量;“*”表示在 5% 的显著水平下拒绝原假设。

表 2 显示,4 个品种两变量之间均存在协整关系。表 3 的结果则说明,在 5% 的显著水平下,一阶滞后的基础上,LME 铜对沪铜价格具有单向引导关系,LME 价格波动是沪铜价格波动的 Granger 原因;沪胶价格波动对日胶价格具有单向引导关系,沪胶价格波动是日胶价格波动的 Granger 原因;美燃

油价格波动对沪燃油具有单项引导关系,CBOT 燃油价格波动是上交所燃油价格波动的 Granger 原因;连豆与美豆的价格波动之间具有双向引导关系,CBOT 大豆价格波动与大商所大豆价格波动互为 Granger 原因。

表 3 Granger 因果检验

Null Hypothesis	Obs	Lags	F-Statistic	Prob.
伦铜不是沪铜的 Granger 原因	516	1	167.907	0.000
沪铜不是伦铜的 Granger 原因			3.580	0.059
日胶不是沪胶的 Granger 原因	416	1	1.447	0.230
沪胶不是日胶的 Granger 原因			4.558	0.033
沪燃油不是美燃油的 Granger 原因	537	1	2.075	0.150
美燃油不是沪燃油的 Granger 原因			84.973	0.000
美豆不是连豆的 Granger 原因	522	1	41.950	0.000
连豆不是美豆的 Granger 原因			8.676	0.003

从这一结果看,我国代表性的大宗商品期货价格的国际定价能力还相对较弱,大宗工业品和大宗农产品的国际定价中心仍然是 LME 和 CBOT。但是,根据前面介绍的实践中的观察,近期中国期货市场价格走势的表现已经凸显了其对国际定价的影响力。Granger 因果检验适用于长期分析,掩盖了变量间的短期关系,事实上,不同期货市场价格波动之间的关联性是一个动态的过程,而且,由于该方法本身的局限,因此它只包含前定(滞后)变量,不能反映

同期项的关联性^[5],然而在操作实践中,因为时差的存在(伦敦与北京时差 8 个小时,纽约与北京时差 13 个小时),中外市场参与者通常相互参考对方市场的同期价格作出投资决策,2008 年末以来,外盘追随内盘走势的状态尤为明显,因此,我们必须研究国际国内期货市场当期及短期价格波动之间的关系,并据此考察我国期货市场大宗商品国际定价的影响力。本文将针对 2007 年以来的期货价格走势,分阶段构建误差修正模型,检验我国期货市场国

际定价影响力的变化。

2.3 误差修正模型

根据金融理论,不同市场上的期货价格之间会存在某种均衡关系,因为,国际国内期货价格显然是在不同市场的同一商品或资产的价格,但它们受到特定信息的影响,又经常出现短期波动的差异,而且短期内系统对于均衡状态的偏离程度的大小直接导

致波动振幅的大小。Engle 和 Granger 提出的基于协整回归残差的两步检验法,适用于双变量的小样本模型^[5]。E-G 方法下的误差修正模型 (ECM) 把短期波动与均衡有机的结合起来,是我们对短时期内国际国内大宗商品期货价格波动关系进行实证分析的有利工具。

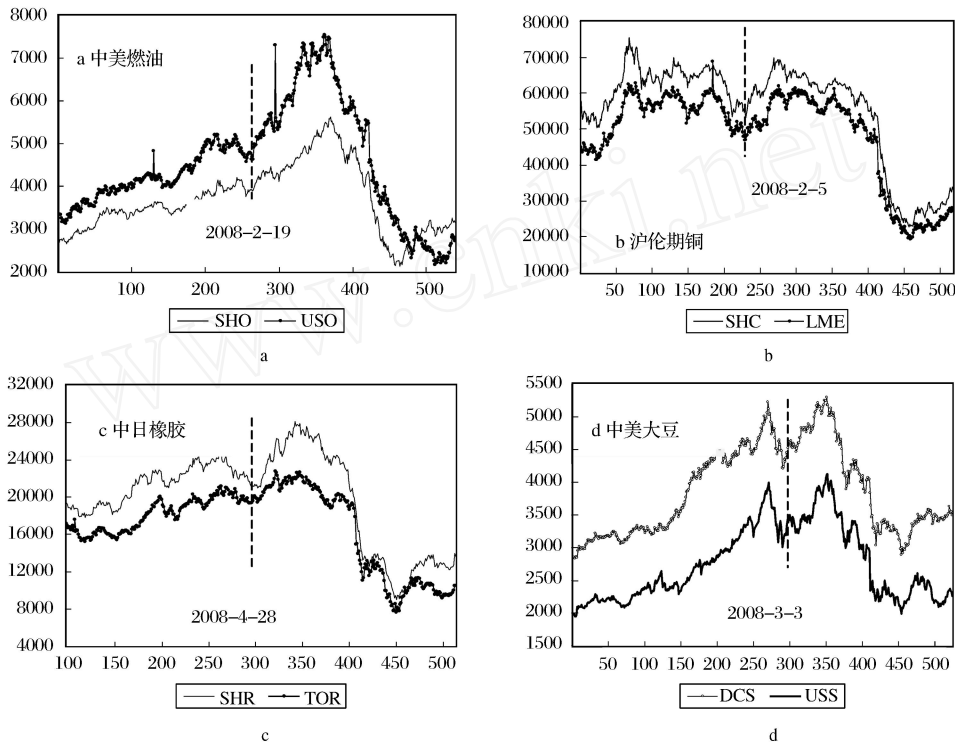


图 5 国际国内期货价格(全样本)分段图

注:图中垂直的虚线代表分段界线,并对应其下方时间。

由图 5 可以看出,4 个品种在金融危机造成的大跌之前,均有一轮涨势,与后续的走势形成一个峰谷周期,这跟此前的样本区间形态迥异,因此,根据价格波动的周期性,同时兼顾了样本容量的对称性,我们将样本数据分成两个阶段(橡胶指数以 2008 年 4 月 28 日为界;铜指数以 2008 年 2 月 5 日为界;大豆指数以 2008 年 3 月 3 日为界;燃油指数以 2008 年 2 月 19 日为界),分别构建 ECM 加以对比分析,检验我国期货市场国际定价影响力在 2007 年至今的阶段变化。

首先使用 E-G 方法进行协整检验:

第一步,利用模型 进行协整回归,通过对残差 e 平稳性的检验,确定变量间是否存在协整关系:

$$y_t = \alpha + \beta x_t + e_t \quad (1)$$

其中, y_t 代表不同品种国外期货价格的对数序列, x_t 代表国内期货价格的对数序列,在回归过程中,通过检验残差项的序列相关性,运用处理序列相

关的 AR(p) 技术,可以得到 y 和 x 的自回归修正模型:

$$y_t = \alpha + \beta x_t + \sum_{p=1}^p AR(p) + e_t \quad (2)$$

第二步,检验 e_t 的平稳性。如果 e_t 为稳定序列,则认为变量 y_t, x_t 为 (1,1) 阶协整。其结果如表 4 所示:根据 Mac Kinnon 通过模拟试验给出的协整检验临界值,在 1% 的显著水平下,两阶段的 $\ln TOR$ 与 $\ln SHR$ 、 $\ln LME$ 与 $\ln SHC$ 、 $\ln USS$ 与 $\ln DCS$ 、 $\ln USO$ 与 $\ln SHO$ 之间均存在协整关系。

第三步,建立误差修正模型 (ECM)。

以第一步求出的残差 e_t 的一阶滞后项作为非均衡误差修正项加入到误差修正模型中,得到如下模型,并用 OLS 方法估计相应的参数。

$$y_t = \alpha + \sum_{i=0}^n \beta_1 y_{t-i} + \sum_{i=1}^n \beta_2 x_{t-i} - \beta_3 e_{t-1} + \mu_t \quad (3)$$

在误差修正模型中, y 及 x 不仅是对数化

序列的一阶差分,在经济意义上也表示收益率或者价格波动率,描述的是国际期货价格变动对国内期货价格变动的短期弹性,也是国内期货价格波动对国际期货价格波动的影响力。作为误差调整项 e_{t-1} 的参数估计值,表示系统回复均衡的速度。从

波动率的角度来解释回归的结果,我们可以将看作是国内期货价格波动率在国际期货价格波动率中的影响系数,则表示均衡约束的影响系数。经过反复的试验,剔除系数不显著的变量,处理序列相关,得到的模型回归结果由表4分别显示。

表4 两阶段 ECM 回归结果

协整方程	$\ln TOR_t^1$	1	$\ln TOR_t^2$	1
	$\ln S HR_t^1$	0.984(443.908)	$\ln S HR_t^2$	0.980(299.675)
	AR(1)	0.958(43.306)	AR(1)	0.727(10.654)
			AR(2)	0.213167(3.119595)
	$R^2 = 0.981$	D. W = 2.252	$R^2 = 0.994$	D. W = 1.972
残差 ADF 检验	e_t^1	-10.059	e_t^2	-9.442
误差修正模型	$\ln TOR_t^1$	1	$\ln TOR_t^2$	1
	$\ln S HR_t^1$	0.685 (11.451)	$\ln S HR_t^2$	0.944 (13.521)
	e_{t-1}^1	-0.225(-3.382)	e_{t-1}^2	-0.255(-3.607)
	$R^2 = 0.433$	D. W = 1.944	$R^2 = 0.473$	D. W = 1.975
	协整方程	$\ln LME_t^1$	1	$\ln LME_t^2$
$\ln S HC_t^1$		0.987(839.326)	$\ln S HC_t^2$	0.987(744.159)
AR(1)		0.742(8.106)	AR(1)	0.449(7.311)
AR(2)		0.213(2.566)	AR(2)	0.239(3.625)
MA(1)		-0.572(-7.221)	AR(3)	0.186(3.022)
$R^2 = 0.960$		D. W = 1.961	$R^2 = 0.995$	D. W = 1.976
残差 ADF 检验		e_t^1	-15.790	e_t^2
误差修正模型	$\ln LME_t^1$	1	$\ln LME_t^2$	1
	$\ln S HC_t^1$	0.679 (9.034)	$\ln S HC_t^2$	0.837 (9.269)
	$\ln LME_{t-1}^1$	-0.187(-2.531)		
	e_{t-1}^1	-0.541(-6.182)	e_{t-1}^2	-0.478(-6.485)
	$R^2 = 0.314$	D. W = 1.989	$R^2 = 0.253$	D. W = 2.009
协整方程	$\ln USS_t^1$	1	$\ln USS_t^2$	1
	$\ln DCS_t^1$	0.958(172.482)	$\ln DCS_t^2$	0.956(171.049)
	AR(1)	0.986(76.156)	AR(1)	0.977(63.462)
	MA(1)	-0.357(5.902)	MA(1)	-0.428(7.073)
	$R^2 = 0.992$	D. W = 1.969	$R^2 = 0.986$	D. W = 1.882
残差 ADF 检验	e_t^1	-16.092	e_t^2	-15.054
误差修正模型	$\ln USS_t^1$	1	$\ln USS_t^2$	1
	$\ln DCS_t^1$	0.415 (5.571)	$\ln DCS_t^2$	0.777 (9.182)
	$\ln USS_{t-1}^1$	0.339(4.445)		
	e_{t-1}^1	-0.574(-7.397)	e_{t-1}^2	-0.342(-5.049)
	$R^2 = 0.213$	D. W = 2.011	$R^2 = 0.253$	D. W = 1.951
协整方程	$\ln USO_t^1$	1	$\ln USO_t^2$	1
	$\ln S HO_t^1$	1.023(789.888)	$\ln S HO_t^2$	0.424(4.356)
	AR(1)	0.545(9.469)	AR(1)	0.654(10.887)
	AR(2)	0.333(5.787)	AR(2)	0.345(5.749)
	$R^2 = 0.974$	D. W = 2.051	$R^2 = 0.990$	D. W = 2.086
残差 ADF 检验	e_t^1	-12.967	e_t^2	-13.301
误差修正模型	$\ln USO_t^1$	1	$\ln USO_t^2$	1
	$\ln S HO_t^1$	0.290 (2.906)	$\ln S HO_t^2$	0.460 (4.387)
	e_{t-1}^1	-0.268(-4.246)	e_{t-1}^2	-0.397(-6.068)
	$R^2 = 0.061$	D. W = 2.084	$R^2 = 0.133$	D. W = 2.006

注:上标₁、上标₂分别表示前后两个阶段;括号内为t统计值;在1%的显著水平下,双变量协整 ADF 检验临界值为-3.90。

因为 DW 统计量只能检验一阶自相关,而且要求回归中有截距项并且回归因子中没有被解释变量

的滞后项,在我们的误差修正模型中,它显然是有偏检验。因此,利用拉格朗日乘数检验(LM)再次对

对于 e 平稳性检验的 ADF 临界值应该比正常的 ADF 临界值还要小:样本容量,显著水平 1% 的临界值为-3.90。

误差修正模型的残差进行自相关检验,LM 统计量服从 $\chi^2(p)$ 分布,其中 p 为滞后阶数。检验的原假设是所有滞后残差的系数为 0,如果统计量的概率大于 5%则接受原假设,表明序列在设定的显著水平下不存在自相关。检验结果(表 5)显示,所有误差修正模型均不存在 2 阶自相关。

表 5 ECM 残差序列相关的 LM 检验结果

$\chi^2(p)$	橡胶指数	铜指数	大豆指数	燃油指数
$\chi^2(2) 1$ (Prob.)	1.009 (0.604)	3.992 (0.136)	0.029 (0.362)	2.664 (0.264)
$\chi^2(2) 2$ (Prob.)	2.843 (0.241)	0.475 (0.789)	4.752 (0.093)	0.000 (1.000)

从协整方程的回归结果看,日胶与沪胶、伦铜和沪铜、连豆与美豆价格对数化序列的均衡参数“1”,两个阶段的估计值均在 0.98 上下,前后变动极小,可以说,这两组序列的长期均衡关系是稳定的,也符合金融理论,因为国际国内期货价格毕竟是同一种商品的价格,在剔除汇率、报价单位的影响后,保留一定的合理比价空间,二者的均衡参数值接近“1”非常合理的。中美燃油前后两个阶段的期货价格指数的均衡参数则出现了较大的差异,由 1.02 降至 0.42,从统计上描述了图 3、图 4 中,中美燃油期货价格走势出现的背离,这恰恰说明了,在第二个阶段,也就是近一年多来,中美燃油期货价格的相关性降低,中国试图走出独立行情,正在逐步摆脱影子市场。

表 4 中用黑体显示的 β 的估计值从 0.68 上升到 0.94,说明 2008 年 5 月份以来,沪胶价格的波动率对日胶价格波动率的影响具有显著的提高。其中,沪铜的定价影响力提高了 25%,沪胶的定价影响力提高了 38%,连豆的影响力提高了 59%,沪燃油的定价影响力提高了 87%。除了 β 的变化,从模型中的变量来看,在消除序列相关与同等拟合程度的基础上,与前期相比,后期,伦铜与美豆的价格波动系统中减少了其本身的一阶滞后项,这进一步说明沪铜与美豆的定价影响力在变化。

3 中国期货市场国际定价影响力提高的根本原因

我国期货市场国际定价影响力的转变,并不是一蹴而就的,而是经过了一个漫长的过程,有其形成的深层次的历史原因。随着世界经济格局的变动,

中国的经济实力也不断增强,正由一个经济大国转变成为一个经济强国,在国际经济中的地位和作用变得愈加重要,而这些变化正是促成期货市场国际地位转变的根本原因。

回首 19 世纪末 20 世纪初世界经济的发展历程,世界经济在经历了 1997—1998 年亚洲金融危机之后开始复苏,保持了两年的高速增长,但在 2001 年,美国经济进入调整期,增速下滑,进口需求减弱,并不断向全球扩散;日本经济在经历长达 10 年的萧条后仍无起色,国际经济环境的恶化及国内经济结构调整的艰难使其经济再次陷入衰退;欧洲内需疲软和市场信心难以提振,经济增长实绩较预期要差,美日欧三大经济体同步下滑,导致全球经济再一次陷入了衰退境地。据世界银行统计,2001 年和 2002 年全球经济分别仅增长了 1.5%和 1.7%,大大低于 2000 年 4.7%的增幅,但是,在此期间,世界经济并非一片灰暗,中国便是其中的亮点之一。2001 年,中国经济增长率为 7.5%,2002 年则更进一步,达到 8.3%,这表明,中国率先走出了衰退时期,开始了新一轮经济的高速增长。在全球经济“非常脆弱”的时候,中国强劲的经济运行情况实际上成了全球经济增长的“发动机”,在中国经济增长的带动下,2003 年,世界经济才逐步恢复,进入新一轮增长周期。我国经济增长对世界经济增长的贡献率由 2004 年的 11.4%上升到 2007 年的 17.1%,年增长率高达 15%。在刚刚过去的 2008 年,由于世界性金融危机的发生,各国经济增长率普遍下降,其中,世界经济增速平均为 2%,发达经济体增长 1.4%,新兴和发展中经济体增长 6.6%,而中国的增长率为 9%,依然是一枝独秀。

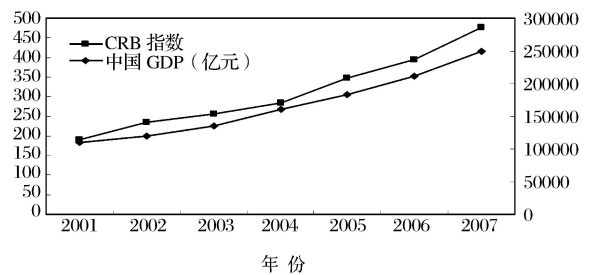


图 6 2001—2007 年我国 GDP 与 CRB 指数走势图

资料来源:根据文华财经、中国国家统计局月度数据 [http:// stats.gov.cn/tjsj](http://stats.gov.cn/tjsj) 有关数据整理。

从图 6 中可以看出,2001—2007 年间,代表主要商品价格的 CRB 指数的走势与我国 GDP 的走势

数据来源:世界银行数据库 [http:// www.worldbank.org.cn/chinese](http://www.worldbank.org.cn/chinese)。

同上。

根据文华财经行情软件,中国国家统计局月度数据 [http:// stats.gov.cn/tjsj](http://stats.gov.cn/tjsj) 有关资料整理。

几乎是一致的,随着我国经济的快速增长,国际市场上大宗商品价格也随之一路上扬,在此期间,我国GDP由109655亿元上升至249530亿元,涨幅为127%,而CRB指数由190.61点上涨至476.03点,涨幅高达150%。因此,正是经济发展带来的大量需求使得大宗商品贸易领域的“中国因素”日益凸显出来,成为中国期货市场国际定价影响力提高的根本原因^[6]。

4 结论

综上所述,本轮大宗商品大幅下跌之后,国内商品价格首先止住下跌的步伐,并引领国际大宗商品价格走出了一波上涨行情,而国际价格跟随国内价格走势的情况在以前是没有出现过的。这表明,国内商品价格已经不再单纯地跟随国际价格走势,而是对国际市场价格开始有了引导作用,中国在国际大宗商品价格的决定上开始有了话语权,昔日只能影响国际商品价格的“影响因素”,正在转变为能够在一定程度上决定大宗商品价格的“定价力量”。

乐观之余,我们也当清醒地认识到中国的期货

市场发展程度与国际定价中心还有相当大的差距,争取定价话语权不仅依赖国家经济的发展,还需要市场微观层面的配合,必须加快期货市场的国际化步伐,完善交易制度建设,优化投资者结构等等。我们相信,中国经济必将由“量”的变化产生“质”的飞跃,我国期货市场的国际定价能力也将逐步提高。

参考文献

- [1] 周应恒,林刚. 中国大豆期货市场与国际大豆期货市场价格关系研究——基于VAR模型的实证分析[J]. 农业技术经济,2007,(1):55-62.
- [2] 唐衍伟,陈刚,李海英. 我国与国际燃料油期货市场长期均衡的实证研究系[J]. 系统工程,2007,25(10):51-57.
- [3] 夏天,程细玉. 国内外期货价格与国产现货价格动态关系的研究——基于DCE和CBOT大豆期货市场与国产大豆市场的实证分析[J]. 金融研究,2006,(2):110-117.
- [4] 华仁海,卢斌,刘庆富. 中国铜市场的国际定价功能研究[J]. 数量经济技术经济研究,2008,(8):83-93.
- [5] 克里斯·布鲁克斯. 金融计量经济学导论[M]. 邹宏元,译. 成都:西南财经大学出版社,2005:344-348.
- [6] 常清. 从“影响因素”到“定价力量”[J]. 北京工商大学学报:社会科学版,2009,24(3):1-6.

Research on Influence of China's Futures Market on International Pricing

Chen Jun, Chang Qing

(College of Economics and Management, China Agricultural University, Beijing 100083)

Abstract: In this paper, using error correction model of domestic and foreign futures price index, empirical analysis shows that China's economic development have a growing impact on the international commodity price movements, and the influence of China's futures market on international price has been significantly enhancing.

Key words: futures market; influence on pricing; economic development; error correction model

勘校说明

《技术经济》2009年第12期第46页:将2.6小节“关联系数的确定”中的

$$\text{“容易求得, } | x_{ij}^* - x_{ij} | = \begin{bmatrix} 1 & 0 & 0 \\ 0.4 & 0.5 & 1 \\ 0 & 1 & 0.5 \\ 0.6 & 0.25 & 0 \end{bmatrix} \text{”}$$

$$\text{改为“容易求得, } | x_{ij}^* - x_{ij} | = \begin{bmatrix} 1 & 0 & 0 & 1 & 0.65 & 0 \\ 0.4 & 0.5 & 1 & 1 & 0 & 0.65 \\ 0 & 1 & 0.5 & 0 & 0.65 & 1 \\ 0.6 & 0.25 & 0 & 0.5 & 1 & 0.65 \end{bmatrix} \text{”}。$$