

上海期货交易所铜期货价格发现功能研究^①

——基于体制转换时间序列模型

蒋祥林^[1]， 阳桦^[2]， 吴晓霖^[3]

([1] 复旦大学金融研究院，上海 200433; [2] 复旦大学经济学院，上海 200433; [3] 上海理工大学 管理学院，上海 200093)

摘要：本文运用体制转换时间序列模型对上海铜期货市场的价格发现功能进行了实证研究。研究结果表明：（1）上海铜期货市场期货价格具有引导现货价格的波动功能，现货价格的波动也能很快地传递到期货市场；（2）上海期货市场和伦敦期货市场之间的价格引导关系在 2003 年底有比较明显的变化。2003 年后，伦敦铜期货市场对上海铜期货的单向引导关系开始改变，上海期货价格对伦敦期货市场的引导作用也在提高。

关键词：铜期货市场，价格发现，体制转换时间序列模型

一、引言

自期货交易产生以来，价格发现功能逐渐成为期货市场的重要经济功能。从理论上讲，期货市场的价格发现机制主要是指期货市场是众多影响现货市场商品供给和需求的因素的集合，从而形成了一种能够比较准确地反映商品供求关系及其变动趋势的期货价格，这克服了现货市场上的商品价格短促性和易变性，以及现货市场价格的形成过程和传播过程有分散性、不确切性和滞后性。虽然从理论上市场应该具有良好的价格发现功能，但是在现实中它是否确实发挥了价格发现功能呢？因为对这一问题的研究直接关系到期货市场存在的必要性，如果期货市场在实践中不具备价格发现功能，那么我们就没必要消耗大量的资源来建这么一个大赌场。所以关于期货市场价格发现功能，即期货市场与现货市场之间的信息传递与价格引导关系一直是实证金融研究的热点问题之一，也是最具争议的研究问题。

另外一方面，如果期货市场有很好的价格发现功能，那么在不同国家和地区的期货市场之间是否也具有不同的价格发现功能。实践经验表明，由于期货市场的发展历史等原因，不同的期货产品的“定价话语权”落在了不同的几个市场，例如大豆期货的定价权在芝加哥商品交易所（CBOT），石油期货的定价权在纽约商品交易所和伦敦国际石油交易所，铜期货的定价权在伦敦金属交易所。中国作为资源生产和消耗大国，基础性资源如粮食、能源和有色金属等的价格波动对实体经济的影响非常大。例如，中国是世界大豆消费大国，也是大豆生产大国，然而由于在国际上缺乏定价权，导致国内大豆供需却受芝加哥商品交易所价格的引导，大豆价格的波动使得国内大豆种植者和油脂厂深受其害。因此中国急需进一步完善期货市场，将这些基础性资源的定价权争夺回来。铜期货市场就是这样一个典型的例子。中国是铜金属消费和生产大国，随着中国经济的发展和金融市场的完善，上海期货交易所所在世界期货和现货的价格发现中起到越来越重要的作用，逐渐成为世界期货市场的重要组成部分。目前，上海期货交易所已成为仅次于伦敦金属交易所的全球第二大铜交易市场，关于这两个市场之间的价格引导关系以及价格发现功能也一直是学术界和业界关注的话题。许多研究成果也表明，中国期货市场在期货价格发现中的信息贡献份额越来越大。肖辉等（2004）应用 Gonzalo 和 Granger 的一般因子分解模型对上海和伦敦期货市场在价格发现过程中的贡献度进行了实证检验，将样本划分为3个子阶段进行实证研究，结果表明伦敦铜期货市场对期货价格发现的贡献度要大于上海期铜市场，但分段研究得出的表明伦敦期铜市场与上海期铜市场在价格发现过程中的贡献度并非一成不变，随着上海期铜市场的蓬勃发展以及交易量的迅猛增长，上海交易所铜期货的

作者简介：蒋祥林（1974—），男，广西全州人，副教授，博士，研究方向为金融工程，Email: xljiang@fudan.edu.cn.

基金项目：教育部人文社会科学研究一般项目（06JC790009）、上海市哲学社会科学基金项目（2005BJB002）。

定价地位在逐渐提高,其在价格发现中的贡献度呈明显上升趋势。徐信忠等(2005)通过使用线性回归分析和Hasbrouck (1995)信息份额分析方法,分析了在上海期货交易所与伦敦金属交易所同时上市交易的三个月铜期货合同在期货价格发现上的贡献。文章也利用统计方法对数据集合进行分段分析,研究表明,从上海期货交易所推出铜期货交易以来,随着中国经济不断的发展和国际化程度的不断提高,铜期货的价格发现功能不断增强。

以往的研究都意识到了多个信息关联市场之间价格引导和价格发现过程中的结构性变化问题,因此都对整个样本时间段进行了分段,然后再对各个时间段上的样本数据进行研究,但这种分段更多的是基于直观,缺乏较为严格的计量基础。本文运用能够自动识别结构性变化的体制转换时间序列模型,对上海铜期货市场从上海铜期货市场与现货市场、上海通期货市场与伦敦铜期货市场这些信息关联市场的价格引导和价格发现进行了实证研究,本文的方法既避免了对样本进行分段而导致的信息丢失,还可以通过计量的方法估计出信息关联市场在价格引导和价格发现过程中的重要程度的变化过程。

二、相关文献

综合国内外价格发现相关文献,主要有三种方法对多个信息关联市场的价格发现及其信息传递过程进行研究。

第一种方法关注于信息关联市场的价格的领先—滞后特征。例如, Garbade和 Silberl (1983)发展了一个模型(后简称为G-S模型)提供了分析究竟是哪一个市场在信息流和价格发现方面更具压倒性的分析框架。他们对小麦、玉米、燕麦、橙汁、铜、金、银等7种期货品种进行检验,结果发现期货市场表现出价格发现的功能。Oellermann等(1989)检验了肥牛市场,以及Schroede和Goodwin (1994)对活猪市场进行了检验,结果都发现期货价格领先于现货价格。Victor K. Ng (1996)等对汽油和取暖油(heating oil)进行了现货价格与期货价格间关系的检验,也发现期货市场具有价格发现功能。Eun and Shim (1989)研究了在不同国家的交易所做同时交易的股票的价格波动的信息传递与领先—滞后关系; Stoll and Whaley (1990) and Chan (1992)考察了股指与股指期货, Hasbrouck (1995)考察了30个Dow Jones股票在不同交易所, Harris et al. (1995)考察了IBM股票在不同的交易所, DeJong, Mahieu and Schotman (1998)考察了多个相关的外汇市场。

第二种方法着重研究多个信息关联市场的价格发现及信息传递过程中的波动性的重要的作用。在French and Roll (1986)和 Ross (1989)两篇具有开创性意义的文献中,都发现了波动性是信息的一个主要代理指标: French and Roll (1986)的研究发现,资产价格在交易期间的波动性远大于休市期间,其研究发现,波动性差异来源于不同期间的信息流的差异; Ross (1989)发现在竞争市场中资产价格的波动与信息流的速率密切相关的。因此,多个信息关联市场的波动性溢出在研究信息传递和价格发现中具有重要的意义。Susmel and Engle (1994); Hamao, Masulis and Ng (1990); Lin, Engle and Ito (1994); Karolyi (1995); Koutmos and Booth (1995) and Booth et al. (1997)等对不同国家市场的波动性溢出方面都作出了重要的工作。他们的工作的一般性的结论是一个市场的波动性将溢出到其它的市场。在近似产品的信息关联市场的波动性溢出研究上, Chan, Chan and Karolyi (1991), Kawaller, Koch and Koch (1990), and, Koutmos and Tucker (1996)等主要围绕着股指和股指期货市场之间的波动溢出。实证研究的结果还表明,在不同国家上市的不同或相近资产的波动性存在着溢出效应。

第三种方法则侧重研究在信息关联各个市场中,每个市场对资产真实价格发现的信息贡献率,这一方法近年来得到了学者们越来越多注意。Hasbrouck (1995)和Gonzalo and Granger (1995)分别提出了基于向量误差矫正模型(VECM)的信息分成方法(information share method)和公共因子方法(common factor component approach),来测量信息关联市场的信息分成,该方法已经被学术界称为信息分成技术。现在,信息分成技术大量的运用于测度相同或相似的资产在不同的市场交易,每个市场在价格发现中的贡献的相对大小。例如, Booth, So and Tse (1999)研究了股指、股指期货、股指期权各个市场的信息含量,发现股指期货的信息含量领先于股指,而股指又领先于

股指期货。Chu, Hsieh and Tse (1999)研究了S&P 500指数、S&P 500指数期货市场和S&P 500证券存单市场的各自的信息含量,发现期货市场在信息贡献上具有绝对的优势,其次是S&P 500证券存单市场,最后是S&P 500指数。Vicentiu Covrig, David K. Ding, Buen Sinlow(2004)研究了在新加坡上市的Nikkei 225指数期货市场、在日本本土上市的Nikkei 225指数期货市场以及Nikkei 225指数这三个市场各自的信息含量,该研究发现,总体上期货市场对整体的价格发现做出了77%的贡献,而新加坡这个“卫星”市场在期货市场价格发现中具有42%的贡献,而相对于整体的价格发现具有33%的贡献。相对于新加坡的所占的交易量(相对于总体期货交易,占24%)而言,表明新加坡的期货市场具有很强的价格发现能力。这个结果也表明了新加坡的Nikkei 225指数期货市场不仅对流动性交易者具有吸引力,大量的信息交易者在新加坡这个相对较小的期货市场执行他们的交易。Vicentiu Covrig, David K. Ding, Buen Sinlow(2004)从交易制度、期货合约的特征角度解释了为什么新加坡期货市场对交易者具有如此之强的吸引力。此外,用相同的方法,YIUMAN TSE 和G. GEOFFREY BOOTH(1999)研究了国际石油期货市场的信息贡献, Robin K. Chou和Jie-Haun Lee(2002)研究了台湾股指、本土的指数期货和新加坡上市的台湾股指期货市场的信息贡献。

随着我国期货市场的发展,我国学者也对信息关联的铜市场价格发现问题产生了兴趣。华仁海仲伟俊(2002)利用协整检验、Granger因果检验、GS模型以及误差修正模型对上海期货交易所金属铜和铝的价格发现功能进行了实证分析。该研究结果显示,金属铜、铝的期货价格和现货价格之间存在协整关系,而且期货价格具有良好的价格发现功能。其中金属铜的期货价格和现货价格之间存在双向引导关系,但是现货价格在价格发现功能中的作用更大。而对金属铝而言,仅存在从期货价格到现货价格的单向引导关系。该项研究结果表明上海期货交易所在铜、铝两个品种的价格发现功能上是有效的。张光平(2003)使用线性回归的方法,通过“回归有效系数”探讨了上海期货交易所和伦敦金属交易所的铜期货在价格发现上的贡献,分析表明,LME期货价格对于SHFE的价格有相当的引导作用,但是SHFE对LME的影响从2001年第四季度开始逐渐增强。肖辉等(2004)运用基于协整和误差调整表示的Gonzalo和Granger(1995)共同因子贡献模型,针对两个市场对铜期货价格发现的贡献进行了研究。他们按照上海期货交易所铜期货交易机制的变化,把整个样本空间分成三个子样本进行了分析,结果表明,在所考虑的1995—2002年的时间区间中,虽然铜期货的价格发现主要是由伦敦金属交易所决定的,但是随着上海铜期货市场的发展和完善,它在价格发现过程中的地位也得到了逐步提高。

三、马尔可夫体制转换VAR模型

3.1体制转换模型

当人们观察宏观经济或者金融时间序列时,经常可以看到一些结构性的转变。时间序列的这种明显变化可能源于经济环境的变化、金融恐慌、或政府政策的显著变化。这些体制变换问题很早就被经济学家注意到,但是由于在技术上得不到很好的建模,因此对于这样一个时间序列问题,没有得到很好的解决。直到 Hamilton 在 1989 年提出了将离散的马尔科夫体制转换模型引入到单变量的时间序列模型中来,来度量单变量动态的自相关关系,这一模型的提出为体制变换问题建立了一个很好的模型,而且这一方法也被以后的实证研究者广泛运用。对于一个单变量的自回归模型,假定:

$$y_t - \mu_1 = \phi(y_{t-1} - \mu_1) + \varepsilon_t \dots\dots\dots(1)$$

$$y_t - \mu_2 = \phi(y_{t-1} - \mu_2) + \varepsilon_t \dots\dots\dots(2)$$

在上面的两个模型中,均值 μ 是状态依赖的变量,我们可以将这个状态表示为 s_t ,例如 s_t 可是表示宏观经济所处的周期,若 $s_t=1$,代表宏观经济处于高涨时期,若 $s_t=2$,表示宏观经济处于衰退时期。

因此 (1) (2) 回归模型可以写成如下形式:

$$y_t - \mu_{s_t} = \phi(y_{t-1} - \mu_{s_t}) + \varepsilon_t \dots\dots\dots (3)$$

因为当 $s_t=1$ 时, 方程 (3) 就代表方程 (1), 当 $s_t=2$ 时, 方程 (3) 就代表方程 (2)。因为两个体制之间是可以互相转换的, Hamilton 就用马尔科夫转换矩阵描述这个转换过程。马尔科夫转换矩阵是这样一个矩阵:

$$P\{s_t = j | s_{t-1} = i, s_{t-2} = k, \dots\} = p\{s_t = j | s_{t-1} = i, \dots\} = p_{ij} \dots\dots\dots (4)$$

这也就是说, 体制从 i 状态转变到 j 状态的概率只与目前的所处的 i 状态有关, 而与体制在 i 状态之前所处的体制无关。通常我们用下面这个矩阵来表示体制转换概率:

$$P = \begin{bmatrix} p_{11} & p_{21} & p_{N1} \\ p_{12} & p_{22} & p_{N2} \\ p_{1N} & p_{2N} & p_{NN} \end{bmatrix}$$

P 的第 j 行、第 i 列元素为转换概率 p_{ij} 。

3.2 向量误差校正模型

(1) 协整模型

协整模型是用来描述经济系统的变量之间长期均衡关系, 更具体一些说, 它是描述了两个或多个非平稳时间序列的均衡关系, 虽然协整关系中单个变量是非平稳的时间序列, 但这些序列的某种线性组合是平稳的时间序列数据。用公式的形式可以表述为: 对于 n 维向量时间序列 $\{X_t\}$, 如果

- ① $\{X_t\}$ 的分量序列为 $I(p)$ 序列;
- ② 存在一个向量 $a \neq 0$, 使得 $a^T X_t \sim I(p-q), m > 0$

则称 $\{X_t\}$ 的分量序列存在 (p, q) 阶协整关系, 记为 $X_t \sim CI(p, qm)$, 而 a 称作协整向量。

当 $n=2$ 时, 协整向量 a 是惟一的; 当 $n>2$ 时, 向量时间序列 $\{X_t\}$ 中可能存在有多个协整关系, 设存在有 r 个线性独立的协整向量, 将这些线性独立的协整向量排列下来, 形成一个 $m \times r$ 维矩阵 a , 称为协整矩阵, 矩阵 a 的秩称作协整的秩。

协整的上述定义是 Engle 和 Granger(1987)给出的。人们经常遇到的最简单的情况是, 两个 $I(1)$ 序列 $\{x_t\} \{y_t\}$, 它们之间有关系:

$$y_t = ax_t + \varepsilon_t, \varepsilon_t \sim I(0)$$

可以用 $y_t = ax_t$, 表示两个序列间的长期均衡关系。由于 $\varepsilon_t \sim I(0)$, 所以 $\{x_t\}$ 和 $\{y_t\}$ 具有协整关系 $CI(1, 1)$, 而 $(1, -a)$ 称为协整向量。

(2) 误差校正模型

误差校正模型(error-correction model,ECM)是协整关系的一种重要表示形式,它克服了伪回归问题,并有效地描述了经济变量序列之间的长期(静态)表现和短期(动态)特征。用公式可以表示为

$$A(L)(1-L)X_t = -\beta ECM_{t-1} + \varepsilon_t \dots\dots\dots(5)$$

其中 $\{\varepsilon_t\}$ 是 m 维的平稳随机序列, $A(L)$ 是关于滞后算子 L 的矩阵多项式, 并且 $A(0) = I_m$, $A(1)$ 的元素都有有限的, $ECM_t = a^T X_t$ (a 是序列 $\{X_t\}$ 的协整矩阵), 而 $ECM_t = (ECM_{1t}, ECM_{2t}, \dots, ECM_{rt})^T$ 是模型的误差校正项, β 是非 0 的 $m \times r$ 维参数矩阵。

Johansen(1988)给出了误差校正模型的一般形式。假设具有一阶单整分量的向量时间序列 $\{X_t\}$ 可以表示为 k 阶向量自回归的形式:

$$X_t = \Pi_1 X_{t-1} + \Pi_2 X_{t-2} + \dots + \Pi_k X_{t-k} + \varepsilon_t, t = 1, 2, \dots, T \dots\dots\dots(6)$$

其中 $\varepsilon_t \sim i.i.N(0, \Lambda)$, 令 $\Gamma(L) = I - \Pi_1 L - \Pi_2 L^2 - \dots - \Pi_k L^k$, 则模型可表示为

$$\Gamma(L)X_t = \varepsilon_k$$

由于 $X_t \sim I(1)$, 则由模型 (15) 可得

$$\Delta X_t = \Gamma X_{t-1} + \Gamma_1 \Delta X_{t-1} + \Gamma_2 \Delta X_{t-2} + \dots + \Gamma_k \Delta X_{t-k} + \varepsilon_k \dots\dots\dots(7)$$

式 (16) 中 ΓX_{t-1} 称为误差校正项。这样式 (16) 的左端是一个 $I(0)$ 序列, 而其右端是一个 $I(0)$ 误差序列加上一个误差校正项。如 $\{X_t\}$ 的分量之间不存在协整关系, 则式 (16) 是不平衡的, 因为 ΓX_{t-1} 是 $I(1)$ 序列; 如果 $\{X_t\}$ 的分量之间存在协整关系, 即 $\Gamma = \gamma a^T$, 这样模型 (16) 中误差校正项是一个 $I(0)$ 序列, 所以模型 (16) 是平衡的。由此, 误差校正模型只有协整关系存在的条件下才有意义。

3.3 马尔可夫体制转换向量自回归模型

(1) 模型设定

Hans-Martin Krolzig(1996)将 Hamilton(1989)的单变量模型拓展到多变量模型, 提出了 MS-VAR 模型, 用来处理多变量协整系统中的非平稳时间序列体制转换问题。其具体模型如下: M 表示马尔科夫链中状态空间的数量, $s_t \in \{1, 2, \dots, M\}$, 那么向量 y_t 的条件密度函数则可以表示为:

$$p(y_t | Y_{t-1}, s_t) \begin{cases} f(y_t | Y_{t-1}, \theta_1) & \text{if } s_t = 1 \\ \dots & \dots \\ f(y_t | Y_{t-1}, \theta_M) & \text{if } s_t = M \end{cases} \quad (8)$$

其中 Y_{t-1} 表示观测向量 $\{y_{1t}, y_{2t}, \dots, y_{Kt}\}'$ 。参数向量 θ_i 依赖于 t 时期的体制状态 s_t 。因此对于给定的体制 s_t ， K 维时间序列向量 $y_t = \{y_{1t}, y_{2t}, \dots, y_{Kt}\}'$ ($t=1, \dots, T$) 由以下 p 阶向量自回归 (VAR(p)) 模型生成：

$$E(y_t | Y_{t-1}, s_t) = v(s_t) + \sum_{j=1}^p A_j(s_t) y_{t-j} \quad (9)$$

其中创新 ε_t 表示为：

$$\varepsilon_t = y_t - E(y_t | Y_{t-1}, s_t)$$

假设 ε_t 是具有零均值的高斯白噪声，协方差矩阵为 $\Sigma(s_t)$ ， $\varepsilon_t \sim NID(0, \Sigma(s_t))$ 。因此马尔科夫转换向量自回归模型可以表示成如下形式：

$$y_t = v(s_t) + A_1(s_t)y_{t-1} + \dots + A_p(s_t)y_{t-p} + u_t \quad (10)$$

在 (3) 式中， $y_0, \dots, y_{(1-p)}$ 是前定变量，而 $v(s_t), A_1(s_t), \dots, A_p(s_t)$ 以及 $\Sigma(s_t)$ 则表明这些变量的取值依赖于状态 s_t 的具体实现。在这个马尔科夫转换模型中，马尔科夫转移矩阵是遍历的而且具有有限个状态，转移概率定义为：

$$p_{ij} = \Pr(s_{t+1} = j | s_t = i), \quad \sum_{j=1}^M p_{ij} = 1 \quad \text{for all } i, j \in \{1, \dots, M\} \quad \dots (11)$$

一个包含 M 个状态空间的 p 阶向量自回归模型被称做 MS(M)-VAR(p)。在最为通常的情况下，MS-VAR 模型中所有的自回归参数都是依赖于状态 s_t 的。

(2) 模型估计

MS-VAR 模型采用了和 Hamilton(1989) 一样的极大似然估计方法。在对 MS-VECM 模型的估计则采用两步法进行。第一步是使用 Johansen 的协整检验法检验出协整关系，然后估计出协整向量。Krolzig 假定变量之间的协整关系是不变的。第二步则是使用极大似然法和 EM 算法估计剩下的参数。在 Krolzig (1997) 的文章中，他证明了当样本数量足够大的时候，两步估计法具有超一致性，因此当样本量足够大的时候，协整向量的估计是超一致的。

四、实证研究

4.1 上海铜期货市场与现货市场价格发现实证

(1) 数据选择

对国内铜期货与现货市场价格发现的实证研究，借鉴国内外研究的经验，本文选择了使用三个月期铜价格和现铜价格收盘数据。现铜数据我们使用的是上海金属网标准阴极铜价格数据

本文采纳的铜期货和现货价格数据时间段是从 2001 年 6 月 6 日到 2008 年 3 月 26 日，去除少数时间不匹配的数据后，剩下的数据为 1629 个。ADF 检验结果如表 7 所示。检验结果显示，所有数据存在水平单位根，但是一阶差分后单位根消失。因此可以使用一阶差分后的数据进行回归。

表 1.数据单位根检验

变量	变量描述	t值	p
LNPCU	上海现货铜价格对数	-0.5843	0.872
LNFCU	上海三个月期铜收盘价格对数	-0.6581	0.854
DLNPCU	上海现铜价格对数一阶差分	-20.4883	0.000
DLNFCU	上海三个月期铜收盘价格对数一阶差分	-20.1900	0.000

(2) 模型设立

期货市场对现货市场的影响体现在期货价格能够提前反映出未来的供需关系，从而对现货价格产生影响。当期货价格与现货价格严重偏离时，通过买进现货，卖出期货的套利方式，使得期货价格和现货价格的价差缩小，在这种情况下期货的理论价格就等于：

$$F = (1 + a)P \dots\dots\dots (12)$$

两边取对数可以得到：

$$LNF = LN(1 + a) + LNP \dots\dots\dots (13)$$

根据以上理论以及 (12) (13) 式的表述，如果期货和现货之间存在协整关系，那么它们的对数差应该是平稳序列。首先对 LNFCU 与 LNPCU 的差进行分析。ADF 检验结果如表 2 所示。检查结果显示 P 值等于 6.82%，在 10% 的显著性水平上，(LNFCU-LNPCU) 不存在单位根。

表 2. LNFCU 与 LNPCU 的差单位根检验

			t-Statistic	Prob.*
ADF test statistic			-2.735672	0.0682
Test critical values:	1% level		-3.434169	
	5% level		-2.863114	
	10% level		-2.567656	

(3) 受限VECM模型回归分析

因为已经通过理论分析和数据建业得出了变量之间的协整关系，因此我们使用受限 VECM 模型进行回归，协整关系是 (1, -1)。我们先使用普通的方法对 LNFCU 与 LNPCU 的受限 VECM 模型进行回归，通过反复回归，并依据 AIC 准则对滞后项数进行选择后，我们选择了滞后 2 阶模型，回归结果如表 3 所示。

表3. LNFCU与LNPCU受限VECM模型回归结果

LNFCU(-1)	1.000000	
LNPCU(-1))	-1.000000	
C	0.012672 [0.82559]	
Error Correction:	D LNFCU	DLNPCU
CointEq1	-0.017892 [-2.11471]	-0.002470 [-0.32518]
D LNFCU (-1)	-0.094973 [-2.42323]	0.284835 [8.09371]

DLNFCU (-2)	0.056371 [1.42937]	0.223593 [6.31399]
DLNPCU (-1)	0.155576 [3.60701]	-0.188067 [-4.85594]
DLNPCU (-2)	-0.038494 [-0.91381]	-0.231172 [-6.11168]
R-squared	0.013766	0.051161
Adj. R-squared	0.011332	0.048820

注：[]为对应系数的t统计量的值。

从回归结果中我们可以看出，LNFCU的误差修正项为-0.018，有均值回归倾向，而且DLNPCU(-1)对DLNFCU的影响因子为正，因此可以看出，现货市场价格变化对期货市场价格的变动是有引导作用的，而且变动的方向是一致的。而LNPCU的均值回复倾向不明显，不过DLNFCU(-1)对DLNPCU的影响因子为正，这说明期货市场价格的变动对现货市场价格变化也是有引导作用的。综上所述，期货市场和现货市场之间是存在价格的相互引导作用的。

通过使用普通的模型进行回归分析，我们得到了一些有价值的研究结论，与现有的一些研究成果也有很多相似之处。但是通过以上的分析，我们也发现了这种回归方法的一些显著的缺陷，那就是它无法对变动的系数进行估计。根据期货的套利和定价原理，期货和现货之间并不是保持不变的价格引导关系，这其中即有市场信息传递的影响，也有交易习惯和交易成本的影响，例如在远期升水和远期贴水的不同情况下，期货价格与现货价格的相关性是会发生变化的。为了克服这些确定，我们使用体制转换模型对上面的数据进行回归，并对回归结果进行比较。

(4) 体制转换VECM模型回归分析

在上面的回归中，我们没有使用体制转换模型，对全样本空间使用的是同一个模型。这样的话，虽然建模方便，但是不能准确的反应两个市场之间价格引导关系的变动。我们使用体制转换模型对它们之间的价格传导关系进行进一步的研究，设立如下模型：

$$DLNPCU_t = \nu_1 + \gamma_1 ECM_{t-1} + \sum_{i=1}^k \alpha_{1i} DLNPCU_{t-i} + \sum_{j=1}^k \beta_{1j} DLNFCU_{t-j} + \xi_1 \dots\dots\dots (14)$$

$$DLNFCU_t = \nu_2 + \gamma_2 ECM_{t-1} + \sum_{i=1}^k \alpha_{2i} DLNPCU_{t-i} + \sum_{j=1}^k \beta_{2j} DLNFCU_{t-j} + \xi_2 \dots\dots\dots (15)$$

由于国内的期货和现货交易之间没有时间差问题，因此可以使用误差修正项 ECM_{t-1} 。根据(14)

(15)模型的设定，我们应用 Krolzig(1996)的模型，对两个市场的价格引导关系进行回归。

通过使用体制转换模型对样本进行反复回归，根据回归结果的稳定性和AIC准则，我们选用了MS(6)-VECM(2)模型，即6个状态、2阶回归的体制转换VECM模型，回归结果如表4所示。

表4 MS(6)-VECM(2)回归结果

表4.1 MS(6)-VECM(2)体制1

Regime1	DLNFCU	DLNFCU (t值)	DLNPCU	DLNPCU (t值)
Const (Reg. 1)	-0.027971	-8.2890	-0.018778	-5.7716
DLNFCU_1	-0.127131	-0.9017	0.283932	2.0119
DLNFCU_2	-0.129265	-0.9788	0.164731	1.0820
DLNPCU_1	0.282460	2.1687	-0.054868	-0.3945
DLNPCU_2	0.149569	1.1978	-0.075125	-0.5457

ECM_1	-0.138865	-3.4106	-0.151348	-3.0805
SE	0.015560		0.018304	

表4.2 MS (6) - VECM (2) 体制2

Regime	DLNFCU	DLNFCU (t值)	DLNPCU	DLNPCU (t值)
Const (Reg. 2)	-0.010945	-2.3745	-0.006421	-3.0402
DLNFCU_1	-0.265801	-0.9357	0.438723	2.3184
DLNFCU_2	-0.305979	-1.4942	-0.124497	-0.5407
DLNPCU_1	0.164340	0.7110	-0.569119	-1.9318
DLNPCU_2	0.097678	0.3786	-0.064984	-0.2389
ECM_1	-0.115503	-2.0072	-0.089158	-1.0876
SE (Reg2)	0.008660		0.008183	

表4.3 MS (6) - VECM (2) 体制3

Regime3	DLNFCU	DLNFCU (t值)	DLNPCU	DLNPCU (t值)
Const (Reg. 3)	0.000462	1.0545	0.000498	1.4615
DLNFCU_1	-0.072560	-0.7371	0.416503	5.2848
DLNFCU_2	0.005677	0.0552	0.179823	2.2846
DLNPCU_1	-0.061464	-0.5076	-0.497023	-4.9893
DLNPCU_2	-0.083714	-0.7321	-0.191965	-2.2185
ECM_1	-0.006066	-0.2841	0.008314	0.4553
SE (Reg. 3)	0.006489		0.005153	

表4.4 MS (6) - VECM (2) 体制4

Regime4	DLNFCU	DLNFCU	DLNPCU	DLNPCU (t值)
Const (Reg. 4)	0.002456	1.6455	0.000760	1.0244
DLNFCU_1	-0.351230	-4.8771	-0.045927	-0.7012
DLNFCU_2	-0.143366	-1.8465	-0.009233	-0.2194
DLNPCU_1	0.160310	1.9663	-0.006546	-0.0948
DLNPCU_2	0.080440	1.2533	-0.029576	-0.4835
ECM_1	-0.036658	-2.3316	0.014090	1.1102
SE (Reg. 4)	0.007570		0.005655	

表4.5 MS (6) - VECM (2) 体制5

Regime5	DLNFCU	DLNFCU	DLNPCU	DLNPCU (t值)
Const (Reg5)	0.014271	4.1665	0.011902	3.5326
DLNFCU_1	-0.301969	-2.1025	0.092496	0.5465
DLNFCU_2	0.166856	1.2658	0.154471	1.2430
DLNPCU_1	-0.023812	-0.1248	-0.260661	-1.6249
DLNPCU_2	-0.300106	-2.3047	-0.246465	-2.2632
ECM_1	0.124227	3.5368	0.051344	1.6255
SE (Reg5)	0.013942		0.011612	

MS (6) - VECM (2) 体制6

Regime6	DLNFCU	DLNFCU	DLNPCU	DLNPCU (t值)
Const (Reg6)	0.019523	8.6738	0.016729	5.7887
DLNFCU_1	-0.127933	-1.4426	0.370300	2.9067

DLNFCU_2	0.075019	0.7799	0.479877	3.3536
DLNPCU_1	0.218992	2.8063	-0.331863	-2.8381
DLNPCU_2	-0.048671	-0.5152	-0.592374	-4.0430
ECM_1	0.062232	1.9486	0.208977	4.5259
SE (Reg. 6)	0.014126		0.022414	

从回归结果看，我们主要得到如下集中类型的体制：

①DLNFCU 对 DLNPCU 有较强的引导作用，DLNPCU 对 DLNFCU 也有较强的引导作用。

② DLNFCU 对 DLNPCU 有较强的引导作用，DLNPCU 对 DLNFCU 的引导作用较弱。③ DLNFCU 对 DLNPCU 的引导作用较弱，DLNPCU 对 DLNFCU 有较强的引导作用。

④ DLNFCU 与 DLNPCU 的相互引导作用较弱。

在 MS (6) - VECM (2) 的回归结果中，我们可以看到在体制 1 和体制 6 中，DLNFCU 与 DLNPCU 之间有较强的引导作用；在体制 5 下，DLNFCU 与 DLNPCU 之间相互引导关系较弱；在体制 2 和体制 3 下，DLNFCU 对 DLNPCU 有较强的引导作用，而 DLNPCU 对 DLNFCU 的引导作用较弱；在体制 4 下，DLNPCU 对 DLNFCU 有较强的引导作用，而 DLNFCU 对 DLNPCU 的引导作用较弱。从均值回归角度讲，也并不是在所有的体制下 LNFCU 和 LNPCU 都有很强的均值回复趋势。例如 LNFCU 在体制 1、2、4 下有明显的均值回复趋势，而 LNPCU 在体制 5、6 下有明显的均值回复趋势。从格理论上讲，现价铜和期货铜的价格之所以会出现不同程度的价格引导关系，主要的原因有两个，一个是两者价格之间内在的关联性，当出现远期升水的时候，由于套利的存在，期货价格和现货价格联系会非常紧密，期货价格对现货价格有很强的引导作用和价格发现功能。另外一个方面就是两个市场之间的交易关联性，如果两个市场之间信息传递迅速，而且交易成本都低，那么两个市场的价格相关性也高。表 5 显示了各个体制对应样本数量的个数。

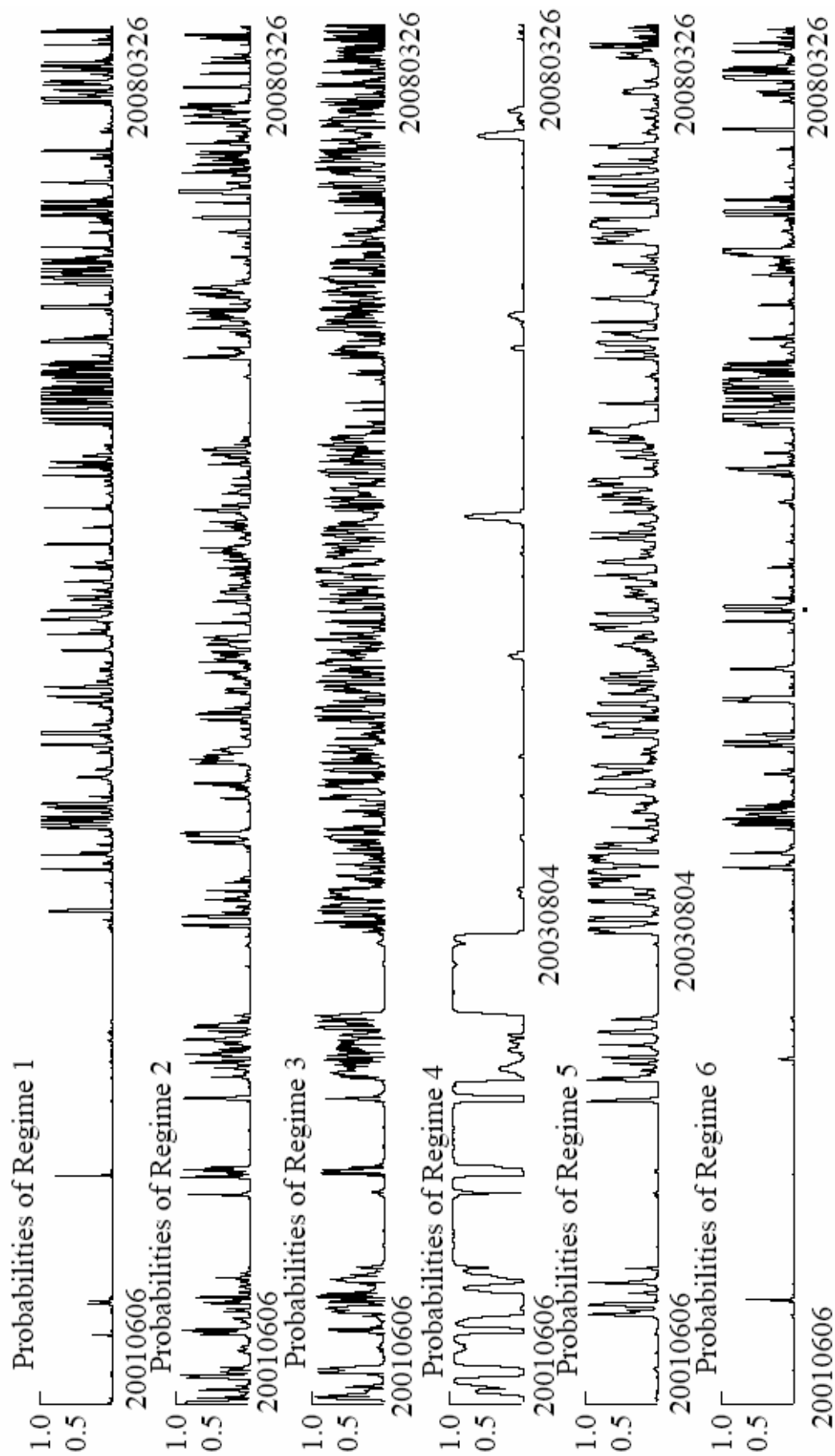


图 1: 上海期铜和现铜价格关系六体制概率分布图

表 5：各个体制对应样本的数量和概率

	体制描述	样本数量	概率
体制1	DLNFCU与DLNPCU之间有较强的引导作用	159.3	0.0979
体制2	DLNFCU对DLNPCU有较强的引导作用	198.0	0.1214
体制3	DLNFCU对DLNPCU有较强的引导作用	399.6	0.2461
体制4	DLNPCU对DLNFCU有较强的引导作用	419.9	0.2582
体制5	DLNFCU与DLNPCU之间相互引导关系较弱	306.5	0.1885
体制6	DLNFCU与DLNPCU之间有较强的引导作用	142.9	0.0878

从表 5 可以看出，DLNFCU 与 DLNPCU 之间有相互引导作用的样本占总样本数的 18%，DLNFCU 对 DLNPCU 有单向引导作用的样本占总样本数的 36.7%，两者加起来占总样本的 54.7%，这说明在 54.7% 的概率下，期货市场对现货市场有较强的价格引导作用，而在 43.82% 的概率下，现货市场对期货市场有较强的价格引导作用，而两个市场之间没有显著价格引导关系的概率只有 18.8%。

从概率上讲，期货市场对现货市场的价格引导性高于现货市场，而从方程的回归系数来讲，期货市场对现货市场的引导性也高于现货市场，由此我们可以看出，期货市场在价格发现中起到更重要的作用。分析其中的原因，我们认为主要有两个：

（1）期货市场交易更活跃，信息能更快的反映出来。期货市场聚了大量的交易者，其中包括供需生产企业、机构投资者以及个人投机者，里面有许多的专业分析人士多铜期货目前需求和未来需求进行分析，因此期货市场的有很好的价格形成机制，反应的信息量大，而且速度快。

（2）期货市场交易成本低。上海期货交易所采用的是电子交易系统以及保证金交易制度，而且是标准化的期货活跃，流动性高，交易成本低，也没有现货交易那样复杂的交易程序和交易成本。因此能吸引大量投机交易者加入。

虽然期货市场有很多有点导致它有价格发现功能，但是期货市场毕竟是通过发现未来价格而对现货价格产生引导作用，所以在某些时候当现货价格受当前基本面供需影响较大时，将出现现货市场和期货市场价格波动相关性较小的现象。而且因为有投机者的存在以及逼空现象的发生，使得期货市场的某些波动并不是反应基本面的变化趋势，这也导致现货市场价格波动与期货市场价格波动相背离，这也是我们经常会看到期货市场出现信息反应过度的原因。相比之下，现货市场因为交易者主要是生产者和需求者，虽然反应的信息较慢，但是这些信息的真实性高，因此对现货价格发现以及未来价格走势也有很大的贡献。本次实证研究也表明在43.82%的概率下，现货市场的价格对期货市场的价格具有引导作用。

4.2 上海铜期货市场与伦敦铜期货市场互动演变

（1）样本选取

本文选取的样本是上海和伦敦两个市场从1998年1月5日到2007年4月18日三个月铜期货的日收盘价格，除去两个市场因为假期不同而不匹配的数据，剩下的有效样本量为2180个。本文运用ADF检验方法对两个市场期货价格对数序列的平稳性进行检验，检验结果如表1所示，两个市场期货开盘价格和收盘价格对数序列都是非平稳的，但是它们的一阶差分序列是平稳的，即对数价格序列服从I（1）过程。因此我们可以对数据进行一阶差分后进行回归分析。

表6 期货价格对数及其一阶差分ADF检验

变量	变量描述	t值	p
LNSH	上海三个月期铜收盘价格对数	1.863817	0.9998
LNLME	伦敦三个月期铜收盘价格对数	1.578863	0.9995

DLNSH	上海期铜收盘价格对数一阶差分	-45.92747	0.0001
DLNLME	伦敦期铜收盘价格对数一阶差分	-37.15006	0.0000

(2) 模型设定

根据 Hasbrouck (1995)关于证券价格发现的研究,在不同的市场上交易的同一证券,各个市场上的价格的协整关系是 (1, -1), 所以按理论上来说,不同的市场上,同一证券的价格应该是完全一样的,否则就会有套利的产生,从而导致价格回到一致的水平。然而由于现实中跨市场套利是存在交易成本的,因此只有当套利成本大于交易成本的时候,才会有套利产生,所以我们经常会看到两个市场上同一证券的价格通常又能保持一定的差距。本文研究的两个市场三个月铜期货就可以看作是在不同市场上交易的“同一证券”,因为伦敦铜和上海铜都是标准的阴极铜合约,理论上讲这两个市场上合约的价格应该是一样的,因此两个市场的价差应该小于等于跨市场套利的交易费,运输费及进出口关税费用等,如果价差超过这个范围,就会因为套利的存在而将价差拉回到合理范围,根据这个理论基础,我们可以将两个市场的价格关系设定为:

$$LNSH_t = c + LNLME_t \dots\dots\dots (16)$$

为了进一步准确检验这个关系是否成立,我们对 $LNSH_t - LNLME_t$ 的差进行单位根检验,如果不存在单位根,则说明上面 (16) 式的假设是成立的。检验结果如表 2 所示。

表7.上海与伦敦三个月铜期货价格差 ($LNSH_t - LNLME_t$) ADF检验

		t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic		-3.986452	0.0015
Test critical values:	1% level	-3.433162	
	5% level	-2.862668	

表 7 的 ADF 检验结果表明等式 (16) 是可以看作是两个市场期货价格的协整关系,因此我们可以运用 Krolzig (1996) 的体制转换模型进行回归分析,因此可以得到的误差修正模型则可以表示为:

$$DLNSH_t = \gamma_{11}(LNSH_t - LNLME_t - c)_{t-1} + \sum_{i=1}^k \alpha_{11} DLNSH_{t-i} + \sum_{j=1}^k \beta_{1j} DLNLME_{t-j} + \xi_1 \dots\dots (17)$$

而作为代表跨市场交易费用,运输费及进出关税的 c 并不是一成不变的,因此我们将它也表示成一个随状态发生变化的量。之所以可以把它也设置成为一个随状态变化的量,是因为如果两个市场之间的跨市场套利成本越低的话,那么两个市场之间的套利就会越活跃,其价格的相关性和价格引导关系应该是越强的。这样通过对模型进行变换和调整,我们可以把它写成如下形式,以便于进行下一步的回归:

$$DLNSH_t = \nu_1 + \gamma_{11} ECM_{1,t-1} + \sum_{i=1}^k \alpha_{11} DLNSH_{t-i} + \sum_{j=1}^k \beta_{1j} DLNLME_{t-j} + \xi_1 \dots\dots\dots (18)$$

$$DLNLME_t = \nu_2 + \gamma_{21} ECM_{2,t-1} + \sum_{i=1}^k \alpha_{21} DLNSH_{t+1-i} + \sum_{j=1}^k \beta_{2j} DLNLME_{t-j} + \xi_2 \dots\dots\dots (19)$$

其中 $ECM_{1,t-1} = LNSH_{t-1} - LNLME_{t-1}$, $ECM_{2,t-1} = LNSH_t - LNLME_{t-1}$

$$v_1 = \gamma_{11}c, v_2 = \gamma_{21}c。$$

在这里我们有必要特别说下 (18) (19) 式中 ECM_{t-1} 设置为什么不同的原因, 这主要是因为两个市场交易时差问题。因为上海时间比伦敦时间早八个小时, 因此, 对上海来说, ECM_{t-1} 应该是 $LNSH_t - LNLME_{t-1}$, 而对于伦敦来说, ECM_{t-1} 则应该是 $LNSH_t - LNLME_{t-1}$, 我们必须把这个时差问题考虑进去, 因此我们就得到了这样不同的 ECM_{t-1} 表达方式。

(3) 模型回归和结果分析

对回归模型进行设定之后, 我们就要对样本数据进行回归。根据 (18) (19) 模型的设定, 我们首先使用普通的静态回归方法对样本分别进行回归。这样通过对回归结构进行比较, 我们能够看出本文使用的回归方法与普通方法的不同和优缺点。回归软件是 Eviews5.0, 通过反复回归和修正, 并且根据 AIC 准则, 我们选用了滞后 3 阶回归模型, 回归结果如下表 (8) (9) 所示。

表8. 伦敦期铜市场回归 (因变量 (DLNLME))

变量	系数	标准差	t值	P值
C	-0.002444	0.001575	-1.552108	0.1208
ECM	0.016802	0.008623	1.948583	0.0515
DLNSH	0.570732	0.029366	19.43483	0.0000
DLNSH(-1)	0.298797	0.032750	9.123563	0.0000
DLNSH(-2)	0.107295	0.031040	3.456662	0.0006
DLNLME(-1)	-0.428979	0.026850	-15.97709	0.0000
DLNLME(-2)	-0.287266	0.028338	-10.13707	0.0000
DLNLME(-3)	-0.036786	0.025296	-1.454231	0.1460

表9. 上海期铜市场回归 (因变量 (DLNSH))

变量	系数	标准差	t值	P值
C	0.005469	0.001164	4.699328	0.0000
ECM(-1)	-0.028555	0.006377	-4.478180	0.0000
DLNSH(-1)	-0.293041	0.023528	-12.45484	0.0000
DLNSH(-2)	-0.070387	0.023310	-3.019648	0.0026
DLNSH(-3)	0.017258	0.018295	0.943321	0.3456
DLNLME(-1)	0.494973	0.016905	29.27937	0.0000
DLNLME(-2)	0.247018	0.020459	12.07374	0.0000
DLNLME(-3)	0.067891	0.019549	3.472879	0.0005

从表 (8) (9) 的回归结果可以看出, 伦敦市场和上海市场的铜期货价格存在相互引导关系, 上海期铜市场当天价格波动受到伦敦期铜市场一个交易日价格波动的影响, 反过来, 伦敦期铜市场当天价格波动也受到上海期铜市场一个交易日价格波动的影响。另一方面, 伦敦期铜市场的误差修正项 ECM 系数为正, 说明伦敦期铜价格有均值回复倾向, 上海期铜市场的误差修正项 ECM (-1)

为负，说明上海期铜价格也有均值回复倾向。这种方法是已有文献常用的回归方法，本文得到的回归结论也已有的研究文献非常接近，即随着上海在国际金融市场中地位的提高以及中国经济对世界经济影响的提高，上海铜期价格对伦敦期铜价格已经有了显著的引导作用。

以上的回归方法虽然能从整体上粗略的估计出两个变量之间的影响系数，但是这种普通的回归方法只能假设回归系数是不变的，因此我们无法判断在整个时间段里是否发生了体制的转变，更不可能估计出在不同的体制下系数分别是多少。要对这些体制变换进行辨别，我们将使用体制转换模型对样本进行回归。

经过反复回归，在综合考虑了回归结果的稳定性和 AIC 准则的情况下，我们选取了 MS (2) -VECM(3)模型，回归结果如表 (10) (11) 所示。

表 10：以 DLME 为被解释变量的误差修正模型回归结果

	体制1		体制2	
	DLME	t值	DLME	t值
Const	-0.0005	-0.3046	-0.0129	-2.0531
ECM	0.0047	0.6049	0.0935	2.2872
DLNSH	0.5360	17.6331	0.6079	6.9631
DLNSH (-1)	0.2089	5.9372	0.3569	3.7499
DLNSH (-2)	-0.0089	-0.2756	0.1878	2.0229
DLME (-1)	-0.3190	-10.4305	-0.5161	-7.0302
DLME (-2)	-0.1100	-3.7538	-0.4588	-5.4973
DLME (-3)	-0.0063	-0.2706	-0.0779	-0.9327
Standard error	0.010003		0.026859	

表11：以DLNSH为被解释变量的误差修正模型回归结果

	体制1		体制2	
	DLNSH	t值	DLNSH	t值
Const	0.0055	4.0001	0.0077	2.7735
ECM (-1)	-0.0276	-3.9086	-0.0457	-2.6579
DLNSH (-1)	-0.3643	-11.4439	-0.2774	-6.0225
DLNSH (-2)	-0.1250	-3.9215	-0.0650	-1.4472
DLNSH (-3)	-0.0396	-1.7768	0.0417	1.1534
DLME (-1)	0.4998	24.9813	0.4947	14.1868
DLME (-2)	0.1567	6.3081	0.3146	7.7126
DLME (-3)	0.0386	1.6709	0.1050	2.6693
Standard error	0.0063561		0.016891	

表 10 是以 DLNLME 作为被解释变量来进行回归的，也就是对 (19) 式进行回归，用来解释伦敦三个月期铜价格变化的原因。从回归结果可以看出，在整个样本区间内存在两个差别明显的体制。在体制 1 下误差修正项对 DLNLME 的影响并不显著，也就是说 LNLME 并没有显著的均值回归倾向；而在体制 2 下，误差修正项对 DLNLME 的影响变得显著，ECM 项的系数为负，这表明当伦敦的期铜价格与上海的期铜价格差别过大时，伦敦的期铜价格有向中间均值调整的倾向，LNLME 有显著的均值回归倾向。另外从滞后项系数来看，我们也能看出在两个不同的体制下，价格引导关系的变化。在体制 2 下，上海当期、滞后 1 期和 2 期的系数都比在体制 1 下面的要大。因此从误差修正项和滞后项系数变化来看，我们也可以看出在体制 2 下，上海期铜价格对伦敦期铜价格的引导作用在提高。

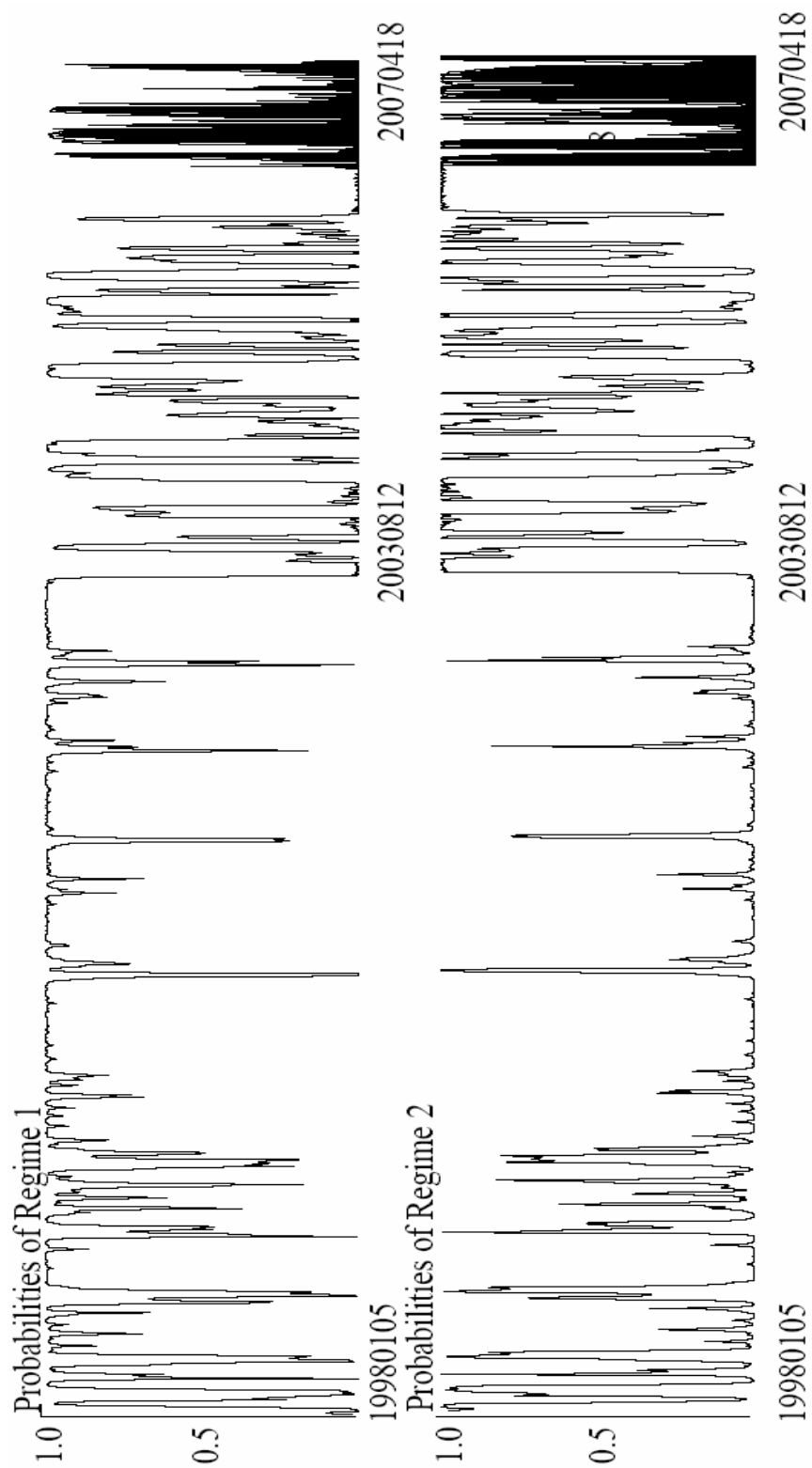


图 2：上海期铜和伦敦期铜价格关系体制概率分布图

表 11 是以 DLNSH 作为被解释变量来进行回归的,也就是对(18)式进行回归,用来解释上海三个月期铜价格变化的原因。从总体上来说,这两个体制的差异主要体现在截距项和误差矫正项。截距项差异表明两个市场之间的套利成本的变化,这个变化不是本文关注的重点,因此不做深入的探讨。而误差矫正项系数的提高表明当两个市场的价格失衡的时候,价格向均衡调整的速度,较大的系数表明调整速度更快,因此我们可以看到,在体制 2 下,误差矫正项的系数明显更大,表明两个市场的价格引导的信息传递速度更快。另外从滞后项系数变化来看,伦敦市场对上海市场一直保持着较强的价格引导作用,并且在体制 2 下略有提高,这也表明两个市场之间的价格和信息传导作用在提高。

除了关心两个市场上两种体制的不同以外,我们更为关心的另外一个问题是两个体制在整个研究区内的分布以及体制发生转换的时间段。图1描述了上海和伦敦铜期货市场体制1和体制2的后验概率分布图。上海铜期货市场的体制转换大概发生在2003年8月,而伦敦铜期货市场的体制转换也大概开始于2003年11月,但是之后又回到了体制1,直到2006年才更明显地倾向于体制2。肖辉(2004)的分段法认为1998年01月—2001年01月,为上海期货市场进一步清理整顿时期;而2001年01月—2002年06月,为上海期货市场的恢复发展期。徐信忠(2005)则通过CUSUMSQ的统计方法,得出的结果是将时间段分为1996年12月2日—2002年11月12日,以及2002年11月13日—2004年6月30日两段。本文的回归结果与徐信忠(2005)的结论更为接近,而并没有发现在2001年有明显的体制转换。另外本文的研究结果表明,在2003年8月以后的体制2中,上海期货市场的波动性也有很大的提高。我们认为铜价格波动增大也与上海铜期货市场的恢复与快速发展有关。随着90年代末期我国期货市场的全面治理整与恢复,加上中国经济的快速发展,作为战略基础资源的铜呈现多头行情,上海期货市场交易量迅猛增长,其在全球铜期货市场的影响力不断提高,逐渐发达的期货市场以各种利好消息吸引了大量投资资金的进入,因而刺激铜期货价格的剧烈波动。再看伦敦期货市场的体制转换情况。伦敦市场也是在2003年11月开始出现体制转换,但是更为显著的体制转换是出现在2006年。在2006年之后,伦敦铜期货市场受上海铜期货市场的价格引导影响更大,而且这种影响的传递速度也更快。这表明上海铜期货市场对伦敦市场的价格引导作用在提高,上海铜期货市场发挥着越来越重要的价格发现功能。

五、 结束语

本文运用体制转换时间序列模型对上海铜期货市场的价格发现功能进行了研究。

(1)对上海铜期货市场和现货市场之间的价格引导关系进行了研究。研究结果表明在54.7%的概率下,上海期货市场对现货市场有较强的价格引导作用,在43.82%的概率下,现货市场对期货市场有较强的价格引导作用,而两个市场之间没有显著价格引导关系的概率只有18.8%,由此可见,上海铜期货市场有较好的价格发现功能,期货价格能很好地引导现货价格的波动,现货价格的波动也能很快地将信息传递到期货市场。

(2)对上海铜期货市场和现货市场的价格引导关系进行了研究。通过对上海和伦敦两个铜期货市场价格体制转换的误差矫正模型进行回归,可以看出上海期货市场和伦敦期货市场之间的价格引导关系存在明显的体制变化。研究结果表明,在2003年8月前,体制1(伦敦铜期货市场对上海期货市场的引导作用)占主导地位;而在2003年8月以后,体制2(上海通期货市场对伦敦铜期货市场的引导作用)与体制1交替出现;并且在体制2下,两个市场的价格关联程度大于在体制1的关联程度。结果表明,上海期货市场对伦敦期货市场的价格引导作用越来越大,并且两个市场之间的价格和传递速度也越来越快。之所以会产生这种体制变换,本文认为主要有如下原因:

①随着上海期货市场的发展以及上海作为国际金融中心地位的加强,上海期货市场在国际金融市场上将发挥着越来越大的影响作用。

②上海期货交易所期货交易体制越来越完善与健全,套利交易者、投机交易者的参与也越来越

积极。从而使得上海期货交易所铜期货交易成本降低，期货交易的流动性提高，聚集的信息也越来越多，使得期货市场价格发现机制越来越完善。

(3) 将体制转换模型应用到期货市场的价格发现中，不但使我们能够很好地看到不同市场价格波动之间的相互引导关系，而且还能够将这种动态关系度量出来，让我们对期货市场的价格发现功能有了更深入的研究和了解。

参考文献

- [1] Baillie, R.T., G.G. Booth, Y. Tse and T. Zobotina, Price discovery and common factor models, [J] Journal of Financial Markets 2002.5, 309-321.
- [2] Booth, G.G., R.W. So and Y. Tse, Price discovery in the German equity index derivatives markets, [J] Journal of Futures Markets 1999.19, 619-643.
- [3] Chan, K., A further analysis of the lead-lag relationship between the cash market and stock index futures market, [J] Review of Financial Studies, 1992.5, 123-152.
- [4] Chan, K., K.C. Chan and G.A. Karolyi, Intraday volatility in the stock index and stock index futures markets, [J] Review of Financial Studies 1991.4, 657-684.
- [5] Chu, Q.C., W.G. Hsieh and Y. Tse, Price discovery on the S&P 500 index markets: An analysis of spot index, index futures, and SPDRs, [J] International Review of Financial Analysis 1999.8, 21-34.
- [6] De Jong, F., Measures of contribution to price discovery: a comparison, [J] Journal of Financial Markets 2002.5, 323-327.
- [7] Eun, C.S. and S. Shim, International transmission of stock market movements, [J] Journal of Financial and Quantitative Analysis, 1989.24, 241-256.
- [8] French, K.R. and R. Roll, Stock return variances: The arrival of information and the reaction of traders, [J] Journal of Financial Economics, 1986.17 5-26.
- [9] Garbade, K.D., and Silber, W.L., "Price movement and price discovery in futures and cash markets", [J] Review of Economics and Statistics, 1983, 65, 289-297
- [10] Gonzalo, J. and C.W.J. Granger, Estimation of common long-memory components in cointegrated systems, [J] Journal of Business & Economic Statistics, 1995.13, 27-35.
- [11] James D. Hamilton A New Approach to the Economic Analysis of Nonstationary Time Series and the Business Cycle, [J] Econometrica, 1989 Vol.57, No.2 357-384
- [12] Harris, F.H. deB., T.H. McInish, G.L. Shoesmith and R.A. Wood, Cointegration, error correction, and price discovery on informationally linked security markets, [J] Journal of Financial and Quantitative Analysis, 1995.30, 563-579.
- [13] Harris, F.H. deB., T.H. McInish, and R.A. Wood, The dynamics of price adjustment across exchanges: An investigation of price discovery for Dow stocks, [J] Journal of Financial Markets, 2002a.5, 277-308.
- [14] Harris, F.H. deB., T.H. McInish, and R.A. Wood, Common factor components versus information shares: A reply, [J] Journal of Financial Markets, 2002.5, 341-348.
- [15] Hasbrouck, J., One security, many markets: Determining the contributions to price discovery, [J] Journal of Finance 1995.50, 1175-1199.
- [16] Hasbrouck, J., Stalking the "efficient price" in market microstructure specifications: an overview, [J] Journal of Financial Markets, 2002.5, 329-339.
- [17] Koutmos, G. and M. Tucker. Temporal relationships and dynamic interactions between spot and futures stock markets, [J] Journal of Futures Markets, 1996.16, 55-69.
- [17] Krolzig, H.-M.. Markov-Switching Vector Autoregressions. Modelling, Statistical Inference and

- Application to Business Cycle Analysis, Lecture Notes in Economics and Mathematical Systems, 1997, Volume 454, Berlin: Springer
- [19] Lehmann, B.N., Some desiderata for the measurement of price discovery across markets, [J] Journal of Financial Markets, 2002. 5, 259-276.
- [20] Oelermann, C.M., Brorsen, B.W, and Farris, P.L., "Price discovery for feeder cattle", [J] Journal of Futures Markets, 1989, 9, 113-121
- [21] Schwarz, T. and A. Szakmary, "price discovery in petroleum markets: price discovery, cointegration, and the time interval of analysis", [J] Journal of Futures Markets, 1994, .9, 147-167
- [22] Vicentiu Covrig, David K. Ding, Buen Sinlow. Price Discovery in Informationally-Linked Markets: A Microstructure Analysis of Nikkei 225 Futures, working paper of Nanyang Technological University, Singapore.
- [23] Victor K. Ng, Stephen Craig Pirrong, "Price dynamics in refined petroleum spot and futures markets", [J] Journal of Empirical Finance, 1996, 2, 359-388
- [24] 肖辉 吴冲锋, 鲍建平, 朱战宇 伦敦金属交易所与上海期货交易所铜价格发现过程 [J] 系统工程理论方法与应用, 2004. 12 481-485
- [25] 华仁海, 陈百助 国内、国际期货市场期货价格之间的关联研究, [J] 经济学(季刊), 2004. 4
- [26] 徐信忠, 杨云红, 朱彤 上海期货交易所铜期货价格发现功能研究 [J] 财经问题研究, 2005. 10 23-31
- [27] 刘庆富, 王海民 期货市场与现货市场之间的价格研究—中国农产品市场的经验 [J] 财经问题研究, 2006. 4 44-51

Study on the Price Discovery of Copper Future Market in Shanghai Future Exchange

——Based on Regime Switching Time Series Model

Jiang Xiang-lin^[1], Yang Hua^[2], Wu Xiaolin^[3]

[[1] Institute for Financial Studies, Fudan University, Shanghai 200433, China; [2] Economics School, Fudan University, Shanghai 200433, China; [3] Management School, University of Shanghai for Science and Technology, Shanghai 200093, China)

Abstract: Based on regime switching time series model, the price discovery of copper future market in Shanghai Future Exchange(SFE) was empirically Studied. The results indicate: (1) The copper future market in SFE has the price discovery function and can lead the spot market in Shanghai. The Volatility in copper spot market can spill over to the copper future market quickly. (2) The leading-lag relationship of the copper future markets between the SFE and London Metal Exchange(LME) changed significantly at the end of the year 2003. The one -way leading function of copper spot market in the LME to that in SFE altered, and the leading function of the copper spot market in the SFE to that in LME increased after 2003.

Key Words: Copper Future Market, Price Discovery, Regime Switching Time Series Model

作者联系方式:

通讯地址: 上海市邯郸路220号 复旦大学金融研究院, 蒋祥林

邮编: 200433

电话: 13818512973

Email: Xljiang@fudan.edu.cn