

上海与伦敦金属期货市场的波动溢出效应研究

——MGARCH- BEKK 模型的应用

韦镇坤

(上海财经大学 经济学院,上海 200439)

【摘要】文章建立 MGARCH- BEKK 模型对上海与伦敦金属期货市场的铜、铝非预期收益率的二阶矩之间的关系做了一个全面的研究。结果表明在加入 WTO 以前,对于铝 3 月收益率来说,波动的溢出效应是双向的。但是对于铜 3 月收益率来说,只存在上海向伦敦的波动溢出,不存在伦敦向上海的溢出。在加入 WTO 以后,两个市场的波动溢出效应显著增强,上海和伦敦两个市场的波动溢出效应是双向的,而且上海对伦敦的波动溢出效应要大于伦敦对上海的溢出效应。

【关键词】MGARCH 模型;BEKK 非预期收益率;波动的溢出效应;WTO

【中图分类号】F830.9 【文献标识码】A 【文章编号】1004- 2768(2008)17- 0051- 03

对于开放的资本市场,不同资本市场之间在信息传播、资金流动、市场运作等方面的联系不断加强,使得各市场之间的关系日益紧密,不同市场之间的收益越来越具有同向运动的特征,存在不断整合的趋势。一个资本市场上的波动不仅受自身过去波动的影响,往往也会受其他市场波动的影响,这种市场间波动的传导关系为波动“溢出效应”即收益率的二阶矩的格兰杰因果关系检验。Hamao Masulis & Ng (1990)提出了“波动溢出效应”,他们对 1987 年前美国、英国、日本三国股市波动溢出效应关系的考察表明,波动仅是纽约到东京、伦敦到东京、纽约到伦敦的溢出,即溢出是单向的,美国股市在其中起到了信息先导作用。在国内赵留彦和王一鸣(2003)以 2001 年 2 月 B 股对境内投资者开放为依据,对样本分阶段考察结果表明,运用向量 GARCH 模型认为该事件决定了 A、B 股收益率之间的波动溢出关系。王群勇和王国忠(2005)运用向量自回归(VAR)模型和向量 GARCH- BEKK 模型研究了 A、B 股之间的波动溢出,认为 A 股市场向 B 股市场的单向信息传递主要原因是市场微观结构中因投资者差异而造成的信息不对称。但是大多数波动溢出效应都是针对股票市场的,针对期货市场的波动溢出效应研究在国内研究很少,高辉(2005)年采用 Hamao 方法认为中国上海铜期货市场对英国铜期货市场溢出效应存在,而上海铝期货市场对伦敦铝的溢出效应不存在。英国的铜铝市场对中国上海的铜铝期货市场的溢出效应不存在。华仁海(2006)年认为伦敦对上海期货市场的溢出效应要大于上海对伦敦的溢出效应。本文选择上海期货交易所和伦敦金属交易所的铜、铝合约,应用 BEKK- MGARCH 模型来研究加入 WTO 前后两个市场的波动溢出效应。

一、模型设定

Engle 和 Kroner (1995)提出向量 GARCH- BEKK 模型。本文选择常用的条件方差服从 GARCH(1,1)过程,^①则 BEKK 对方差方程的设定形式如下:

$$H_t = C + B'H_{t-1}B + A'\varepsilon_{t-1}\varepsilon_{t-1}'A \quad (1)$$

其中:

$$h_{11,t} = \omega_{11} + \beta_{11}^2 h_{11,t-1} + 2\beta_{11}\beta_{21} h_{12,t-1} + \beta_{21}^2 h_{22,t-1} + a_{11}^2 \varepsilon_{1,t-1}^2 + 2a_{11}a_{21} \varepsilon_{1,t-1} \varepsilon_{2,t-1} + a_{21}^2 \varepsilon_{2,t-1}^2 \quad (2)$$

$$h_{22,t} = \omega_{22} + \omega_{21}^2 + \beta_{22}^2 h_{11,t-1} + 2\beta_{12}\beta_{22} h_{12,t-1} + \beta_{22}^2 h_{22,t-1} + a_{12}^2 \varepsilon_{1,t-1}^2 + 2a_{12}a_{22} \varepsilon_{1,t-1} \varepsilon_{2,t-1} + a_{22}^2 \varepsilon_{2,t-1}^2 \quad (3)$$

$$h_{12,t} = \omega_{12} + \omega_{11}\omega_{22} + \beta_{11}\beta_{22} h_{11,t-1} + (\beta_{11}\beta_{22} + \beta_{12}\beta_{21}) h_{12,t-1} + \beta_{21}\beta_{22} h_{22,t-1} + a_{11}a_{12} \varepsilon_{1,t-1}^2 + (a_{11}a_{22} + a_{21}a_{12}) \varepsilon_{1,t-1} \varepsilon_{2,t-1} + a_{21}a_{22} \varepsilon_{2,t-1}^2 \quad (4)$$

该模型的优点在于只要 C 正定,便可以保证 H_t 正定,而如果 C 可以写成 $\Omega'\Omega$ 形式,那么 C 就是正定的,公式(1)只有 11 个参数,在这里 h_{11} 代表伦敦市场的条件方差, h_{22} 代表上海期货市场的条件方差。 ω_{ij} , a_i , β_{ij} 分别为矩阵 Ω 、A、B 的第 (i,j) 个元素。Engle 和 Kroner (1995)证明了,对于形式(1)的 BEKK 模型,其协方差平稳的充要条件是 $A \otimes A + B \otimes B$ 的所有特征值均落在单位圆内。因为,为了考察波动在伦敦、上海两个金属期货市场之间的溢出效应,本文中我们针对矩阵元素而不是对元素的非线性组合进行 Wald 检验。^②检验上海期货交易所对伦敦金属交易所不直接存在溢出效应时,原假定为:

【收稿日期】2007-03-09

①描述金融时间序列 ARCH 族类模型滞后阶数很难确定,一般滞后阶数都取 1 足以描述金融市场的波动那个情况。例如, Lamoureux (1993) 等认为 GARCH(1,1) 能够很好的估计条件方差,其它支持 GARCH(1,1) 形式的文献可见 Hamilton (1994, Cha.21)。

②比如, $\gamma_1\gamma_2=1$ 与 $\gamma_1=1/\gamma_2$ 是等价的限制形式,然而对这两种形式进行 Wald 检验时很有可能发现一个限制条件显著而另一个不显著这种结果不一致现象(详细讨论见 Davidson 和 Mackinnon, 1993, Cha.13)。

【作者简介】韦镇坤(1977-)男,内蒙古人,上海财经大学经济学院博士研究生,研究方向:社会主义市场经济理论。

$H_0: \beta_{21}=0, a_{21}=0$ 这时(2)-(4)简化为:

$$h_{11,t} = \omega_{11}^2 + \beta_{11}^2 h_{11,t-1} + a_{11}^2 \varepsilon_{1,t-1}^2 \quad (5)$$

$$h_{22,t} = \omega_{22}^2 + \omega_{21}^2 + \beta_{12}^2 h_{11,t-1} + 2\beta_{12}\beta_{22} h_{12,t-1} + \beta_{22}^2 h_{22,t-1} + a_{12}^2 \varepsilon_{1,t-1}^2 + 2a_{12}a_{22} \varepsilon_{1,t-1} \varepsilon_{2,t-1} + a_{22}^2 \varepsilon_{2,t-1}^2 \quad (6)$$

$$h_{12,t} = \omega_{11}\omega_{12} + \beta_{11}\beta_{12} h_{11,t-1} + \beta_{11}\beta_{22} h_{22,t-1} + \beta_{12} h_{12,t-1} + a_{11}a_{12} \varepsilon_{1,t-1} + a_{11}a_{22} \varepsilon_{1,t-1} \varepsilon_{2,t-1} \quad (7)$$

同理,仅检验伦敦市场对上海市场不存在直接的溢出效应时,原假定为 $H_0: \beta_{12}=0, a_{12}=0$ 即是假定上海市场的条件方差仅受自身过去值的影响,同时检验伦敦市场对和上海市场之间不存在相互的溢出效应时,原假定为 $H_0: \beta_{12}=0, a_{12}=0, \beta_{21}=0, a_{21}=0$ 就是说,假定两市之间不存在相互的溢出效应时,即限制矩阵 A 和 B 非对角元素均为 0。在这里我们选择 Wald 检验,构造 Wald 检验的 W 统计量,在零假设下,统计量 W 具有渐进的 $\chi^2(q)$ 分布,其中 q 是参数约束的个数,即自由度。在条件残差向量服从二元正态分布的假定下,含有 T 个样本的对数斯然函数为:

$$l(\theta) = T \log(2\pi) - 1/2 \sum_{t=1}^T (\ln |H_t| + \varepsilon_t' H_t^{-1} \varepsilon_t) \quad (8)$$

这里, T 为总样本个数, θ 为待估参数,我采用 EViews5.0 自带 BV-GARCH 并经过自己修改后的程序进行估计,在估计时,参数的初值都是先进行单维 GARCH 模型估计的结果,没有的赋初值为零,最后都能收敛。

二、样本数据

国内、国际期货市场上相关品种的期货合约月份的设计上存在一定的差异,这里需要特别说明的是:伦敦金属交易所铜、铝在期货合约月份设计上不同于其他期货品种,其中 3 月、15 月、27 月期的期货合约均为连续合约,而其他期货交易所的期货合约在一定时间内到期,具有非连续的特点。为研究需要,我们按照以下方式产生研究所需要的连续期货数据。对铜和铝,国际金融市场上选择伦敦金属交易所 3 月期铜、铝每个交易日期货数据价格的收盘数据,为保持对应,国内市场上选择上海期货交易所铜、铝后推三个月产生的连续期货合约每个交易日的期货收盘数据(数据来源: <http://www.shfe.com.cn/statements/kx.html>)。例如,假设现在的时间是 1998 年 1 月,则选取后推三个月的连续期货合约 1998 年 4 月份交割的期货合约作为代表,而 1998 年 2 月,则选取 1998 年 5 月交割的期货合约作为代表,以此类推。铜、铝的数据的时间跨度均从 1998 年 1 月 5 日到 2006 年 6 月 14 日。涉及到关联性,由于我们选择的 LME 的 3 月期铜、铝的收盘价格数据和上海期货交易所铜、铝的连续价格数据在某些具体时间不匹配,比如:中国国内期货市场存在“五一”、“十一”、“春节”等节假日国内期货市场闭市,而英国伦敦金属交易所开市,国外的圣诞节等闭市,而国内开市的情况,我们将不匹配的数据删除,得到期铜连续 3 月序列数据 1 999 个,期铝连续 3 月序列数据 1 868 个。

从表 1 前 8 阶自相关性的联合 Ljung-Box Q 检验都可以认识到,上海金属期货交易所的铜铝收益率均没有序列相关现象,但是伦敦铜铝收益率都存在自相关性。根据平方收益率的 Q 检验结果,无论是上海还是伦敦平方收益率的自相关性统计上都是极其显著的,这说明了期货市场波动的时变性和聚集性。即 Mandelbrot(1963)和 Fama(1965)较早总结出来的:大的波动之后仍是大的波动,小的波动之后仍是小的波动。

考察伦敦、上海两个市场收益率条件均值的变动以及它们之间的相关性无疑具有重要意义,然而本文主要考察两市的波

动溢出效应。因此我们首先剔除能够利用自身或者对方市场的信息预测到的条件均值成分,仅取非预期的收益率成分作为研究对象来考虑市场间的波动关系。

表 1 伦敦与上海期货市场收益率特征

合约	观测值	均值	标准差	Q(8)	P 值	Q ² (8)	P 值
Shfecu3	1999	0.00068	0.01192	9.9011	(0.2720)	943.66	(0.0000)
Lmeacu3	1999	0.00071	0.0134	26.925	(0.0010)	468.9	(0.0000)
Shfeal3	1868	0.00206	0.00809	11.367	(0.1820)	1185.5	(0.0000)
Lmeal3	1868	0.00023	0.00605	18.428	(0.0180)	343.68	(0.0000)

注: Q 是检验滞后 1~8 阶收益率的自相关系数是否为 0, Q² 是用来检验平方后的收益率滞后 1~8 阶的自相关系数是否为 0,在序列无关的情况下都服从 $\chi^2(8)$ 分布

首先考虑收益率序列的自相关性,由于伦敦市场收益率具有显著的序列相关性,我们引入 ARMA(p,q) 模型。结果表明伦敦市场收益率经由适当的 ARMA(p,q) 模型滤波后的残差(又称为“非预期收益率”)不再具有线性相关性。具体的模型设定为:

$$r_t = c + \text{ARMA}(p, q) + \varepsilon_t \quad (9)$$

2 个残差序列的统计特征如表 2,相对于表 1 中的收益率序列而言,唯一明显的不同之处在于非预期收益率序列不存在自相关现象。其它统计特征则没有大的变化:非预期收益率仍然具有较高的峰度,显著的 Q² 统计量表明非预期收益率的波动仍存在聚类性。

表 2 线性滤波后伦敦市场收益率残差的基本统计特征

	均值	标准差	偏度	峰度	J-B	Q(8)	Q ² (8)
$\varepsilon_{1,t}$	1.50e-05	0.0139	-0.0959	8.7699	2776	8.6622(0.372)	373.67(0.000)
$\varepsilon_{2,t}$	9.99e-06	0.0115	-0.3699	8.6133	2493.767	2.9311(0.939)	257.94(0.000)

三、实证分析

在第三部分的后半段,讨论了伦敦市场和上海市场铜、铝合约的收益率自相关以及互相关关系,根据结果我们将伦敦市场的非预期收益率以及上海市场的收益率设定为如下形式:

$$\begin{pmatrix} e_{1,j,t} \\ r_{2,j,t} \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} \mu_{1j} \\ \mu_{2j} \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} \varepsilon_{1,j,t} \\ \varepsilon_{2,j,t} \end{pmatrix} \quad (10)$$

这里 $e_{1,j,t}$ 表示伦敦市场铜铝收益率经过适当 ARMA(p,q) 模型滤波后的收益率, $r_{2,j,t}$ 表示上海市场铜铝收益率。假定条件残差向量 $(\varepsilon_{1,j,t}, \varepsilon_{2,j,t})$ 服从二元正态分布,条件协方差矩阵设定为式(5)的 BEKK 模型。如前所述,该模型估计参数时能够同时利用残差向量的协方差矩阵包含的所有信息,将一个市场对另一个市场的波动冲击看作是模型的内生变量,因而能够有效地考察伦敦市场和上海市场铜铝期货合约收益率之间波动的溢出效应。

表 3.1 是伦敦市场和上海市场的波动溢出效应估计结果。第一栏为不对参数施加任何限制的 BEKK 模型最大似然估计结果,没有列出常数项。首先看第一列的参数估计值,该列是关于伦敦金属交易所和上海期货交易所的铝 3 月收益率波动 BEKK 模型。矩阵 A 和 B 的对角元素都相当显著,说明无论是伦敦还是上海铜铝收益率的波动都明显受自身以往波动程度的影响,参数估计结果满足模型的协方差平稳性条件,特征值比较的接近于 1,波动具有高度的持续性。我们只限定上海对伦敦不产生波动溢出,即假定 $H_0: \beta_{21}=0, a_{21}=0$,不管是铝收益率还是铜收益率, Wald 统计量的值很高,在 99% 的置信水平下都很显著,特别是铝收益率, P 值为 0.000。说明上海期货市场的铜铝收益率对伦敦存在波动溢出。但是我们假定伦敦对上海不产生波动溢出,即假定 $H_0: \beta_{12}=0, a_{12}=0$ 时,对于铝 3 月和铝加权收益率来说, Wald 统计量的值很高,而且 P 值都为 0,说明伦敦对上海铝 3 月对上海铝收益率的波动溢出效应是存在的。但是对于

铜 3 月,Wald 统计量都比较小,P 值比较大,接受伦敦对上海不产生波动溢出的原假设。根据整个样本区间的估计结果,可以说明上海和伦敦两个市场的铝收益率的波动具有双向的溢出效应,而对于铜收益率来说,只存在上海对伦敦的波动溢出,不存在伦敦对上海的溢出。

表 3.1 伦敦和上海期货市场之间的波动溢出效应(1998.1-2006.6)

第一栏: BEKK 模型	Al3 收益率				Cu3 收益率			
	系数	T 值	系数	T 值	系数	T 值	系数	T 值
矩阵 B $\begin{pmatrix} \beta_{11} & \beta_{12} \\ \beta_{21} & \beta_{22} \end{pmatrix}$	0.9577	153.27	0.0043	0.84	0.9833	361.32	-0.0018	-0.56
	(0.0000)		(0.3995)		(0.0000)		(0.5738)	
	0.0475	5.67	0.9459	157.67	0.0092	1.66	0.9698	214.61
矩阵 A $\begin{pmatrix} a_{11} & a_{12} \\ a_{21} & a_{22} \end{pmatrix}$	0.0000		(0.0000)		0.0097		0.0000	
	0.1870	12.04	-0.0367	-3.30	0.1548	10.11	-0.0236	-1.43
	(0.0000)		(0.0000)		(0.0010)		(0.1528)	
	-0.0606	-4.47	0.3455	20.47	0.0006	0.03	0.2399	13.15
L (对数似然值)	12815.00				12522.95			
第二栏: 溢出效应的假设检验两市间不存在溢出								
H ₀ : $\beta_{21}=\alpha_{21}=\beta_{12}=\alpha_{12}=0$								
Wald=74.10(0.0000)				Wald=12.47(0.0142)				
不存在上海向伦敦期市溢出								
H ₀ : $\beta_{21}=\alpha_{21}=0$								
Wald=53.62(0.0000)				Wald=10.61(0.0050)				
不存在伦敦向上海期市溢出								
H ₀ : $\beta_{12}=\alpha_{12}=0$								
Wald=20.07(0.0000)				Wald=4.09(0.1039)				

表 3.2 伦敦和上海期货市场之间的波动溢出效应(1998.1-2001.12)

第一栏: BEKK 模型	Al3 收益率				Cu3 收益率			
	系数	T 值	系数	T 值	系数	T 值	系数	T 值
矩阵 B $\begin{pmatrix} \beta_{11} & \beta_{12} \\ \beta_{21} & \beta_{22} \end{pmatrix}$	0.8988	33.48	-0.0188	-1.38	0.9810	125.75	0.0058	0.69
	(0.0000)		(0.1688)		(0.0000)		(0.4877)	
	0.2056	5.60	0.9433	46.25	0.0143	1.09	0.9522	81.47
矩阵 A $\begin{pmatrix} a_{11} & a_{12} \\ a_{21} & a_{22} \end{pmatrix}$	0.2517	7.17	-0.0120	-0.5284	0.1538	4.94	-0.0226	-0.81
	(0.0000)		(0.5972)		(0.0000)		(0.4198)	
	-0.3484	-6.93	0.2274	6.07	-0.0631	-2.40	0.2296	7.11
	(0.0000)		(0.0000)		(0.0163)		(0.0000)	
L (对数似然值)	5910.93				6256.478			
第二栏: 溢出效应的假设检验两市间不存在溢出								
H ₀ : $\beta_{21}=\alpha_{21}=\beta_{12}=\alpha_{12}=0$								
Wald=57.6220(0.0000)				Wald=10.2570(0.0363)				
不存在上海向伦敦期市溢出								
H ₀ : $\beta_{21}=\alpha_{21}=0$								
Wald=49.1906(0.0000)				Wald=7.2306(0.0269)				
不存在伦敦向上海期市溢出								
H ₀ : $\beta_{12}=\alpha_{12}=0$								
Wald=7.0314(0.0297)				Wald=0.6936(0.7070)				

表 3.3 伦敦和上海期货市场之间的波动溢出效应(2002.1-2006.6)

第一栏: BEKK 模型	Al3 收益率				Cu3 收益率			
	系数	T 值	系数	T 值	系数	T 值	系数	T 值
矩阵 B $\begin{pmatrix} \beta_{11} & \beta_{12} \\ \beta_{21} & \beta_{22} \end{pmatrix}$	0.9812	273.63	0.0050	1.08	0.9823	291.57	-0.043	-3.05
	(0.0000)		(0.2788)		(0.0000)		(0.0295)	
	0.0202	2.50	0.9312	145.35	0.0891	4.34	0.9765	197.08
矩阵 A $\begin{pmatrix} a_{11} & a_{12} \\ a_{21} & a_{22} \end{pmatrix}$	0.1284	7.34	-0.0478	-4.25	0.1574	7.25	-0.036	-2.54
	(0.0000)		(0.0000)		(0.0000)		(0.0312)	
	0.0896	6.99	0.4050	18.60	0.0644	3.91	0.2445	10.71
	(0.0000)		(0.0000)		(0.0037)		(0.0000)	
L (对数似然值)	6936.578				6283.796			
第二栏: 溢出效应的假设检验两市间不存在溢出								
H ₀ : $\beta_{21}=\alpha_{21}=\beta_{12}=\alpha_{12}=0$								
Wald=78.87(0.0000)				Wald=16.1216(0.0029)				
不存在上海向伦敦期市溢出								
H ₀ : $\beta_{21}=\alpha_{21}=0$								
Wald=64.94(0.0001)				Wald=14.8098(0.0006)				
不存在伦敦向上海期市溢出								
H ₀ : $\beta_{12}=\alpha_{12}=0$								
Wald=17.77(0.0001)				Wald=11.0978(0.0039)				

为了研究加入 WTO 前后,波动的溢出效应是否比原来大,我们依然将数据分为两个部分。在考察加入 WTO 以前两个市场的波动溢出关系,我们只考察 1998 年元月到 2001 年 12 月的样本。表 3.2 和表 3.3 是我国加入 WTO 前后,伦敦和上海两个金属期货市场波动溢出效应得参数估计结果。对比表 6.2 和表 6.3 我们发现加入 WTO 前后两个市场间的波动溢出效应发生较大变化,再加入 WTO 以前在 95%的显著性水平下,对于铝 3 月收益率来说,波动的溢出效应是双向的。但是对于铜 3 月收

益率来说,只存在上海向伦敦的波动溢出,不存在伦敦向上海的溢出。在加入 WTO 以后,两个市场的波动溢出效应显著增强,Wald 统计量显著增加,而且上海和伦敦两个市场的波动溢出效应是双向的。根据 Conrad(1991),在式 5.1-5.3 中的条件方差方程 $h_{ij,t}$ 中我们可以近似的将残差平方 $\varepsilon_{j,t-1}$ ($i,j=1,2,i \neq j$) 视为市场 j 对 i 的波动溢出项,其系数大小反应了溢出程度的强弱。^①我们考虑 2002 年以后的样本,来看溢出效应系数的大小。对于铝 3 月收益率来说,伦敦对上海的波动溢出系数为: 0.0023 ($(-0.0478)^2=0.00228$),而上海对伦敦的波动溢出系数为: 0.008 ($(0.0896)^2=0.008$) 几乎是伦敦对上海的 4 倍。对于铜 3 月收益率来说,伦敦对上海的波动溢出系数为: 0.0013 ($(-0.036)^2=0.0013$),而上海对伦敦的波动溢出系数为: 0.0041 ,几乎是伦敦对上海的 3 倍。说明上海对伦敦的波动溢出效应要大于伦敦对上海的溢出效应,这大概是由于上海期货市场还没有完全放开的缘故。

四、结论

本文对伦敦和上海期货交易所的铜、铝期货收益率进行研究发现,上海期货交易所的铜、铝对数收益率不存在自相关,但是伦敦期货交易所的铜、铝对数收益率都存在自相关,所以剔除能够利用自身市场信息预测到的条件均值成分,仅取非预期收益率成分作为观测值来考察两市间的波动溢出关系。利用向量 GARCH-BEKK 模型对上海和伦敦金属期货市场的波动溢出效应进行检验,发现在加入 WTO 前 WTO 后两个市场间的波动溢出效应发生较大变化,在加入 WTO 以前在 95%的显著性水平下,对于铝收益率来说,波动的溢出效应是双向的。但是对于铜 3 月收益率来说,只存在上海向伦敦的波动溢出,不存在伦敦向上海的溢出。在加入 WTO 以后,两个市场的波动溢出效应显著增强,并且溢出效应是双向的。造成这个的原因是,加入 WTO 以后国内期货市场的逐渐放开,国内国际资本的跨国投资,使得两个市场的关联性大大增强。再一个原因是,铜和铝是工业建设的主要原材料,而且是不可再生资源,随着国内强劲的经济增长,不可避免的要增加对铜铝的需求,拉动进口,而对于铜铝矿业和制造业,不得不参考国内外金属期货、现货价格进行套期保值和投机,这样也加强了两个市场的关联性。上海对伦敦的波动溢出效应要大于伦敦对上海的溢出效应,这大概是由于上海期货市场还没有完全放开的缘故。

本文的创新点,在于利用向量 GARCH-BEKK 模型对伦敦和上海两市的铜、铝期货收益率的波动溢出效应进行了检验,考察了加入 WTO 前后波动溢出效应的变化。其中波动溢出效应研究结果与高辉(2005)(采用 Hamao 方法)差别不大,都是上海对伦敦的波动溢出效应大于伦敦对上海的波动溢出效应,只是高辉认为铝期货没有这种波动溢出效应,和华仁海(2006)的结果有些出入,他认为伦敦对上海波动溢出效应要大于上海对伦敦的影响。

【参考文献】

- [1] Engle R.F. & Ng V.K., 1993, 'Measuring and testing the impact of news on volatility', Journal of Finance, vol. 48, 1749-1778.
- [2] Engle R.F. Ito T. & Lin W.L., 1990, 'Meteor showers or heat waves? Heteroscedastic Intra-daily volatility in the foreign exchange market', Econometrica, vol. 58 May, 525-542.

(下转第 93 页)

^①当然在条件方差方程 $h_{ij,t}$ 中,等式右侧 $h_{ij,t-1}$ 也可以反映市场 j 对市场 i 的波动溢出。 $h_{ij,t-1}$ 本质上是和 $\varepsilon_{j,t-1}^2$ 相同,只不过前者更能反映多期滞后值的影响。一般的 $\varepsilon_{j,t-1}^2$ 的系数大时 $h_{ij,t-1}$ 的系数也比较大的,因此本文只 $\varepsilon_{j,t-1}$ 比较的系数。

上市公司控制权转移实例中,80%左右的支付方式还是现金,现金支付增加了收购方的成本,提高了收购难度,使得公司控制权市场难以活跃。

二、股权分置改革对我国公司控制权市场的影响

股权分置改革会使我国上市公司的股权结构发生相应的变化,它采用以非流通股股东赠送流通股股票等形式降低大股东的比例,在一定程度上使得上市公司的股权结构呈现分散化趋势。随着股权分置改革的完成,我国僵化的控制权市场将随之得到活跃。笔者认为,我国控制权市场会发生如下变化。

(一)控制权转移的动机将趋于战略化

随着上市公司股权结构的合理和公司治理结构的改善,各个公司将越来越学会用理性的心态进行公司控制权争夺,控制权转移的动机以提升公司主业、增长公司业绩等产业整合为主。公司控制权转移的动机呈现出战略性特征,更多的是为了把公司做大做强而进行的上市公司资源整合,比如,实现产业整合以削弱或打败竞争对手、追求股价上涨等。在选择控制目标时,也会更多地从战略性的产业整合角度和对企业业绩的增长贡献考虑交易行为的可操作性,而不会仅仅是为了投机和取得上市资格。

(二)控制权转移的方式将趋于规范化

股权分置改革完成后,全流通将使得上市公司的股权结构从“一股独大”逐渐演变为一定程度的分散化,这就为通过二级市场收购上市公司股份进而成为上市公司大股东,获取控制权创造了条件。于是通过二级市场进行的要约收购将取代协议收购成为主流控制权转移模式。要约收购是美国上市公司之间最主要的收购形式,它通过公开向全体股东发出要约,达到控制目标公司的目的。其最大的特点是,在所有股东平等获取信息的基础上由股东自主做出选择,因此被视为完全市场化的规范的收购模式,有利于防止各种内幕交易,保障全体股东尤其是中小股东的利益。随着流通股和非流通股定价机制的一致,要约收购,这一规范的转移方式必将成为我国全流通股市场上最具有活力的收购方式。

(三)控制权转移的价格将趋于市场化

股权分置改革之前,由于非流通股没有可参考的价格,交易价格基本与二级市场流通股价格脱节,缺乏市场运作中的拍卖竞价机制,这种非市场定价的方式很难准确地判断公司控制权价值,而股权分置改革后非流通股变为流通股,公司控制权可以通过市场机制确定合理的价格,并且潜在竞争者可以通过股价的涨跌来判断公司价值。证券市场真正成为评估和确定公司价值的平台,买卖双方都可以根据自己的需求,以经过市场认可的价格进行交易。

(四)控制权支付方式将趋于多样化

股权分置改革后,全流通使得股票可以随时变现,增强了持有股票的并购主体的现金支付能力。换股并购、定向增发等市场化方式被广泛采用,也扩大了股票作为并购支付方式的范

围,使股票将成为重要的并购支付方式。特别是大公司之间的强强并购,由于交易数额巨大,更有必要采用股票支付。换股并购可以灵活运用到中国上市公司间以及上市公司与非上市公司之间,这在刚出台的《上市公司收购管理办法》中已经有明确规定。由此可以预见,上市公司会越来越多地采用发行新股、换股的支付方式进行公司控制权转移,这从一定意义上有利于我国控制权市场的活跃。

三、完善股权分置改革,健全公司控制权市场的建议

(一)优化股权结构

股权分置改革提高了上市公司控股股权的流动性,为上市公司经营战略的顺利调整创造了条件,但全流通并不表明股权结构已变化,更不意味着股权结构就能优化。优化股权结构应做好以下工作:(1)降低国有股股权比例,使之与国有经济应有的功能相适应;(2)加快国家授权投资机构的建设,解决国有股的产权主体问题;(3)培育法人投资主体,促进公司治理机制的规范化;(4)积极引入机构投资者,发挥股东多元化对公司管理层的监督制衡作用。

(二)建立科学健全的控制权转让定价体系

股权分置改革以后,公司控制权的定价问题涉及股权转让的定价。根据一些国家成熟股票市场的经验,可采用公开竞价方式或协议转让方式确定价格。为了规范定价的操作程序,笔者建议:(1)建立专门的公开竞价市场,及时披露股权转让的相关信息;(2)聘请中介服务机构出具独立评估报告,务求评估定价的合理性;(3)设置收购审核委员会,对交易的公平性进行事前审核及事后评价;(4)构筑良好的沟通渠道,发挥中小投资者的监督作用等。

(三)完善控制权市场的法律规范

公司控制权市场的规范发展有赖于相关法律体系的完善。在法律规范建设中,当前要特别注意完善接管和反接管的法律。接管和反接管是争夺公司控制权的重要方式,为了发挥其在公司治理中的作用,应从法律上对其加以规范,遏制接管过程中出现的关联方交易和内幕交易等违反国家政策以及损害职工、债权人和其他利益相关者利益的行为。

【参考文献】

- [1] 贾晓丽,徐全军.后股权分置时代的公司控制权市场研究[J].现代企业,2007(4).
- [2] 隋荣荣,张丽萍.我国上市公司股权流通性与控制权市场研究[J].财会月刊,2007(2).
- [3] 肖勇,邹洋.从控制权市场看后股权分置时代我国公司治理的变化[J].时代金融,2006(12).
- [4] 张义强.谈我国公司控制权市场的完善[J].浙江金融,2007(8).
- [5] 张衍,陈怡男.全流通后的中国上市公司控制权市场分析[J].西南金融,2006(6).

(责任编辑: L 校对: Z)

(上接第53页)

- [3] Hamao, Y., Masulis, R.W. & Ng, V., 1990, 'Correlations in price changes and volatility across international stock markets', *Review of Financial Studies*, vol. 3, 281-307.
- [4] Ross, S.A., 1989, 'Information and Volatility: The No-Arbitrage Martingale approach to timing and resolution irrelevancy', *Journal of Finance*, vol. 44, 1-17.
- [5] 赵留彦,王一鸣. A、B股之间的信息流动与波动溢出[J].金融研究,

2003(10).

- [6] 王群勇,王国忠.沪市A、B股市场间信息传递模式研究[J].现代财经,2005(6).
- [7] 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,2004(3).
- [8] 周洁.国内、外铜期货市场的关联性研究[J].期货月刊,2005(6).
- [9] 高辉.中国上海与英国伦敦期货价格收益率与波动性研究[J].经济学会年,2005.

(责任编辑: Z 校对: R)