

国内外期铜市场互动及其 价格波动关系研究*

杨咸月

(上海社会科学院 部门经济研究所, 上海 200020)

摘 要:文章全方位检验了国内期铜市场和国际市场(伦敦市场)的互动关系,并应用VEC模型考察了它们之间的波动性。结论表明,国内期铜市场已经真正融入了世界,进一步开放的时机已经成熟;中国在国内外市场“定价权”地位已正式确立。不过,要充分发挥该市场套期保值功能,还应在实际操作中因市场而异。

关键词:期铜市场;互动;波动

中图分类号:F830.9 **文献标识码:**A **文章编号:**1001-9952(2006)07-0098-11

一、引 言

随着对外开放步伐的加快、国际原材料市场供求紧张,国内一些大宗原料期货市场价格出现剧烈波动。特别是国内期铜市场,自1999年7月13日恢复交易以来价格波动起伏,震荡不已。以主力合约三个月期铜品种为例(参见表1),近5年来,最大的年涨幅高达48.11%(接近50%),最大的跌幅为一17.71%。价格如此剧烈波动显然对国民经济稳定发展不利。

然而,现有的相关研究还略显不足,研究方法有待完善。杨继(2005)分析了国内期铜价格与伦敦金融交易所的相关关系,发现从2000年初到2004年8月底各阶段都是高度正相关,相关系数在0.9925~0.9935之间窄幅变动。叶陈毅(2005)运用Johnson协整检验和Granger因果检验对上海期交所与伦敦金融交易所1998~2002年间三个月期铜品种价格进行分析,认为两市场的价格存在显著的协整关系,而且表现为伦敦价格对上海价格的单向引导关系。即使如此,现有的少量研究结果也很难客观地把握开放条件下的中国期铜市场的运作规律和波动机制,因而难以发挥对实务部门的指导作用。“中航油案件”和“国储中心伦敦事件”都是用巨大的代价在呼唤新的认识突破。

为此,本文拟从开放的角度来研究国内期铜市场的波动性,检验国内期铜

收稿日期:2006-04-27

基金项目:国家社会科学基金项目(06BJL051)

作者简介:杨咸月(1966—),男,安徽枞阳人,上海社会科学院部门经济研究所副研究员。

市场与全球最大的铜期货市场伦敦金融交易所之间的互动性,并力求以定量的研究方法从多角度认知它们之间的相互影响机制和价格变动规律。具体结构安排如下:第二部分是数据处理与方法选择;第三部分全面检验国内外期铜市场互动关系;第四部分讨论国内外期铜市场价格波动关系及机制;最后得出结论。

二、数据处理与分析方法

1. 数据选择与描述性统计。伦敦金融交易所是全球最大的铜期货市场,上海期交所是国内惟一交易铜期货品种的市场。因此,这里通过两市场来研究国内外期铜价格的互动与波动关系。由于三个月期铜品种在两个市场上都是主力品种,不仅成交量占比相对较高,而且交易价格活跃,因此我们以两市场三个月期铜品种为代表来研究国际和国内铜期货市场日收盘价之间互动与波动关系。数据区间为1999年7月13日(国内铜期货恢复正常交易)至2005年3月底的收盘价,上海期交所取日收盘价,伦敦金融交易所取电子交易收盘价。凡是国内节假日停市而伦敦金融交易所交易的数据,或者伦敦金融交易所休市而国内开业的单个市场数据,均按照统计学规则予以剔除。处理后获得1351对数据(单位:国内为元/吨,国外为美元/吨),国内期铜市场价格变量以SHFE表示,国际市场期铜价格变量以LME表示。

2. 互动关系检验方法。研究国内外铜期货市场之间的互动关系,显然再也不能用相关系数、协整关系和格兰杰因果关系检验等单个方法,这种“瞎子摸象”的研究方法,很不适合分析国内外期铜市场同一个品种价格之间的内在一致性。首先,从价值规律看,同一期铜品种在国内外市场上的价格应该长期趋同。这种长期趋同关系在开放的有效市场中应该表现为相等、相近或者相关关系。其次,从投资者看,国内外期铜市场的投资收益率应该相等。一般地,只有同时满足这两个条件的国内外市场才能形成稳定的互动关系。否则,它们之间的相互作用就缺乏互动基础。最后,从相互作用机制看,互动的市场之间价格应该相互作用,互相影响。只有同时从这三个方面考察市场互动关系才有真正的现实意义。

3. 波动关系检验方法。研究国内外期铜市场价格波动关系,不能笼统地使用VAR(向量自回归)模型,特别是在它们之间存在长期稳定的协整关系背景下应使用有约束的VAR模型,即VEC(误差修正)模型来检验短期波动关系。

这里,关键是将长期协整关系剥离出来。为此,我们简单地讨论一下从无约束VAR模型到VEC模型的转化过程。首先,对于向量SHFE和LME,它们之间的VAR模型可以表示为: $SHFE = C(1,1) \times SHFE(-1) + C(1,2) \times SHFE(-2) + C(1,3) \times SHFE(-3) + C(1,4) \times SHFE(-4) + C(1,5) \times LME(-1) + C(1,6) \times LME(-2) + C(1,7) \times LME(-3) + C(1,8) \times LME(-4) + \dots + C_1$, $LME = C(2,1) \times SHFE(-1) + C(2,2) \times SHFE(-2) + C(2,3) \times SHFE(-3) + C(2,4) \times SHFE(-4) + C(2,5) \times LME(-1) + C(2,$

6) $\times$ LME(-2) + C(2,7) $\times$ LME(-3) + C(2,8) $\times$ LME(-4) + ... + C₂。其中, C(i,j) 分别为系数, C₁ 和 C₂ 分别为两方程的常数项。SHFE(-i) 和 LME(-i) 分别是序列变量 SHFE 和 LME 的 i 期滞后变量。

其次, 对该模型差分, 可以得下式:

$$D(\text{SHFE}) = C(1,1) \times D(\text{SHFE}(-1)) + C(1,2) \times D(\text{SHFE}(-2)) + C(1,3) \times D(\text{SHFE}(-3)) + C(1,4) \times D(\text{SHFE}(-4)) + C(1,5) \times D(\text{LME}(-1)) + C(1,6) \times D(\text{LME}(-2)) + C(1,7) \times D(\text{LME}(-3)) + C(1,8) \times D(\text{LME}(-4)) + \dots + C_1$$

$$D(\text{LME}) = C(2,1) \times D(\text{SHFE}(-1)) + C(2,2) \times D(\text{SHFE}(-2)) + C(2,3) \times D(\text{SHFE}(-3)) + C(2,4) \times D(\text{SHFE}(-4)) + C(2,5) \times D(\text{LME}(-1)) + C(2,6) \times D(\text{LME}(-2)) + C(2,7) \times D(\text{LME}(-3)) + C(2,8) \times D(\text{LME}(-4)) + \dots + C_2$$

该式为国内外期铜市场在不存在长期稳定趋势情况下各自的短期波动函数。然而事实上, 国内外期铜市场的长期协整关系已经存在。因此, 协整方程在短期内的误差波动(也称为误差修正项)应该作为一个自变量在短期波动模型中予以考虑。这样, 假设 SHFE 和 LME 之间的协整方程为: $B(1,1) \times \text{SHFE} + B(1,2) \times \text{LME} + B(1,3) = 0$, 其中, B(1,1)、B(1,2) 分别为系数, B(1,3) 为常数。则新的短期波动方程就变成 VEC 方程:

$$D(\text{SHFE}) = A(1,1) \times (B(1,1) \times \text{SHFE}(-1) + B(1,2) \times \text{LME}(-1) + B(1,3)) + C(1,1) \times D(\text{SHFE}(-1)) + C(1,2) \times D(\text{SHFE}(-2)) + C(1,3) \times D(\text{SHFE}(-3)) + C(1,4) \times D(\text{SHFE}(-4)) + \dots + C(1,5) \times D(\text{LME}(-1)) + C(1,6) \times D(\text{LME}(-2)) + C(1,7) \times D(\text{LME}(-3)) + C(1,8) \times D(\text{LME}(-4)) + \dots + C_1$$

$$D(\text{LME}) = A(2,1) \times (B(1,1) \times \text{SHFE}(-1) + B(1,2) \times \text{LME}(-1) + B(1,3)) + C(2,1) \times D(\text{SHFE}(-1)) + C(2,2) \times D(\text{SHFE}(-2)) + C(2,3) \times D(\text{SHFE}(-3)) + C(2,4) \times D(\text{SHFE}(-4)) + \dots + C(2,5) \times D(\text{LME}(-1)) + C(2,6) \times D(\text{LME}(-2)) + C(2,7) \times D(\text{LME}(-3)) + C(2,8) \times D(\text{LME}(-4)) + \dots + C_2$$

上式中 A(i,j) 为协整方程在两个差分方程中的系数。由此可见, VEC 模型能够真实地测算短期波动关系。

三、国内外期铜市场之间互动关系检验

基于上述考虑, 这里本文分别运用相关性、协整性、回归分析和异方差检验、收益率趋同性检验和因果关系等方法来同时研究 SHFE 和 LME 样本期主力期铜合约之间的互动关系。检验结果如下:

1. 两市场价格相关性很高, 不仅自相关和偏自相关系数显著, 而且交叉

相关系数也很高。

首先,以伦敦金融交易所主力期铜品种为参照,分别研究上海期交所主力合约价格(日收盘价)与伦敦金融交易所同一品种从滞后 10 期到超前 10 期的交叉相关系数。结果如表 1 所示,整体相关系数为 0.9906,表明它们之间高度相关。不仅如此,上海期交所的铜主力品种还与伦敦金融交易所同一品种的滞后 10 期和超前 10 期价格相关;前后 21 天相关系数都在 0.90 以上,且大小对称排列。这表明同一商品价格在国内外市场上的变动是一致的。

表 1 上海期交所主力合约三个月期铜品种与伦敦市场交叉相关系数表

LME 期数	0	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10
滞后	0.9906	0.9834	0.9748	0.966	0.9569	0.9476	0.9386	0.9294	0.9203	0.9115	0.9031
超前	0.9906	0.9819	0.9735	0.965	0.9568	0.9481	0.9397	0.9311	0.9228	0.9146	0.9064

其次,检验国内、外期铜价格自相关性。表 2 列出了 SHFE 和 LME 两序列各自的自相关系数、偏相关系数和相应的 Q 统计量与概率,可以看出,国内、外期铜市场价格在滞后 10 期内都高度自相关,不仅系数值都在 0.9 以上而且 Q 统计量均显著通过检验。

表 2 SHFE 和 LME 的自相关检验与偏相关检验

滞后期	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10
SHFE 自相关	0.991	0.982	0.972	0.963	0.954	0.944	0.935	0.926	0.918	0.909
SHFE 偏自相关	0.991	0.007	-0.01	-0.008	-0.014	-0.003	0.01	0.003	0.01	-0.011
Q 统计量(SHFE)	1 328.9	2 634.5	3 916.8	5 175.7	6 411	7 623.1	8 812.8	9 980.6	11 127	12 253
概率(SHFE)	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
LME 自相关	0.991	0.983	0.974	0.965	0.957	0.948	0.94	0.931	0.922	0.914
LME 偏自相关	0.991	0.043	-0.012	-0.007	-0.015	0.013	-0.03	0	0.005	0.015
Q 统计量(LME)	1 329.3	2 637.3	3 923.7	5 188.7	6 431.9	7 654.2	8 854.7	10 034	11 192	12 331
概率(LME)	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0

交叉相关与自相关的同时存在,表明国内外期铜市场价格既相互影响又一定程度上受自身历史价格变化影响。结合考虑两个序列一阶偏自相关系数非常高(0.991)而其他各阶偏相关系数极其低的特点,可以说国内外期铜价格的自我影响主要来自前一期。

2. 两市场价格之间存在长期一致的协整关系。首先用单位根检验序列 SHFE 和 LME 在样本期的平稳性。如果它们是平稳的,就可以直接用回归方程来描述它们之间的线性关系;否则就要进行协整性检验。

考虑到截距、趋势和滞后等因素,选用完整的 ADF 单位根方程: $Y_t = \alpha +$

$\beta_t + \rho Y_{t-1} + \sum_{j=1}^p \lambda_j \Delta Y_{t-j} + \varepsilon_t$, 分别对 SHFE 和 LME 的水平序列和差分序列进行检验。原假设为两个序列是随机序列,备择假设为两个序列是平稳序列。两对序列单位根检验结果如表 3 所示。可以看出,上海和伦敦期铜市场主力合约日收盘价都是随机游走变量。因为前者 ADF 统计量为 0.682,后者 ADF 值是 0.436,均比 5%显著水平下的绝对值 2.868 低,因而接受原假设,即表明 SHFE 和 LME 两序列水平值是随即变量。进一步考察它们的一阶差分序列

后则发现 ADF 值都比 1% 显著水平下的绝对值 3.44 大, 因而拒绝原假设, 接受备择假设, 即表明 SHFE 和 LME 的一阶差分序列是平稳的。因此, 序列 SHFE 和 LME 都是单整 I(1) 序列, 尽管它们自身不平稳, 但它们之间存在 0~1 个线性协整向量。

表 3 SHFE 和 LME 两序列及其一阶差分序列单位根检验结果

变量	截距	时间趋势	滞后阶数	ADF 统计量	5%或1%显著	零假设
SHFE	有	无	4	0.6823	-2.86/-3.44	接受
LME	有	无	4	0.436	-2.86/-3.44	接受
差分变量	截距	时间趋势	滞后阶数	ADF 统计量	5%或1%显著	零假设
D(SHFE)	有	无	4	-15.69	-2.86/-3.44	拒绝
D(LME)	有	无	4	-21.78	-2.86/-3.44	拒绝

注: 表中 SHFE 和 LME 分别表示上海期货市场和伦敦期货市场三个月期铜收盘价; D 为一阶差分因子。

表 4 SHFE 和 LME 之间 Johansen 协整分析结果

统计量	似然比	5%显著水平	1%显著水平	CE(s)个数
0.023947	32.96591	15.41	20.04	0个**
0.000253	0.341027	3.76	6.65	至多1
协整方程				
非标准化方程(2个)		标准化方程(1个)		
SHFE	LME	SHFE	LME	C
-6.71E-05	0.000598	1	-8.910835	-1 929.747
-5.01E-06	9.94E-05		(-0.14193)	
		似然值	-15 329	

在 Johansen 检验中, 在 5 种选项中选择默认第三种情况对 SHFE 和 LME 两序列进行 Johansen 检验, 结果如表 4 所示。表 4 中有两个统计量: 第一个特征值 0.02395 对应的原假设 H_0 : SHFE 和 LME 之间没有协整关系, 其似然比 32.966 远远大于 5% 显著水平下的 15.41, 因此应该拒绝原假设, 承认 SHFE 与 LME 之间有协整关系; 第二个特征值 0.000253 对应的原假设 H_0 : SHFE 与 LME 之间最多有一个协整关系, 其似然比 0.341 远远小于 5% 显著水平下的 3.76, 因此接受原假设。综合这两个检验结果, 可以说 SHFE 与 LME 之间确实存在一个协整关系。其标准化的协整方程是:

$$SHFE = 1\,929.75 + 8.911LME + \epsilon_t \quad (0.1419)$$

3. 长期趋势中存在短期不一致的波动。由于 SHFE 与 LME 各自一阶偏自相关系数很高, 而且还存在着协整关系, 因此有必要对 SHFE 和 LME 分别进行回归拟合, 并检查各自误差项的异方差性。

首先, 我们来看 SHFE 和 LME 的滞后一期的回归方程结果如下:

$$\begin{cases} SHFE = 276.68 + 0.828 \times SHFE(-1) + 1.565 \times LME(-1) + \epsilon_{SHFE} \\ \quad (t=7.968) \quad (t=62.049) \quad (t=13.016) \\ LME = -15.85 + 0.00864 \times SHFE(-1) + 0.923 \times LME(-1) + \epsilon_{LME} \\ \quad (t=-3.510) \quad (t=4.979) \quad (t=59.037) \end{cases}$$

上述两个方程拟合得非常好, 不仅各个系数显著通过检验, 而且各项统计

量也非常合适。这表明 SHFE 和 LME 之间确实存在上述方程组所反映出来的长期关系。

其次,我们来研究这两个方程的误差项 ϵ_{shfe} 和 ϵ_{lme} 是否存在异方差。这里,分别使用怀特的有交叉项异方差检验和 ARCH 拉格朗日乘数两个方法分别对上述方程的误差项进行检验,结果如表 5 所示。

表 5 SHFE 与 LME 回归方程中的残差项异方差检验结果

	怀特异方差检验					ARCH 异方差检验			
White Test:	SHFE		LME		ARCH-LM	SHFE		LME	
统计量/变量	值/系数	概率	值/系数	概率	变量	值/系数	概率	值/系数	概率
F-统计量	42.825	0.000	20.353	0.000	F-统计量	22.976	0.000	10.897	0.000
Obs×R ²	185.524	0.000	95.022	0.000	Obs×R ²	86.329	0.000	42.372	0.000
C	104 130.200	0.368	2 389.019	0.412	C	29 926.050	0.000	641.889	0.000
LME(-1)	1 885.032	0.000	9.733	0.379	RESID ² (-1)	0.098	0.000	0.053	0.055
LME(-1) ²	1.283	0.118	0.035	0.088	RESID ² (-2)	0.101	0.000	0.038	0.165
LME(-1)×SHFE(-1)	-0.351	0.050	-0.008	0.096	RESID ² (-3)	0.123	0.000	0.156	0.000
SHFE(-1)	-207.548	0.000	-1.296	0.291	RESID ² (-4)	0.097	0.000	0.018	0.521
SHFE(-1) ²	0.023	0.019	0.000	0.098					

由表 5 可见,两个误差项都存在异方差,不仅怀特异方差显著存在,而且 ARCH 族波动也显著存在。

最后,检验方程 SHFE 和 LME 残差项是否相关。我们分别计算了 ϵ_{shfe} 与 ϵ_{lme} 的前后 10 期变量的相关系数,结果表明, ϵ_{shfe} 与 ϵ_{lme} 的相关性非常低,同一时期相关系数只有 0.24,滞后一期相关系数最大,也只有 0.43。这表明 SHFE 和 DE 的误差项 ϵ_{shfe} 与 ϵ_{lme} 相互影响较小。

因此,可以说,序列 SHFE 和 LME 之间不仅有互动一致关系,而且还存在彼此不相关的、各具特色的短期波动性。

4. 国内市场投资的平均日收益率与国外相等,而且波动程度相对偏小。这里分别对国内外铜期货市场日收益率的均值和方差是否相同进行比较。收益率对投资者来说非常重要,决定着他们的市场操作策略。所谓日收益率就是当天收盘价与上一天相比的增长率。设国内外铜期货市场三个月期铜品种日收益率序列分别为 RSH 和 RLD,则:

$$\begin{cases} \text{RSH} = \text{SHFE} / \text{SHFE}(-1) - 1 \\ \text{RLD} = \text{LME} / \text{LME}(-1) - 1 \end{cases}$$

描述性统计结果显示,这两个新的序列都很平稳,但不是正态分布。它们的均值分别为 $\mu_{rsh} = 0.000552$, $\mu_{rld} = 0.000583$;标准差分别为 $\sigma_{rsh} = 0.01068$, $\sigma_{rld} = 0.01299$ 。

在原假设 $H_0: \mu_{rsh} = \mu_{rld}$ 下, RSH 和 LME 两序列的 t 统计值为 0.0672,相应的概率为 0.9464,大于 0.05,因此我们没有任何理由拒绝原假设,即必须接受国内外期铜市场日收益率均值是相同的事实。在原假设 $H_0: \sigma_{rsh} = \sigma_{rld}$ 下,方差分析五个统计量对应的概率值均为 0,小于 0.05,因此我们拒绝原假设接受备择假设,即承认国内外期铜市场日收益率的方差是不一样的,而且似乎国外

市场上的方差显著大(参见表 6)。

表 6 上海和伦敦期铜市场主力品种日收益率假设检验

检验目的	检验方法	自由度	统计值	概 率
均值同一性检验	t-test	2 698	0.067199	0.9464
	F-statistic	(1,2698)	0.004516	0.9464
方差同一性检验	F-test	(1349,1349)	1.478307	
	Siegel-Tukey		5.993325	
	Bartlett	1	51.18834	0
	Levene	(1,2698)	28.74864	0
	Brown-Forsythe	(1,2698)	28.38335	0
序列变量	个数	均值	标准差	均值标准误
国内日收益率	1 350	0.000552	0.010684	0.000291
国外日收益率	1 350	0.000583	0.01299	0.000354
所有序列	2 700	0.000567	0.011891	0.000229

5. 国内外市场价格变动互为因果关系,但国内期铜市场的收益率仍然受伦敦市场引导。为了检验国内期铜市场开放发展程度,我们利用格兰杰(Granger)因果关系模型对其与伦敦的期铜价格和收益率的互动进行检验,结果如表 7 所示。国内期铜市场的价格与伦敦市场互为因果,表明国内期铜市场的开放已经完成了由从属阶段到相互影响阶段的过渡,存在一种“第三方力量”同时影响国际市场和国内市场的价格变动。从期货市场是实物市场的反映,以及中国是世界上最大的铜进口国角度看,很可能这里“第三方力量”就是中国市场需求。当然,国内期铜市场的收益率对国际市场的影响还不显著,反而受伦敦市场引导。这可能是因为国内投资者主要依靠国际市场进行套期保值,而忽视国内市场的作用。

表 7 上海期铜市场与伦敦市场主力品种价格和收益率格兰杰(Granger)因果关系检验

原假设	观察数	滞后期	F 统计量	概 率
伦敦价格不是上海价格的 Granger 原因	1 349	2	343.074	4. E-121
上海价格不是伦敦价格的 Granger 原因	1 349	2	8.27989	0.00027
伦敦收益率不是上海收益率的 Granger 原因	1 348	2	455.421	1. E-151
上海收益率不是伦敦收益率的 Granger 原因	1 348	2	2.77238	0.06287

综上分析,国内外期铜市场的互动关系已经正式确立。(1)主力合约价格不仅高度相关、长期协整一致,而且相互影响,共同受第三方影响(即影响国际市场的因素也同时影响国内市场)。(2)国内外期铜市场价格互动的同时还存在各具特色的短期波动性。(3)投资者在国内外期铜市场上的平均投资收益率相等,不存在跨市投机机会;相对来说,国际市场投资收益率波动风险较大。

四、国内外期铜市场互动中的波动性分析

国内外期铜市场价格互动的同时还存在着短期波动,接下来运用 VEC 模型进一步研究它们之间的短期波动关系。因为 VEC 模型适用的条件是有协整关系的非平稳序列。而且相对于无约束 VAR 模型来说,VEC 模型能够

将约束其内生变量长期变动关系的协整方程事先予以确定,然后再做短期分析。因此,这里我们选择滞后期为 4 的 VEC 模型同时对 SHFE 和 LME 进行估计,得系统方程组如下(相应参数见表 8)。

$$\begin{cases} D(\text{SHFE}) = -0.0397 \times \text{CointEq1} - 0.3364 \times D(\text{SHFE}(-1)) - 0.2004 \\ \quad \times D(\text{SHFE}(-2)) - 0.0626 \times D(\text{SHFE}(-3)) + 0.0311 \times D \\ \quad (\text{SHFE}(-4)) + 5.0776 \times D(\text{LME}(-1)) + 2.7050 \times D \\ \quad (\text{LME}(-2)) + 1.5222 \times D(\text{LME}(-3)) + 0.9999 \times D(\text{LME} \\ \quad (-4)) + 6.1998 \\ D(\text{LME}) = 0.0068 \times \text{CointEq1} + 0.0069 \times D(\text{SHFE}(-1)) - 0.0012 \times D(\text{SHFE} \\ \quad (-2)) - 0.0061 \times D(\text{SHFE}(-3)) + 0.0049 \times D(\text{SHFE}(-4)) - \\ \quad 0.0757 \times D(\text{LME}(-1)) - 0.0680 \times D(\text{LME}(-2)) - 0.0167 \times D \\ \quad (\text{LME}(-3)) + 0.0223 \times D(\text{LME}(-4)) + 1.2581 \\ \text{CointEq1} = \text{SHFE}(-1) - 8.9108 \times \text{LME}(-1) - 1929.7467 \end{cases}$$

表 8 上海与伦敦三个月期铜品种日收盘价 VEC 模型估计结果

变量	D(SHFE)			D(LME)		
	系数	标准差	t 统计量	系数	标准差	t 统计量
CointEq1	-0.039682	(0.01260)	-3.14967	0.006819	(0.00198)	3.44632
D(SHFE(-1))	-0.336435	(0.02989)	-11.2560	0.006911	(0.00469)	1.47220
D(SHFE(-2))	-0.200373	(0.03087)	-6.49192	-0.001213	(0.00485)	-0.25024
D(SHFE(-3))	-0.062584	(0.02933)	-2.13360	-0.006063	(0.00461)	-1.31606
D(SHFE(-4))	0.031129	(0.02224)	1.39986	0.004858	(0.00349)	1.39114
D(LME(-1))	5.077621	(0.20310)	25.0010	-0.075675	(0.03190)	-2.37257
D(LME(-2))	2.705014	(0.25048)	10.7994	-0.068026	(0.03934)	-1.72933
D(LME(-3))	1.522249	(0.25432)	5.98553	-0.016678	(0.03994)	-0.41758
D(LME(-4))	0.999894	(0.23405)	4.27211	0.022283	(0.03676)	0.60624
C	6.199815	(5.14161)	1.20581	1.258136	(0.80747)	1.55811

1. 短期价格变动。表 8 显示,国内外期铜市场价格短期波动具有以下特征:(1)两个市场的短期波动都受误差修正项(即 CointEq1)显著影响,不同的是上海期铜市场短期变动对误差修正项的反应为负而伦敦期铜市场为正。表面上看,伦敦期铜市场价格波动幅度较小,实际上如果考虑到两个市场记价单位(期间人民币对美元比价大约稳定在 8.28 附近),则伦敦期铜市场的价格波动系数还是比上海市场大。(2)国内外期铜市场短期波动中的前后期之间的影响差异很大。伦敦市场的差分反映只与自己的滞后一期在 95% 概率上显著,与自己的滞后 2 期在 90% 以上概率上系数显著,其余各滞后期均不显著;而上海市场短期波动反映的历史跨度则较长,其差分方程中滞后三期都在 95% 以上存在显著回归关系。(3)国内外期铜市场短期波动中相互影响不尽相同。上海期铜市场除了受误差修正项显著影响外还与伦敦市场滞后 4 期的差分系数显著相关;而伦敦期铜市场仅与误差修正项显著相关,与国内期铜市场的滞后期差分均不显著相关。(4)两市场短期波动中常数项系数虽然都不显著,但国内市场波动截距明显小于国际市场。

2. 误差分解和脉冲响应。首先,对方差进行分解。在表 9 中,国内外期

铜市场价格波动主要来自自身,10天内,上海市场的波动有60%以上来自自身;伦敦市场的波动有80%以上来自自身。在第1年中,国内市场有1/4来自国外,而伦敦市场只有1/10来自上海。其次,考察脉冲响应。所谓脉冲响应就是寻找内生变量对误差项的反应。图1是用乔氏(Cholesky)分析法,按照先SHFE后LME的顺序形成的脉冲响应图。可以看出,国内外期铜市场的脉冲响应都很明显:当期一个标准差的国内市场价格误差冲击,对国内市场价格的当前值和未来值的影响平均在180元/吨左右,对国际市场价格的影响平均在10美元/吨左右;当期一个标准差的国际市场价格误差冲击,对国内市场价格的当前值和未来值的影响平均在140元/吨左右,对国际市场价格的影响平均在20美元/吨左右。但似乎每个市场对来自自身的冲击反应都强烈些:国内市场期铜价格的内外差别在40元/吨左右;国际市场的内外差别在一倍以上。进一步考察脉冲响应机理,来自国际市场的误差冲击前三天两个市场反应最强,以后有一个缓慢减弱的趋势;而来自国内市场的误差冲击在两个市场的反应似乎都有一个由弱变强的态势。

表9 上海与伦敦期铜价格波动中的方差分解

时期	SHFE的方差分解			LME的方差分解		
	标准差 S.E.	SHFE	LME	标准差 S.E.	SHFE	LME
1	187.6463	100.0000	0.000000	29.46931	11.26762	88.73238
2	295.1493	73.90643	26.09357	39.58186	14.13636	85.86364
3	375.1873	66.02833	33.97167	46.95932	15.04114	84.95886
4	441.2639	63.18871	36.81129	52.92410	15.18819	84.81181
5	504.2772	61.36586	38.63414	58.45960	16.40369	83.59631
6	558.3416	60.62920	39.37080	63.78663	17.36823	82.63177
7	609.2132	60.04001	39.95999	68.65676	18.24728	81.75272
8	656.0909	59.65980	40.34020	73.16709	19.10492	80.89508
9	700.2936	59.45762	40.54238	77.46158	19.97836	80.02164
10	742.0066	59.33153	40.66847	81.53881	20.84811	79.15189

3. 长期趋势关系变动讨论。在VEC模型中,国内外期铜市场的价格变动长期关系可以通过标准的协整方程来确定。即: $SHFE = 1929.75 + 8.911_{(t=6.27)} \times LME$, 该式表明,以3个月期铜为例,样本期伦敦金属市场上每吨铜期货的美元价格乘上8.911,再加上1929.75,即是上海期交所品种的长期单位价格。

这里,关键是系数与截距是否变化?如果说系数8.911反映的是人民币兑美元的汇率(期间在8.28元/美元附近)水平要求,那么在当前人民币汇率形成机制市场化改革背景下,任何人民币升值或者贬值压力都可能影响到这一系数的稳定。同样地,如果说截距1929.75元体现的是每吨国际标准铜从伦敦到中国的运费和在中国的超额仓储费,那么任何运费的降低或者超额仓储费的减少,都可能使这一截距值降低。这样,在截距和系数发生变化时,SHFE和LME之间的长期关系就会出现波动,进而短期内将通过误差修正项CointEq1影响波动水平,直至达到新的长期均衡。

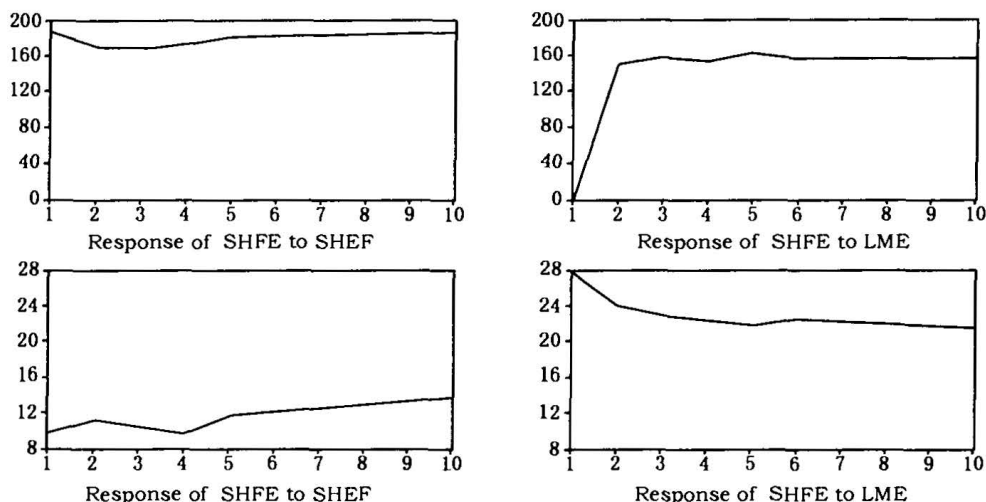


图1 SHFE和LME系统脉冲响应图

六、结论与启示

1. 国内外期铜市场价格不仅高度相关、长期协整一致,而且相互引导、互为因果。这表明国际期铜市场的影响因素同时也影响国内期铜市场,国内期铜市场已经真正融入了世界,与国际市场形成互动。这对于国内大宗原料期货市场的开放和发展很有启发意义。因为中国急需在大宗原料进出口上的“定价权”,作为实物市场套期保值重要舞台的期货市场通过开放发展,能够在短时间内融入世界,并迅速获得“定价权”。

2. 无论是在国内市场还是在国外市场,投资的平均收益率相等,且国内市场收益波动风险相对较小。这对于那些跨国投资者来说无疑提供了一种理想的选择机会。国内投资者如果希望在期铜市场上套期保值,没有必要再像国储中心刘其兵那样犯低级错误。同时,两个市场的日平均收益率一致,表明跨国投资者的跨市场长期套利机会已经不存在,进一步开放国内期铜市场的时机已经成熟。

3. 国内外期铜市场互动过程本身孕育着波动关系。相对来说,国内期铜市场的波动已经有40%受国际(LME)市场影响;对伦敦市场的波动影响也达到20%左右。当然,两个市场的波动传导机制不同:国内期铜市场除了受误差修正项显著影响外还与伦敦市场滞后4期的差分系数显著相关;而伦敦期铜市场仅与误差修正项显著相关,与国内期铜市场的滞后期差分相关均不显著。

4. 调整误差修正项,对国内外市场的短期影响效果截然不同。任何决定国内外期铜市场长期价格关系的因素,都将影响到误差修正项的变化。因此,在国内外期铜市场都对误差修正项反应显著的背景下,中国完全可以通过调整误差修正项而在国内外期铜市场发挥“定价权”。但是,我们在实际操作过程中一定要因市场而异,因为国内期铜市场短期变动对误差修正项的反应为负而伦敦期

铜市场的反应为正;否则,结果很可能欲速不达,甚至出现截然不同的后果。

* 本文为上海市财政专项课题(05CZ24)的部分研究成果之一。

参考文献:

- [1]潘瑞姣,王赛德.中国期货市场效率实证研究[J].世界经济文汇,2005,(3):51~57.
- [2]李兴邦,李丕东.中国期货市场弱势有效性检验[J].特区经济 2005,(5):99~101.
- [3]刘洋,胡坚.中国期货市场流动性的实证研究[J].经济科学,2005,(3):54~65.
- [4]唐衍伟,陈刚,张晨宏.我国期货市场的波动性与有效性——基于三大交易市场的实证分析[J].财贸研究,2004,(5):16~22.
- [5]叶陈毅,陈林兴,胡劲松.上海和伦敦期铜价格谐整和引导关系的实证研究[J].石家庄经济学院学报,2005,(4):210~212.
- [6]鲍建平,王乃生,吴冲锋.上海期铜保证金水平设计的实证研究[J].系统工程理论方法应用,2005,(2):33~36.
- [7]王远志.上海期铜日内交易特征的实证研究[J].天津工业大学学报,2005,(4):76~79.
- [8]Chin-Wen Hsin. A multilateral approach to examining the comovements among major world equity markets[J]. International Review of Financial Analysis,2004,13:433~462.
- [9]Yulia V Veld-Merkoulova. Price limits in futures markets: Effects on the price discovery, process and volatility[J]. International Review of Financial Analysis, 2003,12:311~328.
- [10]Karolyi G, Stulz R. Why do markets move together? An investigation of US-Japan stock returns comovement[J]. Journal of Finance,1996,51:951~986.

An Empirical Study on the Co-movement and Volatilities between International and China's Copper Future Markets

YANG Xian-yue

(Institute of Sector Economy, Shanghai Academy of Social Science, Shanghai 200020, China)

Abstract: This paper fully investigates the co-movement between international(London market) and China's copper future markets and examines the volatility transition with the VEC model. Conclusions indicate that China's copper market has been a part of the global market and is ready for a further open to the outside, moreover China has obtained the "making prices" status in domestic and international markets. Meanwhile, a more flexible schedule should be made in practice so as to fully take the advantage of the market's hedging function.

Key words: copper future market; co-movement; volatility

(责任编辑 喜 雯)